

تئوری نمایندگی، ساختار سرمایه و عملکرد شرکت در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران

سیدهادی عربی*

ریحانه ربیعی**

چکیده

بر مبنای تئوری نمایندگی، تعارضات نمایندگی به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه شرکت‌ها محسوب می‌شود. همچنین تصمیمات تأمین مالی، به‌عنوان یکی از تصمیمات استراتژیک در اداره شرکت‌ها، تحت تأثیر سازوکارهای راهبری شرکت قرار دارد. هدف این مقاله بررسی تجربی تأثیر انتخاب ساختار سرمایه بر عملکرد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران است. این پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی بوده و از روش داده‌های تلفیقی جهت تخمین مدل استفاده شده است. در این پژوهش ۱۵۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۲ بررسی شده است.

مقاله درصدد بررسی ارتباط بین ساختار سرمایه و عملکرد شرکت می‌باشد که برای این منظور دو فرضیه (رابطه منفی معناداری بین نسبت بدهی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و بازده حقوق صاحبان سهام/بازده دارایی‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد) مطرح شد که هر دو فرضیه در سطح اطمینان ۹۵ درصد قابل رد شدن نبودند. نتایج حاصل از این پژوهش که با استفاده از رگرسیون داده‌های تلفیقی به‌دست آمد، رابطه معکوسی بین نسبت بدهی و عملکرد شرکت نشان داد؛ یعنی استفاده بیشتر از اهرم مالی، سودآوری شرکت را تضعیف می‌کند، گرچه توقع بر آن است که نظارت قوی مؤثر بانک در سیستم بانکی بدون ربا موجب بهبود عملکرد شرکت‌های تسهیلات‌گیرنده از بانک باشد؛ ولی متأسفانه نتایج، چنین انتظاری را برآورده نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی: تئوری نمایندگی، ساختار سرمایه، عملکرد شرکت، بورس، اوراق بهادار.

طبقه‌بندی JEL: 310, 320, 380

۱. مقدمه

تئوری ساختار سرمایه و ارتباط آن با عملکرد و ارزش شرکت از زمان انتشار مقاله مودigliani و میلر^۱ (۱۹۵۸) مسئله مهمی در مالیه شرکتی بوده است. آنها به انتشار این موضوع پرداختند که در یک بازار سرمایه کامل که معاف از مالیات، هزینه‌های معاملاتی و دیگر هزینه‌هاست، ساختار سرمایه در تعیین ارزش شرکت عامل مهم و مؤثری محسوب نمی‌شود. همچنین نشان دادند که انتخاب بین تأمین مالی از طریق بدهی یا سهام هیچ تأثیر قابل توجهی بر ارزش شرکت ندارد و در نتیجه مدیریت نباید نگران نسبت بدهی و سهامی که ساختار سرمایه شرکت را تشکیل می‌دهد، باشد.

نظریه هزینه نمایندگی^۲ از سوی جنسن و مک‌لینگ^۳ (۱۹۷۶) معرفی شد. در این نظریه بیان می‌شود که منافع مدیران شرکت و سهامداران آن کاملاً هماهنگ با یکدیگر نیستند. تضاد بین مدیران و سهامداران به واسطه تفکیک مالکیت و مدیریت ایجاد می‌شود. هنگامی که مدیران به جای حداکثرسازی ارزش شرکت تمایل به حداکثرسازی منافع خود داشته باشند، این تضاد که تضاد مالک-عامل نیز خوانده می‌شود، بروز و ظهور می‌یابد. در نتیجه، انتشار بدهی می‌تواند هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد و عملکرد شرکت را با انتظام‌بخشی و تشویق مدیران برای فعالیت به نفع سهامداران به جای افراط در رفتارهای احتیاطی، تحت تأثیر قرار دهد.

در حالی که پیشینه وسیعی موضوع انتخاب و تأثیر تصمیمات ساختار سرمایه بر عملکرد شرکت را در طی چند دهه گذشته بررسی کرده، شواهد تجربی در هم آمیخته شده و نتایج ضد و نقیض در خصوص تأثیر مثبت یا منفی بدهی بر ارزش شرکت نشان می‌دهند. همچنین بیشتر مطالعاتی که به بررسی مفهوم ساختار سرمایه بر عملکرد شرکت پرداخته‌اند در کشورهای توسعه یافته بوده و شواهد تجربی مشابه اندکی در بازارهای نوظهور وجود دارد. در برابر ماهیت سرمایه‌داری محیط اقتصادی و سیاسی غرب و غلبه مؤسسات مالی با مالکیت خصوصی، چشم‌انداز مالی بازارهای نوظهور نظیر بازار سرمایه ایران که واحدهای اقتصادی با مالکیت دولتی سهم قابل توجهی در آن دارند ممکن است متفاوت باشد.

از طرف دیگر نظام بانکی ایران مبتنی بر قواعد شریعت تنظیم شده است و تجربه اجرای سه دهه بانکداری بدون ربا در ایران ویژگی خاصی به تأمین مالی در بازارهای ایران می‌دهد. از آنجا که در بانکداری بدون ربا بانک به وکالت از سپرده‌گذاران سرمایه‌گذاری می‌کند، انتظار می‌رود که فرآیند نظارت بر عملکرد شرکت‌های تسهیلات‌گیرنده توسط بانک به خوبی انجام و از این طریق موجب بهبود عملکرد شرکت‌ها شود.

1. Modigliani and Miller

2. Agency costs

3. Jensen and Meckling

از آنجا که ساختار سرمایه شرکت ارزش آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد و ممکن است اثر منفی بر انگیزه شرکت‌ها برای تأمین مالی از طریق بازار سرمایه داشته باشد و در نتیجه رونق و شکوفایی بازارهای سرمایه با مشکلاتی مواجه شود، تحقیق در مورد نحوه ارتباط و تأثیرگذاری ساختار سرمایه بر عملکرد شرکت ضروری است. این مقاله بر آن است تا دلالت رفتار و عملکرد انتخاب‌های ساختار سرمایه بر عملکرد شرکت را در بازار سرمایه نوظهور ایران بررسی کند.

بنابراین سؤال تحقیق این است که آیا رابطه منفی معناداری بین نسبت بدهی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و بازده حقوق صاحبان سهام و بازده دارایی‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. بدین منظور سؤال تحقیق در قالب دو فرضیه (رابطه منفی معنادار بین نسبت بدهی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و بازده حقوق صاحبان سهام، و رابطه منفی معناداری بین نسبت بدهی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و بازده دارایی‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران) براساس آمار استنباطی و تحلیل رگرسیونی آزمون می‌شود.

چنانکه گفته شد بانک‌های فعال در نظام بانکی ایران براساس قانون عملیات بانکی بدون ربا فعالیت می‌کنند که براساس آن بانک‌ها به وکالت از سپرده‌گذاران (سپرده‌گذاران در سپرده‌های سرمایه‌گذاری) منابع مالی را در طرح‌های سرمایه‌گذاری مختلف استفاده می‌کنند و از این طریق به شرکت‌هایی که نیازمند تأمین مالی هستند، تسهیلات می‌دهند. چنان‌که معمولاً محققان اقتصاد اسلامی یادآوری می‌کنند این روش تأمین مالی نسبت به نظام بانکی متعارف مبتنی بر ربا مستلزم نظارت مناسب و کارآمد بانک بر فعالیت شرکت‌هاست.

