Shahid Bahonar University of Kerman

Journal of Accounting Knowledge

Print ISSN: 2008 - 8914 Online ISSN: 2476 - 292X

Iranian Accounting Association

Access to External Financial Resources, Bargaining Power, and Speed of Working Capital Adjustment

*Abbas Aflatooni**

*Javad Karimi***

*Mohammad Khatiri****

Abstract

Objective: Since Smith (1980) emphasized the importance of working capital management1 due to its impact on the firm's profitability and risk, the theoretical and empirical literature has focused on working capital management. In this regard, some studies have focused more on how investment in working capital affects business unit performance and a few studies have focused on the determinants of this investment. However, some studies have ignored the risk of a decrease in sales and disruption in the production process due to a decrease in the amount of investment in working capital. Furthermore, some researches have not considered the increase in the risk of bankruptcy that may be caused by the increase in the amount of investment in working capital. Therefore, investing more or less than the optimal amount in working capital may have a negative impact on the firm's performance. Based on the trade-off theory, firms may have an optimal (or target) level of working capital whose benefits and risks are balanced. However, firms adjust the amount of working capital only when the benefits of doing so exceed the costs of adjustment. Various factors such as financial costs, company size, growth opportunities, financial crises, company profitability, economic growth, etc. affect working capital adjustment costs; but the two variables of access to external financial resources and the bargaining power of the business unit have received less attention. Although the existence of the target working capital level and the factors affecting the speed of its achievement in foreign researches, but in domestic research, only Dadashzadeh and Hejazi (2019) paid attention to some aspects of this issue. Therefore, due to the importance of the topic, in this research, the speed of adjustment of working capital has been discussed and the effect of access to external financial resources and the bargaining power of the business unit on the speed of adjustment has been the focus of attention.

Methods: The research sample includes 137 firms (2,466 firm-year observations) listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2003-2020, which are set in the form of unbalanced panel data. In order to measure the speed of working capital adjustment and also to test the hypotheses, a partial adjustment approach with a dynamic model using the system generalized

Journal of Accounting Knowledge, Vol. 13, No. 3, pp. 45-63.

* **Corresponding Author**, Associate Professor of Accounting, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. **Email:** a.aflatooni@basu.ac.ir

** M.A in Accounting, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. **Email:** j.karimi1371@gmail.com

*** Assistant Professor of Accounting, Takestan Branch, Islamic Azad University, Takestan, Iran. **Email:** mohamadkhatiri@yahoo.com

Submitted: 18 September 2021 **Revised:** 11 November 2021 **Accepted:** 27 November 2021 **Published:** 18 October 2022

Publisher: Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.

DOI: 10.22103/jak.2021.17897.3577

©The Authors.

Abstract

method of moments estimator (System-GMM) has been used. For robustness tests, we use the difference generalized method of moments estimator (Difference-GMM). Furthermore, to address the heterogeneity of speed of adjustment, we use Orlova and Rao's (2018) two-stage approach.

Results: Overall, the results show that compared with other firms, firms that have more access to external financing and have more bargaining power in business negotiations, have a faster working capital speed of adjustment. Findings from robust tests that confirm our initial results are consistent with the trade-off (between costs and benefits of debts) theory. The results of this research are useful for managers and investors. Considering the importance and benefits of having the optimal level of working capital and its positive effect on firm's performance and its value, and the fact that firms with a higher adjustment speed achieve the aforementioned benefits faster, managers are advised to increase and facilitate access to external financial resources and increase the firm's ability to participate in business negotiations, because access to more financial resources and bargaining power and a higher hand in business negotiations will reduce adjustment costs and benefit the firm faster from the benefits of the optimal working capital ratio. On the other hand, investors are also advised to consider the components of access to external financial resources and the bargaining power of the business unit when making investment decisions, because these two variables that affect the speed of adjustment of working capital ultimately affect profitability and efficiency.

Conclusion: Awareness of the role of external financial resources and bargaining power in increasing the speed of working capital adjustment in order to achieve an optimal level can provide useful information to business managers and investors. In all stages of this research, procedures have been chosen and implemented so that the results of the research have appropriate generalizability; however, there may be limitations that prevent this from happening. One of the things that may influence the results is the use of only one macroeconomic variable (GDP growth) and not using the variable at the industry level to explain working capital management. Although this action has been carried out following previous researches, it is possible that the use of other economic variables as well as the use of a variable at the industry level to explain changes in working capital management may have different results. In the continuation of the path and to clarify other aspects of the issue, it is possible to advise future researchers to carry out the current research in the time periods before and after the intensification of economic sanctions against Iran, to include another variable to measure the macroeconomic situation and also to use a variable at the industry level. Check to explain working capital management.

Keywords: *External Financial Resources, Bargaining Power, Speed of Adjustment, Working Capital.*

Paper Type: *Research Paper*.

Citation: Aflatooni, A., Karimi, J., & Khatiri, M. (2022). Access to external financial resources, bargaining power, and speed of working capital adjustment. *Journal of Accounting Knowledge*, 13(3), 45-63 [In Persian].

مجله دانش حسابداری
شاپا چاپی: ۸۹۱۴-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۲۴۷۶-۲۹۲X
دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران

دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی، قدرت چانه‌زنی و سرعت تعدیل سرمایه در گردش

عباس افلاطونی*
جواد کریمی**
محمد خطیری***

چکیده

هدف: وقتی مقدار سرمایه در گردش بهینه باشد، ارزش شرکت حداکثر خواهد بود. این موضوع باعث می‌شود شرکت‌ها نسبت سرمایه در گردش خود را به سمت نسبت بهینه (هدف) تعدیل کنند. در این پژوهش، تأثیر میزان دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی و قدرت چانه‌زنی در مذاکرات تجاری بر سرعت تعدیل سرمایه در گردش بررسی شده است.

روش: نمونه پژوهش شامل داده‌های ۱۳۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۲ است. به‌منظور سنجش سرعت تعدیل و نیز آزمون فرضیه‌ها، مدل‌های پویا و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی به‌کار رفته‌اند. برای آزمون‌های تکمیلی، رویکرد دو مرحله‌ای اورلوا و رائو (۲۰۱۸) استفاده شده است.

یافته‌ها: نتایج در مجموع نشان می‌دهد در قیاس با سایر واحدهای تجاری، در شرکت‌هایی که دسترسی بیشتری به منابع مالی برون‌سازمانی دارند و از قدرت چانه‌زنی بیشتری در مذاکرات تجاری برخوردارند، سرعت تعدیل سرمایه در گردش، بیشتر است. یافته‌های حاصل از آزمون‌های تکمیلی که مؤیّد نتایج اوّلیه پژوهش است؛ با نظریه توازن (بین هزینه‌ها و منافع بدهی‌ها) سازگاری دارد.

نتیجه‌گیری: آگاهی از نقش منابع مالی برون‌سازمانی و توان چانه‌زنی در افزایش سرعت تعدیل سرمایه در گردش به‌منظور دستیابی به سطحی بهینه از آن، می‌تواند اطلاعات مفیدی در اختیار مدیران واحدهای تجاری و سرمایه‌گذاران قرار دهد.

واژه‌های کلیدی: *منابع مالی برون‌سازمانی، قدرت چانه‌زنی، سرعت تعدیل، سرمایه در گردش.*

نوع مقاله: *پژوهشی.*

استناد: افلاطونی، عباس؛ کریمی، جواد و خطیری، محمد (۱۴۰۱). دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی، قدرت چانه‌زنی و سرعت تعدیل سرمایه در گردش. *مجله دانش حسابداری*، ۱۳(۳)، ۶۳-۴۵.

مجله دانش حسابداری، دوره سیزدهم، ش ۳، صص. ۶۳-۴۵.

* **نویسنده مسئول**، دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. **رایانامه:** a.aflatooni@basu.ac.ir

** کارشناسی ارشد گروه حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. **رایانامه:** j.karimi1371@gmail.com

*** استادیار گروه حسابداری، واحد تاکستان، دانشگاه آزاد اسلامی، تاکستان، ایران. **رایانامه:** mohamadkhatiri@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۶/۲۷ **تاریخ بازنگری:** ۱۴۰۰/۸/۲۰ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۰/۹/۶ **تاریخ انتشار برخط:** ۱۴۰۱/۷/۲۶

ناشر: دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

DOI: 10.22103/jak.2021.17897.3577

©The Authors.

مقدمه

از زمانی که اسمیت[1] (۱۹۸۰) به اهمیّت مدیریت سرمایه در گردش[2] به دلیل تأثیر آن بر سودآوری و ریسک شرکت تأکید کرد، ادبیات نظری و تجربی نحوه مدیریت سرمایه در گردش را در کانون توجه خود قرار داده است. در این راستا، برخی پژوهش‌ها بیشتر بر چگونگی تأثیر سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش بر عملکرد واحد تجاری تمرکز کرده‌اند (مانند خوزه[3] و همکاران، ۱۹۹۶؛ شین و سونن[4]، ۱۹۹۸؛ دلوف[5]، ۲۰۰۳؛ پاداچی، ۲۰۰۶؛ گارسیا و مارتینز[6]، ۲۰۰۷؛ رحمان و نصر[7]، ۲۰۰۷) و تعداد معدودی از پژوهش‌ها، روی عوامل تعیین‌کننده این سرمایه‌گذاری توجه داشته‌اند (مانند چیو[8] و همکاران، ۲۰۰۶؛ بانوس کابالرو[9] و همکاران، ۲۰۱۰؛ هیل[10] و همکاران، ۲۰۱۰؛ پاندا و ناندا[11]، ۲۰۱۸؛ الطاف و شاه[12]، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۸b؛ آهنگر[13]، ۲۰۲۰). با این حال، برخی از پژوهش‌ها، ریسک کاهش در فروش و اختلال در فرآیند تولید به دلیل کاهش میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش را نادیده گرفته‌اند (بانوس کابالرو و همکاران، ۲۰۱۰). همچنین، برخی پژوهش‌ها افزایش در مخاطره ورشکستگی را که ممکن است به دلیل افزایش میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش ایجاد شود، مدنظر قرار نداده‌اند (کیشنیک[14] و همکاران، ۲۰۱۳). بنابراین، سرمایه‌گذاری بیشتر یا کمتر از میزان بهینه در سرمایه در گردش ممکن است تأثیر منفی بر عملکرد شرکت داشته باشد. بر این اساس و بر مبنای نظریه توازن[15]، شرکت‌ها ممکن است از یک سطح سرمایه در گردش بهینه (یا هدف)[16] برخوردار باشند که مزایا و مخاطرات آن، متعادل باشد (آهنگر، ۲۰۲۰). با این حال، شرکت‌ها تنها زمانی میزان سرمایه در گردش را تعدیل می‌کنند که مزایای این کار بیش از هزینه‌های تعدیل باشد (آهنگر، ۲۰۲۰). مؤلفه‌های مختلفی (مانند هزینه‌های مالی، اندازه شرکت، فرصت‌های رشد، بحران‌های مالی، سودآوری شرکت، رشد اقتصادی و غیره) بر هزینه‌های تعدیل سرمایه در گردش اثرگذارند (چوهان و بنرجی[17]، ۲۰۱۸؛ آهنگر، ۲۰۲۰)؛ ولی دو متغیر دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی و قدرت چانه‌زنی واحد تجاری کمتر مورد توجه قرار گرفته است (بانوس کابالرو و همکاران، ۲۰۱۰).

