بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۲۱، شمارهٔ ۲
تابستان ۱۳۹۳
ص. ۱۵۰- ۱۲۷

مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش و ثروت سهامداران

محمد تشکری جهرمی[۱]، یوسف احدی سرکانی[۲]، عبدالرضا تالانه[۳]

چکیده: پژوهش پیش رو تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران را در شرکت‌های بورس تهران، در دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ بررسی می‌کند. اندازه‌گیری معیارهای مدیریت سرمایهٔ در گردش ، به‌کمک داده‌های برگرفته از سیستم حسابداری، مانند دورهٔ فروش کالا، دورهٔ وصول مطالبات و اقلام صورت‌های مالی، انجام شد. برای اندازه‌گیری متغیر معرف ثروت سهامداران، بازده تعدیل‌شدهٔ سهام را به‌کار گرفته و با استفاده از پورتفوسازی به محاسبهٔ آن اقدام شده است. بررسی‌های آماری با استفاده از تحلیل توزیع شرطی داده‌ها و تحلیل رگرسیونی، به شیوهٔ پانل انجام شده است. بررسی توزیع شرطی داده‌ها نشان می‌دهد که معیارهای متداول در ارزیابی مدیریت سرمایهٔ در گردش ، مانند دورهٔ وصول مطالبات و دورهٔ فروش کالا، رابطهٔ معنی‌داری با بازده تعدیل شدهٔ سهام دارند. همچنین، نتایج تحلیل‌های رگرسیونی نشان می‌دهد که رابطهٔ مثبت و معنی‌داری بین اجزای سرمایهٔ در گردش و معیار بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش با بازده تعدیل شده سهام وجود دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژه‌های کلیدی: بازده تعدیل‌شدهٔ سهام، داده‌های حسابداری، سرمایهٔ در گردش، معیار بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش.

۱. کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران
۲. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران
۳. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۰۱/۱۶
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۳/۲۵
نویسندهٔ مسئول مقاله: عبدالرضا تالانه
E-mail: unistpapers@yahoo.com

مقدمه

شرکت‌ها در بدو تأسیس با سرمایه‌گذاری ثابت تشکیل می‌شوند، اما شروع و ادامهٔ عملیات آنها بدون داشتن سرمایهٔ در گردش امکان‌پذیر نیست. مبالغی که واحدهای تجاری در دارایی‌های جاری نگهداری می‌کنند را می‌توان با عنوان سرمایهٔ در گردش شناخت و مبلغی که عموماً به نام سرمایهٔ در گردش معروف‌شده، ناشی از تفاوت بین دارایی‌ها و بدهی‌های جاری است (میرالماسی، ۱۳۷۴). درواقع، فزونی دارایی جاری بر بدهی جاری، سرمایهٔ در گردش خالص نامیده می‌شود. از دید مدیران مالی مهم‌ترین اقلام سرمایهٔ در گردش، وجه نقد و اوراق بهادار کوتاه‌مدت، مطالبات، موجودی‌های نگهداری‌شده برای فروش و تعهدات جاری در برابر تأمین‌کنندگان مواد و کالا است.

سرمایهٔ در گردش برای شرکت‌ها اهمیت زیادی دارد؛ زیرا دارایی‌ها و بدهی‌های جاری دربرگیرندهٔ اقلامی هستند که مستقیماً در چرخهٔ عملیاتی شرکت ایفای نقش می‌کنند. به‌اعتقاد عارفی و دادرس (۱۳۹۰) حساب‌های دریافتنی و موجودی‌های کالا، نقش مهمی در استراتژی تحلیل بنیادی ایفا می‌کنند. نوروش، ناظمی و حیدری (۱۳۸۵) به‌استناد نتایج پژوهش خود اعلام کرده‌اند که تغییرات سرمایهٔ در گردش را می‌توان به‌مانند ابزاری برای ارزیابی کیفیت سود به‌کار برد. همچنین، بخش بزرگی از دارایی‌های شرکت‌ها را دارایی‌های جاری تشکیل می‌دهد (کیسنیک، لاپلانت و موسوی، ۲۰۱۱). در شرکت‌های آمریکایی موجود در نمونهٔ مطالعهٔ کیسنیک و همکاران (۲۰۱۱)، نسبت سرمایهٔ در گردش به ارزش دفتری دارایی‌ها به‌طور متوسط بالاتر از ۲۷ درصد است. در پژوهش حاضر نسبت دارایی‌های جاری به جمع کل دارایی‌ها برحسب ارزش‌های دفتری، حداقل ۴۸/۶ درصد در سال ۱۳۸۴ و حداکثر ۵۵/۶ درصد در سال ۱۳۸۰ است که حکایت از اهمیت سرمایهٔ در گردش در شرکت‌های ایرانی دارد.

علاوه‌بر این، دارایی‌های جاری معمولاً در صورت بی‌گردش‌ماندن، در فرایند کسب بازده شرکت مشارکت کمتری دارند و از سوی دیگر، بدهی‌های جاری نیز در مقایسه با سایر انواع روش‌های تأمین مالی از هزینهٔ کمتری برخوردارند. بنابراین، ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌های جاری نسبت به یکدیگر و نسبت به مجموع دارایی‌ها بسیار مهم است؛ زیرا در صورت بی‌تناسبی این اقلام، به‌دلیل کسب بازده کمتر روی دارایی‌های جاری و تحمل هزینهٔ بیشتر در عدم استفاده از بدهی‌های جاری، ارزش شرکت کاهش می‌یابد. تروئل و سولانو (۲۰۰۷) معتقدند که سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ در گردش، به‌طور مشخص با ایجاد توازن بین سودآوری و ریسک در ارتباط است؛ زیرا معمولاً تصمیماتی که سودآوری را افزایش می‌دهند، به افزایش ریسک منجر می‌شوند و درمقابل، تصمیماتی که کاهش ریسک را در پی دارند، منجر به کاهش سودآوری

بالقوه خواهند شد. توانایی خلق ارزش از طریق مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش و اثر آن بر ارزش شرکت، باعث شده است تا مدیران توجه ویژه‌ای به مبالغ سرمایه‌گذاری‌شده در سرمایهٔ در گردش داشته باشند و انرژی زیاد و زمان طولانی را برای ادارهٔ صحیح آن صرف کنند. از این رو تصمیم‌گیری دربارهٔ ترکیب و مبلغ دارایی و بدهی‌های جاری، یکی از موضوعات مهم مدیریت مالی با عنوان مدیریت سرمایهٔ در گردش است.

در حالیکه به پشتوانهٔ استدلال‌های نظری فوق می‌توان مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش را مولد ارزش برای شرکت و سهامدارانش دانست، مطالعات تجربی نیز برای بررسی درستی این ادعا ضرورت دارند. درک چگونگی تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش در خلق ارزش برای واحد تجاری، از دسته مباحثی است که می‌تواند مورد توجه سرمایه‌گذاران و استانداردگذاران نیز باشد. سرمایه‌گذاران علاقه‌مند هستند از طریق درک مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش، به خرید سهامی اقدام کنند که ثروتشان را به حداکثر برساند. به‌طور مشابه، درک اهمیت موضوع سرمایهٔ در گردش توسط نهادهای استانداردگذار، موجب وضع استانداردها و مقررات مناسب‌تر برای شفافیت در مشخص‌کردن سطح کارایی مدیریت سرمایهٔ در گردش خواهد شد.

اغلب مطالعات، مانند دیلوف (۲۰۰۳)، تروئل و سولانو (۲۰۰۷)، اردکانیان (۱۳۸۸)، و رضازاده و حیدریان (۱۳۸۸)، بیشتر بر ارتباط میان مدیریت سرمایهٔ در گردش و مؤلفه‌های آن با سودآوری شرکت تمرکز دارند که در آنها برای اندازه‌گیری سودآوری شرکت‌ها، به‌طور عمده از معیارهایی همچون سود خالص، بازده دارایی‌ها و بازده سرمایه استفاده شده است. پژوهش حاضر ضمن توجه به تأثیر سرمایهٔ در گردش بر سودآوری شرکت، با استفاده از معیاری با عنوان معیار بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش، تأثیر مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران را بررسی می‌کند که در برخی از پژوهش‌های پیشین، همچون اردکانیان (۱۳۸۸) و رضازاده و حیدریان (۱۳۸۸) استفاده نشده است.

افزون‌بر این، متغیر معرف ثروت سهامداران باید به‌طور روشنی بیانگر ارزش‌های اضافی خلق‌شده درنتیجهٔ مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش باشد. بنابراین در این پژوهش با پورتفوسازی، متغیر وابسته (بازده تعدیل‌شدهٔ سهام)، از تفاضل متوسط بازده سهام هر شرکت و بازده پورتفوهایی که سهام شرکت در آن قرار گرفته، به‌دست آمده است. این شیوهٔ محاسبهٔ متغیر وابسته، متفاوت از شیوهٔ به‌کار رفته در کار مرادی و نجار (۱۳۹۲) است که از مدل سه عاملی فاما و فرنچ در محاسبهٔ مازاد بازده سهام استفاده کرده‌اند.

از سوی دیگر کمبود پژوهش در این زمینه و نیافتن پژوهشی که اثر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران و ارزش شرکت را در بورس اوراق بهادار تهران به‌منزلهٔ یک بازار نوظهور بررسی کند، انگیزهٔ اصلی این پژوهش است.

پیشینهٔ پژوهش

پژوهش‌های انجام گرفته در خصوص مدیریت سرمایهٔ در گردش (که در ادامه به آنها پرداخته خواهد شد) را می‌توان در دو دسته قرار داد: دستهٔ اول مطالعاتی است که به تحلیل مدیریت سرمایهٔ در گردش با تأکید بر نقش آن بر سودآوری واحد تجاری می‌پردازند و دستهٔ دوم مطالعاتی که مدیریت سرمایهٔ در گردش را با تأکید بر توانایی آن در خلق ارزش برای واحد اقتصادی و ثروت سهامداران، تجزیه و تحلیل می‌کنند.