بنابراین انتظار می‌رود که نظارت قوی و مؤثر بانک موجب بهبود عملکرد شرکت‌های تسهیلات گیرنده شود و در نتیجه با افزایش نسبت بدهی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) شرکت‌ها نه تنها هزینه‌های نمایندگی کاهش می‌یابد؛ بلکه عملکرد شرکت‌ها نیز ارتقا یابد.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

پژوهش مودیگلیانی و میلر (۱۹۵۸) نخستین بار موضوع ساختار سرمایه را بررسی کرد. آنان در مقاله خود تحت عنوان «هزینه سرمایه، تأمین مالی شرکت و تئوری سرمایه‌گذاری» استدلال کردند که ساختار سرمایه در تعیین ارزش شرکت و عملکرد آینده آن، عامل مهم و مؤثری محسوب نمی‌شود. آنها در سال ۱۹۶۳ با در نظر گرفتن عامل مالیات بر درآمد در نظریه نخستین خود تجدید نظر و بیان کردند از آنجایی که استقراض برای شرکت مزیت مالیاتی ایجاد می‌کند، باید انتظار داشت که شرکت‌ها به منظور تأمین مالی از استقراض استفاده کنند، به دلیل آنکه در نهایت موجب افزایش ارزش شرکت می‌شود.

این نتیجه باعث انجام تحقیقات فراوان در ارتباط با بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل مودیگلیانی و میلر با لحاظ فروضی واقعی مرتبط با هزینه‌های بازار و عدم تقارن اطلاعاتی شد. گرچه تئوری‌های ساختار سرمایه متعددی طی ۵۰ سال اخیر توسعه یافته‌اند تا به تعیین ساختار سرمایه بهینه و تأثیر آن بر ارزش شرکت بپردازند؛ ولی آنها در تأکید نسبی بر ترکیب اجزای سرمایه با یکدیگر تفاوت دارند. برای مثال، در حالی که تئوری توازن^۱ پیشنهاد سطح بهینه یا سطح هدف بدهی بر حسب توازن بین پس‌اندازهای مالیاتی و هزینه‌های ورشکستگی را ارائه می‌دهد؛ تئوری اولویت‌بندی^۲، سلسله مراتبی از تصمیمات مالی را فرض می‌کند که براساس آن شرکت فقط در غیاب منابع مالی داخلی به منابع مالی خارجی متوسل می‌شود. به‌طور مشابه، تئوری نمایندگی^۳ بدهی در مورد هزینه‌های نمایندگی^۴ صحبت می‌کند که به واسطه تضاد بین مدیر و سهامداران افزایش می‌یابد.

از زمانی که مقاله جنسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) درباره هزینه‌های نمایندگی منتشر شد، کارهای تجربی فراوانی با مطالعات متعدد در بیشتر کشورها (که در آنها سرمایه خصوصی نقش اصلی را در اقتصاد بازی می‌کند) به بررسی ارتباط بین اهرم مالی و عملکرد شرکت پرداختند. تحت فرضیه هزینه نمایندگی، تفکیک مالکیت و مدیریت در شرکت‌ها به ایجاد تضاد منافع بین سهامداران و مدیران شرکت منجر می‌شود. این موضوع به این دلیل است که غالباً مدیران منابع شرکت را در پروژه‌هایی سرمایه‌گذاری می‌کنند که به جای حداکثرسازی ارزش شرکت، منافع شخصی خودشان را افزایش می‌دهد (جنسن،^۵ ۱۹۸۶). در نتیجه، استفاده از اهرم در ساختار سرمایه می‌تواند هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد. این مهم با محدود کردن و تشویق مدیران به عمل به نفع سهامداران از طریق نظم‌بخشی به انتخاب‌های سرمایه‌گذاری قابل دسترس خواهد بود.

بنابراین، افزایش اهرم می‌تواند هزینه‌های نمایندگی را تخفیف دهد و تأثیر مثبتی بر سودآوری و در نتیجه عملکرد شرکت داشته باشد. مطالعات تجربی متعدد شواهدی مبنی بر ارتباط مثبت بین سطح بدهی و عملکرد شرکت فراهم آورده‌اند. برای مثال، تاب^۶ (۱۹۷۵) عوامل تأثیرگذار بر انتخاب نسبت بدهی شرکت برای مجموعه‌ای از شرکت‌های آمریکایی را بررسی کرد و به این نتیجه رسید که ارتباط مثبت معناداری بین بدهی و سودآوری شرکت وجود دارد. به‌طور مشابه گروسمن و هارت^۷ (۱۹۸۲) و ویلیامز^۸ (۱۹۸۷) به این نتیجه رسیدند که اهرم بالاتر هزینه‌های نمایندگی را

1. Trade off theory

3. Agency theory

5. Jensen

7. Grossman and Hart

2. Pecking order theory

4. Agency costs

6. Taub

8. Williams

کاهش می‌دهد و ارزش شرکت را با تشویق مدیریت به فعالیت به نفع سهامداران افزایش می‌دهد. رودن و لولن^۱ (۱۹۹۵) در مطالعه خریدهای اهرمی، به ارتباط مثبت معنادار بین سودآوری و کل بدهی به‌عنوان درصدی از بسته تأمین مالی خرید سهم دست یافتند. مارگاریتیز و سیلاکی^۲ (۲۰۱۰) به بررسی ارتباط بین کارایی، اهرم و ساختار مالکیت با استفاده از نمونه‌ای از شرکت‌های تولیدی فرانسوی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اهرم بالاتر با کارایی بهبود یافته مرتبط است.

در حالی که اهرم افزایش یافته در ساختار سرمایه تضاد نمایندگی را بین سهامداران و مدیران کاهش می‌دهد، می‌تواند با خود تعهداتی برای جریان نقدی خروجی آتی همراه داشته باشد که منجر به هزینه‌های مورد انتظار بالاتر برای در ماندگی مالی، ورشکستگی و انحلال شود. جنسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) پیشنهاد دادند که تأثیر اهرم بر کل هزینه‌های نمایندگی نمی‌تواند یکنواخت باشد. در سطوح پایین اهرم، در حالی که افزایش بدهی تضاد نمایندگی را با مشوق‌های مثبت برای مدیران کاهش می‌دهد؛ در سطوح بالاتر، زیان به واسطه ارزش فعلی خالص منفی پروژه‌هایی که هدایت‌کننده به سمت شرایط محتمل ورشکستگی یا در ماندگی مالی هستند، افزایش می‌یابد. پس، هنگامی که ورشکستگی و در ماندگی مالی محتمل‌تر می‌شود، افزایش بیشتر در اهرم می‌تواند به هزینه‌های نمایندگی کل بیشتر منجر شود که تأثیر منفی بر سودآوری و عملکرد شرکت دارد.

مطالعات متعددی به ارائه شواهد تجربی در حمایت از این ارتباط منفی بین بدهی و عملکرد یا سودآوری پرداخته‌اند. برای مثال، کستر^۳ (۱۹۸۶) به بررسی تفاوت بین نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام در آمریکا و ژاپن پس از کنترل تعدادی از عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه پرداخت. عوامل تعیین‌کننده‌ای نظیر رشد، سودآوری، ریسک، اندازه و طبقات صنعت با استفاده از رگرسیون داده‌های مقطعی مورد تحلیل قرار گرفت و ارتباط منفی بین اهرم و سودآوری را در مورد آمریکا و ژاپن گزارش داد.

راجان و زینگالس^۴ (۱۹۹۵) نیز نتیجه‌ای مشابه را در مورد کشورهای G-7 (آمریکا، ژاپن، آلمان، ایتالیا، فرانسه، انگلستان و کانادا) ارائه دادند. آنها با تحلیل تصمیمات تأمین مالی شرکت‌های سهامی عام در کشورهای صنعتی اصلی، به بررسی عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های ساختار سرمایه با استفاده از رگرسیون داده‌های مقطعی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که عوامل شناسایی شده مطالعات قبلی در مورد اهرم شرکت در ایالات متحده آمریکا دارای همبستگی با دیگر کشورها می‌باشد.

