مجله دانش حسابداری/ سال سوم/ ش ۹ / تابستان ۱۳۹۱ / ص ۱۲۳ تا ۱۴۲

ساختار سرمایه، آزمون تجربی نظریه زمانبندی بازار

دکتر غلامرضا کردستانی *
طناز پیرداوری **

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۱۰

چکیده

بر اساس نظریه زمان بندی بازار شرکتها زمان انتشار سهام را بر اساس قیمت سهام در بازار تعیین می کنند. مدیریت زمانی اقدام به انتشار سهام می‌کند، که نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام شرکت بالا باشد. چون مدیران بر این باورند که سهام شرکت در برخی از مواقع در بازار بیش از واقع ارزشگذاری می‌شود و انتشار سهام در این زمان ها به نفع شرکت است. بنابراین، نوسانات موقت در ارزش بازار می تواند باعث تغییرات دائمی در ساختار سرمایه شود.

در این تحقیق با استفاده از اطلاعات مالی ۱۰۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸٦ و با بهره‌گیری از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون خطی چند متغیره، نظریه زمانبندی بازار آزمون شده است. نتایج تحقیق بیانگر رابطه معنادار بین ارزشهای گذشته بازار با ساختار سرمایه و تغییرات ساختار سرمایه است. این شواهد نظریه زمانبندی بازار را تأیید نمی کند.

* دانشیار گروه حسابداری دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)
** کارشناس ارشد مهندسی مالی مرکز آموزش عالی غیرانتفاعی رجا
نویسنده مسئول مقاله: غلامرضا کردستانی (Email: gkordestani@ikiu.ac.ir)

واژه‌های کلیدی: ساختار سرمایه، نظریه‌های ساختار سرمایه، نظریه زمانبندی بازار، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام.

مقدمه

شناخت و آگاهی از ساختار سرمایه شرکتها از سویی برای سهامداران و سرمایه‌گذاران بالقوه حائز اهمیت است و از سوی دیگر، اطلاعات در مورد ساختار سرمایه، مورد استفاده اعتباردهندگان قرار می‌گیرد. تصمیمات تأمین مالی بسیاری از شرکتها به ارزش بازار سهام بستگی دارد. شرکتها برای تأمین مالی بیشتر، زمانی به انتشار سهام اقدام می‌کنند که ارزش بازار سهام زیاد است و زمانی به بازخرید سهام اقدام می‌کنند که ارزش بازار سهام کم است (بیکر و ورگلر، ۲۰۰۲).

هدف اصلی این تحقیق، بررسی ساختار سرمایه بر اساس نظریه زمانبندی بازار در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. این نظریه بیانگر این است که نوسانات موقتی در ارزش بازار می‌تواند باعث تغییرات دائمی در ساختار سرمایه شود.

نظریه‌های ساختار سرمایه

روشهای تأمین مالی تحت تأثیر عوامل درونی و بیرونی از قبیل فرصتهای رشد شرکت، سود انباشته، اندازه شرکت، نسبت بدهی و دارایی نامشهود است (مشایخ و شاهرخی، ۱۳۷۵). تاکنون کسی نتوانسته است ساختار سرمایه مطلوبی ارائه کند. در عین حال، صرفه جویی مالیاتی هزینه بهره شرکتها را به تأمین مالی از طریق بدهی تشویق می‌کند (پارسائیان، ۱۳۷۳).

نظریه‌های متعددی در خصوص الگوی ساختار سرمایه عرضه شده است که هر یک، عواملی را در تعیین نسبت بدهی (ساختار مطلوب سرمایه) مؤثر می‌داند:

۱- **نظریه سنتی:** این دیدگاه بر این نظریه استوار است که می توان با استفاده از اهرم ارزش شرکت را افزایش داد.

۲- **نظریه میلروومودیلیانی:** بر اساس این نظریه ساختار سرمایه بهینه وجود ندارد. اگرچه هزینه تأمین مالی از طریق بدهی کمتر از هزینه تأمین مالی از طریق سهام است، افزایش بدهی ریسک مالی شرکت و در نتیجه بازده مورد توقع سهامداران را افزایش می‌دهد (کردستانی و نجفی، ۱۳۸۷).

۳- **نظریه موازنه ایستا**[1]**:** در نظریه موازنه ایستا، فرض بر این است که ساختار سرمایه بهینه وجود دارد و توازن بین هزینه‌ها و منافع مختلف حاصل از انتشارسهام و استقراض ساختار سرمایه را تعیین می‌کند. این هزینه‌ها و منافع شامل مزایای مالیاتی بدهی و هزینه‌های نابسامانی مالی و هزینه‌های نمایندگی تأمین مالی از طریق بدهی یا سهام است (جنسن،۱۹۷۶؛ مایرز، ۱۹۷۷). شرکتها ساختار سرمایه هدف دارند که به وسیله منافع حاصل از بدهی (مزایای مالیاتی بدهی) و هزینه‌های بدهی (هزینه‌های ورشکستگی و هزینه‌های نمایندگی) تعیین می‌شود (ساندر و مایرز، ۱۹۹۹) . آنها ساختار سرمایه هدف را در واکنش به شوکهای موقتی تعدیل می‌کنند، که باعث انحراف اهرم مالی شرکت از اهرم هدف می شود (ماهاجان و تاتاراوقلو، ۲۰۰۸؛ مودیلیانی و میلر، ۱۹۶۳).