بخش نخست

مطالعات اولیه در مورد مدیریت سرمایهٔ در گردش، بر تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش در سودآوری واحد انتفاعی تأکید دارند. یکی از پژوهش‌های انجام‌شده دربارهٔ مدیریت سرمایهٔ در گردش با رویکرد تأکید بر سودآوری، به دیلوف (۲۰۰۳) تعلق دارد. او ارتباط میان سرمایهٔ در گردش و متغیر سودآوری شرکت‌های بلژیکی را مورد بررسی قرار داد. یافته‌های وی نشان داد که ارتباط منفی و معناداری بین دورهٔ وصول مطالبات و دورهٔ فروش کالا و دورهٔ پرداخت حساب‌های پرداختنی با سودآوری شرکت‌ها وجود دارد که این رابطهٔ منفی برای دورهٔ پرداخت حساب‌های پرداختنی، خلاف انتظار است. او ارتباط منفی بین دورهٔ حساب‌های پرداختنی و سودآوری را این‌گونه توجیه می‌کند که شرکت‌های با سودآوری کم، پرداخت صورت‌حساب‌های خود را به تعویق می‌اندازند و به همین دلیل دورهٔ پرداخت بدهی این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌های دیگر، بالاتر است.

تروئل و سولانو (۲۰۰۷) با بررسی شرکت‌های کوچک و متوسط اسپانیایی طی سال‌های ۲۰۰۲- ۱۹۹۶، رابطه بین مدیریت سرمایهٔ در گردش و سودآوری شرکت‌ها را مورد آزمون قرار دادند. نتایج مطالعات آنها نشان داد که مدیریت می‌تواند با کاهش تعداد روزهای دورهٔ وصول مطالبات و دورهٔ فروش کالا، سودآوری شرکت‌ها را بهبود ببخشد. این بدان معناست که کوتاه‌کردن چرخهٔ تبدیل وجه نقد، موجب بهبود سودآوری شرکت‌ها می‌شود.

سمبل اوغلو و دمیرگونس (۲۰۰۸) نیز به بررسی تأثیر مدیریت در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس سهام استانبول در دورهٔ زمانی ۲۰۰۷- ۱۹۹۸ پرداختند. با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه، نتایج حاکی از آن است که دورهٔ وصول حساب‌های دریافتنی،

دورهٔ فروش کالا و اهرم مالی، به‌طور منفی و معنادار سودآوری را تحت تأثیر قرار می‌دهند. افزون‌بر آن، رشد فروش به‌طور مثبت و معنادار سودآوری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با وجود این، چرخهٔ تبدیل وجه نقد، اندازهٔ شرکت و دارایی های مالی ثابت، تأثیر معناداری بر سودآوری شرکت‌ها ندارند.

اردکانیان (۱۳۸۸) با تمرکز بر استراتژی‌های مدیریت، به بررسی رابطهٔ سرمایهٔ در گردش و سودآوری شرکت پرداخت. پژوهش ایشان روی ۱۱۰ شرکت ایرانی از بورس اوراق بهادار تهران برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۶– ۱۳۸۱ انجام گرفت. نتایج وی نشان می‌دهد که بین شیوهٔ مدیریت سرمایهٔ در گردش و سودآوری، رابطهٔ منفی وجود دارد؛ به این صورت که سودآوری شرکت با استراتژی جسورانه در مدیریت سرمایهٔ در گردش افزایش پیدا می‌کند و برعکس با استفاده از استراتژی محافظه‌کارانه در مدیریت سرمایهٔ در گردش، سودآوری شرکت کاهش می‌یابد.[۱]

رضازاده و حیدریان (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر سودآوری شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۶ پرداختند. آنها برای عملیاتی‌کردن متغیر سودآوری شرکت‌ها از بازده دارایی‌ها (ROA) کمک گرفتند. نتایج این پژوهش نشان داد، اگرچه اعطای اعتبار و فرصت زمانی بیشتر به مشتریان می‌تواند منجر به فروش بیشتر شود، اما بر سودآوری شرکت‌ها تأثیر منفی دارد. بنابراین با محدودکردن دورهٔ وصول مطالبات می‌توان نتایج مربوط به عملکرد شرکت‌ها را بهبود بخشید. ضمن آنکه سودآوری شرکت‌ها با کاهش دورهٔ نگهداری موجودی‌ها هم بهبود می‌یابد، اما آنچنان که در نتایج پژوهش مشخص شد، برخلاف انتظار، افزایش دورهٔ پرداخت بدهی‌ها بر سودآوری شرکت‌ها تأثیر منفی دارد.[۲] همچنین در خصوص چرخهٔ تبدیل وجه نقد، مشابه با یافته‌های تروئل و سولانو (۲۰۰۷)، نتایج رضازاده و حیدریان (۱۳۸۸) نشان می‌دهد که کاهش این چرخه می‌تواند موجب بهبود سودآوری شرکت‌ها شود.

---

۱. در استراتژی محافظه‌کارانه برای دارایی جاری، مدیریت، سطح دارایی جاری را در بالاترین حد ممکن نگه می‌دارد. درنتیجه چون وجه نقد و موجودی کالای زیادی نگهداری می‌شود، هزینهٔ بیشتری به شرکت تحمیل شده و بنابراین بازده کاهش می‌یابد؛ اما از سوی دیگر، ریسک از دست دادن مشتری به حداقل خواهد رسید. در استراتژی جسورانه برای دارایی جاری، این وضعیت و پیامدهای آن برعکس است. در استراتژی محافظه‌کارانه برای بدهی جاری، مدیریت سعی دارد در ساختار سرمایهٔ شرکت کمتر از وام‌های کوتاه‌مدت و بیشتر از وام‌های بلندمدت استفاده کند. در نتیجه، ریسک عدم پرداخت به موقع بدهی یا ریسک ورشکستگی، به حداقل می‌رسد و از سوی دیگر چون از بدهی بلندمدت (و حقوق صاحبان سهام) استفاده شده است، متوسط هزینهٔ سرمایهٔ شرکت افزایش و نرخ بازده سهام کاهش خواهد یافت. در استراتژی جسورانه برای دارایی جاری، این وضعیت و پیامدهای آن برعکس است.

۲. این نتیجه مشابه پژوهش دیلوف (۲۰۰۳) است. همان‌گونه که پیش از این اشاره شد، دیلوف (۲۰۰۳) در توجیه این موضوع بیان می‌کند که وصول این نتایج، به‌دلیل تمایل شرکت‌های کم‌سود یا زیان‌ده به تأخیر در پرداخت بدهی خود است.

ستایش و همکاران (۱۳۸۸) با انجام پژوهشی روی ۲۲۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۶– ۱۳۸۲، سعی در یافتن تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر سودآوری واحدهای تجاری داشتند. در این راستا آنها از متغیر دورهٔ وصول مطالبات، دورهٔ تبدیل موجودی کالا، دورهٔ پرداخت حساب‌های پرداختنی و چرخهٔ تبدیل وجه نقد برای اندازه‌گیری مدیریت سرمایهٔ در گردش و از متغیر نرخ بازده دارایی‌ها برای سنجش سودآوری شرکت‌ها استفاده کرده‌اند. نتایج آزمون‌های آماری پس از به‌کارگیری مدل رگرسیونی چندگانه، نشان داد که ارتباط منفی و معناداری بین متغیرهای دورهٔ وصول مطالبات، دورهٔ تبدیل موجودی کالا و چرخهٔ تبدیل وجه نقد با سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. محققان در این پژوهش، شواهدی دال بر وجود رابطهٔ معنادار بین دورهٔ پرداخت حساب‌های پرداختنی و سودآوری مشاهده نکردند.

بخش دوم

در حالیکه مطالعات تشریح شده در بالا، بر ارتباط میان سرمایهٔ در گردش و سودآوری شرکت متمرکز هستند، برخی از پژوهش‌ها به‌طور مستقیم به تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر ارزش شرکت تمرکز دارند. برای نمونه، کیسنیک، لاپلانت و موسوی (۲۰۱۱) پژوهشی را با عنوان «مدیریت سرمایهٔ در گردش و ثروت سهامداران» انجام دادند که به گفتهٔ ایشان نخستین مطالعهٔ تجربی مدیریت سرمایهٔ در گردش و ثروت سهامداران است. آنها با توجه به مدل زیربنایی پژوهش، بازده تعدیل‌شدهٔ سهام را متغیر وابسته در نظر گرفتند و در مقابل، خالص سرمایهٔ در گردش را به‌منزلهٔ متغیر مستقل در مدل لحاظ کردند. درنهایت با استفاده از نتایج به‌دست‌آمده از مدل رگرسیونی پانل دیتا، دریافتند که یک واحد پولی سرمایه‌گذاری‌شده در سرمایهٔ در گردش برابر با ۰/۵۲ واحد پولی ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. همچنین یک واحد پولی سرمایه‌گذاری‌شده در وجه نقد، برابر با ۱/۵۳ واحد پولی ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. این نتیجه نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری در وجه نقد بیشتر از سرمایه‌گذاری در سایر اقلام سرمایهٔ در گردش، ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، یافته‌های آنها نشان داد که وجوه سرمایه‌گذاری‌شده در موجودی‌ها نسبت به سرمایه‌گذاری در فروش‌های اعتباری (مطالبات)، تأثیر بیشتری بر ارزش شرکت خواهد داشت. همچنین ارزش شرکت به میزان چشمگیری تحت تأثیر فروش‌های آیندهٔ شرکت قرار دارد و ارزش شرکت از فاکتورهایی همچون ریسک ورشکستگی، محدودیت‌های مالی و میزان بدهی‌های شرکت تأثیر می‌پذیرد.

بخش اول از پژوهش اظهر و نوریزا (۲۰۱۰) بررسی تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر ارزش شرکت را تشکیل می‌دهد. آنها از شاخص کیو توبین برای ارزیابی اثر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر ارزش شرکت استفاده کردند. نتایج آزمون همبستگی نشان داد که همبستگی مثبت و معناداری بین شاخص کیو توبین و نسبت دارایی‌های جاری به بدهی جاری، نسبت دارایی جاری به کل دارایی‌ها، نسبت بدهی جاری به کل دارایی‌ها و نسبت کل بدهی به کل دارایی‌ها وجود دارد. همچنین چرخهٔ تبدیل وجه نقد با شاخص کیو توبین، ارتباط منفی و معنی‌دار نیز دارد. نتایج به‌دست‌آمده در این خصوص با یافته‌های آیار (۲۰۰۹)، سولانو، تروئل و پدرو (۲۰۰۶)، خوزه، لنکستر و استیونز (۱۹۹۶)، سازگار است.