گلیسون و همکاران^۵ (۲۰۰۰) ارتباط منفی بین ساختار سرمایه و عملکرد را در شرکت‌های

1. Rodden and Lewellen

2. Margaritis and Psillaki

3. Kester

4. Rajan and Zingales

5. Gleason and et al

خرده‌فروشی اروپایی گزارش دادند. در این پژوهش داده‌هایی از بخش خرده‌فروشی ۱۴ کشور اروپایی جمع‌آوری و در ۴ گروه طبقه‌بندی شد. با استفاده از معیارهای عملیاتی و مالی عملکرد، نشان داده شد که ساختار سرمایه عملکرد مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ هرچند این تأثیر انحصاری نمی‌باشد.

نتایج مشابه توسط بوث و همکاران^۱ (۲۰۰۱) برای مجموعه‌ای از ده کشور در حال توسعه شامل برزیل، مکزیک، کره جنوبی، زیمبابوه و مالزی از میان بقیه گزارش شد. در این پژوهش هدف تخمین این موضوع بود که آیا تئوری ساختار سرمایه قابل تعمیم به کشورهای با ساختارهای سازمانی متفاوت هست یا خیر؟ نتایج پژوهش که با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی به‌دست آمده بود بیانگر این بود که متغیرهای توضیح‌دهنده ساختار سرمایه در ایالات متحده آمریکا و اروپا با وجود تفاوت‌های ساختاری در عوامل سازمانی در کشورهای در حال توسعه نیز مربوط می‌باشند. یافته‌های این پژوهش بیانگر این است که هزینه‌های نمایندگی بدهی در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با بازارهای توسعه یافته بسیار بزرگ‌تر هستند.

گودارد و همکاران^۲ (۲۰۰۵) به بررسی عوامل تعیین‌کننده سودآوری شرکت‌های بخش تولید و خدمات در فرانسه و بلژیک با استفاده از رگرسیون داده‌های پانل پرداخته و به شواهدی مبنی بر ارتباط معکوس بین نسبت اهرم شرکت و سودآوری آن دست یافتند ولی شرکت‌هایی با نقدیگی بیشتر سودآورتر خواهند بود.

راو و همکاران^۳ (۲۰۰۷) ارتباط بین ساختار سرمایه و عملکرد مالی شرکت‌های عمانی را بررسی کردند و به ارتباطی منفی بین سطح بدهی و عملکرد مالی رسیدند. استدلال آنها این بود که ارتباط منفی به خاطر هزینه بالای قرض‌گیری و ماهیت توسعه نیافته بازار بدهی عمان می‌باشد.

به‌طور مشابه، برخی مطالعات به تأثیر مثبت در کنار تأثیر منفی اهرم بر عملکرد شرکت می‌پردازند. برای مثال، سیمرلی و لی^۴ (۲۰۰۰) به این نتیجه رسیدند که بدهی بر قابلیت رقابت‌پذیری شرکت تأثیر می‌گذارد، چون تحمیل شروط قرارداد بدهی توانایی شرکت برای تصمیم‌گیری را محدود می‌کند. هرچند، هم‌زمان با افزایش بدهی، اداره شرکت ممکن است از کنترل داخلی به خارجی تغییر کند و به موجب آن تأثیر مثبتی بر سودآوری شرکت حاصل می‌شود. مطابق نتایج این پژوهش اهرم بیشتر تأثیر مثبتی بر عملکرد در محیط‌های با ثبات و تأثیر منفی بر عملکرد آن در محیط‌های پویا خواهد داشت.

به‌طور مشابه، برگر و بناکرسی دی پتی^۵ (۲۰۰۶) به این نتیجه رسیدند که برای مجموعه‌ای از

1. Booth and et al

2. Goddard and et al

3. Rao and et al

4. Simerly and Li

5. Berger and Bonaccorsi di Patti

شرکت‌های بانکی در آمریکا در حالی که اهرم بالاتر یا نسبت سرمایه سهمی پایین‌تر با کارایی سودآوری بالاتر همراه است، در سطوح بالاتر بدهی تأثیر خنثی‌کننده‌ای از هزینه نمایندگی بدهی حاصل می‌شود. مارگاریتیز و سیلاکی (۲۰۰۷) در بررسی ارتباط بین کارایی شرکت و اهرم برای مجموعه‌ای از شرکت‌های نیوزیلندی به این نتیجه رسیدند که گرچه ارتباط در سطوح کم تا متوسط اهرم مثبت است، در نسبت‌های اهرمی بالا منفی می‌شود.

در پژوهشی که از سوی سان و همکاران^۱ (۲۰۱۵) طی سال‌های ۱۹۹۸-۲۰۱۲ انجام شد تأثیر ساختار سرمایه بر تصمیم نسبت به نسبت اهرم شرکت و تأمین مالی خارجی بررسی شد. در این پژوهش از دو معیار ساختار مالکیت، سهم مالکیت مدیران و مالکیت نهادی استفاده گردید. نتایج پژوهش آنها بیانگر این بود که شرکت‌هایی با مالکیت متمرکز با افزایش احتمال انتشار سهام نسبت به اوراق قرضه، اثری که طی دوره‌های رونق بازار بیشتر اتفاق می‌افتد، نسبت اهرمشان کاهش می‌یابد.

چانگ و همکاران^۲ (۲۰۱۶) تأثیر مالکیت نهادی بر تقسیم سود بر مبنای تحلیل تئوری نمایندگی را بررسی کردند. فرض آنها این بود که نهادهایی با ویژگی‌های مشخص بیشتر مورد نظارت قرار می‌گیرند. نهادهای ناظر با توجه به شرایط مالی شرکت مورد نظارت، از نسبت تقسیم سود به‌عنوان ابزاری برای حل مشکل نمایندگی شرکت استفاده می‌کنند. آنها به این نتیجه رسیدند که مالکیت نهادی بلندمدت با شهرت زیاد و نسبت تقسیم سود ارتباط مثبتی داراست؛ ارتباط مثبت در مورد شرکت‌هایی با هزینه‌های نمایندگی بالاتر و نظارت بیرونی کمتر برجسته است. این نتایج در حمایت از این نظریه است که سرمایه‌گذاران نهادی بلندمدت و متمرکز نقش نظارتی را ایفا می‌کنند و نهادهای ناظر از نسبت تقسیم سود به‌عنوان ابزار نظارتی به‌کار می‌گیرند.

مامورا ناگانو^۳ (۲۰۱۰) در بررسی ارتباط بین تأمین مالی اسلامی و تئوری ساختار سرمایه در مالزی و کشورهای خاورمیانه به این نتیجه رسید که ناشران اوراق بهادار اسلامی انتشار صکوک را به تأمین مالی از طریق بانک و دیگر ابزارهای تأمین مالی خارجی ترجیح می‌دهند. همچنین نتیجه پژوهش وی بیانگر این بود که انتشار اوراق بهادار اسلامی ارتباطی با تأمین مالی داخلی ناشر ندارد؛ در حالی که استقراض از بانک تحت تأثیر میزان تأمین مالی داخلی شرکت است. در نهایت پژوهش وی نشان‌دهنده این بود که انتشار اوراق بهادار اسلامی به افزایش کارایی و افزایش بازده سهام آن شرکت منجر می‌شود. این نتایج تجربی پیشنهاد می‌کند که انتشار اوراق بهادار اسلامی به خاطر مزایای منحصر به فرد، به دیگر روش‌های تأمین مالی خارجی ترجیح داده می‌شود.

1. Svn, Gvo and li

2. Chang, kang and li

3. Nagano

شهیکي تاش و همکاران (۱۳۹۱) رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت براساس معیارهای نوین عملکرد ارزش افزوده اقتصادی و Q تو بین طی سالهای ۸۵-۸۹ به روش پانل دیتا داده‌ها را بررسی کردند. یافته‌های این پژوهش بیانگر این بود که براساس هر دو مدل ارزش افزوده اقتصادی و Q تو بین رابطه مثبت معناداری بین مالکیت نهادی و عملکرد شرکت و رابطه منفی معناداری بین مالکیت حقیقی و عملکرد شرکت وجود دارد. در مورد تمرکز مالکیت که بیانگر درصد سهام بزرگ‌ترین سهامدار شرکت می‌باشد، رابطه معنادار و مثبت با عملکرد شرکت وجود دارد.

نیکبخت و پیکانی (۱۳۸۸) رابطه بین ساختار سرمایه و معیار حسابداری ارزیابی عملکرد طی سالهای ۸۱-۸۶ را بررسی کردند به این نتیجه رسیدند که بین نسبت‌های ساختار سرمایه و معیارهای حسابداری ارزیابی عملکرد (ROE)^۱ و (ROA)^۲ رابطه معنادار وجود دارد.

حسن پوربهبادی (۱۳۸۴) از طریق رگرسیون چندگانه^۳ به بررسی رابطه بین تغییرات ساختار سرمایه و تغییرات ارزش شرکت طی سالهای ۸۲-۸۷، برای ۴۷ شرکت از طریق چهار صنعت خودرو و ساخت قطعات، کانی غیرفلزی، دارویی و موادغذایی پرداخت و به این نتیجه رسید که تأثیر تغییرات ساختار سرمایه بر ارزش شرکت در بین صنایع مختلف یکسان نیست و در هر صنعت متفاوت است و همچنین در بیشتر موارد بین تغییرات نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام (DTE)^۴ و تغییرات ارزش شرکت در صنایع منتخب رابطه معناداری وجود ندارد.

نمازی و شیرزاد (۱۳۸۴) رابطه بین ساختار سرمایه با سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار (با تأکید بر نوع صنعت) طی سالهای ۷۵-۷۹ را بررسی کردند. در این مقاله به منظور آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون ساده و ضریب همبستگی استفاده شده و معنادار بودن آنها با استفاده از آماره t و Z صورت گرفته است. نتایج حاکی از این است که به‌طور کلی بین ساختار سرمایه و سودآوری شرکت رابطه‌ای مثبت وجود دارد؛ اما این رابطه ضعیف است (ضریب همبستگی بین ۰ تا ۴۰ درصد) و رابطه بین ساختار سرمایه و سودآوری در صنایع مختلف بستگی به تعریف سودآوری نیز دارد.

پژوهش‌های متعددی در حوزه مالی اسلامی در خصوص استفاده از ابزارهای مالی اسلامی انجام شده است. هرچند برخی از محققان اقتصاد اسلامی استفاده از ابزارهای مالی بازار سرمایه را سازگارتر با اهداف اقتصاد اسلامی می‌دانند؛ ولی هنوز استفاده از ابزارهای مالی اسلامی در کشور نهادینه نشده و ابزار صکوک سهم قابل توجهی در تأمین مالی ندارد. با این حال، از آنجا که نظام بانکی ایران مبتنی بر قانون عملیات بانکی بدون رباست و براساس آن بانک به وکالت از

1. Return On Equity

2. Return On Asset

3. Multiple regression

4. Debt to Equity

سپرده‌گذاران منابع مالی را در پروژه‌های سرمایه‌گذاری به کار می‌گیرد و چنان‌که محققان اقتصاد اسلامی یادآوری می‌کنند مستلزم نظارت بانک بر فعالیت شرکت‌های تسهیلات گیرنده است. بنابراین به صورت اصولی باید نظارت قوی و مؤثر بانک هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد و موجب بهبود عملکرد شرکت‌ها نیز باشد.

۳. مدل تحقیق

در این پژوهش با توجه به نوع داده‌ها و روش‌های تجزیه و تحلیل آماری موجود، از روش «داده‌های تابلویی»^۱ استفاده شد؛ زیرا به منظور بررسی رابطه ساختار سرمایه و عملکرد شرکت‌ها، متغیرهای مستقل و وابسته از دو جنبه متفاوت بررسی می‌شوند. از یک سو، این متغیرها در میان شرکت‌های مختلف و از سوی دیگر، در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ آزمون می‌شوند. ضرورت استفاده از این تکنیک بیشتر به خاطر افزایش تعداد مشاهدات، بالا بردن درجه آزادی، کاهش ناهمسانی واریانس و کاهش هم خطی میان متغیرهاست. (بالتاجی، ۲۰۰۵)^۲ برای تعیین رگرسیون از رابطه‌های زیر استفاده شد:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 LTD_{it} + \beta_2 STD_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 AGE_{it} + \beta_5 TANG_{it} + \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 LIQ_{it} + \beta_8 ADV_{it} + u_{it}$$

$$ROE_{it} = \beta_0 + \beta_1 LTD_{it} + \beta_2 STD_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 AGE_{it} + \beta_5 TANG_{it} + \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 LIQ_{it} + \beta_8 ADV_{it} + u_{it}$$

که در آن: ROA بازده دارایی‌ها، نسبت سود خالص به متوسط دارایی‌ها در پایان هر سال مالی؛ ROE بازده حقوق صاحبان سهام،^۳ نسبت سود خالص به متوسط حقوق صاحبان سهام در پایان هر سال مالی؛ LTD نسبت بدهی بلندمدت، نسبت ارزش دفتری بدهی بلندمدت به ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان هر سال مالی؛ STD نسبت بدهی کوتاه‌مدت، نسبت ارزش دفتری بدهی کوتاه‌مدت به ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان هر سال مالی؛ SIZE اندازه، لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان هر سال مالی؛ AGE: عمر پذیرش شرکت در بورس، تعداد سال‌هایی که از زمان پذیرش شرکت در بورس گذشته است؛ TANG نسبت دارایی‌های ملموس، نسبت خالص دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها در پایان هر سال مالی؛ GROW رشد فروش، درصد رشد فروش هر سال نسبت به سال مالی قبل؛ LIQ نسبت نقدینگی، نسبت جریان نقد یا شبه نقد به تعهدات جاری و ADV نسبت هزینه‌های توزیع، فروش و بازاریابی به کل هزینه‌های عملیاتی. مقیاس‌های متعددی جهت ارزیابی عملکرد شرکت وجود دارد. این مقیاس‌ها شامل نسبت‌های حسابداری مستخرج از ترازنامه و صورت سود و زیان نظیر ROA، ROE، گردش دارایی و...

1. Panel Data

2. Baltagi

۳. دارایی منهای بدهی

می‌باشند. در این پژوهش از نسبت ROA و ROE به دلیل شناخته‌تر و رایج‌تر بودن، جهت ارزیابی عملکرد استفاده شد. متغیر بازده حقوق صاحبان سهام که بازده به‌دست آمده برای صاحبان سهام را نشان می‌دهد در واقع بدون لحاظ بخش بدهی ترازنامه به ارزیابی عملکرد شرکت می‌پردازد. متغیر بازده دارایی‌ها بازده حاصله از بدهی و حقوق صاحبان سهام را اندازه‌گیری می‌کند. این دو متغیر در کنار هم جهت ارزیابی نقش استفاده از بدهی و اهرم بر عملکرد شرکت می‌پردازند.

برای کنترل عوامل مرتبط با شرکت یا صنعت و حداقل نمودن ارب‌های خاص در مدل، برداری از متغیرهای کنترلی لحاظ شد. این متغیرها شامل اندازه، عمر شرکت، ملموس بودن یا ساختار دارایی، رشد فروش، نقدشوندگی و نسبت هزینه‌های بازاریابی و توزیع به کل هزینه‌ها می‌باشند. برای کنترل تفاوت‌های مرتبط با اندازه شرکت، متغیر اندازه که معادل با لگاریتم کل دارایی‌هاست وارد مدل شد. اندازه شرکت عملکرد آن را به لحاظ دسترسی به بازارهای مختلف و تأمین‌کننده‌های متعدد تحت تأثیر قرار می‌دهد.

عمر شرکت که به‌صورت تعداد سال‌های سپری شده از زمان پذیرش شرکت در بورس محاسبه می‌شود به‌عنوان دیگر متغیر کنترلی در مدل لحاظ شده است. همان‌طور که می‌دانیم شرکت‌های قدیمی‌تر از مزیت صرفه اقتصادی نسبت به مقیاس برخوردارند و از تعهدات تجدید اجتناب می‌کنند. متغیر نسبت دارایی‌های ملموس به‌صورت نسبت خالص دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود.

پژوهش‌های پیشین نشان‌دهنده این بوده که این متغیر تأثیرات متناقض بر عملکرد شرکت‌ها دارا بوده است. دارایی‌های ملموس به راحتی تحت نظارت قرار گرفته و واجد قابلیت توثیق هستند که می‌تواند هزینه‌های نمایندگی را نیز کاهش دهند. به‌طور معکوس، شرکت‌های با سطوح بالای دارایی‌های غیر ملموس مستعد دارا بودن فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتر در بلندمدت هستند و در نتیجه ارتباط منفی بین سودآوری و ملموس بودن دارایی وجود دارد.

رشد فروش به‌صورت نرخ تغییر در فروش بین سال مشاهده و سال‌های قبل محاسبه می‌شود. این متغیر تأثیر مثبت بر عملکرد شرکت دارد و می‌تواند شرکت را مستعد ایجاد سودهای بیشتر از سرمایه‌گذاری‌هایش کند. متغیر نقدشوندگی که به‌صورت حاصل تقسیم وجوه نقد و دارایی‌های شبه نقد به تعهدات جاری است به‌عنوان یکی دیگر از متغیرهای کنترلی در مدل لحاظ شده است. در نهایت، نسبت هزینه‌های بازاریابی، توزیع و فروش به کل هزینه‌های عملیاتی برای کنترل عوامل مرتبط با شرکت و مرتبط با صنعت وارد مدل شده است. برخی مواقع، شرکت‌ها مبالغ زیادی را صرف هزینه‌های بازاریابی، توزیع و فروش می‌کنند تا سهم بازار بیشتری به‌دست آورند و در نتیجه سودآوری آنها تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

۴. فرضیات پژوهش

فرضیه ۱: رابطه منفی معناداری بین نسبت بدهی (کوتاه مدت و بلندمدت) و بازده حقوق صاحبان سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد؛

فرضیه ۲: رابطه منفی معناداری بین نسبت بدهی (کوتاه مدت و بلندمدت) و بازده دارایی ها در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

۵. دوره مطالعه، جامعه آماری و روش نمونه گیری

روش نمونه برداری، در این پژوهش مبتنی بر روش نمونه گیری قضاوتی می باشد؛ لذا شرکت هایی که در طول بازه زمانی این پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران فعالیت داشتند و سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند ماه بوده و جزء شرکت های با فعالیت مالی نبودند برای قلمروی زمانی سال های ۱۳۸۵-۱۳۹۲ انتخاب خواهند شد. شرکت های با فعالیت مالی به لحاظ نوع عملیات متفاوت از نمونه بوده، حذف شدند. به دلیل جمع آوری داده ها پیش از فصل مجامع سال ۹۳ و عدم دسترسی به گزارش های مالی حسابرسی شده کل شرکت های نمونه، امکان لحاظ سال مالی ۹۳ در داده های جمع آوری شده وجود نداشت.

شرکت هایی که این شرایط را نداشتند از جامعه آماری حذف شدند و یک نمونه ۱۵۸ تایی از شرکت هایی که سهام آنها به طور مداوم در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار گرفته است، انتخاب و بررسی شدند. داده های مربوط به این پژوهش از نرم افزار رهاورد نوین گرفته شده است.

۶. آزمون ضریب لاگرانژ

بریش و پاگان^۱ (۱۹۸۰) آزمون ضریب لاگرانژ (LM) را برای مدل اثرات تصادفی براساس باقیمانده های OLS توصیه می کنند. فرضیه اثرات تصادفی عبارت است از:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0 \quad H_a: \sigma_u^2 \neq 0$$

برای آزمون فرضیه فوق، LM به صورت زیر تعریف می شود:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^T e_{it})^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2$$

$$= \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{T^2 \sum_{i=1}^n \bar{e}_{i0}^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{T^2 \bar{e}_{i0} \bar{e}_{i0}}{\bar{e}e} - 1 \right]^2$$

1. Breusch and Pagan

تحت فرضیه H_0 ، LM دارای توزیع کای دو با درجه آزادی ۱ می باشد. بعد از محاسبه مقدار LM آن را با عدد بحرانی جدول کای دو مقایسه می کنیم. اگر فرضیه صفر رد شود نتیجه می گیریم که مدل رگرسیون ساده که شامل یک جمله ثابت است (مدل تلفیقی) نامناسب است (بروکس، ۲۰۰۸) نتایج مربوط به این آزمون به شرح نگاره جدول شماره ۱ می باشد.

جدول ۱: آزمون LM برای تعیین نحوه تخمین مدل

مدل مربوطه	ROE		ROA	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
آزمون تأثیرات χ^2 مقطع	۹/۸	۰/۰۰۰	۹/۹	۰/۰۰۰۰
χ^2 زمان	۰/۵۴	۰/۸	۰/۳۱	۰/۹۴

نتایج این جدول بیانگر آن است که استفاده از مدل تلفیقی مناسب نیست. از آنجایی که مقدار احتمال در تمامی ردیف ها به جز مقدار مربوط به زمان از ۰/۰۵ کمتر می باشد، فرض صفر این آزمون به معنای مناسب بودن روش برآورد تلفیقی رد می شود، بدین معنا که فرضیه برابری عرض از مبدأ در تمامی مقاطع رد می شود.

۷. آزمون هاسمن

آزمون هاسمن برای آزمون مستقل بودن اثرات تصادفی از متغیرهای توضیحی به کار می رود. فرضیه H_0 برابری برآوردکننده هر دو روش حداقل مربعات تعمیم یافته و متغیر مجازی است، یعنی داریم:

$$\{H_0: \hat{\beta} = b \quad H_1: \hat{\beta} \neq b$$
 چنانچه آماره آزمون محاسبه شده بزرگتر از X_K^2 جدول باشد فرضیه H_0 رد می شود. اگر فرضیه H_0 رد شود یعنی در حقیقت برابر بودن برآوردهای این دو روش رد شده است که در این صورت مدل اثرات ثابت استفاده می شود. اما اگر فرضیه H_0 رد نشود توصیه می شود که از مدل اثرات تصادفی استفاده شود (گرین، ۲۰۰۲).

بدین ترتیب جهت تعیین ثابت یا تصادفی بودن برآورد به روش داده های تابلویی از آزمون هاسمن استفاده می شود که نتیجه آن به شرح جدول ۲ می باشد:

جدول ۲: آزمون هاسمن برای مدل تصادفی

مدل مربوطه	ROE		ROA	
	آماره کای مربع	احتمال	آماره کای مربع	احتمال
خلاصه آزمون				
تصادفی بودن زمان	غیرقابل انجام			
تصادفی بودن مقطع	۴/۷	۰/۷۸	۲/۲	۰/۹۷

نتایج این جدول بیانگر آن است که فرضیه صفر مدل مربوط به بازده حقوق صاحبان سهام در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، پس مدل اثرات تصادفی مقطع برای تخمین مدل مناسب نمی‌باشد. با توجه به اینکه فرضیه صفر مدل مربوط به بازده دارایی‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شد، پس استفاده از مدل اثرات تصادفی برای تخمین این مدل مناسب نیست و از مدل اثرات ثابت برای تخمین این مدل استفاده می‌شود.

پس از انتخاب مدل مناسب باید نسبت به پایا بودن سری‌های زمانی و غیرکاذب بودن رگرسیون اطمینان حاصل کرد (بالتاجی، ۲۰۰۵).

۸. ایستایی یا پایایی

در ابتدا ایستایی یا پایایی متغیرهای وابسته و کنترل پژوهش بررسی می‌شود. پایایی متغیرهای پژوهش بدان معناست که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. به منظور بررسی پایایی، از آزمون ایم، پسران و شین (۱۹۹۷) استفاده شد (فیلپس،^۱ ۱۹۸۶). براساس این آزمون، چون مقدار احتمال کمتر از ۵ درصد است، کل متغیرهای وابسته و کنترل پژوهش در طول دوره پژوهش در سطح پایا بوده‌اند. نتایج این آزمون در جدول ۳ ارائه شد:

جدول ۳: آزمون مانایی (ایم پسران و شین)

متغیر مورد بررسی	Im, Pesaran and Shin W-stat	آماره احتمال
ROA_{it}	*-۷۲/۱۹	۰/۰۰۰
ROE_{it}	*-۱۷	۰/۰۰۰
LTD_{it}	*-۹۱۱۷/۱	۰/۰۰۰
STD_{it}	*-۱/۶	۰/۰۰۵
$Size_{it}$	*-۵/۴	۰/۰۰۰

1. Philips

متغیر مورد بررسی	Im, Pesaran and Shin W-stat	آماره احتمال
AGE _{it}	*-۳۴/۱۸	۰/۰۰۰
TANG _{it}	*-۱۰/۲۱	۰/۰۰۰
GROW _{it}	*-۶۷/۵	۰/۰۰۰
LIQ _{it}	*-۴۳/۷	۰/۰۰۰
ADV _{it}	*-۱/۸	۰/۰۰۰

* مانایی در واحد سطح

۹. برآورد مدل و یافته‌های پژوهش

جهت بررسی فرضیات پژوهش، مدل اشاره شده در بخش قبل با نرم افزار ایویوز^۱ تخمین زده شد و نتایج حاصل از آن در جدول ۴ آورده شده است. موارد خودهمبستگی، مقدار ضریب تعیین و معناداری مدل و ضرایب آن در معادله رگرسیونی بررسی شد.

برای بررسی آنکه در یک مدل رگرسیون جملات خطا خودهمبسته می‌باشند یا خیر، از آزمون دوربین واتسون استفاده می‌شود. اگر DW به اندازه کافی به عدد ۲ نزدیک باشد، به معنای عدم خودهمبستگی است. اما اگر به صفر نزدیک باشد، خودهمبستگی مثبت و اگر به ۴ نزدیک باشد، خودهمبستگی منفی را نشان می‌دهد. آماره دوربین واتسون در جدول ۴ برای هر دو مدل بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام مقداری بین دو حد ۱/۵۹۲ و ۱/۷۵۷ دارد (۱/۶ مدل بازده حقوق صاحبان سهام و ۱/۶۷ مدل بازده دارایی‌ها) که این به معنای آن است که در این بازه عدم خودهمبستگی بین جملات خطا رد نمی‌شود.

ضریب تعیین، معیاری است که قوت رابطه میان متغیر مستقل و متغیر وابسته را تشریح می‌کند. مقدار این ضرایب در واقع مشخص‌کننده آن است که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل توضیح داده می‌شود. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۴ ضریب تعیین هر دو مدل ۰/۶۶ است که به معنای توضیح‌دهندگی ۶۶ درصدی تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل می‌باشد.

معنادار بودن معادله رگرسیون نیز با استفاده از آماره F صورت پذیرفت. هرگاه مقدار F از مقدار بحرانی آن بزرگ‌تر باشد بدین معناست که فرضیه H₀ رد می‌شود و رگرسیون معنادار است. بدیهی است که هرچه R² بزرگ‌تر باشد، F نیز بزرگ‌تر خواهد بود. مطابق جدول ۴ فرض صفر مربوط به آماره F هر دو مدل بازده حقوق صاحبان سهام و بازده دارایی‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود که این به معنای معنادار بودن کل رگرسیون می‌باشد.

معنادار بودن هر کدام از ضرایب برآورد شده نیز براساس آماره t آزمون شده‌اند. در صورتی که

1. Eviews

برای هر یک از ضرایب $|t| \geq 2$ باشد، آن ضریب در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. چنان‌که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود متغیرهای نسبت بدهی کوتاه‌مدت، اندازه، عمر شرکت، نقدشوندگی و نسبت هزینه‌های بازاریابی و فروش در مدل بازده حقوق صاحبان سهام و متغیرهای نسبت بدهی کوتاه‌مدت و بلندمدت، اندازه و نسبت هزینه‌های بازاریابی و فروش در مدل بازده دارایی‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشند.

همان‌طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد فرض H_0 مربوط به فرضیه اول پژوهش مبنی بر عدم وجود ارتباط معنادار بین نسبت بدهی کوتاه‌مدت و بازده حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود. یعنی بین بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت بدهی کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری رابطه معناداری وجود دارد. نسبت بدهی به‌کار گرفته شده در مدل به دو بخش بدهی بلندمدت و کوتاه‌مدت تفکیک شده است. ضریب متغیر نسبت بدهی بلندمدت در مدل بازده حقوق صاحبان سهام منفی می‌باشد؛ ولی این متغیر تفاوت چندانی با صفر ندارد و به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. نسبت بدهی کوتاه‌مدت نیز با توجه به منفی بودن ضریب آن دارای ارتباط معکوس با بازده حقوق صاحبان سهام می‌باشد؛ بدین معنا که با افزایش نسبت بدهی کوتاه‌مدت بازده حقوق صاحبان سهام کاهش می‌یابد. ضریب محاسبه شده مربوط به نسبت بدهی کوتاه‌مدت ۰/۲۴ می‌باشد که به معنای تأثیر ۰/۲۴ واحدی بر بازده حقوق صاحبان سهام با تغییر ۱ واحدی نسبت بدهی کوتاه‌مدت می‌باشد.

نتایج جدول ۴ در مورد فرض H_0 مربوط به فرضیه دوم پژوهش، مبنی بر عدم وجود ارتباط معنادار بین نسبت بدهی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و بازده دارایی‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود. یعنی بین بازده دارایی‌ها و نسبت بدهی در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری رابطه معناداری وجود دارد. نسبت بدهی به‌کار گرفته شده در مدل به دو بخش بدهی بلندمدت و کوتاه‌مدت تفکیک شده است. از آنجایی که ضریب متغیر نسبت بدهی بلندمدت منفی می‌باشد ارتباط بین بازده دارایی‌ها و نسبت بدهی بلندمدت معکوس بوده و با افزایش مقدار این متغیر بازدهی دارایی‌ها کاهش می‌یابد. مقدار ضریب این متغیر ۰/۲۱ واحد می‌باشد؛ یعنی با افزایش یک واحدی نسبت بدهی بلندمدت، بازده دارایی‌ها ۰/۲۱ واحد کاهش خواهد یافت. نسبت بدهی کوتاه‌مدت نیز با توجه به منفی بودن ضریب آن دارای ارتباط معکوس با بازده دارایی‌ها می‌باشد؛ بدین معنا که با افزایش نسبت بدهی کوتاه‌مدت، بازده دارایی‌ها کاهش می‌یابد. ضریب مربوط به نسبت بدهی کوتاه‌مدت ۰/۲۸ می‌باشد که به معنای تأثیر ۰/۲۸ واحدی بر بازده دارایی با تغییر یک واحدی نسبت بدهی کوتاه‌مدت می‌باشد.

جدول ۴: آزمون مدل رگرسیون به روش داده‌های تلفیقی

روش متغیرها برآورد	روش اثرات ثابت برای ROE		روش اثرات ثابت برای ROA	
	Γ	P-VALUE	Γ	P-VALUE
C	۷/۲۹	۰/۰۰۰	*۲/۸۳	۰/۰۰۰
LTD _{it}	-۰/۰۶	۰/۳۵۲۸	*-۰/۲۱	۰/۰۰۲
STD _{it}	*-۰/۲۴	۰/۰۳۸۶	*-۰/۲۸	۰/۰۰۰
SIZE _{it}	*-۰/۰۹	۰/۰۰۰	*-۰/۲۹	۰/۰۰۰
AGE _{it}	*-۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۱	۰/۰۰۰
TANG _{it}	۰/۰۳۱	۰/۵۸۵	*۰/۱۹	۰/۰۰۲
GROW _{it}	۰/۰۰۲	۰/۱۴۴۷	۰/۰۰۰	۰/۹۲۴
LIQ _{it}	*-۰/۰۰	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰	۰/۹۰
ADV _{it}	*۰/۰۰۳	۰/۰۴۶۱	۰/۰۰۲	۰/۴۰
ADV _{it} (-2)	-	-	*-۰/۰۷	۰/۰۰۰
مدل F	*۹/۸	۰/۰۰۰	*۲۴/۲۴	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۶۶		۰/۸۵	
دوربین واتسون	۱/۶		۱/۶۷	

* معناداری در سطح ۹۵ درصد

** معناداری در سطح اطمینان ۹۰ درصد

همان‌طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد، مقدار تابع نمونه‌ای احتمال مدل برای پنج متغیر از متغیرهای مدل بازده حقوق صاحبان سهام کمتر از ۵ درصد خطاست که این بیانگر ارتباط معنادار بین این متغیرها و متغیر بازدهی حقوق صاحبان سهام در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد. با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر نسبت هزینه‌های اداری، عمومی و فروش می‌توان گفت که این متغیر از لحاظ آماری رابطه مستقیمی با بازدهی حقوق صاحبان سهام دارد و با افزایش مقدار این متغیر بازدهی حقوق صاحبان سهام افزایش می‌یابد.

ارتباط دیگر متغیرهای معنادار این مدل از جمله نسبت بدهی کوتاه‌مدت، اندازه، نسبت نقدینگی و عمر شرکت با بازده حقوق صاحبان سهام معکوس می‌باشد که این بیانگر آن است که شرکت‌هایی که زمان کمتری از پذیرش آنها در بورس گذشته، از نظر عملکرد و سودآوری بهتر از شرکت‌های قدیمی‌تر فعالیت کرده‌اند. این موضوع می‌تواند ناشی از مقررات سختگیرانه بورس جهت پذیرش شرکت‌ها در بورس باشد که فقط شرکت‌هایی با عملکرد مناسب را جهت درج در بورس قبول می‌کند.

نتایج جدول ۴ در خصوص بازده دارایی‌ها نشانگر این است که سه متغیر نسبت بدهی بلندمدت، نسبت بدهی کوتاه‌مدت، نسبت دارایی‌های ملموس، عمر شرکت و اندازه دارای ارتباط معکوس و معنادار به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد با بازده دارایی‌ها می‌باشند. نتایج

برآورد الگو به روش اثرات ثابت بیانگر این است که هر دو مدل توان توجیه ۶۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را دارا می‌باشد.

۱۰. خلاصه و نتیجه‌گیری

- پیشینه گسترده‌ای در خصوص بررسی ارتباط بین ساختار سرمایه و عملکرد شرکت از زمان پژوهش مودیگلیانی و میلر (۱۹۵۸) به وجود آمده است. با وجود اینکه بیشتر این مطالعات به بررسی ارتباط این دو متغیر در کشورهای توسعه‌یافته پرداخته‌اند، مطالعات اندکی در خصوص بررسی این ارتباط در بازارهای نوظهور نظیر بازار ایران صورت گرفته است. پژوهش حاضر تأثیر انتخاب ساختار سرمایه را بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده است.
- در این پژوهش دو معیار حسابداری ارزیابی عملکرد (ROA و ROE) ارتباطی معکوس با ساختار سرمایه شرکت نشان دادند. نتایج این پژوهش در تطابق با فرضیه تئوری نمایندگی پذیرفته شده در بازارهای توسعه یافته نمی‌باشد. در نتیجه فرض بدیهی تئوری نمایندگی در بازار ایران باید به طور متفاوتی دیده شود که این به خاطر ماهیت توسعه نیافته بازار اوراق صکوک آن و تسلط بانک‌های دولتی در وام‌دهی به بخش شرکتی است. مجدداً، برخلاف مؤسسات با مالکیت خصوصی در اقتصادهای توسعه‌یافته، ماهیت دولتی بازار بدهی ایران نقش حضور اعتباردهندگان در تشویق مدیران به سمت عملکرد بهتر را کمتر کرده است؛
- نتایج برآورد الگو به روش تلفیقی نشانگر این است که ساختار سرمایه و سودآوری شرکت ارتباط معکوس دارند. همان‌طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد ارتباط منفی معنادار بین نسبت بدهی و سودآوری شرکت وجود دارد؛ یعنی افزایش بدهی بلندمدت و کوتاه‌مدت با کاهش سودآوری مرتبط است. هرچند این ارتباط در خصوص نسبت بدهی بلندمدت و بازده حقوق صاحبان سهام به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد؛
- اندازه شرکت ارتباط معکوس با سودآوری دارد که این ناشی از آن است که شرکت‌های کوچک که به طور عمده تحت مالکیت بخش خصوصی هستند در مقایسه با شرکت‌های بزرگ که عمدتاً تحت مالکیت بخش دولتی هستند کاراتر عمل می‌کنند و بازدهی بیشتری را عاید سهامداران خود می‌نمایند. عمر شرکت نیز ارتباط منفی معنادار با سودآوری (عملکرد) آن دارد که این بیانگر آن است که شرکت‌های جدیدتر در تطبیق با شرایط در حال تغییر محیط رقابتی بازار محصولات و عوامل تولید دارای مزیت نسبت به شرکت‌های قدیمی‌تر هستند و در نتیجه عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهند.

- ارتباط هزینه‌های بازاریابی و فروش با بازده حقوق صاحبان سهام مستقیم است که این نشأت گرفته از تأثیر مثبت استراتژی‌های بازاریابی و فروش بر عملکرد شرکت می‌باشد. ارتباط نسبت نقدینگی و بازده حقوق صاحبان سهام معکوس است که این نشان‌دهنده آن است که شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران در استفاده از سرمایه در گردش عملکرد مناسبی ندارند و در نتیجه سودآوری حقوق صاحبان سهام به صورت معکوس تحت تأثیر قرار می‌گیرد. نسبت دارایی ملموس با بازده دارایی‌ها ارتباط مستقیم دارد که این نشان‌دهنده آن است که استفاده از دارایی‌های ملموس منجر به افزایش سودآوری و در نتیجه افزایش بازده دارایی‌ها شده است. رشد فروش، در سطح اطمینان ۹۵ درصد ارتباط معناداری به لحاظ آماری با عملکرد و سودآوری شرکت ندارد؛
- به‌طور خلاصه، نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که پس از کنترل عواملی نظیر اندازه شرکت، عمر آن، نسبت دارایی ملموس، رشد فروش، نقدشوندگی و هزینه‌های بازاریابی و فروش، ساختار سرمایه دارای ارتباط معکوس با عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد؛
- عرضه‌کنندگان بدهی در ایران، برخلاف کشورهای توسعه‌یافته، در ابتدا بانک‌ها به ویژه بانک‌های با مالکیت دولتی هستند که سهم بزرگی از بازار استقراض را تحت کنترل دارند. بانک‌های با مالکیت دولتی در ایران قادر به کنترل مدیران به سمت عملکرد بهتر و در نتیجه کاهش تضاد نمایندگی نیستند تا مدیران را تشویق به فعالیت در جهت منافع سهامداران کنند.
- برخلاف مؤسسات و شرکت‌های خصوصی که تحت نظارت دقیق صاحبان آن بنگاه‌ها و اعتباردهندگان هستند، در مورد شرکت‌های با مالکیت دولتی چنین نظارتی از سوی مالک آنها - دولت - وجود ندارد. در مرحله بعد، این بانک‌های دولتی انگیزه کافی برای نظارت بر شرکت‌های اعتبار گیرنده ندارند؛ به دلیل اینکه احتمالاً از سوی مالکان خود - دولت - در تصمیم‌گیری نسبت به اعطای وام‌های بد جریمه نمی‌شوند. این فقدان نظارت، مدیران شرکت‌های وام‌گیرنده را تشویق می‌کند تا به سمت رفتارهای احتیاطی حرکت کنند که نتیجه آن عملکرد نامناسب برای شرکت است؛
- یکی از تفاوت‌های جدی بانکداری بدون ربا با بانکداری متعارف ارتباط سیستم بانکی بدون ربا با بخش حقیقی اقتصاد از طریق عقود اسلامی است. به همین دلیل محققان اقتصادی این امر را مزیتی برای این سیستم می‌شمارند و لازمه آن را نظارت مؤثر بانک بر فعالیت شرکت‌های تسهیلات‌گیرنده می‌دانند. بنابراین انتظار می‌رود که تسهیلات بانکی در شرکت‌ها به صورت کارآمد استفاده شود؛ به طوری که هم اقساط تسهیلات پرداخت شود و هم به درآمدهای شرکت بیفزاید. از این رو، به طور اصولی انتظار می‌رود که نظارت قوی و مؤثر

بانک بر عملکرد شرکت تأثیر مثبت داشته و آن را بهبود بخشد. با این حال متأسفانه نتایج تحقیق این انتظار را تأیید نمی‌کند؛ به طوری که با افزایش نسبت بدهی شرکت‌ها عملکرد شرکت‌ها نه تنها بهبود نیافته بلکه به صورت منفی تحت تأثیر قرار گرفته است؛

- با توجه به کارایی بیشتر تأمین مالی از طریق بازار سرمایه براساس تئوری‌های مالی و اقتصاد اسلامی، توصیه می‌شود با توسعه بازار صکوک و ارائه مشوق‌های لازم برای تأمین مالی از این بازار شرکت‌ها را به جابجایی از تأمین مالی بانک‌محور به سمت تأمین مالی بازار سرمایه‌محور سوق دهند. به علاوه بانک‌ها نیز باید در اجرای دقیق‌تر قانون عملیات بانکی بدون ربا و اعمال نظارت مفید و مؤثر بر عملیات شرکت‌های تسهیلات‌گیرنده موجبات بهبود عملکرد شرکت‌ها را فراهم آورند. پژوهش‌های آتی در این زمینه می‌تواند برای صنایع و بخش‌های اقتصادی مختلف به تفکیک انجام و بررسی شود که تفاوت‌های خاص صنایع و بخش‌ها چه اختلافی در نتایج خواهد داشت.

منابع و مأخذ

۱. حسن پور بهابادی، داوود (۱۳۸۴)، بررسی ارتباط بین تغییرات ساختار سرمایه و تغییرات ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.
۲. شهیکی تاش، محمدنبی؛ مهدی کاظمی و موسی امینی (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد پانل دیتا»، دو ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، ش ۹ و ۱۰، ص ۲۴-۵.
۳. نمازی، محمد و جلال شیرزاده (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه ساختار سرمایه با سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (با تأکید بر نوع صنعت)»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۲، ص ۷۵-۹۵.
۴. نیکبخت، محمدرضا و محسن پیکانی (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و معیار حسابداری ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات مالی، ش ۲۸، ص ۸۹-۱۰۴.
5. Baltaji, Badi H. (2005), *Analysis of panel data*, 3rded, John Wiley & sons.
6. Berger, A. and 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 and Finance*, Vol. 30 No. 4, pp. 1065-1102.
7. Booth, L, Aivazian, V, Hunt, A. and Maksimovic, D. (2001), "Capital structure in developing countries", *Journal of Finance*, Vol. 56 No. 1, pp. 87-130.
8. Breusch T. S. and A. R. Pagan, (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics", *Econometrics issue*, Vol. 47 No. 1, pp. 239-253.
9. Brooks, Chris, (2008), *Introductory Econometrics for finance*, 2nd ed, Cambridge university.

10. Chang, K, Kang, E, Li, Y, (2016), "Effect of institutional ownership on dividends: An agency-theory-based analysis", *Journal of business research*, No 69, pp. 2551-2559.
11. Gleason, K, Mathur, L. and Mathur, I. (2000), "The interrelationship between culture, capital structure, and performance: evidence from European retailers" *Journal of Business Research*, Vol. 50 No. 2, pp. 185-191.
12. Goddard, J, Tavakoli, M. and Wilson, J.O. (2005), "Determinants of profitability in European manufacturing and services: evidence from a dynamic panel model", *Applied Financial Economics*, Vol. 15, No. 18, pp. 1269-1282.
13. Greene, William H. (2002), *Econometric Analysis*, 5th ed, New York university, Prentice hall.
14. Grossman, S. and Hart, O. (1982), "Corporate financial structure and managerial incentive", in McCall, J. (Ed), *The Economics of Information and Uncertainty*, University of Chicago Press, Chicago, IL, pp. 107-140
15. Im K S, Pesaran M.H, and Shin Y (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, No. 115 (revise version of 1997's work), pp. 53-74
16. Jensen, M. (1986), "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers", *American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, pp. 323-339.
17. Jensen, M. and Meckling, W. (1976), "Theory of the firm, managerial behavior, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, pp. 305-360.
18. Kester, W. (1986), "Capital and ownership structure: a comparison of United States and Japanese manufacturing corporations", *Financial Management*, Vol. 15, No. 1, pp. 5-16.
19. Margaritis, D. and Psillaki, M. (2007), "Capital structure and firm efficiency", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 34, No. 9-10, pp. 1447-1469.

20. ____ (2010), "Capital structure, equity ownership and firm performance", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 34, No. 3, pp. 621-632.
21. Miller, M. (1977), "Debt and taxes", *Journal of Finance*, Vol. 32 No. 2, pp. 261-275.
22. Modigliani, F. and Miller, M. (1958), "The cost of capital, corporate finance and the theory of investment", *American Economic Review*, Vol. 48 No. 3, pp. 261-297.
23. Nagano, Mamoru (2010), *Islamic finance and the theory of capital structure*, Munich personal RePec archive.
24. Philips, Peter, (1986), "Understanding spurious regression in econometrics", *Journal of Economics*, Vol. 33 No 3, PP. 311-340.
25. Rajan, R. and Zingales, L. (1995), "What do we know about capital structure? Some evidence from international data", *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 5, pp. 1421-1460.
26. Rao, N.V, Al-Yahyaee, K.H.M. and Syed, L.A. (2007), "Capital structure and financial performance: evidence from Oman", *Indian Journal of Economics and Business*, Vol. 6, No. 1, p. 1.
27. Rodden, D. and Lewellen, W. (1995), "Corporate capital structure decisions: evidence from leveraged buyouts", *Financial Management*, Vol. 24, No. 2, pp. 76-87.
28. Simerly, R. and Li, M. (2000), "Environmental dynamism, financial leverage and performance: a theoretical integration and an empirical test", *Strategic Management Journal*, Vol. 21, No. 2, pp. 31-49.
29. Sun, J, Guo, J, Li, Y, (2015), "Ownership, capital structure and financing decision: Evidence from the UK", *The British accounting review*, article in press, pp. 1-16.
30. Taub, A. (1975), "Determinants of firm's capital structure", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, No. 4, pp. 410-416.
31. Williams, J. (1987), "Perquisites, risk, and capital structure", *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 1, pp. 29-49.