۴- **نظریه سلسله مراتبی**[2]**:** مطابق نظریه سلسله مراتبی، که ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی است، شرکتها وجوه مورد نیاز خود را ابتدا از طریق منابع داخلی و سپس از طریق استقراض و سرانجام، با انتشار سهام تأمین مالی می‌کنند (مایرز، ۱۳۷۳). در نظریه سلسله مراتبی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MTB) معیاری برای فرصتهای سرمایه‌گذاری است. بر اساس نظریه سلسله مراتبی شرکتها با نسبت زیاد MTB، که منعکس کننده فرصتهای رشد یا سرمایه‌گذاری است از منابع داخلی خود استفاده می‌کنند و پس از استفاده کامل از ظرفیت بدهی خود برای تأمین مالی به انتشار سهام روی می‌آورند (بیکر و ورگلر، ۲۰۰۲).

۵- **نظریه زمانبندی بازار:** این نظریه بیان می‌کند ساختار سرمایه پیامد انباشته تلاشهای گذشته زمان بندی بازار سهام است (ماهاجان و تاتاراقلو، ۲۰۰۸).

نظریه زمانبندی

طبق نظریه زمانبندی بازار، مدیران بر این باورند که می‌توانند بر اساس وضعیت بازار انتشار سهام را زمانبندی کنند. آنها در زمانهایی که سهام شرکت بیش از واقع ارزشگذاری شده است تصمیم به تأمین مالی از طریق صدور سهام می‌گیرند. کاربردیترین معیار برای بیان ارزشگذاری گذشته بازار از سهام، میانگین موزون نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برای تأمین مالی خارجی است. در میانگین موزون وزنها برابر با مجموع سطح تأمین مالی خارجی از طریق سهام وبدهی است (بیکر و ورگلر، ۲۰۰۲). طبق این نظریه شرکتها در دوره‌هایی از زمان به انتشار سهام اقدام می‌کنند که نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام شرکت زیاد باشد. چون باور مدیران این است که در مواقعی ارزش سهام شرکتها در بازار بیش از واقع تعیین می‌شود (تیتمن و وشلز، ۱۹۸۸).

در الگوی موازنه پویا بدون هزینه تعدیلی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری با اهرم رابطه معکوس دارد؛ به عبارت دیگر، افزایش در نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری موجب کاهش اهرم یا نسبت بدهی به داراییها شده است؛ یعنی موجب افزایش انتشار سهام می‌شود (هواکیمیان و همکاران، ۲۰۰۳). شرکتهای فعال در بازارهای داغ (پر معامله) در مقایسه با شرکتهای فعال در بازارهای سرد (کم معامله) بیشتر به انتشار سهام اقدام می‌کنند و نسبت اهرم خود را کم می‌کنند؛ اما بلافاصله بعد از عمومی شدن، شرکتهای فعال در بازارهای داغ نسبت به شرکتهای فعال در بازارهای سرد (که کمتر به انتشار سهام اقدام می‌کنند) نسبتهای اهرمی خود را از طریق استقراض افزایش می‌دهند (آلتی، ۲۰۰۶).

سؤال اصلی این تحقیق این است که آیا ارزشهای گذشته بازار بر ساختار سرمایه شرکتها تأثیر دارد؛ به عبارت دیگر آیا مدیران بر اساس ارزش بازار سهام (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام) تصمیمات تأمین مالی خود را می‌گیرند؟

پیشینه تحقیق

مبحث ساختار سرمایه تاکنون پژوهشهای علمی زیادی را به خود اختصاص داده که یافته‌های برخی از آنها در ادامه بحث شده است.

پژوهشهای تجربی خارجی

با ایجاد توازن بین مزایای حاصل از بدهی و هزینه‌های نمایندگی بدهی، می‌توان به ساختار بهینه سرمایه دست پیدا کرد. در صورت نبودن تقارن اطلاعاتی، شرکتهای سودآور منابع تأمین مالی داخلی را به منابع خارجی ترجیح می‌دهند. پیش بینی نظریه سلسله مراتب گزینه‌های تأمین مالی این است که شرکتهای سوداور در مقایسه با شرکتهای غیرسودآور، کمتر استقراض می‌کنند؛ در نتیجه نسبت بدهی به سرمایه آنها کم است (مایرز و ماژلوف، ۱۹۸۴).

نوسانات موقت در ارزشگذاری سهام، بر ساختار سرمایه تأثیر دائمی دارد و ارتباط مثبتی بین میانگین موزون نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و ساختار سرمایه وجود دارد. شرکتها نسبت به تغییرات در ارزش سهام خود واکنش نشان می‌دهند که به تغییر در قیمت سهام یا انتشار سهام منجر می‌شود. نوسانات در اهرم می‌تواند اثر ماندگار داشته باشد و این اثر به طور قوی با نظریه موازنه پویا مطابق است (لیاری و رابرت، ۲۰۰۵).

شرکتهای با نسبت زیاد ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، حداقل نسبت بدهی هدف را دارند. از سوی دیگر، بازده‌های زیاد سهام، سودآوری حاصل از انتشار سهام را افزایش می‌دهند؛ ولی اثری بر اهرم هدف ندارد که با نظریه زمان بندی بازار سازگار است. مدیران شرکتهای سودآور همواره به وجوه داخلی خود اتکا، و کمتر از استقراض استفاده می‌کنند. الگوی ساختار سرمایه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس نظریه موازنه ایستا است. در صورت نبودن تقارن اطلاعاتی شرکتهای سودآور، منابع تأمین مالی داخلی را به منابع خارجی ترجیح می‌دهند. اما در صورت نیاز به منابع مالی بیشتر ، ابتدا به استقراض و در نهایت به انتشار سهام مبادرت می‌ورزند (کامبی و مادست، ۱۹۸۷).