تنها پژوهش داخلی که به بررسی تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران تمرکز دارد، پژوهش مرادی و نجار (۱۳۹۲) است. مرادی و نجار (۱۳۹۲) رابطه بین سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایهٔ در گردش عملیاتی و مازاد بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ بررسی کردند و از روش‌شناسی معتبری در اندازه‌گیری متغیرها، به‌ویژه متغیر وابسته بهره برده‌اند. در بخش روش‌شناسی، مرادی و نجار، مدل‌های اصلی پژوهش خود را بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۳) و مدل فالکندر و وانگ (۲۰۰۶) تدوین کردند. نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ اول نشان می‌دهد، رابطهٔ مثبت و معناداری بین سرمایه‌گذاری در خالص سرمایهٔ در گردش عملیاتی، در سطح ماندهٔ ابتدای دوره با مازاد بازده سهام وجود دارد. با وجود این، بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ دوم، سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایهٔ در گردش عملیاتی، منجر به افزایش ثروت سهامداران نشده است. همچنین بر اساس نتایج آزمون فرضیهٔ سوم، برای شرکت‌هایی که دارای ریسک مالی بالایی هستند، سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایهٔ در گردش عملیاتی، در مقایسه با نگه‌داشت وجه نقد، شامل سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت، منجر به کاهش ثروت سهامداران خواهد شد. نتایج این پژوهش مبنی بر وجود رابطهٔ منفی و معنادار بین سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایهٔ در گردش عملیاتی و مازاد بازده سهام، با یافته‌های کیسنیک و همکاران (۲۰۱۱) در شرکت‌های آمریکایی مطابقت دارد. همچنین نتایج این پژوهش با یافته‌های اوگاندیپ و همکاران (۲۰۱۲) و اظهر و نوریزا (۲۰۱۰) مبنی بر رابطهٔ منفی و معنادار طول دورهٔ تبدیل وجه نقد با ارزش بازار شرکت سازگار است. با وجود این، یافته‌های پژوهش مرادی و نجار (۱۳۹۲) بر خلاف یافته‌های راتا و اریک (۲۰۱۱) در زمینه شرکت‌های فرانسوی است.

به‌طور خلاصه، در مطالعاتی که تشریح شد، مشارکت مدیریت سرمایهٔ در گردش در خلق ارزش برای سهامداران، به‌طور غیرمستقیم از طریق تأثیر معیارهای مرتبط با سرمایهٔ در گردش بر

سودآوری شرکت‌ها بررسی شده است. در حالیکه تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر بازده سهامداران را می‌توان به‌طور مستقیم نیز بررسی کرد. همچنین، بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد اندازه‌هایی همچون دورهٔ فروش کالا، دورهٔ وصول مطالبات و چرخهٔ تبدیل وجه نقد به‌منزلهٔ معیار سنجش کیفیت مدیریت سرمایهٔ در گردش، به‌صورت جداگانه در بررسی‌ها استفاده شده است. در صورتی که تأثیر معیارهای معرف مدیریت سرمایهٔ در گردش بر بازده سهامداران، به‌صورت همزمان نیز قابل بررسی است. در پژوهش حاضر همهٔ این موارد مد نظر قرار گرفته است و از وجوه تمایز این مطالعه با مطالعات داخلی پیشین به‌شمار می‌رود. علاوه بر این، مطالعات پیشین که به تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر بازده سهام پرداخته‌اند (به غیر از مرادی و نجار، ۱۳۹۲ که از مازاد بازده سهام به‌منزلهٔ متغیر وابسته استفاده کرده‌اند)، از بازده تعدیل شده استفاده نکرده‌اند؛ در حالیکه بازده سهام باید به‌طور روشنی بیانگر ارزش‌های اضافی خلق شده درنتیجهٔ مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش باشد که در این پژوهش به آن توجه شده است.

روش‌شناسی پژوهش

با توجه به پیشینهٔ بررسی شده، چنانچه هر یک از اقلام اصلی سرمایهٔ در گردش و معیارهای معرف مدیریت سرمایهٔ در گردش، از سوی سرمایه‌گذاران در بازار درک و قیمت‌گذاری شوند، آنگاه انتظار می‌رود که هر یک از این عوامل رابطهٔ مثبت و معنی‌داری با بازده سهام شرکت‌ها داشته باشند. بنابراین، فرضیه‌های پژوهش را می‌توان به‌صورت زیر تدوین کرد:

۱. با فرض ثابت‌ماندن سایر عوامل، با بهبود کیفیت مدیریت سرمایهٔ در گردش، بازده سهام افزایش می‌یابد.
۲. با فرض ثابت‌ماندن سایر عوامل، رابطهٔ مثبت و معنی‌داری بین اقلام سرمایهٔ در گردش و بازده سهام وجود دارد.

روش بررسی فرضیه‌ها

برای بررسی فرضیهٔ پژوهش از دو روش به نام «بررسی توزیع شرطی متوسط بازده ماهانهٔ سهام» و «تحلیل رگرسیونی» استفاده خواهد شد؛ به این ترتیب که از شیوهٔ بررسی توزیع شرطی متوسط بازده ماهانهٔ سهام، به‌منزلهٔ روش اولیه و برای اطمینان از صحت چارچوب کلی پژوهش استفاده می‌شود. سپس به‌منزلهٔ شیوهٔ اصلی پژوهش، از روش رگرسیون نیز برای دستیابی به نتایج دقیق‌تر استفاده خواهد شد.

تحلیل توزیع شرطی متغیرها

به‌طور منطقی شرکت‌هایی که مدیریت سرمایهٔ در گردش بهتری دارند، باید بیشتر از سایر شرکت‌ها ثروت سهامداران را افزایش دهند. برای بررسی درستی یا نادرستی این ادعا از متوسط دورهٔ وصول مطالبات[۱] و متوسط دورهٔ فروش موجودی‌ها[۲] به‌منزلهٔ معیارهای مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش استفاده می‌شود. انتظار می‌رود شرکت‌هایی که متوسط دورهٔ وصول مطالبات و متوسط دورهٔ فروش موجودی کوتاه‌تری دارند، از متوسط بازده ماهانهٔ بالاتری نسبت به سایر شرکت‌های نمونه برخوردار باشند. در این بررسی، ابتدا شرکت‌ها بر اساس متوسط دورهٔ فروش از کم به زیاد مرتب خواهند شد و نمونهٔ آماری به شش بخش مساوی تقسیم و بازده سهام برای هر بخش محاسبه خواهد شد.[۳] سپس، با حفظ مرتب‌سازی انجام شده، با استفاده از معیار دورهٔ وصول هر بخش به دو زیربخش تقسیم و برای هر زیربخش بازده سهام محاسبه خواهد شد. مطالعهٔ رفتار بازدهی سهام در برابر رفتار دو معیار دورهٔ فروش و دورهٔ وصول امکان بررسی مقدماتی درستی یا نادرستی فرضیهٔ اول را فراهم می‌کند.

تحلیل رگرسیونی

در این پژوهش، همانند مطالعات پیشینی چون کیسنیک و همکاران (۲۰۱۱) و مرادی و نجار (۱۳۹۲)، تحلیل رگرسیونی را شیوهٔ اصلی محسوب کرده، برای بررسی فرضیه‌ها از آن استفاده خواهد شد. در این تحلیل با توجه به اثرگذاری مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران، می‌توان بازده سهام را متغیر وابسته در نظر گرفت و مؤلفه‌های سرمایهٔ در گردش را نیز به‌منزلهٔ متغیر مستقل شناسایی کرد و در همان حال از چندین متغیر کنترلی برای کنترل اثرات عوامل ناخواسته استفاده کرد. برای این منظور سه مدل رگرسیونی زیر تدوین شدند:

$$r_i - R_t^B = \beta_0 + \beta_1 L_{it} + \beta_2 \frac{\Delta E_{it}}{M_{it-1}} + \beta_3 \frac{\Delta NF_{it}}{M_{it-1}} + \beta_4 \frac{\Delta D_{it}}{M_{it-1}} + \beta_5 \frac{\Delta I_{it}}{M_{it-1}} + \beta_6 \frac{\Delta NA_{it}}{M_{it-1}} + \beta_7 \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} + \beta_8 \frac{C_{it-1}}{M_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۱)

---

۱. دورهٔ وصول مطالبات از فرمول زیر محاسبه می‌شود (از چپ بخوانید):

۳۶۰ × (فروش نسیه ÷ متوسط حساب های دریافتنی)= دورهٔ وصول مطالبات

۲. دورهٔ فروش موجودی از فرمول زیر محاسبه می‌شود (از چپ بخوانید):

۳۶۰ × (بهای تمام شده کالای فروش رفته ÷ متوسط موجودی کالا) = دورهٔ فروش موجودی کالا

۳. در بیشتر مطالعات تعداد بخش‌ها بین ۵ تا ۹ است. هر چه تعداد بخش‌ها بیشتر باشد، نتایج وضوح بیشتری خواهند داشت؛ به شرط آنکه تعداد مشاهدات هر بخش کاهش نیابد. با توجه به کمبود تعداد مشاهدات، تعداد شش بخش در نظر گرفته شده است.

$$r_i - R_t^B = \beta_0 + \beta_1 L_{it} + \beta_2 \frac{\Delta E_{it}}{M_{it-1}} + \beta_3 \frac{\Delta NF_{it}}{M_{it-1}} + \beta_4 \frac{\Delta D_{it}}{M_{it-1}} + \beta_5 \frac{\Delta I_{it}}{M_{it-1}} + \beta_6 \frac{\Delta NNA_{it}}{M_{it-1}} + \beta_7 \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} + \beta_8 \frac{C_{it-1}}{M_{it-1}} + \beta_9 \frac{\Delta NWC_{it}}{M_{it-1}} + \beta_{10} \frac{NWC_{it-1}}{M_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۲)

$$r_i - R_t^B = \beta_0 + \beta_1 L_{it} + \beta_2 \frac{\Delta E_{it}}{M_{it-1}} + \beta_3 \frac{\Delta NF_{it}}{M_{it-1}} + \beta_4 \frac{\Delta D_{it}}{M_{it-1}} + \beta_5 \frac{\Delta I_{it}}{M_{it-1}} + \beta_6 \frac{\Delta NNA_{it}}{M_{it-1}} + \beta_7 WCMO_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۳)