با آن که وجود سطح سرمایه در گردش هدف و مؤلفه‌های مؤثر بر سرعت دستیابی به آن در پژوهش‌های خارجی (مانند بانوس کابالرو و همکاران، ۲۰۱۰؛ ماتووا[18]، ۲۰۱۴؛ کونگ و کونگ[19]، ۲۰۱۶؛ قرشی و ظهور[20]، ۲۰۱۷؛ چوهان و بنرجی، ۲۰۱۸؛ آهنگر، ۲۰۲۰) مورد توجه قرار گرفته، ولی در پژوهش‌های داخلی صرفاً داداش‌زاده و حجازی (۱۳۹۹) به جوانبی از این موضوع توجه داشته‌اند. لذا، به دلیل اهمیّت موضوع، در این پژوهش بر سرعت تعدیل سرمایه در گردش پرداخته شده و

1 Smith
2 Working Capital
3 Jose
4 Shin and Soenen
5 Deloof
6 García and Martínez
7 Raheman and Nasr
8 Chiou
9 Baños-Caballero
10 Hill
11 Panda and Nanda
12 Altaf and Shah
13 Ahangar
14 Kieschnick
15 Trade-off theory
16 Optimal (target)
17 Chauhan and Banerjee
18 Mathuva
19 Cuong and Cuong
20 Qurashi and Zahoor

تأثیر دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی و قدرت چانه‌زنی واحد تجاری بر سرعت تعدیل، در کانون توجه قرار گرفته است. در ادامه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش‌شناسی، یافته‌های پژوهش و در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده‌اند.

مبانی نظری

به دلایل مختلف انتظار می‌رود میزان فعلی سرمایه در گردش شرکت‌ها برابر با سطح بهینه سرمایه در گردش نباشد. برای مثال، از آن‌جاکه برآورد شرکت‌ها از درآمدها غالباً قطعیت ندارد، نمی‌توانند خریدها را به‌طور دقیق برنامه‌ریزی کنند. به علاوه، شرکت‌ها نمی‌توانند نرخ نکول بدهی‌ها را به درستی پیش‌بینی و تخمین صحیحی از میزان وصول مطالبات داشته باشند (ندیری[1]، ۱۹۶۹). همچنین، شرکت‌ها ممکن است به‌علت شوک‌های تصادفی یا موقت، تغییر در بهای عوامل تولید یا پیشرفت در فناوری، از سطح بهینه سرمایه در گردش فاصله بگیرند. با این‌حال، به‌علت مزایایی که سرمایه در گردش هدف برای واحدهای تجاری دارد، تلاش می‌کنند سطح واقعی سرمایه در گردش را به سطح هدف نزدیک کنند. میزان سرعتی که شرکت‌ها انحراف بین سطوح واقعی و بهینه سرمایه در گردش را تصحیح می‌کنند، سرعت تعدیل سرمایه در گردش[2] نامیده می‌شود (آهنگر، ۲۰۲۰).

ادبیات موجود نشان می‌دهد که همواره بین سطح واقعی و هدف سرمایه در گردش شرکت‌ها انحراف وجود دارد، زیرا سرعت تعدیل به اندازه‌ای نیست که بتواند سطح کنونی سرمایه در گردش را به سطح هدف، نزدیک سازد (چوهان و بنرجی، ۲۰۱۸؛ آهنگر، ۲۰۲۰). سرعت تعدیل سرمایه در گردش عموماً به هزینه‌های فرآیند تعدیل بستگی دارد. اگر هزینه‌های تعدیل زیاد باشد، ممکن است شرکت با وجود آگاهی از غیربهینه بودن نسبت سرمایه در گردش، آن را تعدیل نکند. در مقابل، اگر هزینه‌های تعدیل ناچیز باشد، شرکت‌ها هرگونه انحراف بین نسبت واقعی و هدف سرمایه در گردش را تصحیح می‌کنند و این به معنای سرعت بالای تعدیل است (قرشی و ظهور، ۲۰۱۷؛ چوهان و بنرجی، ۲۰۱۸). شرکت‌ها تنها زمانی سرمایه در گردش را تعدیل می‌کنند که منافع حاصل از آن بیش از هزینه‌های تعدیل باشد (آهنگر، ۲۰۲۰). شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری کلانی در سرمایه در گردش انجام می‌دهند، چرخه تبدیل وجوه نقد[3] طولانی‌تر دارند. در مقابل، شرکت‌هایی که سرمایه در گردش کم‌تری دارند، از چرخه تبدیل وجوه نقد کوتاه‌تری برخوردارند (آهنگر، ۲۰۲۰). با آن‌که داده‌های مربوط به سرمایه در گردش شرکت‌ها در دسترس است، به دلیل مزایایی که آهنگر (۲۰۲۰) به آنها اشاره می‌کند، برای بررسی وجود سطح هدفِ سرمایه در گردش و سرعت شرکت‌ها در دستیابی به آن، عموماً از طول چرخه تبدیل وجه نقد استفاده می‌شود.

مؤلفه‌های گوناگونی روی سرعت تعدیل سرمایه در گردش تأثیر دارند. در ادبیات نظری به عواملی مانند توان ایجاد جریان وجوه نقد، هزینه‌های مالی، فرصت‌های رشد، اندازه واحد تجاری و حجم دارایی‌های ثابت آن، سودآوری و احتمال رخداد بحران‌های مالی و نیز عوامل کلان اقتصادی، مانند رشد تولید ناخالص داخلی اشاره شده است. شرکت‌هایی که توان بیشتری در ایجاد جریان وجوه نقد در داخل سازمان دارند (گرین والد[4] و همکاران، ۱۹۸۴)، هزینه‌های مالی کمتری پرداخت می‌کنند (بانوس کابالرو و همکاران، ۲۰۱۰)، فرصت‌های رشد بیشتری دارند (پترسن و راجان[5]، ۱۹۹۷؛ کانات[6]، ۲۰۰۷؛ مولینا و پرو[7]،

1 Nadiri
2 Speed of working capital adjustment
3 Cash conversion cycle
4 Greenwald
5 Petersen and Rajan
6 Cunat
7 Molina and Preve

۲۰۰۹)، از اندازه بزرگ‌تری برخوردارند (پایک[1] و همکاران، ۲۰۰۵؛ نیسکانن و نیسکانن[2]، ۲۰۰۶)، در دارایی‌های ثابتِ کمتری سرمایه‌گذاری می‌کنند (فازاری و پترسن[3]، ۱۹۹۳)، با مخاطرات ورشکستگی کمتری روبرو هستند (بانوس کابالرو و همکاران، ۲۰۱۰)، سودآورترند (بلازنکو و وندزند[4]، ۲۰۰۳؛ مولینا و پرو، ۲۰۰۹) و در شرایط اقتصادی مناسب‌تری فعالیت می‌کنند (آهنگر، ۲۰۲۰)، سرعت تعدیل بیشتری دارند. با این وجود، تأثیر دو مؤلفه دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی[5] و قدرت چانه‌زنی[6] واحد تجاری بر سرعت تعدیل سرمایه در گردش، کم‌تر مورد توجه قرار گرفته است. به عقیده ویلنر[7] (۲۰۰۰)، بانوس کابالرو و همکاران (۲۰۱۰) و آهنگر (۲۰۲۰)، شرکت‌هایی که به منابع مالی برون‌سازمانی دسترسی بیشتری دارند، ساده‌تر می‌توانند طول چرخه تبدیل وجه نقد و به تبع آن، نسبت سرمایه در گردش خود را تغییر دهند و از این رو، سریع‌تر می‌توانند به نسبت سرمایه در گردش هدف، دست یابند. این موضوع به آن معناست که دسترسی بیشتر و ساده‌تر به منابع مالی برون‌سازمانی موجب کاهش هزینه‌های تعدیل (شامل هزینه‌های تأمین مالی کوتاه‌مدت و بلندمدت) می‌شود و به تبع آن و براساس نظریه توازن، باعث افزایش سرعت تعدیل سرمایه در گردش می‌گردد (آهنگر، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، هیل و همکاران (۲۰۱۰) و بانوس کابالرو و همکاران (۲۰۱۰) اعتقاد دارند شرکت‌هایی که در مذاکرات تجاری تواناترند و از قدرت چانه‌زنی بیشتری برخوردارند، اعتبار بیشتری در صنعت کسب می‌کنند، ساده‌تر می‌توانند کالا و خدمات خود را به فروش رسانده و کسب درآمد کنند و وجه آن را نیز سریع‌تر وصول کنند. این امر با کاهش دوره وصول مطالبات و دوره تبدیل موجودی‌ها و نیز افزایش دوره بازپرداخت بدهی‌ها، طول چرخه تبدیل وجه نقد را کوتاه‌تر می‌کند، هزینه‌های تعدیل را کاهش می‌دهد و در نهایت، سرعت تعدیل سرمایه در گردش شرکت را افزایش می‌دهد (بانوس کابالرو و همکاران، ۲۰۱۰؛ آهنگر، ۲۰۲۰). فرآیند فوق الذّکر با مفاهیم مطرح در نظریه توازن سازگار است. از این رو، انتظار می‌رود شرکت‌هایی با قدرت چانه‌زنی بالاتر، بتوانند انحراف بین سرمایه در گردش واقعی و هدف را سریع‌تر تصحیح کنند.

