



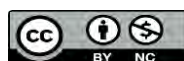
Effect of Monetary Policy on the Working Capital of Manufacturing Firms in Iran

Sajad Ebrahimi¹

1. Corresponding Author, Assistant Professor, Monetary and banking research institute, Tehran, Iran.
s.ebrahimi@mbri.ac.ir

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	One of the most important monetary transmission mechanisms that affects the economy from the supply side is the working capital channel. Given the existence of financial repression in Iran's money market (administrative determination of bank interest rates, which in most periods are set below inflation), answering the question of whether this mechanism is active in the Iranian economy is of great importance. For this purpose, using annual data from 356 listed companies during the period 2004–2023 (1383–1402 in the Iranian calendar) and employing the dynamic panel GMM estimation method, the effects of monetary variables (bank interest rates and liquidity growth) on firms' working capital have been examined. The estimation results indicate that bank interest rates have a negative and significant effect on firms' working capital, while liquidity growth has no significant effect. Moreover, decomposing the operational working capital ratio into two components—the inventory ratio and the trade credit ratio—shows that bank interest rates affect the overall operational working capital ratio only through a negative effect on the trade credit ratio. The findings also reveal that the effect of bank interest rates is not uniform across firms and is stronger for smaller firms and those with higher leverage. In addition, the working capital of firms with a considerable share of imported inputs is not affected by bank interest rates. Based on the results, it is recommended that policymakers take into account the negative side effects of interest rate increases, which may manifest as a reduction in the supply side of the economy.
Article history: Received: May 2025 Accepted: August 2025	
JEL: E52, G21, C23.	
Keywords: Monetary Transmission Mechanism, Working Capital, Financial Repression, Dynamic Panel, Bank Interest Rate.	

Cite this article: Ebrahimi, S. (2025). Effect of Monetary Policy on the Working Capital of Manufacturing Firms in Iran. *Applied Theories of Economic*, 12(3), 25-48.
<https://doi.org/10.22034/ecoj.2025.67074.3423>



© The Author(s).

DOI: 10.22034/ecoj.2025.67074.3423

Publisher: University of Tabriz

Introduction

Based on the working capital channel of the monetary transmission mechanism (as the most important supply-side transmission channel), contractionary monetary policy (increasing interest rates or reducing monetary aggregates) can, through increasing the cost of financing working capital, reduce access to working capital and thereby affect firms' performance. Introducing the supply-side transmission channel of monetary policy is important because monetary policy, regardless of the demand-side conditions of the economy, can influence the real sector. Working capital has high significance in the Iranian economy, with a large share of banking facilities being allocated to this purpose. At the same time, Iran's financial system has been subject to financial repression, with bank interest rates administratively set below the expected inflation rate in most periods. Hence, under these specific conditions in the Iranian economy, the key question is whether changes in monetary variables such as interest rates or monetary aggregates can affect real sector performance through the working capital channel.

The traditional approach to the monetary transmission mechanism has been through the aggregate demand side of the economy, such that changes in monetary variables affect the economy via changes in the components of aggregate demand, such as investment and consumption. Studies such as Barth and Ramey (2001) proposed the supply-side channel of monetary transmission, which has been empirically confirmed in numerous studies. Research in this area has largely focused on conventional monetary policymaking mechanisms, while the innovation of this study lies in examining the activity of this channel under conditions of financial repression.

Methodology

As noted, the objective of this research is to investigate whether changes in monetary variables (interest rates and monetary aggregates) under the financial repression prevailing in Iran's economy can lead to changes in working capital. To answer this question, annual financial statement data from 356 companies covering the period 2004–2023 (1383–1402 in the Iranian calendar) have been used. The main dependent variable in the regressions is the ratio of operational working capital, along with its two subcomponents: the inventory ratio and the trade credit ratio. The data have been modeled using a dynamic panel GMM model, estimated with the Arellano-Bond (1995) method.

Results and Discussion

According to the results of the main model estimation, changes in bank interest rates have a significant and negative impact on firms' working capital. However, changes in monetary aggregate growth (liquidity growth) have no significant effect on working capital.

Regarding other explanatory factors of working capital, at the firm level, profitability and firm size have a positive relationship, while cash flow and leverage ratio have a significant negative relationship. Among macroeconomic variables, higher economic growth, intensification of sanctions (lower oil revenues), and instability in the foreign exchange market can increase the ratio of operational working capital.

Furthermore, decomposition of working capital and its separate examination show that interest rate changes have no significant effect on the inventory ratio but significantly and negatively reduce the trade credit ratio. According to the estimates, the import dependence of input procurement is a determining factor in the extent of interest rate effects on working capital. Import-oriented firms' working capital is not affected by bank interest rates, while export-oriented firms' operational working capital is more strongly influenced by interest rates. In addition, the findings show that the impact of bank interest rates on working capital is greater for smaller firms compared to larger ones, and higher for firms with high leverage (greater dependence on debt) compared to others. Thus, the effect of interest rate changes on firms is not uniform and varies depending on the degree of export/import dependency, firm size, and reliance on debt and banking facilities.



اثر سیاست پولی بر سرمایه در گردش بنگاه‌های تولیدی در ایران

سجاد ابراهیمی^۱

۱. نویسنده مسئول، استادیار پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران. رایانامه: s.ebrahimi@mbri.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	یکی از مهم‌ترین مکانیسم‌های انتقال پولی که از سمت عرضه، اقتصاد را متأثر می‌کند، کانال سرمایه در گردش است. با توجه به وجود سرکوب مالی در بازار پول ایران (تعیین دستوری نرخ سود بانکی که در بیشتر دوره‌ها پایین‌تر از تورم است) پاسخ به این سوال که آیا این مکانیسم در اقتصاد ایران فعال هست یا خیر اهمیت زیادی دارد. برای این منظور با استفاده از اطلاعات سالانه ۳۵۶ شرکت بورسی در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ و بکارگیری روش برآورد پانل پویای GMM اثر متغیرهای پولی (نرخ سود بانکی و رشد نقدینگی) بر سرمایه در گردش بنگاه‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج برآورد شده نرخ سود بانکی اثر منفی و معنی‌دار بر سرمایه در گردش بنگاه‌ها دارد و رشد نقدینگی اثر معنی‌داری ندارد. همچنین تفکیک نسبت سرمایه در گردش عملیاتی به دو جز نسبت موجودی انبار و نسبت اعتبارات تجاری نشان می‌دهد که نرخ سود بانکی تنها از طریق نسبت اعتبارات تجاری اثر منفی بر کل نسبت سرمایه در گردش عملیاتی دارد. همچنین یافته‌ها نشان داد که اثر نرخ سود بانکی در تمام بنگاه‌ها یکسان نیست و در شرکت‌های کوچک‌تر و درجه اهرمی بالاتر قوی‌تر است. به‌علاوه سرمایه در گردش شرکت‌هایی که سهم نهاده‌های وارداتی در آنها قابل توجه است تحت تأثیر نرخ سود بانکی نیستند. با توجه به نتایج پیشنهاد می‌شود عوارض جانبی منفی افزایش نرخ سود بانکی که به شکل کاهش عرضه اقتصاد می‌تواند ظاهر شود توسط سیاست‌گذار در نظر گرفته شود.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۰۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۵/۱۹

JEL: E52, G21, C23.

واژه‌های کلیدی:

مکانیسم انتقال پولی،

سرمایه در گردش،

سرکوب مالی،

پانل پویا،

نرخ سود بانکی.

استناد: ابراهیمی، سجاد (۱۴۰۴). اثر سیاست پولی بر سرمایه در گردش بنگاه‌های تولیدی در ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۲(۳)، ۴۸-۲۵.

DOI: 10.22034/eco.j.2025.67074.3423

حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه تبریز



۱-مقدمه

چگونگی انتشار اثر تغییر در متغیرهای پولی و نحوه اثرگذاری آن بر بخش واقعی اقتصاد و نرخ تورم از سوالات کلیدی اقتصاد کلان است که توسط مطالعات متعدد مورد بررسی قرار گرفته است. دیدگاه سنتی و غالب مکانیسم‌های انتقال پولی این است که سیاست پولی عمدتاً با تأثیرگذاری بر اجزای سمت تقاضا بر بخش‌های مختلف اثر می‌گذارد. به عبارت دیگر تغییر نرخ‌های بهره تصمیمات پس‌انداز خانوارها و سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار داده و این از طریق، بر بخش تقاضای اقتصاد تأثیر می‌گذارد. با این حال، مطالعاتی مانند بارت و رامی^۱ (۲۰۰۱) توجه را به مکانیسم اثرگذاری پولی از سمت عرضه اقتصاد جلب می‌کند. این مطالعه کانال هزینه انتقال سیاست پولی^۲ اشاره می‌کنند و بیان می‌کند که سیاست پولی با افزایش هزینه‌های تولید منجر به اثرگذاری به بخش عرضه اقتصاد می‌شود. اصلی‌ترین توجیه این کانال هزینه از طریق سرمایه در گردش است و به همین دلیل به کانال سرمایه در گردش نیز شناخته می‌شود (تیلمن^۳، ۲۰۰۸).

بر اساس مطالعات هرچه وابستگی به سرمایه در گردش در بنگاه‌ها بیشتر باشد، احتمال اینکه کانال سرمایه در گردش فعال باشد بیشتر خواهد بود. در اقتصاد ایران تسهیلات سرمایه در گردش اهمیت بالایی دارد و همواره یکی از چالش‌های کسب و کارها در اقتصاد ایران عدم دسترسی به تامین مالی سرمایه در گردش ذکر شده است. بر اساس آمار بانک مرکزی، در سال ۱۴۰۳ حدود ۷۸ درصد از تسهیلات اختصاص یافته به کسب و کارها و ۶۰ درصد کل تسهیلات اعطایی شبکه بانکی مربوط به تسهیلات سرمایه در گردش بوده است. بنابراین وزن و جایگاه این تسهیلات در اقتصاد ایران بسیار بالا است. نکته قابل توجه که اهمیت بررسی کانال سرمایه در گردش را در اقتصاد ایران بیشتر می‌کند این است که نرخ سود بانکی در اقتصاد ایران به صورت دستوری تعیین می‌شود و در بیشتر دوره‌ها نرخ واقعی (با لحاظ انتظارات تورمی) منفی بوده است. بنابراین شرایط محیط اقتصاد ایران با سایر کشورها که سیاست پولی متعارف را در تغییر نرخ بهره دنبال می‌کنند متفاوت است و بررسی اینکه آیا تغییر دستوری نرخ سود بانکی می‌تواند از طریق کانال هزینه بر میزان سرمایه در گردش بنگاه‌ها اثرگذار باشد یا خیر اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. لذا سوال اصلی در این پژوهش این است که آیا تغییر در متغیرهای پولی اعم از نرخ سود بانکی و یا کل‌های پولی^۴ می‌تواند بر میزان سرمایه در گردش مورد استفاده بنگاه‌ها اثرگذار باشد و یا خیر. همچنین عوامل در سطح بنگاه و در سطح کلان که بر روی میزان نیاز سرمایه در گردش بنگاه اثرگذار است شناسایی می‌شود. برای این منظور از داده‌های ۳۵۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ استفاده شده است.