که در هر سه مدل فوق متغیر وابسته بازده تعدیل‌شدهٔ ماهانهٔ سهام است که با نماد $r_i - R_t^B$ نشان داده شده و نحوهٔ محاسبهٔ آن در ادامه توضیح داده خواهد شد. همچنین، در مدل‌های بالا L: معرف اهرم و برابر با ارزش دفتری بدهی‌ها تقسیم بر جمع دارایی‌ها؛ E: سود قبل از بهره و مالیات؛ NF: خالص تأمین مالی انجام‌شده از طریق استقراض جدید یا آوردهٔ جدید؛ D: سود نقدی تقسیمی طی دوره؛ I: هزینهٔ بهره؛ NA: بقیهٔ دارایی‌ها به غیر از نقد و معادل‌های آن؛ NNA: بقیهٔ دارایی‌ها به غیر از نقد و معادل‌های آن منهای خالص سرمایهٔ در گردش؛ C: بیانگر وجه نقد و معادل‌های آن؛ NWC: معرف خالص سرمایهٔ در گردش؛ WCMO: معرف معیار بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش؛ M: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام؛ Δ: معرف تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها؛ i: نماد معرف شرکت و t: نشان‌دهندهٔ زمان است.[۱]

به عقیدهٔ فالکندر و وانگ (۲۰۰۶) متغیرهایی همچون سودآوری، میزان دارایی‌ها، خالص تأمین مالی، هزینهٔ بهره و تقسیم سود در بازده سهام تأثیر دارند. بنابراین، هدف مدل رگرسیونی اول، شناسایی متغیرهایی است که می‌تواند موجب تغییر در ارزش شرکت شود و پس از شناسایی باید از آنها به‌منزلهٔ متغیر کنترلی در مدل رگرسیون اصلی استفاده کرد. به همین دلیل در

---

۱. با توجه به خصوصیات منحصربه‌فرد هر شرکت و از آنجا که متغیرهای مورد بحث برای هر شرکت بسته به اندازهٔ آن منحصربه‌فرد است، لازم است تا این متغیرها استاندارد شوند. برای این منظور، متغیرهای وارد شده در هر یک از مدل‌ها (به جز اهرم و معیار بهینگی سرمایهٔ در گردش) بر ارزش بازار سهام شرکت در ابتدای هر سال (M_{it-1}) تقسیم شده است. به این ترتیب، ضریب هر متغیر میزان اهمیت متغیر مربوطه از سرمایهٔ در گردش از دید سرمایه‌گذاران را به‌ازای یک ریال از سرمایه‌گذاری در ارزش بازار سهم نشان می‌دهد. نگاه کنید: به کیسنیگ و همکاران (۲۰۱۱)، ص. ۹.

رگرسیون اول، فقط وجه نقد لحاظ شده و سایر متغیرهای مرتبط با سرمایهٔ در گردش وجود ندارند. همچنین، فالکندر و وانگ (۲۰۰۶) اعتقاد دارند تغییرات واقعی متغیرها، معرف خوبی برای تغییرات مورد انتظار در متغیرها هستند و در مطالعهٔ کیسینک و همکاران (۲۰۱۱) نیز از تفاضل‌های مرتبهٔ اول همین متغیرها استفاده شده است.

از آنجا که هدف فرضیهٔ دوم بررسی تأثیر سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران است، بنابراین لحاظ‌کردن خالص سرمایهٔ در گردش به‌صورت مستقل و به‌منزلهٔ متغیر توضیحی، امری ضروری است. به این ترتیب برای ارزیابی تأثیر سرمایهٔ در گردش بر ارزش شرکت مدل رگرسیونی دوم با توجه به ساختار مدل اول، بازنویسی شده است؛ بدین صورت که به مدل اول، متغیرهای NWC و ΔNWC و NNA افزوده شده و در مقابل متغیر ΔNA از آن خارج شده است.

دست آخر، مدل سوم با وارد کردن متغیر WCMO در مدل و خارج کردن سایر متغیرهای سرمایهٔ در گردش، تأثیر بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران را می‌سنجد. متغیر معیار بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش (WCMO) از تقسیم چرخهٔ عملیات (جمع دورهٔ وصول و دورهٔ فروش) بر دورهٔ پرداخت بدهی اندازه‌گیری می‌شود. هرچه مقدار محاسبه‌شده برای این معیار کمتر باشد، نشان‌دهندهٔ بهینگی بالاتر و مدیریت بهتر سرمایهٔ در گردش است؛ درمقابل، بزرگ‌بودن این شاخص نشان از مدیریت ضعیف و غیر بهینه سرمایهٔ در گردش خواهد داشت.

نحوهٔ اندازه‌گیری متغیر وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش باید به‌طور روشنی بیانگر ارزش‌های اضافی خلق‌شده درنتیجهٔ مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش باشد. برای این منظور، مشابه با پژوهش کیسنیک و همکاران (۲۰۱۱)، از متغیری با نام بازده تعدیل‌شدهٔ سهام استفاده می‌شود که از تفاضل دو بازده $(r_i - R_t^B)$ به دست می‌آید که در آن r_i متوسط بازده‌های ماهانهٔ سهام و R_t^B معرف بازده پورتفویی است که سهام آن شرکت در آن قرار گرفته است. استفاده از بازده تعدیل‌شده در پژوهش مرادی و نجار (۱۳۹۲) نیز دیده می‌شود، با این تفاوت که آنها از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۳) استفاده کرده‌اند.

محاسبهٔ بازده تعدیل‌شده به‌منزلهٔ متغیر وابسته، مستلزم پورتفوسازی و محاسبات بازده پورتفوی‌ها و محاسبات بازده ماهانه شرکت‌ها است که در دو مرحله به‌صورت زیر محاسبه شد.[۱]

---

۱. علت این دسته‌بندی کنترل اثر ریسک سیستماتیک با استفاده از متغیر اندازهٔ شرکت است. وجود رابطهٔ معنادار بین اندازهٔ شرکت و ریسک سیستماتیک نشان داده شده است، نگاه کنید به: چن، فرانک و وو (۲۰۰۵).

در مرحلهٔ اول، شرکت‌های نمونه در هر سال یک بار بر اساس اندازهٔ شرکت و سپس بار دیگر بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مرتب و به سه دستهٔ مساوی تفکیک می‌شوند. حاصل تقابل این دسته‌بندی تشکیل نُه پورتفوی (۳×۳) به شرح جدول ۱ است که برای هر پورتفوی متوسط بازده محاسبه می‌شود که قبلاً با نماد R_t^B نشان داده شده است:

جدول ۱. معرفی پرتفوی‌های تشکیل شده برای محاسبات بازده

شمارهٔ پورتفوی	نماد پورتفوی	محتوای پورتفوی
۱	LL	شرکت بزرگ، نسبت B/M بالا
۲	LM	شرکت بزرگ، نسبت B/M متوسط
۳	LS	شرکت بزرگ، نسبت B/M پایین
۴	ML	شرکت متوسط، نسبت B/M بالا
۵	MM	شرکت متوسط، نسبت B/M متوسط
۶	MS	شرکت متوسط، نسبت B/M پایین
۷	SL	شرکت کوچک، نسبت B/M بالا
۸	SM	شرکت کوچک، نسبت B/M متوسط
۹	SS	شرکت کوچک، نسبت B/M پایین

سپس در مرحلهٔ دوم، بازده متوسط سالانهٔ هر شرکت بر اساس داده‌های ماهانه محاسبه شد. در محاسبات بازده از آخرین قیمت سهم قبل از تاریخ مجمع عمومی عادی شرکت‌ها و از رابطهٔ ۲ در تحقیق مرادی و نجار (۱۳۹۲) برای محاسبهٔ بازده استفاده شده است. برای این منظور تعدیلات لازم برای تغییرات سرمایه و تقسیم سود اعمال شد و علاوه‌براین، برای محاسبهٔ بازده‌های ماهانه برای هر شرکت در هر سال فرض شد که سود سهام و افزایش سرمایه به‌طور یکنواخت در تمامی ماه‌های سال انجام شده است. دست آخر، بازده تعدیل شده ($r_i - R_t^B$) برابر است با تفاوت بازده هر شرکت و میانگین بازدهی پورتفویی که شرکت در آن دسته قرار می‌گیرد. برای مثال، اگر بازده شرکتی در سال مشخصی ۲۵درصد بوده و میانگین بازده پورتفویی که سهام

در آن قرار می‌گیرد ۱۵درصد باشد، در این صورت بازده سهام تعدیل‌شده برای شرکت مزبور در سال مربوطه برابر با ۱۰درصد است.

شیوهٔ برازش مدل‌های رگرسیونی و کنترل‌های آماری

مدل‌های رگرسیونی پیش‌گفته را می‌توان به‌صورت ادغامی، یا به‌صورت تابلویی برازش کرد که هریک مزایا و معایب خود را دارد و با در نظر داشتن ماهیت داده‌ها ممکن است استفاده از برخی روش‌ها ضرورت یابد. در این پژوهش سه مدل رگرسیونی با استفاده از شیوهٔ پانل برازش خواهند شد. استفاده از شیوهٔ پانل نیاز به برخی دیگر از کنترل‌های آماری، مانند کنترل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس‌ها را کاهش می‌دهد. با وجود این، در برازش مدل‌ها به آمارهٔ دوربین ـ واتسون برای کنترل خودهمبستگی و به تصحیح وایت (۱۹۸۰) برای کنترل ناهمسانی واریانس توجه شده است.

جامعهٔ آماری و انتخاب نمونه

جامعهٔ آماریِ این پژوهش، شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از بین آنها شرکت‌های واجد شرایط زیر برای نمونه انتخاب شدند:

۱. سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد و در دورهٔ بررسی تغییر سال مالی نداده باشند.
۲. جزء بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مادرشرکت‌ها و خدماتی نباشند.
۳. اطلاعات مرتبط با متغیرهای پژوهش برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ (۱۲ سال) موجود و در دسترس باشد.

به این ترتیب، در دورهٔ دوازده‌سالهٔ مورد بررسی، روی هم تعداد ۴۰۱ شرکت از بیش از ۲۰ صنعت مختلف گردآوری شد که توزیع آنها در صنایع مختلف در جدول ۲ نشان داده شده است. شایان ذکر است که تعداد شرکت‌های منتخب در هر یک از سال‌های مورد بررسی کمتر از تعداد مذکور است. بیشترین تعداد شرکت، یعنی ۳۲۳ شرکت متعلق به سال ۱۳۹۰ است. تعداد شرکت‌ها در هر سال به‌طور متوسط ۲۶۵ شرکت هستند. کمترین تعداد شرکت مربوط به سال ۱۳۹۱ بوده و ۶۱ شرکت است. علت کاهش شرکت‌ها در سال ۱۳۹۱ این است که در زمان استخراج داده‌ها از نرم‌افزار، اطلاعات همهٔ شرکت‌ها به‌روز نبوده است.

جدول ۲. فراوانی شرکت‌های نمونه در صنایع

ردیف	صنعت	فراوانی	درصد فراوانی	ردیف	صنعت	فراوانی	درصد فراوانی
۱	شیمیایی	۳۹	۹/۷۳	۱۲	منسوجات	۱۵	۳/۷۴
۲	سیمان آهک گچ	۳۲	۷/۹۸	۱۳	دستگاه‌های برقی	۱۲	۲/۹۹
۳	خودرو و قطعات	۳۱	۷/۷۳	۱۴	محصولات فلزی	۱۲	۲/۹۹
۴	غذایی به جز قند و شکر	۳۱	۷/۷۳	۱۵	کاشی و سرامیک	۱۱	۲/۷۴
۵	فلزات اساسی	۳۰	۷/۴۸	۱۶	کانی‌های فلزی	۸	۲/۰۰
۶	مواد دارویی	۳۰	۷/۴۸	۱۷	وسایل ارتباطی	۸	۲/۰۰
۷	ماشین‌آلات و تجهیزات	۲۵	۶/۲۳	۱۸	فرآورده‌های نفتی	۶	۱/۵۰
۸	کانی غیر فلزی	۲۲	۵/۴۹	۱۹	محصولات کاغذی	۶	۱/۵۰
۹	قند و شکر	۱۷	۴/۲۴	۲۰	حمل و نقل انبارداری و ارتباطات	۵	۱/۲۵
۱۰	انبوه سازی	۱۵	۳/۷۴	۲۱	سایر صنایع	۵	۷/۷۳
۱۱	لاستیک و پلاستیک	۱۵	۳/۷۴		جمع	۴۰۱	۱۰۰

روش جمع‌آوری اطلاعات

اطلاعات مالی و داده‌های مورد نیاز برای اندازه‌گیری متغیرهای حسابداری را می‌توان به‌صورت میدانی و به‌طور عمده از طریق صورت‌های مالی شرکت‌ها که در اختیار بورس اوراق بهادار تهران گذاشته شده، استخراج کرد. در بخش پژوهشی این تحقیق، از طریق نرم‌افزار ره‌آورد نوین، بانک اطلاعات بورس اوراق بهادار تهران و صورت‌های مالی شرکت‌ها (ارائه‌شده در بورس اوراق بهادار) و همچنین داده‌های موجود در پایگاه رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۳ نشان داده شده است.[۱]

۱. تعداد مشاهدات برای سه متغیر اول جدول کمتر از سایر متغیرهای جدول است. داده‌های سه متغیر اول که در بررسی توزیع شرطی استفاده می‌شوند، به‌صورت آماده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده و از فصل مشترک آنها، جدا از سایر متغیرها آمار توصیفی گرفته شده است. سپس برای فصل مشترک سایر متغیرهایی که در مدل‌های رگرسیونی استفاده می‌شوند، آمار توصیفی محاسبه شده است. علت این نحوهٔ عمل، پرهیز از کاهش تعداد مشاهدات بوده است.

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	مشاهده	میانگین	انحراف معیار	حداقل	چارک اول	چارک دوم	چارک سوم	حداکثر
Acc. Rec.	۱۷۲۸	۱۳۰	۸۸	۲	۶۸	۱۱۵	۱۷۹	۵۹۵
Invent.	۱۷۲۸	۱۵۲	۷۵	۲	۹۹	۱۴۴	۱۹۵	۳۸۴
r_i	۱۷۲۸	۰/۰۳۳	-۰/۰۸۹	-۰/۶۳۰	-۰/۰۰۴	۰/۰۲۱	-۰/۰۶۴	۰/۹۹۶
$r_i - R_i^{tt}$	۲۲۴۷	-۰/۰۰۵	-۰/۰۸۸	-۰/۷۰۳	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۹	-۰/۰۲۲	۰/۶۷۲
L_{ij}	۲۲۴۷	۰/۵۱۳	۰/۲۱۹	۰/۰۲۸	۰/۳۲۴	۰/۵۳۱	۰/۷۲۱	۰/۹۸۳
ΔE_{it}	۲۲۴۷	۹ ۲۷۳	۱۰۲ ۰۳۲	-۸۴۰ ۵۱۰	-۱۰ ۲۹۳	۳ ۰۲۳	۲۱ ۷۳۲	۸۶۳ ۳۰۱
ΔNF_{it}	۲۲۴۷	۳۲ ۰۲۵	۱۲۰ ۶۹۴	-۷۰۰ ۹۰۱	-۶ ۱۷۸	۸ ۵۱۷	۴۳ ۶۳۹	۸۶۹ ۳۵۹
ΔD_{it}	۲۲۴۷	۵ ۷۴۱	۶۰ ۷۴۵	-۶۵۶ ۰۰۰	-۳ ۹۶۵	۱ ۲۷۸	۱۲ ۳۶۳	۶۴۸ ۰۰۰
ΔI_{it}	۲۲۴۷	۳ ۹۴۴	۱۵ ۱۸۵	-۱۸۰ ۴۴۱	-۲۷۹	۱ ۰۶۵	۴ ۷۰۱	۱۵۴ ۰۳۷
ΔNA_{it}	۲۲۴۷	۷۰ ۸۶۹	۱۵۴ ۷۹۱	-۸۰۶ ۷۳۹	۲ ۶۰۳	۲۴ ۶۷۸	۸۷ ۴۴۵	۹۷۸ ۴۷۰
ΔNNA_{it}	۲۲۴۷	۳۰ ۹۰۸	۹۸ ۸۷۶	-۳۷۶ ۲۶۹	-۱ ۵۵۸	۳ ۸۲۳	۳۶ ۹۶۸	۹۱۸ ۵۴۹
M_{it-1}	۲۲۴۷	۴۵۲ ۷۴۳	۸۰۳ ۰۳۵	۳ ۹۰۰	۷۳ ۶۴۳	۱۶۹ ۳۳۸	۴۴۹ ۹۲۰	۹ ۹۵۶ ۴۰۰
ΔC_{it}	۲۲۴۷	۳ ۷۷۶	۴۱ ۷۳۳	-۳۳۸ ۲۷۹	-۴ ۱۹۳	۵۳۹	۷ ۹۸۴	۵۹۱ ۱۶۶
C_{it-1}	۲۲۴۷	۲۸ ۸۰۶	۵۳ ۱۰۵	۱۳	۳ ۸۶۷	۱۰ ۶۹۴	۲۸ ۲۷۱	۶۳۰ ۹۳۹
ΔNWC_{it}	۲۲۴۷	۱۷ ۵۶۳	۱۰۳ ۵۷۷	-۷۴۹ ۲۲۱	-۸ ۷۹۹	۶ ۶۹۱	۳۳ ۹۲۹	۹۲۸ ۹۲۸
NWC_{it}	۲۲۴۷	۱۷۰ ۴۴۵	۳۸۷ ۷۴۷	-۸۶۷ ۲۶۳	۲۷ ۴۵۴	۷۶ ۳۱۲	۱۸۱ ۰۶۲	۹۶۵ ۶۶۳
$WCMO_{it}$	۲۲۴۷	۳/۲۵۳	۲/۳۹۰	-۰/۲۳۹	۱/۷۶۹	۲/۶۵۳	۳/۷۴۴	۱۸/۶۴۷

$(r_i - R_{rt}^{tt})$: بازده تعدیل‌شدهٔ سهام؛ L: معرف اهرم و برابر با ارزش دفتری بدهی تقسیم بر جمع دارایی‌ها؛ E: سود قبل از بهره و مالیات؛ NF : خالص تأمین مالی انجام شده از طریق استقراض جدید یا آوردهٔ جدید؛ D: سود نقدی تقسیمی طی دو
I: هزینهٔ بهره؛ NNA: بقیهٔ دارایی‌ها به غیر از نقد و معادل‌های آن؛ C: بیانگر وجه نقد و معادل‌های آن؛ M: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره؛ NWC: معرف خالص سرمایه در گردش؛ WCMO: معرف معیار بهینگی مدیریت سرمه
در گردش؛ Δ: معرف تفاضل مرتبهٔ اول متغیر؛ i: نماد معرف شرکت و t: نشان‌دهندهٔ زمان است.

بررسی ضرایب همبستگی

یکی از مشکلاتی که در تحلیل‌های رگرسیونی بروز می‌کند، مسئلهٔ همخطی شدید[1] بین متغیرهای مستقل در مدل‌های رگرسیونی است. کتب اقتصادسنجی (برای مثال، گجراتی و پورتر، ۲۰۰۹: ۳۴۲) اتفاق نظر دارند که برای مسئلهٔ همخطی راه حلی وجود ندارد و تنها راه اطمینان از نبود همخطی شدید بین متغیرهای توضیحی، بررسی ضرایب همبستگی پیرسون است. به‌مثابه یک قاعدهٔ سر انگشتی، چنانچه ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای مستقل نزدیک به عدد یک نباشند، می‌توان فرض کرد که همخطی شدید وجود ندارد. برای اطمینان از نبود همخطی شدید بین متغیرهای توضیحی در مدل‌های رگرسیونی، ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای توضیحی (گزارش نشده) محاسبه شد. بیشترین ضریب هبستگی بین دو متغیر C_{it-1} و ΔD_{it} برابر ۰/۸۶۶ به‌دست آمده است و سایر ضرایب همبستگی بین متغیرها کمتر از این مقدار است که نشان می‌دهد، مشکل همخطی شدید وجود ندارد.

بررسی توزیع شرطی بازده ماهانهٔ سهام

برای بررسی توزیع شرطی بازده سهام، ابتدا متوسط دورهٔ فروش کالا محاسبه و به شش بخش مساوی تقسیم شده و در ازای آن، متوسط بازدهی برای هر یک از شش بخش محاسبه شد. در مرحلهٔ بعدی، هر یک از این شش بخش برحسب معیار دورهٔ وصول به دو زیربخش مساوی تقسیم و بار دیگر محاسبات بازدهی برای دو زیربخش انجام و در مقابل آن ثبت شد. جدول ۴ نتایج این بررسی را تشریح می‌کند.

چنانکه جدول ۴ نشان می‌دهد با بیشتر شدن متوسط دورهٔ فروش (از ۵۰ روز به ۲۸۵ روز) در طبقات شش‌گانه، متوسط بازده سهام نیز (از ۳/۶ درصد به ۲/۶ درصد) کاهش یافته که مطابق تئوری، حاکی از رابطهٔ معکوس بین متوسط دورهٔ فروش و متوسط بازده است و نشان می‌دهد که معیار متوسط دورهٔ فروش از سوی بازار درک می‌شود. به منظور اطمینان از معنی‌داری این رابطهٔ معکوس، متوسط بازده‌ها (متغیر وابسته) روی متوسط دورهٔ فروش (متغیر مستقل) رگرسیون شد که ضریب منفی ۰/۰۰۴۸۵- به‌دست آمده برای متغیر مستقل در سطح ۹۹ درصد (Prob.= ۰/۰۰۵) معنی‌دار بوده و وجود رابطهٔ منفی معنی‌دار را تأیید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/۸۶۴، آمارهٔ F با مقدار ۳۲/۶۳۵ در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار، و آمارهٔ دوربین ـ واتسون ۲/۴۸۹ است.

---

1. Sever multicolliniarity

جدول ٤. بررسی توزیع شرطی بازده سهام

طبقه	مشاهده	متوسط دوره فروش (روز)	متوسط بازده	دورهٔ وصول (روز)		متوسط بازده
اول	۳۰۰	۵۰/۰۸	۰/۰۳۶۳۳	کم	۵۰/۴۵	۰/۰۴۴۳۰
				زیاد	۳۷۳/۶۱	۰/۰۲۸۴۱
دوم	۳۰۰	۹۷/۳۶	۰/۰۳۵۰۰	کم	۶۳/۵۲	۰/۰۳۸۷۱
				زیاد	۲۱۵/۸۷	۰/۰۳۱۱۴
سوم	۳۰۰	۱۲۹/۷۲	۰/۰۳۴۲۷	کم	۶۷/۷۳	۰/۰۳۵۲۹
				زیاد	۲۰۳/۰۶	۰/۰۳۳۷۰
چهارم	۳۰۰	۱۶۱/۱۳	۰/۰۳۳۵۶	کم	۷۶/۴۵	۰/۰۳۱۱۲
				زیاد	۲۲۷/۵۱	۰/۰۳۶۴۶
پنجم	۳۰۰	۲۰۰/۹۵	۰/۰۲۷۶۱	کم	۱۳۳/۰۷	۰/۰۲۷۹۱
				زیاد	۱۴۶/۳۸	۰/۰۲۷۶۱
ششم	۲۶۱	۲۸۵/۶۳	۰/۰۲۵۹۹	کم	۸۱/۴۰	۰/۰۲۶۶۸
				زیاد	۲۴۸/۲۳	۰/۰۲۴۶۸

همچنین، وقتی هر یک از طبقات شش‌گانه بر اساس متوسط دورهٔ وصول، بار دیگر به دو بخش کم و زیاد تفکیک می‌شوند، متوسط بازده سهام نیز معکوس با آن در پنج طبقه (به غیر از طبقهٔ چهارم) زیاد و کم می‌شود. این رابطهٔ معکوس بین متوسط دورهٔ وصول و متوسط بازدهی، نشان می‌دهد که معیار دورهٔ وصول مطالبات نیز در ایجاد بازدهی مشارکت دارد.

به‌طور خلاصه، وجود روند کاهش متوسط بازده ماهانهٔ سهام همگام با افزایش معیارهای متوسط دورهٔ فروش و متوسط دورهٔ وصول، روشنگر این نکته است که مدیران با مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش نقش با اهمیتی در خلق ارزش برای واحد تجاری دارند.

پیش‌آزمون‌های مدل‌های رگرسیونی

داده‌های رگرسیونی این پژوهش به دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ تعلق دارد و ماهیت آن ترکیبی از داده‌های زمانی و مقطعی است که می‌توان آنها را به‌صورت ادغامی یا تابلویی برازش کرد.[۱] اگر بتوان فرض کرد که همهٔ شرکت‌ها خصوصیات مشابه دارند، آنگاه ادغام‌کردن داده‌های آنها و استفاده از رگرسیون ادغامی به‌آسانی امکان‌پذیر است، اما در صورت وجود تفاوت در بین مشاهدات مربوط به شرکت‌ها (که این فرض محتمل‌تر است)، باید از روش داده‌های تابلویی

۱. شیوهٔ پانل برای برازش مدل‌های رگرسیونی دارای مزایای زیادی است. نگاه کنید به گجراتی و پورتر (۲۰۰۹).

استفاده کرد. انتخاب از میان این دو شیوه، مستلزم انجام آزمون اف. لیمر است. در آزمون اف. لیمر فرض صفر بیانگر یکسانی عرض از مبدأها و فرض یک بیانگر ناهمگونی آنها است. بعد از آن، برای مدل‌هایی که با روش تابلویی برازش می‌شوند، باید یکی از روش‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی را نیز تعیین کرد. برای این منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن فرض صفر بیانگر درستی روش اثرات تصادفی است. فرض مقابل آن بیانگر درستی روش اثرات ثابت است. بنابراین، اگر آمارهٔ آزمون هاسمن بیانگر رد فرض صفر باشد، به‌معنای درستی روش اثرات ثابت و در صورت رد نشدن فرض صفر، بیانگر روش اثراتی تصادفی خواهد بود. نتایج آزمون اف. لیمر و آزمون هاسمن برای اجرای مدل‌های ۱ تا ۳ در جدول ۵ آمده است که نشان می‌دهد هر سه مدل به شیوهٔ پانل و با اثرات ثابت قابل اجرا هستند.[۱]

جدول ۵. نتایج پیش‌آزمون‌های اف. لیمر و هاسمن

نتیجهٔ آزمون هاسمن برای تعیین روش اثرات ثابت یا تصادفی				
مدل	**Chi-Sq. Stat.**	**d.f.**	**Prob.**	**نتیجه**
۱	۹۶/۱۶۱۹۹	۸	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
۲	۱۰۰/۰۴۴۵۷	۱۰	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
۳	۷۹/۰۴۸۸۶	۷	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
نتیجهٔ آزمون اف. لیمر برای تعیین روش برازش ادغامی یا تابلویی				
مدل	**F Stat.**	**d.f.**	**Prob.**	**نتیجه**
۱	۱/۷۱۱۲۵	(۳ ۶۹۲ ۱۵۲)	۰/۰۰۰	پانل
۲	۱/۶۵۴۸۴	(۳ ۶۹۲ ۱۵۰)	۰/۰۰۰	پانل
۳	۱/۴۵۶۳۱	(۳ ۵۳۱ ۷۴۶)	۰/۰۰۰	پانل

نتایج آزمون رگرسیون مدل اول به شیوه پانل با اثرات ثابت

جدول ۶ نتایج برازش مدل رگرسیونی اول به شیوهٔ پانل با اثرات ثابت را نشان می‌دهد.

با توجه به آمارهٔ F، مدل‌های رگرسیونی برازش‌شده قابل قبول بوده و متغیرهای مدل با هم تأثیر معناداری بر بازده تعدیل شدهٔ سهام دارند. همچنین با توجه به ضریب تعیین، ۱۶ درصد از تغییرات در بازده تعدیل‌شدهٔ سهام، توسط متغیرهای مدل تشریح می‌شوند. آمارهٔ دوربین ـ واتسون نشان می‌دهد مدل مشکل خودهمبستگی مرتبهٔ اول ندارد.

---

۱. تمامی محاسبات و برازش مدل‌ها با استفاده از نرم‌افزار Eviews 6 انجام شده است.

جدول ٦. نتیجهٔ برازش مدل رگرسیونی شمارهٔ یک در سه وضعیت

متغیر	الف		ب		ج	
	ضریب	معنی‌داری	ضریب	معنی‌داری	ضریب	معنی‌داری
Obs.	۲۵۳۰		۲۵۳۰		۲۰۱۷	
Constant	۰/۰۲۲۹۰	۰/۰۱۹	۰/۰۲۲۹۰	۰/۰۲۲	۰/۰۲۲۴۱	۰/۰۱۰
L_{it}	−۰/۰۹۴۲۴	۰/۰۰۰	−۰/۰۹۴۲۴	۰/۰۰۰	−۰/۰۹۴۱۵	۰/۰۰۰
ΔE_{it}	۰/۰۰۹۰	۰/۲۵۴	۰/۰۰۹۰	۰/۳۹۲	۰/۰۰۳۴۱	۰/۶۵۱
ΔNF_{it}	−۰/۰۱۶۱۳	۰/۰۲۷	−۰/۰۱۶۱۳	۰/۰۳۵	−۰/۰۱۲۰۷	۰/۲۹۲
ΔD_{it}	۰/۰۷۷۸۵	۰/۰۰۰	۰/۰۷۷۸۵	۰/۰۰۹	۰/۰۷۶۴۳	۰/۰۰۰
ΔI_{it}	۰/۰۲۱۹۶	۰/۰۰۱	۰/۰۲۱۹۶	۰/۰۰۲	۰/۰۲۰۱۴	۰/۰۶۸
ΔNNA_{it}	۰/۰۱۵۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۵۱۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۹۴۷	۰/۰۱۸
ΔC_{it}	۰/۰۶۸۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۶۸۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۴۳۷۵	۰/۰۰۳
C_{it-1}	۰/۱۲۲۰۷	۰/۰۰۰	۰/۱۲۲۰۷	۰/۰۰۰	۰/۱۲۳۵۶	۰/۰۰۰
AR(1)	−	−	−	−	−۰/۰۷۳۱۲	۰/۰۰۱
Adj. R Sq.	۰/۱۶۱		۰/۱۶۰		۰/۰۷۹	
F Stat.	۲/۲۴۹		۲/۲۴۹		۱/۵۰۸	
Prob. (F)	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	
DW Stat.	۱/۸۰۸		۱/۸۰۸		۲/۰۷۷	

در این مدل متغیر وابسته بازده تعدیل شده سهام $(r_i - R_t^B)$ است. ستون «الف» نتیجهٔ رگرسیون پانل با اثرات ثابت، ستون «ب» نتیجهٔ همان رگرسیون با تصحیح وایت (۱۹۸۰) و ستون «ج» نتیجهٔ همان رگرسیون با کنترل خودهمبستگی مرتبهٔ اول AR(1) را نشان می‌دهد. در این مدل، L: معرف اهرم و برابر با ارزش دفتری بدهی تقسیم بر جمع دارایی‌ها؛ E: سود قبل از بهره و مالیات؛ NF: خالص تأمین مالی انجام‌شده از طریق استقراض جدید یا آوردهٔ جدید؛ D: سود نقدی تقسیمی طی دوره؛ I: هزینهٔ بهره؛ NNA: بقیهٔ دارایی‌ها به غیر از نقد و معادل‌های آن؛ C بیانگر وجه نقد و معادل‌های آن که به غیر از اهرم، همگی بر M ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره تقسیم شده‌اند؛ Δ: معرف تفاضل مرتبهٔ اول متغیر؛ i: نماد معرف شرکت و t: نشان‌دهندهٔ زمان است.

چنانچه قبلاً اشاره شد، هدف از برازش مدل اول بررسی میزان تأثیرات متغیرهای توضیحی مدل بر بازده تعدیل‌شدهٔ ماهانهٔ سهام است. انتظار می‌رود نقدینگی، سودآوری، بقیهٔ دارایی‌ها و تقسیم سود، اثر مثبت و معناداری بر بازده تعدیل‌شدهٔ سهام داشته باشند و درمقابل هزینهٔ بهره، خالص تأمین مالی و اهرم مالی، اثر منفی و معناداری بر بازده تعدیل‌شدهٔ سهام بگذارند. نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به جز سودخالص، تأثیر معناداری بر بازده تعدیل‌شدهٔ سهام دارند. خالص تأمین مالی و اهرم مالی بر اساس انتظار، ارتباط منفی با بازده تعدیل‌شدهٔ سهام دارند، اما هزینهٔ بهره بر خلاف انتظار ارتباط مثبتی با سودآوری دارد. در توجیه این پدیده

می‌توان گفت که احتمالاً شرکت‌های سودآور به‌دلیل صرفه‌جویی مالیاتی ناشی از هزینهٔ بهره و توان بازپرداخت به موقع تعهدات ناشی از بدهی، تمایل بیشتری به تأمین مالی از طریق دریافت تسهیلات بانکی دارند. ضرایب مدل نشان می‌دهد که نقدینگی تأثیر بزرگتری نسبت به سایر متغیرها بر بازده تعدیل‌شدهٔ سهام دارند. این نتایج با یافته‌های کیسنیک و همکاران (۲۰۱۱) سازگاری دارد.

نتایج آزمون رگرسیون مدل دوم به شیوهٔ پانل اثرات ثابت

جدول ۷ نتایج برازش مدل رگرسیونی اول به شیوهٔ پانل با اثرات ثابت را نشان می‌دهد.

جدول ۷. نتیجهٔ برازش مدل رگرسیونی شمارهٔ ۲ در سه وضعیت

متغیر	الف		ب		ج	
	ضریب	معنی‌داری	ضریب	معنی‌داری	ضریب	معنی‌داری
Obs.	۲۵۳۰		۲۵۳۰		۲۰۱۷	
Constant	۰/۰۱۸۹۴	۰/۰۵۴	۰/۰۱۸۹۴	۰/۰۶۱	۰/۰۲۰۲۵	۰/۰۲۰
L_{it}	−۰/۰۹۸۴۳	۰/۰۰۰	−۰/۰۹۸۴۳	۰/۰۰۰	−۰/۱۱۱۳۳	۰/۰۰۰
ΔE_{it}	۰/۰۰۷۹۹	۰/۳۱۶	۰/۰۰۷۹۹	۰/۴۵۶	۰/۰۰۳۶۰	۰/۶۳۴
ΔNF_{it}	−۰/۰۱۷۸۴	۰/۰۱۵	−۰/۰۱۷۸۴	۰/۰۱۶	−۰/۰۰۹۲۵	۰/۴۱۴
ΔD_{it}	۰/۰۷۲۶۶	۰/۰۰۰	۰/۰۷۲۶۶	۰/۰۱۶	۰/۰۷۰۱۹	۰/۰۰۰
ΔI_{it}	۰/۰۲۱۱۲	۰/۰۰۲	۰/۰۲۱۱۲	۰/۰۰۴	۰/۰۱۵۲۵	۰/۱۶۵
ΔNNA_{it}	۰/۰۳۳۴۹	۰/۰۰۰	۰/۰۳۳۴۹	۰/۰۰۱	۰/۰۳۰۶۱	۰/۰۰۰
ΔC_{it}	۰/۰۷۰۳۴	۰/۰۰۰	۰/۰۷۰۳۴	۰/۰۰۲	۰/۰۳۶۸۵	۰/۰۱۴
C_{it-1}	۰/۱۱۳۴۳	۰/۰۰۰	۰/۱۱۳۴۳	۰/۰۰۰	۰/۱۰۴۴۴	۰/۰۰۰
ΔNWC_{it}	۰/۰۱۹۲۹	۰/۰۰۱	۰/۰۱۹۲۹	۰/۰۰۳	۰/۰۱۴۲۶	۰/۰۰۸
NWC_{it}	۰/۰۱۰۷۷	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰۷۷	۰/۰۱۸	۰/۰۱۷۸۱	۰/۰۰۰
AR(1)	–	–	–	–	−۰/۰۶۸۲۲	۰/۰۰۲
Adj. R Sq.	۰/۱۶۴		۰/۱۶۴		۰/۰۹۲	
F Stat.	۲/۲۷۲		۲/۲۷۲		۱/۵۹۵	
Prob. (F)	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	
DW Stat.	۱/۸۰۷		۱/۸۰۷		۲/۰۸۲	

در این مدل متغیر وابسته بازده تعدیل شده سهام ($r_i - R_t^B$) است. ستون «الف» نتیجهٔ رگرسیون پانل با اثرات ثابت، ستون «ب» نتیجهٔ همان رگرسیون با تصحیح وایت (۱۹۸۰) و ستون «ج» نتیجهٔ همان رگرسیون با کنترل خودهمبستگی مرتبهٔ اول AR(1) را نشان می‌دهد. در این مدل، L: معرف اهرم و برابر با ارزش دفتری بدهی تقسیم بر جمع دارایی‌ها؛ E: سود قبل از بهره و مالیات؛ NF: خالص تأمین مالی انجام‌شده از طریق استقراض جدید یا آوردهٔ جدید؛ D: سود نقدی تقسیمی طی دوره؛ I: هزینهٔ بهره؛ NNA: بقیهٔ دارایی‌ها به غیر از نقد و معادل‌های آن؛ C بیانگر وجه نقد و معادل‌های آن؛ NWC: معرف خالص سرمایهٔ در گردش، که به غیر از اهرم همگی بر M ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره تقسیم شده‌اند؛ Δ: معرف تفاضل مرتبهٔ اول متغیر؛ i: نماد معرف شرکت و t: نشان‌دهندهٔ زمان است.

در این مدل نتایج به‌دست‌آمده در خصوص نقدینگی و خالص سرمایهٔ در گردش، نشان می‌دهند که اثرگذاری اقلام سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران به چه میزان است. انتظارات درخصوص این متغیرها این بود که ضرایب آنها در سطح معناداری مثبت ظاهر شوند. نتایج این مدل نشان می‌دهد بر طبق انتظار، اقلام سرمایهٔ در گردش تأثیر مثبتی بر بازده تعدیل‌شدهٔ سهام دارد. همچنین ضرایب نشان می‌دهد نقدینگی که یکی از مهم‌ترین اجزای سرمایهٔ در گردش شمرده می‌شود، نقش مؤثرتری نسبت به سایر اجزای سرمایهٔ در گردش در کسب بازده تعدیل‌شدهٔ سهام ایفا می‌کند. این نتایج با پژوهش‌های مرادی و نجار (۱۳۹۲) سازگار است.

نتایج آزمون رگرسیون مدل سوم به شیوهٔ پانل اثرات ثابت

جدول ۸ نتایج برازش مدل رگرسیونی سوم به شیوهٔ پانل با اثرات ثابت را نشان می‌دهد.

جدول ۸. نتیجهٔ برازش مدل رگرسیونی شمارهٔ ۳ در سه وضعیت

متغیر	الف		ب		ج	
	ضریب	معنی‌داری	ضریب	معنی‌داری	ضریب	معنی‌داری
Obs.	۲۱۰۷		۲۱۰۷		۱۴۴۰	
Constant	۰/۰۲۶۸۱	۰/۰۴۵	۰/۰۲۶۸۱	۰/۰۵۹	۰/۰۰۴۶۶	۰/۵۷۲
L_{it}	−۰/۰۸۲۴۰	۰/۰۰۰	−۰/۰۸۲۴۰	۰/۰۰۱	−۰/۰۱۵۹۵	۰/۲۱۵
ΔE_{it}	۰/۰۱۷۸۰	۰/۰۵۳	۰/۰۱۷۸۰	۰/۱۶۵	۰/۰۱۴۳۲	۰/۱۴۸
ΔNF_{it}	−۰/۰۱۶۵۵	۰/۱۶۹	−۰/۰۱۶۵۵	۰/۲۸۹	−۰/۰۱۴۰۶	۰/۲۸۸
ΔD_{it}	۰/۱۱۱۲۴	۰/۰۰۰	۰/۱۱۱۲۴	۰/۰۰۲	۰/۰۹۷۳۷	۰/۰۰۰
ΔI_{it}	۰/۰۲۳۵۷	۰/۰۴۳	۰/۰۲۳۵۷	۰/۱۰۷	۰/۰۲۳۰۶	۰/۰۷۱
ΔNNA_{it}	۰/۰۱۸۶۰	۰/۰۵۶	۰/۰۱۸۶۰	۰/۰۶۹	۰/۰۰۸۱۳	۰/۴۰۲
$WCMO_{it}$	۰/۰۰۲۹۱	۰/۰۳۷	۰/۰۰۲۹۱	۰/۰۵۰	−۰/۰۰۰۴۲	۰/۶۶۵
AR(1)	–	–	–	–	−۰/۰۰۶۸۷	۰/۷۸۲
Adj. R Sq.	۰/۱۲۸		۰/۱۲۸		۰/۰۲۵	
F Stat.	۱/۸۳۳		۱/۸۳۳		۵/۶۳۳	
Prob. (F)	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	
DW Stat.	۱/۹۶۲		۱/۹۶۲		۱/۷۶۰	

در این مدل متغیر وابسته بازده تعدیل شده سهام ($r_i - R_t^B$) است. ستون «الف» نتیجهٔ رگرسیون پانل با اثرات ثابت، ستون «ب» نتیجهٔ همان رگرسیون با تصحیح وایت (۱۹۸۰) و ستون «ج» نتیجهٔ همان رگرسیون با کنترل خودهمبستگی مرتبهٔ اول AR(1) را نشان می‌دهد. در این مدل، L: معرف اهرم و برابر با ارزش دفتری بدهی تقسیم بر جمع دارایی‌ها؛ E: سود قبل از بهره و مالیات؛ NF: خالص تأمین مالی انجام‌شده از طریق استقراض جدید یا آوردهٔ جدید؛ D: سود نقدی تقسیمی طی دوره؛ I: هزینهٔ بهره؛ NNA: بقیهٔ دارایی‌ها به غیر از نقد و معادل‌های آن؛ WCMO: معرف معیار بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش که به غیر از اهرم همگی بر M ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره تقسیم شده‌اند؛ Δ: معرف تفاضل مرتبهٔ اول متغیر؛ i: نماد معرف شرکت و t: نشان‌دهندهٔ زمان است.

هدف مدل سوم، بررسی رابطهٔ مدیریت سرمایهٔ در گردش و بازده سهام است که برای این منظور متغیر معیار بهینگی سرمایهٔ در گردش (WCMO) به جای سایر متغیرهای معرف سرمایهٔ در گردش وارد مدل شد. چنانکه نتایج نشان می‌دهد، ضریب متغیر WCMO برابر ۰/۰۰۲۹۱ به‌دست آمده است که در سطح ۹۰ درصد (ستون‌های «الف» و «ب») معنی‌دار است و به استناد آن می‌توان گفت که با بهتر شدن مدیریت سرمایهٔ در گردش، بازده سهامداران افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج ستون دوم که با تصحیح وایت (۱۹۸۰) برای کنترل ناهمسانی واریانس انجام شده است، نشان می‌دهد که بعد از کنترل ناهمسانی نتایج کماکان معنی‌دار هستند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر، تأثیر مدیریت بهینهٔ سرمایهٔ در گردش بر خلق ارزش در واحد اقتصادی و ثروت سهامداران بررسی شد. نتایج اولیه از بررسی توزیع شرطی داده‌ها، نشان داد شرکت‌هایی که بتوانند متوسط دورهٔ فروش موجودی کالا و متوسط دورهٔ وصول مطالبات خود را کاهش دهند، بازده ماهانه سهام بالاتری را برای سهامداران خود رقم می‌زنند. از این نتایج می‌توان دریافت که ثروت سهامداران از طریق مدیریت سرمایهٔ در گردش تأثیر می‌پذیرد.

در تحلیل رگرسیونی، از سه مدل رگرسیونی به روش پانل دیتا استفاده شد. رگرسیون اول عوامل تأثیرگذار بر ثروت سهامداران را شناسایی کرد. موافق با نظر فالکندر و وانگ (۲۰۰۵) متغیرهایی همچون سودآوری شرکت، میزان دارایی‌ها، خالص تأمین مالی، هزینهٔ بهره و تقسیم سود، تأثیر چشمگیری بر بازده‌های سهام می‌گذارد. نتیجهٔ برازش مدل اول نشان داد که متغیرهای کنترلی به درستی شناسایی شده‌اند.

مدل رگرسیونی دوم به بررسی تأثیر اجزای سرمایهٔ در گردش بر ثروت سهامداران پرداخت که نتایج آن نشان داد، خالص سرمایهٔ در گردش و تغییرات آن به‌طور معنی‌داری بر ثروت سهامداران اثرگذار است و وجه نقد به‌منزلهٔ یکی از مهم‌ترین و عمده‌ترین اجزای سرمایهٔ در گردش نسبت به سایر اجزای سرمایهٔ در گردش، تأثیر بیشتری بر ثروت سهامداران دارد. این نتایج با یافته‌های مرادی و نجار (۱۳۹۲) و کیسنیک و همکاران (۲۰۱۱) سازگار است.

دست آخر، از طریق واردکردن معیار بهینگی سرمایهٔ در گردش که از تقسیم چرخهٔ عملیات (جمع دورهٔ وصول و دورهٔ فروش) بر دورهٔ پرداخت بدهی اندازه‌گیری شد، مدل رگرسیونی سوم به بررسی ارتباط بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش و ثروت سهامداران پرداخت. نتایج این مدل رگرسیونی نشان داد که ارتباط معناداری بین معیار بهینگی سرمایهٔ در گردش و ثروت سهامداران وجود دارد. معیار بهینگی مدیریت سرمایهٔ در گردش که در این پژوهش به‌کار گرفته شده است،

تأثیر همزمان معیارهای متداول مدیریت سرمایهٔ در گردش، همچون دورهٔ فروش و دورهٔ وصول مطالبات را به‌صورت یکجا بررسی کرد و در مقایسه با مطالعاتی که از معیارهای دورهٔ فروش و دورهٔ وصول به‌صورت جداگانه استفاده کرده‌اند، مدل سوم شواهد محکم‌تر و تکمیلی فراهم کرده است.

پژوهشی که از نظر گذشت، بدون توجه به شرایط تورمی حاکم بر اقتصاد ایران انجام شده است و با توجه به طولانی‌بودن دورهٔ زمانی بررسی (۱۲ سال)، تورم ممکن است عامل تأثیرگذاری بر نتایج باشد. بخش بزرگی از دارایی‌های جاری شرکت‌های بورس تهران را موجودی‌های مواد و کالا تشکیل می‌دهد که از اقلام غیرپولی به‌شمار می‌روند. بنابراین، احتمال دارد که سرمایه‌گذاران به موجودی‌های شرکت‌ها با توجه به تأثیر تورم توجه بیشتری نشان دهند که این موضوع می‌تواند سرخطی برای مطالعات بعدی در زمینهٔ سرمایهٔ در گردش باشد.

منابع

اردکانیان، ن. (۱۳۸۸). *رابطهٔ مدیریت سرمایهٔ در گردش و سودآوری*. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

ایزدی نیا، ن. و تاکی، ع. (۱۳۸۹)، بررسی تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر قابلیت سوددهی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *حسابداری مالی*، ۲ (۵): ۱۳۹-۱۲۰.

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

ستایش، م. ح.؛ کاظم‌نژاد، م. و ذوالفقاری، م. (۱۳۸۷). بررسی تأثیر مدیریت سرمایهٔ در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۶ (۲۳): ۶۶-۴۳.

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

مرادی، م. ع. و نجار، م. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین مازاد سرمایهٔ در گردش و مازاد بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۰ (۲): ۱۳۲- ۱۰۹.

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

نوروش، ا.، ناظمی، ا. و حیدری، م. (۱۳۸۵). کیفیت اقلام تعهدی و سود با تاکید بر نقش خطای برآورد اقلام تعهدی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۳ (۴۳): ۱۶۰-۱۳۵.

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

Chen, H., Frank, M. Z. & Wu, O. Q. (2005). What Actually Happened to the Inventories of American Companies between 1981 and 2000? *Management Science*, 7 (51): 1015-1031.

Deloof, M. (2003). Does Working Capital Management Affect Profitability of Belgian Firms? *Journal of Business Finance & Accounting*, 30 (3-4): 573-588.

Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47 (2): 427-465.

Fama, E.F. & French, K.R. (1993). Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1): 3-56.

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

Gujarati, D.N. & D.C. Porter (2009). *Basic econometrics*, McGraw-Hill International student edition.

Jose, M.L., Lancaster, C. & Stevens, J.L. (1996). Corporate returns and cash conversion cycles. *Journal of Economics and Finance*, 9(20): 33-46.

Kieschnick, R., LaPlante, M. & Moussawi, R. (2011). *Working Capital Management and Shareholder Wealth*. Electronic copy. available at: http://ssrn.com/ abstract=1431165.

Martinez-Solano, P. & Garcia-Teruel, P. J. (2006). *Effects of working capital management on sme profitability*. [Online] Available: http://ssrn.com/ abstract=894865.

Ogundipe, S.E., Idowu, A. & Ogundipe, L.O. (2012). Working Capital Management, Firm's Performance and Market Valuation in Nigeria. *International Journal of Social and Human Sciences*. 6 (3): 143-147.

Raheman, A. & Nasr, M. (2007). Working Capital Management and Profitability-Case of Pakistan Firms. *International Review of Business Research Papers*, 3 (1):279 – 300.

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

Śamiloġlo, F. & Demirgũneş, K. (2008). The Effect of Working Capital Managemnt on Firm Profitability: Evidence from Turkey. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 2 (1): 44-50.

Teruel, P. & Solano, P. (2007). Effects of Working Capital Management on SME Profitability. *International Journal of Managerial Finance*, 3 (2): 164-177.

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*, Issue 24, Euro Journals Publishing, Inc. ISSN 1450-2887.

White, H. (1980). A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, 48 (4): 817-838.