مجله علمی پژوهش در علوم انسانی ومطالعات اجتماعی (سال سوم)
شماره ۱۵ / بهار ۱۳۹۸ / ص ۱۶۵-۱۴۳

ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سود ناخالص عملیاتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

نام نویسندگان: سید میثم ترابی ،عبدالهادی بلوچزهی ،احمد بلوچزهی

چکیده

این تحقیق به بررسی رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و عملکرد شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. به این منظور تعداد ۵۹ شرکت در طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۶ انتخاب گردید. در این تحقیق اثر متغیرهای مختلف مدیریت سرمایه در گردش شامل دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی کالا، متوسط دوره پرداخت بدهی، چرخه نقدینگی و چرخه عملیاتی را بر ارزش شرکت و سود ناخالص عملیاتی شرکتها مورد مطالعه قرار داده ایم. اندازه شرکت و اهرم مالی به عنوان متغیرهای کنترلی مورد استفاده قرار گرفته است.نتایج تحقیق حاضر که تاثیر مدیریت سرمایه در گردش را بر عملکرد شرکت ها مورد بررسی قرار داده است نشان می دهدکه با توجه به معناداری فوق العاده ضعیف بین چرخه نقدینگی و اجزاء آن شامل دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی ها و دوره پرداخت بدهی جاری با سودآوری شرکت ها رابطه معکوس معنا داری وجود دارد و مدیران شرکت ها می توانند با کاهش دوره وصول مطالبات و دوره گردش موجودی ها، در حد مطلوب سودآوری شرکتشان را افزایش دهند.

واژگان کلیدی: مدیریت سرمایه در گردش، سودآوری، دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی کالا، دوره پرداخت بدهی جاری، چرخه نقدینگی، چرخه عملیاتی

مقدمه

نقدینگی شریان حیات مالی شرکت است و مدیریت سرمایه در گردش از ضرورت های بقای شرکت می باشد، در واقع مشکل نقدینگی به اندازه ای مهم است که چنانچه با ضعف مدیریت و برخورد منفعلانه با موضوع نقدینگی همراه شود حیات مالی شرکت یعنی مسأله بقا و و تداوم فعالیت آن را به طور جدی با مخاطره مواجه می کند (محمد زاده و نو فرستی ،۱۳۸۸).

مدیریت سرمایه در گردش که مدیریت بر منابع و مصارف جاری می باشد، برای حداکثر سازی ثروت سهامداران به عنوان بخشی از وظایف مدیران مالی، دارای اهمیت به سزایی می باشد. به طور کلی، سرمایه در گردش به سرمایه گذاری شرکت در دارایی های کوتاه مدت از قبیل وجه نقد، اوراق بهادار کوتاه مدت، حسابهای دریافتنی و موجودی های کالا اطلاق می شود و خالص سرمایه در گردش عبارت است از دارایی جاری منهای بدهی جاری(محمدی ، ۱۳۸۸).

به دلیل نبود برنامه ریزی مناسب برای میزان سرمایه در گردش مورد نیاز ، بیشتر شرکتها دارای مازاد یا کسری سرمایه در گردش هستند. برای یک شرکت میزان بهینه ی سرمایه در گردشی که باید نگهداری کند تا به بیشترین سودآوری برسد، از اهمیت زیادی برخوردار است. اگر سرمایه در گردش بیش از حد نیاز نگهداری شود؛ آنگاه شرکت بیش از حد در داراییهای جاری سرمایه گذاری کرده است و در نتیجه یک نوع هزینه فرصت از دست رفته به وجود می آید. همچنین اگر شرکت کمتر از مقدار مورد نیاز سرمایه در گردش نگهداری کند، ممکن است قادر به انجام تعهداتش نباشد مدیریت کارای نقدینگی شامل برنامه ریزی و کنترل دارایی ها و بدهی های جاری به گونه ای است که خطر عدم توانایی برآوردن تعهدات کوتاه مدت را از بین برده و از سرمایه گذاری اضافی در این داراییها جلوگیری به عمل آورد(راماچاندران و جاناکیرامان ، ۲۰۰۹).

مطالعات نشان می دهند که بیشتر وقت مدیریت مالی صرف عملیات داخلی روزانه شرکت می شود، عملیاتی که به سادگی در تحت عنوان، مدیریت سرمایه در گردش، میگنجد. از آنجا که آنقدر وقت صرف تصمیمات مربوط به سرمایه در گردش می شود، مطالعه کامل موضوع در طول دوره های مدیریت مالی صحیح به نظر می رسد. مدیریت سرمایه در گردش عبارت است از ترکیب بهینه اقلام سرمایه در گردش، یعنی داراییها و بدهیهای جاری؛ به گونه ای که ثروت سهامداران را حداکثر سازد (رهنمای رود پشتی، ۱۳۸۹) شرکت ها استراتژی های مدیریت وجوه نقد خود رابر محور دو هدف تعیین می کنند: ۱. تهیه و تأمین وجه نقد برای انجام پرداخت های شرکت. ۲ . به حداقل رساندن موجودی هایی که در شرکت به صورت راکد باقی می ماند (پی نوو، ریموند، ۱۳۸۶).

مدیریت نقدینگی در واقع منعکس‌کننده مدیریت داراییها و بدهیهای کوتاهمدت است و نقش حیاتی در موفقیت مدیریت بنگاه اقتصادی بازی می‌کند. اگر شرکت نتواند نقدینگی خود را به‌نحو مطلوب مدیریت کند ممکن است داراییهای جاری شرکت نتواند پاسخگوی بدهیهای جاری آن باشد. در نتیجه شرکت مجبور به پیدا کردن منابع خارجی برای پرداخت بدهیهای کوتاهمدت خود در زمان سررسید می‌شود. جوز (Jose,1996)

خرم نژاد (۱۳۸۶)، بر اساس تفکیک سیاست های مالی و عملیاتی شرکت ها، تجزیه و تحلیل مدیریت سرمایه درگردش شرکت های صنعت دارو سازی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را انجام داد. در این تحقیق تاثیر عوامل مختلف محیطی و درونی شرکت بر روی دو جزء سرمایه در گردش شامل وجه نقد خالص و سرمایه در گردش مورد نیاز مورد مطالعه قرار گرفته است.

حیدر پور و مستوفی (۱۳۸۸) به بررسی همبستگی بین نسبت **Q** توبین و ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده برای شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۷۹ الی ۱۳۸۳ پرداختند. هدف آنان این بود که در صورت اثبات همبستگی بین دو معیار فوق با توجه به سهولت محاسبه **Q** توبین سرمایه گذاران می توانند از این معیار به جای معیار ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده استفاده کنند. برای بررسی این موضوع نمونه ای تصادفی از شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب و از ضریب همبستگی اسپیرمن برای بررسی همبستگی بین دو متغیر استفاده شد. نتایج تحقیق بیانگر آن است که در سطح اطمینان ۹۵ درصد می توان ادعا نمود که بین نسبت **Q** توبین و ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده رابطه معنی داری وجود دارد.

محمدی(۱۳۸۸)، در این تحقیق، تاثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکتها در جامعه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مورد بررسی قرار گرفته است. نمونه آماری این تحقیق شامل ۹۲ شرکت می باشد که بین سال های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴ مورد بررسی قرار گرفته اند .در این تحقیق از متغیر نسبت سود ناخالص به جمع دارائیها به عنوان معیار سودآوری شرکت ها و از متغیرهای، دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجود ی ها، دوره واریز بستانکاران و چرخه تبدیل وجه نقد به عنوان معیارهای مدیریت سرمایه در گردش و از متغیرهای، اندازه شرکت، رشد فروش، نسبت دارایی های مالی به کل دارایی ها و نسبت بدهی های مالی به کل دارایی ها به عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است. نتایج این تحقیق حاکی از این بود که بین سودآوری شرکت ها با دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجود ی ها، دوره واریز بستانکاران و چرخه تبدیل وجه نقد، رابطه معکوس معناداری وجود دارد .به عبارتی مدیران می توانند با

کاهش دوره وصول مطالبات و دوره گردش موجود ی ها در حد معقول سودآوری شرکتشان را افزایش دهند .همچنین نتایج این تحقیق در رابطه با دوره واریز بستانکاران می تواند بیانگر این امر باشد که شرکت هایی که سودآور می باشند دوره واریز بستانکاران کوتاه تری دارند.
یعقوب نژاد و دیگران(۱۳۸۹)، این تحقیق به بررسی رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و سود آوری در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. به این منظور تعداد ۸۶ شرکت در طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۸۶ انتخاب گردید. در این تحقیق اثر متغیرهای مختلف مدیریت سرمایه در گردش شامل متوسط دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی کالا، متوسط دوره پرداخت بدهی و چرخه تبدیل وجه نقد را برسود خالص عملیاتی شرکتها مورد مطالعه قرارگرفت. نسبت جاری ،نسبت بدهی واندازه شرکت (که با لگاریتم طبیعی فروش اندازه گیری شده است)به عنوان متغیرهای کنترلی مورد استفاده قرار گرفته است. برای تجزیه وتحلیل از همبستگی پیرسون و رگرسیون استفاده شده است.
احدیان پور (۱۳۹۰)، به بررسی ارتباط شاخص های ارزیابی عملکرد در ارتباط با ارزش ایجاد شده سهامداران در شرکت های رشدی و ارزشی با توجه به اندازه شرکت ها در فاصله زمانی سال های ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۸ در شرکت های تولیدی پذیرفته شده فعال در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. نتایج آزمون فرضیه ها بیانگر این امر بود که در شرکت های رشدی، ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده ۶۶ درصد و در شرکت های ارزشی، ارزش افزوده بازار ۳۸ درصد دارای بیشترین توان توضیح دهندگی تغییرات ارزش ایجاد شده سهامداران می باشند. همچنین با با بررسی معیارهای ارزیابی عملکرد در سطح اندازه شرکت ها می توان به این نتیجه رسید که در سطح شرکت های رشدی متوسط ارزش افزوده بازار ۱۶ درصد، بزرگ ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده ۶۶ درصد و در سطح شرکت های ارزشی کوچک ارزش افزوده بازار ۲۲ درصد و متوسط ارزش افزوده بازار ۳۲ درصد قادر به توضیح دهندگی ارزش ایجاد شده سهامداران می باشند و در سطح شرکت های رشدی کوچک و ارزشی بزرگ هیچ یک از معیارهای مورد بررسی قادر به توضیح ارزش ایجاد شده سهامداران نمی باشند.
قوش و همکاران (۲۰۰۵)، در تحقیق خود تلاش کردند نشان دهند شرکتهایی که در گزارشگری خود افزایشهای ناشی از نگهداری در سود و درآمد را افشا میکنند در مقایسه با شرکتهایی که فقط افزایشهای ناشی از نگهداری در سود را به تنهایی گزارش میکنند، دارای کیفیت سود بالاتر و ضریب واکنش سود بزرگتر هستند. نتایج تحقیق آنها منطبق بر فرضیات تحقیق بود.
رحمن و ناصر(۲۰۰۷)، در تحقیق **(A.Rheman & M.Nasr)** رحمن و ناصر خود رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و نقدینگی شرکت ها را با سودآوری شرکت ها مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق ۹۴ شرکت بین سال های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۴ مورد بررسی قرار گرفتند . در این تحقیق از چرخه تبدیل وجه نقد، دوره گردش موجودی ها، دوره واریز بستانکاران، دوره وصول مطالبات، نسبت جا ری، سود خالص عملیاتی، اندازه شرکت، نسبت بدهی و نسبت دارائی های مالی، استفاده شده بود . نتایج این تحقیق که بر اساس ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل رگرسیون انجام شده بود ، حاکی از این بود که بین چرخه تبدیل وجه نقد و اجزاء آن شامل، دوره گردش موجودی ها، دوره پرداخت بدهی و دوره وصول مطالبات با سودآوری شرکت ها رابطه معکوس معنا داری وجود دارد . همچنین نتایج تحقیق نشان داد که بین نقدینگی شرکت ها و بدهی با سودآوری آنها رابطه معکوس معنی داری وجود دارد. علاوه بر این نتایج تحقیق حاکی از این بود که بین اندازه شرکت و سودآوری آن رابطه مستقیم معناداری وجود دارد.
با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، پژوهشهای صورت گرفته در ایران در رابطه با سرمایه در گردش، تنها به بررسی سرمایه در گردش بر سودآوری شرکتها است. لذا انتظار میرود شرایط اقتصادی تاثیرات متفاوتی بر سرمایه در گردش شرکتها داشته و سودآوری آنها را تحت تاثیر قرار دهد. در شرایط رونق اقتصادی انتظار می رود چرخه تبدیل وجه نقد کاهش یابد و در نتیجه آن سودآوری شرکت ها افزایش یابد و در شرایط رکود عکس این موضوع رخ دهد، بنابراین فرضیه های این تحقیق بشرح زیر تدوین گردیده است.

فرضیه اول: بین دوره وصول مطالبات و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین دوره نگهداری موجودی کالا و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین دوره پرداخت بدهی جاری و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین چرخه عملیاتی و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه پنجم: بین چرخه نقدینگی و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ششم: بین دوره وصول مطالبات و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه هفتم: بین دوره نگهداری موجودی کالا و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه هشتم: بین دوره پرداخت حسابهای پرداختنی و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه نهم: بین چرخه عملیاتی و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دهم: بین چرخه نقدینگی و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

روش تحقیق

جامعه آماری تحقیق حاضر، کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بین سالهای ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۰ را تشکیل می‌دهند. پژوهش در بین جامعه آماری با این شرایط که داده های جمع آوری شده به صورت مستمر باشد، به منظور برخورداری از ویژگی یکنواختی و افزایش قابلیت مقایسه‌ای اطلاعات، شرکتها واسطه مالی نباشند.دوره مالی شرکتها مختوم به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد و در طول دوره تحقیق تغییر سال مالی نداده باشند. بعد از اعمال موارد فوق در نهایت تعداد ۵۹ شرکت به عنوان نمونه آماری این تحقیق در نظر گرفته شد. در این پژوهش به طور کلی ارزش شرکت و سود ناخالص عملیاتی در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان متغیرهای وابسته به کار رفته است. برای محاسبه ارزش شرکت در این تحقیق از شاخص Q توبین استفاده می‌شود. در اینجا از مدل ساده شده Q (تامسون، ۲۰۰۳)[1]استفاده شده که به شرح زیر قابل محاسبه می‌باشد.

$$TobinQ = \frac{Mve + Bvd}{Bva}$$

Mve : ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

Bvd : ارزش دفتری بدهی‌ها

Bva : ارزش دفتری دارایی‌ها

سود ناخالص عملیاتی، دیگر متغیر وابسته مورد استفاده در این تحقیق می باشد که از طریق رابطه زیر بدست می آید:

$$GP = \frac{\text{بهای تمام شده کالای فروش رفته} - \text{فروش}}{\text{دارایی مالی} - \text{کل دارایی ها}}$$

متغیر های (متقل)در این تحقیق شاخص های مدیریت سرمایه در گردش می باشد که عبارتنداز:

دوره وصول مطالبات (AR)که از طریق رابطه زیر محاسبه می شود.

$$\text{دوره وصول مطالبات} = 365 \times (\frac{\text{حسابهای دریافتنی}}{\text{فروش}})$$

دوره نگهداری موجودی کالا (INV)که از طریق رابطۀ۱-۴ محاسبه می شود:

$$\text{دوره نگه داری موجودی کالا} = 365 \times \left(\frac{\text{موجودی کالا}}{\text{خریدها}}\right)$$

دوره پرداخت بدهی جاری(AP) نیز نشان دهنده میانگین زمانی که سازمان بدهی هایش را با عرضه کنندگان خود تصفیه می کند، می باشدواز طریق رابطۀ۱-۵ محاسبه می گردد:

$$\text{دوره پرداخت بدهی جاری} = 365 \times \left(\frac{\text{حساب های پرداختنی}}{\text{خریدها}}\right)$$

چرخه نقدینگی[2] (CCC)مؤلفه اصلی مدیریت سرمایه در گردش به حساب می آید که در برگیرندۀ دوره وصول مطالبات، دوره نگه داری موجودی کالا و دوره پرداخت بدهی جاری می باشد. این شاخص از طریق رابطۀ۱-۶ محاسبه می گردد:

$$CCC = AR + INV - AP$$

چرخه عملیاتی (OC) :عبارت است حاصل جمع دوره وصول مطالبات (AR) و دوره نگهداری موجودی کالا(INV):

$$OC = AR + INV$$

---

[1] Thompson (۱-۷)

[2] Cash Conversion Cycle

نتایج

در این تحقیق جهت آزمون فرضیه ها از روش داده های تلفیقی ایستا استفاده شده است. در این روش برای انتخاب از بین دو مدل ترکیبی(***pool***) و مدل اثرات ثابت از آزمونی تحت عنوان چاو(***chow***) که به آن آزمون تغییرات ساختاری نیز می گویند استفاده می شود. در مدل اثرات ثابت هر یک از مولفه‌ها یک مقدار ثابت مخصوص به خود دارد و به دلیل آنکه برای کار کردن با هر یک از این مقادیر ثابت، یک متغیر مجازی در نظر گرفته می شود، تخمین زن اثرات ثابت، تخمین زن متغیرهای مجازی حداقل مربعات[۳] ***(LSDV)*** نیز نامیده می شود**.** آزمون چاو یک آزمون تساوی بین مجموعه ای از ضرایب در یک رگرسیون خطی است. این آزمون بر اساس استفاده از مجموع مربع اشتباهات شکل می گیرد(تهرانی، طباطبایی، ۱۳۸۶) که در محاسبه آماره **F** داریم:

$$F_{(K,N-2K)} = \frac{\frac{Q - Q_1}{K}}{\frac{Q_1}{N-2K}}$$

F: ارزش محاسبه شده **F** برای هر شرکت

Q: مجموع مربع اشتباهات برای کل دوره

$\mathbf{Q_1}$: مجموع مربع اشتباهات برای دوره اول

K: تعداد متغیرهای مورد استفاده

N: تعداد مشاهدات کل دوره

پس از انجام آزمون چاو، اگر اجرای مدل ***pool*** مورد تایید قرار گرفت آنگاه کار در این مرحله تمام شده خواهد بود. اما اگر مدل اثرات ثابت تایید گردد، می بایست آن را در مقابل مدل اثرات تصادفی مورد آزمون قرار دهیم تا از میان این دو مدل، مدل بهینه جهت تخمین نهایی مشخص شود، که این کار نیز توسط آزمون هاسمن صورت می پذیرد. یک روش جایگزین برای تخمین مدل اثرات ثابت، تخمین مدل اثرات تصادفی است. تفاوت چنین مدلی با اثرات ثابت این است که در آن عرض از مبدأ مختص هر یک از متغیرها مقادیر ثابتی نیستند، بلکه به صورت تصادفی انتخاب می شوند. لذا مقدار α_i در مدل کلی برابر است با $\alpha_{it} = \mu_i + \nu_{it}$. که در آن ν_i یک متغیر تصادفی نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس σ_V^2 است. یک فرض مهم این است که متغیر ν_i باید مستقل از متغیرهای توضیحی و اجزای خطای u_i باشد. اگر ν_i ها با متغیرهای توضیحی همبسته باشند، آنگاه تخمین زن‌های اریب و ناسازگاری بدست خواهند آمد. از سوی دیگر مزیت این مدل بر مدل اثرات ثابت آن است که تعدادپارامترهای کمتری باید تخمین زده شود**.** از آنجا که برای انجام مقایسه بین این دو مدل باید وجود همبستگی بین اثرات تصادفی (α_i)و رگرسورها را مورد آزمون قرار دهیم، لذا در آزمون هاسمن فرضیه صفر این است که هیچ همبستگی میان اثرات تصادفی و رگرسورها وجود ندارد. تحت این فرضیه، تخمین زن های **OLS**و **GLS** هر دو سازگار هستند ولی تخمین زن **OLS** ناکاراست. در شرایطی که تحت این فرضیه، تخمین زن های حداقل مربعات معمولی (**OLS**)[۴]و حداقل مربعات تعمیم یافته (**GLS**)[۵]هر دو سازگار هستند به منظور ارایه دید بهتر و جامع تر نسبت به نتایج تخمین ها، این نتایج در قالب جداول مربوط خلاصه و درج شده است. در ادامه به تشریح آزمون های انجام شده و جداول نتیجه اجرای مدل از نرم افزار **Eviews** نسخه ۷/۰۱ پرداخته می شود.

آزمون چاو(chow) یا آزمون تغییرات ساختاری مربوط به فرضیه ها

به منظور آزمون فرضیه های پژوهش، ابتدا مدل اثرات ثابت زمانی تخمین زده شده و سپس برای بررسی تفاوت معناداری از آزمون تغییرات ساختاری استفاده خواهد شد. این آزمون برای بررسی وجود اثرات ثابت به صورت زیر فرضیه سازی می شود:

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{عدم وجود اثرات ثابت} \leftrightarrow \text{مدل } \boldsymbol{pool} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{وجود اثرات ثابت} \leftrightarrow \text{مدل اثرات ثابت} \end{cases}$

همان طوری که ملاحظه می گردد، با توجه به سطح معناداری بدست آمده در این مرحله برای پنج فرضیه اول مدل اثرات ثابت و برای پنج فرضیه دوم مدل **pool** به عنوان مدل ارجح برای این فرضیه ها انتخاب می شود.

---

[۳] Least Squares Dummy Variable Regression
[1] Ordinary Least Squares
[2] Generalized Least Squares

آزمون هاسمن(Hausman) مربوط به فرضیه تحقیق در حالت الف

همانطور که ملاحظه می گردد، نتایج آزمون چاو حاکی از انتخاب مدل اثرات ثابت در فرضیه های اول، دوم، سوم و چهارم می باشد. حال می بایست مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون گردد. برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می شود. برای انجام آزمون هاسمن، ابتدا می بایست مدل اثرات تصادفی – زمانی را برآورد کنیم. آزمون هاسمن برای بررسی وجود اثرات تصادفی به شکل زیر تنظیم می شود:

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{مدل اثرات تصادفی} \longleftrightarrow \text{بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{مدل اثرات ثابت} \longleftrightarrow \text{بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد} \end{cases}$

جدول ۴-۴ نتایج آزمون هاسمن مربوط به فرضیه ها

آزمون هاسمن				
معناداری	**درجه آزادی**	**آماره**	**اثر آزمون**	**فرضیه ها**
0.8617	3	0.748844	**تصادفی**	**فرضیه اول**
0.8302	3	0.880070	**تصادفی**	**فرضیه دوم**
0.9438	3	0.382587	**تصادفی**	**فرضیه سوم**
0.9801	3	0.184373	**تصادفی**	**فرضیه چهارم**
0.9844	3	0.155562	**تصادفی**	**فرضیه پنجم**

روش آماری مورد استفاده در این تحقیق روش رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی می‌باشد، برای تخمین مدل‌های رگرسیونی با داده‌های تابلویی، از روش حداقل مربعات تعمیم یافته تخمینی $(EGLS)$ استفاده شده است. فرضیه‌ها از طریق نتایج حاصل از مدل‌های اقتصادسنجی و رگرسیون چند متغیره مورد آزمون قرار گرفتند. جهت تعیین معنی دار بودن مدل رگرسیون از آماره **F** فیشر استفاده شده است. برای بررسی معنی‌دار بودن ضریب متغیرهای مستقل در هر مدل از آماره **t** استیودنت در سطح ۹۵٪ استفاده شده است.از آزمون دوربین- واتسون نیز جهت بررسی نبود مشکل خودهمبستگی بین جملات پسماند استفاده گردید. در صورت بروز موارد نقض فروض کلاسیک مدل رگرسیون خطی، از قبیل ناهمسانی واریانس یا خودهمبستگی بین اجزای اخلال مدل، به منظور اصلاح و برازش نهایی مدل، از الگوی "خود رگرسیونی مرتبه اول" $AR(1)$ استفاده خواهد شد.

فرضیه اول: بین دوره وصول مطالبات و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{بین دوره وصول مطالبات و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود ندارد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{بین دوره وصول مطالبات و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود دارد} \end{cases}$

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۵-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$TobinQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 AR_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره **t**	معناداری
C	**1534.774**	**394.6796**	**3.888659**	**0.0001**
دوره وصول مطالبات	**-0.273227**	**0.373687**	**-0.731166**	**0.0053**
اهرم مالی	**-715.7044**	**120.3883**	**-5.944965**	**0.0000**
اندازه شرکت	**-58.17842**	**68.52003**	**-0.849072**	**0.0651**
ضریب تعیین	**0.123246**	میانگین متغیر وابسته	**528.2702**	
ضریب تعیین تعدیل شده	**0.114208**	انحراف معیارمتغیر وابسته	**649.6523**	
خطای معیار رگرسیون	**611.4303**	مقدار مربع باقیماندها	**1.09E+08**	
آماره **F**	**13.63539**	آماره دوربین واتسون	**1.896416**	
احتمال آماره **F**	**0.000000**			

همانطور که در جدول ۴-۵ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می باشد و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۱،۸۹ عدم همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد با توجه به $P-Value$ به دست آمده ضریب متغیر دوره وصول مطالبات معنا دار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۱۲ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند.

فرضیه دوم: بین دوره نگهداری موجودی کالا و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{بین دوره نگهداری موجودی کالا و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود ندارد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{بین دوره نگهداری موجودی کالا و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود دارد} \end{cases}$

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۶-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$TobinQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 INV_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	1501.228	386.9412	3.879732	0.0001
دوره نگهداری موجودی کالا	-0.125149	0.208444	-0.600394	0.0487
اهرم مالی	-726.8306	119.1810	-6.098543	0.0000
اندازه شرکت	-53.45853	67.66445	-0.790053	0.4301
ضریب تعیین	0.122520	**میانگین متغیر وابسته**	533.3522	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.113474	**انحراف معیار متغیر وابسته**	650.7785	
خطای معیار رگرسیون	612.7440	**مقدار مربع باقیماندها**	1.09E+08	
F آماره	13.54380	**آماره دوربین واتسون**	1.893190	
F احتمال آماره	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۶ ملاحظه می‌گردد، شاخص نیکوئی برازش مدل در سطح خطای آلفای ۵ درصد بزرگتر است. بنابراین می‌توان گفت که مدل رگرسیون فوق معنی‌دار می‌باشد. و مقدار آماره دوربین– واتسون، برابر ۱,۸۹ است که می‌توان گفت که مقدار این آماره مناسب است و نشان‌دهنده رفع خودهمبستگی بین اجزای اخلال مدل اولیه می‌باشد.مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی(۱۲ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند.

فرضیه سوم: بین دوره پرداخت بدهی جاری و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

H_0: بین دوره پرداخت بدهی جاری و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود ندارد

H_1: بین دوره پرداخت بدهی جاری و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود دارد

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۷-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$TobinQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 AP_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	1474.265	374.2340	3.939421	0.0001
دوره پرداخت بدهی جاری	-0.127742	0.208926	-0.611422	0.5414
اهرم مالی	-729.8175	119.2021	-6.122522	0.0000
اندازه شرکت	-50.20208	66.46826	-0.755279	0.4507
ضریب تعیین	0.122667	**میانگین متغیر وابسته**	530.6636	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.113622	**انحراف معیار متغیر وابسته**	650.1816	
خطای معیار رگرسیون	612.1306	**مقدار مربع باقیماندها**	1.09E+08	
F آماره	13.56235	**آماره دوربین واتسون**	1.896461	
F احتمال آماره	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۷ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و فرض خطی بودن مدل و معنی‌داری آن تائید می‌شود و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۱,۸۹ عدم همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۱۲ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند.

فرضیه چهارم: بین چرخه عملیاتی و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{بین چرخه عملیاتی و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود ندارد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{بین چرخه عملیاتی و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود دارد} \end{cases}$

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۸-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$TobinQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	1547.247	399.1832	3.876033	0.0001
چرخه عملیاتی	-0.120462	0.158287	-0.761030	0.4473
اهرم مالی	-721.2231	119.5813	-6.031238	0.0000
اندازه شرکت	-59.74067	68.97512	-0.866119	0.3871
ضریب تعیین	0.123345	**میانگین متغیر وابسته**	529.2892	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.114307	**انحراف معیار متغیر وابسته**	649.8774	
خطای معیار رگرسیون	611.6077	**مقدار مربع باقیماندها**	1.09E+08	
F آماره	13.64787	**آماره دوربین واتسون**	1.896250	
F احتمال آماره	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۸ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و فرض خطی بودن مدل و معنی‌داری آن رد می‌شود و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۱,۸۹ عدم خود همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۱۲ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند.

فرضیه پنجم: بین چرخه نقدینگی و ارزش شرکت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\begin{cases} H_0: \text{بین چرخه نقدینگی و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود ندارد} \\ H_1: \text{بین چرخه نقدینگی و ارزش بازار رابطه معنا داری وجود دارد} \end{cases}$

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۹-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$TobinQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 CCC_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	1516.272	404.9831	3.744038	0.0002
چرخه نقدینگی	-0.145557	0.277840	-0.523889	0.0008
اهرم مالی	-718.5064	120.8335	-5.946251	0.0000
اندازه شرکت	-55.17623	69.35696	-0.795540	0.0269
ضریب تعیین	0.122480	**میانگین متغیر وابسته**	527.7278	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.113433	**انحراف معیار متغیر وابسته**	649.5326	
خطای معیار رگرسیون	611.5848	**مقدار مربع باقیماندها**	1.09E+08	
F آماره	13.53878	**آماره دوربین واتسون**	1.900531	
F احتمال آماره	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۹ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و فرض خطی بودن مدل و معنی‌داری آن تائید می‌شود و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۱,۹۰ عدم همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. با توجه به $P-Value$ به دست آمده کلیه ضرایب همبستگی مدل معنی‌دار است و نتایج حاصل از آزمون مدل و ضریب متغیر مستقل بدست آمده نشان‌دهنده این مطلب است که ضریب متغیر چرخه نقدینگی منفی و معنی‌دار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۱۲ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند.

فرضیه ششم: بین دوره وصول مطالبات و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{بین دوره وصول مطالبات و سود ناخالص عملیاتی رابطه معنا داری وجود ندارد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{بین دوره وصول مطالبات و سود ناخالص عملیاتی رابطه معنا داری وجود دارد} \end{cases}$

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۱۰-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$GP_{it} = \beta_0 + \beta_1 AR_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	0.066785	0.077765	0.858805	0.3913
دوره وصول مطالبات	-0.000532	8.64E-05	-6.161294	0.0000
اهرم مالی	0.088605	0.029289	3.025176	0.0028
اندازه شرکت	0.042938	0.013295	3.229707	0.0014
ضریب تعیین	0.545699	**میانگین متغیر وابسته**	0.601354	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.426762	**انحراف معیار متغیر وابسته**	0.662089	
خطای معیار رگرسیون	0.304329	**مقدار مربع باقیماندها**	21.57960	
F آماره	4.588132	**آماره دوربین واتسون**	2.363021	
F احتمال آماره	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۱۰ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و فرض خطی بودن مدل و معنی‌داری آن تائید می‌شود و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۲,۳۶ عدم همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. با توجه به $P-Value$ به دست آمده کلیه ضرایب همبستگی مدل معنی‌دار است و نتایج حاصل از آزمون مدل و ضریب متغیر مستقل بدست آمده نشان‌دهنده این مطلب است که ضریب متغیر دوره وصول مطالبات منفی و معنی‌دار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۵۴ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند.

فرضیه هفتم: بین دوره نگهداری موجودی کالا و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\boldsymbol{H_0}$: بین دوره نگهداری موجودی کالا و سود ناخالص عملیاتی رابطه معنا داری وجود ندارد

$\boldsymbol{H_1}$: بین دوره نگهداری موجودی کالا و سود ناخالص عملیاتی رابطه معنا داری وجود دارد

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۱۱-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$GP_{it} = \beta_0 + \beta_1 INV_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	-0.043817	0.099664	-0.439644	0.6606
دوره نگهداری موجودی کالا	3.59E-06	5.82E-05	0.061652	0.0409
اهرم مالی	0.036408	0.029126	1.250007	0.0126
اندازه شرکت	0.056779	0.016343	3.474124	0.0006
ضریب تعیین	0.425606	**میانگین متغیر وابسته**	0.564256	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.275228	**انحراف معیار متغیر وابسته**	0.453393	
خطای معیار رگرسیون	0.311868	**مقدار مربع باقیماندها**	22.66190	
F آماره	2.830244	**آماره دوربین واتسون**	2.375869	
F احتمال آماره	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۱۱ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و فرض خطی بودن مدل و معنی‌داری آن تائید می‌شود و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۲,۳۷ عدم همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. با توجه به $P-Value$ به دست آمده کلیه ضرایب همبستگی مدل معنی‌دار است و نتایج حاصل از آزمون مدل و ضریب متغیر مستقل بدست آمده نشان‌دهنده این مطلب است که ضریب متغیر مدت زمان نگهداری موجودی کالا مثبت و معنی‌دار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۴۲ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند. بنابراین با توجه به $P-Value$ به دست آمده بین دوره نگهداری موجودی کالا و سود ناخالص عملیاتی بنگاههای اقتصادی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد.

فرضیه هشتم: بین دوره پرداخت بدهی جاری و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{بین دوره پرداخت بدهی جاری و سود ناخالص عملیاتی ارتباط معنا داری وجود ندارد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{بین دوره پرداخت بدهی جاری و سود ناخالص عملیاتی ارتباط معنا داری وجود دارد} \end{cases}$

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۱۲-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$GP_{it} = \beta_0 + \beta_1 AP_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	0.023719	0.088137	0.269113	0.7881
دوره پرداخت بدهی جاری	-0.000159	6.30E-05	-2.523444	0.0123
اهرم مالی	0.024623	0.028817	0.854467	0.3937
اندازه شرکت	0.048395	0.014863	3.256069	0.0013
ضریب تعیین	0.439312	**میانگین متغیر وابسته**	0.568589	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.292522	**انحراف معیار متغیر وابسته**	0.446586	
خطای معیار رگرسیون	0.312208	**مقدار مربع باقیماندها**	22.71135	
F آماره	2.992796	**آماره دوربین واتسون**	2.359943	
F احتمال آماره	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۱۲ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۲,۳۵ عدم خود همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۴۳ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند. با توجه به $P-Value$ به دست آمده بین دوره پرداخت بدهی جاری و سود ناخالص عملیاتی رابطه ی منفی و معناداری وجود دارد.

فرضیه نهم: بین چرخه عملیاتی و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{بین چرخه عملیاتی و سود ناخالص عملیاتی رابطه معنا داری وجود ندارد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{بین چرخه عملیاتی و سود ناخالص عملیاتی رابطه معنا داری وجود دارد} \end{cases}$

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۱۳-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$GP_{it} = \beta_0 + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	0.068353	0.094326	0.724648	0.4694
چرخه عملیاتی	-8.94E-05	3.59E-05	-2.486709	0.0136
اهرم مالی	0.036087	0.028151	1.281889	0.2012
اندازه شرکت	0.041525	0.015386	2.698944	0.0075
ضریب تعیین	0.449318	**میانگین متغیر وابسته**	0.571650	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.305148	**انحراف معیار متغیر وابسته**	0.457808	
خطای معیار رگرسیون	0.313486	**مقدار مربع باقیماندها**	22.89772	
F آماره	3.116583	**آماره دوربین واتسون**	2.364067	
F احتمال آماره	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۱۳ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۲,۳۶ عدم خود همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۴۴ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند.

فرضیه دهم: بین چرخه نقدینگی و سود ناخالص عملیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{بین چرخه نقدینگی و سود ناخالص عملیاتی رابطه معنا داری وجود ندارد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{بین چرخه نقدینگی و سود ناخالص عملیاتی رابطه معنا داری وجود دارد} \end{cases}$

روش **EGLS**- تخمین

جدول (۱۴-۴): نتایج تخمین بدست آمده از آزمون فرضیه به روش EGLS

$$GP_{it} = \beta_0 + \beta_1 CCC_{it} + \beta_2 LEVRG_{it} + \beta_3 FSIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
C	-0.035478	0.100650	-0.352488	0.7248
چرخه نقدینگی	-9.45E-06	6.09E-05	-0.155275	0.8767
اهرم مالی	0.034254	0.029632	1.155972	0.2489
اندازه شرکت	0.056026	0.016627	3.369643	0.0009
ضریب تعیین	0.420613	**میانگین متغیر وابسته**	0.556475	
ضریب تعیین تعدیل شده	0.268928	**انحراف معیار متغیر وابسته**	0.435313	
خطای معیار رگرسیون	0.310892	**مقدار مربع باقیماندها**	22.52030	
آماره F	2.772937	**آماره دوربین واتسون**	2.366639	
احتمال آماره F	0.000000			

همانطور که در جدول ۴-۱۴ ملاحظه می‌گردد، مقدار آماره F در سطح خطای آلفای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و مقدار دوربین- واتسون، با عدد ۲,۳۶ عدم خود همبستگی بین خطاها را نشان می‌دهد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که متغیرهای برآوردی مدل، از توان توضیح دهندگی (۴۲ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته برخوردارند. با توجه به $P-Value$ به دست آمده بین چرخه نقدینگی و سود ناخالص عملیاتی رابطه ی معناداری وجود ندارد.

آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

یکی از عمده‌ترین مشکلات که در رگرسیون سری‌های زمانی ممکن است پیش آید، پدیده رگرسیون ساختگی می‌باشد. رگرسیون ساختگی به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن علی رغم وجود $\mathbf{R^2}$ بالا، رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. در تحقیقات مبتنی بر داده‌های سری زمانی فرض بر آن است که سری زمانی ایستا (پایا) می‌باشد. هر سری زمانی را می‌توان نتیجه یک فرایند استوکاستیک[۶] یا تصادفی دانست. یک فرایند تصادفی هنگامی ایستا تلقی می‌شود که میانگین، واریانس و خود کواریانس در وقفه‌های مختلف سری در طول زمان یکسان بوده و ثابت باقی بماند.

به منظور اطمینان از نتایج پژوهش و ساختگی نبودن روابط موجود در رگرسیون و معنادار بودن متغیرها، اقدام به انجام آزمون مانایی و محاسبه ریشه واحد متغیرهای پژوهش در مدل **EGLS** شده است. آزمون مزبور با استفاده از نرم افزار **Eviews7** و آزمون های ایم- پسران و شین و با استفاده از مقیاس بارتلت[۷] انجام شده است. نتایج آزمون‌ها (جدول شماره ۴-۱۵) مانایی متغیرها را نشان می‌دهند، لذا فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد داشتن متغیرها رد می‌شود.

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{وجود ریشه واحد} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{عدم وجود ریشه واحد} \end{cases}$$

---

۶ Stochastic Process .

۷ Bartlett

جدول آزمون مانایی متغیرها در طی دوره پژوهش

معناداری	آماره	روش
0.0000	**-21.3196**	لوین، لین و چو
0.0000	**147.741**	فیشر- دیکی فولر تعمیم یافته
0.0000	**173.437**	فیشر- فیلیپس، پرون
0.0000	**-26.7218**	لوین، لین و چو
0.0000	**159.606**	فیشر- دیکی فولر تعمیم یافته
0.0000	**194.863**	فیشر- فیلیپس، پرون

نتایج و پیشنهادات

نتایج تحقیق جواد رضا زاده و جعفر حیدریان(۱۳۸۹) نشان می دهد که مدیریت می تواند با کاهش میزان موجودی ها و تعداد روزهای دوره وصول مطالبات برای شرکت ارزش آفرینی کند. علاوه بر این، کوتاه تر ساختن چرخه نقدینگی هم موجب بهبود سودآوری شرکت ها می شود. مهدی بهار مقدم و دیگران(۱۳۹۰) تحقیقی با عنوان اثرات مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را انجام دادند. در این پژوهش اطلاعات ۵ ساله (۱۳۸۷-۱۳۸۳) مربوط به ۵۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران گردآوری و مورد بررسی قرار گرفتند و فرضیه های تحقیق از طریق ضریب همبستگی پیرسون و رگرسیون چندمتغیره به دو صورت مقطعی و تجمعی آزمون گردیدند. بدین منظور مدیریت سرمایه در گردش را به چهار جزء (متوسط دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی، متوسط دوره پرداخت بدهی و چرخه تبدیل وجه نقد) تفکیک گردید و سپس اثر هر یک از این اجزا را بر سودآوری در حضور دو متغیر کنترل نقدینگی و اندازه شرکت مورد بررسی قرار گرفت. همچنین در فرضیات دوم و سوم به بررسی اثر این دو متغیر تعدیل گر بر سودآوری پرداخته شد.

یافته های تحقیق مبین این امر می باشد که در نمونه مورد بررسی بین کارایی عملیاتی در مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد. در مورد متغیرهای کنترل، نقدینگی و اندازه شرکت، رابطه مثبت و معنی داری بین این دو متغیر با سودآوری یافت شد. در سال ۲۰۱۱ موسسه مشاوره راهبردی رولند برگر[۸] تحقیقی با عنوان« نقدینگی برای رشد » به منظور بررسی مدیریت نقدینگی در ۵۰۰ شرکت کشور آلمان انجام داد. نتایج تحقیق این موسسه نشان داد که شرکت های کوچک ومتوسط آلمان به منظور روند روبه رشد و پایدار خود تا سال ۲۰۱۳ نیاز به سرمایه ای بالغ بر ۵۰ میلیارد یورو دارند؛ در حالی که این شرکت هابه طور بالقوه توانایی تامین مالی به مبلغ ۱۱۵ میلیارد یورو از طریق مدیریت بهینه سرمایه در گردش دارند. نتیجه این تحقیق به روشنی اهمیت و توانایی بالقوه مدیریت بهینه سرمایه در گردش در تامین مالی، به ویژه برای شرکتهای کوچک ومتوسط را نشان می دهد.

تحقیقات بسیاری که در سالهای اخیر انجام شده است، نشان می دهند که ارتباطی بسیار قوی بین چرخه تبدیل وجه نقد « شرکت و سوداوری آن وجود دارد. از اهداف شرکت ها، «کاهش چرخه تبدیل وجه نقد » است، به شرطی که اختلالی در عملیات شرکت ایجاد نشود. این امر باعث بهبود عملکرد خواهد شد؛ زیرا با طولانی تر شدن چرخه تبدیل وجه نقد، نیاز شرکت به تامین مالی خارج از شرکت بیشتر خواهد بود و موجب افزایش هزینه های شرکت و کاهش ارزش افزوده اقتصادی می شود.

تروئل و سولانو (**Teruel & Solano, 2007**) با بررسی ۸۸۷۲ شرکت کوچک ومتوسط اسپانیایی طی سالهای ۱۹۹۶ الی ۲۰۰۲ ، رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و سوداوری شرکتهای کوچک ومتوسط را مورد آزمایش قرار دادند. نتایج تحقیقات آنها نشان داد که مدیریت می تواند با کاهش تعداد روزهای گردش حسابهای دریافتنی و موجودی مواد و کالا، برای شرکت ایجاد ارزش کند. همچنین کوتاه کردن چرخه تبدیل وجه نقد به بهبود سوداوری شرکت ها می انجامد.

پداچی(۲۰۰۶) نیز در سال ۲۰۰۶ طی بررسی ۵۸ شرکت کوچک ومتوسط کشور موریتانی، طی یک دوره ۵ ساله به این نتیجه رسید که رابطه قوی بین متغیرهای مدیریت سرمایه در گردش و سوداوری شرکت وجود دارد. نتایج وی نشان می دهد که افزایش در چرخه تبدیل وجه نقد منجر به کاهش سوداوری شرکت می شود و مدیریت می تواند با کاهش این چرخه برای سهامداران خود ایجاد ارزش کند.

بانک جهانی نیز در سال ۲۰۰۲ با بررسی ۹۷۰۰۰ شرکت کوچک ومتوسط در ۱۵ کشور اروپای شرقی، تحقیق گسترده ای با موضوع تامین مالی در شرکتهای کوچک ومتوسط اروپای شرقی انجام داد. برخی از نتایج حاصل از تحقیق نشان داد که بین سوداوری و تامین مالی از طریق مدیریت سرمایه در گردش، رابطه مثبت وجود دارد و شرکتهای بزرگتر با عمر بیشتر، نسبت های نقدینگی کوچکتری دارند و پیشنهاد می شود که این شرکت ها، تامین مالی از طریق منابع داخلی را بیشتر مورد توجه قرار دهند.

شرکت های کوچک ومتوسط، منابع حیاتی سرشار از پویایی، خلاقیت و انعطاف پذیری در کشورهای صنعتی و در حال توسعه هستند. این شرکتها نقش انکارناپذیری در توسعه اشتغال جهانی دارند .تحقیقات به عمل آمده نشان می دهد که کمبود منابع مالی از مهمترین مشکلات شرکتهای کوچک ومتوسط است؛ لذا مدیریت آنها باید تصمیمهای تامین مالی بگیرد که از یک طرف نقدینگی مورد نیاز برای تداوم فعالیت شرکت فراهم شود و از طرف دیگر، کمترین هزینه را برای شرکت داشته باشد. از روشهای مناسب و کم هزینه برای تامین مالی کوتاه مدت، مدیریت بهینه سرمایه در گردش است.

نتایج تحقیقات نشان می دهد که این شرکتها می توانند با کاهش تعداد روزهای چرخه نقدینگی به عنوان معیار مدیریت سرمایه در گردش و نگهداری اجزای آن (دوره وصول مطالبات، پرداخت بدهی ودوره نگهداری موجودی مواد و کالا) در سطح بهینه، سوداوری خود را بهبود بخشند و برای سهامداران خود ایجاد ارزش کنند .بنابراین هرچه چرخه نقدینگی طولانیتر باشد، نیاز به تامین مالی خارج از شرکت بیشتر

[۸] Roland Berger Strategy Consultants

خواهد بود و این امر موجب افزایش هزینه های شرکت، کاهش سود و کاهش ارزش افزوده اقتصادی[۹] می شود. از طرف دیگر، هرچه این چرخه کوتاهتر باشد، از یک طرف انباشت منابع در موجودی ها و حسابهای دریافتنی کمتر می شود و از طرف دیگر با به تاخیر انداختن پرداخت بدهی ها، از خروج منابع جلوگیری می شود و موجب در اختیار داشتن منابع کافی و به کار بردن این منابع در فرایند کسب سود می شود.

مارک دلاف (۲۰۰۳) و لازاریدس و تریفونیدس (۲۰۰۶) و رحمن و ناصر (۲۰۰۷) در تحقیقات خود تاثیر مدیریت سرمایه در گردش را بر سودآوری شرکت ها مورد بررسی قرار دادند . نتایج تحقیقات آنها حاکی از این بود که بین چرخه تبدیل وجه نقد و اجزاء آن شامل دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی ها و دوره واریز حساب های پرداختنی با سودآوری شرکت ها رابطه معکوس معنا داری وجود دارد.

نتایج تحقیق حاضر که در قالب هشت فرض تاثیر مدیریت سرمایه در گردش را بر عملکرد مالی شرکت ها مورد بررسی قرار داده است حاکی از این است که با توجه به معناداری فوق العاده ضعیف بین چرخه تبدیل وجه نقد و اجزاء آن شامل دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی ها و دوره واریز حساب های پرداختنی با سودآوری شرکت ها رابطه معکوس معنا داری وجود دارد و مدیران شرکت ها می توانند با کاهش دوره وصول مطالبات و دوره گردش موجودی ها، در حد مطلوب سودآوری شرکتشان را افزایش دهند. نتایج حاصل از این تحقیق با پژوهش های دلوف (۲۰۰۲)، تروئل و سولانو (۲۰۰۷)، رحمان و نصر(۲۰۰۷) و دمبرگونس قابل مقایسه است.

[۹] Economic Value Added (EVA)

فهرست منابع فارسی

۱. اسماعیل پور، حسن، (۱۳۸۱) مدیریت بازاریابی بین المللی. نگاه دانش.

۲. افلاطونی، عباس، نیک بخت، لیلی، (۱۳۸۹)، کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیدیت مالی و علوم قتصادی، انتشارات ترمه.

۳. پی ریموند، نوو، ترجمه علی جهانخانی و پارساییان، (۱۳۸۶). مدیریت مالی، انتشارات سمت.

۴. جمشیدی، سعید، اثباتی فاطمه (۱۳۸۲). حسابداری بانکی تهیه صورتهای مالی. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، پژوهشکده پولی و بانکی.

۵. تهرانی،رضا ، طباطبایی،سید جلال، (۱۳۸۶) "بررسی ثبات شاخص ریسک سیستماتیک شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"تحقیقات مالی،دوره ۹،شماره ۲۳.

۶. جهانخانی ، علی و عبده تبریزی ، حسین . (۱۳۷۳) "*نظریه بازار کارای سرمایه* " *مجله تحقیقات مالی* شماره اول ، دانشگاه تهران .

۷. جونر چارلز.پی.(۱۳۸۸). مدیریت سرمایه گذاری؛ ترجمه؛ تهرانی رضا، نور بخش عسگر. انتشارات نگاه دانش، چاپ پنجم.

۸. حساس یگانه، یحیی و مرادی، محمد، (۱۳۸۷). بررسی رابطه بین سرمایه گذاران نهادی و ارزش شرکت، بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۵۲، ص۱۰۷ تا ۱۲۲.

۹. دلاور، علی (۱۳۹۱). رو تحقیق در روانشناسی و علوم تربیتی. انتشارات ویرایش.

۱۰. راعی، رضا و تلنگی، احمد (۱۳۸۷). مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته. سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها (سمت).

۱۱. رهنمای رود پشتی، فریدون، کیائی،علی، (۱۳۸۷). بررسی تبیین استراتژی های مدیریت سرمایه در گردش در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش و پژوهش حسابداری، شماره ۱۳.

۱۲. رضازاده، جواد ، حیدریان، جعفر(۱۳۹۱). تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت های ایرانی. مجله تحقیقات حسابداری.

۱۳. ساروخانی، باقر، (۱۳۸۱)، روش های تحقیق در علوم اجتماعی: اصول و مبانی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی.

۱۴. شباهنگ رضا(۱۳۸۷)، مدیریت مالی، انتشارات سازمان حسابرسی، جلد اول و دوم.

۱۵. فتحی، سعید، توکلی، سید یاسین (۱۳۸۸). بررسی ارتباط بین مدیریت سرمایه درگردش و عملکرد مالی بنگاه های اقتصادی، مجله بررسی های بازرگانی، شماره ۳۶.

۱۶. فدایی نژاد، محمد اسماعیل (۱۳۸۳). اصول بودجه بندی سرمایه ای، بررسی پروژه های سرمایه گذاری. سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها (سمت).

۱۷. فعلی، مریم (۱۳۸۷)، بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

۱۸. نمازی، محمد و کرمانی احسان، (۱۳۸۷)، تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۴۲،ص ۹۷ تا ۱۲۴.

۱۹. نیکومرام هاشم، فریدون رهنمای رود پشتی و فرشاد هیبتی(۱۳۸۹)، مبانی مدیریت مالی، جلد اول و دوم، انتشارات ترمه.

۲۰. عربصالحی، مهدی، رهروی، علیرضا(۱۳۹۰)، تاثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سطح نگهداشت وجه نقد، فصلنامه علمی دانشجویان ارشد حسابداری و مدیریت مالی.

۲۱. هومن، حیدر علی(۱۳۸۴)، مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل، انتشارات سمت.

۲۲. یعقوب نژاد، احمد و دیگران (۱۳۸۹). ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری درشرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، شماره دوم.

23. Abdul Raheman and Mohamed Nasr, (2007). Working Capital Management and Profitability – Case of Pakistani Firms, International Review of BusinessResearch Papers, Vol.3 (2), pp.275–296
24. Abel Maxim, (2008). the Impact of Working Capital Management on Cash Holding, Mid Sweden University, Department Of Social Science.
25. Ali Uyar, (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.
26. Altman, E. (1968), "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy", Journal of Finance, Vol. 23 No. 4, pp. 589-609.
27. Abdul Rahman, R. and Mohamed Ali, F. (2006), "Board, audit committee, culture and earnings management: Malaysian evidence", Managerial Auditing Journal, Vol. 21 No. 7, pp. 783-804.
28. Alfayoumi, N. and Abuzayed, B. (2009), "Ownership structure and corporate financing", Applied Financial Economics, Vol. 19 No. 24, pp. 1975-86.
29. Bodie Z. and R. C. Merton, (2000). Finance, International Edition, Prentice-Hall, New Jersey.
30. Bekaert, G., (2003), Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets, Columbia University.
31. Campbell, J. et al. (1999).Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns, Journal of Economics, 108(4).
32. Chan, C. (1993), "The study on working capital management of manufacturing business", unpublished master's dissertation, Department of Management Science, Tam Kang University, Taiwan.
33. Chiou,J,R.Cheng ,L "The Determinants of Working Capital Management", The Journal of American Academy of Business, Cambridge, Vol. 10, No. 1, pp. 149155, 2005.
34. Chung, R., Firth, M and Kim, J., (2002). Institutional Monitoring and Opportunistic Earning Management, Journal of Corporate Finance, 8, 29-48.
35. Copeland, T. And Galai, D., (1983). Information effects on the bid-ask spread. The Journal of finance, No. 38(5), pp: 1457-1469.
36. Cute, Diego C., (2009). Market liquidity and ownership structure with weak protection for minority shareholders: evidence from Brazil and Chile, working paper. http://ssrn.com.
37. Dalsenius, M., (2007). Effects of Stock Market Liquidity on Growth: Empirics and Theory, Working Paper, Uppsala University.
38. Deloof, M. (2003). "Does working capital management affects profitability of Belgian firms?", Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 30 No. 3, pp. 573-87.
39. Diamond, D, S., Verrecchia R., (1991). Disclosure, liquidity and the cast of equity capital. The journal of finance, September, pp: 1335-1360.
40. Eljelly,M. A, (2004)."Liquidity – Profitability Tradepff:an Empiricial Inevastigation in an Emerging Market ",IJCM ,Vol . .14, No. 2, pp. 4861.
41. Ellul, A. & Pagano, M., (2004). IPO Underpricing and After-market Liquidity, Review of Financial Studies.
42. Ferdinand A Gul,(1999). Government share ownership, investment opportunity set and corporate policy choices in China, Pacific-Basin Finance Journal, Volume 7, Issue 2, Pages 157-172
43. Glosten, L. and P. Milgrom, (1985). Bid-Ask spread and transection prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. Journal of financial economics, No. 14(1), PP: 70-100.
44. Giannetti, M., Simonov, A., (2006). "Which Investors Fear Expropriation? Evidence from Investors' PortfolioChoices", The Journal of Finance, 61, 3, pp: 1507-1547.
45. Frank Stephen H., Backhaus jurgen G., (2003). Corporate governance and mass privatization: A theoretical investigation of transformation in legal and economice relationships. Journal of Economice Studies.

46. Ginglinger E and Hamon, (2010). Ownership, control and market liquidity, Financial international meeting AFFI.
47. Gjerde, T. and Mahenthiran, S, (2011). Ownership concentration, ownership structure, and liquidity-Evidence from chili. Working paper. http://ssrncom.
48. Glosten, L. and Milgrom, P., (1985). Bid-Ask spread and transactions prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. Journal of financial economics, No. 14(1), pp: 70-100.
49. Goss, B., (2008). A Debt, Risk and Liquidity in Futures Markets, Routledge, NewYork.
50. Havoutis, N, (2003). "Profitability in the balance", AFP Exchange , Vol.23 ,No.6, pp .3438 .
51. Hasbrouck, J., (2003). Trading Costs and Returns for US Equities: The Evidence from Daily Data, Working Paper, New York University.
52. Ho, T. and Stoll, H. R., (1981). Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainly. Journal of financial economics, No. 9(1), pp: 47-73.
53. Johnson, R, Soenen, L.(2003). "Indicators of Successful Companies", *European Management Journal*, Vol.21, NO. 3, pp.36.
54. Jose M. L., C. Lancaster, and J. L. (1996). Stevens, Corporate Returns and Cash Conversion Cycles, Journal of Economics and Finance. 20(1), pp. 33-46.
55. Jensen, M. and Meckling, W., (1976). the theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure, Journal of Financial Economics, 3, pp: 305-360.
56. Jun, S. G. et al., (2003). Liquidity and Stock Returns in Emerging Equity Markets, Emerging Markets Review 4.
57. Keown A. J., J. D. Martin, J. W. Petty, and D. F. Scott, (2003). Foundations of Finance, 4th Ed.
58. Kim, C., Mauer, D. and Sherman, A. (1998), "The determinants of corporate liquidity: theory and evidence", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 33 No. 3, pp. 335-59.
59. Klapper L., (2002). Small- and Medium-Size Enterprise Financing in Eastern Europe, Development Research Group the World Bank.
60. Kini O, Mian S (1995). Bid-ask spread and ownership structure. Journal of Financial Research, Vol. 18, pp: 401-414.
61. Lazaridis I. and D. (2006). Tryfonidis, Relationship Between Working Capital Management and Profitability of Listed Companies in the Athens Stock Exchange, Journal of Financial Management and Analysis, Vol.19 (1), pp. 26 – 35.
62. Lhabitant, F. Serge & Gregoriou, G. N., 2008, Stock Market Liquidity, John Wiley & Sons.
63. Lin, F.L., (2010). A Panel Threshold model of institutional ownership and firm value in Taiwan international research, journal of finance and economics, 42, pp: 1450-2887.
64. Liu, W. C. & Hsu, C. M., (2006). The Role of Financial Development in Economic Growth: The Experiences of Taiwan, Korea and Japan, Journal of Asian Economics 17 (4).
65. Long, M.S., Malitz, I. B. and Ravid, S. A. (1993)."Trade Credit, Quality Guarantees, and Product Marketability, FinancialManagement.
66. Madhavan, A., (1992). Trading mechanisms in securtis Markets. Journal of finance, 47(2), pp: 607-641.
67. Marcelo, J. L. M. & Quiros, M. M. M., (2007). The Role of an Illiquidity Risk Factor in Asset Pricing: Empirical Evidence From the Spanish Stock Market, Working Paper, University of Extremadura.
68. Myers, S. (1984), "The capital structure puzzle", Journal of Finance, Vol. 39 No. 3, pp. 575-92.
69. Minguez – Vera, and martin –ugedo, j.f., (2007). Does ownership structure affect value? A panel data analysis for the Spanish market international review of financial analysis, n.16, pp: 81-98
70. OECD, (2006).The SME Financing Gap (Volume I) – Theory and Evidence, p. 9.

71. Padachi K., (2006).Trends in Working Capital Management and its Impact on Firms' Performance: An Analysis of Mauritian Small Manufacturing Firms, International Review of Business Research Papers, Vol. 2(3).
72. Pastor, L. & Stambaugh, R. F., (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns, Journal of Political Economy 111(3).
73. Polák, P Kocurek, K. (2007). "Cash and Working Capital Management in the Czech Republic", *Investment Management & Financial Innovations*, Vol. 4, No. 1, pp. 1730 .
74. Priya, p.v. and shanmughan, r., (2011). foreign ownership structure and corporate performance: empirical evidence from India, global journal of finance and management, 3(1), pp: 15-24.
75. Ross S. A., R.W. Westerfield & B.D. Jordan, (2008).Fundamentals of Corporate Finance, 8th edition, Boston (USA).
76. Rogers, P. and Dami, A., (2005). Corporate governance and ownership structure in Brazil: Causes and conseqences, Social Science Research Network, Electronic paper Collection, New YORK, USA. Available: http://ssrn.com./abstract=976198.
77. Rosch, C. and kaserer, C., (2010). Ownership concentration, blockholder types and stock market Iiquidity. Working paper.http://ssrn.com/
78. Shin H. H., L. Soenen, (1998). Efficiency of Working Capital and Corporate Profitability Financial Practice and Education.
79. Samiloglu F. and K. Demirgunes, (2008). The Effects of Working Capital Management on Firm Profitability: Evidence from Turkey, the International Journal of Applied Economics and Finance, 2(1).
80. Saghir, J., (1993). Privatization in Tunisia. GFS Discussion Paper. Series, Washington. World Bank Group.
81. Samiloglu.F & Demirgunes. K, (2008), The Effect of Working Capital Management on Firm Profitability: Evidence from Turkey, The International Journal of Applied Economics and Finance, Vol , Issue: 1 ,Pp.: 44-50
82. Solomon, T., (2007). Stock Markets Liquidity, Corporate Governance and Small Firms, Working Paper, William Davidson Institute (WDI).
83. Su, F. (2001), "The impact of the change of business cycle in manufacturing industry", unpublished master's dissertation, Department of Accounting, National Cheng Chi University, Taiwan.
84. Teruel P. J. and P. Martinez-Solano,(2007).Effects of Working Capital Management on SME Profitability, International Journal of Managerial Finance, Vol. 3, No. 2, pp. 164-177
85. The Commission of the European Communities, Commission Recommendation of Concerning the Definition of Micro, (2003).Small and Medium-sized Enterprises, Official Journal of the European Union L124, Vol. 46, 2003, pp. 36-41, p. 39
86. Tsai, h. and gu, z., (2007). The relationship between institutional ownership and casino firm performance, journal of hospitality management, 26, pp: 517-530.
87. Wagner, N., (2008). On the Dynamics of Market Illiquidity, Stock Market Liquidity, Ch. 18, John Wiley.
88. Wei, z., xie, f. and zhang, s., (2005). Ownership structure and firm value in chinas privatized firms, journal of financial and quantitative analysis, 40(1), pp: 87-105.
89. Xu, X. and Wang, Y., (1999). Ownership structure and Corporate Governance in Chinese stock companies, China Economic Review, Vol. 10, pp: 75-98.