در ادامه، ابتدا ادبیات موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس در بخش سوم مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه مرور می‌شود. در بخش چهارم مدل آماری و داده‌ها معرفی شده و نتایج برآوردها به همراه تفسیر ارائه می‌گردد و در انتها نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

¹ Barth & Ramey

² Cost Channel of Monetary Transmission

³ Tillmann

⁴ Monetary Aggregates

۲- ادبیات موضوع

شرکت‌ها بین زمانی که هزینه‌های نهاده‌های تولید را پرداخت می‌کنند (مانند دستمزد نیروی کار) و زمانی که درآمد حاصل از فروش محصول را، دریافت می‌کنند، یک شکاف مالی دارند. در این چارچوب سرمایه در گردش بیانگر نقدینگی عملیاتی در دسترس شرکت‌ها برای پر کردن این شکاف مالی است و بنابراین داشتن مقدار سرمایه در گردش مناسب در زمان مناسب برای عملکرد کارآمد کسب و کار بسیار مهم است (کورگدو و همکاران^۱، ۲۰۱۱). بنابراین عدم دسترسی به سرمایه در گردش لازم در واحدهای تولیدی می‌تواند منجر به کاهش تولید آنها شود. تامین مالی سرمایه در گردش مورد نیاز هر بنگاه با توجه به عوامل متعددی تعیین می‌شود. برخی از این عوامل در سطح خرد و بنگاه هستند. عوامل مانند اندازه بنگاه، رشد فروش، جریان نقدی عملیاتی، ماهیت کسب و کار، ساختار سازمانی و استراتژی‌های علمیاتی و مالی بر میزان مورد نیاز سرمایه در گردش تاثیر می‌گذارد (ناصر و همکاران^۲، ۲۰۱۳، خالف و همکاران^۳، ۲۰۲۳). علاوه بر این برخی عوامل کلان نیز هستند که میزان سرمایه در گردش مورد تقاضای بنگاه را تحت تاثیر قرار می‌دهد که از مهم‌ترین آنها می‌توان به رشد اقتصادی و سیکل‌های تجاری، تورم و نرخ بهره اشاره کرد که توسط مطالعاتی مانند نایدی و همکاران^۴ (۲۰۱۸)، محمود و همکاران^۵ (۲۰۲۴)، سیمون و همکاران^۶ (۲۰۱۹) و پاندا و همکاران^۷ (۲۰۲۱) مورد مطالعه قرار گرفته است.

یکی از ابعاد اصلی اهمیت سرمایه در گردش در بعد اقتصاد کلان این است که سرمایه در گردش کانالی مهم برای اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش واقعی اقتصاد است. کانال سرمایه در گردش که به عنوان کانال هزینه انتقال پولی نیز شناخته می‌شود، مکانیسمی است که از طریق آن سیاست پولی از طریق تحریک بخش عرضه بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد. کانال سرمایه در گردش یک از کانال‌های مکانیسم انتقال پول است که به آن کانال هزینه نیز گفته می‌شود. برخلاف مکانیسم‌های کلاسیک انتقال پول مانند کانال اعتباری که بر پایه تئوری‌هایی مانند هزینه سرمایه و مدل‌های سرمایه‌گذاری و مصرف بر انتقال اثر سیاست پولی از سمت تقاضا تاکید می‌کنند، کانال سرمایه در گردش یا کانال هزینه بر اثرگذاری سیاست پولی از طریق سمت عرضه تاکید دارد. بر اساس این مکانیسم که در مطالعات پیشگامی مانند بارث و رمزی^۸ (۲۰۰۱) تشریح شده یک سیاست پولی انقباضی و یا افزایش نرخ بهره سیاستی می‌تواند هزینه تسهیلات سرمایه در گردش و در نتیجه هزینه نهایی بنگاه را افزایش دهد و در نتیجه، بخشی از آن به صورت افزایش قیمت و بخشی به صورت کاهش موقتی در تولید نمود پیدا می‌کند. البته در ادبیات تاکید شده که اثر کانال هزینه بر بخش واقعی کوتاه‌مدت است. البته این اثر سیاست پولی بر بخش حقیقی از کانال سرمایه در گردش به دلیل ناکامل بودن بازار اعتباری است (گالیندو^۹، ۲۰۲۵). پیش‌فرض کانال سرمایه در گردش این است که بنگاه‌ها باید هزینه‌هایی

¹ Corugedo et al.

² Naser et al.

³ Khalaf et al.

⁴ Nyeadi et al.

⁵ Mahmood et al.

⁶ Simon et al.

⁷ Panda et al.

⁸ Barth & Ramey

⁹ Galindo

مانند خرید نهاده و دستمزد را قبل از تولید محصول و کسب درآمد انجام دهند و این شکاف زمانی بین تحقق درآمد و تحقق هزینه باید با از طریق وجه نقد یا تسهیلات سرمایه در گردش پر شود. بنابراین اتکای به تسهیلات سرمایه در گردش پیش شرط اثرگذاری سیاست‌های پولی از کانال هزینه یا سرمایه در گردش است. در همین راستا در مطالعات تعادل عمومی پویای تصادفی مطالعات متعدد اصلی مانند بلایندر (۱۹۸۷)، کریستیانو و ایچنبام (۱۹۹۲) و کریستیانو و ایچنبام و ایونز (۱۹۹۷) به نوعی با فرض اینکه بنگاه باید هزینه عوامل تولید را قبل از فروش پردازد و برای اینکار باید قرض بگیرد به نوعی کانال سرمایه در گردش را در اثرگذاری سیاست پولی بر بخش عرضه لحاظ کردند.

نکته مهم دیگری که درباره نحوه اثرگذاری شوک سیاست پولی و تغییرات نرخ بهره بر متغیرهای بنگاه‌ها مطرح می‌شود این است که این اثر در بنگاه‌ها و صنایع مختلف متفاوت است. یکی از عوامل تعیین‌کننده میزان دارایی‌های نقدی است که بنگاه نگه‌داری می‌کند. به عبارت دیگر هرچه میزان وجه نقدی که بنگاه نگه‌داری می‌کند بیشتر باشد وابستگی به تسهیلات سرمایه در گردش کمتر می‌شود و اثرگذاری نرخ بهره بر بخش واقعی و مالی بنگاه کمتر خواهد شد. بنابراین برای اینکه اثرگذاری سیاست‌های پولی از کانال سرمایه در گردش سنجیده شود لازم است که بررسی شود که نرخ بهره تا چه میزان توانسته میزان سرمایه در گردش را تحت تاثیر قرار دهد. هرچه این اثرگذاری بیشتر باشد مکانیسم انتقال سیاست پولی از کانال سرمایه در گردش بیشتر خواهد بود.

یکی از مسائلی که با کانال سرمایه در گردش توضیح داده می‌شود، معمای قیمت^۱ است. بر این اساس کانال سرمایه در گردش افزایش قیمت بعد سیاست پولی انقباضی را می‌تواند توضیح دهد. زمانی که بانک مرکزی نرخ بهره را افزایش می‌دهد، هزینه استقراض افزایش می‌یابد. شرکت‌هایی که برای تامین مالی عملیات خود به شدت به وام‌های سرمایه در گردش متکی هستند، با هزینه‌های بالاتری روبرو می‌شوند که می‌تواند منجر به کاهش تولید و افزایش قیمت شود. تحقیقات نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که نیاز به سرمایه در گردش بیشتری دارند، در مقایسه با شرکت‌هایی که نیازمندی‌های کمتری دارند، تمایل دارند قیمت‌های خود را به طور قابل توجهی پس از شوک سیاست پولی افزایش دهند (سویج^۲، ۲۰۲۴).

تأثیر کانال سرمایه در گردش در بخش‌های مختلف متفاوت است، بخش‌هایی که به سرمایه در گردش بالایی نیاز دارند، حساسیت‌های بیشتری نسبت به تغییرات نرخ بهره نشان می‌دهند (گالیندو جیل^۳، ۲۰۲۵). بخش‌هایی که دسترسی محدودی به تامین مالی دارند ممکن است خود را در برابر افزایش هزینه‌های استقراض ناشی از افزایش نرخ بهره آسیب‌پذیرتر ببینند که در نهایت به طور بالقوه منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش فشار عملیاتی در آنها می‌شود (نیکلاس^۴، ۲۰۲۲). چنین پویایی‌ها کفایت مدل‌های اقتصادی نئوکلاسیک مرسوم را به چالش می‌کشند و بر ضرورت کاوش عمیق‌تر در ساختار بازار اعتباری و رفتار شرکت در پاسخ به سیاست‌های پولی تأکید می‌کنند. تحقیقات اخیر نشان می‌دهد که درک تعاملات بین سیاست‌های پولی و پویایی سرمایه در گردش برای سیاست‌گذاری مؤثر، به ویژه با توجه به شرایط اقتصادی در حال تحول و تغییرات ساختاری در بازارهای مالی، ضروری است. علیرغم اهمیت آن، کانال سرمایه در گردش با توجه به استحکام و کاربرد آن در بخش‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. منتقدان

¹ The price puzzle

² Suveg

³ Galindo Gil

⁴ Nicolas

استدلال می‌کنند که تأثیرات کانال ممکن است به اندازه‌ای که قبلاً تصور می‌شد در سطح جهانی مهم نباشد، و سؤالاتی را در مورد تعمیم‌پذیری مدل‌هایی ایجاد می‌کند که پویایی‌های خاص بخشی را در نظر نمی‌گیرند. همانطور که گفتمان در مورد انتقال پولی تکامل می‌یابد، یکپارچه‌سازی بینش‌ها از چارچوب‌های غیرنئوکلاسیک و شناخت پیچیدگی‌های بازارهای اعتباری برای توسعه درک جامعی از نحوه عملکرد سیاست پولی در اقتصادهای معاصر بسیار مهم خواهد بود. مطالعات مربوط به این پژوهش را می‌توان در دو گروه ارائه کرد. گروه اول مطالعاتی هستند عوامل تعیین‌کننده سرمایه در گردش را بررسی می‌کنند. ناصر و همکاران (۲۰۱۳) با بررسی بنگاه‌های اماراتی به این نتیجه رسیدند که رشد بنگاه، اندازه بنگاه و نسبت اهرمی میزان سرمایه در گردش بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کوسماستوتی و همکاران^۱ (۲۰۱۶) با بررسی بنگاه‌های اندونزی در بازه ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴ به این نتیجه رسیدند که رشد بنگاه، اندازه بنگاه، جریان نقدی، سودآوری و تولید ناخالص داخلی از عوامل مهم تعیین‌کننده در سرمایه در گردش مورد نیاز بنگاه‌ها است و مخارج سرمایه‌ای و نسبت اهرمی اثر معنی‌داری بر آن ندارد. ناستیتی و همکاران^۲ (۲۰۱۹) نیز با بررسی بنگاه‌های اندونزی در بازه ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۷ به این نتیجه رسیدند که رشد فروش، رشد اقتصادی، مخارج سرمایه‌ای و جریان نقدی عملیاتی عوامل موثر بر سرمایه در گردش هستند و میزان اثرگذاری این عوامل با توجه به سن و اندازه بنگاه‌ها متفاوت است. خالف و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با بررسی ۵۳۲ شرکت غیرمالی در حوزه خلیج فارس در بازه ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۱، عوامل موثر بر سرمایه در گردش را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که نسبت بدهی، سودآوری و اندازه شرکت اثر منفی و معنی‌دار بر سرمایه در گردش دارد. همچنین رشد شرکت و جریان نقد اثر مثبت بر سرمایه در گردش دارد.

در بیشتر مطالعات انجام شده، سودآوری، اندازه بنگاه و رشد بنگاه متغیرهای مهمی بودند که میزان سرمایه در گردش را تحت تأثیر قرار می‌دادند. اما علی‌رغم وجود وجه اشتراک در عوامل شناسایی شده بر سرمایه در گردش در بین مطالعات مختلف، می‌توان اذغان کرد که عوامل تعیین‌کننده سرمایه در گردش در مطالعات متعدد با یکدیگر تفاوت داشتند و با شرایط محیطی کشور، دوره زمانی و سایر ویژگی‌ها این عوامل تغییر می‌کردند. به علاوه مطالعات محدودی وجود دارد که به صورت همزمان هم به متغیرهای مالی و داخلی بنگاه توجه کرده باشد و هم عوامل بیرونی موثر را برشمرده باشد. لذا برای بررسی عوامل موثر بر سرمایه در گردش در هر کشوری باید به صورت تجربی موارد مختلف مورد آزمون گیرد.

رشته دیگری از ادبیات که در واقع اثر رابطه نرخ بهره و سرمایه در گردش را دربر می‌گیرد، مطالعات در خصوص کانال انتقال پولی سرمایه در گردش است. یکی از مقالات پیشرو در خصوص تبیین کانال سرمایه در گردش مقاله بارث و رمزی (۲۰۰۱) است. آنها با بکارگیری یک مدل تعادلی و همچنین یک مدل VAR نشان دادند که چون وجود سرمایه در گردش برای تولید بنگاه اهمیت دارد یک سیاست پولی انقباضی همانطور که از طرف تقاضا بر عملکرد بنگاه اثر می‌گذارد می‌تواند از طریق کانال سرمایه در گردش از طرف عرضه نیز بر عملکرد بنگاه اثرگذار باشد. در همین راستا بروکنر و شابرت^۳ (۲۰۰۳) نیز نشان دادند که تغییر در نرخ بهره که باعث افزایش هزینه تسهیلات شود و کانال سرمایه

¹ Kusumastuti et al.

² Nastiti et al.

³ Brückner & Schabert

در گردش در قالب مدل نئوکنزین‌ها در واقع شوک سمت عرضه سیاست پولی را تبیین می‌کند. بنابراین در بسیاری از مدل‌های نئوکینزی کانال سرمایه در گردش لحاظ شده است. این مدل‌ها بر این فرض استوار هستند که برای پرداخت به نهاده‌های تولید بنگاه‌ها وابسته به وام‌های بانکی هستند. البته گالیندو جیل (۲۰۲۵) با اتکا بر داده‌ها ضمن تایید کانال سرمایه در گردش نشان داد که ۷۵ درصد و نه تمام هزینه مربوط به نهاده‌ها متکی به تسهیلات بانکی است و از این رو خروجی مدل‌های نئوکینزین قدرت کانال سرمایه در گردش را بیشتر از آن چیزی که در واقعیت هست نشان می‌دهند.

مطالعات تجربی متعددی به نوعی کانال سرمایه در گردش را مورد آزمون قرار داده و تایید کرده‌اند. گایوتی و سچی^۱ (۲۰۰۶) برای بررسی کارکرد مکانیسم انتقالی سیاست پولی از طریق کانال هزینه اطلاعات ۲۰۰۰ بنگاه ایتالیایی را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که هزینه‌های بهره‌ای سرمایه در گردش اثر معنی‌داری بر هزینه‌های تولید می‌گذارد و افزایش این هزینه‌ها با افزایش نرخ بهره می‌تواند میزان سرمایه در گردش را تحت تاثیر قرار دهد. چادوری و همکاران^۲ (۲۰۰۶) در بررسی اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال هزینه برای کشورهای G7 به این نتیجه رسیدند که تغییر نرخ بهره می‌تواند هزینه سرمایه در گردش را افزایش داده و از این طریق بر متغیرهای واقعی اثرگذار باشد. ردو و سیماتکوسکی^۳ (۲۰۱۹) به بررسی کارایی کانال سرمایه در گردش در لهستان با اطلاعات شرکت‌های تولیدی در بازه ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۷ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که نرخ بهره بر هزینه سرمایه در گردش اثر معنی‌داری دارد و کانال سرمایه در گردش در این کشور فعال است.

برخی مطالعات نیز نشان دادند که افزایش نرخ بهره که به منزله افزایش هزینه تامین مالی سرمایه در گردش هست ترکیبی از دو تغییر را در بنگاه ایجاد می‌کند. مهم‌ترین تغییر همان کانال هزینه یا کانال سرمایه در گردش است که از طریق تغییر نرخ بهره متغیرهای واقعی بنگاه مانند تولید و فروش و همچنین قیمت‌ها تحت تاثیر قرار می‌گیرد. اما بخشی از شوک تغییر نرخ بهره نیز از طریق مدیریت بهتر نقدینگی در بنگاه اتفاق می‌افتد. به عنوان نمونه حسین و همکاران^۴ (۲۰۲۱) نشان دادند که با افزایش نرخ بهره بنگاه‌ها دوره وصول دریافتی‌ها را کوتاه‌تر و دوره پرداخت حساب‌های پرداختنی را طولانی می‌کنند و از این طریق چرخه تبدیل وجه نقد^۵ را کوتاه‌تر کرده و تقاضا برای تامین مالی بیرونی سرمایه در گردش را مدیریت می‌کنند. همچنین الموشکی^۶ (۲۰۲۲) نیز با اطلاعات بنگاه‌های مالزی اثر معنی‌دار تغییر در نرخ سیاست پولی بر سرمایه در گردش را شناسایی کرد و به استراتژی‌های مختلفی که شرکت‌ها در واکنش به تغییر انجام می‌دهند پرداخت.

نکته قابل توجهی که در برخی مطالعات به آن پرداخته شده است این است که اثر نرخ بهره بر سرمایه در گردش و به عبارت دیگر قدرت کانال سرمایه در گردش در انتقال پولی در بین بنگاه‌های مختلف متفاوت است. فلانری و اوزتکین^۷ (۲۰۲۴) نشان داد بنگاه‌هایی که رویکرد محتاطانه‌تری در میزان نگهداشت سرمایه در گردش پیش می‌گیرند در برابر

¹ Gaiotti & Secchi

² Chowdhury et al.

³ Redo & Siemiątkowski

⁴ Hussain et al.

⁵ Cash Conversion Cycles

⁶ Al-Mawsheki

⁷ Flannery & Öztekin

شوکه‌های نرخ بهره مقاوم‌تر هستند. گالیندو جیل (۲۰۲۵) نشان می‌دهد که تأثیر سیاست پولی بر سرمایه در گردش در صنایع مختلف متفاوت است. به عنوان مثال، شرکت‌های خرده‌فروشی در مقایسه با شرکت‌های کشاورزی و ساختمانی کمتر تحت تأثیر تغییرات نرخ بهره قرار می‌گیرند. این مطالعه نتیجه می‌گیرد که کانال سرمایه در گردش در همه بخش‌ها به طور یکسان قوی نیست و شرکت‌هایی که دارای ذخایر نقدی کافی هستند کمتر تحت تأثیر تغییرات سیاست پولی قرار می‌گیرند. این امر اهمیت تجزیه و تحلیل خاص صنعت را هنگام ارزیابی اثرات سیاست پولی بر سرمایه در گردش نشان می‌دهد. یکی دیگر از عوامل اثرگذاری متفاوت نرخ بهره بر بنگاه‌ها از طریق کانال سرمایه در گردش، استراتژی متفاوت در خصوص میزان نگهداشت سرمایه در گردش در واکنش بنگاه بر افزایش نرخ بهره و هزینه‌های آن متفاوت است.

بنابراین در مقایسه با مطالعاتی که اثر نرخ بهره را بر سرمایه در گردش بررسی کردند این رویکرد مشخص است اثر ثابتی نمی‌توان برای این متغیر در سرمایه در گردش شناسایی کرد. بلکه این اثرات تحت تأثیر اول ماهیت فعالیت شرکت و محیط بیرونی و دوم استراتژی‌های بنگاه می‌تواند کم و زیاد شود.

در بین مطالعات داخلی نیز مطالعاتی هستند که به عوامل موثر بر سرمایه در گردش اشاره دارند. واعظ و همکاران^۱ (۱۳۹۲) عوامل موثر بر سرمایه در گردش در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در بازه ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ را بررسی کردند و سودآوری، نسبت اهرمی، مخارج سرمایه‌ای و تولید ناخالص داخلی را بر میزان تقاضا برای سرمایه در گردش موثر دانستند.

انوری رستمی و همکاران^۲ (۱۳۹۳) با بررسی عوامل موثر بر سرمایه در گردش در بین شرکت‌های بورسی به این نتیجه رسیدند که نسبت بدهی، نسبت بازده دارایی و سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت، با مدیریت سرمایه در گردش رابطه معکوس و معناداری وجود دارد و میان متغیر جریان نقدی عملیاتی با مدیریت سرمایه در گردش رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد. این پژوهش نشان داد که شرکت‌های با عمر بیشتر و جریان نقدی بهتر، چرخه تبدیل وجه نقد طولانی‌تری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند. همچنین، شرکت‌های با نسبت بازدهی دارایی، نسبت بدهی، فرصت رشد و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت بالاتر، دارای خط مشی جامع و بهتری در مدیریت سرمایه در گردش هستند.

محمدی و یوسفوند^۳ (۱۳۹۹) عوامل تعیین‌کننده سرمایه در گردش را در میان ۱۰۸ شرکت بورسی در بازه ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار دادند. بر اساس این پژوهش نوع صنعت اثر معنی‌دار و قابل توجهی بر میزان سرمایه در گردش داشت. علاوه بر این جریان وجه نقد عملیاتی، رشد، اندازه، سن و اهرم از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر سرمایه در گردش شناسایی شدند.

با توجه به مطالعات انجام شده می‌توان گفت که اینکه سرمایه در گردش در اقتصاد ایران تحت تأثیر چه عواملی قرار دارد و به طور خاص آیا تغییرات نرخ سود بانکی و کل‌های پولی می‌توانند میزان سرمایه در گردش را تحت تأثیر قرار دهد یا خیر سوالی باشد که در مطالعات به آن پرداخته نشده است و اهمیت آن در این جلوه می‌کند که وجود رابطه بین تغییر نرخ سود بانکی و سرمایه در گردش می‌تواند نشان دهد که کانال اثرگذاری سیاست پولی (تغییر نرخ سود

^۱ Vaez et al.

^۲ Anvari Rostami et al.

^۳ Mohamadi & Yousofvand

بانکی) از کانال سرمایه در گردش هرچند که به صورت دستوری تغییر داده شده باشد می‌تواند فعال باشد و سیاست پولی انقباضی می‌تواند اثر واقعی بر بخش عرضه اقتصاد داشته باشد. از این رو این مقاله با بکارگیری داده‌های خرد در سطح بنگاه و استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی مانند مدل پانل پویای GMM (که امکان در نظر گرفتن پویایی سری زمانی و پویایی تغییرات بین بنگاه‌ها را می‌دهد) به این سوال پاسخ می‌دهد که اثر تغییرات نرخ سود بانکی بر سرمایه در گردش (با لحاظ سایر عوامل اثرگذار بر سرمایه در گردش) چیست. این مقاله برای بررسی دقیق‌تر و روشن‌تر شدن کانال اثرگذاری با تجزیه سرمایه در گردش به دنبال تبیین نحوه اثرپذیری سرمایه در گردش بنگاه‌ها از تغییرات نرخ بانکی است. موضوعی که در مطالعات کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

۳- روش‌شناسی تحقیق

برای بررسی عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری شرکتی در ایران از اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و فرابورس ایران استفاده شده است. به این منظور از اطلاعات صورت‌های مالی سالانه (شامل ترازنامه، صورت سود و زیان و جریان وجوه نقد) ۴۰۱ شرکت در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ استفاده شده است.^۱ رویکرد آماری بررسی سوال در این نمونه به صورت پانل غیرمتوازن بوده است. البته برای حذف نسبی عدم توازن در داده‌ها شرکت‌هایی که در دوره مورد بررسی کمتر از ۱۰ سال داده داشتند از نمونه حذف شدند و در نهایت از اطلاعات ۳۵۶ شرکت در مدل‌های آماری استفاده شده است.^۲ متغیر هدفی که این پژوهش دنبال می‌کند سرمایه در گردش مورد نیاز بنگاه‌ها است. شاخص‌های متعددی برای سرمایه در گردش محاسبه می‌شود. اما در این مقاله از نسبت سرمایه در گردش عملیاتی^۳ استفاده شده است. سرمایه در گردش عملیاتی به سرمایه مورد نیاز کسب و کار برای فعالیت‌های عملیاتی روزانه اطلاق می‌شود و در واقع از تفاوت دارایی‌های جاری عملیاتی و بدهی‌های کوتاه‌مدت عملیاتی بدست می‌آید. منظور از دارایی‌های جاری عملیاتی کل دارایی‌های جاری (اعم از حساب‌های دریافتنی و موجودی انبار است) به غیر از وجه نقد و معادل وجه نقد است. منظور از بدهی جاری عملیاتی نیز شامل کلیه بدهی‌های مربوط به فعالیت‌های اصلی کسب و کار است. مزیت این نسبت این است که به فعالیت‌های اصلی شرکت گره خورده و استراتژی‌های مالی مربوط به میزان نگهداری وجه نقد را حذف می‌کند. در واقع از نظر مفهومی اجزای اصلی سرمایه در گردش عملیاتی شامل موجودی انبار و خالص اعتبارات تجاری است. همچنین برای بررسی دقیق‌تر اینکه کدام اجزای سرمایه در گردش تحت تاثیر متغیرهای مستقل قرار می‌گیرد، دو جز زیر از سرمایه در گردش عملیاتی نیز به طور جدا مورد بررسی قرار می‌گیرد:

نسبت موجودی انبار: این نسبت از تقسیم ارزش موجودی انبار کلیه کالاها (اعم از نهاده‌ها، کالاهای در دست ساخت و کالاهای نهایی) در انتهای دوره به ارزش فروش در هر دوره بدست می‌آید.

نسبت اعتبارات تجاری: از تقسیم خالص اعتبارات تجاری (دریافتنی‌ها منهای پرداختنی‌ها) به ارزش فروش در آن دوره محاسبه می‌شود.

^۱ تعداد شرکت‌هایی که قبل از سال ۱۳۸۳ صورت‌های مالی منتشر شده داشتند بسیار محدود بود و استفاده از داده‌های سال‌های قبل از ۱۳۸۳ باعث می‌شد که طول دوره زیادی برای تعداد شرکت‌هایی که مشاهده داشتند کمتر می‌شدند و به عبارت دیگر داده‌ها غیرمتوازن می‌شدند. همچنین نگارش و ارسال مقاله در فروردین و اردیبهشت ۱۴۰۴ انجام شد که هنوز داده‌های مربوط به سال ۱۴۰۳ منتشر نشده بود.

^۲ با این حال میانه تعداد مشاهدات هر بنگاه که بین ۳۵۶ بنگاه ۱۸ بوده است.

^۳ Operational Working Capital Ratio

با توجه به مطالعات انجام شده متغیرهای مستقل انتخاب شده در دو سطح بنگاه و در سطح کلان در نظر گرفته شده است. متغیرهای توضیحی در سطح بنگاه عبارتند از رشد درآمد فروش، حاشیه سود عملیاتی (شاخص سودآوری)، نسبت جریان وجوه نقد، نسبت اهرمی (نسبت بدهی به دارایی)، لگاریتم ارزش فروش (شاخص اندازه)، ضریب تغییرات فروش (نوسانات و ناپایداری فروش).

۳-۱- معرفی مدل

به منظور شناسایی عوامل موثر بر سرمایه در گردش در سطح شرکت‌ها، با استفاده از مدل مطالعاتی مانند رحمان و همکاران^۱ (۲۰۱۷)، نیادی و همکاران^۲ (۲۰۱۸) و ورال و همکاران^۳ (۲۰۱۲) اصلاحاتی که بر اساس تئوری‌های موجود انجام شده، رابطه زیر در نظر گرفته شده است:

$$wk_{it} = \beta_1 wk_{it-1} + \beta_2 Fit + \beta_3 r_t + \beta_4 m_t + \beta_5 Macro_t + \gamma_j + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در رابطه (۱) wk_{it} شاخص سرمایه در گردش بنگاه i در سال t است که با سه تعریف اشاره شده در بخش قبل وارد مدل می‌شود. Fit شامل بردار عوامل توضیح دهنده سرمایه در گردش هست که شامل رشد فروش (gsale)، حاشیه سود عملیاتی (oprof)، نسبت جریان وجوه نقد (cf)، نسبت اهرمی (leverage)، لگاریتم ارزش فروش (lsale) و ضریب تغییرات ارزش فروش (CV(sale)) می‌شود. نکته قابل توجه اینکه چون بین این نسبت‌ها و نسبت سرمایه در گردش با توجه به استخراج آنها از صورت‌های مالی رابطه دو طرفه وجود دارد به منظور جلوگیری از مشکل درون‌زایی تمامی متغیرهای بردار F به غیر ضریب تغییرات ارزش فروش (به خاطر ماهیت مستقلى که دارد) با یک وقفه وارد مدل شده است. متغیرهای اصلی توضیحی نیز به صورت نرخ سود تسهیلات (r) و نرخ رشد نقدینگی (m) وارد شده‌اند. همچنین $Macro_t$ بردار متغیرهای کنترلی کلان است که شامل رشد تولید ناخالص داخلی (GDP_growth)، تورم (inflation)، ضریب تغییرات نرخ ارز^۴ (CV(ex)) و رشد دلاری درآمدهای نفتی (Oil income_growth) به عنوان شاخصی برای تحریم‌ها وارد مدل شده‌اند. علاوه بر این متغیرها، متغیر اثرات ثابت صنعت γ_j نیز وارد مدل شده‌اند. کلیه داده‌های در سطح بنگاه از صورت‌های مالی این بنگاه‌ها که در سایت کدال (codal.ir) منتشر شده جمع‌آوری و پردازش شده است و داده‌های کلان نیز از مجموعه داده‌های بانک مرکزی استفاده شده است.

برای بررسی ریشه واحد متغیرهای پانل از آزمون فیشر استفاده شد که در واقع به نوعی نتیجه آزمون فیلیپس-پرون واحدها را تجمیع می‌کند. همچنین آزمون ریشه واحد متغیرهای کلان نیز با استفاده از آزمون فیلیپس-پرون انجام شده که بر اساس نتایجی که در جدول ۱ گزارش شده است وجود ریشه واحد در تمامی متغیرها با فرمتی که وارد مدل شده‌اند رد می‌شود.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل

نام متغیر در سطح شرکت	آماره آزمون فیشر	احتمال	نام متغیر	آماره فیلیپس-پرون	احتمال
wk	۱۸۹۴/۱	۰	m	-۱۷/۴	۰/۰۱۴

^۱ Rehman et al.

^۲ Nyeadi et al.

^۳ Vural et al.

^۴ انحراف معیار از داده‌های روزانه نرخ دلار آمریکا از بازار آزاد در هر سال محاسبه شده است و به میانگین نرخ دلار آمریکا در آن دوره تقسیم شده است.

۰	-۲۳/۷۵	GDP_growth	۰	۳۹۵۴/۸	gsale
۰/۰۱۳	-۱۶/۲۵	inflation	۰	۱۵۱۹/۲	oprof
۰/۰۰۴	-۱۹/۸	CV(ex)	۰	۴۰۴۷/۶	cf
۰/۰۹۸	-۱۷/۹۸	r	۰	۱۰۵۶/۴	leverage
۰	-۳۶/۱	Oil income_growth	۰	۹۶۹/۷	lsale
۰/۰۱۴	-۱۷/۴		۰	۳۱۳۰/۶	CV(sale)

منبع: یافته‌های تحقیق

در برآورد این رابطه از مدل پانل پویا GMM سیستمی آرلانو و بور^۱ (۱۹۹۵) استفاده شده است. به عبارت دیگر وقفه متغیر وابسته به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی وارد مدل می‌شود. در این روش برای برآورد کم‌تورشرتر انحراف‌معیارها از روش انحراف معیار اصلاح‌شده ویندمیجر^۲ استفاده شده است. استفاده از این روش برای جلوگیری از ایجاد تورش در جملات خطا ناشی از مشکل واریانس ناهمسانی است. همچنین در این برآوردها از روش دومرحله‌ای استفاده شده است. استفاده از این روش نیز علاوه بر اینکه نتایج را نسبت به وجود مشکل واریانس ناهمسانی مستحکم^۳ می‌کند، بلکه کارایی برآوردها را نیز ارتقا می‌دهد. همچنین برای آزمون متغیرهای ابزاری (که از میان وقفه‌های متغیرهای توضیحی انتخاب شدند) از آزمون هنسن^۴ استفاده شده است به‌گونه‌ای که اگر احتمال آماره بیشتر از ۵ درصد بود فرض صفر آزمون مبنی بر صحیح بودن قیود شناسایی بیش از حد^۵ رد نمی‌شود و به عبارت دیگر ابزارهای انتخابی با اجزای خطا غیرهمبسته هستند و می‌توان مورد استفاده قرار گیرند. همچنین نتایج آزمون سارگان^۶ و آزمون آرلانو و باند برای AR(2) در جدول گزارش شده است که در واقع صحت انتخاب متغیرهای ابزاری با این آزمون‌ها نیز سنجیده شده است.

فرضیه اصلی این است که ضریب نرخ سود بانکی یعنی β_3 منفی و معنی‌دار است و با افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی میزان سرمایه در گردش تحت تاثیر قرار می‌گیرد. همچنین بررسی می‌شود که آیا تغییر در کل‌های پولی و اجرای سیاست انقباضی از طریق کاهش رشد نقدینگی می‌تواند میزان سرمایه در گردش بنگاه‌ها را تحت تاثیر قرار دهد یا خیر به عبارت دیگر آیا ضریب β_4 معنی‌دار است یا خیر.

۴- یافته‌های تحقیق

جدول ۲ نتایج برآورد سه تصریح را در سه ستون آورده است که تفاوت آنها در متغیر وابسته است. در ستون اول متغیر وابسته نسبت سرمایه در گردش عملیاتی است. بر اساس ضرایب برآورد شده در این ستون تغییر دستوری نرخ سود تسهیلات اثر منفی و معنی‌داری بر سرمایه در گردش بنگاه‌ها دارد ولی تغییر رشد نقدینگی اثر معنی‌داری ندارد. به عبارت دیگر افزایش نرخ سود بانکی می‌تواند به واسطه افزایش هزینه تامین مالی سرمایه در گردش بر میزان سرمایه در گردش استفاده شده تاثیر بگذارد و آن را کاهش دهد. این کاهش دادن هم می‌تواند به واسطه مدیریت کارتر سرمایه

¹ Arellano & Bover

² Windmeijer-Corrected Standard Errors

³ Robust

⁴ Hansen

⁵ Overidentifying Restrictions

⁶ Sargan Test

در گردش اتفاق بیفتد و هم از طریق کاهش سطح فعالیت‌ها ممکن شود. بدیهی است این سوال که آیا تغییر در سرمایه در گردش می‌تواند بر متغیرهای عملکردی بنگاه اثر بگذارد یا خیر سوال پژوهش دیگری است که می‌تواند مورد توجه قرار گیرد.

در بین متغیرهای در سطح بنگاه افزایش سودآوری و اندازه بنگاه رابطه مثبت با نسبت سرمایه در گردش عملیاتی دارند و جریان نقدی و نسبت بدهی رابطه منفی و معنی‌دار با نسبت سرمایه در گردش دارند. در بین متغیرهای کلان نیز افزایش رشد اقتصادی و نوسانات بازار ارز نسبت سرمایه در گردش را افزایش داده و افزایش تورم و رشد درآمدهای نفتی (معادل کاهش شدت تحریم‌ها) این نسبت را کاهش می‌دهد. یعنی افزایش تحریم‌ها و شرایط بی‌ثبات در بازار ارز می‌تواند نسبت سرمایه در گردش عملیاتی را افزایش دهد.

دو ستون دوم و سوم جدول ۲ به این سوال پاسخ می‌دهد که تغییرات نرخ سود کدام جز از سرمایه در گردش را کاهش می‌دهد. در ستون دوم و سوم جدول ۲ متغیر وابسته به ترتیب نسبت موجودی انبار و نسبت اعتبارات تجاری قرار داده شده است. بر اساس ضرایب برآورد شده تغییر در نرخ سود اثر معنی‌داری بر نسبت موجودی انبار ندارد ولی نسبت اعتبارات تجاری را به صورت منفی و معنی‌دار کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر افزایش هزینه تامین مالی تسهیلات سرمایه در گردش باعث می‌شود که بنگاه اعتبارات تجاری کمتری را اعطا کند (اینکه این تغییر اثری بر متغیرهای عملکردی دارد یا خیر سوال پژوهش دیگری است).

بررسی عوامل اثرگذار بر نسبت موجودی انبار نشان می‌دهد که از بین متغیرهای مورد بررسی در سطح شرکت کاهش نسبت جریان وجوه نقدی، افزایش نسبت اهرمی و افزایش اندازه بنگاه می‌تواند نسبت موجودی انبار را افزایش دهد. همچنین از بین متغیرهای کلان نیز بی‌ثباتی بازار ارز و کاهش تورم می‌تواند نسبت موجودی انبار را افزایش دهد. با توجه به ضرایب ستون ۳ نیز می‌توان گفت که نسبت اعتبارات تجاری در بنگاه‌ها علاوه بر سود بانکی تحت تاثیر منفی نسبت اهرمی است و افزایش نرخ رشد اقتصادی و کاهش تحریم‌ها (افزایش درآمدهای نفتی) اثر مثبت و معنی‌داری بر افزایش نسبت اعتبارات تجاری دارد.

جدول (۲): نتایج برآورد رگرسیون پانل پویا GMM

متغیر وابسته	نسبت سرمایه در گردش عملیاتی	نسبت موجودی انبار	نسبت اعتبار تجاری
wk_{it-1}	۰/۵۴***	۰/۰۳۲	۰/۲۲*
	-۱۰/۸	-۰/۵۳	-۱/۷۲
Lag (gsale)	-۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۸۸	-۰/۰۰۶۱
	(-۰/۶۹)	-۱/۱۴	(-۰/۴۹)
Lag (oprof)	۰/۰۱۰**	۰/۰۰۵۱	۰/۰۱۱
	-۲/۱۶	-۰/۸۹	-۰/۱۴
Lag (cf)	-۰/۰۱۰*	-۰/۰۱۴*	-۰/۰۱۷
	(-۱/۸۱)	(-۱/۷۲)	(-۱/۴۱)
Lag (leverage)	-۰/۴۶***	۰/۴۱*	-۱/۲۴***
	(-۲/۷۵)	-۱/۹۶	(-۲/۸۴)

۰/۰۶۸	۰/۰۶۴*	۰/۰۶۲***	Lag(Isale)
-۱/۲	-۱/۹۴	-۲/۶	
۰/۰۹۶	-۰/۰۳	۰/۰۷۴	CV(sale)
-۰/۳	(-۰/۱۹)	-۰/۴۸	
-۲/۱۸**	-۰/۰۳۷	-۱/۴۷***	r
(-۲/۲۹)	(-۰/۰۸۵)	(-۳/۱۶)	
-۰/۱۴	۰/۱۲	-۰/۰۸۵	m
(-۰/۷۷)	-۱/۱۶	(-۰/۸۸)	
۱/۱۷**	۰/۱۶	۰/۶۵*	GDP_growth
-۲/۳۵	-۰/۶	-۱/۹۳	
-۰/۴	-۰/۴۲*	-۰/۳۴**	inflation
(-۱/۰۲)	(-۱/۸۳)	(-۲/۲۵)	
۳/۷۴	۳/۲۴*	۳/۰۰**	CV(ex)
-۱/۱۳	-۱/۶۹	-۲/۱۸	
-۰/۱۱**	-۰/۰۱۹	-۰/۰۸۰**	Oil income_growth
(-۲/۲۲)	(-۰/۶۶)	(-۲/۵۲)	
-۰/۸۸	-۰/۷	-۰/۹۷	Constant
(-۰/۱۷)	(-۰/۴۰)	(-۰/۷۴)	
بله	بله	بله	اثرات ثابت صنعت
۳۵۶	۳۵۶	۳۵۶	تعداد شرکت‌ها
۳۱۱	۲۴۵/۵	۳۱۷/۵	آماره آزمون هنسین
۰/۲۹	۰/۱۳	۰/۱۲	احتمال آزمون
۳۲۸/۲	۲۵۲/۲	۳۲۱/۷	آماره آزمون سارگان
۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۹	احتمال آزمون
۰/۵۶	۰/۵۱	۱/۶۳	آماره آزمون آرانو و باند
۰/۵۷	۰/۶۱	۰/۱۰	احتمال آزمون

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t است.

*** و ** و * به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری در ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

سوال دیگری که این پژوهش به دنبال پاسخ به آن است این است که چه ویژگی‌ها و شرایطی اثر نرخ سود بانکی بر سرمایه در گردش را تغییر می‌دهد. به عبارت دیگر با توجه به برآورد اول جدول ۲ مشخص شده که افزایش نرخ سود بانکی باعث کاهش سرمایه در گردش خواهد شد و به نوعی نشان‌دهنده فعال بودن کانال سرمایه در گردش است. اما چه عواملی این اثرگذاری را کاهش و افزایش می‌دهد. برای پاسخ به این سوال در جدول ۳ و ۴ شرکت‌های موجود در نمونه بر اساس ویژگی‌های مختلف تقسیم‌بندی شدند و اثر نرخ سود بانکی در هر گروه برآورد شده تا با مقایسه اثر نرخ سود بانکی در برآوردهای مختلف اثر آن ویژگی تفکیک‌کننده بر اثرگذاری نرخ سود بانکی مشخص شود.

یکی از ویژگی‌هایی که بر میزان سرمایه در گردش اثر گذار است میزان وابستگی به صادرات و واردات است. شرکت‌هایی که طرف‌های تجاری خارجی دارند هم از نظر موجودی انبار و هم از نظر اعتبارات تجاری شرایط متفاوتی دارند. آیا این شرایط متفاوت می‌تواند اثرگذاری نرخ سود بانکی بر سرمایه در گردش را تحت تاثیر قرار دهد یا خیر. در برآوردهای (۱) و (۲) جدول ۳ شرکت‌ها بر اساس میزان واردات محور بودن تفکیک شدند (معیار تفکیک گروه‌ها میانه نسبت نهاده‌های وارداتی به هزینه عملیاتی بوده است). بر اساس برآوردها نرخ سود بانکی اثر منفی و معنی‌داری بر روی شرکت‌های غیر واردات محور دارد. به عبارت دیگر سرمایه در گردش شرکت‌های واردات محور تحت تاثیر تغییر نرخ تامین مالی تسهیلات سرمایه در گردش قرار نمی‌گیرد. در برآوردهای (۳) و (۴) جدول ۳ شرکت‌ها بر اساس درجه صادرات محوری تقسیم شدند (معیار تفکیک گروه نسبت فروش صادراتی به کل فروش بوده است) بر اساس ضرایب برآورد شده و مقایسه آنها مشخص است که نرخ سود بانکی بر هر دو گروه صادرات محور و غیرصادراتی اثرگذار است اما اثرگذاری بر شرکت‌های صادرات محور بیشتر است.

جدول (۳): نتایج برآورد GMM در گروه‌های مختلف شرکت‌ها (متغیر وابسته نسبت سرمایه در گردش عملیاتی)

(4)	(3)	(2)	(1)	
۰/۴۵***	۰/۴۱***	۰/۳۷***	۰/۵۱***	wk_{it-1}
-۵/۹۵	-۴/۲۹	-۵/۷	-۳/۸۹	
-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۲۹	-۰/۰۳۰**	-۰/۰۰۴۵	Lag (gsale)
(-۰/۸۳)	(-۰/۳۹)	(-۲/۵۰)	(-۰/۷۰)	
۰/۰۱۲**	-۰/۲۲	۰/۰۱۲*	۰/۰۳۲	Lag (oprof)
-۲/۱۲	(-۰/۹۱)	-۱/۸۵	-۱/۵۲	
-۰/۲۱	۰/۰۳۴	-۰/۲۲*	۰/۰۰۶۵	Lag (cf)
(-۱/۴۱)	-۰/۵۵	(-۱/۸۱)	-۰/۲۵	
-۰/۶۰*	-۰/۵۰***	-۰/۷۹**	-۰/۳۲	Lag (leverage)
(-۱/۷۹)	(-۳/۶۸)	(-۲/۴۵)	(-۰/۷۶)	
۰/۰۵۶	۰/۰۶۴**	۰/۰۲۴	۰/۰۱۴	Lag (lsale)
-۱/۲۹	-۲/۳۶	-۰/۶۷	-۰/۶۳	
-۰/۱	۰/۰۱۱	۰/۲۹	۰/۲۹	CV_sale
(-۰/۳۸)	-۰/۰۳۷	-۱/۳۳	-۱/۴۲	
-۱/۸۹*	-۱/۳۹**	۰/۱۳	-۰/۹۸*	r
(-۱/۹۶)	(-۲/۰۵)	-۰/۱۶	(-۱/۸۳)	
-۰/۱۶	۰/۰۷۳	۰/۲۱	-۰/۲۶**	m
(-۱/۰۴)	-۰/۳۶	-۱/۰۲	(-۲/۲۸)	
۰/۷۱	۰/۶۷	۰/۲۸	۰/۶۶**	GDP_growth
-۱/۳۲	-۱/۵۱	-۰/۵۲	-۱/۹۶	
-۰/۲۱	-۰/۵۰*	-۰/۷۴**	۰/۰۲۵	inflation
(-۰/۹۴)	(-۱/۷۷)	(-۲/۳۵)	-۰/۱۹	

۲/۵۳	۴/۲	۶/۹۲**	۰/۸۱	CV(ex)
-۱/۲۴	-۱/۶۳	-۲/۳۶	-۰/۵۷	
-۰/۱۱**	-۰/۰۸۲**	-۰/۰۷۰*	-۰/۰۵۱*	Oil income_growth
(-۲/۲۷)	(-۲/۱۰)	(-۱/۶۵)	(-۱/۷۵)	
۰/۰۳۲	۰/۳۸	-۰/۶۸	۰/۰۲	Constant
-۰/۰۵۷	-۰/۴۵	(-۰/۴۳)	-۰/۰۵۸	
بله	بله	بله	بله	اثرات ثابت صنعت
صادرات محور	غیرصادرات محور	واردات محور	غیرواردات محور	subsample
۱۷۶	۱۲۴	۱۸۰	۱۱۹	تعداد شرکت‌ها
۱۴۷	۹۰/۱	۱۴۶/۴	۹۴	آماره آزمون هنسین
۰/۸	۱	۰/۶۶	۰/۸۹	احتمال آزمون
۱۷۵/۶	۱۷۷/۳	۱۷۶/۳	۱۳۲	آماره آزمون سارگان
۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۱	۰/۰۹۵	احتمال آزمون
۰/۶۸	۱/۶۵	۱/۳	۱/۱	آماره آزمون آرانو و باند
۰/۵	۰/۱	۰/۲	۰/۲۷	احتمال آزمون

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t است.

*** و ** به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری در ۰.۰۱ و ۰.۰۵ درصد هستند.

بنگاه‌ها با اندازه‌های متفاوت رفتارهای متفاوتی دارند. در برآوردهای (۱) و (۲) جدول ۴ نتایج برآورد را به ترتیب برای شرکت‌های کوچک و بزرگ نشان می‌دهد (معیار تفکیک میانه درآمد حاصل از فروش بوده است) بر این اساس تغییر در نرخ سود بانکی تنها سرمایه در گردش شرکت‌های کوچک را تحت تاثیر قرار می‌دهد و سرمایه در گردش شرکت‌های بزرگ تحت تاثیر تغییر نرخ سود بانکی نیستند. همچنین برآوردهای (۳) و (۴) جدول ۴ برای شرکت‌های با درجه اهرمی پایین و بالا انجام شده است (معیار تفکیک نمونه میانه نسبت بدهی به دارایی بوده است). بر اساس ضرایب برآورد شده تغییر در نرخ سود بانکی تنها شرکت‌هایی که درجه اهرمی بالاتری دارند را تحت تاثیر قرار می‌دهند. به عبارت دیگر شرکت‌های با درجه اهرمی بالا عمدتاً وابستگی بالاتری بر تسهیلات بانکی دارند و بر اساس این یافته شرکت‌هایی که وابستگی بیشتری به تسهیلات بانکی دارند بیشتر تحت تاثیر تغییر در نرخ سود بانکی قرار می‌گیرند.

جدول (۴): نتایج برآورد GMM در گروه‌های مختلف شرکت‌ها (متغیر وابسته نسبت سرمایه در گردش عملیاتی)

(4)	(3)	(2)	(1)	
۰/۲۴**	۰/۱۲	۰/۱۳**	۰/۵۱***	wk_{it-1}
-۱/۹۷	-۱/۵۹	-۱/۹۷	-۷/۵۳	
۰/۰۰۹۷	۰/۰۰۳۸	-۰/۰۰۱۱	-۰/۰۱۸	Lag (gsale)
-۰/۵۶	-۰/۴۸	(-۰/۳۲)	(-۱/۴۰)	
۰/۱۵	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۸۵**	-۰/۰۳۲	Lag (oprof)
-۰/۳۷	(-۰/۶۵)	-۲/۲۷	(-۰/۴۵)	
۰/۱۲	-۰/۰۱۸	-۰/۲۱	-۰/۰۰۹۶	Lag (cf)

-۱/۵۸	(-۱/۲۴)	(-۱/۰۳)	(-۰/۹۲)	
-.۵۷***	-.۵۱***	-.۱۹	-.۶۹***	
(-۲/۷۹)	(-۳/۵۶)	(-۱/۱۲)	(-۳/۴۸)	Lag (leverage)
۰/۱۳*	۰/۰۰۴	۰/۰۱۵	۰/۱۷**	
-۱/۹۳	-۰/۱	-۰/۷۷	-۲/۱۴	Lag(lsale)
-.۲۶	-۰/۲۲	۰/۰۱۳	-۰/۰۱۷	
(-۰/۸۷)	(-۰/۴۱)	-۰/۱۴	(-۰/۰۴۳)	CV_sale
-۲/۹۷**	-۰/۳۵	-۰/۳۲	-۲/۴۲**	
(-۲/۲۹)	(-۰/۳۱)	(-۰/۶۹)	(-۲/۰۳)	r
-۰/۲۹	-۰/۱۸	۰/۰۸۲	-۰/۱۲	
(-۱/۱۶)	(-۰/۷۳)	-۰/۷۱	(-۰/۴۰)	m
۱/۰۷**	-۰/۱۸	۰/۱۸	۱/۲۱*	
-۲/۰۶	(-۰/۴۳)	-۰/۹	-۱/۷۳	GDP_growth
-۰/۲۸	-۰/۰۵۴	-۰/۲۹**	-۰/۷۷	
(-۰/۷۸)	(-۰/۱۵)	(-۲/۲۰)	(-۱/۶۱)	inflation
۱/۳	۱/۵۸	۲/۹۳**	۵/۹۲	
-۰/۴۴	-۰/۴۶	-۲/۳۶	-۱/۳۲	CV(ex)
-۰/۰۸۷*	۰/۰۰۵۹	-۰/۰۱۹	-۰/۱۸**	
(-۱/۷۹)	-۰/۱۶	(-۰/۹۳)	(-۲/۴۰)	Oil income_growth
-۱/۱۷	۱/۰۳	۰/۷۸	-۱/۵۵	
(-۰/۲۸)	-۰/۴۴	-۱/۴۴	(-۱/۲۰)	Constant
بله	بله	بله	بله	اثرات ثابت صنعت
اهرمی بالا	اهرمی پایین	بزرگ	کوچک	subsample
۲۹۹	۲۹۸	۲۴۷	۲۱۸	تعداد شرکت ها
۱۸۵/۲	۲۲۹	۲۲۴/۵	۱۷۲/۲	آماره آزمون هنس
۰/۳	۰/۳۴	۰/۴۴	۰/۵	احتمال آزمون
۱۹۶/۳	۲۳۴/۸	۲۳۴/۵	۱۹۲/۹	آماره آزمون سارگان
۰/۱۴	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۱۲	احتمال آزمون
۱/۱۸	۰/۲۷	۰/۱۵	۱/۵	آماره آزمون آرلانو و باند
۰/۲۴	۰/۷۸	۰/۸۸	۱۲/۵	احتمال آزمون

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t است.

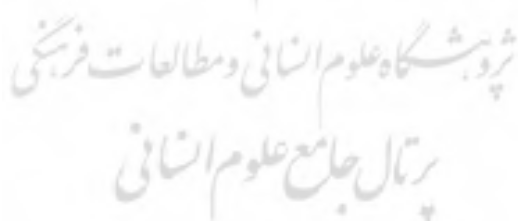
*** و ** به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری در ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

۴-۱- آزمون استحکام نتایج برآورد شده

برای بررسی اینکه نتایج بدست آمده اصلی که در جدول ۲ گزارش شده است، نتایج مستحکمی است و به تغییرات جزیی در تصریح مدل حساس نیست، در این بخش دو تحلیل حساسیت از این نتایج ارائه شده است. در تحلیل

حساسیت اول تمام متغیرهای توضیحی به غیر از متغیرهای اصلی مولفه سیاست پولی و متغیر وقفه متغیر وابسته از مدل حذف شده‌اند و برآورد مجدداً انجام شده است. بر اساس نتایج برآورد که در جدول ۶ نشان داده شده است، نتایج اصلی یعنی ضرایب شش‌گانه دو متغیر نرخ سود بانکی r و متغیر مقداری پول m کاملاً مشابه نتایج ارائه شده در جدول ۱ برآورد شده است. بنابراین این نتایج به حذف و ورود متغیر توضیحی وابسته نیستند.

همانطور که گفته شد، داده‌های استفاده شده در بخش قبلی داده‌های متوازن متشکل از ۳۵۶ شرکت است که به طور متوسط ۱۷ دوره مشاهده داشتند و حداقل ۱۰ مشاهده در این شرکت‌ها وجود دارد. دوره مورد بررسی برآوردها در بخش قبل از ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ بوده است. البته در همان نمونه اولیه نیز با فیلتر قرار دادن بر روی حداقل تعداد دوره‌ها در یک شرکت به نوعی موازنه‌ای بین عدم توازن داده‌ها و تعداد شرکت‌ها و در کل تعداد مشاهدات برقرار شده است.^۱ با این حال برای برطرف کردن این شائبه که عدم توازن داده‌ها ممکن است نتایج را تحت تاثیر قرار دهد یک پنل متوازن متشکل از ۲۰۴ شرکت در بازه ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۲ ساخته شد.^۲ نتایج برآوردهای انجام شده با داده‌های متوازن در جدول ۶ نشان داده شده است. بر اساس نتایج گزارش شده در جدول ۶، می‌توان ادعا کرد که نتایج اصلی بدست آمده در این پژوهش تحت تاثیر درجه متوازن بودن داده‌ها نبوده است.



^۱ هرچقدر بر قید توازن داده‌ها بیشتر تاکید کنیم تعداد مشاهدات و تعداد شرکت‌های باقی‌مانده در نمونه کمتر می‌شوند و شکنندگی نتایج بیشتر خواهد شد.

^۲ علت کمتر کردن دوره زمانی و شروع نمونه از ۱۳۸۷ به جای ۱۳۸۳ این است که تعداد شرکت‌هایی که در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ تمام مشاهدات آن موجود باشد ۱۳۲ شرکت هستند. برای رسیدن به تعداد بیشتر شرکت‌ها و برقراری توازن بین تعداد دوره‌ها و تعداد شرکت‌ها تعدادی از سال‌های ابتدایی حذف شد ولی تعداد شرکت‌ها به ۲۰۴ رسید.

جدول (۵): نتایج برآورد رگرسیون پانل پویا GMM

متغیر وابسته	نسبت سرمایه در گردش عملیاتی	نسبت موجودی انبار	نسبت اعتبار تجاری
wk_{it-1}	۰/۳۸***	۰/۲۲*	۰/۳۱***
	-۵/۹۶	-۱/۷	-۳/۶۲
	-۱/۴۲**	۰/۲۵	-۱/۳۱**
r	(-۲/۴۹)	-۰/۷۱	(-۲/۰۸)
	-۰/۰۶۷	-۰/۰۰۰۷۵	-۰/۰۹۴
	(-۰/۳۹)	(-۰/۰۰۶۵)	(-۰/۴۳)
m	-۰/۴۳	۰/۵۴	-۲/۵۵
	(-۰/۱۰)	-۰/۲	(-۰/۳۹)
	Constant		
اثرات ثابت صنعت	بله	بله	بله
تعداد شرکت ها	۳۵۷	۳۵۷	۳۵۷
آماره آزمون هنس	۳۱۳/۴	۲۸۷/۸	۳۱۵/۳
احتمال آزمون	۰/۱	۰/۴۱	۰/۰۹۱
آماره آزمون سارگان	۳۱۷	۳۰۱/۹	۳۱۴/۲
احتمال آزمون	۰/۰۸	۰/۲۱	۰/۰۹۸
آماره آزمون آرانو و باند	۰/۶۸	۰/۷۳	۰/۸۹
احتمال آزمون	۰/۵	۰/۴۶	۰/۳۷

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t است.

*** و ** به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری در ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

جدول (۶): نتایج برآورد رگرسیون پانل پویا GMM با داده‌های متوازن

متغیر وابسته	نسبت سرمایه در گردش عملیاتی	نسبت موجودی انبار	نسبت اعتبار تجاری
wk_{it-1}	۰/۶۰***	۰/۱۵**	۰/۳۲**
	-۶/۵۵	-۲،	-۲/۴۲
	۰/۰۶۳**	۰/۲۹*	-۰/۱۸
Lag (gsale)	-۲/۲۵	-۱/۷۲	(-۱/۳۵)
	-۰/۰۰۷۹	-۰/۱۹	۰/۱۷**
	(-۰/۵۳)	(-۱/۴۴)	-۲/۰۵
Lag (oprof)	-۰/۰۴	-۰/۴۱***	۰/۳۹**
	(-۰/۵۵)	(-۲/۸۰)	-۲/۱۹
	-۰/۲۷**	۰/۲	-۰/۷۰***
Lag (leverage)	(-۲/۵۷)	-۰/۵۹	(-۴/۱۷)
	۰/۰۲۶*	۰/۱۲	۰/۱۱**
	Lag(lsale)		

-۲/۵۵	-۰/۴۷	-۱/۷۱	
۰/۵۷	۲/۶۴	-۰/۰۹۲	
-۱/۶۱	-۱/۲۹	(-۰/۶۵)	CV(sale)
-۳/۰۲*	۸/۹۸	-۰/۸۸**	
(-۱/۸۱)	-۰/۸۵	(-۲/۴۸)	r
-۰/۸۵	۳/۱۴	-۰/۱۵	
(-۱/۲۵)	-۱/۴۶	(-۱/۴۱)	m
-۰/۱۵	۴/۹۵	۰/۵۲**	
(-۰/۱۰۰)	-۱/۴۸	-۲/۰۳	GDP_growth
۰/۴۱	-۴/۹۲*	-۰/۱۲	
-۰/۶	(-۱/۹۳)	(-۰/۸۴)	inflation
-۴/۱	۴۸/۳*	۰/۴۹	
(-۰/۵۵)	-۱/۹	-۰/۴۲	CV(ex)
-۰/۰۶۳	-۰/۴۳	-۰/۰۷۰***	
(-۰/۴۸)	(-۱/۳۷)	(-۲/۸۳)	Oil income_growth
-۰/۶۲	-۶/۵۵	-۰/۵۷	
(-۰/۴۴)	(-۰/۹۷)	(-۰/۶۰)	Constant
بله	بله	بله	اثرات ثابت صنعت
۲۰۴	۲۰۴	۲۰۴	تعداد شرکت‌ها
۱۶۵/۱	۶۵/۹	۱۷۲/۵	آماره آزمون هنسین
۰/۱۲	۰/۴۱	۱	احتمال آزمون
۱۶۹/۵	۷۴/۷	۲۶۹/۸	آماره آزمون سارگان
۰/۰۸	۰/۱۷	۰/۸۲	احتمال آزمون
-۰/۳۶	-۱/۲۷	۱/۲۳	آماره آزمون آرلانو و باند
۰/۷۲	۰/۲	۰/۲۲	احتمال آزمون

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t است.

*** و ** به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری در ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

رویکرد سنتی مکانیسم انتقال پولی از طریق بخش تقاضای کل اقتصاد بوده است به گونه‌ای که تغییر متغیرهای پولی از طریق تغییر در اجزای تقاضای کل مانند سرمایه‌گذاری و مصرف بر اقتصاد اثر می‌گذارند. مطالعاتی مانند بارت و رامی (۲۰۰۱) مکانیسم انتقال پولی از سمت عرضه اقتصاد را مطرح کنند که از طریق افزایش هزینه تامین مالی سرمایه در گردش بر بخش واقعی اقتصاد اثرگذار بوده است. به عبارت دیگر سیاست پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره یا کاهش کل‌های پولی) می‌تواند از طریق افزایش هزینه تامین مالی سرمایه در گردش باعث کاهش دسترسی به سرمایه در گردش شده و از این طریق عملکرد بنگاه‌ها را تحت تاثیر قرار دهد. لذا بعد جدیدی از اثرگذاری سیاست‌های پولی معرفی شده که بررسی امکان‌پذیری آن می‌تواند برای سیاست‌گذار حاوی اطلاعات ارزشمندی باشد. سرمایه در گردش

در اقتصاد ایران اهمیت بالایی دارد و بخش عمده‌ای از تسهیلات بانکی به این هدف اختصاص پیدا می‌کند. از طرف دیگر نرخ سود بانکی در اقتصاد ایران به صورت دستوری و در بیشتر دوره‌ها پایین‌تر از نرخ تورم انتظاری تعیین می‌شود (یعنی نرخ سود واقعی در بیشتر سال‌ها منفی بوده است) لذا شرایط متفاوت در اقتصاد ایران این سوال را با اهمیت خواهد کرد که آیا در این شرایط تغییر در متغیرهای پولی مانند نرخ سود بانکی و یا کل‌های پولی می‌تواند از کانال سرمایه در گردش بر عملکرد بخش واقعی اثرگذار باشد یا خیر.

برای پاسخ به این سوال از داده‌های سالانه صورت‌های مالی ۳۵۶ شرکت در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ استفاده شده است. متغیر وابسته اصلی در رگرسیون‌ها نسبت سرمایه در گردش عملیاتی و دو زیر بخش آن یعنی نسبت موجودی انبار و نسبت اعتبارات تجاری بوده است. داده‌ها در قالب یک مدل پانل پویا GMM آورده شده که به روش آرلاندو و باور (۱۹۹۵) برآورد شده است. بر اساس نتایج برآورد مدل اصلی تغییر در نرخ سود بانکی می‌تواند به صورت معنی‌دار و منفی سرمایه در گردش بنگاه‌ها را تحت تاثیر قرار دهد. این یافته با نتایج مطالعاتی مانند گایوتی و سچی (۲۰۰۶)، گالیندو جیل (۲۰۲۵) و سیماتکوسکی (۲۰۱۹) سازگار است. همچنین تغییر در رشد کل‌های پولی (رشد نقدینگی) اثر معنی‌داری بر سرمایه در گردش ندارد.

در خصوص سایر عوامل توضیح‌دهنده سرمایه در گردش می‌توان گفت که در سطح بنگاه سودآوری و اندازه بنگاه رابطه مثبت و جریان نقدی و نسبت بدهی رابطه منفی و معنی‌دار دارند. عوامل تعیین کننده در سطح بنگاه که اثر معنی‌داری در این مطالعه داشتند با مطالعاتی نظیر ناصر و همکاران (۲۰۱۳)، کوسماستوتی و همکاران (۲۰۱۶) و خالف و همکاران (۲۰۲۳) هم‌خوانی دارد. با این حال علائم ضرایب بعضاً متفاوت است. به طور نمونه در برخی مطالعات اثر سودآوری بر سرمایه در گردش بر خلاف این مطالعه منفی برآورد شده است. به عبارت دیگر در بنگاه‌های کشورهای دیگر زمانی که بنگاه از محل فعالیت خود جریان نقدی بیشتری ایجاد می‌کند، تقاضا برای سرمایه در گردش بیرونی را کاهش می‌دهد تا هزینه‌ها کاهش پیدا کند. اما افزایش سودآوری در بنگاه‌های ایرانی نتوانسته میزان سرمایه در گردش را کاهش دهد. چون دستیابی به منابع بانکی با نرخ سود مصوب که معمولاً کمتر از تورم است به منزله یک رانت اقتصادی تلقی می‌شود که بنگاه‌ها حاضر نیستند آن را از دست بدهند. در عوض زمانی که سودآوری بنگاه بیشتر می‌شود، از منظر بانک ریسک اعتباری کمتری برای تسهیلات دارد و همین امر برخورداری از تسهیلات سرمایه در گردش را در این نوع بنگاه‌ها بیشتر می‌کند. در بین متغیرهای کلان نیز افزایش رشد اقتصادی و افزایش تحریم‌ها (کاهش درآمدهای نفتی) و شرایط بی ثبات در بازار ارز می‌تواند نسبت سرمایه در گردش عملیاتی را افزایش دهد. همچنین تجزیه نسبت سرمایه در گردش و بررسی مجزای آن نشان می‌دهد که تغییر در نرخ سود اثر معنی‌داری بر نسبت موجودی انبار ندارد ولی نسبت اعتبارات تجاری را به صورت منفی و معنی‌دار کاهش می‌دهد.

بر اساس برآوردها ویژگی واردات‌محوری در تامین نهاده‌ها عامل تعیین کننده در میزان اثرگذاری نرخ سود بانکی بر سرمایه در گردش است. به طوری که سرمایه در گردش شرکت‌های واردات‌محور اثرپذیری از نرخ سود بانکی ندارند. همچنین سرمایه در گردش عملیاتی شرکت‌های صادرات‌محورتر اثر شدیدتری را از نرخ سود بانکی می‌پذیرند. به علاوه نتایج برآوردها نشان می‌دهد که اثرگذاری نرخ سود بانکی بر سرمایه در گردش در شرکت‌های کوچک‌تر بیشتر از شرکت‌های بزرگ‌تر و در شرکت‌های با نسبت اهرمی بالا (وابستگی بیشتر به بدهی) بیشتر از سایر شرکت‌ها است. بنابراین اثر تغییر نرخ سود بانکی در بنگاه‌های یکسان نیست و با توجه به میزان وابستگی به صادرات و واردات، اندازه و درجه وابستگی به بدهی و تسهیلات تغییر می‌کند.

بنابر نتایج می‌توان پیشنهاد داد که سیاست‌گذار در هنگام افزایش نرخ سود بانکی هر چند پایین‌تر از نرخ تورم باشد، باید عوارض جانبی منفی آن که به شکل کاهش عرضه اقتصاد می‌تواند ظاهر شود را در نظر بگیرد. همچنین سیاست‌گذار پولی باید در نظر بگیرد که انقباض پولی از کانال کاهش رشد کل‌های پولی حداقل از مکانیسم سرمایه در گردش تواند بنگاه‌ها را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.



فهرست منابع

1. Addin Al-Mawsheki, R. M. S. (2022). Effect of working capital policies on firms' financial performance. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2087289.
2. Anvari Rostami, A. A., Sadjadpour, R., & Yaballuei, M. (2014). An investigation of the determinants of working capital management in Tehran Stock Exchange (TSE). *Financial Accounting Research*, 6(1), 15-26 (In Persian).
3. Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51.
4. Barth III, M. J., & Ramey, V. A. (2001). The cost channel of monetary transmission. *NBER macroeconomics annual*, 16, 199-240.
5. Boivin, J., Kiley, M. T., & Mishkin, F. S. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time?. In *Handbook of monetary economics* (Vol. 3, pp. 369-422). Elsevier.
6. Brückner, M., & Schabert, A. (2003). Supply-side effects of monetary policy and equilibrium multiplicity. *Economics Letters*, 79(2), 205-211.
7. Chowdhury, I., Hoffmann, M., & Schabert, A. (2006). Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission. *European Economic Review*, 50(4), 995-1016.
8. Fernandez-Corugedo, E., McMahon, M., Millard, S., & Rachel, L. Understanding the Macroeconomic Effects of Working Capital in the UK.
9. Flannery, M. J., & Öztekin, Ö. (2024). Working capital balances and financial policy. *Journal of Corporate Finance*, 87, 102618.
10. Gaiotti, E., & Secchi, A. (2006). Is there a cost channel of monetary policy transmission? An investigation into the pricing behavior of 2,000 firms. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2013-2037.
11. Gil, H. G. (2025). Is the working capital channel of the monetary policy quantitatively relevant? A structural estimation approach. *Macroeconomic Dynamics*, 29, e20.
12. Hussain, S., Nguyen, V. C., Nguyen, Q. M., Nguyen, H. T., & Nguyen, T. T. (2021). Macroeconomic factors, working capital management, and firm performance—A static and dynamic panel analysis. *Humanities and Social Sciences Communications*, 8(1), 1-14.
13. Khalaf, B. A., Awad, A. B., & Nassr, M. (2023). Investigating the determinants of working capital in the Gulf Cooperation Council.
14. Küçükikiz, S. (2023). *The Effects of Working Capital Channel on Monetary Policy Transmission* (Master's thesis, Bilkent Üniversitesi (Turkey)).
15. Fatimatu Zahra, M., & Kusumastuti, R. (2016). The determinant of working capital management of manufacturing companies. *MIMBAR: Jurnal Sosial dan Pembangunan*, 32(2), 276-281.
16. Mahmood, F., Ahmed, Z., Hussain, N., & Zaied, Y. B. (2024). Macroeconomic factors and financing strategies in working capital: Evidence from China. *International Journal of Finance & Economics*, 29(1), 35-57.
17. Mohamadi, M., & Yousofvand, D. (2020). Factors determining the behavior of working capital: in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, 3(22), 102-120 (In Persian).
18. Naser, K. A. M. A. L., Nuseibeh, R. A. N. A., & Al-Hadeya, A. H. M. E. D. (2013). Factors influencing corporate working capital management: Evidence from an emerging economy. *Journal of Contemporary Issues in Business Research*, 2(1), 11-30.
19. Nastiti, P. K. Y., Atahau, A. D. R., & Supramono, S. (2019). The determinants of working capital management: the contextual role of enterprise size and enterprise age. *Business, Management and Economics Engineering*, 17(2), 94-110.

20. Nyeadi, J. D., Sare, Y. A., & Aawaar, G. (2018). Determinants of working capital requirement in listed firms: Empirical evidence using a dynamic system GMM. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1558713.
21. Nicolas, T. (2022). Short-term financial constraints and SMEs' investment decision: evidence from the working capital channel. *Small Business Economics*, 58(4), 1885-1914.
22. Nyeadi, J. D., Sare, Y. A., & Aawaar, G. (2018). Determinants of working capital requirement in listed firms: Empirical evidence using a dynamic system GMM. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1558713.
23. Panda, A. K., Nanda, S., & Panda, P. (2021). Working capital management, macroeconomic impacts, and firm profitability: evidence from Indian SMEs. *Business Perspectives and Research*, 9(1), 144-158.
24. Redo, M., & Siemiątkowski, P. (2019). Cost channel in the mechanism of transmitting monetary policy in Poland. *Journal of International Studies* (2071-8330), 12(4).
25. Rehman, A. U., Wang, M., & Kabiraj, S. (2017). Working capital management in Chinese firms: an empirical investigation of determinants and adjustment towards a target level using dynamic panel data model. *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, 7(1), 84-105.
26. Simon, S., Sawandi, N., & Ali Abdul-Hamid, M. (2019). Working Capital Management and Firm Performance: The Moderating Effect of Inflation Rates. *Pertanika Journal of Social Sciences & Humanities*, 27(1).
27. Suveg, M. (2023). *The working capital channel* (No. 1482). IFN Working Paper.
28. Tillmann, P. (2008). Do interest rates drive inflation dynamics? An analysis of the cost channel of monetary transmission. *Journal of Economic dynamics and Control*, 32(9), 2723-2744.
29. Vaez, S.A., Ghalambor, M. H., & Shakeri, F. (2013) Influential Factor of Working Capital Management in Listed Companies of Tehran Stock Exchange, *Financial Accounting*, 5(19), p46-68 (In Persian).
30. Vural, G., Sökmen, A. G., & Çetenak, E. H. (2012). Affects of working capital management on firm's performance: Evidence from Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(4), 488-495.
31. Knight, G. A., & Cavusgil, S. T. (2004). Innovation, organizational capabilities, and the born-global firm. *Journal of International Business Studies*, 35(2), 124-141.
32. Lederman, D., Olarreaga, M., & Payton, L. (2010). Export promotion agencies: Do they work? *Journal of Development Economics*, 91(2), 257-265.