

اندازه‌گیری محدودیت مالی بنگاه؛ تبیین نقش دوره گردش نقد^۱

امینه محمودزاده^۲

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۰۲

دانشجوی دکتری دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف تاریخ تأیید: ۹۵/۰۷/۱۹

فرهاد نیلی^۳

مشاور ارشد مدیر اجرایی در بانک جهانی

مسعود نیلی^۴

دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

چکیده

در مطالعه حاضر اثر دوره گردش نقد بر سرمایه‌گذاری بنگاه از مسیر محدودیت مالی بررسی شده است. در چارچوب یک مدل تعادل جزئی نشان داده می‌شود. طولانی شدن فاصله زمانی پرداخت برای نهاده‌های تولید تا دریافت وجه نقد فروش، سبب کاهش دسترسی بنگاه به وجوه داخلی و افزایش محدودیت مالی می‌شود و سبب انتخابی نهاده‌های تولید در بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. فرضیه فوق با تخمین معادله اوپلر سرمایه‌گذاری به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در شرکت‌های فهرست‌شده ایرانی طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۹۱ آزمون و نشان داده شده دوره گردش نقد سبب افزایش محدودیت مالی بنگاه می‌شود. به علاوه، با منظور کردن دوره گردش نقد توانایی شاخص در پیش‌بینی ویژگی‌های محدودیت مالی در سطح بنگاه بهبود می‌یابد. این تحقیق با تأیید برخی از یافته‌های ادبیات در حیطه محدودیت مالی با استفاده از داده‌های ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه در نمونه مورد بررسی نشان می‌دهد: ۱- اثر سایش‌های مالی بر رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها معنادار است؛ ۲- فرض برقراری محدودیت مقداری به عنوان سایش مالی غالب در بازار اعتبار ایران رد نمی‌شود؛ ۳- ویژگی‌های بنگاه از قبیل نسبت بدهی بلندمدت و دوره گردش نقد با محدودیت مالی همبستگی مثبت و وجوه ناشی از سرمایه در گردش، اندازه و فعالیت در صنایع با فرصت رشد کمتر با محدودیت مالی همبستگی منفی دارند؛ ۴- بیشترین اثر طول دوره گردش نقد بر محدودیت مالی از مسیر طولانی شدن زمان لازم برای تولید و فروش منتقل می‌شود.

واژگان کلیدی: سایش مالی، محدودیت مالی، معادله اوپلر سرمایه‌گذاری، دوره گردش نقد، سرمایه در گردش

طبقه‌بندی موضوعی: C58, D93, G31, G32

۱. این مقاله بخشی از رساله دکتری امینه محمودزاده در دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف است. نویسندگان مایلند از سید علی مدنی‌زاده، سید مهدی برکچیان، حسن درگاهی و شرکت‌کنندگان اولین کنفرانس اقتصاد ایران و همچنین داوران محترم به خاطر نظرات سازنده‌شان تشکر کنند. فرهاد نیلی اعلام می‌کند که دیدگاه‌های طرح‌شده تنها نشان‌دهنده نظر نویسندگان است و نظر بانک جهانی را منعکس نمی‌کند.

2. Email: a_mahmoudzadeh@gsmc.sharif.edu

«نویسنده مسئول»

3. Email: fnili@worldbank.org

4. Email: m.nili@sharif.edu

مقدمه

عدم تطابق زمانی میان پرداخت‌ها و دریافت‌های بنگاه سبب می‌شود بنگاه برای تأمین مالی نهاده‌های تولید به وام سرمایه در گردش احتیاج داشته باشد. بخش قابل ملاحظه‌ای از وجوه بنگاه صرف تأمین نیازهای سرمایه در گردش می‌شود. هر چه دوره گردش نقد بنگاه طولانی‌تر باشد، نقش وام سرمایه در گردش در فرآیند تولید بنگاه قوی‌تر است. در چنین شرایطی کاهش دسترسی به منابع مالی، علاوه بر سرمایه‌گذاری از مسیر کاهش دسترسی به منابع مالی سرمایه در گردش نیز تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

این مطالعه با معرفی دوره گردش نقد به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر محدودیت مالی^۱ بنگاه در چارچوب یک مدل تعادل جزئی سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد بنگاه‌هایی که دوره گردش نقد طولانی‌تری دارند، با محدودیت مالی شدیدتری مواجه می‌شوند. فرضیه اصلی آن است که برای این بنگاه‌ها، فاصله پرداخت برای نهاده‌های تولید تا دریافت وجه نقد فروش طولانی‌تر است، دسترسی به وجوه داخلی^۲ کمتر است، در نتیجه محدودیت مالی شدیدتری را تجربه می‌کنند. استنتاج‌های نظری مطالعه حاضر با استفاده از پایگاه داده منحصر به فردی از شرکت‌های بورسی ارزیابی شده و نشان داده شده به‌رغم کنترل اثر متغیرهای معرفی شده در ادبیات، دوره گردش نقد توان توضیح شدت محدودیت مالی بنگاه را دارد و کیفیت تخمین این متغیر را بهبود می‌بخشد. لحاظ نکردن اثر این متغیر می‌تواند شاخص‌های اندازه‌گیری محدودیت مالی را با تورش مواجه کند. با وجود اهمیت موضوع، بنا بر اطلاع نویسندگان تاکنون اثر دوره گردش نقد بر محدودیت مالی بنگاه بررسی نشده است.

محدودیت مالی بنگاه که از سایش‌های^۳ مالی نشأت می‌گیرد، مفهومی است که با وجود سهولت در درک به علت غیرقابل مشاهده و چندبعدی بودن مشکلات فراوانی برای کمی شدن دارد؛ در نتیجه هنوز بر شیوه واحدی درباره اندازه‌گیری آن توافق نشده است (Carreira & Silva, 2010); (Farre-Mensa & Ljungqvist, 2013).

روش بررسی محدودیت مالی در این تحقیق بر تخمین معادله اوپلر بنا شده است (Bond & Meghir, 1994); (Whited, 1992); (Love, 2003). متفاوت بودن دینامیک

1. financial constraint

۲. منابع مالی درونی (internal finance) از فعالیت‌های بنگاه حاصل می‌شوند؛ در مقابل منابع مالی بیرونی (external finance) از خارج بنگاه فراهم می‌شوند.

3. friction

سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های دچار محدودیت مالی و بنگاه‌های محدود نشده مبنای استفاده از تخمین معادله اویلر است. توانایی متغیرهای مالی در تبیین سرمایه‌گذاری به عنوان نشانه‌ای از محدودیت مالی بنگاه تلقی می‌شود. در این روش، معادله اویلر از یک مدل ساختاری سرمایه‌گذاری که در آن بنگاه با سقف اعتبار مواجه می‌شود، استخراج و قیمت سایه اعتبار به عنوان شاخص محدودیت مالی بنگاه در نظر گرفته می‌شود. محدودیت مالی غیرقابل مشاهده، با برداری از ویژگی‌های قابل مشاهده که به صورت تجربی اثرگذاری آن‌ها بر دسترسی بنگاه به منابع مالی بیرونی اثبات شده، جایگزین می‌شود، تا تخمین معادله اویلر ممکن باشد.

در اکثر مطالعات این حیطة، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته^۱ برای تخمین معادلات استفاده می‌شود (Strebulaev & Whited, 2012). مطالعه حاضر در طبقه مطالعاتی است که بر اساس ضریب نقد در معادله سرمایه‌گذاری، شاخصی از محدودیت اعتباری بنگاه را محاسبه می‌کنند. به این منظور، بر مبنای تخمین معادله اویلر خطی‌سازی شده نشان می‌دهد مدل ساده نئوکلاسیک نمی‌تواند دینامیک رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه را در مجموعه کل مشاهدات و همین‌طور بنگاه‌های بالقوه محدود شده توضیح دهد. با این حال با اضافه کردن متغیرهای مالی، معادله اویلر در توضیح رفتار کل مشاهدات موفق است. اثرگذاری ویژگی‌های سلامت مالی بنگاه بر تصمیم بنگاه درباره سرمایه‌گذاری پدیده‌ای است که در چارچوب نظریه سرمایه‌گذاری Q قابل توجیه نیست. بنابراین، بر اساس یافته‌های این تحقیق، نمونه مورد بررسی شرکت‌های فهرست شده ایرانی به صورت متوسط دچار محدودیت مالی هستند. به علاوه، محدودیت بنگاه‌هایی که دوره گردش نقد طولانی‌تری دارند، بیشتر است.

نزدیک‌ترین مطالعات انجام شده به این تحقیق مطالعات وایتد و وو (۲۰۰۶)، فازاری و پترسون^۲ (۱۹۹۳) و مورنو بادیا و اسلوتمیکرز (۲۰۰۹) محسوب می‌شوند. با وجودی که این مطالعه از منظر بررسی اثر ویژگی‌های بنگاه بر محدودیت مالی شبیه به وایتد و وو است، از نظر شیوه تخمین و همچنین مجموعه متغیرهای توضیح دهنده متفاوت است. وایتد و وو از شکل غیرخطی معادله اویلر برای تخمین استفاده کرده‌اند، از آنجا که دامنه پهن^۳ داده‌ها در

1. Generalized Method of Moments (GMM)

2. Fazzari and Petersen

3. fat tail

ایران مانع همگرا شدن الگوریتم‌های بهینه‌سازی غیرخطی می‌شد، این تحقیق معادله اوپلر خطی‌سازی شده را مبنای تخمین قرار داده است. از نظر بررسی مفهوم کلی سرمایه در گردش، مطالعه حاضر شبیه‌سازی و پترسون (۱۹۹۳) محسوب می‌شود. با این حال تمرکز فازاری و پترسون تنها بر مفهوم وجوه حاصل از سرمایه در گردش خالص است، در حالی که مطالعه حاضر دوره گردش نقد را مورد بررسی قرار می‌دهد. به علاوه فازاری و پترسون از شکل خلاصه شده معادله سرمایه‌گذاری استفاده کرده و اثر سایر متغیرهای اثرگذار بر محدودیت مالی بنگاه را لحاظ نکرده‌اند. هر چند مطالعه حاضر از منظر استفاده صریح از ضریب نقد در معادله سرمایه‌گذاری به عنوان شاخص محدودیت مالی شبیه به مطالعه مورنو بادیا و اسلوتمیگز (۲۰۰۹) است؛ نویسندگان مزبور تنها اثر اندازه، سن، نسبت بدهی و مالک عمده بیرونی داشتن را بررسی کرده و سایر ویژگی‌های مطرح در ادبیات، همچون دوره‌گردش نقد و توسعه مالی را در نظر نداشته‌اند.

در ادامه مقاله ابتدا در بخش دوم در یک مدل نظری فرضیه تحقیق مبنی بر اثرگذاری دوره گردش نقد بر محدودیت مالی تبیین و صورت قابل تخمین معادله اوپلر استخراج می‌شود. در بخش سوم معادله قابل تخمین استخراج و داده‌ها و روش تخمین معرفی می‌شوند. بخش چهارم آزمون‌های پایداری نتایج را ارائه می‌کند. بخش پنجم شاخص‌های محدودیت مالی مدل‌های مختلف را ارزیابی می‌کند. در نهایت بخش ششم به جمع‌بندی می‌پردازد.

۱- بررسی نظری اثر دوره‌گردش نقد بر محدودیت مالی

در چارچوب نظریه سرمایه‌گذاری Q ، انتظار می‌رود تمام اطلاعات مرتبط با سرمایه‌گذاری در نسبت Q تبیین خلاصه‌شده و Q حاشیه‌ای تنها متغیر پیش‌بینی‌کننده سرمایه‌گذاری باشد. در نتیجه، ساختار مالی بنگاه میزان سرمایه‌گذاری را متأثر نمی‌کند و وجوه داخلی و بیرونی بنگاه جانشین کاملند. با این وجود مطالعات تجربی نشان داده‌اند در حالی که قدرت توضیح‌دهندگی Q تبیین در مدل‌های رگرسیونی زیاد نیست، متغیرهایی چون هزینه استقراض و جریان نقدی توانایی زیادی در تبیین سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها دارند. بر این اساس می‌توان استنباط کرد سایش‌های موجود در روابط مالی بانک و بنگاه سبب شده تا Q تبیین نتواند به تنهایی رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را توضیح دهد.

در اقتصادی با بازارهای مالی ناکامل، کاهش اعتبار بنگاه نزد بانک از منابع مالی بنگاه می‌کاهد. در نتیجه، دسترسی بنگاه به نهاده‌های تولید محدود و از سطح تولید کاسته می‌شود. این فرآیند سبب ارتباط متقابل وضعیت مالی و توان تولید بنگاه می‌شود؛ در نتیجه تصمیم‌های بنگاه درباره سرمایه‌گذاری و ساختار مالی باید همزمان بررسی شوند. این مطالعه، به منظور بررسی اثر دوره گردش نقد بر محدودیت مالی بنگاه، به گسترش مدل وایتد وو (۲۰۰۶) پرداخته و سپس بر اساس مدل نظری گسترش‌یافته، صورت قابل تخمین معادله اوپلر را استخراج کرده است. تفاوت این مدل با مدل وایتد وو در وارد کردن سرمایه در گردش و عدم هماهنگی دریافت‌ها و پرداخت‌های بنگاه است.

مسئله بنگاه حداکثر کردن ارزش حال همه سودهای آتی مشروط به روابط ۲ تا ۵ است.

$$\max_{K_{i,t+1}, H_{i,t}, B_{i,t+1}, C_{i,t+1}} V_{io} = E_{io} \sum_{t=0}^{\infty} M_{o,t} d_{i,t} \quad (1)$$

در مدل فوق، قیمت نهاده‌ها (w_t)، محصول، هزینه استقراض (r_t) و نرخ تنزیل تصادفی^۱ ($M_{o,t}$) برای بنگاه داده شده و بنگاه ارزش حال مورد انتظار سودهای تقسیم شده آتی را حداکثر می‌کند. در این مسئله V_{io} ارزش بنگاه نام در زمان صفر، E_{io} عملگر انتظارات وابسته به اطلاعات بنگاه نام در زمان صفر، $M_{o,t}$ نرخ تنزیل تصادفی از زمان صفر تا t و $d_{i,t}$ سود تقسیم شده بنگاه را نشان می‌دهند. همچنین $K_{i,t}$ سرمایه بنگاه در ابتدای دوره t ، $I_{i,t}$ سرمایه‌گذاری دوره t ، $H_{i,t}$ کلیه نهاده‌های انباشت‌نشده (مانند نیروی کار) و $B_{i,t}$ مانده وام بنگاه در ابتدای دوره t را نمایندگی می‌کنند.

$$d_{i,t} = F(K_{i,t}, H_{i,t}) - w_t H_{i,t} - I_{i,t} - \psi(I_{i,t}) + \frac{B_{i,t+1}}{1+r_{t+1}} - B_{i,t} - r_t \mu_{i,t} W_t \quad (2)$$

معادله ۲ قید جریان نقدی بنگاه را نشان می‌دهد. درآمد حاصل از فروش محصول و وام دریافتی صرف پرداخت هزینه‌های تولید، بازپرداخت سود دوره قبل و پرداخت سود سهام‌دار می‌شوند. برای مدل کردن دوره گردش وجه نقد فرض شده ترتیبات نهادی به گونه‌ای است که بنگاه ابتدای هر دوره $\mu_{i,t}$ درصد از هزینه‌های

1. stochastic discount rate

جاری خود را پیش‌پرداخت می‌کند. برای تشریح این شیوه مدل کردن فرض کنید با وجودی که مدل در چارچوب زمان گسسته طرح شده، هر دوره t به زیربازه‌هایی قابل تقسیم است. فرآیندهای خرید نسبه مواد اولیه، تولید محصول، فروش نقد و نسبه محصول و دریافت وجه نقد حاصل از فروش که در شکل‌دهی دوره گردش نقد مؤثرند و به صراحت مدل نشده‌اند، در این زیربازه‌ها شکل می‌گیرند. زمان لازم برای تبدیل نقد به نقد (پرداخت برای نهاده‌های تولید تا دریافت درآمد نقدی ناشی از فروش محصول) معادل $\mu_{i,t}$ درصد زمان هر دوره است. به عبارت دیگر در هر دوره بنگاه می‌تواند مجموعه فعالیت‌های خود را برای $\frac{1}{\mu_{i,t}}$ بار تکرار کند. بنگاهی که دوره گردش نقد طولانی‌تری دارد، بخش بزرگ‌تری از هزینه‌هایش را پیش از محقق شدن درآمدهایش پرداخت می‌کند، در نتیجه معادل بنگاهی است که در یک مدل زمان گسسته سهم بیشتری از هزینه‌هایش را پیش‌پرداخت کرده است.^۱

از آنجا که در ابتدای دوره هنوز وجوه داخلی ناشی از فعالیت‌های بنگاه حاصل نشده‌اند، بنگاه برای تأمین سرمایه در گردش با هزینه r_t استقراض می‌کند. با توجه به ماهیت کوتاه‌مدت وام سرمایه در گردش، این قرض در انتهای دوره t بازپرداخت می‌شود و در مجموع هزینه‌ای به اندازه $r_t \mu_{i,t} w_t H_{i,t}$ را به بنگاه تحمیل می‌کند. هزینه‌های تولید از هزینه سرمایه‌گذاری ($I_{i,t}$)، هزینه نصب سرمایه ($\psi_1 > 0, \psi_{II} > 0$)، ($\psi(I_{i,t})$)، هزینه استخدام ($w_t H_{i,t}$) نهاده‌های انباشت‌نشده تولید ($H_{i,t}$) و هزینه سرمایه در گردش ($r_t \mu_{i,t} w_t H_{i,t}$) تشکیل شده‌اند.

$$K_{i,t+1} = I_{i,t} + (1 - \delta_i) K_{i,t} \quad (3)$$

معادله ۳ دینامیک انباشت سرمایه را نشان می‌دهد.

$$d_{i,t} \geq d_{i,t}^* \quad (4)$$

معادله ۴ مشخص می‌کند خالص پرداخت به سهام‌دار در هر دوره نباید از اندازه معینی، $d_{i,t}^*$ ، کمتر باشد. در صورتی که قیمت سایه این رابطه ($\lambda_{i,t}$) از صفر بزرگ‌تر

۱. سرمایه در گردش در مطالعاتی چون فرناندز و همکاران (۲۰۱۱) و کریستیانو و همکاران (۲۰۱۰) به صورت مشابه مدل شده است.

باشد، وجوه داخلی و استقراضی بنگاه برای تأمین مالی تولید کافی نبوده و بنگاه با محدودیت تأمین مالی مواجه است. همانند مدل وایتد و وو فرض می‌شود بنگاه توان تغییر $d_{i,t}^*$ را ندارد.

$$B_{i,t+1} \leq B_{i,t+1}^* \quad (5)$$

معادله ۵ قید وثیقه بنگاه را نشان می‌دهد، فرض شده بنگاه توان تغییر سقف بدهی را ندارد.

گزاره: با افزایش دوره گردش نقد محدودیت مالی بنگاه افزایش می‌یابد

$$\left(\frac{\partial \lambda_{i,t+1}}{\partial \mu_{i,t+1}} > 0 \right)$$

اثبات: اثبات ریاضی روابط در پیوست الف^۱ آمده است. اثر طولانی شدن دوره گردش نقد بر محدودیت مالی بنگاه از مسیر کاهش وجوه داخلی و همچنین تغییر ترکیب نهاده‌های تولید محقق می‌شود. در صورتی که بنگاه انتظار داشته باشد دوره گردش نقد افزایش یابد، هزینه تولید زیاد و سطح تولید کم می‌شود، در نتیجه وجوه داخلی بنگاه کاهش می‌یابد. به علاوه، نهاده پیش‌پرداختی به صورت نسبی برای بنگاه گران‌تر می‌شود. در نتیجه سطح استخدام نهاده انباشت‌نشده در دوره آتی را کاهش می‌دهد و با افزایش سرمایه‌گذاری دوره جاری، سرمایه دوره آتی را زیاد می‌کند. افزایش هزینه استخدام همچنین هزینه سرمایه‌گذاری، وجوه داخلی بنگاه را کاهش داده و مواجهه بنگاه با محدودیت مالی را تشدید می‌کند. در نتیجه، طولانی شدن دوره گردش بنگاه در دوره $t+1$ ، هزینه‌های آن دوره را افزایش می‌دهد و قیمت سایه پرداخت سود به سهام‌دار در دوره $t+1$ (محدودیت مالی دوره $t+1$) را زیاد می‌کند.

عوامل اصلی مؤثر بر تصمیم بنگاه درباره دینامیک سرمایه‌گذاری و ساختار مالی قیمت‌های سایه‌نسبی قیود ۴ و ۵ هستند. رابطه قیمت‌های سایه‌آورده سهام‌دار به

$$\text{صورت بین دوره‌ای با } \frac{(1 + \lambda_{i,t+1})}{(1 + \lambda_{i,t})} = \Lambda_{i,t+1} \text{ نشان داده می‌شود؛}$$

در حالتی که بنگاه از نظر اعتباری محدود نشده باشد و یا قیمت سایه‌آورده سهام‌دار تغییر نکند این متغیر برابر با یک است، در چنین شرایطی مسیر سرمایه‌گذاری از رویدادهای بازار

۱. پیوست‌های مقاله به صورت برخط در آدرس زیر در دسترس هستند. <https://goo.gl/q8d0Of>

مالی تأثیر نمی‌پذیرد. رابطه قیمت سایه‌وجوه به صورت درون‌دوره‌ای با $\Gamma_{i,t} = \frac{\gamma_{i,t}}{1 + \lambda_{i,t}}$ نشان داده می‌شود و ساختار مالی بنگاه را تعیین می‌کند. بر اساس این تعاریف شرایط مرتبه اول به صورت زیر قابل طرح می‌باشند:

$$E_{it} \left[M_{i,t+1} \Lambda_{i,t+1} \left\{ \frac{\partial F(K_{i,t+1}, H_{i,t+1})}{\partial K_{i,t+1}} + (1 - \delta_i)[1 + \psi_I(I_{i,t+1})] \right\} \right] = [1 + \psi_I(I_{i,t})] \quad (6)$$

$$\frac{1}{1 + r_{t+1}} - \Gamma_{i,t} = E_{it} [M_{i,t+1} \Lambda_{i,t+1}] \quad (7)$$

۱-۱- استخراج صورت قابل تخمین معادله اوایلر

برای تخمین مدل لازم است عملگر انتظارات در معادله ۶ با جملات خطای انتظاری $e_{i,t+1}$ جایگزین شود، در این جایگزینی فرض می‌شود خطای دوره $t+1$ با اطلاعات دوره t ناهمبسته $(E_{i,t}(e_{i,t+1}) = 0)$ و جملات خطا نیز واریانس ناهمسانند $(E_{i,t}(e_{i,t+1}) = \sigma_{i,t}^2)$.

$$M_{i,t+1} \Lambda_{i,t+1} \left\{ \frac{\partial F(K_{i,t+1}, H_{i,t+1})}{\partial K_{i,t+1}} + (1 - \delta)[1 + \psi_I(I_{i,t+1})] \right\} - [1 + \psi_I(I_{i,t})] = e_{i,t+1} \quad (8)$$

با در نظر گرفتن $\bar{\Lambda} = 1$ و $\Omega = \left\{ \frac{\partial F(K_{i,t+1}, H_{i,t+1})}{\partial K_{i,t+1}} + (1 - \delta)[1 + \psi_I(I_{i,t+1})] \right\}$

بسط تیلور مرتبه اول رابطه ۸ به صورت رابطه ۹ خواهد بود. همانند سایر مطالعات فرض می‌شود همبستگی اجزای معادله اوایلر توسط متغیرهای مجازی اثرات فردی و زمان لحاظ شده است.

$$\bar{M}A_{i,t+1}\bar{\Omega} + \bar{M}\Omega + M_{i,t+1}\bar{\Omega} - [1 + \Psi_I(I_{i,t})] + const\ ant = e_{i,t+1} \quad (9)$$

برای تخمین معادله ۹ باید اشکال تابعی $\Lambda_{i,t+1}$ ، $\frac{\partial F(K_{i,t+1}, H_{i,t+1})}{\partial K_{i,t+1}}$ و

$\psi_I(I_{i,t})$ تصریح شوند. در ادبیات این حوزه فرض می‌شود $\Lambda_{i,t+1}$ تابعی از وجوه داخلی بنگاه

است، $\Lambda_{i,t+1} \approx \alpha_0 + \alpha_{i,t} C_{i,t}$.^۱ توجه به این نکته ضروری است که $\Lambda_{i,t+1}$ قیمت سایه‌نسبی آورده سهامدار را مشخص می‌کند و خود به تبعیت از محدودیت مالی تغییر می‌کند. در بازارهای مالی کامل $\Lambda_{i,t+1} = 1$ است، بنگاه دچار محدودیت مالی نمی‌شود و حساسیت سرمایه‌گذاری به مانده نقد، $\alpha_{i,t}$ ، صفر می‌شود. در صورت ناکامل بودن بازارهای مالی، $\alpha_{i,t}$ در بنگاه‌هایی که دچار محدودیت مالی هستند بیشتر است. فرض می‌شود محدودیت مالی بنگاه از مجموعه‌ای از ویژگی‌های قابل‌مشاهده بنگاه، $x_{i,t}^j$ ، تأثیر می‌پذیرد. ادبیات برای شناسایی این عوامل از مجموعه‌ای انتخابی از نشانگرهای سلامت مالی بنگاه استفاده می‌کند (Yang, 2014); (Whited & Wu, 2006); (Whited, 1992). بنابراین $\Lambda_{i,t+1}$ به صورت تابعی از محدودیت مالی مختص بنگاه ($\alpha_{i,t}$) و مانده نقد اول دوره قابل‌شناسایی است. در این حالت $\alpha_{i,t}$ قابل تخمین است و می‌توان آن را به عنوان شاخصی از محدودیت مالی بنگاه در نظر گرفت.

$$\Lambda_{i,t+1} = a_0 + a_{i,t} C_{i,t}, \quad a_{i,t} = \sum_j^n a_j x_{i,t}^j \quad (10)$$

سایر مراحل شیوه تصریح و خطی کردن معادلات به پیروی از لاو (۲۰۰۳) نوشته شده است. گیلکریست و هیملبرگ^۲ (۱۹۹۸) نشان داده‌اند تولید نهایی سرمایه را می‌توان از مسئله حداکثرسازی سود به صورت تابعی از نسبت فروش به سرمایه مدل کرد

۱. اثرپذیری ضریب نقد در معادله سرمایه‌گذاری از محدودیت مالی اولین بار توسط فازاری و همکاران (۱۹۸۸) مطرح شده، با این توضیح که در بنگاه‌های محدودشده، منابع مالی در دسترس کافی نیست، بنابراین بهره‌برداری از موقعیت‌های سرمایه‌گذاری به وجوه داخلی بنگاه وابسته است. در نتیجه، در حالی که بنگاه‌های محدودشده برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری مایل به استفاده از جریان نقد هستند، رابطه قاعده‌مندی میان جریان نقد و سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های محدودشده به وجود نمی‌آید. نقدهای وارد بر مطالعه فازاری و همکاران در مطالعات کاپلان و زینگالس (۱۹۹۷) و کلیری (۲۰۰۶) ببینید. فازاری و همکاران (۲۰۰۰)، هواکیمیان (۲۰۰۹)، لیون و لیون (۲۰۱۲) و مشیریان (۲۰۱۴) نیز یافته‌های فازاری و همکاران را تأیید کرده‌اند. روش تخمین معادله اویلر خطی‌سازی شده، معمولاً برای تحلیل اثر ویژگی‌های نهادی بر محدودیت مالی در مطالعات بین‌کشوری استفاده می‌شود. لاو (۲۰۰۳) از اولین مطالعاتی است که بر مبنای این روش نشان می‌دهد توسعه مالی ضریب نقد در معادله سرمایه‌گذاری (و در نتیجه محدودیت مالی) را کاهش می‌دهد. برخی از مطالعات، ضریب نقد در معادله سرمایه‌گذاری را در سطح بنگاه محاسبه کرده و از آن به عنوان شاخص محدودیت مالی بنگاه استفاده می‌کنند. از آن جمله می‌توان به مطالعه مورنو بادیا و میراندا (۲۰۰۹) و دسپالیر و همکاران (۲۰۰۹) اشاره کرد.

($MPK = \theta(S/K)$)، که در آن θ تابعی از سهم سرمایه در تابع تولید و حاشیه سود بنگاه است. در اینجا فرض می‌شود تولید نهایی سرمایه برای بنگاه‌های مختلف، متفاوت است و عاملی دارد که با توجه به ویژگی‌های ثابت بنگاه قابل توضیح است ($MPK_{i,t} \approx const. + \theta_i + \frac{\bar{\theta} S_{i,t}}{K_{i,t}}$). هزینه نهایی نصب سرمایه به صورت خطی در نظر گرفته شده، $\psi_I(I_{i,t}) = a(\frac{I_{i,t}}{K_{i,t}} - g \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} - v_i)$ ، و اثر $M_{i,t+1}$ در معادله ۹ با استفاده از متغیر مجازی زمان لحاظ شده است. با جایگزینی این روابط در معادله ۹ صورت خطی شده معادله اوایلر به صورت رابطه ۱۱ به دست می‌آید.

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \gamma_2 \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t+1}} + \gamma_3 \frac{S_{i,t}}{K_{i,t}} + [a_0 + \sum_{j=1}^n a_j x_{i,t}^j] . C_{i,t} + \gamma_4 d_t + \gamma_5 f_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

برای تخمین این معادله فرض شده f_i جزء ناهمگن غیرقابل مشاهده مرتبط با ویژگی‌های مختص بنگاه با میانگین $E(f_i) = 0$ و واریانس $var(f_i) = \sigma_f^2$ است، $\varepsilon_{i,t}$ جمله خطا با میانگین $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ و واریانس $var(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_e^2$ را نشان می‌دهد و روابط استاندارد $E(\varepsilon_{i,t} f_i) = 0$ ، $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,s}) = 0$ و $E(\varepsilon_{i,t} \frac{i}{k_{i,0}}) = 0$ برای همه i, j, t و s برقرار هستند. انتظار می‌رود در تخمین معادله ۱۱، ضرایب γ_1 ، γ_2 و γ_3 مثبت باشند؛ به علاوه بدون وارد کردن ویژگی‌های قابل مشاهده بنگاه ($x_{i,t}^j$ ها)، α_0 نیز به نشانه وجود محدودیت مالی مثبت باشد. مجموعه $x_{i,t}^j$ ها، مشابه وایتد و وو (۲۰۰۶) متغیرهای اندازه واقعی، مربع اندازه واقعی، رشد واقعی فروش، رشد واقعی فروش صنعت، نسبت بدهی بلندمدت، نسبت بدهی صنعت، متغیر مجازی سود تقسیم شده را شامل می‌شود، در این مطالعه به مجموعه مذکور دوره گردش نقد، سرمایه در گردش و توسعه مالی نیز اضافه شده است.

۲- بررسی تجربی محدودیت مالی

غیرقابل مشاهده و چندبعدی بودن محدودیت مالی، کمی کردن آن را با مشکل مواجه کرده به گونه‌ای که شیوه واحدی برای اندازه‌گیری آن مورد توافق نیست

(Farre-Mensa & Ljungqvist, 2016). در این بخش، محدودیت مالی بر مبنای معادله اوپلر خطی‌سازی شده تخمین زده شده است.^۱

۲-۱- معرفی داده و متغیرهای مدل

این تحقیق بر اساس صورت‌های مالی سالانه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۱ انجام گرفته است. صورت‌های مالی این بنگاه‌ها، حسابرسی شده‌اند، بنابراین در قیاس با اطلاعات سایر بنگاه‌ها شفافیت و دقت بالاتری دارند. با این وجود، نمونه تورش‌داری از بنگاه‌های ایرانی محسوب می‌شوند، زیرا از نظر اندازه از متوسط بنگاه‌های ایرانی بزرگ‌ترند و احتمال می‌رود دسترسی آن‌ها به منابع مالی بیرونی به علت شفافیت بالاتر صورت‌های مالی حسابرسی شده بیشتر باشد. با این حال جهت تورش به سمتی است که امکان تعمیم نتایج را از بین نمی‌برد. در صورتی که بتوان نشان داد این بنگاه‌ها دچار محدودیت اعتباری هستند، می‌توان استنتاج کرد این پدیده به صورت شدیدتری در مورد بنگاه‌های کوچک‌تر که شناسنامه مالی شفاف‌تری ندارند نیز برقرار است. سهم فروش نمونه مورد بررسی در روندی صعودی از ۵ تا ۱۲ درصد ارزش ستانده ناخالص کل را تشکیل داده، به علاوه این بنگاه‌ها بین ۶ تا ۱۶ درصد بدهی بخش غیر دولتی به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی را در اختیار داشته‌اند.

با توجه به آنکه تمرکز این مطالعه بر متغیر دوره گردش نقد و استفاده از این متغیر در مطالعات اقتصادی محدود است، شیوه محاسبه این متغیر با جزئیات بیشتری مورد بررسی قرار گرفته است.^۲ در حیطه اقتصاد استفاده از دوره گردش نقد برای توضیح فرآیندهای تأمین مالی بنگاه چندان معمول نیست و تنها در مطالعات معدودی نیاز نقدینگی در سطح صنعت با استفاده از این شاخص کمی شده است (Classens et al, 2012); (Tong & Wei, 2011); (Raddatz, 2006). دوره گردش نقد شاخصی از مدت زمانی است که بنگاه به صورت متوسط صرف خرید نهاده‌های تولید، تولید محصول از نهاده‌ها و همچنین فروش و دریافت وجه نقد ناشی از فروش می‌کند (Richard & Laughlin, 1980). بنابراین سهم فروش اعتباری محصولات از کل فروش؛ سهم موجودی لازم برای تولید از کل هزینه‌های تولید؛ و سهم خریدهای

۱. رابطه دوره گردش نقد و سایر ویژگی‌های بنگاه در تجزیه و تحلیل تک‌متغیره در پیوست ب برخط توضیح داده شده است.

۲. پایگاه داده و سایر متغیرها در پیوست الف برخط توضیح داده شده‌اند.

اعتباری از کل هزینه‌های تولید؛ سه عاملی هستند که دوره گردش نقد بنگاه را تشکیل می‌دهند. در حالی که دو عامل اول زمان تبدیل دوره گردش نقد را زیاد می‌کنند؛ خرید اعتباری این زمان را کاهش می‌دهد. در متون مدیریت مالی، دوره گردش نقد به صورت رابطه ۱۲ محاسبه می‌شود:

$$CCC^{avg} = \frac{Inventories_{t-1} + Inventories_t}{2 \times Cost\ of\ Sales_t} + \frac{Receivables_{t-1} + Receivables_t}{2 \times Sales_t} - \frac{Payables_{t-1} + Payables_t}{2 \times Cost\ of\ Sales_t} \quad (12)$$

در حالی که در مطالعه حاضر در مورد هر یک از اجزای چرخه عملیاتی، متوسط دوره ابتدا و انتهای سال به عنوان شاخص معرفی شده، رداتز (۲۰۰۶) تنها از مقادیر پایان سال استفاده کرده است. شیوه رداتز حساسیت شاخص به تغییرات انتهای سال را زیاد می‌کند. آزمون‌های پایداری نشان می‌دهند نتایج نسبت به انتخاب شاخص حساس نیستند.

۲-۲- شیوه تخمین

در انتخاب شیوه تخمین باید به دینامیک بودن معادله ۱۱، کوتاه بودن پنل داده‌ها و همچنین ماهیت داده‌های شرکتی (تصمیم‌گیری همزمان درباره متغیرها) توجه شود. تخمین معادله ۱۱ به روش‌های حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی با سه مشکل مواجه است: ۱- اثرات ثابت با متغیرهای توضیحی همبستگی دارند. ۲- بسیاری از متغیرهای معادله نسبت به سرمایه‌گذاری درون‌زا هستند، زیرا یا به صورت همزمان تعیین مقدار می‌شوند و یا علیت میان آن‌ها دوطرفه است. ۳- متغیر با وقفه سرمایه‌گذاری و اثرات ثابت هم‌بسته هستند. در نتیجه استفاده از روش‌های فوق سبب تورش و یا ناسازگاری در پارامترهای تخمینی می‌شود. تخمین مطالعه حاضر از روش آلرانو و باند^۱ (۱۹۹۱) است که از تخمین‌زن GMM دو مرحله‌ای استفاده می‌کنند و وقفه متغیرها را به عنوان متغیرهای ابزاری پیشنهاد می‌دهند. در همه تخمین‌های بعدی، مجموعه متغیرهای ابزاری از وقفه دوم به بعد همه متغیرهای توضیح‌دهنده و همچنین وقفه اول و دوم متغیرهای کلان (توسعه مالی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، تورم و تلاطم تورم) تشکیل شده و صورت فشرده ماتریس متغیرهای ابزاری استفاده شده است.^۲

1. Arellano and Bond

۲. جزئیات شیوه تخمین در پیوست د برخط ذکر شده است.

۲-۳- نتایج تخمین

در مدل بخش ۲ نشان داده شد تصمیم بنگاه‌ها درباره سرمایه‌گذاری، ساختار مالی و مانده نقد به محدودیت مالی نسبی بین‌دوره‌ای بستگی دارد. در حالتی که بنگاه‌ها دچار محدودیت مالی نباشند، معادله اوایلر به شکل رابطه ۱۳ ساده می‌شود.^۱ انتظار می‌رود این معادله توانایی توضیح سرمایه‌گذاری بنگاه‌های محدود نشده را داشته باشد و برای تبیین تغییرات سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های محدود شده ناتوان باشد. از آنجا که محدودیت مالی قابل مشاهده نیست، تفکیک کل مشاهدات به بنگاه‌هایی که به صورت بالقوه از نظر مالی محدود شده‌اند و بنگاه‌هایی که به صورت بالقوه محدود نشده‌اند به درک بهتر سازوکارهای مؤثر بر سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. شیوه دسته‌بندی مشاهدات در این تحقیق مشابه وایتد (۱۹۹۲) و یانگ (۲۰۱۴) است. با این حال، به سبب فقدان رتبه‌های اعتبارسنجی که معمول‌ترین شاخص دسته‌بندی است، از شاخص‌های جدیدی برای طبقه‌بندی پیشینی مشاهدات استفاده شده است. مشاهدات بالقوه محدود شده به صورت مشاهداتی تعریف شده‌اند: ۱- نسبت وام به فروش‌شان از ۷۵ درصد مشاهدات بالاتر است. ۲- سود تقسیم کرده‌اند. ۳- نرخ رشد فروش مثبت داشته‌اند. سایر مشاهدات به عنوان بنگاه‌های بالقوه محدود شده در نظر گرفته شده‌اند.

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \gamma_2 \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t+1}} + \gamma_3 \frac{S_{i,t}}{K_{i,t}} + \gamma_4 d_t + \gamma_5 f_i + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

جدول ۱ نتایج تخمین این معادله را در مجموعه همه مشاهدات، مشاهدات بالقوه محدود شده و مشاهدات بالقوه محدود نشده نمایش می‌دهد. اعتبار^۲ مدل‌ها با فرض بیش‌شناسایی^۳ (بر مبنای آماره‌های هنسن و سارگان) آزمون می‌شود. بررسی جدول ۱ نشان می‌دهد اعتبار مدل تصریح شده در رابطه ۱۳ برای مجموعه مشاهدات و مشاهدات بالقوه محدود شده رد می‌شود؛ زیرا کمتر بودن احتمال آماره‌های سارگان و هنسن از سطح ده درصد، نشان می‌دهد فرض بیش‌شناسایی برای مدل‌های ستون ۱ و ۳ رد می‌شود. با این حال، در مجموعه مشاهدات بالقوه محدود نشده، فرض توانایی مدل در توضیح تغییرات داده رد نمی‌شود. در نتیجه، این فرض که مدل سرمایه‌گذاری Q توانایی توضیح رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌های فهرست شده ایران را دارد، رد می‌شود.

۱. در این رابطه، $K_{i,t}$ و S به ترتیب سرمایه‌گذاری، سرمایه و فروش هستند. برای توضیح بیشتر معادله ۱۱ را ببینید.

2. validity

3. overidentification

جدول (۱): تخمین GMM معادله اوپلر
با فرض نبود محدودیت مالی (رابطه ۱۳).

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
	All	P.Unres	P.Res	All	P.Unres	P.Res
وقفه سرمایه گذاری	۰/۱۸***	۰/۲۸***	۰/۱۴***	۰/۱۶***	۰/۳۰***	۰/۱۲***
	(۶/۵۳)	(۳/۷۵)	(۳/۷۲)	(۵/۶۶)	(۳/۶۳)	(۳/۳۸)
تقدم سرمایه گذاری	۰/۰۲	-۰/۳۴	-۰/۴۱	-۰/۰۹	-۰/۴۴***	-۰/۲۵
	(۰/۰۹)	(-۱/۵۱)	(-۱/۵۸)	(-۰/۵۲۳)	(-۲/۸۰)	(-۱/۱۷)
فروش	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱*	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱*
	(۱/۶۴)	(۰/۶۴)	(۱/۹۶)	(۱/۵۰)	(۱/۱۳)	(۱/۷۱)
مانده نقد				۱/۷۴***	۱/۴۴	۱/۷۷**
				(۲/۷۳)	(۱/۰۳)	(۲/۴۴)
مقدار ثابت	۲۰/۸۴***	۲۵/۶۸	۳۵/۴۰***	۲/۵۰	۱۵/۰۷	۱/۳۶
	(۳/۲۰)	(۱/۱۰)	(۳/۷۸)	(۰/۴۵)	(۰/۶۹)	(-۰/۲۱)
متغیر مجازی زمان	۱	۱	۱	۱	۱	۱
تعداد مشاهدات	۳۷۴۳	۸۳۷	۲۹۰۶	۳۶۹۳	۸۳۵	۲۸۵۸
تعداد متغیرهای ابزاری	۳۸	۳۸	۳۸	۵۳	۵۳	۵۳
احتمال آماره سارگان	۰/۰۴	۰/۹۲	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۲۸	۰/۰۲
احتمال آماره هنسن	۰/۰۸	۰/۴۵	۰/۰۸	۰/۲۲	۰/۴۴	۰/۱۲
احتمال آماره AB درجه	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۰
احتمال آماره AB درجه	۰/۱۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۰۰

ستون (۱) مدل را در مجموعه همه مشاهدات، ستون (۲) در مجموعه مشاهدات بالقوه محدود نشده و ستون (۳) مدل را در مجموعه مشاهدات بالقوه محدود شده تخمین زده است. ستون‌های (۴) تا (۶) نتایج تخمین رابطه ۱۳ را برای همین گروه‌ها با اضافه کردن مانده نقد اول دوره نشان می‌دهند. ارقام داخل پرانتز مقادیر آماره t را نشان می‌دهند. معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب با *، ** و *** نشان داده شده است.

در ستون‌های ۴ تا ۶ متغیر مانده نقد ابتدای دوره به مدل اضافه شده تا مؤثر بودن سایش‌های مالی بر رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه ارزیابی شود. احتمال آماره هنسن بیش از ۱۰ درصد است و نشان می‌دهد با اضافه کردن متغیر جریان نقد، فرض بیش‌شناسایی برای مجموعه مشاهدات و مشاهدات بالقوه محدودشده رد نمی‌شود. این مشاهده در چارچوب فرض بازار مالی بدون سایش توجیه‌پذیر نیست. مثبت و معنادار بودن ضریب مانده نقد در ستون ۴ و ضریب جریان نقدی در ستون ۵ نشان می‌دهد به صورت متوسط در نمونه آماری بنگاه‌های فهرست‌شده ایرانی، وضعیت مالی بنگاه بر سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد و این بنگاه‌ها دچار محدودیت مالی هستند. این یافته با یافته فازاری و همکاران (۱۹۸۸)، باند و مگی (۱۹۹۴) و لائو (۲۰۰۳) در مجموعه‌ای از کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته مطابقت دارد. بنابراین لازم است هنگام مطالعه تصمیم بنگاه درباره سرمایه‌گذاری، اثر سایش‌های بازار مالی در نظر گرفته شود، در غیر این صورت نتایج با تورش همراه می‌شوند.

بنابراین برای بررسی اثر دوره‌گردش نقد بر محدودیت اعتباری و همچنین محاسبه شدت محدودیت اعتباری، می‌توان از معادله ۱۱ استفاده کرد. با توجه به نتایج جدول ۲ می‌توان عوامل مؤثر بر محدودیت مالی بنگاه را از طریق تغییرات ضریب مانده نقد در معادله سرمایه‌گذاری بررسی کرد. به این منظور عوامل مؤثر بر محدودیت مالی بر اساس ادبیات، به صورت حاصل ضرب با مانده نقد وارد مدل می‌شوند. انتظار می‌رود ضریب متغیرهای فزاینده محدودیت مالی مثبت و ضریب متغیرهای کاهنده محدودیت مالی منفی باشد؛ زیرا متغیرهای فزاینده محدودیت مالی، ضریب نقد در معادله سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهند. ضریب دوره گردش نقد در همه رگرسیون‌های جدول ۲ مثبت و معنادار است، یعنی بنگاه‌هایی که دوره زمانی ناشی از خرید نهاده‌های تولید تا نقد کردن درآمدشان طولانی‌تر است، کمتر می‌توانند از وجوه داخلی استفاده کنند، در نتیجه با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اثر سایر متغیرها شدت محدودیت مالی در این بنگاه‌ها بیشتر است. مشاهده‌ای که نشان می‌دهد فرضیه تحقیق مبنی بر بیشتر بودن محدودیت مالی در بنگاه‌هایی که دوره گردش نقد بالاتر دارند رد نمی‌شود. آزمون خودهمبستگی آلرانو و باند نشان می‌دهد جملات خطا خودهمبستگی درجه دوم ندارند. بنابراین اعتبار مدل رد نمی‌شود. به علاوه، شاخص دوره‌گردش نقد، آماره J هنسن را بهبود داده است.

جدول (۲): تخمین GMM معادله اوپلر با فرض وجود محدودیت مالی (رابطه ۱۱)

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
	OLS	FE	GMM	GMM-R	WW	WW+CC
وقفه سرمایه‌گذاری	۰/۱۷***	۰/۱۱***	۰/۱۶***	۰/۱۷***	۰/۱۵***	۰/۱۵***
	(۱۰/۱۵)	(۶/۱۰)	(۵/۸۳)	(۶/۰۴)	(۵/۴۸)	(۵/۶۸)
تقدم سرمایه‌گذاری	۰/۱۰۱***	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۱	۰/۰۶	-۰/۰۴
	(۶/۳۵)	(-۱/۲۲)	(-۰/۲۴)	(-۰/۱۳)	(۰/۸۹)	(-۰/۵۶)
فروش	۰/۰۱***	۰/۰۳***	۰/۰۲***	۰/۰۱***	۰/۰۱***	۰/۰۲***
	(۹/۹۸)	(۱۴/۶۵)	(۳/۵۹)	(۳/۴۴)	(۲/۹۰)	(۳/۴۵۸)
مانده نقد	۱۱/۱۹	۱۶/۰۲	۸۰/۴۶*	۶۶/۰۶***	۱۶/۳۰	۶۸/۶۵*
	(۱/۵۲)	(۱/۳۰)	(۱/۸۶)	(۱/۹۸)	(-۰/۴۳)	(۱/۸۶)
مانده نقد. دوره گردش نقد	۰/۹۷***	۱/۲۸***	۱/۹۵***	۲/۱۵***		۱/۸۹***
	(۳/۸۸)	(۳/۶۴)	(۲/۲۸)	(۲/۲۳)		(۲/۱۶)
مانده نقد. سرمایه در گردش	-۰/۰۴***	-۰/۰۵***	-۰/۰۳*	-۰/۰۳*	-۰/۰۱	-۰/۰۴*
	(-۸/۵۶)	(-۹/۲۵)	(-۱/۶۶)	(-۱/۸۵)	(-۰/۸۳)	(-۱/۸۴)
مانده نقد. اندازه واقعی	-۳/۵۲	-۵/۳۶	-۲۵/۳۰*	-۲۵/۱۵*	-۵/۳۹	-۲۶/۰۳*
	(-۱/۴۱)	(-۱/۲۹)	(-۱/۶۳)	(-۱/۸۵)	(-۰/۴۴)	(-۱/۸۳)
مانده نقد. اندازه واقعی ۲ ^۸	۰/۲۹	۰/۴۸	۲/۱۵*	۲/۱۳*	-۰/۴۱	۲/۱۹*
	(۱/۳۶)	(۱/۳۵)	(۱/۶۹)	(۱/۸۱)	(-۰/۳۹)	(۱/۶۸)
مانده نقد. رشد واقعی فروش	۰/۰۱***	-۰/۰۰	-۰/۰۱		-۰/۰۱	-۰/۰۱
	(۳/۳۰)	(۱/۱۳)	(-۰/۴۸)		(-۰/۶۷)	(-۰/۴۴)
مانده نقد. رشد واقعی فروش صنعت	۰/۰۱*	۰/۰۲**	۰/۰۶***	۰/۰۶***	۰/۰۸***	۰/۰۸***
	(۱/۹۰)	(۲/۲۸)	(۲/۱۵)	(۲/۲۹)	(۲/۴۸)	(۲/۴۱)
مانده نقد. نسبت بدهی بلندمدت	۰/۰۸***	۰/۱۰***	۰/۰۶*	۰/۰۷***	۰/۰۴	۰/۰۵
	(۸/۱۳)	(۸/۴۶)	(۱/۹۰)	(۲/۳۰)	(۰/۹۶)	(۱/۵۹)
مانده نقد. نسبت بدهی صنعت	-۰/۰۱	-۰/۰۲*	-۰/۰۴		۰/۰۳	-۰/۰۲
	(-۱/۴۴)	(-۱/۶۱)	(-۰/۹۷)		(۰/۴۹)	(-۰/۴۶)
مانده نقد. متغیر مجازی سود تقسیم شده	۰/۴۹	۰/۶۹*	۰/۲۶		۰/۲۷	۰/۴۴
	(۱/۵۱)	(۱/۶۵)	(-۱/۱۷)		(۰/۱۹)	(-۰/۲۶)
مانده نقد. توسعه مالی	۰/۰۱	۰/۰۱	-۰/۰۹***	-۰/۰۸***		
	(۰/۵۹)	(۰/۸۰)	(-۲/۴۹)	(-۲/۲۹)		
مقدار ثابت	۸/۸۶***	۳/۶۵	-۱۶/۴۴***	-۱۵/۶۹***	-۸/۹۴	-۱۲/۸۰***
	(۳/۰۰)	(۱/۱۴)	(-۳/۰۰)	(-۲/۹۲)	(-۱/۶۴)	(-۲/۴۱)
متغیر مجازی زمان	۱	۱	۱	۱	۱	۱
تعداد مشاهدات	۳۴۵۵	۳۴۵۵	۳۴۵۵	۳۵۰۱	۳۵۲۹	۳۴۵۵
تعداد متغیرهای ابزاری			۲۱۴	۲۱۴	۱۸۵	۲۰۰
احتمال آماره سارگان			۰/۴۱	۰/۳۱	۰/۱۵	۰/۲۲
احتمال آماره هنسن			۰/۲۰	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۲۱
احتمال آماره AB درجه ۱			-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۰
احتمال آماره AB درجه ۲			۰/۵۳	۰/۳۰	۰/۱۲	۰/۱۹

توضیح: رابطه ۱۱ در ستون (۱) به روش OLS، ستون (۲) به روش اثرات ثابت و ستون (۳) به بعد به روش سیستم GMM تخمین زده است. ستون (۳) این معادله را با در نظر گرفتن همه ویژگی‌های مؤثر بر محدودیت مالی بنگاه، مشابه وایتد و وو به همراه توسعه مالی و شاخص دوره گردش نقد تخمین زده است. در مدل ستون (۴) متغیرهایی که در سطح آماری ۱۰ درصد معنادار نبوده‌اند، گام به گام حذف شده‌اند. در ستون (۵) تنها از متغیرهای مطالعه وایتد و وو در ستون (۶) علاوه بر متغیرهای وایتد و وو از دوره گردش نقد نیز استفاده شده است. ارقام داخل پرانتز مقادیر آماره t را نشان می‌دهند. معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب با *، ** و *** نشان داده شده است.

بررسی ضریب متغیرهای کنترلی نیز نشان می‌دهد ضرایب متغیرها با یافته‌های ادبیات هماهنگ است. ضریب منفی سرمایه در گردش خالص نشان می‌دهد بنگاه‌هایی که وجوه حاصل از سرمایه در گردش بیشتری دارند توانایی بیشتری در مدیریت تکانه‌های نقدینگی دارند و در صورت وقوع تکانه می‌توانند از این وجوه استفاده کنند و مانع اثرپذیری سرمایه‌گذاری شوند (مشابه یافته فازاری و پترسون، ۱۹۹۳). برای بررسی اثر اندازه بنگاه بر محدودیت مالی، متغیرهای اندازه حقیقی بنگاه و مربع اندازه حقیقی وارد رگرسیون شده‌اند.

ضریب منفی اندازه حقیقی نشان می‌دهد همانند بسیاری از مطالعات تجربی، در نمونه مورد بررسی نیز محدودیت مالی با افزایش اندازه بنگاه کاهش می‌یابد. مثبت بودن ضریب مربع اندازه بیانگر آن است که اثر اندازه بر محدودیت مالی خطی نیست و با بزرگ شدن بنگاه، اثر کاهندگی اندازه بر محدودیت مالی تخفیف می‌یابد. ضریب نرخ رشد صنعت مثبت و معنادار است، به این معنی که فرصت رشد بنگاه‌های فعال در صنایعی که نرخ رشد بالاتری دارند، بیشتر است، بنابراین محدودیت مالی این بنگاه‌ها بیشتر است. ضریب نسبت بدهی صنعت نشان می‌دهد بنگاه‌هایی که در صنایعی فعالیت می‌کنند که نسبت بدهی بلندمدت بالاتری دارند، کمتر دچار محدودیت مالی می‌شوند. افزایش نسبت بدهی این بنگاه‌ها نیز محدودیت مالی را افزایش می‌دهد. در این تخمین ضریب متغیر مجازی تقسیم سود مثبت و در اکثر رگرسیون‌ها بی‌معنا است، علامت این متغیر برخلاف یافته مطالعات مشابه است. همانند یافته لاو (۲۰۰۳) و سایر مطالعات پیرو، این تحقیق نیز نشان می‌دهد توسعه مالی سبب کاهش محدودیت مالی شده است. در ادامه پایداری اثرگذاری طول چرخه اعتباری بر محدودیت مالی آزمون شده است.

۳- آزمون‌های پایداری

برای بررسی پایداری نتیجه حاصل در بخش سوم، متغیرهای جدول ۳ با شاخص‌های مشابه جایگزین شده؛ اثر نرخ استقراض بر معناداری پارامترها مورد بررسی قرار گرفته؛ اثر ورود سطح متغیرهای کنترلی در کنار حاصل ضرب آن‌ها با مانده نقد مورد بررسی قرار گرفته؛ و شاخص‌های نشانگر شرایط اقتصاد کلان وارد شده‌اند. نتایج در جدول ۳ گزارش شده‌اند.^۱

۱. ردیف‌های مرتبط با متغیرهای کنترلی برای کاهش حجم، از جدول ۳ حذف شده‌اند، با این حال در پیوست ه برخط مقاله در دسترس هستند.

۳-۱- شاخص جایگزین و اجزای طول دوره گردش نقد

جایگزینی شاخص اصلی دوره گردش نقد، با شاخص رداتز نتایج را تغییر نمی‌دهد و همچنان در کنار معناداری متغیرهای اصلی، اثر دوره گردش نقد بر محدودیت مالی مثبت و معنادار است. در تخمین ستون ۲ به جای دوره گردش نقد از اجزای آن (دوره گردش موجودی کالا، دوره وصول مطالبات و دوره بازپرداخت پرداختی‌ها) برای توضیح محدودیت مالی استفاده شده است. علامت اجزای دوره گردش نقد مطابق با انتظار است، یعنی افزایش دوره گردش موجودی کالا و همچنین دوره وصول مطالبات سبب افزایش محدودیت مالی می‌شود و افزایش دوره بازپرداخت پرداختی‌ها محدودیت مالی بنگاه را کاهش می‌دهد. بنابراین نتیجه حاصل در بخش ۳ با جزئیات بیشتری تأیید می‌شود، در حالی که دو جزء اول دوره گردش نقد از نظر آماری نیز معنادار هستند، ضریب دوره بازپرداخت پرداختی‌ها معنادار نیست. بر این اساس، می‌توان استنتاج کرد بیشترین اثر دوره گردش نقد بر محدودیت مالی از مسیر طولانی شدن دوره تولید و فروش منتقل می‌شود.

۳-۲- هزینه استقراض

در صورتی که سایش‌های بازار مالی به گونه‌ای باشند که تنها قیمت وام بنگاه را تحت تأثیر قرار دهند، می‌توان انتظار داشت سرمایه‌گذاری و تغییرات موجودی از میان متغیرهای مالی بنگاه تنها نسبت به نرخ استقراض حساس باشند. در مقابل در صورتی که حساسیت سرمایه‌گذاری به هزینه استقراض کم باشد و سایر متغیرهای ترانزنامه‌ای در تبیین سرمایه‌گذاری نقش داشته باشند می‌توان استنتاج کرد بنگاه‌ها در دریافت اعتبار با محدودیت مقداری نیز مواجه هستند. در نتیجه این تخمین برای تعیین نوع سایش مالی غالب (مقداری یا قیمتی) قابل استفاده است (Boissay, 2001). نتایج ستون‌های ۳ و ۴ جدول ۳ نشان می‌دهند شاخص‌های هزینه تأمین مالی از نظر آماری معنادار نیستند و وارد کردن این متغیرها اثر قابل ملاحظه‌ای بر سایر متغیرها ندارد. بنابراین اثر دوره گردش نقد بر محدودیت مالی، تحت تأثیر کنترل اثر نرخ استقراض بنگاه قرار نمی‌گیرد. به علاوه، بی‌معنا بودن شاخص‌های نرخ استقراض و همچنین باقی ماندن اثر سایر متغیرها نشانه‌ای از غلبه سایش مالی مقداری است، نتیجه‌ای که با وضعیت بازار بانکی ایران و تعیین دستوری نرخ وام در بسیاری از سال‌ها هماهنگ است. به نظر می‌رسد از آنجاکه بانک‌های ایرانی از طریق نرخ استقراض موفق به لحاظ کردن ریسک عدم بازپرداخت نبوده‌اند، از مسیر تعیین سقف برای وام ریسک عدم بازپرداخت را مدیریت کرده‌اند.^۱

۱. به نظر می‌رسد فروض اصلی مدل با شرایط بخش شرکتی ایران در زمینه تصمیم‌گیری سلسله مراتبی برای تأمین مالی، برقراری سایش مالی به صورت قید مقداری، غلبه بدهی کوتاه‌مدت و سهم بالای وام در ساختار بدهی بنگاه‌ها هماهنگ است.

جدول (۳): آزمون‌های پایداری تخمین GMM معادله اویلر با فرض وجود محدودیت مالی (رابطه ۱)

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
	CCC2	CCC2Details	rFirm	rLoan	Levels	Macro
مانده نقد	۴۸/۹۷۸ (۱/۲۰۰)	۲۹/۲۲۳ (۰/۷۵۰)	۹۴/۱۲۶** (۲/۲۵۱)	۷۸/۵۴۸* (۱/۸۸۰)	۳۹/۷۴۸ (۱/۲۸۵)	۸۸/۰۷۷*** (۲/۲۲۷)
مانده نقد. دوره گردش نقد	۲/۲۶۱** (۲/۲۷۶)		۲/۲۰۵** (۲/۴۳۷)	۱/۹۹۴** (۲/۳۲۹)	۲/۲۸۰** (۲/۴۳۳)	۲/۰۲۵** (۲/۳۳۷)
مانده نقد. دوره گردش موجودی کالا		۲/۹۷۸** (۲/۱۲۶)				
مانده نقد. دوره وصول دریافتی‌ها		۲/۳۹۳*** (۲/۱۲۶)				
مانده نقد. دوره بازپرداخت پرداختی‌ها		-۱/۳۳۷ (-۱/۳۴۴)				
مانده نقد. نرخ واقعی استقراض بنگاه			-۰/۰۱۶ (-۱/۱۸۹)	-۰/۰۳۳ (-۰/۴۵۷)		
تورم						۰/۵۱۱*** (۲/۶۴۹)
رشد تولید ناخالص داخلی						۱/۰۱۴* (۱/۸۶۷)
تلاطم تورم						-۱/۷۹۰** (-۱/۹۸۵)
مقدار ثابت	-۱۶/۱۲۰*** (-۲/۹۹۷)	-۱۶/۳۲۵*** (-۳/۳۵۲)	-۵/۳۳۶ (-۱/۰۹۳)	-۱۵/۷۶۹*** (-۳/۰۷۳)	-۷۵۸/۰۸۵*** (-۲/۶۳۶)	-۱۱/۵۳۹* (-۱/۸۴۷)
متغیرهای کنترلی	۱	۱	۱	۱	۱	۱
متغیر مجازی زمان	۱	۱	۱	۱	۱	
سطح متغیرها					۱	
تعداد مشاهدات	۳۴۳۹	۳۴۳۹	۳۴۳۶	۳۴۵۵	۳۴۵۵	۳۴۵۵
تعداد متغیرهای ابزاری	۲۱۴	۲۴۴	۲۲۷	۲۲۷	۳۶۱	۲۱۴
احتمال آماره سارگان	۰/۳۲۲	۰/۰۹۵	۰/۵۴۶	۰/۵۳۱	۰/۴۵۸	۰/۱۳۱
احتمال آماره هنسن	۰/۲۱۹	۰/۳۹۰	۰/۰۶۴	۰/۱۵۷	۰/۵۷۶	۰/۱۴۳
احتمال آماره AB درجه ۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
احتمال آماره AB درجه ۲	۰/۸۵۴	۰/۴۶۱	۰/۳۵۶	۰/۵۳۷	۰/۲۷۲	۰/۳۹۵

توضیح: در ستون (۱) شاخص اصلی دوره گردش نقد، با شاخص رداتز، در ستون (۲) با اجزای آن شامل دوره گردش موجودی کالا، دوره وصول دریافتی‌ها و دوره بازپرداخت پرداختی‌ها جایگزین شده است. در ستون‌های (۳) و (۴) شاخص‌های نرخ استقراض، شامل نرخ استقراض ویژه بنگاه و هزینه مالی بنگاه که با استفاده از شاخص قیمت تولیدکننده واقعی شده‌اند، وارد شده است. در ستون (۵) علاوه بر حاصل ضرب متغیرهای کنترلی با مانده نقد، سطح متغیرهای کنترلی نیز وارد شده‌اند. در رگرسیون ستون (۶) به جای متغیر مجازی زمان از متغیرهای کلان استفاده شده است. ارقام داخل پرانتز مقادیر آماره t را نشان می‌دهند. تعداد مشاهدات، تعداد متغیرهای ابزاری، مقادیر احتمال آماره F، آماره سارگان، آماره هنسن، آماره خودهمبستگی درجه ۱ و ۲ آلرانو و باند در ردیف‌های انتهایی آمده‌اند. معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب با *، ** و *** نشان داده شده است.

۳-۳- وارد کردن سطح متغیرهای کنترلی

در ستون ۵ علاوه بر حاصل ضرب متغیرهای کنترلی و مانده نقد، خود متغیرهای کنترلی نیز در رگرسیون وارد شده‌اند. بررسی ضرایب نشان می‌دهد نتایج پیش‌گفته تحت تأثیر این امر قرار نمی‌گیرند.

۳-۴- وارد کردن متغیرهای کلان

در ستون ۶ به جای متغیر مجازی زمان از شاخص‌های کلان استفاده شده که اثری بر معنی‌داری دوره گردش نقد ندارد. مشاهده می‌شود رشد تولید ناخالص داخلی سرمایه‌گذاری را زیاد می‌کند، تلاطم تورم با افزایش نااطمینانی بنگاه‌ها از میزان سرمایه‌گذاری می‌کاهد. رابطه مثبت تورم و سرمایه‌گذاری نیازمند بررسی‌های بیشتر است. با این حال ممکن است این علامت از افزایش دسترسی به تسهیلات بانکی در دوره‌های تورمی نشأت گرفته باشد. بخش بعدی با ارزیابی شاخص محدودیت مالی نشان می‌دهد اضافه کردن دوره گردش نقد توانایی مدل در لحاظ کردن اثر واقعیت‌های اقتصادی بر محدودیت مالی را افزایش می‌دهد.

۴- ارزیابی شاخص محدودیت مالی

انتخابی بودن مجموعه عوامل مؤثر بر محدودیت مالی بنگاه سبب می‌شود تخمین‌های گوناگون از معادله اوایلر سرمایه‌گذاری ممکن باشد؛ در نتیجه شاخص محدودیت مالی بنگاه با توجه به مجموعه عوامل تصریح‌شده تغییر کند. بنابراین لازم است کیفیت شاخص محدودیت مالی حاصل از تخمین‌های مختلف ارزیابی شود. غیرقابل مشاهده بودن محدودیت مالی و موجود نبودن شاخص‌های اعتبارسنجی برای بنگاه‌های ایرانی نیز این ارزیابی را سخت‌تر می‌کند. بر این اساس، مطالعه حاضر با مقایسه گزاره‌های مستخرج از شاخص‌های محدودیت مالی تخمین زده شده و همچنین اطلاعاتی که در سطح خرد از وضعیت بازار اعتبار در دسترس است نشان می‌دهد افزودن دوره گردش نقد کیفیت شاخص محدودیت مالی را بهبود می‌بخشد.

به این منظور دو شاخص محدودیت مالی ساخته شده است: ۱- شاخص اصلی این مطالعه که برای توصیف محدودیت مالی از مجموعه متغیرهای معرفی‌شده توسط وایتد و وو، توسعه مالی و دوره‌گردش نقد استفاده کرده (FCI^{ccc})؛ و ۲- شاخصی که علاوه بر

مجموعه متغیرهای معرفی شده توسط وایتد و وو، اثر توسعه مالی را هم در نظر می‌گیرد

$$FCI^{FD}$$

این تحقیق برای مقایسه شاخص‌های محدودیت مالی از داده‌های خرد استفاده کرده است. جدول ۴ توانایی شاخص‌ها در پیش‌بینی برخی از ویژگی‌های بنگاه که به طور مستقیم در ساخت شاخص استفاده نشده‌اند را مقایسه کرده است. به این ترتیب که برای مجموعه انتخاب‌شده‌ای از ویژگی‌های بنگاه که انتظار می‌رود تحت تأثیر محدودیت مالی قرار گیرند، متغیر باینری ساخته شده و سپس در چارچوب یک مدل لاجیت، توانایی شاخص‌ها در پیش‌بینی متغیر مجازی مقایسه شده است.

$$Dum_{i,t}^x = \beta_1 FCI_{i,t}^{FD} + \beta_2 FCI_{i,t}^{ccc} + \beta_3 f_i + e_{i,t} \quad (14)$$

رابطه ۱۴ برای شش متغیر وابسته محدودنشده بالقوه، محدودشده بالقوه، انتشار سهم جدید، افزایش نسبت وام به فروش، افزایش نسبت پرداختنی‌ها به بهای تمام‌شده کالای فروش‌رفته، کاهش وجوه داخلی ناشی از استمرار زیان‌دهی تخمین زده شده است. متغیرهای توضیحی، شاخص‌های محدودیت مالی FCI^{FD} و FCI^{ccc} هستند. انتظار می‌رود محدودیت مالی در مشاهدات بالقوه محدودنشده کمتر؛ در مشاهدات بالقوه محدودشده بیشتر؛ در بنگاه‌هایی که سهم جدید منتشر کرده‌اند کمتر؛ در بنگاه‌هایی که دسترسی به بازار بانکی‌شان افزایش یافته کمتر؛ در بنگاه‌هایی که از اعتبار تجاری بیشتری استفاده کرده‌اند کمتر و در بنگاه‌هایی که با کاهش وجوه داخلی مواجه بوده‌اند بیشتر باشد.

مقایسه ضرایب شاخص‌های محدودیت مالی FCI^{FD} و FCI^{ccc} در جدول ۴ نشان می‌دهد توان توضیحی شاخص FCI^{ccc} در توضیح این ویژگی‌ها بیشتر است. مطابق انتظار ضریب FCI^{ccc} در ستون‌های (۱)، (۴) و (۵) منفی و در ستون (۲) مثبت است. بنابراین می‌توان استنتاج کرد توان شاخص FCI^{ccc} در شناسایی بنگاه‌های بالقوه محدودشده، بنگاه‌های بالقوه محدودنشده و بنگاه‌هایی که با افزایش دسترسی به بازار مالی و بازار اعتبار تجاری مواجه بوده‌اند بیشتر است. شاخص‌های محدودیت مالی در تخمین‌های (۳) و (۶) معنادار نیستند. بنابراین توانایی شاخص FCI^{ccc} برای پیدا کردن بنگاه‌هایی که در ابعاد مختلف مالی (آورده سهام‌دار، وام بانکی و استفاده از اعتبار تجاری) با کاهش محدودیت مالی مواجه بوده‌اند بیشتر است.

۱. شاخص‌ها به ترتیب بر اساس رگرسیون‌های ستون (۳) و ستون (۵) جدول ۲ محاسبه شده‌اند.

جدول (۴): تخمین لاجیت معادله ۱۴

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
	Unres	Res	New share	Loan Acc	TrdCrdt	Shrt I.F.
FCI_FD	۰/۳۰***	-۰/۴۶***	۰/۰۶	۰/۴۴***	۰/۳۲***	۰/۱۱
	(۵/۶۵)	(-۹/۰۶)	(۱/۴۹)	(۱۲/۱۴)	(۹/۱۴)	(۱/۱۲)
FCI_CCC	-۰/۳۲***	۰/۵۰***	۰/۰۴	-۰/۲۳***	-۰/۳۱***	-۰/۱۰
	(-۶/۶۳)	(۱۰/۱۶)	(۱/۱۰)	(-۱۰/۱۴)	(-۹/۹۲)	(-۱/۰۹)
تعداد مشاهدات	۲۸۳۲	۲۱۴۷	۳۷۰۴	۴۵۴۴	۴۵۶۹	۸۶۷
احتمال آماره F	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۴۰

بنگاه‌های بالقوه محدود نشده (Unres) متغیر مجازی برای مشخص کردن بنگاه - سال‌هایی است که، ۱- نسبت وام به فروش‌شان از ۷۵ درصد مشاهدات بیشتر است. ۲- سود تقسیم کرده‌اند؛ و ۳- نرخ رشد مثبت داشته‌اند. مجموعه Res متغیر مجازی نشان‌دهنده بنگاه - سال‌هایی است که، ۱- نسبت وام به فروش‌شان از ۷۵ درصد مشاهدات کمتر است. ۲- سود تقسیم کرده‌اند. ۳- نرخ رشد مثبت داشته‌اند. New Share متغیری مجازی است که در مورد بنگاه‌هایی که در سال مورد بررسی سهم جدید منتشر کرده‌اند مقدار یک می‌گیرد. Loan Access برای مشاهداتی که نسبت وام به فروش‌شان نسبت به دوره قبل زیاد شده یک است. Trade Credit برای بنگاه‌هایی که نسبت پرداختی‌ها به بهای تمام شده کالای فروش رفته‌شان افزایش یافته، مقدار یک می‌گیرد. Shrt I.F. نشان می‌دهد که برای دو دوره متوالی زیان داشته‌اند. ارقام داخل پرانتز مقادیر آماره t را نشان می‌دهند. تعداد مشاهدات و مقادیر احتمال آماره F در ردیف‌های انتهایی آورده شده‌اند. معناداری در سطوح ۰.۱، ۰.۰۵ و ۰.۰۱ درصد به ترتیب با *، ** و *** نشان داده شده است. در مجموع بر اساس ارزیابی کیفیت شاخص‌های محدودیت مالی در توضیح تغییرات متغیرهای مالی بنگاه به نظر می‌رسد افزودن دوره گردش نقد به مجموعه عوامل توضیح‌دهنده، کیفیت شاخص در پیش‌بینی رفتار بنگاه در سطح خرد را بهبود می‌بخشد.

نتیجه‌گیری

این مطالعه شواهد جدیدی از اثر دوره گردش نقد بر محدودیت مالی بنگاه فراهم می‌آورد و این ویژگی را به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر محدودیت مالی مطرح می‌کند. بر اساس تحلیل رفتار بنگاه در چارچوب یک مدل تعادل جزئی نشان داده شده افزایش دوره گردش نقد، قیمت نسبی نهاده‌های پیش‌پرداختی تولید را زیاد می‌کند؛ ترکیب نهاده‌های تولید را تغییر می‌دهد و از مسیر افزایش هزینه‌های تولید سبب افزایش محدودیت مالی بنگاه می‌شود. از آنجا که سرمایه در گردش در تولید بنگاه‌های فعال در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته نقش مهم‌تری دارد، در نظر گرفتن دوره گردش نقد برای اندازه‌گیری محدودیت مالی کشورهای در حال توسعه اهمیت بیشتری پیدا می‌کند.

محدودیت مالی پدیده‌ای کیفی و غیرقابل مشاهده و اندازه‌گیری آن با مشکلات فراوانی همراه است. این در حالی است که شاخص مناسب از محدودیت مالی باید بنگاه - محور، متغیر با زمان، پیوسته و عینی باشد تا بتواند مستقل از نظر محقق تغییرات دسترسی بنگاه به منابع مالی را در طی زمان اندازه‌گیری کند. نتایج حاصل از تخمین معادله اوایلر چنین ویژگی‌هایی را دارند. این تحقیق با تخمین معادله اوایلر خطی‌سازی شده در پایگاه داده منحصر به فردی از بنگاه‌های فهرست‌شده ایرانی، شواهد تجربی لازم برای نشان دادن رابطه مستقیم دوره گردش نقد و محدودیت مالی را فراهم می‌کند. پایداری این نتیجه بر اساس تغییر تعریف متغیرها (طول و اجزای دوره گردش نقد و شاخص وجوه داخلی) و ورود و خروج متغیرها (توسعه مالی، اثر متقابل توسعه مالی و اندازه) آزمون و تأیید شده است.

بر این اساس، می‌توان انتظار داشت با بهبود زیرساخت‌هایی که دوره گردش نقد بنگاه را کاهش می‌دهند، محدودیت اعتباری کاهش و سطح تولید بنگاه‌ها افزایش پیدا کند. در واقع در کنار توسعه مالی و افزایش منابع مالی بیرونی برای بنگاه، ابزارهای سیاست‌گذاری دیگری برای کاهش محدودیت اعتباری بنگاه‌ها وجود دارد. در این زمینه می‌توان به ابزارهای تعمیق بازار اعتبار تجاری، گسترش بیمه مبادلات غیرنقد، گسترش بازار خرید دین و تنزیل اسناد دریافتی و بهبود شیوه‌های مدیریت ائبار اشاره کرد.

تحقیق حاضر بر مبنای ضریب نقد در معادله سرمایه‌گذاری، شاخصی از محدودیت مالی ساخته و نشان داده می‌شود وارد کردن دوره گردش نقد، کیفیت شاخص در تطبیق با داده‌های خرد را بهبود می‌بخشد. به علاوه، شواهدی در تأیید برخی از یافته‌های ادبیات در حیطه محدودیت مالی را با استفاده از داده‌های بنگاه‌های فهرست‌شده ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه بازسازی می‌کند و نشان می‌دهد در نمونه مورد بررسی، اثر سایش‌های مالی بر بنگاه‌ها قابل ملاحظه است و در نظر داشتن این سایش‌ها توضیح مناسب‌تری از رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها ارائه می‌کند. فرض برقراری محدودیت مقداری به عنوان سایش مالی غالب در بازار اعتبار ایران رد نمی‌شود. ویژگی‌های بنگاه چون نسبت بدهی بلندمدت و دوره گردش نقد با محدودیت مالی همبستگی مثبت دارند و وجوه ناشی از سرمایه در گردش، اندازه و فعالیت در صنایع با فرصت رشد کمتر با محدودیت مالی همبستگی منفی دارند. بیشترین اثر دوره گردش نقد بر محدودیت مالی از مسیر طولانی شدن دوره تولید و فروش منتقل می‌شود. افزودن دوره گردش نقد به مجموعه عوامل

توضیح‌دهنده محدودیت مالی، کیفیت شاخص در پیش‌بینی رفتار بنگاه در سطح خرد را بهبود می‌بخشد.

محدود بودن مشاهدات به بنگاه‌های فهرست‌شده، درون‌زایی شاخص دوره گردش نقد و انتخابی بودن عوامل مؤثر بر محدودیت مالی بنگاه از محدودیت‌های انجام این تحقیق بوده‌اند.

منابع

1. Arellano, M; Bond, S; 1991, "**Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations**", The Review of Economic Studies, No. 58(2).
2. Boissay, F; 2001, "**Credit rationing, output gap, and business cycles**", ECB Working Papers, European Central Bank, No. (0087).
3. Bond, S., & Meghir, C; 1994, "**Dynamic investment models and the firm's financial policy**", The Review of Economic Studies, No. 61(2).
4. Carreira, C; Silva, F; 2010, "**No deep pockets: some stylized empirical results on firms' financial constraints**", Journal of Economic Surveys, No. 24(4).
5. Claessens, S; Tong, H; Wei, S. J; 2012, "**From the financial crisis to the real economy: Using firm-level data to identify transmission channels**", Journal of International Economics, No. 88(2).
6. Claessens, S; Kose, M. A; Terrones, M. E; 2012, "**How do business and financial cycles interact?**", Journal of International economics, No. 87(1).
7. Cleary, Sean; 2006, "**International corporate investment and the relationships between financial constraint measures**", Journal of Banking & Finance 30, No. 5.
8. D'Espallier, B; Vandemaele, S; Peeters, L; 2009, "**Corporate investment and financing constraints: Analyzing firm-varying investment-cash flow sensitivities**", Review of Business and Economics, No. 54(4).
9. Farre-Mensa, J; Ljungqvist, A; 2016, "**Do measures of financial constraints measure financial constraints?**", Review of Financial Studies, No. 29(2).
10. Fazzari, S. M; Hubbard, R. G; Petersen, B. C., Blinder, A. S.; & Poterba, J. M; 1988, "**Financing constraints and corporate investment**", Brookings Papers on Economic Activity, No. (1).

11. Fazzari, S. M; Petersen, B. C; 1993, "**Working capital and fixed investment: new evidence on financing constraints**", The RAND Journal of Economics, No. 24(3).
12. Fazzari, S. M; Hubbard, R. G; Petersen, B. C; 2000, "**Investment-cash flow sensitivities are useful: A comment on Kaplan and Zingales**", Quarterly journal of Economics, No. 115(2).
13. Gilchrist, S., & Himmelberg, C; 1999, "**Investment: fundamentals and finance**", In NBER Macroeconomics Annual 1998, MIT Press, Vol. 13.
14. Hovakimian, Gayane; 2009, "**Determinants of investment cash flow sensitivity**", Financial Management 38, No. (1).
15. Kaplan, S. N; Zingales, L; 1997, "**Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?** ", The Quarterly Journal of Economics, No. 112(1).
16. Lewellen, Jonathan; Katharina Lewellen; 2013, "**Investment and cashflow: New evidence**", Forthcoming in Journal of Financial and Quantitative Analysis.
17. Love, I; 2003, "**Financial development and financing constraints: International evidence from the structural investment model**", Review of Financial Studies, No. 16(3).
18. Moshirian, F; Nanda, V. K; Vadilyev, A; Zhang, B; 2013, "**What drives investment-cash flow sensitivity around the world?**", In 8th Annual Conference on Asia-Pacific Financial Markets of the Korean Securities Association.
19. Moreno Badia, M; Miranda, V; 2009, "**The missing link between financial constraints and productivity**", IMF Working Papers, International Monetary Fund, No. WP/09/72.
20. Raddatz, C; 2006, "**Liquidity needs and vulnerability to financial underdevelopment**", Journal of Financial Economics, No. 80(3).
21. Roodman, D; 2009a, "**A note on the theme of too many instruments**", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 71(1).
22. _____ ; 2009, "**How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata**", Stata Journal, No. 9(1).
23. Strebulaev, I. A; Whited, T. M; 2011, "**Dynamic models and structural estimation in corporate finance**", Foundations and Trends in Finance, No. 6(1-2).
24. Tong, H; Wei, S. J; 2011, "**The composition matters: capital inflows and liquidity crunch during a global economic crisis**", Review of Financial Studies, No. 24(6).

25. Whited, T. M; 1992, "**Debt, liquidity constraints, and corporate investment: Evidence from panel data**", The Journal of Finance, No. 47(4).
26. Whited, T. M; Wu, G; 2006, "**Financial constraints risk**", Review of Financial Studies, No. 19(2)
27. Windmeijer, F; 2005, "**A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators**", Journal of Econometrics, No. 126(1).
28. Yang, J; 2015, "**Equity and debt financing constraints**". Available at: SSRN 1785066