شرکتهای با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری زیاد حداقل نسبتهای بدهی هدف را دارا هستند. بازده‌های زیاد سهام، سودآوری حاصل از انتشار سهام را افزایش می‌دهد ولی اثری بر اهرم هدف ندارد که با نظریه زمانبندی بازار سازگار است (هواکیمیان و همکاران، ۲۰۰۳). اگرچه تاریخچه شرکت بر ساختار سرمایه اثر قوی دارد در کل چرخه ساختار سرمایه به نسبتهای بدهی هدف تمایل دارد که با نظریه موازنه ایستا سازگار است (کیهان و تیتمن، ۲۰۰۶).

شرکتهای فعال در بازارهای دارای عرضه اولیه عمومی داغ نسبت به شرکتهای فعال در بازارهای سرد(کم معامله)، بیشتر به انتشار سهام اقدام می‌کنند و نسبت اهرم خود را کمتر نگه می‌دارند (آلتی، ۲۰۰۶).

مطالعه زمانبندی بازار و ساختار پویای سرمایه بیانگر این است که اهرم بهینه به تفاوت باورهای مدیران درون سازمانی و سرمایه گذاران برون سازمانی بستگی دارد و متفاوت از الگوهای موازنه استاندارد است. رفتار زمانبندی بازار مدیران به کاهش نسبت بدهی شرکتها منجر می‌شود؛ شرکتهایی با بدهی صفر حضور می‌یابند که در مقایسه با سایر شرکتها سود نقدی زیادی پرداخت می‌کنند؛ وجه نقد زیادی نگه می‌دارند و در بلندمدت بعد از انتشار سهام بازده غیر عادی منفی کسب می‌کنند. رفتار زمانبندی بازار به از دست رفتن ارزش شرکت از طریق فعالیتهای تأمین مالی ختم می‌شود (بائو ژانگ یانگ، ۲۰۱۱).

آزمون تجربی نظریه زمانبندی بازار در بورس اندونزی شواهدی فراهم کرده است که این نظریه را تأیید می‌کند و حاکی از تأثیر منفی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام بر اهرم بازار است (استیاوان، ۲۰۱۲).

پژوهشهای تجربی داخلی

بین سودآوری و نسبت بدهی رابطه مثبتی هست و شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای تأمین منابع مالی مورد نیاز خود، نظریه سلسله مراتب گزینه‌های تأمین مالی را دنبال کرده اند (باقرزاده، ۱۳۸۲). صنایع مختلف با درجات ریسک تجاری متفاوت ساختار مالی متفاوتی دارند و تفاوت زیادی در اهرم مالی در هر صنعت وجود

دارد. در برخی سالها هر صنعت دارای ساختار مالی خاص بوده است. گرایش به متوسط صنعت به عنوان سیاست تجاری تا حدی توسط شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد توجه قرار گرفته شده است (پورحیدری، ۱۳۸۲).

تأثیر تغییرات ساختار سرمایه بر ارزش شرکت بین صنایع منتخب یکسان نیست و در هر صنعت متفاوت است. بین صنایع منتخب، بیشترین ارتباط بین تغییرات نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام و تغییرات ارزش شرکت به صنعت کانی غیرفلزی و کمترین ارتباط به صنعت مواد غذایی و دارویی مربوط است (حسن‌پور بهابادی، ۱۳۸۴).

برخی تحقیقات به بررسی تأثیر ساختار سرمایه بر توان رقابتی شرکتها پرداخته‌اند. بنی مهد و فراهانی فرد (۱۳۸۹) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که ساختار سرمایه بر توان رقابتی شرکتها تأثیر دارد. سینایی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه ای به این نتیجه رسیدند که فرصتهای رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه و سود تقسیمی با ارزش شرکت تأثیر دارد.

ستایش و جمالیان پور (۱۳۹۰) به بررسی ساختار سرمایه و تغییرات آن بر نوع و میزان پیشبرد راهبردهای مالی شرکتها پرداختند و به این نتیجه رسیدند که ساختار سرمایه و تغییرات آن بر نوع و میزان پیشبرد راهبردهای مالی شرکتها تأثیر دارد.

فرضیه‌های تحقیق

این تحقیق برای پاسخگویی به این سؤال انجام شد که آیا ارزشهای گذشته بازار سهام بر ساختار سرمایه شرکتها تأثیر دارد. برای این منظور دو فرضیه اصلی و یک فرضیه فرعی تدوین شده است:

فرضیه اصلی اول: ساختار سرمایه با ارزشهای گذشته بازار ارتباط مثبتی دارد.

این فرضیه یک فرضیه فرعی دارد:

فرضیه فرعی اول: تغییرات ساختار سرمایه با ارزشهای گذشته بازار ارتباط مثبتی دارد.

فرضیه اصلی دوم: شرکتها زمانی به انتشار سهام اقدام می‌کنند که نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری زیادی دارند.

روش تحقیق

این تحقیق از نوع تحقیقات کاربردی، و در حوزه تحقیقات همبستگی است که نظریه‌ها، قانونمندیها، اصول و فنونی را بری حل مسائل اجرایی و واقعی به کار می‌گیرد که در تحقیقات بنیادی تدوین می‌شود. این نوع تحقیقات بیشتر بر مؤثرترین اقدام تأکید دارد و علتها را کمتر مورد توجه قرار می‌دهد. این تأکید بیشتر به این دلیل است که تحقیقات کاربردی به سمت کاربرد عملی دانش هدایت شود.

این تحقیق بر اساس اطلاعات واقعی بازار سهام و صورتهای مالی ۱۰۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس انجام شده است که سال مالی آنها به پایان اسفند ختم می‌شود و وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته، و در مجموع داده‌های ۹۰۹ سال شرکت از ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۶ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. اطلاعات مربوط به متغیرهای تحقیق شامل نسبت حقوق صاحبان سهام به مجموع داراییها، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، اندازه شرکت و سایر متغیرهای تحقیق با استفاده از بانک اطلاعاتی نرم‌افزار تدبیرپرداز و رهاورد نوین و صورتهای مالی حسابرسی شده شرکتها و سایت بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است.

در آزمون فرضیات تحقیق، داده‌های پرت حذف شده است تا تجزیه و تحلیل بهتر و منطقی‌تری از نتایج به عمل آید. فرضیه‌های تحقیق بر اساس برآورد الگوهای پیش بینی شده مورد آزمون قرار گرفت. برای تبیین قدرت توضیح دهندگی از ضریب تعیین تعدیل شده، برای بررسی معنی‌داری متغیرها از آماره t، برای بررسی کفایت کلی الگو از آماره F و بررسی استقلال باقیمانده‌ها آماره دوربین واتسون استفاده شده است.

الگوهای آزمون فرضیه‌های تحقیق

الگوهای استفاده شده برای آزمون فرضیه‌های تحقیق در زیر ارائه شده است:

الف) الگوی مورد استفاده برای آزمون فرضیه اصلی اول

برای آزمون این فرضیه از الگوی شماره (۱) استفاده شده است:

$$(\frac{E}{A})_t = a + b(\frac{M}{B})_{t-1} + c(\frac{PPE}{A})_{t-1} + d\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + e\log(s)_{t-1} + e_t \quad (۱)$$

ب) الگوی مورد استفاده برای آزمون فرضیه فرعی اول

برای آزمون این فرضیه الگوی (۲) برآورد شده است:

$$\left(\frac{\Delta E}{A}\right)_t = a + b(\frac{M}{B})_{t-1} + c(\frac{PPE}{A})_{t-1} + d\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + e\log(s)_{t-1} + e_t \quad (۲)$$

که در الگوی شماره ۱ و ۲؛ $\frac{E}{A}$، نسبت حقوق صاحبان سهام به مجموع داراییها؛ $\frac{\Delta E}{A}$، نسبت تغییر حقوق صاحبان سهام به مجموع داراییها؛ $\frac{M}{B}$، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت که حاصل تقسیم مجموع ارزش بازار و بدهیهای شرکت به مجموع داراییهای شرکت؛ $\frac{PPE}{A}$، معیاری برای اندازه گیری داراییهای ثابت است که از تقسیم مجموع ارزش اموال، ماشین آلات و خالص تجهیزات به مجموع دارایی به دست می‌آید؛ $\frac{EBITDA}{A}$، معیاری برای اندازه گیری سودآوری است که حاصل تقسیم سود قبل از بهره و مالیات به مجموع داراییها است؛ $log(s)$، معیاری برای سنجش اندازه شرکت است که از لگاریتم خالص فروش به دست می‌آید.

الگوی شماره (۱) رابطه نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام با ساختار سرمایه را در حضور متغیرهای کنترلی آزمون می‌کند. ضریب b در رگرسیون الگوی شماره (۱) بیانگر ضریب حساسیت رابطه بین نسبت ارزش بازار با ساختار سرمایه است. الگوی شماره (۲) رابطه نسبت ارزش بازار را به ارزش دفتری سهام با تغییرات ساختار سرمایه در حضور متغیرهای کنترلی آزمون می‌کند. ضریب b در رگرسیون الگوی شماره (۲) بیانگر ضریب حساسیت رابطه بین نسبت ارزش بازار با تغییرات ساختار سرمایه است.

پ) الگوی مورد استفاده برای آزمون فرضیه اصلی دوم

برای آزمون این فرضیه الگوی شماره (۳) براورد شده است:

$$\left(\frac{E}{A}\right)_t = a + b\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + U_t \quad (۳)$$

هم‌چنین برای افزایش دقت نتایج آزمون فرضیه اصلی دوم الگوهای (۴)، (۵) و (۶) براورد شده است. در الگوی (۴) از ترکیب دو معیار نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری ساده و میانگین موزون نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری استفاده شده در حالی‌که در الگوی شماره (۵) تنها از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری ساده و در الگوی (۶) از میانگین موزون نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری استفاده شده است:

$$\left(\frac{E}{A}\right)_t = b_1 + b_2\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + b_3\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa} + b_4\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + b_5\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + b_6\ log(\ s\ )_{t-1} + e_t \qquad (۴)$$

$$\left(\frac{E}{A}\right)_t = b_1 + b_2\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + b_3\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + b_4\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + b_5\ log(\ s\ )_{t-1} + e_t \qquad (۵)$$

$$\left(\frac{E}{A}\right)_t = b_1 + b_2\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa} + b_3\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + b_4\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + b_5\ log(\ s\ )_{t-1} + e_t \qquad (۶)$$

که درآن:

$\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa}$، میانگین موزون نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام که به عنوان کاربردیترین و دقیقترین معیار برای اندازه‌گیری ارزشهای گذشته بازار استفاده شده است. اگر این نسبت از میانگین بیشتر باشد ۱ در غیر این صورت صفردر نظر گرفته شده است. محاسبه این نسبت به صورت زیر است:

$$\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa} = \sum_{s=0}^{t-1} \frac{e_s + d_s}{\sum_{r=0}^{t-1} e_r + d_r}\left(\frac{M}{B}\right)_S \qquad (۷)$$

که در آن، e_s، تغییرات سرمایه در سال S؛ d_s، تغییرات بدهی در سال S؛ e_r، تغییرات سرمایه تا سال r؛ d_r، تغییرات بدهی در سال r و $\left(\frac{M}{B}\right)_S$: حاصل تقسیم مجموع ارزش بازار و بدهیهای شرکت به مجموع داراییهای شرکت در سال S است. $e_{i,t}$: جزء خطاست و سایر متغیرها همانند الگوی (۱) و (۲) تعریف می شود.

الگوی شماره (۳) و (۴) رابطه بین انتشار سهام و نسبت ارزش بازار را به ارزش دفتری آزمون می‌کند. ضریب b در الگوی (۳) و b_2 در الگوی (۴)، (۵) و (۶) بیانگر ضریب حساسیت رابطه بین نسبت ارزش بازار با انتشار سهام است. برای آزمون فرضیه‌های تحقیق الگوها بر اساس داده‌های مقطعی براورد شده است.

یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در جدول شماره (۱) منعکس شده است:

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

عنوان متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	دامنه تغییرات	ضریب کشیدگی	ضریب چولگی
E/A	۹۰۹	۰/۲۶	۰/۱۷	۳/۳۳	۲۴/۷۱	-۰/۶۶
MTB	۹۰۹	۱/۷۰	۱/۱۲	۱۱/۷۲	۲۱/۹۸	۴/۰۰
PPE/A	۹۰۹	۰/۳۰	۰/۲۲	۱/۹۷	۸/۵۲	۲/۰۷
EBITD/A	۹۰۹	۰/۱۱	۰/۱۲	۱/۰۴	۱/۴۴	۰/۳۴
LOG(s)	۹۰۹	۵/۲۷	۰/۵۷	۷/۶۵	۹/۸۹	۰/۱۵
ΔE/A	۹۰۹	۰/۱۵	۰/۱۴	۲/۷۰	۲۹/۱۴	۰/۲۲
MB_{efwa}	۸۰۸	۰/۲۹	۰/۴۵	۱/۰۰	-۱/۱۵	۰/۹۲
MB	۹۰۹	۰/۴۲	۰/۴۹	۱/۰۰	-۱/۹۱	۲۴/۷۲

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتایج آزمون فرضیه اصلی اول

برای بررسی رابطه بین ساختار سرمایه با ارزشهای گذشته بازار الگوی (۱) براورد شده و شواهدآماری در جدول شماره (۲) ارائه شده است. همان طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، آماره F برابر با ۶۲/۵۸ و سطح معناداری برابر با ۰.۰۰۱ است که نشان می‌دهد در سطح خطای ۱٪ الگوی رگرسیون خطی از نظر آماری معنادار است؛ هم‌چنین در الگوی

(۱) خطاها دارای توزیع نرمال، و میانگین آنها تقریباً برابر با صفر است و واریانس آنها نیز برابر با $\delta^2=(۰/۹۹۸)^2$ است.

رابطه بین ساختار سرمایه با ارزشهای گذشته بازار معکوس است (ضریب بتای ۰.۰۶-) و آماره t برای متغیر توضیحی $(\frac{M}{B})_{t-1}$ برابر با ۹.۹۹- و سطح معناداری آن برابر با ۰.۰۰۱ است که در سطح خطای ۱٪ از نظر آماری معنادار است. بنابراین، فرضیه اصلی اول تأیید نمی‌شود؛ زیرا فرضیه اول رابطه بین ساختار سرمایه با ارزشهای گذشته بازار را مثبت پیش‌بینی کرده است. آماره دوربین واتسون مؤید استقلال باقیمانده الگو است.

جدول شماره ۲ : نتایج آزمون فرضیه اصلی اول

$$(\frac{E}{A})_t = a + b(\frac{M}{B})_{t-1} + c(\frac{PPE}{A})_{t-1} + d\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + e\log(s)_{t-1} + e_t \qquad (1)$$

متغیرهای توضیحی	علامت پیش‌بینی شده	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
a	-	۰.۲۶	۵.۹۷	۰.۰۰۱
$(\frac{M}{B})_{t-1}$	+	-۰.۰۶	-۹.۹۹	۰.۰۰۱
$(\frac{PPE}{A})_{t-1}$	-	۰.۰۷	۲.۸۱	۰.۰۰۵
$\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1}$	-	۰.۸۱	۱۵.۲۵	۰.۰۰۱
$e\log(s)_{t-1}$	-	-۰.۰۱	-۰.۲۶	۰.۷۹۱
دوربین واتسون		۱/۵۰۵	آماره F	۶۲/۵۸
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۲۱۳	سطح معناداری F	۰/۰۰۱

نتایج آزمون فرضیه فرعی اول

برای بررسی فرضیه فرعی اول مبنی بر ارتباط تغییرات ساختار سرمایه با ارزشهای گذشته بازار الگوی (۲) براورد شده و شواهدآماری در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، آماره F برابر با ۱۱/۱۷ و سطح معناداری

برابر با ۰.۰۰۱ است که نشان می دهد در سطح خطای ۱٪ الگو رگرسیون خطی از نظر آماری معنادار است؛ همچنین در الگوی (۱) خطاها دارای توزیع نرمال، و میانگین آنها تقریباً برابر با صفر است و واریانس آنها نیز برابر با δ^2=(۰/۹۹۸)^2 است.

رابطه تغییرات ساختار سرمایه با ارزشهای گذشته بازار منفی است (ضریب بتای ۰.۰۱۸-) و آماره t برای متغیر توضیحی $(\frac{M}{B})_{t-1}$ برابر با ۳/۶۲۱ و سطح معناداری آن برابر با ۰.۰۰۱ است که در سطح خطای ۵٪ از نظر آماری معنی‌دار است. بنابراین فرضیه فرعی اول تأیید نمی شود. آماره دوربین واتسون مؤید استقلال باقیمانده الگو است.

جدول شماره (۳): نتیجه آزمون فرضیه فرعی اول

$$\left(\frac{\Delta E}{A}\right)_t = a + b(\frac{M}{B})_{t-1} + c(\frac{PPE}{A})_{t-1} + d\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + e\log(s)_{t-1} + e_t \qquad (2)$$

متغیرهای توضیحی	علامت پیش‌بینی شده	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
a	–	-۰.۰۶۸	۱.۶۰۷	۰.۱۰۸
$(\frac{M}{B})_{t-1}$	+	-۰.۰۱۸	۳.۶۲۱	۰.۰۰۱
$(\frac{PPE}{A})_{t-1}$	–	۰.۰۱۹	۰.۹۷۳	۰.۳۳۱
$\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1}$	–	۰.۲۸۰	۶.۱۲۰	۰.۰۰۱
$e\log(s)_{t-1}$	–	۰.۰۱۵	۱.۸۷۴	۰.۰۶۱
دوربین واتسون		۱/۶۴۴	آماره F	۱۱/۱۷
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۴۳	سطح معناداری F	۰/۰۰۱

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

نتایج آزمون فرضیه اصلی دوم

به منظور بررسی رابطه زمان انتشار سهام با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MTB) الگوی (۳)، (۴)، (۵) و (۶) براورد شده و شواهدآماری در جدول (۴)، (۵)، (۶) و (۷) ارائه شده است. در الگوی (۴) متغیرهای کنترلی شامل سرمایه‌بری، سودآوری، اندازه شرکت و میانگین موزون نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت به الگوی (۳) اضافه شده است.

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، آماره F برابر با ۱/۹۹۰ و سطح معناداری برابر با ۰.۱۵۹ است که نشان می‌دهد در سطح خطای ۵٪ الگوی رگرسیون خطی کفایت لازم را ندارد.

جدول شماره٤: نتایج آزمون فرضیه اصلی دوم

$$\left(\frac{E}{A}\right)_t = a + b\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + U_t \qquad (۳)$$

متغیرهای توضیحی	علامت پیش بینی شده	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
a	–	۰.۲۵۱	۳۲.۸۶۶	۰.۰۰۱
$(\frac{M}{B})_{t-1}$	+	۰.۰۱۷	۱.۴۱۱	۰.۱۵۹
دوربین واتسون		۱/۶۱۳	آماره F	۱/۹۹
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۰۱	سطح معناداری F	۰/۱۵۹

جدول شماره (۵): نتایج آزمون فرضیه اصلی دوم

$$\left(\frac{E}{A}\right)_t = b_1 + b_2\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + b_3\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa} + b_4\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + b_5\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + b_6\ log(\ s\ )_{t-1} + e_t \qquad (۴)$$

متغیرهای توضیحی	علامت پیش‌بینی شده	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
b_1	–	۰.۲۰۹	۳.۷۳۰	۰.۰۰۱
$(\frac{M}{B})_{t-1}$	+	۰.۰۱۳	۱.۱۱۶	۰.۲۶۵
$\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa}$	+	–۰.۰۴۴	–۳.۱۷۴	۰.۰۰۲
$(\frac{PPE}{A})_{t-1}$	–	۰.۰۹۱	۳.۳۴۷	۰.۰۰۱
$\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1}$	–	۰.۵۶۲	۱۱.۲۹۹	۰.۰۰۱
$elog(s)_{t-1}$	–	–۰.۰۰۵	–۰.۴۷۳	۰.۶۳۷
دوربین واتسون		۱/۵۱۹	آماره F	۲۹/۳۸۴
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۵۵	سطح معناداری F	۰/۰۰۱

همان‌طور که در جدول شماره (۵) مشاهده می‌شود، آماره F برابر با **۲۹.۳۸۴** و سطح معناداری برابر با ۰.۰۰۱ است که نشان می‌دهد در سطح خطای ۱٪ الگوی رگرسیون خطی از نظر آماری معنادار است؛ همچنین در الگوی (۴) خطاها دارای توزیع نرمال، و میانگین

آنها تقریباً برابر با صفر است و واریانس آنها نیز برابر با δ^2=(۰/۹۹۷)^2 است. رابطه بین زمان انتشار سهام با میانگین ساده نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری مثبت است (ضریب بتای ۰.۰۱۳) و آماره t برای متغیر توضیحی $(\frac{M}{B})_{t-1}$ برابر با ۱.۱۱۶ و سطح معناداری آن برابر با ۰.۲۶۵ است که در سطح خطای ۵٪ از نظر آماری معنادار نیست.

هم‌چنین رابطه بین زمان انتشار سهام با نسبت میانگین موزون ارزش بازار به ارزش دفتری معکوس است (ضریب بتای ۰.۰۴۴-) و آماره t برای متغیر توضیحی $\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa}$ برابر با ۳.۱۷۴- و سطح معناداری آن برابر با ۰.۰۰۲ است که در سطح خطای ۵٪ از نظر آماری معنادار است. بنابراین، فرضیه اصلی دوم طبق الگو (۴) تأیید نمی‌شود. آماره دوربین واتسون مؤید استقلال باقیمانده الگو است.

جدول شماره ٦ : نتایج آزمون فرضیه اصلی دوم

$$\left(\frac{E}{A}\right)_t = b_1 + b_2\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + b_3\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + b_4\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + b_5\, log(s)_{t-1} + e_t \quad (۵)$$

متغیرهای توضیحی	علامت پیش‌بینی شده	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
b_1	–	۰.۱۸۵	۳.۳۱۹	۰.۰۰۱
$(\frac{M}{B})_{t-1}$	+	۰.۰۱۸	۱.۴۹۵	۰.۱۳۵
$(\frac{PPE}{A})_{t-1}$	–	۰.۰۹۱	۳.۳۲۱	۰.۰۰۱
$\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1}$	–	۰.۵۱۰	۱۰.۷۹۹	۰.۰۰۱
$elog6)_{t-1}$	–	-۰.۰۰۲	-۰.۲۰۸	۰.۸۳۶
دوربین واتسون		۱/۴۸۸	آماره F	۳۳/۸۲۹
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۴۴	سطح معناداری F	۰/۰۰۱

همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، آماره F برابر با ۳۳/۸۳ و سطح معناداری برابر با ۰.۰۰۱ است که نشان می‌دهد در سطح خطای ۱٪ الگوی رگرسیون خطی از نظر آماری معنی‌دار است؛ همچنین در الگوی (۵) خطاها دارای توزیع نرمال، و میانگین

آنها تقریباً برابر با صفر است و واریانس آنها نیز برابر با δ^2=(۰/۹۹۸)^2 است. رابطه بین زمان انتشار سهام با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری ساده مثبت است (ضریب بتای ۰.۰۱۸) و آماره t برای متغیر توضیحی $(\frac{M}{B})_{t-1}$ برابر با ۱.۴۹۵ و سطح معنی‌داری آن برابر با ۰.۱۳۵ است که در سطح خطای ۵٪ از نظر آماری معنی‌دار نیست. آماره « دوربین – واتسون » موید استقلال باقیمانده الگو نیست.

جدول ۷ : نتایج آزمون فرضیه اصلی دوم

$$\left(\frac{E}{A}\right)_t = b_1 + b_2\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa} + b_3\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + b_4\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + b_5\ log(\ \ s\ )_{t-1} + e_t \qquad (۶)$$

متغیرهای توضیحی	علامت پیش‌بینی شده	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
b_1	–	۰.۲۱۲	۳.۷۹۸	۰.۰۰۱
$\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa}$	+	–۰.۰۴۶	–۳.۳۳۰	۰.۰۰۱
$(\frac{PPE}{A})_{t-1}$	–	۰.۰۹۳	۳.۴۴۴	۰.۰۰۱
$\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1}$	–	۰.۵۶۲	۱۱.۲۹۲	۰.۰۰۱
$elog(s)_{t-1}$	–	–۰.۰۰۴	–۰.۴۳۲	۰.۶۶۶
دوربین واتسون		۱/۵۱۶	آماره F	۳۳/۴۰۸
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۴۹	سطح معناداری F	۰/۰۰۱

همانطور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود ، آماره F برابر با ۳۶/۴۱ و سطح معناداری برابر با ۰.۰۰۱ است که نشان می‌دهد در سطح خطای ۱٪ الگو رگرسیون خطی از نظر آماری معنی دار است؛ هم‌چنین در الگوی (۶) خطاها دارای توزیع نرمال، و میانگین آنها تقریباً برابر با صفر است و واریانس آنها نیز برابر با δ^2=(۰/۹۹۸)^2 است.

رابطه بین زمان انتشار سهام با نسبت میانگین موزون ارزش بازار به ارزش دفتری معکوس است (ضریب بتای ۰.۰۴۶–) و آماره t برای متغیر توضیحی $\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa}$ برابر با

۳.۳۳۰- و سطح معناداری آن برابر با ۰.۰۰۱ است که در سطح خطای ۵٪ از نظر آماری معنادار است. بنابراین، فرضیه اصلی دوم طبق الگو (۶) تأیید نمی‌شود. آماره دوربین واتسون موید استقلال باقیمانده الگو است.

نتیجه‌گیری

تحقیقات قبلی، رابطه مثبت بین ارزشهای گذشته بازار را با ساختار سرمایه و تغییرات ساختار سرمایه تأیید کرده‌اند که برخلاف یافته‌های این تحقیق است (بیکر و وررگلر، ۲۰۰۲)؛ هم‌چنین طبق تحقیقات پیشین و بر اساس نظریه زمانبندی بازار، شرکتها زمانی به انتشار سهام اقدام می‌کنند که نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام زیادی داشته باشد که یافته‌های تحقیق مؤید این موضوع نیست. در خصوص عدم تطبیق نتایج تحقیق با تحقیقات خارجی می‌توان اظهار کرد: در ایران وقتی افزایش سرمایه از طریق آورده نقدی تصویب می‌شود، معمولاً حق تقدم خرید سهام جدید به سهامداران موجود اعطا می‌شود و مبلغ واریزی به حساب شرکت بر مبنای قیمت اسمی صورت می‌گیرد و صرف سهام شناسایی نمی‌شود. بنابراین در مواقعی که ارزش بازار سهام بالاست، مدیریت انگیزه ای برای انتشار سهام جدید ندارد؛ زیرا صرفا ارزش اسمی وارد شرکت می شود و در صورتی که سهامداران حق تقدم خود را در بازار عرضه کنند، تفاوت ارزش بازار و ارزش اسمی توسط سهامداران دریافت می شود. بنابراین بر خلاف پیش بینی های نظریه زمانبندی بازار، وقتی قیمت بازار سهام زیاد است، شرکتها انگیزه‌ای بیشتری برای صدور سهام ندارند.

محدودیتهای تحقیق

با توجه به نبودن بازار سازمان یافته بدهی و عدم امکان انتشار اوراق مشارکت توسط شرکتها و محدودیت در دسترسی به تأمین مالی از طریق وامهای بانکی به نظر می‌رسد مدیران شرکتها در تصمیمات ساختار سرمایه آزادی عمل زیادی ندارند. این محدودیت

ممکن است نتایج تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد. صدور سهام به ارزش اسمی و عدم شناسایی صرف سهام هم ممکن است، یافته‌های تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد.

پیشنهادها

با توجه به اهمیت ساختار سرمایه تلاش برای ایجاد بازار بدهی که شرکتها بتوانند نیازهای مالی خود را از بازار تأمین کنند، ضروری به نظر می‌رسد. بررسی پایداری تأثیر نظریه زمانبندی بازار بر ساختار سرمایه و بررسی راهکارهای ایجاد بازار بدهی می‌تواند در دستور کار پژوهشهای آینده قرار گیرد.

یادداشتها

1. Market Timing Theory.
2. Static Trade-off Theory.
3. The Pecking order Theory.

منابع و مأخذ

- استوارت سی.مِی‌یرز .(۱۳۷۳). معمای ساختار سرمایه، ترجمه عبدالله زاده، فرهاد، *تحقیقات مالی*، سال اول، ش ۲، ص‌ص. ۹۰ تا ۷۱ .
- باقر زاده، سعید.(۱۳۸۲). بررسی مهم تر ین عوامل موثر بر ساختار سرمایه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی*، ش ۱۶، ص. ۴۷ تا ۲۳.
- بنی مهد، بهمن و مهسا فراهانی فرد. (۱۳۸۹). رابطه بین ساختار سرمایه و توان رقابتی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ش ۸، ص. ۸۹ تا ۱۰۲.
- پارسائیان ،علی.(۱۳۷۳). ساختار مطلوب سرمایه، *تحقیقات مالی*، س اول، ش ۲، ص. ۱۱۰ تا ۹۱.
- پورحیدری، امید.(۱۳۸۲). نوع صنعت و تاثیر آن بر ساختار مالی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی* ش ۱۶، ص. ۶۰-۴۹ .
- حیرانی، یاور.(۱۳۷۸). بررسی عوامل درونی تعیین کننده ساختار مالی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، مرکز آموزش مدیریت دولتی.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

- حسن‌پور بهابادی، داود. (۱۳۸۴). بررسی ارتباط بین تغییرات ساختار سرمایه و تغییرات ارزش شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تهران.

- ستایش، محمد حسین و مظفر جمالیان پور. (۱۳۹۰). سودمندی ساختار سرمایه و تغییرات آن بر پیشبرد راهبردهای مالی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسیهای حسابداری و حسابرسی*، ش ۶۴، ص. ۷۳ تا ۹۰.

- سینایی، حسنعلی، محمد ساگی و کامران محمدی.(۱۳۹۰). تاثیر فرصتهای رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه، سود تقسیمی و یاختار مالکیت بر ارزش شرکت، *پژوهشهای حسابداری مالی*، ش ۱۰، ص. ۸۷ تا ۱۰۲.

- کردستانی، غلامرضا و مظاهر نجفی عمران. (۱۳۸۷). مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه، *ماهنامه حسابدار*، ش ۱۹۸، ص. ۴۸ تا ۴۰.

- مشایخ، شهناز و سیده سمانه شاهرخی. (۱۳۷۵). عوامل موثر بر ساختار سرمایه، *ماهنامه حسابدار*، ش ۱۷۶، ص. ۱۹ تا ۱۳.

- Alti, A. (2006). How Persistent is the Impact of Market Timing on Capital Structure**?** *Journal of Finance*, Vol. 61, pp. 1681-1710.

- Hovakimian, A. Hovakimian, G., and Tehranian H. (2003). Determinants of Target Capital Structure: the Case of Dual Debt and Equity Issues**,** *Journal of Financial economics*, Vol. 71, pp. 571-540.

- Baker, M. and Wurgler, J. (2002**).**Market Timing and Capital Structure**,** *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 1-32.

- Yang, B. (2011). Dynamic Capital Structure with Heterogeneous Beliefs and Market Timing, http://ssrn.com/ abstract=1732870.

- Jensen M.C. and Meckling W.H. (1976). The Theory of Firm: Managerial Behavior. Agency Cost and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp. 371-387.

- Kayhan, A. and Titman, S. (2006).Firm's Histories and Their Capital Structures, *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, pp.:1-32.

- Leary, M. and Roberts, M. (2005). Do Firms Rebalance Their Capital Structure**?"** *Journal of finance*, Vol. 60, pp. 2575-2619.

- Mahajan, A. and Tartaroglu, S. (2008). Equity Market Timing and Capital Structure**:** International Evidence, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 32, pp. 754-766.

- Modigliani, F. and Miller M. H., (1963). Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction, *American Economic Review*, Vol. 53, pp. 433-443.

- Myers, S. C.(1977). Determinants of Corporate Borrowing", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp. 147-175.
- Myers, S. C. and Majulf, N. S. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have**,** *Journal of Finanacial Economics*, Vol. 13, pp. 187-221.
- Cumby, R. E. and Modest D. M., (1987). Testing for Market Timing Ability, *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, pp. 169-189.
- Setyawan, R. I., (2012). Empirical Tests for Market Timing Theory of Capital Structure on the Indonesian Stock Exchange, http://ssrn.com/abstract=1980014.
- Sunder, L. S. and Myers, S. C. (1999). Testing Static Trade-off against Pecking Order Models of Capital Structure*, Journal of Financial Economics*, Vol. 51, pp. 219-244.
- Titman S. and Wessels R. (1988). Determination of Capital Structure Choice, *Journal of Finance*, March. pp. 1-20.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی