

# **Financialization Phenomenon Trend and its Impact on the Non-Financial Firms' Growth in Tehran Stock Exchange**

**Seyedrohollah Ahmadi Hajiabadi**

Assistant Professor, Economics Department, Damghan University, Damghan, Iran.  
seyedahmadi@du.ac.ir

## **Abstract**

Observing the investment behavior of firms in different sectors of the economy indicates the financialization phenomenon; A phenomenon in which characterized primarily by the desire to earn more profit through financial markets rather than through real economy, and secondly the increasing of financial payments to shareholders and the banking system. The purpose of this research is to investigate and answer the question of whether the phenomenon of financialization can affect the return on assets of firms as an indicator of firms' growth. To answer this question, FMOLS and DOLS panel data models were used to examine the effect of firms' financialization behavior on their growth. The data include financial information of 191 non-financial firms in 17 groups listed in Tehran Stock Exchange during the period of 1379-1399. The findings of this study indicate that, firstly, with the increase in financial payments, the growth of firms has increased, and secondly, with an increase in financial income, their growth has declined.

**Keywords:** Financialization, Firm Growth, Return on Assets, Panel Data.

**JEL Classification:** O16, O53, G20

# تغییرات پدیده مالی سازی و اثر آن بر رشد بنگاه‌های غیرمالی فعال در بازار بورس تهران

سید روح‌اله احمدی حاجی‌آبادی

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه دامغان، دامغان، ایران. seyedahmadi@du.ac.ir

## چکیده

مشاهده رفتار بنگاه‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی حاکی از دو ویژگی تمایل آنان به کسب سود بیشتر از طریق بازارهای مالی و افزایش پرداخت‌های مالی به سهام‌داران و سیستم بانکی است. هدف از این پژوهش بررسی و پاسخ به این سؤال است که آیا دو مشخصه مذکور پدیده مالی سازی نامیده می‌شود، بر بازده دارایی بنگاه‌ها به‌عنوان شاخص رشد بنگاه‌ها اثرگذار است یا خیر. بدین منظور از مدل‌های حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS) استفاده گردید تا تأثیر رفتار مالی سازی بنگاه‌ها بر رشد آنها بررسی گردد. داده‌های این مطالعه شامل اطلاعات مالی ۱۹۱ بنگاه غیر مالی بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۹ می‌باشد. مهم‌ترین یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که اولاً با افزایش پرداخت‌های مالی، رشد بنگاه‌ها افزایش یافته و ثانیاً با افزایش دریافت‌های مالی، رشد آنها کاهش یافته است.

**کلیدواژه‌ها:** بازده دارایی‌ها، داده‌های ترکیبی، رشد بنگاه، مالی سازی.

طبقه‌بندی JEL: O16, O53, D22

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۱ تاریخ بازبینی: ۱۴۰۱/۰۴/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۰۹

فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال ۱۱، شماره ۲، پیاپی ۴۱، شهریور ۱۴۰۱، صص ۹۳-۱۱۸

## مقدمه

تئوری‌های موجود پیرامون عوامل تعیین‌کننده‌ی رشد بنگاه‌ها بر پایه منابع، بیانگر آن است که یکی از عوامل مؤثر بر رشد، رفع محدودیت منابع مالی بنگاه‌هاست (Audretsch and Elston, 2002; Fazzari et al, 1988; Marris and Wood, 1971)؛ (Beck et al, 2005; Evans and Jovanovic, 1989; Becchetti and Trovato, 2002)؛ (Cabral and Mata, 2003). محدودیت در دسترسی به منابع مالی می‌تواند در دو بعد درونی و برونی مورد ارزیابی قرار گیرد. از دیدگاه بیرونی، همراه با توسعه بازارهای مالی، دسترسی به منابع مالی خارج از بنگاه افزایش یافته و در نتیجه امکان رشد بنگاه‌ها فراهم می‌گردد (Demirgüç-Kunt and Becchetti and Trovato, 2002)؛ (Beck and et al, 2005; Maksimovic, 1988). از طرف دیگر، افزایش منابع مالی داخلی بنگاه‌ها مانند سود انباشته نیز می‌تواند به گسترش فعالیت‌های عملیاتی بنگاه‌ها و در نتیجه رشد بنگاه‌ها کمک کند (Oliveira; Butters and Lintner, 1945)؛ (and Fortunato, 2006).

بررسی پژوهش‌هایی که تأثیر دسترسی به منابع مالی بر رشد بنگاه‌ها را مورد ارزیابی قرار داده‌اند این نکته را نشان می‌دهد که پیش فرض محققین در مطالعات خود این است که بنگاه‌ها به طور حتم، منابع مالی را به فعالیت‌های عملیاتی تخصیص می‌دهند؛ به عبارت دیگر بیان کرده‌اند که دسترسی بیشتر به منابع مالی - به طور قطع- به اجرای فعالیت‌های عملیاتی بیشتر منجر شده و لذا به توسعه و رشد بنگاه کمک می‌کند. این در حالی است که مشاهده رفتار بنگاه‌ها نشان می‌دهد آنها تمام منابع مالی کسب شده را نه تنها به فعالیت‌های عملیاتی بنگاه اختصاص نمی‌دهند بلکه بخشی از منابع مازاد را به سایر بازارهای با بازده انتظاری بالاتر انتقال می‌دهند؛ به عنوان مثال بالاتر بودن نرخ سود در بازار مالی نسبت به بازده پیش‌بینی شده از فعالیت‌های عملیاتی یک بنگاه سبب می‌شود مدیر بنگاه بخشی از منابع مالی را در بازارهای مالی سرمایه‌گذاری کند. اگر چه این رفتار می‌تواند به دلایل مختلفی مانند مسئله کارگزار-کارفرما و منافع سهام‌داران باشد اما این سؤال را ایجاد می‌کند

که آیا چنین رفتاری که از آن در ادبیات اقتصاد مالی تحت عنوان "مالی‌سازی"<sup>۱</sup> نام برده می‌شود، سبب عقب‌افتادگی بنگاه و عدم توسعه آن می‌شود؟ این پدیده به صورت تحقیقات علمی ابتدا در سال ۱۹۸۰ در سطح بنگاه‌های غیر مالی آمریکا مشاهده شد و محققین سعی کردند به اثرات آن بر متغیرهای اقتصادی بپردازند. به نظر می‌رسد با توجه به شرایط اقتصادی حاکم بر کشور ایران مانند تحریم‌های اقتصادی و بازدهی نسبتاً بالاتر بازارهای موازی نسبت به بخش تولید، می‌توان انتظار مشاهده چنین پدیده‌ای را در سطح بنگاه‌های ایران داشت. از آنجا که پژوهش‌های رشد بنگاه‌ها در ایران نشان می‌دهد که به این موضوع تا کنون پرداخته نشده و در پژوهش‌های خارجی نیز به تازگی مورد اقبال محققین قرار گرفته است، سعی کرده-ایم در این مطالعه به تأثیر رفتار مالی‌سازی بر رشد بنگاه‌های فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۹ بپردازیم.

در ادامه ابتدا در بخش دوم به مفهوم مالی‌سازی، کانال‌های تأثیرگذاری آن بر رشد بنگاه‌ها و وضعیت این پدیده در اقتصاد ایران پرداخته شده و در بخش سوم مروری بر پژوهش‌های انجام شده صورت گرفته است. بررسی آمار، متغیرها و اطلاعات گردآوری شده در بخش چهارم ارائه گردیده و در بخش پنجم روش برآورد ضرایب بلند مدت تشریح گردیده است. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

## الف. رشد بنگاه

رشد بنگاه یکی از موضوعاتی است که در علم اقتصاد مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. تأثیر رشد بنگاه بر اشتغال، تمرکز صنعت، بقای شرکت و سایر فعالیت‌های اقتصادی بیانگر اهمیت این موضوع می‌باشد. با این حال هیچ نظریه واحدی برای تحلیل تأثیر، علل یا تحول رشد بنگاه وجود ندارد. این پیچیدگی منجر به ظهور نظریه‌های مختلف و مهمتر از آن، با پیش‌بینی‌های مختلف از روند رشد شده است. تعدد متغیرهای مورد استفاده برای اندازه‌گیری رشد بنگاه و عوامل تعیین‌کننده آن به وضوح بیانگر این پیچیدگی است.

اولین مطالعات در مورد رشد بنگاه عمدتاً بر تأثیر اندازه و سن متمرکز بود. با این حال خصوصیتی که می‌تواند رفتار بنگاه پس از ورود را تحت تأثیر قرار دهند

گسترده‌تر هستند.

به دنبال طبقه‌بندی استوری<sup>۱</sup> (۱۹۹۴) اغلب بین سه گروه از عوامل تعیین کننده رشد تمایز قائل می‌شوند:

گروه اول: عوامل مرتبط با کارآفرین (مانند انگیزه، تجربه، مهارت، جنسیت و...);  
گروه دوم: عواملی که مربوط به بنگاه هستند (مانند سن، مکان، اندازه، شکل حقوقی و...);

گروه سوم: عواملی که مربوط به استراتژی می‌شوند (مانند رقابت، صادرات، محصولات جدید، تأمین مالی بیرونی و...). وی همچنین به برخی از عوامل دیگر مؤثر بر رشد بنگاه مانند وجود منابع مالی کافی، وجود نیروی کار ماهر و ... برای توسعه بنگاه اشاره می‌کند (Carrizosa, 2007).

در مطالعات کلاسیک مانند راجان و زینگالس<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) نشان داده شده است که کاهش هزینه‌های تأمین مالی بیرونی، موجب تسهیل رشد اقتصادی می‌شود؛ در این میان صنایعی که وابستگی بیشتری به تأمین مالی بیرونی دارند در یک بازار پیشرفته‌تر با رشد اقتصادی نامتناسب، سریعتر رشد می‌کنند. دمیرگوسکانت و ماکسیموویچ<sup>۳</sup> (۱۹۸۸) بررسی می‌کند که چگونه تفاوت در سیستم‌های حقوقی و مالی بر استفاده بنگاه‌ها از منابع مالی بیرونی بر رشد بنگاه تأثیر می‌گذارد. آنها نشان می‌دهند در کشورهایی که سیستم‌های حقوقی آنها کارآمدتر است، تعداد بیشتری از بنگاه‌ها از منابع مالی بیرونی بلند مدت استفاده می‌کنند و وجود یک بازار سهام فعال البته نه لزوماً بزرگ و یک بخش بانکی بزرگ با رشد بنگاه‌ها ارتباط مستقیم دارد (Rahaman, 2011).

به طور کلی یکی از اصول کلیدی که در ادبیات نظری- چه در اقتصاد کلان و چه در اقتصاد خرد- در مورد ارتباط تأمین مالی و رشد مطرح می‌شود این است که بخش مالی با هدایت اعتبار به بنگاه‌های حائز شرایط، رشد را تقویت می‌کند (Levine, 2005).

بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهد که می‌توان مطالعاتی را که به بررسی اثرات دسترسی به منابع مالی بر رشد بنگاه‌ها پرداخته‌اند را به سه گروه تقسیم کنیم. اولین گروه مطالعات، مطالعاتی است که داده‌ها را در سطح بنگاه با شاخص‌های اقتصاد

---

۱. Storey

۲. Rajan and Zingales

۳. Demirgüç-Kunt and Maksimovic

کلان برای مقطعی از کشورها ترکیب می‌کند تا رابطه بین یک بخش مالی توسعه یافته و رشد بنگاه را بررسی کند. از جمله این مطالعات می‌توان به دمیرگوسکانت-ماکسیمویچ (۱۹۹۸)، بک و همکاران (۲۰۰۵) و دمیرگوسکانت و همکاران (۲۰۰۶) اشاره کرد. گروه دوم مطالعات، مطالعات خاص کشوری است که داده‌ها در سطح بنگاه را با توسعه مالی نیز ترکیب می‌کند. از جمله این مطالعات می‌توان به باتلر و کورناگیا<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) و گیرما<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۰۸) اشاره کرد. اجماع گسترده این مطالعات این است که سیستم‌های مالی با توسعه بهتر باعث رشد بنگاه‌ها می‌شوند. گروه سوم مطالعات از داده‌های اخیر در سطح بنگاه به ویژه از بانک جهانی استفاده می‌کند که متکی به پاسخ بنگاه‌ها در مورد محدودیت‌های مختلف برای انجام تجارت و دسترسی آنها به بازارهای مالی است. این مطالعات با استفاده از داده‌های در سطح بنگاه به چگونگی تأثیر دسترسی به منابع مالی و سایر محدودیت‌ها بر عملکرد بنگاه می‌پردازند. در این دسته می‌توان به مطالعات بک و همکاران (۲۰۰۵)، آیاگاری<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۸)، دین<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۲)، آتریبدو<sup>۵</sup> و هالوارد-دریمیر<sup>۶</sup> (۲۰۱۰)، آتریبدو و همکاران (۲۰۱۱) اشاره کرد (Fowowe, 2017).

## ب. مفهوم مالی‌سازی

به کارگیری مفهوم مالی‌سازی به اواخر دهه ۱۹۹۰ و اوایل ۲۰۰۰ میلادی برمی‌گردد؛ اگر چه این پدیده اوایل ۱۹۸۰ میلادی مشاهده گردید. تعاریف مختلفی از این مفهوم ذکر شده است اما آنچه توسط اورهانگزی<sup>۷</sup> و کریپنر<sup>۸</sup> از مالی‌سازی ارائه گردیده است با آنچه در بخش مقدمه این مقاله آمده است سازگاری بیشتری نسبت به سایر تعاریف دارد. آنها مالی‌سازی را به معنای "افزایش سرمایه‌گذاری در ابزارهای مالی، افزایش سهم درآمدهای غیر عملیاتی و افزایش پرداختی به مؤسسات و نهادهای مالی" (Orhangazi, 2008) و "انباشت سرمایه عمدتاً از طریق سود ناشی

---

۱. Butler and Cornaggia

۲. Girma

۳. Ayyagari

۴. Dinh

۵. Aterido

۶. Hallward-Driemeier

۷. Orhangazi

۸. Krippner

از فعالیت‌های غیر مولد" (Krippner, 2005) دانسته‌اند.

پدیده مالی سازی می‌تواند از طریق دو مکانیسم بر رشد بنگاه‌ها اثرگذار باشد: (۱) منابع مالی درون‌بنگاهی می‌توانند در بخش مالی اقتصاد یا در فعالیت‌های مولد و یا به صورت ترکیبی در هر دو بخش سرمایه‌گذاری شوند. از آنجا که این منابع محدود هستند تخصیص آنها به بخش‌های غیر مولد منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش مولد شده و لذا رشد بنگاه را کند کرده و یا کاهش می‌دهد. این کانال اثرگذاری که ایکارد<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) از آن به‌عنوان کانال ترجیحی نام می‌برد توسط توبین<sup>۲</sup> نیز مطرح شده بود. وی بیان داشت که بخش‌های واقعی و مالی اقتصاد، جانشین یکدیگر هستند و آنچه تعیین می‌کند سرمایه‌گذاری در کدام بخش باشد، نرخ سود آنهاست. بالا بودن نرخ سود در بخش مالی، مدیران بنگاه‌ها را به سرمایه‌گذاری در این بخش تشویق کرده و لذا سرمایه‌گذاری در بخش مولد کاهش می‌یابد (Tobin, 1965).

(۲) کانال دوم از طریق فشار بر بنگاه‌ها برای پرداخت‌های مالی در قالب پرداخت سود، بازخرید سهم و بهره بانکی است (Orhangazi, 2008). این پدیده بر پایه مطالعه‌ای که توسط لازونیک و اسلیوان<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) انجام گرفت تحت عنوان استراتژی "کوچک‌سازی و توزیع" نامیده شده است. این استراتژی با ورود سرمایه‌گذاران نهادی در دهه ۸۰ میلادی به بنگاه‌های غیر مالی رخ داد؛ به این صورت که منافع مدیران بنگاه‌ها با منافع این دسته از سرمایه‌گذاران همسو شد و در نتیجه سهم قابل توجهی از سود به‌دست آمده حاصل از عملیات تولیدی به جای سرمایه‌گذاری مجدد در بخش تولیدی، بین سهامداران توزیع شد. از این رو، این رفتار موجب کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش رشد بنگاه می‌گردد. روی دیگر این مکانیسم به این صورت است که پرداخت‌های مالی، بیشتر توسط بنگاه‌ها به سهامداران و بازارهای مالی می‌تواند سیگنالی به اعتباردهندگان مالی مبنی بر برخورداری از سلامت مالی بنگاه باشد. به عبارتی نشان می‌دهد که بنگاه، توانایی دریافت تسهیلات بیشتر با ریسک پایین را داراست. لذا با افزایش اعتبار بنگاه، دسترسی به منابع مالی برون بنگاهی افزایش می‌یابد و از این طریق می‌تواند با افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مولد، بر رشد بنگاه اثر مثبت بگذارد (همان).

۱. Eckhard

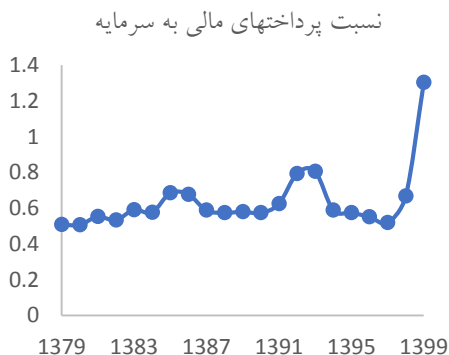
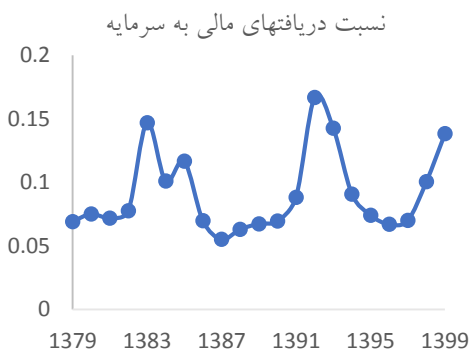
۲. Tobin

۳. Lazonick and O'Sullivan

بنابراین رفتار مالی‌سازی می‌تواند به لحاظ نظری تأثیر مثبت و منفی بر رشد بنگاه داشته باشد که نتیجه نهایی آن بستگی به برآیند مکانیسم‌های فوق دارد.

### ج. پدیده مالی‌سازی در اقتصاد ایران

برای بررسی این پدیده در اقتصاد ایران از دو متغیر "پرداخت‌های مالی" و "دریافت‌های مالی" استفاده گردیده است. دریافت‌های مالی برابر با مجموع درآمد بنگاه از محل بهره و سود سهام است. پرداخت‌های مالی نیز مجموع پرداخت بنگاه به بازارهای مالی در قالب سود سهام و بهره است. لازم به ذکر است این دو متغیر با توجه به میزان سرمایه بنگاه‌ها تعدیل شده‌اند. بر این اساس رفتار مالی‌سازی بنگاه‌های فعال بازار بورس تهران در بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۹ به صورت جمعی در شکل شماره (۱) نشان داده شده است.

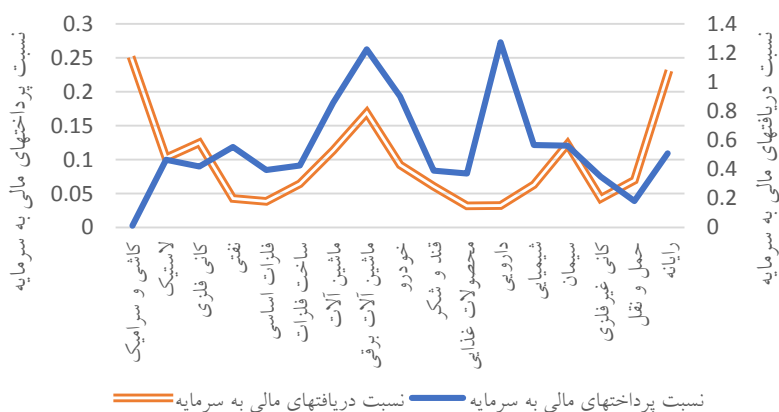


منبع: (یافته‌های پژوهش)



**شکل (۱): روند تغییرات دریافت‌ها و پرداخت‌های مالی بنگاه‌های بورسی ۱۳۷۹-۱۳۹۹**

روند تغییرات دو شاخص مالی سازی در سطح کل بنگاه‌های بورسی مورد مطالعه حاکی از یک ثبات در شاخص پرداخت‌های مالی تا سال ۱۳۹۷ و سپس یک حرکت با شتاب است. از طرف دیگر شاخص دریافت‌های مالی از نوسان شدید در طی دوره مورد بررسی برخوردار می‌باشد. همچنین وضعیت این دو شاخص در سطح ۱۷ گروه مختلف بورسی در بازه مذکور اندازه‌گیری و در شکل‌های شماره (۲) و (۳) نشان داده شده‌اند.



**شکل (۲): میانگین شاخص‌های مالی سازی ۱۷ گروه بورسی طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۹**

تغییرات پدیده مالی‌سازی و اثر آن بر رشد... ♦ سید روح‌اله احمدی حاجی‌آبادی ۱۰۱



منبع: (یافته‌های پژوهش)

شکل (۳): پراکندگی شاخص‌های مالی‌سازی در میان ۱۷ گروه بورسی ۱۳۷۹-۱۳۹۹

مقادیر محاسبه شده این دو شاخص حاکی از آن است که:

۱. به لحاظ شاخص پرداخت‌های مالی، گروه‌های محصولات دارویی و ماشین‌آلات برقی بالاترین مقدار و گروه‌های حمل و نقل و کاشی و سرامیک پایین‌ترین مقدار را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین از نقطه نظر شاخص دریافت‌های مالی، گروه‌های کاشی و سرامیک، رایانه و ماشین‌آلات برقی بالاترین مقدار و گروه‌های دارویی و محصولات غذایی کمترین مقدار این شاخص را داشته‌اند.
۲. در صورتی که گروه‌های ماشین‌آلات برقی، محصولات دارویی، رایانه و کاشی و سرامیک را کنار بگذاریم، آن گاه اطلاعات دو شاخص مورد بررسی نشان دهنده همگرایی گروه‌های مختلف بورسی می‌باشد.

## ۱. پیشینه پژوهش

در این بخش، ابتدا مروری بر پژوهش‌های انجام شده با موضوع رابطه منابع درون بنگاهی، مالی سازی و رشد بنگاه شده و سپس به نوآوری مقاله حاضر اشاره شده است. توری و اوناران<sup>۱</sup> (۲۰۲۰) اطلاعات صورت‌های مالی بنگاه‌های غیر مالی عضو بورس در کشورهای اروپای غربی را در طی بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۵ گردآوری و اثر درآمدهای مالی و پرداخت‌های مالی آنها را بر سرمایه‌گذاری فیزیکی بررسی کردند. نتیجه مطالعه که با استفاده از روش تخمین GMM تفاضلی به دست آمد نشان می‌دهد که هر دو متغیر درآمدهای مالی و پرداخت‌های مالی، اثر معکوس بر سرمایه‌گذاری بر روی دارایی‌های ثابت داشته‌اند. علاوه بر این نشان داده شده است که با افزایش توسعه مالی در یک کشور، شدت تأثیر منفی درآمدهای مالی بر سرمایه‌گذاری فیزیکی بیشتر می‌گردد.

آوری و رابینوویچ<sup>۲</sup> (۲۰۱۹) در بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۱ و با استفاده از مدل داده‌های تابلویی به بررسی اثر مالی سازی بر سرمایه‌گذاری فیزیکی بنگاه‌های غیر مالی آمریکا پرداختند. بررسی آنها نشان داد که اولاً مالی سازی موجب کاهش سرمایه‌گذاری فیزیکی آنها شده است و ثانیاً اثر منفی مالی سازی بر سرمایه‌گذاری غالباً در بنگاه‌هایی که فعالیت‌های برون مرزی داشته‌اند، بیشتر از سایر بنگاه‌ها بوده است.

توری و اوناران (۲۰۱۸) اثرات مالی سازی بر سرمایه‌گذاری فیزیکی در سطح بنگاه‌های کشور انگلستان را برای دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۳ تخمین زدند. یافته‌های این

۱. Tori and Onaran

۲. Auvray Rabinovich

مطالعه وجود یک رابطه معنادار منفی بین شاخص‌های مالی‌سازی و سرمایه‌گذاری فیزیکی را تأیید می‌کند. این مطالعه از روش داده‌های تابلویی برای تخمین رابطه استفاده نموده است. همچنین مشاهده گردید در حالی که این رابطه منفی در مورد بنگاه‌های بزرگ صادق بوده، مالی‌سازی تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌های کوچک داشته است. علاوه بر این معلوم شد هر اندازه سیستم مالی از توسعه‌یافتگی بیشتری برخوردار باشد، شدت کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها به دلیل مالی‌سازی بیشتر می‌گردد.

اورهانگزی (۲۰۰۸) در مطالعه خود بر روی بنگاه‌های غیر مالی ایالات متحده در بازه زمانی ۱۹۷۳-۲۰۰۳ رابطه بین مالی‌سازی و سرمایه‌گذاری واقعی را بررسی نموده است. نتیجه این مطالعه که از روش GMM و با استفاده از متغیرهای سرمایه‌گذاری نسبت به سرمایه، سود، فروش، بدهی بلندمدت، پرداخت‌های مالی و دریافت‌های مالی که همگی نسبت به سرمایه تعدیل شده‌اند استفاده گردیده است، نشان می‌دهد که رابطه منفی بین مالی‌سازی و سرمایه‌گذاری واقعی وجود داشته است.

آیاگاری و همکاران (۲۰۰۶) موانع مؤثر بر رشد بنگاه‌ها را مورد تحلیل قرار داده و سپس به این سؤال پاسخ داده‌اند که آیا تمام این موانع به طور مستقیم بر رشد بنگاه‌ها اثرگذارند یا خیر. یافته این پژوهش نشان داد که مانع مالی به طور مستقیم بر رشد بنگاه مؤثر است و نسبت به سایر موانع، از اهمیت بیشتری برخوردار است. نویسندگان در این مطالعه از روش اثرات تصادفی داده‌های تابلویی استفاده کرده و سپس پایداری نتایج را از طریق گراف جهت‌دار غیر مدور (DAG<sup>۱</sup>) مورد بررسی قرار دادند.

معبودی و دره نظری (۱۴۰۰) پژوهشی با هدف بررسی رابطه مالی‌سازی با متغیرهای رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۹۸ انجام داده‌اند. برای تحلیل ارتباط بین مالی‌سازی با رشد اقتصادی و توزیع درآمد از رویکرد تبدیل موجک پیوسته و به منظور تبیین نتایج با واقعیات تجربی از رویکرد رگرسیونی داده‌ها با تواتر مختلف (میداس) استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند پدیده مالی‌سازی از یک سو به افزایش شکاف دستمزد در بخش حقیقی و مالی منجر می‌شوند و از سوی دیگر با انحراف سرمایه‌گذاری به سمت فعالیت‌های نامولد بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارند.

عبدی و همکاران (۱۳۹۷) به ارزیابی تأثیر توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری

---

۱. Directed Acyclic Graphs

شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای این منظور با استفاده از داده‌های ۲۵۸ شرکت طی دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ و روش گشتاورهای تعمیم یافته پویا، مدل سرمایه‌گذاری با لحاظ محدودیت مالی برآورد گردید. نتایج تحقیق نشان داد که شرکت‌های مورد بررسی در زمینه سرمایه‌گذاری مواجه با محدودیت مالی بوده و توسعه مالی با کاهش محدودیت مالی شرکت‌ها بر سرمایه‌گذاری آنها تأثیر مثبت دارد.

اباذری و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماماتو و ضرایب همبستگی به بررسی وقوع پدیده مالی شدن در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رشد بازار سرمایه اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشور داشته است. در حالی که در بلندمدت رشد بازار سرمایه اثر مستقیمی بر رشد اقتصادی داشته اما از ابتدای سال ۱۳۹۲ تأثیر آن معکوس شده است که بیانگر مواجهه اقتصاد ایران از سال ۱۳۹۲ با پدیده مالی شدن می‌باشد.

خواجه‌وی و صالحی‌نیا (۱۳۹۴) با بررسی رابطه محدودیت‌های تأمین مالی و رشد ۱۷۳ بنگاه پذیرفته شده در بورس تهران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۰ که با استفاده از تحلیل آماری رگرسیون خطی چندگانه انجام گرفته است، به وجود رابطه منفی معنادار بین محدودیت‌های تأمین مالی و رشد دارایی‌ها و رشد فروش پی بردند.

فتحی و همکاران (۱۳۹۲) به تحلیل تأثیر مالی شدن بر سرمایه‌گذاری ثابت شرکت‌های غیر مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۸۷ پرداخته‌اند. آنها از متغیرهای درآمد و هزینه مالی به‌عنوان دو شاخص اندازه‌گیری ابعاد مالی شدن و از متغیر خالص سرمایه‌گذاری ثابت مشهود شرکت‌های غیر مالی به‌عنوان متغیر وابسته استفاده کردند. بر اساس نتایج پژوهش که با استفاده از روش رگرسیونی مبتنی بر داده‌های ترکیبی انجام گرفت، فرضیه ارتباط هزینه‌های مالی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌ها پذیرفته شد اما فرضیه ارتباط درآمدهای مالی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌ها رد شد.

بررسی مطالعات مذکور حاکی از سه نکته است: اولاً هیچ‌گونه مطالعه داخلی به موضوع تأثیر پدیده مالی سازی بر رشد بنگاه‌ها نپرداخته است؛ ثانیاً ابعاد پدیده مالی سازی به تفکیک صنایع بورسی مورد مطالعه قرار نگرفته است؛ ثالثاً مطالعات اندک صورت گرفته در سطح محدودی از بنگاه‌ها و در یک بازه زمانی کوتاه صورت گرفته است. مطالعه حاضر تلاش نموده است در گام نخست، اطلاعات سطح وسیعی از صنایع مختلف بورسی را در یک بازه زمانی طولانی گردآوری نموده و ابعاد مالی سازی در صنایع مختلف

را مورد بررسی قرار دهد. سپس تلاش گردید تا با به کارگیری متغیرهای متعارف در این حوزه به تأثیر مالی سازی بر رشد بنگاه‌ها پرداخته شود.

## ۲. روش پژوهش

### ۲-۱. داده‌ها و روش گردآوری

این مطالعه رابطه مالی سازی و رشد بنگاه‌ها را در بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۹ مورد بررسی قرار می‌دهد. جامعه آماری مورد ارزیابی در این پژوهش شامل ۱۹۱ بنگاه فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران بوده که صورت‌های مالی آنها در دوره زمانی مذکور منتشر شده باشد. بنگاه‌های منتخب از صنایع مختلف بورسی به جز واسطه-گرهای مالی و بنگاه‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد که مشخصات آنها در جدول شماره (۵) پیوست آورده شده است. متغیرهای مستقل در این پژوهش بر اساس مطالعه اورهانگری (۲۰۰۸) به کار گرفته شده‌اند چرا که مطالعه‌ای پیشرو در این حوزه می‌باشد؛ این متغیرها شامل "دریافت‌های مالی" و "پرداخت‌های مالی" برای اندازه-گیری مالی سازی<sup>۱</sup> در کنار دو متغیر کنترلی اندازه بنگاه (size) و نسبت فروش به سرمایه بنگاه (sk) می‌باشند. همچنین از متغیر بازده دارایی‌ها<sup>۲</sup> (ROA) که شاخص پرکاربردی برای اندازه‌گیری رشد بنگاه می‌باشد (Delmar, 1997)، به‌عنوان متغیر وابسته استفاده گردیده است. مشخصات آماری این متغیر برای ۱۷ گروه مورد بررسی در جدول شماره (۶) پیوست گزارش شده است.

اطلاعات آماری متغیرهای مذکور از صورت‌های مالی حسابرسی شده موجود در سایت کدال<sup>۳</sup> طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۹ استخراج گردیده است.

بر اساس اطلاعات به دست آمده از متغیر وابسته، در حالی که میانگین متغیر بازده دارایی‌ها در بین بنگاه‌های مورد بررسی ۱۵٪ بوده است، گروه‌های محصولات دارویی، فرآورده‌های نفتی، سیمان و استخراج کانی‌های فلزی به ترتیب با ۲۵٪، ۲۲٪، ۲۱٪ و ۲۰٪ وضعیتی بالاتر از میانگین کل گروه‌های مورد بررسی طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۹ داشته‌اند. این در حالی است که گروه‌های خودرو، حمل و نقل و ماشین‌آلات با بازده دارایی به ترتیب به میزان ۹٪، ۱۰٪ و ۱۲٪ کمترین بازده دارایی

۱. چگونگی محاسبه این دو متغیر در بخش وضعیت پدیده مالی سازی در ایران تشریح گردید.

۲. Return on Asset

۳. codal.ir

نسبت به سایر گروه‌ها را به خود اختصاص داده‌اند.

## ۲-۲. آزمون وابستگی مقاطع<sup>۱</sup>

سارفیدیس و ونسیک<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) در مطالعه خود برای این نکته اهمیت قابل توجهی قائل شدند که به منظور تحلیل داده‌های پانل باید وابستگی بین مقاطع یا همان واحدهای اقتصادی مورد ارزیابی قرار گیرد. اهمیت در نظر گرفتن این موضوع آنجاست که اگر بین مقاطع وابستگی وجود داشته باشد، آن گاه نتایج به دست آمده احتمالاً ناسازگار بوده و تورش خواهند داشت. این موضوع توسط بای و کائو<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) نیز مورد توجه قرار گرفته است. علاوه بر این بالتاجی<sup>۴</sup> نشان داده است که در صورت وجود وابستگی بین مقاطع، روش‌های متعارف اثرات ثابت و اثرات تصادفی برای برآورد ضرایب اعتبار نخواهند داشت (Baltagi, 2005).

با توجه به روش‌های مختلف معرفی شده برای آزمون وابستگی مقاطع (مانند بروش و پاگان ۱۹۸۰، پسران ۲۰۰۴ و ...)، در این مطالعه از آماره CD معرفی شده توسط پسران<sup>۵</sup> (۲۰۰۷) استفاده گردیده است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{\rho}_{ij} \right) \quad \text{رابطه (۱)}$$

$\widehat{\rho}_{ij}$ : ضریب‌های همبستگی جفت‌جفت پیرسون از جمله‌های پسماندها،

N: تعداد مقاطع،

T: دوره زمانی

این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و غیر متوازن قابل انجام می‌باشد. مزیت دیگر این آزمون، قابل اعتمادتر بودن نتایج به دست آمده برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک و مقاوم بودن نتایج نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی است.

در صورتی که آماره CD محاسباتی از مقدار بحرانی در یک سطح معناداری مشخص بالاتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی مقاطع پذیرفته نخواهد شد که به عبارت دیگر بیانگر وجود وابستگی بین مقاطع می‌باشد. همچنین برای ارزیابی

۱. Cross-sectional dependence

۲. Sarafidis and Wansbeck

۳. Bai and Kao

۴. Baltagi

۵. Pesaran

شدت وابستگی بین مقاطع، از آزمون CP که توسط پسران و چودیک<sup>۱</sup> (۲۰۱۵) معرفی شده است استفاده کرده ایم. بر اساس این آزمون، فرضیه صفر بیانگر وجود وابستگی ضعیف بین مقاطع است؛ در صورتی که مقدار آماره محاسباتی از مقادیر بحرانی بزرگتر باشد نشان دهنده وجود وابستگی شدید بین مقاطع است. نتایج این دو آزمون در جدول شماره (۱) نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی بین مقاطع و وابستگی ضعیف بین مقاطع رد شده است. لذا می توان گفت بنگاه های مورد بررسی به لحاظ متغیرهای مورد بررسی وابستگی شدیدی به یکدیگر نشان داده اند.

**جدول (۱): نتایج حاصل از آزمون های وابستگی مقاطع و شدت وابستگی**

متغیر	آماره CD	احتمال	آماره CP	احتمال
ROA	۶۵/۸۵	۰/۰۰۰	۳۸۱/۴۹	۰/۰۰۰
Finpayk	۹/۳۳	۰/۰۰۰	۳۶۹/۷۷	۰/۰۰۰
Finprofk	۱۸/۸۵	۰/۰۰۰	۲۴۶/۲۵	۰/۰۰۰
Sk	۳۵/۱۳	۰/۰۰۰	۴۳۸/۰۱	۰/۰۰۰
Size	۵۴۴/۴۷	۰/۰۰۰	۵۸۶/۵۸	۰/۰۰۰

منبع: (یافته های پژوهش)

## ۳-۲. آزمون ریشه واحد در داده های پانل

یکی از مراحل که در تمامی پژوهش های تجربی ضرورت دارد انجام گیرد بررسی وضعیت مانایی متغیرهای مورد استفاده است. اگرچه برای انجام این آزمون روش های مختلفی وجود دارد اما با توجه به رد شدن فرضیه عدم وابستگی بین مقاطع، احتمال کاذب بودن نتایج ریشه واحد از طریق آزمون های ریشه واحد که توسط لوین، لین و چو<sup>۲</sup> (۲۰۰۲)، ایم و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) معرفی شده، افزایش خواهد یافت؛ بنابراین برای عدم مواجه شدن با این مشکل، از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته مقطعی ایم و همکاران (CIPS)<sup>۴</sup> که در حالت وجود وابستگی بین مقاطع در سال ۲۰۰۷ توسط

۱. Chudik and Pesaran

۲. Levin, Lin and Chu (LLC)

۳. Im et al

۴. Cross-Sectional Augmented IPS



پسران معرفی شده است، استفاده نموده‌ایم. آماره این آزمون که بر اساس میانگین آماره‌های ADF مقطعی فردی است، به شرح رابطه شماره ۲ محاسبه می‌شود:

$$\text{CIPS}(N, T) = \bar{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i(N, T) \quad (2)$$

$\tau_i$  آماره الگوی CADF برای هر مقطع انفرادی در پانل، N: تعداد مقاطع، T: دوره زمزمانی (saran, 2007).

در صورتی که مقدار آماره CIPS از مقادیر بحرانی بیشتر باشد فرضیه صفر یعنی عدم مانایی متغیر رد می‌شود. نتایج به دست آمده این آزمون (جدول شماره ۲)، بیانگر آن است که تمامی متغیرها، در سطح و یا پس از یکبار تفاضل گیری مانا هستند.

### جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده در مدل

متغیر	مدل	CIPS (سطح)	CIPS (تفاضل مرتبه اول)
ROA	عرض از مبدأ	** -۲/۵۱	** -۴/۶۰
	عرض از مبدأ + روند	** -۲/۸۳	** -۴/۶۱
Finpayk	عرض از مبدأ	** -۲/۵۵	** -۴/۸۸
	عرض از مبدأ + روند	** -۲/۹۶	** -۴/۹۸
Finprofk	عرض از مبدأ	** -۲/۲۱	** -۴/۵۰
	عرض از مبدأ + روند	** -۲/۷۲	** -۴/۵۹
Sk	عرض از مبدأ	-۱/۹۲	** -۳/۹۲
	عرض از مبدأ + روند	-۲/۱۵	** -۴/۰۶
Size	عرض از مبدأ	-۲/۰۹	** -۳/۸۵
	عرض از مبدأ + روند	-۲/۳۷	** -۴/۲۲

\*\* بیانگر سطح معناداری در ۵٪ می‌باشد. (منبع: یافته‌های پژوهش)

### ۲-۴. آزمون همجمعی<sup>۱</sup>

با توجه به نتیجه به دست آمده از آزمون ریشه واحد، می‌توان وجود همگرایی بلندمدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار داد. اگرچه آزمون‌های هم انباشتگی پانل مانند کائو<sup>۲</sup> (۱۹۹۹) و پدرونی<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) معرفی شده است اما به دلیل وجود

۱. Cointegration Test

۲. kao

وابستگی بین مقاطع، از اعتبار لازم برخوردار نیستند. لذا از سایر آزمون‌ها مانند وسترلاند<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) که در شرایط وجود وابستگی مقاطع خطای کمتری دارند می‌توان استفاده نمود.

منطق آزمون وسترلاند این است که تعیین کند آیا تصحیح خطا برای مقاطع به صورت فردی یا برای تمام آنها به صورت جمعی وجود دارد یا خیر. بر پایه این آزمون در حالی که فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد فرضیه مقابل آزمون‌های پانل و آزمون‌های میانگین-گروه را ارائه می‌دهد. وسترلاند بر اساس مدل تصحیح خطا، چهار آماره  $G_t$ ،  $G_a$ ،  $P_t$  و  $P_a$  معرفی می‌کند که توزیع آنها نرمال می‌باشد. اگر مقادیر محاسباتی برای آزمون‌های میانگین-گروه یعنی  $G_t$ ،  $G_a$  از مقادیر بحرانی بزرگتر باشد آن گاه می‌توان فرضیه مقابل به معنی وجود حداقل یک مقطع که در آن رابطه بلندمدت وجود دارد را تأیید کرد. همچنین اگر مقادیر محاسباتی برای آزمون‌های پانل یعنی  $P_t$  و  $P_a$  بزرگتر از مقادیر بحرانی باشد آن گاه می‌توان فرضیه مقابل به معنی وجود رابطه بلندمدت برای تمام مقاطع را پذیرفت. از آنجا که بین مقاطع، وابستگی وجود دارد، برای ارزیابی نتایج از احتمال قوی به جای احتمال معمولی استفاده شده است (جدول شماره ۳).

جدول (۳): نتایج آزمون همجمعی وسترلاند

آماره	مقدار محاسباتی	احتمال بوت استرپ
$G_t$	-۱/۷۹	۰/۰۰
$G_a$	-۲/۴۹	۰/۹۰
$P_t$	-۱۵/۸۷	۰/۰۰
$P_a$	-۱/۸۸	۰/۰۰

منبع: (یافته‌های پژوهش)

نتایج ارائه شده در جدول شماره (۳) بیانگر آن است که بر اساس آماره  $P_t$  می‌توان گفت که رابطه بلندمدت بین متغیرها در تمام مقاطع به صورت جمعی وجود دارد.

## ۲-۵. برآورد مدل

آزمون‌های هم‌انباشتگی فقط می‌توانند به بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت

۱. Pedroni

۲. Westerlund

بین متغیرهای مدل بپردازند و قادر به برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت نیستند. در این راستا از میان روش‌های موجود، دو روش پرکاربرد حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و حداقل مربعات معمولی به طور کامل اصلاح شده (FMOLS) استفاده شده‌اند. روش FMOLS توسط فیلیپس و هانسن در داده‌های سری زمانی مطرح شده است و سپس با تصحیح تورش و تصحیح درون‌زایی در روش حداقل مربعات معمولی، مورد استفاده قرار گرفته است (دهمرد و همکاران، ۱۳۸۸). از مزیت‌های این روش می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: (۱) فوق سازگار بودن برآوردگر، (۲) بدون تورش بودن برآوردها، (۳) ارائه انحراف معیارهای اصلاح شده، (۴) دارا بودن توزیع نرمال مجانب. علاوه بر این، نتایج مطالعات مختلف نشان می‌دهد که این روش نتایج کاراتری نسبت به روش جوهانسن ارائه می‌دهد زیرا برخلاف روش جوهانسن متأثر از طول وقفه در مدل نمی‌باشد (حیدری و رضاقلی، ۱۳۹۸).

به منظور تشریح این روش در داده‌های پانل، معادله شماره ۳ را در نظر می‌گیریم:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it} \quad \forall t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N \quad (3)$$

$Y$ : متغیر وابسته،  $X$ : متغیرهای مستقل

در این معادله فرض بر این است که  $y_{it}$  و  $x_{it}$  با شیب  $\beta_i$  هم‌انباشته هستند و  $\beta_i$  نیز ممکن است در بین مقاطع مختلف  $i$  همگن یا ناهمگن باشد. این معادله را می‌توان به صورت رابطه شماره ۴ بازنویسی کرد:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \sum_{j=-k_1}^{k_2} \gamma_{ik} \Delta x_{i,t-k} + v_{it} \quad \forall t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N \quad (4)$$

در این مدل متغیر  $x$  نشان دهنده برداری از متغیرهای توضیحی مدل و  $v_{it}$  ضریب با وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. ضریب برآوردی تخمین زن مدل FMOLS در این مدل برابر است با:

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2)^{-1} (\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) y_{it}^* - T \bar{y}_i)] \quad (5)$$

$Y$ : متغیر وابسته،  $X$ : متغیرهای مستقل،  $N$ : تعداد بنگاه‌ها،  $T$ : دوره زمانی

روش DOLS توسط استاک و واتسون<sup>۱</sup> مطرح شده است که با اعمال تعدیلاتی در روش حداقل مربعات معمولی، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. از مهم‌ترین مزیت‌های این روش در مقایسه با دیگر تخمین زنده‌های بردار هم‌انباشتگی این است که از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است (فطرس و

۱. Stock and Watson

دیگران، ۱۳۹۰). ضریب برآوردی تخمین زن مدل DOLS به شرح رابطه شماره ۶ محاسبه می شود:

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\sum_{t=1}^T Z_{it} Z_{it}')^{-1} (\sum_{t=1}^T Z_{it} \tilde{y}_{it})] \quad \text{رابطه (۶)}$$

$Y$ : متغیر وابسته،  $Z$ : بردار متغیرهای مستقل،  $N$ : تعداد بنگاه ها،  $T$ : دوره زمانی  
 نتایج تخمین دو مدل مذکور که با استفاده از نرم افزار Eviews انجام شده است در جدول شماره ۴ گزارش شده است.

جدول (۴): برآورد رابطه بلندمدت بین شاخص های مالی سازی و بازده دارایی

DOLS	FMOLS		
۰/۰۰۶* (۱/۸۶)	۰/۰۰۸** (۳/۲۱)	<b>Finpayk</b>	کل بنگاه ها
-۰/۰۱۵* (-۱/۷۳)	-۰/۰۲۲** (-۲/۸۹)	<b>Finprofk</b>	
۰/۱۴ (۰/۸۹)	۰/۰۶ (۰/۹۲)	Finpayk	رایانه
-۰/۱۷ (-۰/۸۵)	-۰/۰۳ (-۰/۳۲)	Finprofk	
-۰/۱۱ (-۱/۰۴)	-۰/۰۴ (-۰/۵۴)	Finpayk	حمل و نقل
-۰/۱۳ (-۰/۸۱)	-۰/۰۶ (-۰/۸۴)	Finprofk	
-۰/۰۰۹ (-۰/۱۴)	-۰/۰۲ (-۰/۹۵)	Finpayk	فرآورده های نفتی
-۰/۶۷ (-۱/۵۴)	-۰/۲۱ (-۱/۲۳)	Finprofk	
۰/۰۴* (۱/۷۴)	۰/۰۵* (۱/۹۰)	<b>Finpayk</b>	استخراج کانی های فلزی
-۰/۰۶ (۱/۴۷)	-۰/۰۵ (-۱/۵۸)	<b>Finprofk</b>	
۰/۱۲* (۱/۷۴)	۰/۰۲ (۱/۰۰)	Finpayk	لاستیک و پلاستیک
-۰/۱۰ (-۱/۳۹)	-۰/۰۱ (-۰/۶۳)	<b>Finprofk</b>	
۰/۰۹ (۱/۳۴)	۰/۰۳ (۱/۰۵)	<b>Finpayk</b>	ساخت محصولات فلزی
-۰/۱۰ (-۰/۴۳)	-۰/۰۶ (-۰/۵۹)	Finprofk	
-۰/۰۳ (-۱/۲۵)	-۰/۰۱ (-۰/۶۰)	Finpayk	ماشین آلات و تجهیزات
-۰/۰۵ (-۰/۴۶)	-۰/۰۸ (-۰/۹۰)	<b>Finprofk</b>	
-۰/۰۰۳ (-۰/۰۹)	-۰/۰۱ (-۰/۷۶)	<b>Finpayk</b>	ماشین آلات برقی
-۰/۲۹* (-۱/۸۰)	-۰/۰۹ (-۱/۴۹)	Finprofk	
۶/۷۶** (۳/۹۴)	۱/۵۶** (۲/۲۰)	<b>Finpayk</b>	کاشی و سرامیک
-۰/۳۹** (-۲/۳۴)	-۰/۱۲** (-۱/۷۹)	Finprofk	

DOLS	FMOLS		
۰/۲۲** (۴/۳۱)	۰/۰۵** (۲/۰۳)	<b>Finpayk</b>	کانی غیر فلزی
۰/۳۹ (۱/۴۰)	۰/۰۴ (۰/۳۳)	<b>Finprofk</b>	
-۰/۲۶** (-۲/۶۴)	۰/۰۰ (۰/۲۲)	<b>Finpayk</b>	قند و شکر
۰/۰۹ (۰/۲۵)	۰/۰۲ (۰/۱۶)	Finprofk	
-۰/۰۱ (-۰/۶۲)	-۰/۰۰ (-۰/۸۶)	<b>Finpayk</b>	محصولات غذایی
-۰/۰۶ (-۰/۶۷)	-۰/۰۹ (-۱/۴۰)	Finprofk	
۰/۲۳** (۴/۳۳)	۰/۰۹** (۴/۵۰)	<b>Finpayk</b>	محصولات شیمیایی
-۰/۷۶** (۴/۰۰)	-۰/۲۹** (-۳/۷۹)	Finprofk	
۰/۱۸** (۵/۶۸)	۰/۱۱** (۶/۳۶)	<b>Finpayk</b>	سیمان، آهک و گچ
-۰/۳۳** (-۳/۶۴)	-۰/۲۱** (-۳/۴۶)	<b>Finprofk</b>	
-۰/۰۱** (-۳/۴۰)	-۰/۰۰** (-۲/۹۰)	Finpayk	مواد و محصولات دارویی
-۰/۱۴** (-۲/۸۶)	-۰/۰۶** (-۲/۶۷)	<b>Finprofk</b>	
۰/۰۰ (۰/۵۳)	۰/۰۰ (۱/۱۰)	<b>Finpayk</b>	خودرو و ساخت قطعات
-۰/۰۰ (-۰/۱۷)	-۰/۰۰ (-۱/۱۰)	Finprofk	
۰/۰۳* (۱/۷۰)	۰/۰۲ (۱/۳۳)	<b>Finpayk</b>	فلزات اساسی
۰/۱۸** (۲/۰۲)	۰/۲۱** (۲/۱۸)	Finprofk	

توجه: مقدار آماره t داخل پرانتز گزارش شده است. \*\*، \* به ترتیب بیانگر سطح معنی داری ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند. ضرایب متغیرهای کنترلی مدل یعنی اندازه بنگاه و فروش در جدول گزارش نشده است. (منبع: یافته‌های پژوهش)

تخمین دو مدل در سطح بازار و گروه‌های بورسی بیانگر نتایج به شرح ذیل می‌باشد:

- نتایج به دست آمده حاکی از آن است که به‌استثنا دو گروه قند و شکر و فلزات اساسی، ضرایب برآورد شده نسبت به مدل حساسیت نداشته و پایدار می‌باشند.
- در حالی که متغیر پرداخت‌های مالی رابطه مثبت و معناداری با متغیر بازده دارایی‌ها در سطح کل بازار داشته است، متغیر دریافت‌های مالی اثر منفی و معناداری بر متغیر بازده دارایی‌ها دارد. ضرایب برآوردی حاکی از تأثیرگذاری بیشتر دریافت‌های مالی بر بازده دارایی‌ها نسبت به متغیر پرداخت‌های مالی است.
- در گروه محصولات دارویی، شاخص پرداخت‌های مالی تأثیرگذاری منفی معنادار بر بازده دارایی‌ها داشته است. این در حالی است که در گروه‌های کانی فلزی،

کافی غیر فلزی، کاشی و سرامیک و سیمان پرداخت‌های مالی همراستا با کل بازار اثرگذاری مثبت بر بازده دارایی‌ها داشته است. ضرایب برآوردی پرداخت‌های مالی در سایر گروه‌های مورد بررسی به لحاظ آماری معنادار نیستند.

۴. در حالی که دریافت‌های مالی در گروه‌های کاشی و سرامیک، محصولات شیمیایی، سیمان و محصولات دارویی تأثیرگذاری منفی معنادار بر بازده دارایی‌ها داشته است، در گروه فلزات اساسی اثرگذاری مثبت معنادار بر بازده دارایی‌ها داشته است.

### نتیجه‌گیری

اهمیت روزافزون بازارهای مالی در توسعه اقتصادی کشورها موجب گردیده است تا محققین به بررسی نقش توسعه این بازارها بر متغیرهای اقتصادی بپردازند. اگرچه توسعه بازارهای مالی می‌تواند به تسهیل در انتقال منابع مازاد به سمت واحدهای اقتصادی مورد نیاز بینجامد اما مشاهدات حاکی از آن است که بنگاه‌های اقتصادی بخشی از فعالیت خود را از بخش واقعی به بخش مالی اختصاص داده‌اند که از آن تحت عنوان مالی‌سازی یاد می‌شود؛ به عبارت دیگر در حالی که بازارهای مالی به-عنوان ابزاری در خدمت‌رسانی به بخش واقعی اقتصاد مطرح بوده‌اند، اکنون مورد توجه واحدهای اقتصادی جهت سرمایه‌گذاری قرار گرفته‌اند. در این راستا مطالعه کنونی در سطح بازار بورس و گروه‌های مختلف بورسی، روند پدیده مالی‌سازی را از طریق دو شاخص "پرداخت‌های مالی" و "دریافت‌های مالی" مورد بررسی و سپس با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادسنجی، تأثیرگذاری مالی‌سازی بر رشد بنگاه‌ها در ایران را مورد ارزیابی قرار داده است؛ از آنجا که چنین مطالعه‌ای تاکنون در فعالیت‌های پژوهشی داخلی انجام نگرفته است، نوآوری مقاله حاضر محسوب می‌گردد.

تغییرات پدیده مالی‌سازی در ایران نشان از یک حرکت باثبات و رو به رشد از منظر شاخص پرداخت‌های مالی دارد. این در حالی است که از نقطه نظر شاخص دریافت‌های مالی همواره طی دوره مورد بررسی از نوسانات شدید برخوردار بوده است. در میان گروه‌های بورسی نیز مشاهده شد که در گروه‌های دارویی، خودرو، ماشین‌آلات برقی و تجهیزات و ماشین‌آلات به‌طور متوسط از سایر گروه‌های دیگر مورد بررسی، سهم بیشتری از سرمایه، صرف پرداخت‌های مالی شده است در حالی که دو گروه حمل و نقل و کاشی و سرامیک کمترین سهم را داشته‌اند. از طرف دیگر، ارزیابی متغیر دریافت‌های مالی بیانگر آن بوده است که گروه‌های کاشی و سرامیک، رایانه و ماشین‌آلات برقی بیشترین دریافت مالی و گروه‌های فلزات اساسی،

دارویی و مواد غذایی کمترین دریافت مالی را داشته‌اند.

در قسمت دوم مقاله آزمون‌های وابستگی مقاطع، شدت وابستگی و ریشه واحد تعمیم یافته مقطعی به کار گرفته شد و با بهره‌گیری از آزمون همجمعی وسترلاند وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد تأیید قرار گرفت. سپس، دو مدل حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (FMOLS) به منظور برآورد ضرایب مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج به دست آمده در سطح کل بازار بورس و در سطح گروه‌های مختلف بورسی حاکی از آن است که ضرایب برآورده شده متغیرهای پرداخت‌های مالی و دریافت‌های مالی نسبت به تغییر مدل پایدار بوده‌اند؛ به طوری که می‌توان گفت یک رابطه مثبت میان پرداخت‌های مالی و بازده دارایی‌ها و یک رابطه منفی میان دریافت‌های مالی و بازده دارایی‌ها مشاهده شده است. یافته اصلی این پژوهش مبنی بر وجود یک رابطه مثبت بین هزینه‌های مالی و رشد بنگاه‌ها (بازده دارایی‌ها) با نتیجه حاصله از مطالعه فتهی و همکاران (۱۳۹۲) سازگار است. همچنین یافته دیگر این پژوهش مبنی بر وجود یک رابطه منفی بین دریافت‌های مالی و رشد بنگاه‌ها (بازده دارایی‌ها) با نتایج پژوهش‌های اورهانگری (۲۰۰۸)، توری و اوناران (۲۰۱۸) سازگار می‌باشد. اگرچه شاخص‌های محاسبه شده برای اندازه‌گیری سطح پدیده مالی سازی در میان بنگاه‌های بورسی اقتصاد ایران بیان‌کننده نگرانی نسبت به وضعیت این پدیده در اقتصاد ایران نیست اما سیاست‌گذار باید سودآوری بخش واقعی اقتصاد را با ابزارهای مختلف نسبت به سودآوری بخش غیرواقعی ارتقاء داده به صورتی که مدیران بنگاه‌های اقتصادی را به گردش منابع مالی مازاد در بخش واقعی ترغیب نماید.

## پیشنهادها

در پایان به منظور انجام پژوهش‌ها تکمیلی پیشنهاد می‌گردد:

- ۱- شاخص‌های مورد مطالعه، بر اساس نرخ تورم در کالاها و خدمات گروه‌های مختلف بورسی در بازه مورد بررسی تعدیل گردند؛
- ۲- سهم درآمدهای مالی از کل درآمدها و سهم پرداخت‌های مالی از کل هزینه‌ها به جای میزان سرمایه بنگاه‌ها تعدیل گردند و نتایج مقایسه شوند؛
- ۳- رفتار مالی سازی برای گروه‌های مختلف بورسی به صورت مجزا بررسی گردند تا بتوان تأثیر سیاست‌های اجرایی بر تغییر رفتار سرمایه‌گذاری آنها را دقیق‌تر ارزیابی کرد.





## پیوست‌ها

جدول (۵): لیست بنگاه‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران

تعداد	نماد بنگاه‌ها	نام گروه
۶	ALVN, KHfZ, KPRS, KSAD, SINA, TKSM	کاشی و سرامیک
۲۱	SADB, SBOJ, SEFH, SEIL, SGEN, SGRB, SHGN, SHZG, SIMS, SKAZ, SKER, SKHS, SKOR, SKRN, SMAZ, SROD, SSEP, SSSR, SSOE, STEH, SURO	سیمان، آهک و گچ
۱۰	PSIR, SGAZ, SHMD, TSRZ, ARDK, PSER, NASI, NSAZ, NSPS, KCHI	کانی غیر فلزی
۴	TAYD, HFRS, HJPT, HTOK	حمل و نقل
۳	DADE, IAGM, INFO	رایانه
۱۷	AMLH, MAVA, NKOL, PARK, PFRB, PKHA, SHFS, SHSI, PSHZ, PABD, LEAB, BMPS, GTSH, PAKS, CRBN, DODE, PLAK	محصولات شیمیایی
۲۱	ABDI, AMIN, DABO, DALZ, DAML, DFRB, DJBR, DKSR, DLGM, DOSE, DPAK, DRZK, DSBH, DSIN, DZAH, EXIR, FTIR, IRDR, KIMI, PDRO, TMVD	مواد و محصولات دارویی
۱۸	DMOR, NOSH, PIAZ, SHAD, MRGN, SBEH, KLBR, LPAK, SHPZ, SPKH, SPPE, GCOZ, KDPS, GORJ, SLMN, MINO, MRAM, BENN	محصولات غذایی و آشامیدنی
۱۲	GESF, GGAZ, GHEG, GHND, GLOR, GMRO, GNBO, GNJN, GPSH, GSBE, GSHI, SHKR	قند و شکر
۲۶	BHMN, IKCO, KAVR, PKOD, SIPA, SPDZ, ZMYD, ATIR, CHAR, FNAR, INDM, KFAN, KHSH, KRIR, LENT, MESI, MHKM, MNSR, NMOH, RADI, RIIR, RINM, RTIR, SZPO, TMKH, AZIN	خودرو و ساخت قطعات
۸	MOTJ, NIRO, TRNS, SWIC, JOSH, KALZ, KGND, LAPS	ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی
۸	MNMH, ASAL, SRMA, COMB, GSKE, TRIR, BOTA, KHAZ	ماشین‌آلات و تجهیزات
۵	AZAB, MARK, LAMI, JAMD, SAMA	ساخت محصولات فلزی
۱۶	FKAS, FKHZ, FOLD, FRIS, LMIR, NGFO, SEPA, SPTA, ALIR, ALMR, BAHN, FRVR,	فلزات اساسی

تعداد	نماد بنگاه‌ها	نام گروه
	KSIM, MSMI, NALM, SORB	
۶	BARZ, KVRZ, TAIR, YASA, SHND, PLKK	لاستیک و پلاستیک
۵	PNBA, NBEH, NPRS, PNTB, PNES	فرآورده‌های نفتی
۵	CHML, GOLG, BAFG, BAMA, MNGZ	استخراج کانی‌های فلزی

منبع: <http://new.tse.ir/en/Listing.html>

**جدول (۶): خلاصه وضعیت آماری متغیر ROA در سطح گروه‌های مختلف بورسی**

نام گروه	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حدافل	حداکثر
کل بنگاه‌ها	۴۰۱۱	۰/۱۶	۰/۱۵	-۰/۷۸	۲/۵۶
کاشی و سرامیک	۱۲۶	۰/۱۴	۰/۱۵	-۰/۳۵	۰/۹۶
سیمان، آهک و گچ	۴۴۱	۰/۲۱	۰/۱۸	-۰/۰۸	۲/۵۶
کانی غیرفلزی	۲۱۰	۰/۱۵	۰/۱۳	-۰/۳۰	۰/۵۶
حمل و نقل	۸۴	۰/۱۰	۰/۱۴	-۰/۲۰	۰/۵۱
رایانه	۶۳	۰/۱۷	۰/۱۴	-۰/۴۷	۰/۵۵
محصولات شیمیایی	۳۵۷	۰/۱۷	۰/۱۸	-۰/۷۸	۰/۶۰
مواد و محصولات دارویی	۴۴۱	۰/۲۵	۰/۱۲	-۰/۱۲	۱/۲۱
محصولات غذایی	۳۷۸	۰/۱۳	۰/۱۰	-۰/۲۳	۰/۴۸
قند و شکر	۲۵۲	۰/۱۷	۰/۱۶	-۰/۳۷	۱/۱۳
خودرو و ساخت قطعات	۵۴۶	۰/۰۹	۰/۱۰	-۰/۳۷	۰/۴۵
ماشین‌آلات برقی	۱۶۸	۰/۱۶	۰/۱۳	-۰/۳۷	۱/۰۹
ماشین‌آلات و تجهیزات	۱۶۸	۰/۱۱	۰/۰۹	-۰/۲۰	۰/۴۲
ساخت محصولات فلزی	۱۰۵	۰/۱۴	۰/۱۲	-۰/۱۱	۰/۴۸
فلزات اساسی	۳۳۶	۰/۱۷	۰/۱۴	-۰/۲۵	۰/۸۴
لاستیک و پلاستیک	۱۲۶	۰/۱۴	۰/۱۱	-۰/۲۳	۰/۴۵
فرآورده‌های نفتی	۱۰۵	۰/۲۳	۰/۱۷	-۰/۰۵	۰/۶۹
استخراج کانی‌های فلزی	۱۰۵	۰/۲۱	۰/۱۶	-۰/۲۵	۰/۶۷

منبع: (یافته‌های پژوهش)

## فهرست منابع

- اباذری، ایوب، نبی شهیکی تاش، محمد و کرانی، عبدالرضا. (۱۳۹۷). بررسی پدیده مالی شدن در اقتصاد ایران. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان. ۲۲(۶): ۶۱-۸۰.
- حیدری، حسن و رضاقلی، حورا. (۱۳۹۸). برآورد شدت اشتغال ناشی از رشد اقتصادی در بخش صنعت ایران به تفکیک سطوح مختلف تحصیلات. فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد صنعتی. ۳(۱۰): ۳۷-۵۴.
- خواجهوی، شکراله و محسن صالحی نیا. (۱۳۹۴). محدودیت‌های تأمین مالی و رشد شرکت. فصلنامه حسابداری مالی. ۷(۲۵): ۲۹-۴۸.
- دهمرد، نظر، صفدری، مهدی و شهیکی تاش، مهیم. (۱۳۸۹). تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی. ۱۴(۵۴): ۲۵-۵۵.
- عبدی، ابراهیم، خداداد کاشی، فرهاد و موسوی جهرمی، یگانه. (۱۳۹۷). تأثیر توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی. ۹(۳۳): ۴۲-۷.
- فتحی، سعید، آذربایجانی، کریم، تقوی زاده یزدی، ایمان و عسگرنژاد نوری، باقر. (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر مالی شدن بر سرمایه‌گذاری‌های واقعی در شرکت‌های غیر مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله پژوهش‌های حسابداری مالی. ۵(۱۵): ۵۱-۶۵.
- فطرس، محمدحسن، آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا. (۱۳۹۰). تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیر عضو (شامل ایران). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۱۹(۶۰): ۸۱-۹۸.
- معبودی، رضا و دره نظری، زینب. (۱۴۰۰). رابطه مالی سازی با توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ایران. پژوهشنامه اقتصادی. ۲۱(۸۲): ۴۹-۹۰.
- Audretsch, D. B. and J. A. Elston (2002). Does Firm Size Matter? Evidence on the Impact of Liquidity Constraints on Firm Investment Behavior in Germany, *International Journal of Industrial Organization*, 20 (1), 1-17.
- Auvray, T., & Rabinovich, J. (2019). The financialisation-offshoring nexus and the capital accumulation of US non-financial firms. *Cambridge Journal of Economics*, 43(5), 1183-1218.
- Ayyagari, M. & Demircuc-Kunt, A. & Maksimovic, V. (2008). How Important Are Financing Constraints? The Role of Finance in the Business

- Environment. The world bank economic review, 22 (3), 483-516.
- Bai, J., and Kao, C. (2006). On the Estimation and Inference of a Panel Cointegration Model with Cross-Sectional Dependence. Contributions to Economic Analysis, edited by Badi Baltagi, Elsevier.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. England: John Wiley and Sons, Ltd.
- Becchetti, L. & Trovato, G. (2002). The Determinants of Growth for Small and Medium Sized Firms. The Role of the Availability of External Finance. *Small Business Economics*, 19 (4), 291-306.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2005). Financial and Legal Constraint to Growth: Does Size Matter? *Journal of Finance*, 60 (1), 137-177.
- Butler, A. W., & Cornaggia, J. (2007). Does access to finance improve productivity? Evidence from a natural experiment. Dallas School of Management.
- Butters, J. Keith, and John Lintner. (1945). *Effect of Federal Taxes on Growing Enterprises*. Boston: Harvard University.
- Cabral, L.M.B. and J. Mata (2003). On the Evolution of the Firm Size Distribution: Facts and Theory. *American Economic Review*, 93(4) 1075-1090.
- Carrizosa, M. T. (2007). *Firm growth, persistence and multiplicity of equilibria: an analysis of Spanish manufacturing and service industries* (Doctoral dissertation, Universitat Rovira i Virgili).
- Chudik, A., and Pesaran H.M. (2015). Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressions. *Journal of Econometrics*, 188 (2), 393-420.
- Delmar, F. (1997). Measuring growth: Methodological considerations and empirical results. In R. Donckels & A. Miettinen (Eds.), *Entrepreneurship and SME research: On its way to the next millennium* (pp. 190–216). Aldershot, UK and Brookfield, VA: Ashgate.
- Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (1988). Law, Finance and Firm Growth. *Journal of Finance*, 53 (6), 2107-2137.
- Demirguc-Kunt, A., Love, I., & Maksimovic, V. (2006). Business environment and the incorporation decision. *Journal of Banking & Finance*, 30(11), 2967-2993.
- Eckhard, H. (2012). *Finance-Dominated Capitalism, Capital Accumulation and Macroeconomic Regimes. The Macroeconomics of Finance-Dominated Capitalism – and its Crisis*. Cheltenham, UK, Edward Elgar Publishing, Inc.
- Evans, D.S. and B. Jovanovic (1989). An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints. *Journal of Political Economy*, 97(4), 808-827.
- Fazzari, S., Hubbard, R., & Petersen B. (1988). *Financing Constraints and Corporate Investment*. Brookings Papers on Economic Activity.
- Fowowe, B. (2017). Access to finance and firm performance: Evidence from African countries. *Review of development finance*, 7(1), 6-17.
- Gagliardi, F. (2009). Financial Development and the Growth of Cooperative Firms. *Small Business Economics*, 32 (4), 439-464.

- Girma, S., Gong, Y., & Görg, H. (2008). Foreign direct investment, access to finance, and innovation activity in Chinese enterprises. *The World Bank Economic Review*, 22(2), 367-382.
- Im, K.S, Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co integration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Krippner, G. R. (2005). The Financialization of the American Economy. *Socio-economic Review*, 3 (2), 173-208.
- Lazonick, W., & O'Sullivan, M. (2000). Maximizing Shareholder Value: A New Ideology for Corporate Governance. *Economy and Society*, 29(1) 13-35.
- Levin, A.; Lin, C.F. and Chu, C. J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic Finite-Sample Properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Levine, R. (2005). Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of economic growth*, 1, 865-934.
- Marris, R. and A. Wood (eds.) (1971). *The Corporate Economy-Growth, Competition and Innovative Potential*. Harvard University Press.
- Oliveira, B. & Fortunato, A. (2006). "Firm Growth and Liquidity Constraints: A Dynamic Analysis. *Small Business Economics*, 27(2-3), 139-156.
- Orhangazi, O. (2008). Financialization and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy. *Cambridge Journal of Economics*, 32(6), 863-886.
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
- Pesaran, M.H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics* 22(2), 265-312.
- Rahaman, M. M. (2011). Access to financing and firm growth. *Journal of Banking & Finance*, 35(3), 709-723.
- Rajan, R., & Zingales, L. (1998). Financial development and growth. *American Economic Review*, 88(3), 559-586.
- Sarafidis, V., and Wansbeek, T. (2012). Cross-Sectional Dependence in Panel Data Analysis. *Econometric Reviews*, 31(5), 483-531.
- Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. *Econometrica*, 671-684.
- Tori, D & Onaran, Ö. (2018). The Effects of Financialization on Investment: Evidence from Firm-Level Data for the UK. *Cambridge Journal of Economics*, 42(5), 1393-1416.
- Tori, D & Onaran, Ö. (2020). Financialization, financial development and investment. Evidence from European non-financial corporations. *Socio-Economic Review*, 18(3), 681-718.
- Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.