پیشینه پژوهش

در پژوهش‌های خارجی، بانوس کابالرو و همکاران (۲۰۱۰) سرعت تعدیل سرمایه در گردش را برای شرکت‌های اسپانیایی حدود ۸۷٪ برآورد می‌کنند. آنان دریافتند شرکت‌های مختلف، هزینه‌های تعدیل سرمایه در گردش متفاوتی دارند و به همین دلیل، سرمایه در گردش واقعی خود را با سرعت‌های متفاوتی به سمت سرمایه در گردش هدف، تعدیل می‌کنند. ماتووا (۲۰۱۴) سرعت تعدیل سرمایه در گردش را برای شرکت‌های کنیایی حدود ۴۴ درصد، محاسبه نمود. کونگ و کونگ (۲۰۱۶) نشان دادند که شرکت‌های ویتنامی سرمایه در گردش هدف دارند و هر سال حدود ۴۸ درصد از انحراف بین سطح واقعی و هدف سرمایه در گردش را تصحیح می‌کنند. چوهان و بنرجی (۲۰۱۸) دریافتند که شرکت‌های هندی دارای سرمایه در گردش هدف هستند ولی سرعت تعدیل چندان سریع نیست. سوراتا[8] (۲۰۱۹) نشان داد در زمان بحران‌های مالی، سرعت تعدیل سرمایه در گردش، آهسته‌تر است و میزان تأثیر سرمایه در گردش مازاد بر عملکرد شرکت، در زمان بحران‌های مالی شدیدتر است. آهنگر

1 Pike
2 Niskanen and Niskanen
3 Fazzari and Petersen
4 Blazenko and Vandezande
5 Access to financial resources
6 Bargaining power
7 Wilner
8 Tsuruta

(۲۰۲۰) دریافت که سرعت تعدیل شرکت‌های فعّال در صنایع مختلف با هم متفاوت است. به علاوه، او نشان داد که دسترسی بیشتر به منابع مالی برون‌سازمانی و نیز برتری در مذاکرات تجاری موجب افزایش سرعت تعدیل سرمایه در گردش می‌شود.

در پژوهش‌های داخلی، ستایش و همکاران (۱۳۸۷) و بهارمقدم و همکاران (۱۳۹۰) دریافتند مدیریت سرمایه در گردش می‌تواند افزایش در سودآوری شرکت را در پی داشته باشد. بهارمقدم و همکاران (۱۳۹۱) نشان دادند فرصت‌های رشد شرکت و جریان وجوه نقد عملیاتی رابطه منفی با مدیریت سرمایه در گردش دارند و ساختار سرمایه تأثیر مثبت بر مدیریت سرمایه در گردش می‌گذارد. دیانتی دیلمی و همکاران (۱۳۹۱) دریافتند مدیریت صحیح سرمایه در گردش، مخاطره سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد. یافته‌های مرادی و نجار (۱۳۹۲) نشان می‌دهند نگهداری سرمایه در گردش بیش از سطح مورد نیاز، موجب کاهش بازده سهام شرکت می‌شود. دَوَلو و محمودی (۱۳۹۵) و سپاسی و همکاران (۱۳۹۶) نشان دادند مدیریت سرمایه در گردش، نقش مهمی در بهبود عملکرد شرکت‌ها بازی می‌کند و محدودیت‌های مالی، رابطه مثبت بین مدیریت سرمایه در گردش و عملکرد شرکت را تضعیف می‌کند. یافته‌های اسدی و همکاران (۱۳۹۷) نشان می‌دهند افزایش در کیفیت گزارشگری مالی تأثیر مثبت مدیریت سرمایه در گردش بر عملکرد مالی شرکت‌ها را تقویت می‌کند. داداش‌زاده و حجازی (۱۳۹۹) نشان دادند انعطاف‌پذیری مالی موجب افزایش سرعت تعدیل سرمایه در گردش می‌شود. جوکار و همکاران (۱۳۹۸) و عزیزی و جوکار (۱۴۰۰) دریافتند شرکت‌های ایرانی برای سرمایه در گردش، سطح هدف تعیین می‌کنند.

مبانی نظری و پیشینه تجربی پژوهش بیانگر اهمّیت دستیابی سریع به نسبت سرمایه در گردش بهینه و از بین بردن هرگونه انحراف از آن هستند. همچنین، نتایج پژوهش‌های پیشین بیانگر تأثیر مؤلفه‌های مختلف بر سطح سرمایه در گردش شرکت‌ها و سرعت تعدیل آن است. با آن که دو متغیر دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی و قدرت چانه‌زنی، قادر به تأثیرگذاری بر سرعت تعدیل سرمایه در گردش هستند؛ ولی تاکنون در پژوهش‌های داخلی مدنظر قرار نگرفته‌اند. این موضوع می‌تواند منجر به استنباط نادرست درخصوص سرعت تعدیل سرمایه در گردش و میزان بهینه آن در شرکت‌های ایرانی شود. به همین دلیل، جهت تکمیل پژوهش‌های پیشین و پوشش خلأ موجود، انجام پژوهش در این زمینه ضروری به نظر می‌رسد.

فرضیه‌ها

با توجه به مبانی نظری و پژوهش‌های پیشین، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه شده‌اند:

فرضیه اوّل: در قیاس با سایر شرکت‌ها، در شرکت‌هایی که به منابع مالی برون‌سازمانی دسترسی بیشتری دارند، سرعت تعدیل سرمایه در گردش بیشتر است.

فرضیه دوم: در قیاس با سایر شرکت‌ها، در شرکت‌هایی که قدرت چانه‌زنی بیشتری دارند، سرعت تعدیل سرمایه در گردش بیشتر است.

روش تحقیق

این پژوهش بر اساس نتایج از نوع کاربردی و از نظر هدف پژوهش از نوع تحلیلی، شبه‌تجربی و همبستگی و از بُعد زمانی داده‌ها از نوع گذشته‌نگر و پس‌رویدادی است. برای گردآوری داده‌های مالی و حسابداری مورد استفاده در پژوهش از بانک

اطلاعاتی ره‌آورد نوین و گزارش‌های منتشره در سایت کُدال و جهت گردآوری داده‌های اقتصادی از سایت بانک مرکزی[۱] استفاده شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، نرم‌افزار Stata به‌کار رفته و برای برآورد مدل‌های پویا[۲] جهت سنجش سرعت تعدیل و آزمون فرضیه‌های پژوهش، رویکرد تعدیل جزئی[۳] و مدل‌های پویا با داده‌های ترکیبی[۴] و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[۵] بلاندل و بوند[۶] (۱۹۹۸) استفاده شده و نتایج تکمیلی با بکارگیری رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی[۷] آرلانو و بوند[۸] (۱۹۹۱) و رویکرد دو مرحله‌ای[۹] معرفی شده توسط اورلوا و رائو[۱۰] (۲۰۱۸)، گزارش گردیده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش، تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۸ ساله ۱۳۹۹-۱۳۸۲ است که پایان سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد؛ طی دوره زمانی مورد بررسی، تغییر سال مالی یا تغییر فعّالیت نداده باشند؛ از شرکت‌های فعّال در صنایع بیمه‌ای، بانک‌ها، سرمایه‌گذاری مالی، لیزینگ‌ها و هلدینگ‌ها نباشند، ارزش دفتری سهام آن‌ها منفی نباشد و داده‌های آن‌ها برای محاسبه متغیرهای پژوهش، در دسترس باشند. با اِعمال شروط فوق، تعداد ۱۳۷ شرکت (۲۴۶۶ سال ـ شرکت) انتخاب گردیده، در قالب داده‌های ترکیبی تنظیم شده و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش به کار رفته‌اند.

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

سنجش سرعت تعدیل سرمایه در گردش

با پیروی از بانوس کابالرو و همکاران (۲۰۱۰)، آهنگر (۲۰۲۰) و یوسف زاده و اعظمی (۱۳۹۴)، در این پژوهش فرض می‌شود که سرمایه‌گذاری بیشتر (کمتر) در سرمایه در گردش بیانگر چرخه تبدیل وجه نقد[۱۱] طولانی‌تر (کوتاه‌تر) است و این چرخه باید تابعی از متغیرهای سطح شرکت و اقتصاد کلان باشد. بر این اساس و باتوجه به پژوهش‌های فوق‌الذّکر و پیروی از تائبی نقندری و همکاران (۱۳۹۷)، برای سنجش سرعت تعدیل چرخه تبدیل وجه نقد که خود بیانگر سرعت تعدیل سرمایه در گردش شرکت است، از رویکرد مدل تعدیل جزئی استفاده شده است:

$$LCCC_{it+1} - LCCC_{it} = \lambda(LCCC^{*}_{it+1} - LCCC_{it}) \qquad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن، $LCCC_{it}$ لگاریتم طول چرخه تبدیل وجه نقد شرکت i در پایان سال t در مبنای ده و $LCCC^{*}_{it+1}$ لگاریتم طول چرخه تبدیل وجه نقد هدف است که شرکت برای نیل به آن، تلاش می‌کند. همچنین، λ درصدی از اختلاف بین طول چرخه تبدیل وجه نقد واقعی و هدف است که در یک سال، تصحیح می‌شود. عبارت اخیر معادل سرعت تعدیل سرمایه در گردش

1 www.cbi.ir
2 Dynamic model
3 Partial adjustment model
4 Panel data
5 System generalized method of moments
6 Blundell and Bond
7 Difference GMM
8 Arellano and Bond
9 Two-step approach
10 Orlova and Rao

۱۱ طول چرخهٔ تبدیل وجه نقد برابر طول دورهٔ وصول مطالبات (نسبت حساب‌های دریافتنی بر فروش، ضرب در ۳۶۵) به‌علاوهٔ طول دورهٔ تبدیل موجودی‌ها (نسبت موجودی‌های مواد و کالا بر بهای تمام شدهٔ کالای فروش رفته، ضرب در ۳۶۵) منهای طول دورهٔ بازپرداخت حساب‌های پرداختنی (نسبت حساب‌های پرداختنی بر فروش، ضرب در ۳۶۵) است.

است. بانوس کابالرو و همکاران (۲۰۱۰) و آهنگر (۲۰۲۰) عقیده دارند که طول چرخه تبدیل وجه نقد هدف باید تابعی از متغیرهای سطح شرکت و اقتصاد کلان به شرح زیر باشد:

رابطه (۲) $$LCCC^{*}_{it+1} = \omega + \psi Z_{it} + \zeta_{it+1}$$

که در آن Z_{it} بردار متغیرهای تبیین‌کننده طول چرخه تبدیل وجه نقد و شامل جریان وجه نقد عملیاتی CFO_{it} (معادل نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی بر کل دارایی‌ها)، هزینه‌های مالی $FCOST_{it}$ (معادل نسبت هزینه‌های مالی بر بدهی‌های بهره‌دار)، فرصت‌های رشد MTB_{it} (برابر نسبت کیوتوبین و معادل نسبت مجموع ارزش بازار سهام شرکت و ارزش دفتری بدهی‌ها بر ارزش دفتری دارایی‌ها)، اندازه شرکت $SIZE_{it}$ (معادل لگاریتم کل دارایی‌ها در مبنای ده)، نسبت دارایی‌های ثابت $TANG_{it}$ (معادل نسبت دارایی‌های ثابت بر کل دارایی‌ها)، مخاطره بحران مالی $Z-SCORE_{it}$ (معادل امتیاز حاصل از مدل آلتمن[1]، ۱۹۶۸، تعدیل شده توسط کردستانی و همکاران، ۱۳۹۳ برای محیط ایران[2])، سودآوری شرکت ROA_{it} (معادل نسبت سود خالص بر کل دارایی‌ها)، نسبت اهرمی LEV_{it} (معادل نسبت بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها) و رشد تولید ناخالص داخلی $GDPG_{it}$ (معادل درصد تغییرات سالانه تولید ناخالص داخلی) است. در عمل، برای سنجش سرعت تعدیل سرمایه در گردش، رابطه (۲) در رابطه (۱) جایگذاری می‌شود و مدل پویای زیر حاصل می‌گردد:

مدل (۱) $$LCCC_{it+1} = \omega + (1-\lambda)LCCC_{it} + (\lambda\psi)\mathbf{Z}_{it} + \vartheta_{it+1}$$

از آنجا که در مدل (۱)، وقفه متغیر وابسته در جمع متغیرهای مستقل حضور دارد، استفاده از برآوردگر حداقل مربعات معمولی (*OLS*) منجر به گزارش ضرایب تورش دارد و نتایج غیرقابل اتّکا می‌شود (افلاطونی، ۱۳۹۷). فلانری و هنکینز[3] (۲۰۱۳) عقیده دارند که در برآورد مدل‌های پویا در بازه زمانی کوتاه‌مدت، رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی با برآوردگر بلاندل و بوند (۱۹۹۸)، قابل اتّکاترین نتایج را گزارش می‌کند. لذا، برای برآورد مدل (۱) از رویکرد فوق‌الذّکر با کنترل اثرات صنایع و سال‌ها استفاده شده است. گزارش مقادیر بزرگ برای λ بیانگر مطابقت نتایج با پیش‌بینی‌های مطرح در نظریه توازن است.

مدل‌ها جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه‌های اوّل و دوم پژوهش، به ترتیب از مدل‌های زیر استفاده شده است:

مدل (۲) $$LCCC_{it+1} = \omega + \beta_1 LCCC_{it} + \beta_2 H_FA_{it} + \beta_3 H_FA_{it} \times LCCC_{it} + \psi\mathbf{Z}_{it} + \zeta_{it+1}$$

مدل (۳) $$LCCC_{it+1} = \omega + \beta_1 LCCC_{it} + \beta_2 H_BP_{it} + \beta_3 H_BP_{it} \times LCCC_{it} + \psi\mathbf{Z}_{it} + \zeta_{it+1}$$

که در آن، WC سرمایه در گردش (دارایی‌های جاری منهای بدهی‌های جاری)، RE سود انباشته، EBIT سود عملیاتی، BVE ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، TS درآمد فروش است و همهٔ متغیرها با کل دارایی‌ها TA همگن شده‌اند.

1 Altman

۲ مدل مذکور به صورت زیر ارائه شده است:

$$Z-SCORE_{it+1} = 0.291(WC/TA) + 2.458(RE/TA) - 0.301(EBIT/TA) - 0.079(BVE/TA) - 0.05(TS/TA)$$

3 Flannery and Hankins

در مدل (۲)، H_FA متغیر دو ارزشی است که برای شرکت‌هایی با دسترسی بالا به منابع مالی برون‌سازمانی عدد ۱ و برای سایر شرکت‌ها مقدار صفر دارد. برای سنجش این متغیر، از روش کپلان و زینگالس[1] (۱۹۹۷) که توسط تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) برای محیط تجاری ایران تعدیل شده (KZ_{IRAN})، استفاده گردید است[2]. مقادیر کمتر متغیر KZ_{IRAN} بیانگر دسترسی بیشتر به منابع مالی برون‌سازمانی است. لذا متغیر دو ارزشی H_FA برای سال ـ شرکت‌هایی که مقدار KZ_{IRAN} برای آن‌ها کمتر از میانه این متغیر است، مقدار ۱ و در سایر موارد مقدار صفر دارد. بر اساس فرضیه نخست پژوهش، انتظار می‌رود که ضریب متغیر $H_FA_{it} \times LCCC_{it}$ منفی و معنادار باشد. در مدل (۳)، H_BP متغیر دو ارزشی است که برای شرکت‌هایی با توان چانه‌زنی بالا مقدار ۱ و برای سایر شرکت‌ها مقدار صفر دارد. برای سنجش این متغیر، از نسبت فروش شرکت به میانگین فروش صنعتی که شرکت در آن فعالیت می‌کند (SIS)، استفاده شده است. به اعتقاد هیل و همکاران (۲۰۱۰) و بانوس کابالرو و همکاران (۲۰۱۰)، در یک صنعت، شرکت‌هایی که درآمد فروش بیشتری دارند، از توان مذاکره و چانه‌زنی بالاتری برخوردارند. لذا، متغیر دو ارزشی H_BP برای سال ـ شرکت‌هایی که مقدار SIS برای آن‌ها بیشتر از میانه این متغیر است، مقدار ۱ و در سایر موارد مقدار صفر دارد. مطابق با فرضیه دوم پژوهش، انتظار می‌رود ضریب متغیر تعاملی $H_BP_{it} \times LCCC_{it}$ منفی و معنادار باشد. سایر متغیرها در بخش قبل تعریف شده‌اند. برای برآورد مدل‌های (۲) و (۳) نیز از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آماره‌های توصیفی که نمایی کلّی از وضعیت تمرکز و پراکندگی مشاهدات متغیرهای پژوهش را گزارش می‌کنند، در جدول ۱ ارائه شده‌اند. نتایج بیانگر آن است که میانگین لگاریتم چرخه تبدیل وجه نقد در شرکت‌های مورد بررسی، ۲/۵۷۱۱ (حدود ۳۷۰ روز) است، جریان وجوه نقد عملیاتی ۱۲ درصد دارایی‌ها، هزینه‌های مالی معادل ۲۱ درصد بدهی‌های بهره‌دار و مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها حدود ۲ برابر ارزش کل دارایی‌ها است. همچنین، دارایی‌های ثابت مشهود بیش از ۲۷ درصد کل دارایی‌ها را تشکیل می‌دهد، سود خالص معادل ۱۲ درصد کل دارایی‌ها است و نزدیک به ۶۳ درصد از سرمایه واحد تجاری از محل بدهی‌ها تأمین شده است. میانگین شاخص دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی (KZ_{IRAN}) حدود ۱۴/۴۵- است و بر اساس آن، در حدود ۴۸ درصد موارد (۱۱۸۴ سال- شرکت)، واحدهای تجاری دسترسی زیادی به منابع مالی برون‌سازمانی دارند. میانگین شاخص قدرت چانه‌زنی (SIS) حدود ۰/۵۵ است و مطابق با آن، در ۴۲ درصد موارد (۱۰۳۶ سال- شرکت)، قدرت چانه‌زنی واحد تجاری بیش از شرکت‌های هم‌گروه در صنعت است. افزون بر آن، یافته‌ها بیانگر آن

دفتری حقوق صاحبان سهام است و CASH نسبت نگهداشت وجه نقد بر کل دارایی‌ها است. شرکت‌ها با مقادیر پایین‌تر معیار KZ_{IRAN} دارای دسترسی مالی برون‌سازمانی بیشتری هستند. لذا متغیر دو ارزشی H_FA برای سال ـ شرکت‌هایی که مقدار KZ_{IRAN} برای آنها کمتر از میانه این متغیر است، مقدار ۱ و در سایر موارد مقدار صفر دارد.

1 Kaplan and Zingales

۲ در این رویکرد ابتدا مقدار معیار KZIRAN با رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$KZ_{IRAN} = 17.33 - 37.48\ CASH_{it} - 15.21\ DIV_{it} + 3.39\ LEV_{it} - 1.40\ MTB_{it}$$

که در آن، DIV نسبت کل سود نقدی بر کل دارایی‌ها، LEV نسبت اهرمی و معادل نسبت کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها و MTB نسبت ارزش بازار بر ارزش

است در بازه زمانی مورد بررسی، میانگین رشد تولید ناخالص داخلی حدود ۲٪ است و کمترین رشد حدود ۸-٪ (در سال ۱۳۹۱) و بیشترین رشد، بیش از ۱۲٪ (مربوط به سال ۱۳۹۵) است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

نماد متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
LCCC	۲/۵۷۱۱	۰/۲۷۷۵	۱/۸۴۴۰	۲/۵۶۲۱	۴/۱۰۴۸
CFO	۰/۱۲۱۹	۰/۱۳۲۵	-۰/۲۸۷۵	۰/۱۰۶۶	۰/۵۲۳۴
FCOST	۰/۲۰۶۳	۰/۲۲۵۵	۰/۰۰۰۰	۰/۱۵۸۶	۱/۸۷۰۶
MTB	۱/۸۹۵۷	۱/۳۳۴۰	۰/۷۲۴۷	۱/۴۷۳۶	۱۵/۳۰۲۰
SIZE	۵/۹۳۸۹	۰/۷۰۱۹	۴/۲۵۷۸	۵/۸۸۰۸	۷/۹۵۸۰
TANG	۰/۲۷۳۴	۰/۱۹۴۸	۰/۰۰۰۵	۰/۲۲۲۶	۰/۹۱۸۸
Z – SCORE	-۰/۱۶۷۰	۰/۳۶۲۳	-۱/۱۵۰۴	-۰/۱۵۰۴	۲/۵۴۸۱
ROA	۰/۱۱۷۲	۰/۱۱۹۸	-۰/۴۳۹۱	۰/۰۹۹۱	۰/۵۲۹۱
LEV	۰/۶۲۵۵	۰/۱۷۶۴	۰/۰۴۹۹	۰/۶۳۹۹	۰/۹۷۰۵
GDPG	۰/۰۲۳۴	۰/۰۴۸۸	-۰/۰۷۷۱	۰/۰۳۲۱	۰/۱۲۵۲
KZ_{IRAN}	-۱۴/۴۵۱۲	۳/۴۲۶۹	-۱۸/۹۹۳۱	-۱۵/۲۹۰۳	۶/۴۶۶۹
SIS	۰/۵۵۲۳	۰/۰۹۵۴	۰/۰۰۰۹	۰/۵۳۰۷	۲/۶۱۷۹

بر اساس معیار KZ_{IRAN} تعداد ۱۱۸۴ (۱۲۸۲) سال ـ شرکت دسترسی زیاد (کم) به منابع مالی برون‌سازمانی دارند.

بر اساس معیار SIS در ۱۰۳۶ (۱۴۳۰) سال ـ شرکت، قدرت چانه‌زنی بیشتر (کمتر) از سایر شرکت‌های صنعت است.

برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها

برآورد مدل (۱) و سنجش سرعت تعدیل سرمایه در گردش

به‌منظور سنجش سرعت تعدیل سرمایه در گردش در کل مشاهدات، مدل (۱) با داده‌های ترکیبی و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته بلاندل و بوند (۱۹۹۸) برآورد گردیده و نتایج در جدول ۲ گزارش شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر وقفه لگاریتم طول چرخه تبدیل وجه نقد (۰/۳۸۹۴)، جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۰۷۰۳)، اندازه شرکت (۰/۱۰۳۱-)، سودآوری شرکت (۰/۱۳۶۳)، نسبت اهرمی (۰/۲۳۶۸-)، رشد تولید ناخالص داخلی (۱۶/۴۷۳۰-) و عرض از مبدأ (۳/۳۶۴۷) در سطح ۱ درصد معنادارند. مقادیر معیار تورّم واریانس[1] برای متغیرها و میانگین آن‌ها همگی کوچک‌تر از عدد ۵ هستند، لذا متغیرهای مستقل، همخط نیستند.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل (۱) و سنجش سرعت تعدیل سرمایه در گردش

نماد متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری	VIF
LCCC	۰/۳۸۹۴	۰/۰۲۹۰	۱۳/۴۴	۰/۰۰	۱/۲۱
CFO	۰/۰۷۰۳	۰/۰۲۰۲	۳/۴۸	۰/۰۰	۱/۵۸
FCOST	-۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۸۳	-۱/۲۲	۰/۲۲	۱/۰۵
MTB	-۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۲۶	-۰/۷۲	۰/۴۷	۱/۳۳

1 Variance inflation factor (VIF)

نماد متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری	VIF
SIZE	−۰/۱۰۳۱	۰/۰۲۷۰	−۳/۸۲	۰/۰۰	۱/۰۷
TANG	۰/۰۴۳۰	۰/۰۳۰۶	۱/۴۰	۰/۱۶	۱/۲۷
Z − SCORE	۰/۰۱۷۱	۰/۰۱۶۴	۱/۰۴	۰/۳۰	۲/۴۳
ROA	۰/۱۳۶۳	۰/۰۳۸۴	۳/۵۵	۰/۰۰	۲/۷۲
LEV	−۰/۲۳۶۸	۰/۰۲۷۴	−۸/۶۶	۰/۰۰	۱/۷۲
GDPG	−۱۶/۴۷۳۰	۵/۲۶۵۴	−۳/۱۳	۰/۰۰	۱/۱۲
عرض از مبدأ	۳/۳۶۴۷	۰/۴۸۷۵	۶/۹۰	۰/۰۰	---
اثرات صنعت	کنترل شد				
اثرات سال	کنترل شد				
سرعت تعدیل	۰/۶۱	میانگین VIF			۱/۵۵
معناداری آزمون سارگان ـ هنسن	۰/۳۹۶۷	معناداری آزمون آرلانو ـ بوند			۰/۱۱۰۶

عدم معناداری آماره سارگان- هنسن[1] (۰/۳۹۶۷) بیانگر اعتبار ابزارهای[2] مورد استفاده در برآورد مدل (۱) است. افزون بر آن، عدم معناداری آماره آرلانو- بوند در وقفه دوم (۰/۱۱۰۶) بیانگر عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی[3] در اجزای اخلال و اعتبار نتایج برآورد مدل است. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های مورد بررسی، به‌طور میانگین هر سال حدود ۶۱ درصد از تفاوت بین لگاریتم طول چرخه تبدیل وجه نقد واقعی و هدف را تصحیح می‌کنند.

آزمون فرضیه اوّل پژوهش

در جدول ۳، ستون‌های الف و ب نتایج برآورد مدل (۱) را جهت سنجش سرعت تعدیل سرمایه در گردش به ترتیب در سال ـ شرکت‌هایی با دسترسی مالی کم و زیاد به منابع مالی برون‌سازمانی، گزارش می‌کنند.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه اوّل پژوهش

متغیرهای مستقل	ستون الف: دسترسی مالی کم		ستون ب: دسترسی مالی زیاد		ستون ج: مقایسه الف و ب	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
LCCC	۰/۴۱۶۵**	۲۷/۸۹	۰/۲۴۹۰**	۹/۴۴	۰/۵۰۴۱**	۱۷/۳۰
CFO	۰/۰۶۱۱**	۳/۴۲	۰/۰۴۳۶**	۲/۷۲	۰/۰۴۴۸*	۲/۲۲
FCOST	−۰/۰۰۹۷	−۰/۹۰	−۰/۰۰۶۷	−۱/۱۹	−۰/۰۰۶۹	−۰/۸۷
MTB	−۰/۰۳۷۷**	−۷/۶۵	۰/۰۰۳۰	۱/۳۲	−۰/۰۰۳۴	−۱/۳۳
SIZE	−۰/۲۴۳۰**	−۸/۸۴	−۰/۰۶۸۶*	−۲/۲۹	−۰/۰۸۵۵**	−۲/۸۷
TANG	۰/۱۱۴۷**	۳/۶۶	۰/۰۴۴۹	۱/۳۹	۰/۰۲۳۱	۰/۷۴
Z − SCORE	−۰/۰۱۱۳	−۰/۶۱	۰/۰۳۸۴**	۲/۵۹	۰/۰۲۱۰	۱/۱۶
ROA	۰/۲۲۱۲**	۵/۳۳	۰/۰۵۲۸	۱/۶۲	۰/۰۴۸۲	۱/۲۷
LEV	−۰/۰۸۰۴*	−۲/۳۸	−۰/۲۲۸۱**	−۹/۷۳	−۰/۲۴۰۲**	−۷/۶۱
GDPG	−۲۷/۵۰۷۲**	−۳/۹۷	−۱۳/۱۰۷۴*	−۲/۲۸	−۱۶/۸۶۰۹**	−۳/۴۵

1 Sargan-Hansen
2 Instruments
3 Serial correlation

متغیرهای مستقل	ستون الف: دسترسی مالی کم		ستون ب: دسترسی مالی زیاد		ستون ج: مقایسه الف و ب	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
H_FA					۰/۹۱۰۵**	۱۴/۰۰
H_FA × LCCC					-۰/۳۵۲۵**	-۱۳/۹۲
عرض از مبدأ	۵/۶۸۵۴**	۱۱/۴۹	۳/۳۲۹۳**	۶/۵۳	۳/۱۸۵۱**	۶/۵۸
اثرات صنعت	کنترل شد		کنترل شد		کنترل شد	
اثرات سال	کنترل شد		کنترل شد		کنترل شد	
تعداد مشاهدات	۱۲۸۲		۱۱۸۴		۲۴۶۶	
سرعت تعدیل	۰/۵۸		۰/۷۵			
معناداری آزمون سارگان	۰/۶۳۷۳		۰/۱۶۲۵		۰/۳۲۸۱	
معناداری آزمون آرلانو ـ بوند	۰/۲۴۹۴		۰/۴۴۸۵		۰/۱۶۴۶	
آزمون پترنوستر و همکاران (۱۹۹۸)					(۰/۰۰) -۵/۵۳	

** و * به ترتیب در سطح ۱ درصد و ۵ درصد معنادار است.

ستون ج با برآورد مدل (۳)، اقدام به مقایسه آماری اختلاف سرعت تعدیل سرمایه در گردش در سال ـ شرکت‌هایی با دسترسی مالی کم و زیاد می‌کند. در این ستون، ضریب متغیرهای لگاریتم طول چرخه تبدیل وجه نقد (۰/۵۰۴۱)، جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۰۴۴۸)، اندازه شرکت (۰/۰۸۵۵-)، نسبت اهرمی (۰/۲۴۰۲-)، رشد تولید ناخالص داخلی (۱۶/۸۶۰۹-) و متغیر مجازی H_FA (۰/۹۱۰۵) معنادارند. در هر سه ستون، عدم معناداری آماره سارگان- هنسن بیانگر اعتبار ابزارهای مورد استفاده در برآورد مدل است. همچنین، عدم معناداری آماره آرلانو ـ بوند در وقفه دوم بیانگر عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال و اعتبار نتایج برآورد مدل‌ها، است. ضریب متغیر LCCC در ستون‌های الف (۰/۴۱۶۵) و ب (۰/۲۴۹۰) در سطح ۱ درصد معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که سرعت تعدیل سرمایه در گردش در شرکت‌هایی با دسترسی کم و زیاد به منابع برون‌سازمانی به ترتیب ۵۸ و ۷۵ درصد است. افزون بر آن، منفی و معنادار بودن ضریب متغیر تعاملی $H_FA_{it} \times LCCC_{it}$ (۰/۳۵۲۵-) نشان می‌دهد که در قیاس با سایر شرکت‌ها، در شرکت‌هایی که به منابع مالی برون‌سازمانی دسترسی بیشتری دارند، سرعت تعدیل سرمایه در گردش بیشتر است. منفی و معنادار بودن آماره آزمون پترنوستر و همکاران (۱۹۹۸) (۵/۵۳-) نتایج رویکرد متغیر تعاملی ستون ج را تأیید می‌کند. لذا، فرضیه نخست پژوهش رد نمی‌شود.

آزمون فرضیه دوم پژوهش

در جدول ۴، ستون‌های الف و ب نتایج برآورد مدل (۱) را برای سنجش سرعت تعدیل سرمایه در گردش به ترتیب در سال ـ شرکت‌هایی با قدرت چانه‌زنی کم و زیاد، گزارش می‌کنند. ستون ج با گزارش نتایج برآورد مدل (۳)، اختلاف سرعت تعدیل سرمایه در گردش را در سال ـ شرکت‌هایی با قدرت چانه‌زنی کم و زیاد، مقایسه می‌کند. در این ستون، ضریب متغیرهای لگاریتم طول چرخه تبدیل وجه نقد (۰/۵۴۹۶)، جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۰۴۴۸)، اندازه شرکت (۰/۰۸۶۵-)، نسبت اهرمی (۰/۱۹۹۴-)، رشد تولید ناخالص داخلی (۱۳/۱۳۱۹-) و متغیر مجازی H_FA (۱/۱۳۷۰) معنادار هستند. در هر سه ستون، معنادار

نبودن آماره سارگان- هنسن بیانگر اعتبار ابزارهای مورد استفاده در برآورد مدل است. به علاوه، عدم معناداری آماره آرلانو- بوند در وقفه دوم بیانگر عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال و اعتبار نتایج برآورد مدل‌ها، است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیرهای مستقل	ستون الف: توان چانه‌زنی کم		ستون ب: توان چانه‌زنی زیاد		ستون ج: مقایسه الف و ب	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
LCCC	۰/۴۲۰۳**	۲۷/۹۲	۰/۲۸۲۳**	۱۳/۳۲	۰/۵۴۹۶**	۹/۹۲
CFO	۰/۰۳۲۶*	۲/۲۲	۰/۰۸۲۰**	۷/۷۳	۰/۰۴۴۸*	۲/۱۹
FCOST	-۰/۰۱۲۲	-۱/۸۷	-۰/۰۱۶۳**	-۳/۵۱	-۰/۰۰۷۸	-۰/۸۹
MTB	-۰/۰۰۰۸	-۰/۴۹	۰/۰۰۶۷**	۵/۴۴	-۰/۰۰۲۰	-۰/۸۴
SIZE	-۰/۰۵۹۱**	-۳/۴۸	۰/۰۶۹۸**	۵/۹۳	-۰/۰۸۶۵**	-۳/۲۲
TANG	۰/۰۷۰۲**	۳/۲۱	-۰/۰۰۲۷	-۰/۱۶	۰/۰۴۶۹	۱/۵۵
Z − SCORE	۰/۰۳۶۵**	۲/۹۰	۰/۰۰۵۵	۰/۸۷	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۳
ROA	۰/۲۲۶۴**	۸/۶۱	۰/۰۱۳۴	۰/۶۴	۰/۰۶۰۵	۱/۶۰
LEV	-۰/۲۲۵۵**	-۱۱/۱۳	-۰/۱۴۹۴**	-۷/۶۹	-۰/۱۹۹۴**	-۶/۶۱
GDPG	-۱۷/۳۵۸۷**	-۳/۴۲	-۱۱/۸۲۹۵*	-۲/۵۱	-۱۳/۱۳۱۹*	-۲/۵۴
H_BP					۱/۱۳۷۰**	۸/۴۵
H_BP × LCCC					-۰/۴۱۹۰**	-۸/۴۶
عرض از مبدأ	۲/۹۱۸۶**	۸/۰۲	۲/۸۴۶۷**	۴/۲۱	۲/۷۹۲۰**	۵/۳۵
اثرات صنعت	کنترل شد		کنترل شد		کنترل شد	
اثرات سال	کنترل شد		کنترل شد		کنترل شد	
تعداد مشاهدات	۱۴۳۰		۱۰۳۶		۲۴۶۶	
سرعت تعدیل	۰/۵۸		۰/۷۲			
معناداری آزمون سارگان	۰/۴۵۶۶		۰/۴۲۱۶		۰/۴۱۶۷	
معناداری آزمون آرلانو- بوند (۱۹۹۱)	۰/۴۰۷۲		۰/۰۷۴۷		۰/۴۴۴۲	
آزمون پترنوستر و همکاران (۱۹۹۸)					-۵/۳۱ (۰/۰۰)	

** و * به ترتیب در سطح ۱ درصد و ۵ درصد معنادار است.

ضریب متغیر LCCC در ستون‌های الف (۰/۴۲۰۳) و ب (۰/۲۸۲۳) در سطح ۱ درصد معنادار است. این موضوع بیانگر آن است که سرعت تعدیل سرمایه در گردش در شرکت‌هایی با قدرت چانه‌زنی کم و زیاد در مذاکرات تجاری، به ترتیب ۵۸ و ۷۲ درصد است. افزون بر آن، منفی و معنادار بودن ضریب متغیر تعاملی $H_BP_{it} \times LCCC_{it}$ (۰/۴۱۹۰-) نشان می‌دهد که در قیاس با سایر شرکت‌ها، در آن دسته از واحدهای تجاری که از قدرت چانه‌زنی بالاتری برخوردارند، سرعت تعدیل سرمایه در گردش بیشتر است. منفی و معنادار بودن آماره آزمون پترنوستر و همکاران (۱۹۹۸) (۵/۳۱-) مؤید نتایج رویکرد متغیر تعاملی گزارش شده در ستون ج است. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش نیز رد نمی‌شود.

تحلیل‌های تکمیلی

در بخش‌های قبل، برای برآورد مدل‌ها از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی با برآوردگر بلاندل و بوند (۱۹۹۸) استفاده شد. در این بخش، جهت اطمینان از عدم تأثیر نوع برآوردگر بر نتایج پژوهش، مدل‌های (۲) و (۳) با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی با برآوردگر آرلانو و بوند (۱۹۹۱) تخمین زده شده و جهت حفظ فضای مقاله، صرفاً نتایج مربوط به متغیرهای تعاملی در بخش الف جدول ۵ گزارش گردیده‌اند.

افزون بر آن، اورلوا و رائو (۲۰۱۸) اعتقاد دارند که تصریح مدل تعدیل جزئی مطابق با رابطه (۱) و به تبع آن، استفاده از رویکرد یک مرحله‌ای بخش قبل در آزمون فرضیه‌های پژوهش، موضوع ناهمگنی[1] در سرعت تعدیل در شرکت‌های مختلف را درنظر نمی‌گیرد. لذا، با پیروی از اورلوا و رائو (۲۰۱۸)، اورلوا و سان[2] (۲۰۱۸) و اورلوا (۲۰۲۰)، در این بخش از یک رویکرد دو مرحله‌ای برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است. در این روش فرض می‌شود که سرعت تعدیل، خود تابعی از متغیرهای مختلف (X_{it}) است:

رابطه (۳)

$$\lambda_{it+1} = \gamma_0 + \gamma_{it+1} X_{it}$$

بنابراین، خواهیم داشت:

مدل (۴)

$$LCCC_{it+1} - LCCC_{it} = (\gamma_0 + \gamma_{it+1} X_{it})(LCCC^{*}_{it+1} - LCCC_{it}) + \vartheta_{it+1}$$

تصریح اخیر اجازه می‌دهد که فرض همگنی در خصوص سرعت تعدیل، کنار گذارده شود تا سرعت تعدیل به عوامل سطح شرکت و یا اقتصاد کلان، وابسته باشد. در این روش، ابتدا مدل (۱) با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی برآورد می‌شود، مقدار برازش شده متغیر وابسته ($LCCC^{*}_{it+1}$) از آن استخراج می گردد و در مرحله دوم با جایگذاری مقادیر اخیر در مدل (۴)، مدلی حاصل می‌شود که می‌توان آن را با رویکرد حداقل مربعات معمولی برآورد نمود. به علاوه، برای آزمون فرضیه‌های اوّل و دوم پژوهش، به ترتیب متغیرهای H_FA و H_BP در مدل (۴) جایگزین متغیر X_{it} می‌شوند. در این روش انتظار می‌رود ضریب متغیرهای تعاملی ($H_FA_{it} \times (LCCC^{*}_{it+1} - LCCC_{it})$ و $H_BP_{it} \times (LCCC^{*}_{it+1} - LCCC_{it})$ مثبت و معنادار باشد. در برآورد مدل (۴)، جهت تخفیف اثر ناهمسانی واریانس[3] و خودهمبستگی سریالی احتمالی در اجزای اخلال مدل، با پیروی از فوزو[4] و همکاران (۲۰۱۶) از انحراف استاندارد تقویت‌شده[5] جهت محاسبه آماره‌های تی استیودنت استفاده شده است. نتایج رویکرد دو مرحله‌ای فوق (صرفاً برای متغیرهای تعاملی) در بخش ب جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج تحلیل‌های تکمیلی

بخش الف: برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی آرلانو- بوند (۱۹۹۱)

	فرضیه اوّل		فرضیه دوم	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
H_FA × LCCC	-۰/۲۳۳۱**	-۱۰/۹۷		

1 Heterogeneity
2 Orlova and Sun
3 Heteroskdasticity
4 Fosu
5 Robust standard errors

$H_BP \times LCCC$			-۰/۲۴۶۳**	-۵/۸۵
بخش ب: رویکرد دو مرحله‌ای اورلوا و رائو (۲۰۱۸)				
	فرضیه اوّل		فرضیه دوم	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$H_FA_{it} \times (LCCC^{*}_{it+1} - LCCC_{it})$	۰/۰۲۵۱*	۲/۱۵		
$H_BP_{it} \times (LCCC^{*}_{it+1} - LCCC_{it})$			۰/۰۳۴۱**	۲/۹۱

** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱درصد و ۵ درصد

نتایج بخش الف جدول ۵ با استفاده از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی آرلانو- بوند (۱۹۹۱)، مؤید نتایج بخش قبل است. افزون بر آن، نتایج رویکرد دو مرحله‌ای جهت آزمون فرضیه‌ها نیز با یافته‌های بخش قبل سازگار است. بنابراین، نتایج پژوهش نسبت به نوع برآوردگر و روش متفاوت در آزمون فرضیه‌ها، حسّاس نیست.

بحث و نتیجه‌گیری

مدیریت سرمایه در گردش به دلیل تأثیر آن بر سودآوری و ریسک شرکت، از اهمّیت ویژه‌ای برخوردار است. سرمایه‌گذاری بیشتر و کمتر از میزان بهینه در سرمایه در گردش می‌تواند آثار منفی روی عملکرد و بازده سهام شرکت داشته باشد. از این رو، انتظار می‌رود شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش، سطح هدفی تعیین کرده و برای نیل به آن، تلاش کنند. با این حال باید توجه داشت که حرکت به سمت هدف فوق‌الذّکر خود هزینه‌بر است و شرکت‌ها تنها زمانی به این کار اقدام می‌کنند که منافع حاصله بیش از هزینه‌های آن باشد. هرچه هزینه‌های تعدیل، کمتر باشد سرعت تعدیل بالاتر خواهد بود. سرعت تعدیل سرمایه در گردش به عوامل گوناگونی وابسته است. در این پژوهش، تأثیر میزان دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی و قدرت چانه‌زنی در مذاکرات تجاری بر سرعت تعدیل سرمایه در گردش بررسی شده است. برای این منظور، از رویکرد مدل تعدیل جزئی با داده‌های ترکیبی و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی بلاندل و بوند (۱۹۹۸) استفاده شده و در این مسیر، اثرات ثابت سال‌ها و صنایع نیز کنترل گردیده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که به طور میانگین، سرعت تعدیل سرمایه در گردش شرکت‌های مورد بررسی، حدود ۶۱ درصد است. افزون بر آن، نتایج نشان می‌دهند شرکت‌هایی که به منابع مالی برون‌سازمانی دسترسی بیشتری دارند و در مذاکرات تجاری از قدرت چانه‌زنی بالاتری برخوردارند، انحراف بین سرمایه در گردش واقعی و هدف را با سرعت بیشتری تصحیح می‌کنند. این نتایج که با یافته‌های بانوس کابالرو و همکاران (۲۰۱۰) و آهنگر (۲۰۲۰) همخوانی دارند، با نظریه توازن سازگارند.

نتایج این پژوهش برای مدیران و سرمایه‌گذاران مفید است. با توجه به اهمّیت و مزایای برخورداری از سطح بهینه سرمایه در گردش و تأثیر مثبت آن بر عملکرد و ارزش شرکت و این نکته که شرکت‌هایی با سرعت تعدیل بالاتر، سریع‌تر به مزایای فوق الذّکر دست می‌یابند، به مدیران توصیه می‌شود در جهت افزایش و تسهیل دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی و نیز افزایش توان شرکت در مذاکرات تجاری، اقدام کنند زیرا دسترسی به منابع مالی بیشتر و قدرت چانه زنی و دست بالاتر در مذاکرات تجاری موجب کاهش هزینه‌های تعدیل و بهره‌مندی سریع‌تر شرکت از مزایای نسبت سرمایه در گردش بهینه می‌شود. از سوی

دیگر، به سرمایه‌گذاران نیز توصیه می‌شود که در زمان اتّخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، مؤلفه‌های دسترسی به منابع مالی برون‌سازمانی و توان چانه‌زنی واحد تجاری را مدنظر قرار دهند، زیرا این دو متغیر که روی سرعت تعدیل سرمایه در گردش اثرگذارند، در نهایت سودآوری و بازده سهام شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

در تمام مراحل اجرای پژوهش حاضر سعی شده است رویه‌هایی انتخاب و اجرا شود تا نتایج پژوهش از قابلیّت تعمیم مناسبی برخوردار باشند؛ با این حال ممکن است محدودیت‌هایی مانع از تحقق این امر شوند. یکی از مواردی که احتمال دارد بر نتایج تأثیرگذار باشد، استفاده از صرفاً یک متغیر کلان اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی) و نیز عدم بکارگیری متغیر در سطح صنعت جهت تبیین مدیریت سرمایه در گردش است. با آن که این اقدام با پیروی از پژوهش‌های پیشین صورت گرفته است، امکان دارد بکارگیری سایر متغیرهای اقتصادی و نیز استفاده از متغیری در سطح صنعت جهت تبیین تغییرات مدیریت سرمایه در گردش، نتایج متفاوتی دربر داشته باشد. در ادامه مسیر و برای روشن شدن سایر جوانب موضوع، می‌توان به پژوهشگران آتی توصیه نمود تا پژوهش حاضر را در بازه‌های زمانی قبل و پس از تشدید تحریم‌های اقتصادی علیه ایران، لحاظ نمودن متغیری دیگر جهت سنجش وضعیت کلان اقتصادی و نیز بکارگیری متغیری در سطح صنعت برای تبیین مدیریت سرمایه در گردش، بررسی کنند.

تقدیر و تشکر

بدینوسیله از معاونت محترم پژوهشی دانشگاه بوعلی سینا به خاطر حمایت مالی و معنوی در اجرای پژوهش حاضر تقدیر به عمل می‌آید.

منابع

اسدی، غلامحسین؛ نادری نور عینی، مهدی و سرفراز، منصور (۱۳۹۷). نقش تعدیل‌کنندگی کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و عملکرد مالی. *دانش حسابداری مالی*، ۵(۲)، ۱۵۰-۱۳۱.

افلاطونی، عباس (۱۳۹۷). اقتصادسنجی در پژوهش‌های مالی و حسابداری با نرم‌افزار EViews. تهران، نشر ترمه.

بهارمقدم، مهدی؛ محمدرضاخانی، وحید و هوشمند زعفرانیه، رحمت‌اله (۱۳۹۱). بررسی اثر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر مدیریت سرمایه در گردش. *دانش حسابداری مالی*، ۲(۶)، ۸۹-۷۱.

بهارمقدم، مهدی؛ یزدی، زینب و یزدی، سمیه (۱۳۹۰). بررسی اثرات مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری مدیریت*، ۴(۳)، ۷۵-۶۳.

تائبی نقندری، امیر حسین؛ صادقی، مسعود و تائبی نقندری، علی (۱۳۹۷). اثر آنتروپی صورت‌های مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه. *مجله دانش حسابداری*، ۹(۳)، ۱۷۶-۱۴۵.

تهرانی، رضا و حصارزاده، رضا (۱۳۸۸). تأثیر جریان‌های نقدی آزاد و محدودیت در تأمین مالی بر بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱(۳)، ۶۷-۵۰.

جوکار، حسین؛ دانشی، وحید و بهارمقدم، مهدی (۱۳۹۸). بررسی وجود نقطه بحرانی تورّم و سطح بهینه مدیریت سرمایه در گردش و تأثیر آن بر عملکرد مالی بنگاه‌های اقتصادی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱۱(۳)، ۵۰-۱۹.

داداش‌زاده، قادر و حجازی، رضوان. (۱۳۹۹). ارزش انعطاف‌پذیری مالی، کارایی سرمایه‌گذاری و سرعت تعدیل سرمایه درگردش. *راهبرد مدیریت مالی*، ۸(۱)، ۱۹۶-۱۷۷.

دولو، مریم و محمودی، مسعود (۱۳۹۵). مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد شرکت و محدویت‌های تأمین مالی. *دانش حسابداری مالی*، ۳(۴)، ۱۳۰-۱۰۷.

دیانتی دیلمی، زهرا؛ لطفی، محسن و آزادبخش، کسری (۱۳۹۱). تأثیر مدیریت سرمایه در گردش مبتنی بر چرخه تبدیل نقدی «گیتمان» بر کاهش ریسک سقوط (ریزش) قیمت سهام. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۱(۴)، ۶۴-۵۵.

سپاسی، سحر؛ حسنی، حسن و سلمانیان، لیدا (۱۳۹۶). مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد مالی و محدودیت‌های تأمین مالی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۵(۴)، ۱۱۶-۹۹.

ستایش، محمدحسین؛ کاظم نژاد، مصطفی و ذوالفقاری، مهدی (۱۳۸۷). بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۶(۲۳)، ۶۵-۴۳.

عزیزی، صدیقه و جوکار، حسین (۱۴۰۰). بررسی وجود سطح بهینه مدیریت سرمایه در گردش و نقطه بحرانی تورم و تأثیر آن بر سطح نگهداشت وجه نقد. *دانش حسابداری مالی*، ۸(۱)، ۱۷۳-۱۴۵.

کردستانی، غلامرضا؛ تاتلی، رشید و کوثری‌فر، حمید (۱۳۹۳). ارزیابی توان پیش‌بینی مدل تعدیل شده آلتمن از مراحل درماندگی مالی نیوتن و ورشکستگی شرکت‌ها. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۹)، ۱۰۰-۸۳.

مرادی، محمد علی و نجار، مصطفی (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین مازاد سرمایه در گردش و مازاد بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۰(۲)، ۱۳۲-۱۰۹.

یوسف‌زاده، نسرین و اعظمی، زینب. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت در چرخه‌های مختلف تجاری. *مجله دانش حسابداری*، ۶(۲۳)، ۱۷۱-۱۴۷.

References

Aflatooni, A. (2018). *Econometrics in Accounting and Finance Using EViews*. Tehran, Termeh pub [In Persian].

Ahangar, N. (2020). Financial constraints and speed of working capital adjustment. *Asia-Pacific Journal of Business Administration*, 12(3/4), 371-385.

Altaf, N., & Shah, F. (2017). Working capital management, firm performance and financial constraints: Empirical evidence from India. *Asia-Pacific Journal of Business Administration*, 9(3), 206-219.

Altaf, N., & Shah, F.A. (2018b). How does working capital management affect the profitability of Indian companies? *Journal of Advances in Management Research*, 15(3), 347-366.

Altman, E.I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.

Assadi, G., Naderi Nooreyni, M., & Sarfaraz, M. (2018). The moderating role of financial reporting quality on the relationship between working capital management and financial performance. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 5(2), 131-150 [In Persian].

Azizi, S., & Jokar, H. (2021). Investigating the existence of the optimal level of working capital management and the critical point of inflation and its effect on the level of cash holding. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 8(28), 145-173 [In Persian].

Bahar Moghadam, M., Yazdi, Z., & Yazdi, S. (2011). Surveying the effect of auditor type on the value relevance of earnings in the accepted company in Tehran Stock Exchange. *Management Accounting*, *4*(3), 63-75 [In Persian].

Baharmoghadam, M., Mohammad Reza Khani, V., & Hooshmand Zaferanie, R. (2013). An Investigation of the impact of company characteristics on working capital management in companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 2(6), 71-89 [In Persian].

Baños-Caballero, S., García-Teruel, P.J., & Martínez-Solano, P. (2010). Working capital management in SMEs. *Accounting and Finance*, 50(3), 511-527.

Blazenko, G.W., & Vandezande, K. (2003). Corporate holding of finished goods inventories. *Journal of Economics and Business*, 55(3), 255-266.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Chauhan, G.S., & Banerjee, P. (2018). Financial constraints and optimal working capital–evidence from an emerging market. *International Journal of Managerial Finance*, 14(1), 37-53.

Chiou, J.R., Cheng, L., & Wu, H.W. (2006). The determinants of working capital management. *Journal of American Academy of Business*, 10(1), 149-155.

Cunat, V. (2007). Trade credit: suppliers as debt collectors and insurance providers. *The Review of Financial Studies*, 20(2), 491-527.

Cuong, N.T., & Cuong, B.M. (2016). The determinants of working capital requirement and speed of adjustment: evidence from Vietnam's seafood processing enterprises. *International Research Journal of Finance and Economics*, 1(147), 88-98.

Dadashzadeh, G., & Hejazi, R. (2020). The value of financial flexibility, investment efficiency and adjustment speed of working capital. *Financial Management Strategy*, 8(1), 177-196 [In Persian].

Davallo, M., & Mahmoodi, M. (2017). Working capital management, corporate performance, and financial constraints. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 3(4), 107-130 [In Persian].

Deloof, M. (2003). Does working capital management affect profitability of Belgian firms? *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(3/4), 573-588.

Dianati Deilami, Z., Lotfi, M., & Azadbakhsh, K. (2012). The effect of working capital management on reducing the stock price crash risk (Case study: Companies listed in Tehran stock exchange). *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 1(4), 55-64 [In Persian].

Fazzari, S.M., & Petersen, B.C. (1993). Working capital and fixed investment: New evidence on financing constraints. *The RAND Journal of Economics*, 24(3), 328-342.

Flannery, M.J., & Hankins, K.W. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19(1), 1-19.

Fosu, S., Danso, A., Ahmad, W., & Coffie, W. (2016). Information asymmetry, leverage and firm value: Do crisis and growth matter? *International Review of Financial Analysis*, 46(1), 140-150.

García-Teruel, P.J., & Martínez-Solano, P. (2007). Effects of working capital management on SME profitability. *International Journal of Managerial Finance*, 3(2), 167-177.

Greenwald, B., Stiglitz, J., & Weiss, A. (1984). Informational imperfections and macroeconomic fluctuations. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 74(2), 194-199.

Hill, M.D., Kelly, G.W., & Highfield, M.J. (2010). Net operating working capital behavior: A first look. *Financial Management*, 39(2), 783-805.

Jokar, H., Daneshi, V., & Bahar Moghadam, M. (2019). Investigating the certain point of inflation and optimal level of working capital management and its impact on the financial performance of the companies. *Journal of Financial Accounting Research*, 11(3), 19-50 [In Persian].

Jose, M.L., Lancaster, C., & Stevens, J.L. (1996). Corporate returns and cash conversion cycles. *Journal of Economics and Finance*, 20(1), 33-46.

Kaplan, S., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, *112*(1), 169-215.

Kieschnick, R., Laplante, M., & Moussawi, R. (2013). Working capital management and shareholders' wealth. *Review of Finance*, 17(5), 1827-1852.

Kordestani, G., Tatli, R., & Kosarifar, H. (2014). The evaluate ability of Altman adjusted model to prediction stages of financial distress Newton and bankruptcy. *Journal of Investment Knowledge*, 3(9), 83-100 [In Persian].

Mathuva, D.M. (2014). An empirical analysis of the determinants of the cash conversion cycle in Kenyan listed non-financial firms. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 4(2), 175-196.

Molina, C.A., & Preve, L.A. (2009). Trade receivables policy of distressed firms and its effect on the costs of financial distress. *Financial Management*, 38(3), 663-686.

Moradi, M., & Najjar, N. (2013). The relationship between additional working capital and stock's excess return in Tehran stock exchange accepted companies. *Accounting and Auditing Review*, 20(2), 109-132 [In Persian].

Nadiri, M.I. (1969). The determinants of trade credit in the US total manufacturing sector. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37(1), 408-423.

Niskanen, J., & Niskanen, M. (2006). The determinants of corporate trade credit policies in a bank-dominated financial environment: The case of Finnish small firms. *European Financial Management*, 12(1), 81-102.

Orlova, S.V. (2020). Cultural and macroeconomic determinants of cash holdings management. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 31(3), 270-294.

Orlova, S.V., & Rao, R.P. (2018). Cash holdings speed of adjustment. *International Review of Economics and Finance*, 54(1), 1-14.

Orlova, S.V., & Sun, L. (2018). Institutional determinants of cash holdings speed of adjustment. *Global Finance Journal*, 37(1), 123-137.

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*, *2*(2), 45-58.

Panda, A.K., & Nanda, S. (2018). Working capital financing and corporate profitability of Indian manufacturing firms. *Management Decision*, 56(2), 441-457.

Paternoster, R., Brame, R., Mazerolle, P., & Piquero, A. (1998). Using the correct statistical test for the equality of regression coefficients. *Criminology*, 30(4), 859-866.

Petersen, M.A., & Rajan, R.G. (1997). Trade credit: theories and evidence. *The Review of Financial Studies*, 10(3), 661-691.

Pike, R., Cheng, N.S., Cravens, K., & Lamminmaki, D. (2005). Trade credit terms: asymmetric information and price discrimination evidence from three continents. *Journal of Business Finance and Accounting*, 32(5/6), 1197-1236.

Qurashi, M., & Zahoor, M. (2017). Working capital determinants for the UK pharmaceutical companies listed on FTSE 350 index. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 7(1), 11-17.

Raheman, A., & Nasr, M. (2007). Working capital management and profitability-case of Pakistani firms. *International Review of Business Research Papers*, 3(1), 279-300.

Sepasi, S., Hassani, H., & Salmanian, L. (2017). Working capital management, corporate performance and financial constraints: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*, 5(4), 99-116 [In Persian].

Setayesh, M., Kazemnejad, M., & Zolfaghari, M. (2008). The effects of working capital management on the profitability of the firms listed in Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 6(23), 43-65 [In Persian].

Shin, H.H., & Soenen, L. (1998). Efficiency of working capital and corporate profitability. *Financial Practice and Education*, *8*(2), 37-45.

Smith, K. (1980). Profitability versus liquidity tradeoffs in working capital management. *Readings on the Management of Working Capital*, 42(1), 549-562.

Taebi Noghondari, A., Sadeghi, M., & Taebi Noghondari, A. (2018). Effects of entropy of financial statements on the adjustment speed of capital structure. *Journal of Accounting Knowledge*, 9(3), 145-176 [In Persian].

Tehrani, R., & Hesarzade, R. (2009). The effect of free cash flows and financing restrictions on over and under investment. *Accounting and Audit Researches*, *1*(3), 50-67 [In Persian].

Tsuruta, D. (2019). Working capital management during the global financial crisis: Evidence from Japan. *Japan and the World Economy*, 49(1), 206-219.

Wilner, B.S. (2000). The exploitation of relationships in financial distress: The case of trade credit. *The Journal of Finance*, 55(1), 153-178.

Yousefzadeh, N., & Aazami, Z. (2016). Impact of working capital management on firm profitability in business cycles. *Journal of Accounting Knowledge,* 6(23), 147-171 [In Persian].

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی