

## تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی در ایران

ایوب خزائی، امیرمنصور طهرانچیان<sup>۱\*</sup>، احمد جعفری صمیمی<sup>۲</sup>، رضا طالبلو<sup>۴</sup>

۱. دکتری علوم اقتصادی دانشگاه مازندران، akhazaei65@gmail.com

۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران، a.tehranchian@umz.ac.ir

۳. استاد اقتصاد دانشگاه مازندران، jafarisa@umz.ac.ir

۴. استادیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، talebloo.r@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

### چکیده

چرا با وجود هزینه‌های پایین‌تر تأمین مالی از طریق منابع داخلی، مدل‌های تصمیم‌گیری که بر اساس تئوری نمایندگی شکل می‌گیرند، تأمین مالی از طریق بدهی را بر تأمین مالی از طریق منابع داخلی ترجیح می‌دهند؟ پاسخ این پرسش را می‌توان در یکسان نبودن تمایلات مدیران و سهامداران جستجو کرد. از منظر تئوری نمایندگی، تأمین مالی از طریق بدهی علاوه بر کاهش احتمال ائتلاف منابع در سرمایه‌گذاری‌های غیرسودآور، انضباط حاکمیتی بر مدیریت تحمیل می‌کند. در این چارچوب، مقاله‌ی حاضر به‌دنبال بررسی تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی کشور می‌باشد. برای این منظور از داده‌های تابلویی ۱۴۱ بنگاه تولیدی فعال در بورس اوراق بهادار تهران در قالب ۲۰ صنعت طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ استفاده شده است. برای بررسی عملکرد بنگاه‌ها، از متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، بازده دارایی‌ها و بازده فروش استفاده شده است. به‌منظور برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید از متدولوژی لویسنسون و پترین (۲۰۰۳) بهره گرفته شده و سپس بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی چندسطحی (Multilevel Panel)، ضمن توجه به اثرات سطح صنعت (سطح دوم) و تفکیک صنایع وابسته به نفت (سطح سوم)، تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌ها مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهنده‌ی تأیید فرضیه‌ی پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت و معنی‌دار تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی است. همچنین نتایج حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار تأمین مالی از طریق منابع داخلی (جریان نقدی) بر عملکرد بنگاه‌های مورد بررسی و نیز تأثیر منفی و معنی‌دار اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش نرخ ارز بر بهره‌وری بنگاه‌ها است.

طبقه‌بندی JEL: D24، G30، G32.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، عملکرد بنگاه‌ها، تأمین مالی از طریق بدهی، جریان نقدی آزاد

\*. نویسنده مسئول، ۰۹۰۱۴۸۷۶۷۰۰

## ۱. مقدمه

قضیه‌ی نامرتب‌بودن<sup>۱</sup> (بی‌اهمیت بودن) ساختار سرمایه بر عملکرد بیانگر این است که تحت شرایطی ساختار سرمایه تأثیری بر عملکرد بنگاه ندارد. این قضیه تأثیر بسیاری بر تحولات نظری و روند پژوهش‌های مربوط به مالیه شرکتی داشته است. بعد از مقالات مودیلیانی و میلر<sup>۲</sup> (۱۹۵۸ و ۱۹۶۳)، که برای اولین بار به بیان ارتباط میان ساختار سرمایه و عملکرد بنگاه تحت عنوان قضیه نامرتب‌بودن پرداخته‌اند اقتصاددانان حوزه‌ی مالی تمایل بسیاری به بررسی رابطه‌ی میان اهرم مالی و عملکرد بنگاه از خود نشان داده و به نتایج تجربی مختلفی دست یافته‌اند. بده-بستان میان هزینه‌های نمایندگی مربوط به تأمین مالی از طریق بدهی و سهام (ینسن و مک‌لینگ<sup>۳</sup>، ۱۹۷۶)، اثر مسئولیت محدود بدهی (براندر و لويس<sup>۴</sup>، ۱۹۸۶) و اثر نظم‌دهی بدهی (گروسمن و هارت<sup>۵</sup>، ۱۹۸۳؛ ینسن، ۱۹۸۶)، همگی به تأثیر مثبت اهرم مالی بر عملکرد بنگاه اشاره دارند. با این وجود، استفاده از ابزارهای بدهی مشکلاتی از جمله عدم استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری (میرز<sup>۶</sup>، ۱۹۷۷) و واکنش‌های منفی سهامداران نسبت به میزان بدهی‌های بنگاه (ماکسیموویچ و تیتمن<sup>۷</sup>، ۱۹۹۱؛ تیتمن، ۱۹۸۴) را به‌دنبال خواهد داشت که اثر منفی بر عملکرد بنگاه برجای می‌گذارند، با این وجود، همچنان بررسی رابطه‌ی میان سطح بدهی بنگاه‌ها و عملکرد آن‌ها با در نظر گرفتن شرایط مختلف نظیر صنایع، نوع بازارها و کشورهای مختلف نتایج قابل‌اهمیتی را به‌دنبال خواهد داشت. بر این اساس، مقاله‌ی حاضر به‌دنبال این است که تأثیر تأمین مالی از طریق بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی در ایران را بررسی کند.

یکی از مسائل دیرپای اقتصادی ایران، مواجهه‌ی بنگاه‌ها با تنگنای اعتباری برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری و سرمایه در گردش است. بازار وام و اعتبار در ایران طی دوره‌ای طولانی با مازاد تقاضا مواجه بوده و طی سال‌های اخیر به‌دلیل کاهش منابع مالی دولت، کاهش اعتبارات بانکی و محدودیت دسترسی به منابع مالی بین‌المللی به‌دلیل تحریم‌های اقتصادی، بر مازاد تقاضا افزوده و محدودیت‌های اعتباری و تنگنای مالی را برای بنگاه‌ها تشدید کرده است. از سوی دیگر، هم‌سویی نسبی چرخه‌های تولید و اعتبار، گواه متأثر شدن عملکرد بخش واقعی از بخش مالی است. در سال ۱۳۹۱

1. Irrelevance theory
2. Modigliani & Miller
3. Jensen & Meckling
4. Brander & Lewis
5. Grossman & Hart
6. Myers
7. Maksimovic & Titman

مانده‌ی کل تسهیلات اعطایی سیستم بانکی ۱۴ درصد کاهش داشته است، که آثار آن بر بخش خرد به وضوح قابل ردیابی می‌باشد؛ به طوری که مانده تسهیلات شرکت‌های بورسی به قیمت ثابت ۶ درصد و ارزش حقیقی تسهیلات که طی سال ۱۳۹۱ به این بنگاه‌ها اعطا شده ۱۴ درصد کاهش یافته است. اثر کاهش در مانده و جریان تسهیلات روی متغیرهای تولیدی بنگاه‌ها به گونه‌ای بوده که در سال مزبور ارزش فروش حقیقی این شرکت‌ها ۱۸ درصد و ارزش حقیقی شده‌ی دارایی‌های آن‌ها ۴ درصد کاهش یافته است (نیلی و محمودزاده، ۱۳۹۳)، بنابراین بر اساس اطلاعات و شواهد سطح خرد، بخشی از افت تولید و رکود سال‌های اخیر به کاهش اعتبارات در دسترس بنگاه‌ها قابل انتساب بوده و به عنوان کمبود منابع تأمین مالی در سطح خرد مطرح است، بنابراین به نظر می‌رسد با توجه به فضای حاکم بر نظام مالی کشور، بررسی ساختار تأمین مالی بنگاه‌های تولیدی می‌تواند نتایج و شواهد مناسبی از تأثیرگذاری آن بر عملکرد بنگاه‌ها به دنبال داشته باشد، از این رو، در ادامه با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۴۱ بنگاه تولیدی فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲، تأثیر ساختار تأمین مالی بنگاه‌ها بر عملکرد آن‌ها در چارچوب تئوری نمایندگی بررسی شده و به بررسی این فرضیه پرداخته می‌شود که تأمین مالی از طریق بدهی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد بنگاه‌ها دارد. برای این منظور، این مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. در ادامه و در بخش دوم، ادبیات موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم، داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق ارائه شده و در بخش چهارم نیز مدل ارائه شده برآورد می‌شود و در بخش پایانی به نتیجه‌گیری پرداخته خواهد می‌شود.

## ۲. ادبیات موضوع

دسترسی آسان و با هزینه‌ی پایین به نقدینگی، به دلیل افزایش احتمال نوآوری (کینگ و لوین<sup>۱</sup>، ۱۹۹۳)، سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، بهبود وضعیت تکنولوژی و تخصیص بهینه‌ی منابع (لوین و زروس<sup>۲</sup>، ۱۹۹۸) و همچنین کاهش ریسک نقدینگی در پروژه‌هایی که در بلندمدت منجر به افزایش بهره‌وری می‌شوند (آگیون و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۰)، اثر مثبت بر بهره‌وری و بنابراین بر رشد بنگاه دارد. از سوی دیگر، عدم دسترسی به نقدینگی و وجود محدودیت‌های مالی تأثیر قابل توجهی بر فعالیت‌های واقعی بنگاه‌ها از جمله سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت (فاتزازی<sup>۴</sup> و همکاران، ۱۹۸۸)،

- 
1. King & Levine
  2. Levine & Zervos
  3. Aghion & et al
  4. Fazzari & et al

سرمایه‌گذاری در موجودی (کارپنر و همکاران<sup>۱</sup>، ۱۹۹۴ و ۱۹۹۸) و اشتغال (نیکل و نیکولیتساس<sup>۲</sup>، ۱۹۹۹؛ بنیتو و هرناندو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۷) دارد. بنابراین می‌توان انتظار داشت میان میزان دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی یا به‌طور کلی تأمین مالی و عملکرد بنگاه‌ها ارتباط وجود دارد.

برای بررسی رابطه‌ی میان میزان دسترسی به منابع مالی و عملکرد بنگاه‌ها، فرض می‌شود که بنگاه‌ها از سرمایه (K) و نیروی کار (L) برای تولید محصول (Y) در قالب یک تابع تولید کاب-داگلاس با ویژگی زیر استفاده می‌کنند (لوین و واروساویثاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۴):

$$Y = e^z K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

که  $\alpha$  نشان‌دهنده‌ی سهم سرمایه و  $z$  نشان‌دهنده‌ی لگاریتم بهره‌وری بنگاه‌ها می‌باشد. بنگاه‌ها نیروی کار را در نرخ دستمزد ثابت ( $\omega$ ) استخدام می‌کنند. جریان نقدی بنگاه‌ها به‌صورت زیر قابل ارائه است:

$$\Pi = \max_L Y - \omega L \quad (2)$$

موجودی سرمایه با نرخ  $\delta$  مستهلک می‌شود. بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری ثابت (فیزیکی) خود را با منابع داخلی و بیرونی تأمین مالی می‌کنند. فرض کنید که بنگاه‌ها با هزینه‌ی تعدیل سرمایه‌گذاری به‌صورت  $\lambda \frac{I^2}{2K}$  مواجه هستند که یک تابع درجه‌ی دوم است. در نظر گرفتن هزینه‌ی تعدیل تنها به این دلیل ضروری است که اطمینان حاصل شود سرمایه‌گذاری به‌خوبی تعریف شده است.

بنگاه‌ها می‌توانند در پروژه‌های نوآورانه که منجر به افزایش بهره‌وری ( $z$ ) می‌شود، سرمایه‌گذاری کنند. فرض کنید  $S$  بیانگر مخارج پروژه‌های نوآورانه باشد. می‌توان نتیجه و دستاورد چنین مخارجی را اتفاقی در نظر گرفت (دوراژلسکی و ژائوماندر<sup>۵</sup>، ۲۰۱۳؛ واروساویثاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳)؛ بدین صورت که ممکن است بازدهی آن‌ها بسیار بالا باشد و یا در مواردی با شکست مواجه شود. بهره‌وری بنگاه‌ها از طریق تابع تصادفی  $g(S/K)$  افزایش می‌یابد. به این دلیل از  $(S/K)$  استفاده می‌شود که مخارج پروژه‌های نوآورانه ( $S$ ) با در نظر گرفتن اندازه‌ی بنگاه‌ها ( $K$ ) مورد تحلیل قرار گیرد، این بدان معناست که بنگاه‌های بزرگ‌تر برای افزایش مشابه در بهره‌وری می‌بایست منابع بیشتری را صرف کنند.

- 
1. Carpenter & et al
  2. Nickell & Nicolitsas
  3. Benito & Hernando
  4. Levine & Warusawitharana
  5. Doraszelski & Jaumandreu

بهره‌وری دوره‌ی بعد ( $Z'$ ) یک متغیر تصادفی است که به صورت رابطه (۳) تعریف می‌شود:

$$z' = z + g(S/K) \quad (3)$$

فرض می‌شود که تابع  $g(S/K)$  اکیداً فزاینده و مقعر است:

$$\frac{\partial g(S/K)}{\partial S} > 0, \quad \frac{\partial^2 g(S/K)}{\partial S^2} < 0 \quad (4)$$

ارزش بنگاه  $V(K, Z)$  می‌تواند به صورت حل معادله‌ی بلمن<sup>۱</sup> زیر نوشته شود:

$$V(K, z) = \max_{I, S} \Pi - I - \lambda \frac{I^2}{2K} - S + \frac{1}{1+r} E[V(K', z')] \quad (5)$$

$$K' = K(1 - \delta) + I$$

که عبارت است از نرخ بهره‌ای که بنگاه با آن مواجه می‌شود. برای ساده‌سازی، ساختار سرمایه خلاصه شده و به گونه‌ای مدل‌سازی شده است که بنگاه با یک نرخ بهره ثابت مواجه باشد.

با در نظر گرفتن شرایط مرتبه‌ی اول، مخارج بهینه‌ی پروژه‌های نوآورانه به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$1 = \max_{I, S} \frac{1}{1+r} E[V(K', z')] \quad (6)$$

که هزینه‌ی نهایی چنین مخارجی برابر با یک است و معادله‌ی سمت راست منفعت نهایی را به دست می‌دهد.

مقدار منابع مالی بیرونی استفاده شده توسط بنگاه ( $F$ ) به صورت مابه‌التفاوت کل منابع و میزان استفاده از وجوه نقد ارائه می‌شود:

$$F = I + \lambda \frac{I^2}{2K} + S - \Pi \quad (7)$$

که بر این اساس، افزایش مخارج پروژه‌های نوآورانه، بنگاه‌ها را ملزم به تأمین مالی اضافی می‌کند.<sup>۲</sup>

مهم‌ترین نتیجه‌ای که می‌توان با استفاده از روابط فوق به دست آورد این است که بنگاه‌هایی که از تأمین مالی بیشتری استفاده می‌کنند، رشد بهره‌وری بیشتری خواهند

$$\frac{\partial E[z' - z]}{\partial F} > 0 \quad \text{داشت؛ یعنی:}$$

به منظور اثبات ادعای فوق داریم:

$$\frac{\partial E[z' - z]}{\partial F} = \frac{\partial E[g(S/K)]}{\partial F} = E \left[ \frac{\partial g(S/K)}{\partial S} \frac{\partial S}{\partial F} \right] \quad (8)$$

1. Bellman

۲. فرض می‌شود بنگاه‌ها نمی‌توانند همگی سرمایه‌گذاری‌های خود را خودشان تأمین مالی کنند.

با توجه به این که در رابطه‌ی (۴) عبارت  $\frac{\partial g(S/K)}{\partial S}$  مثبت فرض شده است، برای این که  $\frac{\partial E[z'-z]}{\partial F} > 0$  باشد، می‌بایست  $\frac{\partial S}{\partial F}$  نیز مثبت باشد. برای این منظور، با دیفرانسیل‌گیری از رابطه‌ی (۷) نسبت به  $S$  داریم:

$$\frac{\partial F}{\partial S} = 1 + \left(1 + \lambda \frac{I}{K}\right) \frac{\partial I}{\partial S} = 1 + q(z) \frac{\partial I}{\partial S}$$

از دیفرانسیل‌گیری شرایط مرتبه‌ی اول برای سرمایه‌گذاری نسبت به  $S$  داریم:

$$\lambda/K \frac{\partial I}{\partial S} = \frac{\partial q(z)}{\partial S}$$

با فرض یکنواختی  $g(S/K)$ ، عبارت  $q(z) = \frac{1}{1+r} E[V(K, z)]$  نسبت به  $S$  فزاینده

است که این موضوع دلالت بر این دارد که سرمایه‌گذاری ( $I$ ) نیز نسبت به  $S$  فزاینده است. بنابراین، می‌توان بیان کرد که:

$$\frac{\partial F}{\partial S} > 0 \Rightarrow \frac{\partial S}{\partial F} > 0$$

می‌توان از رابطه‌ی (۸) نتیجه گرفت که  $\frac{\partial E[z'-z]}{\partial F} > 0$  است؛ یعنی بنگاه‌هایی که از

تأمین مالی بیشتری استفاده می‌کنند، بهره‌وری بیشتری خواهند داشت.

علاوه بر میزان استفاده از منابع مالی، یکی از مهم‌ترین عواملی که عملکرد بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، شیوه تأمین مالی بنگاه‌هاست؛ زیرا روش‌های مختلف تأمین مالی، آثار مختلفی بر عملکرد بنگاه‌ها دارند. انتخاب نحوه‌ی تأمین مالی یکی از مهم‌ترین تصمیماتی است که توسط مدیران بنگاه‌ها گرفته می‌شود و تأثیر این تصمیمات بر عملکرد بنگاه‌ها پس از مقاله‌ی مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) وارد ادبیات تأمین مالی شرکتی شده است. در زمینه‌ی انتخاب الگوهای مختلف تأمین مالی و ساختارهای متفاوت سرمایه از سوی بنگاه‌ها و مزیت‌های هر یک از الگوهای تأمین مالی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. از منظر تئوری سلسله مراتب گزینه‌های تأمین مالی (میرز و مایلو<sup>۱</sup>، ۱۹۸۴) مدیران بنگاه‌ها منابع مالی داخلی مانند سودهای انباشته را به منابع مالی بیرونی مانند بدهی و انتشار سهام جدید ترجیح می‌دهند. عدم اطمینان وام‌دهندگان نسبت به فعالیت‌های بنگاه‌ها منجر به افزایش هزینه‌های وام‌گیری نسبت به تأمین مالی از طریق منابع داخلی بنگاه شده و حتی در صورتی که بنگاه‌ها با ارائه وثیقه‌ها و تضمین‌های معتبر اقدام به اخذ وام کنند، به دلیل وجود هزینه‌های ناشی از ارزیابی وثیقه‌ها و نظارت بر وضعیت وام، این نوع تأمین مالی بسیار گران‌تر از تأمین مالی داخلی خواهد بود. از سوی دیگر، تأمین مالی از طریق وام همواره بنگاه را در

1. Myers & Majluf

معرض ریسک‌های ناشی از نوسانات نرخ بهره قرار می‌دهد (نیکل و نیکولیتساس، ۱۹۹۹). حال پرسشی که مطرح می‌شود این است که چرا با وجود هزینه‌های پایین‌تر تأمین مالی از طریق منابع داخلی، مدل‌های تصمیم‌گیری که بر اساس تئوری نمایندگی شکل می‌گیرند، تأمین مالی از طریق بدهی را بر تأمین مالی از طریق منابع داخلی ترجیح می‌دهند؟ پاسخ این پرسش را می‌توان در یکسان نبودن تمایلات مدیران و سهامداران جستجو کرد. از منظر تئوری نمایندگی که در قالب مدل‌های نمایندگی ینسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) و ینسن (۱۹۸۶) مطرح می‌شوند، میان منافع مدیران و سهامداران تعارض وجود داشته و این منافع با هم همسو نیستند. ینسن (۱۹۸۶)، در قالب نظریه‌ی خود که با عنوان «نظریه جریان نقدی آزاد» شناخته می‌شود، بیان می‌کند که تأمین مالی از طریق بدهی به دو طریق به بنگاه سود می‌رساند. اول، منابع کمتری تحت کنترل مدیریت است و احتمال کمتری برای ائتلاف این منابع در سرمایه‌گذاری‌های غیرسودآور وجود دارد. دوم، وابستگی به بازار بدهی برای تأمین سرمایه‌ی جدید، انضباط حاکمیتی بر مدیریت تحمیل می‌کند که در غیر این صورت وجود نخواهد داشت. از آن جا که مدیران همواره توجه بسیاری به ضرر و زیان بنگاه دارند، در مقایسه با سهامداران بیشتر نگران ورشکستگی هستند، بنابراین زمانی که بنگاه بدهی بیشتری داشته و خطر ورشکستگی بالا باشد، مدیر بنگاه تمام تلاش خود را برای کاهش هزینه‌ها، افزایش کارایی، کاهش دستمزدها و از این دست اقدامات در راستای افزایش بهره‌وری به کار می‌گیرد. در حقیقت مدل‌های نمایندگی یک رابطه‌ی مثبت میان میزان بدهی و عملکرد بنگاه در نظر می‌گیرند.

نتایج تجربی متفاوتی در زمینه‌ی تأثیر الگوهای مختلف تأمین مالی بر عملکرد بنگاه‌ها به ثبت رسیده است. وستون و بریگام<sup>۱</sup> (۱۹۸۱)، به این موضوع اشاره کرده‌اند که توافق جامعی در خصوص این که چه چیزی انتخاب ساختار سرمایه بنگاه را تعیین می‌کند و چگونه این انتخاب عملکرد بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، وجود ندارد. تعدادی از مطالعات به تأثیر منفی تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه اشاره کرده‌اند. (باگات و بولتون<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸؛ گوش<sup>۳</sup>، ۲۰۰۸؛ کینگ و سانتور<sup>۴</sup>، ۲۰۰۸)، در حالی که برخی دیگر تأثیر مثبت (برگر و بناکورسی دی‌پاتی<sup>۵</sup>، ۲۰۰۶؛ مارگاریتیس و

- 
1. Weston & Brigham
  2. Bhagat & Bolton
  3. Ghosh
  4. King & Santor
  5. Berger & Bonaccorsi di Patti

سیلاکی<sup>۱</sup>، ویل<sup>۲</sup>، ویل<sup>۳</sup> (۲۰۰۸) یا کم اهمیت (فیلیپس و سیپاهیوگلو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۴) را گزارش می‌کنند.

مطالعات انجام شده در ایران از جمله مطالعات جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۸۳)، مرادزاده‌فرد و نادعلی‌پور منفرد (۱۳۸۸)، مرادزاده‌فرد و همکاران (۱۳۹۲) و خانی و همکاران (۱۳۹۲) به‌طور عمده به بررسی اثر روش‌های تأمین مالی بر قیمت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته و توجهی به عملکرد شرکت نداشته‌اند. مطالعات ملانظری و همکاران (۱۳۸۹)، جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۲) و خادم‌علیزاده (۱۳۹۲)، جزء معدود مطالعاتی هستند که اثر روش‌های مختلف تأمین مالی بر عملکرد شرکت‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند. ملانظری و همکاران (۱۳۸۹)، به‌منظور بررسی ارتباط روش‌های تأمین مالی و بازده فروش، به انجام آزمون آماری کای‌دو بسنده کرده‌اند. جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۲)، رابطه‌ی مثبت میان تأمین مالی کوتاه‌مدت و رشد فروش شرکت‌ها و خادم‌علیزاده (۱۳۹۲) رابطه‌ی مثبت میان تأمین مالی بلندمدت و رشد فروش بنگاه‌ها را گزارش نموده‌اند. بررسی مطالعات انجام شده در ایران نشان‌دهنده آن است که عملکرد شرکت‌ها از منظر شاخص‌هایی مانند قیمت سهام، بازده سهام و سودآوری شرکت‌ها و با استفاده از تحلیل متغیرهای سطح بنگاه مورد بررسی قرار گرفته و متغیرهای سطح صنعت و سطح کلان اقتصاد مورد غفلت واقع شده است. بر این اساس، پژوهش حاضر تلاش کرده است که خلأ مزبور را پر کند و بر آن است با استفاده از روش داده‌های تابلویی چندسطحی، با کنترل اثرات مختلف صنعت و سطح کلان اقتصاد، به بررسی تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌ها بپردازد. به این ترتیب، نتایج برآوردها حاوی جمع اثرات مستقیم ناشی از متغیرهای توضیحی و آثار غیرمستقیم سطح بالاتر خواهد بود.

### ۳. داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق

#### ۱.۳. داده‌ها

داده‌های مورد استفاده از متن گزارشات و صورت‌های مالی سالیانه‌ی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ استخراج شده‌اند. تمامی شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای دوره‌ی زمانی مورد استفاده موجود بوده و دارای ویژگی‌های ذیل هستند، مورد استفاده قرار گرفته‌اند:

1. Margaritis & Psillaki
2. Weill
3. Phillips & Sipahioglu



- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری که درآمد آن‌ها ناشی از مالکیت سهام شرکت‌های دیگر است، نباشند.
  - سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
  - اطلاعات مورد نیاز در دوره‌ی مورد بررسی وجود داشته باشد.
  - در طی دوره‌ی مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشند.
- مجموعه داده‌های نهایی یک پانل متوازن شامل ۱۴۱ شرکت در قالب ۲۰ صنعت می‌باشد.

### ۲.۳. مانایی (پایایی) متغیرهای پژوهش در طی دوره‌ی پژوهش

لازم است قبل از برآورد الگو از مانایی متغیرها اطمینان حاصل شود تا با جلوگیری از تشکیل رگرسیون کاذب، نتایج مطلوبی به دست آید. برای این منظور از آزمون‌های ریشه‌ی واحد از نوع آزمون‌های لوین، لین و چو، استفاده شده است. این آزمون در اصطلاح، آزمون ریشه واحد پانل نامیده می‌شود و از لحاظ نظری برای ساختارهای داده‌های تابلویی متوازن به کار می‌رود.

بر اساس نتایج این آزمون چون مقدار P-Value کمتر از ۰.۵٪ است، کل متغیرهای وابسته و توضیحی پژوهش در طی دوره‌ی پژوهش در سطح مانا هستند، این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است.

### ۳.۳. روش‌شناسی تحقیق

به منظور بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید و این‌که آیا تأمین مالی از طریق بدهی تأثیری بر آن دارد یا خیر، رابطه‌ی (۳) به صورت زیر بسط داده شده و با روش داده‌های تابلویی چندسطحی تخمین زده می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Performance}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Performance}_{i,t-1} + \alpha_2 X_{it} \\ & + \alpha_3 \text{Leverage}_{i,t-1} + \alpha_4 \text{Leverage}_{i,t-1}^2 \\ & + \alpha_5 \text{CF}_{it}/K_{it} + \alpha_6 \text{WorCap}_{it} + \alpha_7 \text{R\&D}_{it} \\ & + \lambda_t + v_i + v_j + v_z + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

که  $\text{Performance}_{it}$  بیانگر عملکرد بنگاه  $i$  در زمان  $t$  (شامل متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید<sup>۱</sup> (TFP)، بازده فروش (ROS) و بازده دارایی‌ها (ROA))<sup>۱</sup> و  $X_{it}$  بردار

۱. مهم‌ترین متغیر نماینده عملکرد بنگاه‌ها در این مقاله مطابق رابطه‌ی (۳)، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) است که طبق روش لوینسن و پترین (۲۰۰۳) برآورد می‌شود.

متغیرهای کنترل کننده ویژگی‌های بنگاه  $i$  در زمان  $t$  است، که شامل اندازه‌ی بنگاه (لگاریتم دارایی‌های حقیقی کل)، لگاریتم سن بنگاه و وضعیت صادرات بنگاه می‌شود.  $Leverage_{it}$  اهرم مالی بنگاه<sup>۱</sup> (نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها)،  $CF_{it}/K_{it}$  نسبت جریان نقدی به کل دارایی‌ها،  $R\&D_{it}$  نسبت هزینه‌ی تحقیق و توسعه به فروش و  $WorCap_{it}$  سرمایه در گردش بنگاه‌ها (مابه‌التفاوت دارایی‌های جاری و بدهی‌های جاری تقسیم بر کل دارایی‌ها) می‌باشد.  $\lambda_t$  نیز مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی است که برای کنترل وقایع سطح کلان اقتصاد وارد مدل شده و دربرگیرنده‌ی متغیرهای مجازی تحریم‌های نفتی، شوک ارزی و هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران است.

با توجه به این که مدل فوق به روش داده‌های تابلویی چندسطحی تخمین زده می‌شود، جزء اخلاص آن از چهار جزء تشکیل شده است.  $v_i$  اثر مختص بنگاه است که از طریق وارد کردن وقفه‌ی متغیر وابسته کنترل می‌شود.  $v_z$  اثر مختص صنعت است که از طریق وارد کردن کدهای دو رقمی صنعت به‌عنوان متغیر مجازی و اضافه کردن سطح صنعت به تحلیل‌های کنترل شده و  $v_z$  اثر مختص سطح سوم تحلیل، یعنی صنایع وابسته به صنعت نفت است که از طریق وارد کردن متغیر مجازی مربوط به آن و ارائه‌ی مدل سه سطحی، کنترل می‌شود.  $\varepsilon_{it}$  نیز جزء اخلاص پیش‌بینی نشده است.

در روش داده‌های تابلویی چندسطحی، برای یک مدل خطی داریم (گرین<sup>۳</sup>، ۲۰۱۱؛ کامرون و تریودی<sup>۴</sup>، ۲۰۰۵):

$$y_{ij} = X_{ij}B_j + u_{ij} \quad (10)$$

در این جا پارامتر رگرسیون  $\beta$  می‌تواند به تعداد  $K$  بار به‌وسیله گروه  $j$  تغییر کند. به‌عنوان مثال، داده‌های شرکت‌ها در داخل صنایع را در نظر بگیرید. بر این اساس،  $y_{ij}$  یک معیار مانند بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت  $j$  در صنعت  $j$  است.

در مدل دو سطحی، ضرایب مدل سطح اول توسط یک تابع خطی از جزء تصادفی تعیین می‌شوند و متغیرهای سطح دو در اینجا ویژگی‌های صنایع هستند. با در نظر

۱. متغیرهای مربوط به عملکرد بنگاه از جمله بهره‌وری فرآیند مرتبه‌ی اول مارکف را دنبال می‌کنند، لذا وقفه‌ی

اول متغیر وابسته برای کنترل همبستگی سریالی وارد شده است (چن و گواریگلیا، ۲۰۱۳).

۲. وارد کردن وقفه اهرم مالی ( $Leverage_{i,t-1}$ ) کمک می‌کند تا از هرگونه علیت معکوس میان اهرم مالی و عملکرد بنگاه ممانعت به‌عمل آید. بر اساس تئوری توازن ساختار سرمایه، اثر اهرم مالی بر عملکرد یک رابطه درجه دوم و غیرخطی است؛ به این صورت که با افزایش بیش از اندازه‌ی حجم بدهی‌ها، هزینه‌های بدهی (افزایش احتمال ورشکستگی) بر منافع آن (صرفه‌جویی مالیاتی) چیره می‌شود. به‌منظور بررسی این موضوع از توان دوم متغیر اهرم مالی یعنی  $Leverage_{i,t-1}^2$  استفاده می‌شود (مارگاریتیس و سیلاکی، ۲۰۱۰؛ فُسو، ۲۰۱۳).

3. Greene

4. Cameron & Trivedi

گرفتن پارامتر عددی  $\beta_{kj}$ ، مؤلفه  $k$  ام بردار  $K \times 1$  پارامتر  $\beta_j$  است. سپس  $\beta_{kj}$  به‌عنوان یک متغیر وابسته به بردار ویژگی‌های صنایع ( $w_k$ ) که مقدار  $w_{kj}$  را برای شرکت  $j$  ام به خود می‌گیرد، مدل‌سازی می‌شود:

$$\beta_{kj} = \hat{w}_{kj}\gamma_k + v_{kj}, \quad k = 1, \dots, K \quad (11)$$

جزء اول  $w_{kj}$  معمولاً ثابت است. با قراردادن تمام  $K$  ها در  $\beta$  خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} \beta_{1j} \\ \vdots \\ \beta_{Kj} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{w}_{1j} & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \hat{w}_{Kj} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \vdots \\ \gamma_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1j} \\ \vdots \\ v_{Kj} \end{bmatrix}$$

یا در علامت‌گذاری ساده ماتریسی داریم:

$$\beta_j = w_j\gamma + v_j \quad (12)$$

این موارد خاص شامل مدل‌هایی با عرض از مبدأهای تصادفی و شیب‌های تصادفی هستند؛ اما چارچوب مذکور علاوه بر این به ضرایب رگرسیون اجازه می‌دهد که با مشاهدات سطح دو ( $w_j$ ) تغییر کنند. چارچوب مدل فوق می‌تواند به سطوح بیشتری توسعه داده شود. به این صورت که تک تک شرکت‌ها (با اندیس  $i$ ) در صنایعی (با اندیس  $j$ ) که ممکن است به صنعت نفت وابسته باشند یا خیر (با اندیس  $k$ )، جای بگیرند. آن‌گاه مدل سه سطحی بدین صورت تصریح می‌شود:

$$Y_{ijk} = \hat{X}_{ijk}\pi_{jk} + e_{ijk}$$

$$\pi_{jk} = X_{jk}\beta_k + u_{jk}$$

$$\beta_k = W_j\gamma + w_k$$

اولین معادله  $n$  بار تخمین زده می‌شود، یکبار برای هر شرکت  $i$  و سپس ضریب برآورد شده روی  $X_{ijk}$  در هر رگرسیون یک مشاهده برای رگرسیون مرحله‌ی دوم ایجاد می‌کند. مدل فوق را می‌توان به‌عنوان یک مدل خطی مختلط<sup>۱</sup> بازتصریح کرد، زیرا با جایگذاری رابطه‌ی (۱۱) در (۱۰) خواهیم داشت:

$$y_{ij} = (\hat{X}_{ij}W_j)\gamma + \hat{X}_{ij}v_j + u_{ij} \quad (13)$$

هدف این است که پارامتر رگرسیون  $\gamma$  و واریانس‌ها و کواریانس‌های خطاها  $u_{ij}$  و  $v_j$  برآورد شود. از آن‌جا که فرض می‌شود خطاها از برآوردگرها مستقل هستند، برآورد OLS منجر به تخمین‌های سازگار پارامتر  $\gamma$  می‌شود. رهیافت فوق از برآوردگرهای کاراتری استفاده می‌کند که فروضی بر روی واریانس‌ها و کواریانس‌ها  $u_{ij}$  و  $v_j$  به کار می‌گیرند.

برآوردهای مربوط به این روش با استفاده از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی (MLE)<sup>۲</sup>

1. Mixed Linear Model  
2. Maximum Likelihood Estimator

انجام می‌گیرد. با انجام محاسبات از طریق برآوردگر حداکثر درست‌نمایی، برآوردهای سازگاری از واریانس  $u_{it} + v_{it}$  به دست خواهد آمد.

باید به این نکته توجه داشت که بدون توجه به نوع صنعت و نحوه‌ی وابستگی صنایع به صنعت نفت به‌عنوان یکی از بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران (به‌عنوان متغیرهای غیرقابل مشاهده‌ای که کمیتی نمی‌توان برای آن‌ها اندازه‌گیری کرد)، تحلیل‌ها ناقص خواهد بود. بر این اساس، ابتدا لازم است شرکت‌ها در قالب گروه‌های صنعتی مختلف تقسیم‌بندی شده و سپس با در نظر گرفتن صنعتی که هر شرکت به آن تعلق دارد و همچنین جدا کردن اثرات صنایع وابسته به نفت، اثر متغیرهای الگو بر عملکرد شرکت تعیین شود. با این توصیف، الگوی مورد استفاده از شکل اثرات خطی به اثرات چندسطحی<sup>۱</sup> تبدیل می‌شود؛ به این صورت که در سطح اول تحلیل، متغیرهای اثرگذار مربوط به نحوه‌ی تأمین مالی بر عملکرد شرکت‌ها و در سطح دوم متغیر مربوط به نوع صنعت و در سطح سوم متغیر مربوط به صنایع وابسته به نفت وارد می‌شود. به این ترتیب، نتایج برآوردها حاوی جمع اثرات مستقیم ناشی از متغیرهای توضیحی و آثار غیرمستقیم سطح بالاتر خواهد بود.

با تخمین (۹)، بررسی می‌شود که آیا میزان دسترسی به ابزارهای بدهی نقشی در تعیین عملکرد بنگاه دارد یا خیر. فرضیه‌ی تحقیق این است که افزایش تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی اثر مثبت بر عملکرد دارد، زیرا افزایش بدهی به‌عنوان ابزار نظم‌دهنده به رفتار مدیران منجر به کاهش هزینه‌های نمایندگی و بهبود عملکرد می‌شود، بنابراین، اگر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی اثری بر عملکرد بنگاه داشته باشد، باید انتظار ضرایب مثبت و معنی‌دار برای ابزارهای بدهی را داشت.

#### ۴. برآورد مدل

##### ۱.۴. آمار توصیفی

قبل از برآورد مدل پژوهش، به بررسی ویژگی‌ها و توصیف متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود. جدول (۱)، متغیرهای استفاده شده در الگو و همچنین تعداد دیگری از ویژگی‌های بنگاه‌های مورد بررسی را توصیف می‌کند. ستون (۱) جدول زیر به داده‌های مربوط به کل بنگاه‌ها اختصاص دارد. نرخ بازده دارایی‌های بنگاه‌های مورد بررسی ۱۵ درصد و نرخ بازده فروش آن‌ها نیز تقریباً ۲۰ درصد است. نسبت نیروی کار به سرمایه یا به عبارتی میزان کاربری بنگاه‌ها ۴۲ درصد بوده، که می‌توان گفت سرمایه‌بر هستند. میانگین سن بنگاه‌ها حدود ۳۱ سال و تنها ۹ درصد از حجم فروش آن‌ها به صورت صادراتی بوده است. همچنین نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به کل فروش بنگاه‌ها بسیار ناچیز بوده و تقریباً برابر با صفر است.

1. Multi-Level (Mixed) Effects Model

جدول ۱. توصیف داده‌های پژوهش

	نمونه کامل (۱)	گروه‌بندی بنگاه‌ها بر اساس مالکیت		گروه‌بندی بنگاه‌ها بر اساس وضعیت صادرات		گروه‌بندی بنگاه‌ها بر اساس وابستگی مستقیم به صنعت نفت	
		بنگاه‌های دولتی (۲)	بنگاه‌های غیردولتی (۳)	بنگاه‌های صادراتی (۴)	بنگاه‌های غیرصادراتی (۵)	بنگاه‌های وابسته (۶)	بنگاه‌های غیروابسته (۷)
TFP	۲/۹۴۴ (۳/۰۷۸)	۳/۴۸۶ (۲/۸۶۹)	۲/۷۳۶ (۳/۱۳۱)	۳/۰۰۸ (۳/۳۷۷)	۲/۸۱۹ (۲/۳۹۴)	۳/۵۵۸ (۱/۰۵۵)	۲/۸۴۸ (۳/۲۷۳)
ROA	۰/۱۵۰ (۰/۱۴۵)	۰/۱۶۸ (۰/۱۴۹)	۰/۱۴۴ (۰/۱۴۳)	۰/۱۶۰ (۰/۱۵۱)	۰/۱۳۲ (۰/۱۳۰)	۰/۱۸۸ (۰/۱۷۶)	۰/۱۴۵ (۰/۱۳۹)
ROS	۰/۱۹۷ (۰/۲۳۵)	۰/۲۱۱ (۰/۲۴۷)	۰/۱۹۱ (۰/۲۳۰)	۰/۲۱۶ (۰/۲۳۳)	۰/۱۶۱ (۰/۲۳۵)	۰/۲۰۶ (۰/۳۰۹)	۰/۱۹۵ (۰/۲۲۲)
Size	۹/۲۶۶ (۱/۵۱۶)	۱۰/۰۵۸ (۱/۸۱۴)	۸/۹۶۴ (۱/۳۱۴)	۹/۴۴۰ (۱/۴۱۵)	۸/۹۳۴ (۱/۶۴۴)	۱۰/۰۸۲ (۱/۷۲۶)	۹/۱۴۰ (۱/۴۴۱)
L/K	۰/۴۲۳ (۰/۵۲۵)	۰/۲۸۰ (۰/۴۱۶)	۰/۴۷۷ (۰/۵۵۱)	۰/۳۹۹ (۰/۴۹۵)	۰/۴۶۸ (۰/۵۷۵)	۰/۲۲۴ (۰/۴۲۷)	۰/۴۵۳ (۰/۵۳۲)
Age	۳۱/۱۲۲ (۱۳/۴۲۰)	۲۹/۴۳۲ (۱۳/۰۲۸)	۳۱/۸۶۷ (۱۳/۴۵۰)	۳۲/۴۴۶ (۱۲/۲۵۳)	۲۸/۹۶۱ (۱۴/۹۹۴)	۲۵/۴۴۷ (۱۳/۶۴۴)	۳۲/۰۰۵ (۱۳/۱۷۱)
CF/K	۱/۲۳۷ (۱/۹۴۳)	۱/۳۳۸ (۲/۳۸۵)	۱/۱۹۹ (۱/۷۴۴)	۱/۳۱۶ (۲/۰۸۰)	۱/۰۸۸ (۱/۶۴۰)	۱/۲۶۵ (۲/۹۳۱)	۱/۲۳۳ (۱/۷۴۲)
Leverage	۰/۶۵۱ (۰/۲۰۰)	۰/۶۴۶ (۰/۱۹۱)	۰/۶۵۳ (۰/۲۰۴)	۰/۶۵۴ (۰/۱۹۸)	۰/۶۴۴ (۰/۲۰۵)	۰/۶۲۶ (۰/۲۲۰)	۰/۶۵۵ (۰/۱۹۷)
Coverage ratio	۸۵/۰۲۴ (۲۲۷/۳۸۴)	۱۶۴/۶۲۳ (۱۲۲/۱۵۴)	۵۶/۷۳۱ (۴۲۱/۰۱۹)	۱۰۱/۷۹۸ (۸۲۶/۲۰۰)	۵۱/۳۶۴ (۴۶۸/۹۹۳)	۱۲۹/۳۷۹ (۵۶۰/۳۴۲)	۷۹/۵۷۵ (۷۴۵/۲۸۵)
WorCap	۰/۰۷۵ (۰/۲۲۳)	۰/۰۴۳ (۰/۲۰۸)	۰/۰۸۷ (۰/۲۲۷)	۰/۰۷۷ (۰/۲۲۷)	۰/۰۷۰ (۰/۲۱۴)	۰/۰۶۷ (۰/۲۲۲)	۰/۰۷۶ (۰/۲۲۳)
Exp/Sale	۰/۰۹۱ (۰/۱۷۳)	۰/۰۹۵ (۰/۱۵۶)	۰/۰۸۹ (۰/۱۷۹)	۰/۱۳۹ (۰/۱۹۷)		۰/۱۷۷ (۰/۲۴۷)	۰/۰۷۸ (۰/۱۵۴)
R&D	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۰ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۰ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۰ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)
تعداد مشاهدات (%)	۱۹۴۶ (۱۰۰٪)	۵۳۷ (۲۷/۶٪)	۱۴۰۹ (۷۲/۴٪)	۱۲۷۷ (۶۵/۶٪)	۶۶۹ (۳۴/۴٪)	۲۶۰ (۱۳/۴٪)	۱۶۸۶ (۸۶/۶٪)

جدول فوق میانگین ساده را به همراه انحراف معیار (اعداد داخل پرانتز) ارائه می‌نماید. TFP، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید است که با استفاده از روش لویسنسون و پترین (۲۰۰۳) برآورد شده است. ROA، بازده دارایی‌ها (سود خالص پس از کسر مالیات تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها)؛ ROS، بازده فروش (سود قبل از کسر مالیات تقسیم بر کل فروش)؛ Size، اندازه بنگاه (لگاریتم ارزش دفتری کل دارایی‌های حقیقی)؛ L/K، مقدار کاربری (تعداد نیروی کار تقسیم بر دارایی‌های ثابت مشهود واقعی)؛ CF/K، جریان نقدی تقسیم بر دارایی‌های ثابت مشهود؛ Leverage، اهرم مالی (کل بدهی‌ها بر روی کل دارایی‌ها)؛ Coverage ratio، نسبت پوشش (سود قبل از کسر مالیات تقسیم بر کل پرداخت‌های بهره‌ای)؛ WorCap، سرمایه در گردش (دارایی‌های جاری منهای بدهی‌های جاری تقسیم بر کل دارایی‌ها)؛ Exp/Sale، نسبت درآمدهای صادراتی به کل فروش و R&D نیز نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به کل فروش می‌باشند.

به‌منظور بررسی دقیق‌تر وضعیت بنگاه‌ها، اطلاعات بنگاه‌ها در سه گروه نوع مالکیت (ستون‌های (۲) و (۳))، وضعیت صادرات (ستون‌های (۴) و (۵)) و وابستگی به صنعت نفت (ستون‌های (۵) و (۶)) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

#### ۱.۱.۴. نوع مالکیت

در ستون (۲) جدول فوق داده‌های مربوط به بنگاه-سال‌هایی که مالکیت دولتی دارند و در ستون (۳) بنگاه-سال‌هایی که مالکیت غیردولتی دارند، بررسی می‌شوند. ۲۷/۶ درصد از بنگاه-سال‌های مورد بررسی دولتی و ۷۲/۴ درصد نیز غیردولتی می‌باشند.

جدول فوق نشان می‌دهد که بهره‌وری کل عوامل تولید به‌طور قابل ملاحظه‌ای در بنگاه‌های دولتی بیشتر از بنگاه‌های غیردولتی است. بازده دارایی‌ها و بازده فروش که سودآوری را نشان می‌دهند، برای بنگاه‌های دولتی بسیار بیشتر از بازده دارایی‌ها و بازده فروش بنگاه‌های غیردولتی است. به‌طور کلی معیارهای مربوط به عملکرد بنگاه‌ها نشان‌دهنده‌ی وضعیت بسیار بهتری برای بنگاه‌های دولتی هستند. اندازه‌ی بنگاه‌های دولتی به مراتب بزرگ‌تر از بنگاه‌های غیردولتی بوده و از سوی دیگر، بنگاه‌های دولتی سرمایه‌پرتر هستند؛ به‌طوری‌که شاخص میزان کاربری برای دولتی‌ها تقریباً به اندازه‌ی نصف بنگاه‌های غیردولتی می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، فرآیند تولید بنگاه‌های دولتی سرمایه‌پرتر از بنگاه‌های خصوصی است. در این‌جا تفاوت قابل ملاحظه‌ای در سن بنگاه‌های نمونه وجود نداشته و میانگین سن بنگاه‌های دولتی حدود ۲۹/۵ سال و برای بنگاه‌های غیردولتی حدود ۳۲ سال می‌باشد (با توجه به داده‌های سال ۱۳۹۲).

نسبت جریان نقدی به سرمایه برای بنگاه‌های دولتی (۱۳۳/۸ درصد) بیشتر از بنگاه‌های غیردولتی (۱۱۹/۹ درصد) می‌باشد، که این موضوع ممکن است به‌دلیل سودآوری بهتر آن‌ها باشد. با دقت در آمار فوق می‌توان دریافت که به‌طور کلی نسبت جریان نقدی به سرمایه در کل بنگاه‌های مورد بررسی بالا بوده و نزدیک به ۱۲۳ درصد است و انتظار می‌رود این حجم از جریان نقدی آزاد با توجه به تئوری نمایندگی یینسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) و یینسن (۱۹۸۶) تأثیر منفی بر عملکرد بنگاه‌ها داشته باشد. اهرم مالی برای دو گروه بنگاه‌ها نزدیک به ۶۵ درصد بوده و تفاوت قابل ملاحظه‌ای میان بنگاه‌ها از نظر نحوه تأمین مالی از طریق بدهی وجود ندارد. از سویی نسبت پوشش بهره برای بنگاه‌های دولتی به‌طور چشمگیری بیشتر از بنگاه‌های غیردولتی است (۱۶۴۶۲/۳ درصد در مقابل ۵۶۷۳/۱ درصد). این مقادیر بسیار زیاد نسبت پوشش بهره برای هر دو گروه بنگاه‌ها حاکی از استفاده‌ی بسیار کم آن‌ها از وام و تسهیلات بانکی است. در

حقیقت حجم پرداخت‌های بهره‌ای نسبت به سود قبل از کسر مالیات بنگاه‌ها مقدار بسیار ناچیزی بوده و نشان‌دهنده‌ی این است که بخش قابل توجهی از بدهی‌های بنگاه‌ها ناشی از اعتبارات تجاری است که به آن‌ها بهره‌ای تعلق نمی‌گیرد. دلیل این موضوع می‌تواند عدم دسترسی بنگاه‌ها به وام و اعتبارات بانکی و یا دیدگاه حاکم بر فضای مدیریت بنگاه‌ها باشد که از وام بانکی و پرداخت بهره اجتناب کنند. در هر صورت میزان پرداخت‌های بهره‌ای بنگاه‌ها (که برای آن‌ها سپر مالیاتی ایجاد می‌نماید) نسبت به سود آن‌ها مقدار ناچیزی است، بنابراین با توجه به اندازه‌ی اهرم مالی و میزان پرداخت‌های بهره‌ای بنگاه‌ها، می‌توان گفت منافع نهایی بدهی (صرفه‌جویی مالیاتی و همچنین نقش نظم‌دهندگی آن) بیش از هزینه‌ی نهایی آن (افزایش احتمال ورشکستگی) بوده و به سطح بهینه‌ی مورد نظر تئوری توازن ساختار سرمایه نرسیده است. بر این اساس انتظار می‌رود طبق مدل‌های نمایندگی ینسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) و ینسن (۱۹۸۶)، اثر اهرم مالی بر عملکرد بنگاه‌ها مثبت بوده و ارزش بنگاه را حداکثر می‌کند. لازم به ذکر است که نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌های بنگاه‌های غیردولتی دو برابر بنگاه‌های دولتی است (۸/۷ درصد در مقابل ۴/۳ درصد). بررسی دقیق‌تر نسبت سرمایه در گردش به دارایی‌های کل بنگاه‌ها (به‌طور میانگین ۷/۵ درصد) نشان‌دهنده‌ی پایین بودن میزان سرمایه در گردش بنگاه می‌باشد.

نسبت صادرات به فروش در بنگاه‌های دولتی ۹/۵ درصد بوده و اندکی بیشتر از بنگاه‌های غیردولتی (۸/۹ درصد) است؛ اما به‌طور کلی حجم صادرات به فروش برای کل نمونه مقدار قابل توجهی نیست. نسبت هزینه‌های انجام شده روی تحقیق و توسعه به فروش برای هر دو گروه بنگاه‌ها نزدیک به صفر بوده و نشان‌دهنده‌ی عدم توجه به نقش تحقیق و توسعه بر افزایش بهره‌وری بنگاه‌ها در نمونه‌ی مورد بررسی است. این موضوع زمانی اهمیت بیشتری می‌یابد که نمونه‌ی مورد بررسی مربوط به شرکت‌های بورسی بوده و این شرکت‌ها به نسبت سایرین از کیفیت بالاتری برخوردار هستند.

#### ۲.۱.۴. وضعیت صادراتی

در جدول فوق علاوه بر تقسیم‌بندی بنگاه‌ها بر اساس مالکیت آن‌ها، تقسیم‌بندی دیگری بر مبنای وضعیت صادرات آن‌ها نیز ارائه شده است. در ستون (۴) اطلاعات بنگاه - سال‌های صادرکننده و در ستون (۵) اطلاعات بنگاه - سال‌هایی که صادرات ندارند، آورده شده است. برای ۶/۶ درصد از بنگاه - سال‌ها ارقام مثبت برای صادرات گزارش شده و در ۴/۴ درصد نیز صادراتی انجام نگرفته است. هدف از این تقسیم‌بندی، بررسی این موضوع است که مشخص شود که آیا بین بنگاه‌های صادراتی و غیرصادراتی تفاوتی

از نظر عملکرد و مشخصات آن‌ها وجود دارد یا خیر. مشاهده می‌شود که شاخص‌های عملکرد بنگاه یعنی لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید، بازده دارایی‌ها و بازده فروش برای بنگاه‌های صادراتی بیشتر از بنگاه‌های غیرصادراتی بوده و لذا بنگاه‌های صادراتی بهره‌ورتر و سودآورتر هستند که این موضوع با ادبیات اقتصاد بین‌الملل سازگار است. شواهد زیادی وجود دارد مبنی بر این که دسترسی به بازارهای بین‌المللی بهره‌وری بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد (برنارد و یسنس<sup>۱</sup>، ۱۹۹۹).

بنگاه‌های صادرکننده نسبت به بنگاه‌هایی که صادرات ندارند، از نظر سرمایه برتر، از نظر اندازه بزرگ‌تر و همچنین مسن‌تر هستند. از سویی نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به فروش برای هر دو گروه بسیار ناچیز و نزدیک به صفر است. از منظر شاخص‌های مربوط به نحوه‌ی تأمین مالی، نسبت جریان نقدی آزاد به دارایی ثابت مشهود، اهرم مالی، نسبت پوشش بدهی و نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها برای بنگاه‌های صادراتی بیشتر از سایر بنگاه‌هاست. این موضوع بیانگر این است که بنگاه‌های صادراتی از منابع مالی بیشتری (اعم از داخل و خارج از بنگاه) برخوردار هستند.

#### ۳.۱.۴. وابستگی به صنعت نفت

برای بررسی این موضوع که وابستگی مستقیم بنگاه‌ها به صنعت نفت (با توجه به مزیت‌هایی که این صنعت با خود به همراه دارد) چه تأثیری بر وضعیت آن‌ها دارد، در ستون (۶) جدول فوق اطلاعات مربوط به بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت و در ستون (۷) اطلاعات مربوط به بنگاه‌های غیروابسته ارائه شده است. بنگاه‌هایی که در سه صنعت زیر فعالیت داشتند به‌عنوان بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت در نظر گرفته شده‌اند: (۱) فرآورده‌های نفتی، (۲) محصولات شیمیایی (شامل پتروشیمی‌ها) و (۳) عرضه‌ی برق، گاز، بخار و آب گرم. تعداد بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت در نمونه‌ی مورد بررسی ۱۹ بنگاه بوده که معادل ۱۳/۴ درصد از کل حجم نمونه می‌باشد.

از منظر معیارهای مربوط به عملکرد بنگاه‌ها، بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت بهره‌ورتر و سودآورتر بوده‌اند، به‌گونه‌ای که لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید، بازده فروش و بازده دارایی آن‌ها بیشتر از بنگاه‌های غیروابسته می‌باشد.

بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت از نظر اندازه، بزرگ‌تر بوده و سرمایه‌برتر هستند. سن بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت نسبت به سایر بنگاه‌ها کمتر بوده و نسبت صادرات

1. Bernard & Jensen



به فروش آن‌ها ۱۷/۷ درصد است، در حالی که این نسبت برای بنگاه‌های غیروابسته ۷/۸ درصد می‌باشد.

نسبت جریان نقدی به دارایی ثابت مشهود و همچنین اهرم مالی برای هر دو گروه بنگاه‌ها تقریباً مشابه بوده و تفاوت چندانی ندارد. نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌های بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت در مقایسه با سایر بنگاه‌ها کمتر بوده، اما نسبت پوشش بهره‌ی آن‌ها به‌طور قابل توجهی بیشتر از بنگاه‌های غیروابسته است.

#### ۲.۴. برآورد مدل

نتایج تخمین معادله‌ی (۹) در جدول (۲) آورده شده است. در ستون‌های ۱ تا ۳ نتایج برآورد الگو برای نمونه‌ی کامل آورده شده است. ستون ۴ نیز نتایج برآورد الگو برای شرکت‌های دولتی را ارائه می‌کند.

پیش از تفسیر نتایج الگو، لازم است ابتدا نسبت به مناسب بودن الگوی چندسطحی در برابر الگوی خطی<sup>۱</sup> (الگوهای مرسوم خطی یا یک‌سطحی) اطمینان حاصل شود. پس، فرضیه‌ی صفر مبنی بر بی‌معنا بودن الگوی چندسطحی در برابر الگوی خطی به‌صورت زیر آزمون می‌شود:

$$\begin{aligned} H_0: Z_{ijt}^{(2)} u_{ijt}^{(2)} = 0 & \quad \text{فرضیه‌ی صفر: اثرات ناشی از سطح دوم تحلیل} \\ & \quad \text{به‌لحاظ آماری بی‌معناست.} \\ H_1: Z_{ijt}^{(2)} u_{ijt}^{(2)} \neq 0 & \quad \text{فرضیه‌ی مقابل: اثرات ناشی از سطح دوم تحلیل} \\ & \quad \text{از نظر آماری معنادار است.} \end{aligned} \quad (14)$$

همان‌گونه که در جدول نتایج گزارش شده است، برای تمامی برآوردها، سطوح دوم و سوم تحلیل از نظر آماری قویاً معنادار هستند.

ستون (۱) جدول از متغیر لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) به‌عنوان متغیر وابسته، و ستون‌های (۲) و (۳) از متغیرهای بازده دارایی‌ها (ROA) و بازده فروش (ROS) استفاده کرده‌اند. لازم به ذکر است متغیرهای مربوط به عملکرد بنگاه فرآیند مرتبه‌ی اول مارکف را دنبال می‌کنند، لذا به‌منظور کنترل همبستگی سریالی وقفه‌ی اول متغیر وابسته وارد شده است (چن و گواریگلیا<sup>۲</sup>، ۲۰۱۳). مشاهده می‌شود که در هر سه مورد، وقفه‌ی اول متغیر وابسته تأثیر مثبتی بر متغیر وابسته داشته و در سطح یک درصد معنی‌دار است. در ادامه به بررسی نتایج اصلی برآورد الگو پرداخته می‌شود.

1. LR test vs. linear regression  
2. Chen & Guariglia

طبق نتایج ستون (۱)، اندازه‌ی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر TFP دارد، در حالی که سن، تأثیر منفی و معنی‌داری بر TFP دارد. این موضوع که بهره‌وری بنگاه‌های بزرگ‌تر بیشتر از بهره‌وری بنگاه‌های کوچک‌تر است، به‌طور گسترده از جنبه‌های نظری (ملیتز<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳) و تجربی (برنارد و یسن، ۱۹۹۹) مستند شده است. گاتی و لاو<sup>۲</sup> (۲۰۰۸)، به اثر منفی سن بر بهره‌وری اشاره داشته و چن و گوارینگلیا (۲۰۱۳) اثر منفی سن بنگاه بر TFP را این‌گونه توجیه می‌کنند که بیشتر بنگاه‌هایی که سن بیشتری دارند، انعطاف‌پذیری مالی، سودآوری، پویایی و کارایی کمتری نسبت به بنگاه‌های جوان‌تر دارند.

مانند مطالعات گرینوی و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۷) و چن و گوارینگلیا (۲۰۱۳)، در این‌جا هم تأثیر صادرات بر بهره‌وری از نظر آماری بی‌معنا گزارش شده است. این موضوع را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که فعالیت‌های صادراتی بنگاه‌های صادرکننده زمینه‌ساز رشد بهره‌وری آن‌ها نشده و از طرفی ورود آن‌ها به بازارهای صادراتی به‌دلیل بهره‌وری بیشتر آن‌ها نسبت به سایر بنگاه‌ها نبوده و بیشتر بنگاه‌های صادرکننده به‌دلیل بهره‌مندی از حمایت‌های دولت (نظیر نرخ پایین حامل‌های انرژی برای بسیاری از صنایع نظیر صنعت پتروشیمی و یا حمایت‌های ویژه دولت از صنعت خودروسازی) و یا فروش مواد اولیه و محصولات فرآوری نشده به سایر کشورها (همانند استخراج از معادن و منابع طبیعی) وارد بازارهای بین‌المللی شده‌اند.

تأثیر دسترسی به منابع مالی داخلی (جریان نقدی) بر بهره‌وری، منفی و به شدت معنی‌دار گزارش شده است که با تئوری نمایندگی سازگاری کامل دارد. بر اساس مطالعه‌ی یسن (۱۹۸۶)، هر چه منابع مالی صلاح‌دیدی بیشتری در اختیار مدیر باشد، احتمال این‌که از آن‌ها در راستای منافع شخصی خود استفاده کند، بیشتر است. این بدان معنی است که مدیران یک میل باطنی برای گسترش مقیاس بنگاه خود دارند، حتی اگر این کار منجر به سرمایه‌گذاری بیش از اندازه، اجرای پروژه‌های ضعیف‌تر و در نهایت کاهش ارزش بنگاه شود. از سوی دیگر، تأثیر تأمین مالی از طریق بدهی (هرم مالی) بر بهره‌وری مثبت و به شدت معنی‌دار می‌باشد. افزایش میزان استفاده از ابزارهای بدهی منجر به کاهش منابع مالی صلاح‌دیدی در اختیار بنگاه شده و امکان تصمیمات همراه با کژگزینی و کژمنشی را به حداقل می‌رساند. از آن‌جا که مدیران همواره توجه بسیاری به ضرر و زیان بنگاه دارند، در مقایسه با سهامداران بیشتر نگران ورشکستگی هستند، بنابراین زمانی که وضعیت بدهی بنگاه بدتر می‌شود و خطر ورشکستگی زیاد

1. Melitz

2. Gati & Love

3. Greenaway & et al

می‌شود، آن‌ها تمام تلاش خود را برای افزایش انضباط مالی و کاهش هزینه‌ها، افزایش کارایی، کاهش دستمزدها و از این قبیل اقدامات نظم‌دهنده در راستای افزایش بهره‌وری خود به کار می‌گیرند. بر این اساس، شواهد حاکی از تأیید فرضیه‌ی تحقیق مبتنی بر اثر مثبت استفاده از ابزارهای بدهی بر بهره‌وری بنگاه‌ها می‌باشند. طبق نتایج گزارش شده در جدول (۴)، توان دوم اهرم مالی دارای تأثیر منفی بر بهره‌وری بنگاه‌هاست، بنابراین اثر اهرم مالی بر بهره‌وری بنگاه‌ها غیرخطی و به صورت U- معکوس بوده و با تئوری توازن ساختار سرمایه (تانگ و جانگ، ۲۰۰۷؛ جانگ و همکاران، ۲۰۰۸) هماهنگی دارد. تأثیر سرمایه در گردش بر بهره‌وری بنگاه‌ها مثبت و به شدت معنی‌دار می‌باشد. دسترسی به مقدار زیاد دارایی‌های نقدشونده توان بنگاه را در بازپرداخت به‌موقع بدهی‌های جاری افزایش می‌دهد. بنگاه‌هایی که دارایی‌های جاری بیشتری دارند، به سرعت می‌توانند بخشی از دارایی‌های خود را در مواقع نیاز به منابع مالی اضافی برای تأمین مالی فعالیت‌های افزایش‌دهنده‌ی بهره‌وری، تبدیل به نقد کنند. در مقابل، بنگاه‌هایی که سرمایه در گردش ندارند، ممکن است قادر به انجام چنین فعالیت‌هایی نباشند (فاتزازی و پترسن، ۱۹۹۳؛ نوتسی و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۵؛ دینگ و همکاران، ۲۰۱۳).

برخلاف شواهد نظری و تجربی موجود مبنی بر تأثیر مثبت تحقیق و توسعه بر بهره‌وری، در این جا هزینه‌های تحقیق و توسعه تأثیر منفی و از نظر آماری بی‌معنی بر بهره‌وری داشته است. دلیل اصلی این موضوع را می‌توان در عدم ثبت درست حسابداری هزینه‌های تحقیق و توسعه در صورت‌های مالی شرکت‌ها دانست. در بسیاری از موارد هزینه‌های مربوط به مشاوران با عنوان هزینه‌های تحقیق و توسعه ثبت می‌شود و در مواردی هم هزینه‌های تحقیق و توسعه در قالب سایر هزینه‌ها و یا هزینه‌های سربار پروژه‌ها ثبت شده و قابل ردگیری در صورت‌های مالی شرکت‌ها نیستند. تأثیر اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی و افزایش نرخ ارز مطابق انتظار بر بهره‌وری بنگاه‌ها منفی و به شدت معنی‌دار بوده است. هر دوی این وقایع که فضای اقتصاد کلان ایران را تحت تأثیر قرار داده‌اند، منجر به افزایش هزینه‌های بنگاه‌ها در دوره‌ی زمانی موردنظر شده‌اند. از سویی با توجه به این که سهم صادرات از فروش بنگاه‌ها (همان‌طور که در جدول (۱) نشان داده شد) بسیار کم است، افزایش نرخ ارز بیش از آن که درآمدهای بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، سبب ایجاد فشار هزینه بر آن‌ها شده است.

1. Nucci & et al.

تحریم‌های نفتی که از سال ۱۳۹۱ به صورت جدی دنبال شده، برخلاف انتظار تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری بنگاه‌ها داشته است. دلیل اصلی این موضوع را می‌توان این‌طور بیان کرد که اگرچه تحریم‌هایی که قطع درآمدهای نفتی دولت را هدف قرار داده بوده‌اند، از سال ۱۳۹۱ کلید خوردند، اما تا پایان دوره‌ی مورد بررسی که سال ۱۳۹۲ می‌باشد، تأثیر خود را بر اقتصاد ایران و بنگاه‌های تولیدی بر جای نگذاشته بودند.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد الگو

Dependent variable	TFP <sub>it</sub> (۱)	ROA <sub>it</sub> (۲)	ROS <sub>it</sub> (۳)
(Dependent variable) <sub>i,t-1</sub>	۰/۸۱۶*** (۰/۰۱۳)	۰/۶۳۷*** (۰/۰۱۹)	۰/۴۳۲*** (۰/۰۲۱)
Age <sub>it</sub>	-۰/۰۲۱* (۰/۰۱۲)	-۰/۰۰۷* (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۵ (۰/۰۰۸)
Size <sub>it</sub>	۰/۰۲۷* (۰/۰۱۴)	-۰/۰۰۳*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۶* (۰/۰۰۳)
Exp/Sale <sub>it</sub>	-۰/۰۱۸ (۰/۰۳۷)	۰/۰۳۷ (۰/۰۲۹)	۰/۰۳۶ (۰/۰۷۸)
(CF/K) <sub>it</sub>	-۰/۰۱۱*** (۰/۰۰۳)	-۰/۰۲۶*** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۲۳*** (۰/۰۰۳)
Leverage <sub>i,t-1</sub>	۰/۴۲۰*** (۰/۰۷۵)	۰/۱۶۸*** (۰/۰۲۹)	۰/۲۵۶*** (۰/۰۵۸)
Leverage <sup>2</sup> <sub>i,t-1</sub>	-۰/۱۳۸*** (۰/۰۳۵)	-۰/۰۴۳*** (۰/۰۱۳)	-۰/۰۵۴*** (۰/۰۲۶)
WorCap <sub>it</sub>	۰/۱۴۵*** (۰/۰۳۵)	۰/۰۱۱ (۰/۰۱۳)	۰/۰۲۳ (۰/۰۵۸)
R&D <sub>it</sub>	-۱/۸۹۳ (۳/۱۱۲)	۱/۶۴۶ (۱/۱۶۰)	۲/۸۰۳ (۲/۲۲۲)
Embargo <sub>t</sub>	۰/۱۱۵*** (۰/۰۲۲)	۰/۰۳۱*** (۰/۰۰۸)	۰/۰۲۷* (۰/۰۱۶)
Subsidy <sub>t</sub>	-۰/۰۵۱*** (۰/۰۱۹)	-۰/۰۰۴ (۰/۰۰۷)	-۰/۰۱۴ (۰/۰۱۴)
Exchange <sub>t</sub>	-۰/۰۸۴*** (۰/۰۲۵)	-۰/۰۱۴ (۰/۰۰۹)	-۰/۰۲۱ (۰/۰۱۸)
تعداد مشاهدات	۱۷۹۰	۱۸۰۵	۱۸۰۵
تعداد صنایع	۲۰	۲۰	۲۰
آماره‌ی آزمون مناسب بودن الگوی چندسطحی (ارزش احتمال)	۹۰/۸۳ (۰/۰۰۰)	۱۳۷/۶۸ (۰/۰۰۰)	۷۳/۳۹ (۰/۰۰۰)
آماره‌ی آزمون والد (ارزش احتمال)	۴۰۸۹/۸۱ (۰/۰۰۰)	۷۹۱/۸۷ (۰/۰۰۰)	۴۰۸۹/۸۱ (۰/۰۰۰)

ستون‌های ۲ و ۳، سایر متغیرهای مربوط به عملکرد بنگاه‌ها را نشان می‌دهند. در ستون‌های ۲ و ۳، بهره‌وری کل عوامل تولید به ترتیب با بازده دارایی‌ها (ROA) و بازده فروش (ROS) جایگزین شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر استفاده از ابزارهای بدهی (اهرم مالی) بر سایر جنبه‌های عملکردی بنگاه‌ها، منفی و معنی‌دار است. بیشتر ضرایب و نتایج دیگر نیز مشابه زمانی است که از بهره‌وری به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است.

تأثیر سن بنگاه‌ها بر روی بازدهی فروش مانند قبل منفی و معنی‌دار است، اما این متغیر تأثیر معنی‌داری بر بازده فروش بنگاه‌ها نداشته است. تأثیر اندازهی بنگاه بر بازده فروش مانند بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت و معنی‌دار است، اما تأثیر آن بر روی بازده دارایی‌ها منفی و معنی‌دار گزارش شده است که منطقی به نظر می‌رسد. به‌طور کلی طبق فرمول محاسبه‌ی بازده دارایی‌ها، رابطه‌ی میان حجم دارایی‌ها (که اندازه‌ی بنگاه به‌وسیله‌ی آن اندازه‌گیری می‌شود) و بازده دارایی‌ها منفی است. تأثیر صادرات و تحقیق و توسعه بر هر سه متغیر وابسته یعنی TFP، ROA و ROS معنی‌دار نیست. تأثیر تحریم‌های نفتی برخلاف انتظار بر هر سه متغیر وابسته مثبت و معنی‌دار بوده که همان‌طور که قبلاً بیان شد دلیل این موضوع را می‌توان عدم تأثیرگذاری کامل تحریم‌ها بر اقتصاد ایران با توجه به شروع تحریم‌ها از سال ۱۳۹۱ و پایان دوره‌ی زمانی تحقیق یعنی ۱۳۹۲ دانست. تأثیر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و افزایش نرخ ارز بر هر سه متغیر وابسته منفی بوده ولی تأثیر معنی‌داری بر سودآوری بنگاه‌ها (بازده فروش و بازده دارایی‌ها) نداشته است. تأثیر دسترسی به منابع مالی داخلی (جریان‌ات نقدی آزاد) بر سودآوری بنگاه‌ها برای هر دو متغیر وابسته منفی و به‌شدت معنی‌دار و تأثیر تأمین مالی از طریق بدهی بر سودآوری بنگاه‌ها مثبت و به‌شدت معنی‌دار بوده است که مانند قبل مطابق با مدل‌های نمایندگی می‌باشد. اهرم مالی تأثیر غیرخطی بر سودآوری بنگاه‌ها داشته است که با توجه به شکل U - معکوس آن، مؤید تئوری توازن ساختار سرمایه می‌باشد. سرمایه‌ی در گردش تأثیر معنی‌داری بر سودآوری شرکت‌ها نداشته؛ هر چند که مانند بهره‌وری تأثیر مثبتی بر سودآوری داشته است.

به‌طور خلاصه، این نتایج بیان می‌کنند که افزایش جریان‌ات نقدی بنگاه تأثیر منفی و معنی‌داری بر بهره‌وری و سودآوری بنگاه‌های مورد بررسی داشته است و همان‌طور که تئوری نمایندگی بیان می‌کند، افزایش حجم بدهی‌ها از طریق کاهش هزینه‌های نمایندگی به‌طور مثبت و معنی‌داری بهره‌وری و سودآوری و به‌طور کلی عملکرد بنگاه‌های مورد بررسی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این نتایج فرضیه‌ی تحقیق مبنی بر

تأثیر مثبت افزایش استفاده از ابزارهای بدهی بر بهره‌وری در چارچوب تئوری نمایندگی را مورد تأیید قرار می‌دهد.

## ۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه از داده‌های تابلویی ۱۴۱ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در قالب ۲۰ صنعت طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ برای بررسی رابطه‌ی میان به‌کارگیری ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌ها (بهره‌وری و سودآوری) استفاده شده است. از متغیرهای جریان نقدی و اهرم مالی به ترتیب به‌عنوان نماینده‌های تأمین مالی داخلی و تأمین مالی از طریق بدهی استفاده شده است. همچنین متغیرهای اندازه، سن، وضعیت صادراتی، سرمایه در گردش و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه به‌عنوان متغیرهای کنترلی به کار رفته‌اند. متغیرهای مجازی مربوط به اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، نرخ ارز و تحریم‌های نفتی نیز به‌عنوان متغیرهای مشخص‌کننده‌ی وضعیت اقتصاد کلان کشور وارد مدل شده‌اند.

نتایج حاکی از آن است که دسترسی به جریان‌های نقدی آزاد اثر منفی و معنی‌دار و تأمین مالی از طریق بدهی اثر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد بنگاه‌ها داشته است. این شواهد تأیید می‌کنند که افزایش استفاده از ابزارهای بدهی از طریق کاهش هزینه‌های نمایندگی ناشی از دسترسی به جریان‌های نقدی آزاد، زمینه‌ساز بهبود عملکرد بنگاه‌ها می‌شوند. همچنین شواهد حاکی از غیرخطی بودن رابطه‌ی میان اهرم مالی و عملکرد بنگاه‌ها هستند. اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش نرخ ارز به دلیل افزایش هزینه‌ها، تأثیر منفی و معنی‌داری بر بهره‌وری بنگاه‌ها داشته است. به‌طور کلی می‌توان این‌طور بیان کرد که فضای اقتصاد کلان کشور طی سال‌های ۱۳۸۹ به بعد، زمینه‌ساز کاهش بهره‌وری بنگاه‌ها شده است.

## منابع

۱. جعفری صمیمی، احمد، خزائی، ایوب و منتظری شور کچالی، جلال (۱۳۹۲). بررسی اثر روش تأمین مالی بر رشد سودآوری بنگاه‌ها در ایران. فصلنامه‌ی علمی پژوهشی راهبرد اقتصاد، شماره‌ی ۷، ۱۰۶-۸۱.
۲. جعفری صمیمی، احمد، یحیی‌زاده‌فر، محمود و عبادی دولت‌آبادی، میرکریم (۱۳۸۳). بررسی رابطه‌ی روش‌های تأمین مالی خارجی (منابع خارجی) و بازده و قیمت سهام شرکت‌های بورس تهران. دو ماهنامه‌ی علمی پژوهشی دانش‌سور رفتار، سال یازدهم، شماره‌ی ۵، ۴۷-۳۷.

۳. خادم علیزاده، امیر (۱۳۹۲). بررسی نقش بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد خرد (سطح بنگاه، ۱۳۹۰-۱۳۷۰). *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره‌ی ۵۴.
۴. خانی، عبدالله، افشاری، حمیده و حسینی کندلجی، میرهادی (۱۳۹۲). بررسی تصمیمات تأمین مالی، زمان‌بندی بازار و سرمایه‌گذاری واقعی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه‌ی علمی پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، شماره‌ی ۱، ۱۲۲-۱۹۰.
۵. مرادزاده‌فرد، مهدی و نادعلی‌پور منفرد، حسام (۱۳۸۸). رابطه‌ی جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های تأمین مالی و بازده سهام. *پژوهشنامه‌ی حسابداری مالی و حسابرسی*، شماره‌ی ۱، ۱۶۱-۱۴۵.
۶. مرادزاده‌فرد، مهدی، نوری‌فرد، یداله و علیپور، سعیده (۱۳۹۲). رابطه‌ی نوع و حجم تأمین مالی با عملکرد عملیاتی، *پژوهشنامه‌ی حسابداری مالی و حسابرسی*، شماره‌ی ۱۹، ۱۰۱-۶۹.
۷. ملانظری، مهناز، حجازی، رضوان و صحرائی، محمد (۱۳۸۹). بررسی رابطه‌ی بین روش‌های تأمین مالی (منابع برون‌سازمانی) و موفقیت و عدم موفقیت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه‌ی حسابداری مالی و حسابرسی*، شماره‌ی ۶، ۸۶-۶۵.
۸. نیلی، فرهاد و محمودزاده، امینه (۱۳۹۳). تنگنای اعتباری از شواهد خرد تا پیامدهای کلان. *پژوهشکده‌ی پولی و بانکی*، گزارش سیاستی.
9. Aghion, P., Angeletos, G., Banerjee, A., & Manova, K. (2010). Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics*, 57, 246-265.
10. Ayyagari, M., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2010). Formal versus Informal Finance: Evidence from China. *Review of Financial Studies*, 23, 3048-3097.
11. Benito, A., & Hernando, I. (2007). Firm behavior and financial pressure: Evidence from Spanish panel data, *Bulletin of Economic Research*, 59, 283-311.
12. Berger, A. N., & Bonaccorsi di Patti, E. (2006). Capital structure and firm performance: A new approach to testing agency theory and an application to the banking industry. *Journal of Banking & Finance*, 30, 1065-1102.
13. Bernard, A. B., & Jensen, J. B. (1999). Exceptional exporter performance: cause, effect or both?. *Journal of International Economics*, 47, 1-25.

14. Brander, J. A., & Lewis, T. R. (1986). Oligopoly and financial structure: The limited liability effect. *The American Economic Review*, 76, 956–970.
15. Bhagat, S., & Bolton, B. (2008). Corporate governance and firm performance. *Journal of Corporate Finance*, 14, 257–273.
16. Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
17. Carpenter, R. E., Fazzari, S. M., & Petersen, B. C. (1994). Inventory investment, internal-finance fluctuations and the Business-cycle. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 75–138.
18. Carpenter, R. E., Fazzari, S. M., & Petersen, B. C. (1998). Financing constraints and inventory investment: A comparative study with high-frequency panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80, 513–519.
19. Carpenter, R. E., & Petersen, B. C. (2002). Is the growth of small firms constrained by internal finance?. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 298-309.
20. Chen, M., & Guariglia, A. (2013). Internal financial constraints and firm productivity in China: Do liquidity and export behavior make a difference?. *Journal of Comparative Economics*, 41(4), 1123–1140.
21. Ding, S., Guariglia, A., & Knight, J. (2013). Investment and financial constraints in China: does working capital management make a difference?. *Journal of Banking and Finance*, 37, 1490–1507.
22. Doraszelski, U., & Jaumandreu, J. (2013). R&D and productivity: Estimating endogenous productivity, forthcoming, *Review of Economic Studies*.
23. Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141–195.
24. Fosu, S. (2013). Capital structure, product market competition and performance: Evidence from South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance (In Press)*.
25. Fazzari, S. M., & Petersen, Bruce C. (1993) Working capital and fixed investment: new evidence on financing constraints. *The RAND Journal of Economics*, 24, 328-342.
26. Gatti, R., & Love, I. (2008). Does access to credit improve productivity? Evidence from Bulgaria. *Economics of Transition*, 16, 445–465.
27. Ghosh, S. (2008). Leverage, foreign borrowing and corporate performance: Firm level evidence for India. *Applied Economics Letters*, 15, 607–616.
28. Greenaway, D., Guariglia, A., & Kneller, R. (2007). Financial factors and exporting decisions. *Journal of International Economics*, 73: 377–395.
29. Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). New York: Pearson Education.



30. Grossman, S. J., & Hart, O.D. (1983). Corporate financial structure and managerial incentives (Working Paper No. R0398). *National Bureau of Economic Research*.
31. Guariglia, A., Liu, X., & Song, Lina. (2011). Internal finance and growth: Microeconomic evidence on Chinese firms. *Journal of Development Economics*, 96, 79–94.
32. Héricourt, J., & Poncet, S. (2009). FDI and credit constraints: firm level evidence in China. *Economic Systems* 33, 1–21.
33. Jang, S., Tang, C., & Chen, M. (2008). Financing behaviors of hotel companies. *International Journal of Hospitality Management*, 27, 478–487.
34. Jensen, M.C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 76, 323-329.
35. Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
36. King, M. R., & Santor, E. (2008). Family values: Ownership structure, performance and capital structure of Canadian firms. *Journal of Banking & Finance*, 32, 2423–2432.
37. King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32, 513–542.
38. Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks and economic growth. *American Economic Review*, 88(3), 537–558.
39. Levine, O., & Warusawitharana, M. (2014). Finance and productivity growth: Firm-level evidence. Finance and Economics Discussion Series, *Federal Reserve Board*, Washington, D. C.
40. Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control unobservables. *Review of Economic Studies*, 70, 317–341.
41. Maksimovic, V., & Titman, S. (1991). Financial policy and reputation for product quality. *The review of Financial Studies*, 4, 175–200.
42. Margaritis, D., & Psillaki, M. (2010). Capital structure, equity ownership and firm performance. *Journal of Banking & Finance*, 34, 621–632.
43. Melitz, M. J. (2003). The impact of intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71, 1695–1726.
44. Modigliani, F., & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporate finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48, 261–297.
45. Modigliani, F., & Miller, M. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *The American Economic Review*, 5, 433–443.

46. Myers, S. C. (1977). The determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5, 147–175.
47. Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187–221.
48. Nickell, S., & Nicolitsas, D. (1999). How does financial pressure affect firms?. *European Economic Review*, 43, 1435–1456.
49. Nucci, F., Pozzolo, A. F. & Schivardi, F. (2005). Is firm's productivity related to its financial structure? Evidence from microeconomic data. *Rivista di Politica Economica I-II*, 177–298.
50. Phillips, P. A., & Sipahioglu, M. A. (2004). Performance implications of capital structure: Evidence from quoted U.K. organisations with hotel interests. *The Service Industries Journal*, 24, 31–51.
51. Tang, C., & Jang, S. (2007). Revisit to the determinants of capital structure: a comparison between lodging firms and software firms. *International Journal of Hospitality Management*, 26 (1), 175–187.
52. Titman, S. (1984). The effect of capital structure on a firm's liquidation decision. *Journal of Financial Economics*, 13, 137–151.
53. Warusawitharana, M. (2013). Research and development, profits and firm value: A structural estimation, Finance and Economics Discussion Series, *Federal Reserve Board*, Washington, D. C.
54. Weill, L. (2008). Leverage and corporate performance: Does institutional environment matter?. *Small Business Economics*, 30, 251–265.
55. Weston, J., & Brigham, E. (1981). *Managerial Finance* (7th ed.). Dryden Press, Hinsdale, IL.