

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

## رابطه انعطاف‌پذیری مالی و تصمیمات ساختار سرمایه

رویا دارابی<sup>۱</sup>

### چکیده

هدف از این مطالعه، بررسی رابطه انعطاف‌پذیری مالی و تصمیمات ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. روش پژوهش از نوع توصیفی – همبستگی است و فرضیه‌های استفاده از مدل‌های رگرسیون و روش داده‌های پانل مورد آزمون قرار گرفتند. دوره زمانی پژوهش شامل ۵ سال از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ و نمونه آماری پژوهش شامل ۸۲ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که ارزش نهایی وجه نقد از منظر بازار منفی است. همچنین بین ارزش نهایی انعطاف‌پذیری مالی و تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها رابطه معنی‌داری وجود ندارد و شرکت‌ها در تصمیمات مربوط به افزایش و یا کاهش بدھی‌های خود به سطح انعطاف‌پذیری شرکت توجه نمی‌کنند که این موضوع می‌تواند در بلندمدت به از دست رفتن انعطاف‌پذیری مالی و از دست رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور برای شرکت‌ها بینجامد.

**واژه‌های کلیدی:** انعطاف‌پذیری مالی، ارزش نهایی وجه نقد، ساختار سرمایه، اهرم مالی، بازدهی غیرعادی.

طبقه‌بندی موضوعی: G11- G32- M41

۱- استادیار، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، royadarabi110@yahoo.com

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

## مقدمه

امروزه با بزرگ شدن شرکت‌ها و توسعه تکنولوژی، نیاز به منابع مالی و منابع هنگفت سرمایه شدت گرفته و این امر موضوع تصمیمات بودجه بندی سرمایه‌ای و تأمین مالی شرکت‌ها را به یکی از اصلی ترین حوزه‌های تصمیم‌گیری مدیران مالی شرکت‌های سهامی عام تبدیل کرده است. مباحث تئوریک در خصوص ساختار سرمایه، در پی رسیدن به حدی از تعادل بین دو منبع اصلی تامین مالی یعنی بدھی و حقوق صاحبان سرمایه است که بتواند در آن نقطه، ارزش سهام شرکت را به حداقل رسانیده، در مقابل هزینه منابع تامین مالی را نیز به حداقل ممکن کاهش دهد. به چنین نقطه‌ای حد تعادل ساختار سرمایه مطلوب گفته می‌شود. ساختار سرمایه نامناسب همه زمینه‌های فعالیت یک شرکت را تحت تاثیر خود قرار می‌دهد و می‌تواند سبب بروز مسائلی نظیر افزایش هزینه سرمایه شرکت، کاهش ارزش شرکت، افزایش ریسک شرکت و در نهایت ورشکستگی واحد تجاری شود (تهرانی ۱۳۸۴، ۳۵).

چندین عامل بر تصمیمات ساختار سرمایه اثر می‌گذارند . اولین عامل، ریسک تجاری شرکت یا میزان ریسک مربوط به دارایی‌ها در صورت عدم استفاده از بدھی می‌باشد. هر چه میزان ریسک تجاری شرکتی بیشتر باشد، نسبت بدھی بهینه آن کمتر خواهد بود. دومین عامل کلیدی، وضعیت مالیاتی شرکت است. مهمترین استفاده از بدھی، مورد قبول بودن هزینه بهره آن توسط وزارت اقتصاد و دارایی می‌باشد که هزینه مؤثر بدھی را کاهش می‌دهد. سومین عامل، انعطاف‌پذیری مالی می‌باشد(کلارک، ۲۰۱۰، ۹۷۱).

انعطاف‌پذیری مالی عبارت از توانایی واحد تجاری در اقدام مؤثر برای تغییر میزان و زمان جریان‌های نقدی آن به گونه‌ای است که واحد تجاری بتواند در قبال رویدادها و فرصت‌های غیرمنتظره واکنش نشان دهد(رضایی و پیری، ۱۳۹۰، ۱۵۹).

انعطاف‌پذیری مالی ، واحد تجاری را قادر می‌سازد تا از فرصت های غیرمنتظره سرمایه گذاری به خوبی بهره گیرد و در دورانی به حیات خود ادامه می‌دهد که جریان‌های نقدی حاصل از عملیات به عنوان مثال در نتیجه کاهش غیرمنتظره در تقاضا برای محصولات تولیدی واحد تجاری در سطح پایین و شاید منفی قرار دارد(جعفری رکنی، ۱۳۸۹، ۹۵).

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

انعطاف‌پذیری مالی از منابع مختلفی سرچشمه می‌گیرد. به طور مثال توان کسب سرمایه جدید در کوتاه‌مدت از طریق صدور اوراق مشارکت، توان دستیابی به وجه نقد از طریق فروش دارایی ها بدون اختلال در عملیات مداوم و توان نیل به بهبود سریع در خالص جریان های نقدی حاصل از عملیات، از جمله این منابع است (دنسیس و مک‌کین، ۲۰۰۹، ۱۲۶۵).

نتایج مطالعات اخیرشان می‌دهد که تئوری‌های سنتی ساختار سرمایه از قبیل‌تری سلسله مراتبی و تئوری موازن‌هه ایستا به دلیل عدم توجه به ارزش انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها، قادر به تبیین تصمیمات ساختار سرمایه در دنیای واقعی نیست (اسلامی بیدگلی و مظاہری، ۱۳۸۸، ۹). در این میان، موضوع دیگری که به نوعی با ساختار سرمایه شرکت‌ها در ارتباط است، انعطاف‌پذیری مالی می‌باشد. انعطاف‌پذیری مالی به عنوان درجه ای از ظرفیت یک شرکت است که می‌تواند منابع مالی خود را در جهت فعلیاتی و اکنشی تجهیز کند تا ارزش شرکت را بهبیشترین حد خوب‌ترساند. مشکلات بازار سرمایه، حفظ انعطاف‌پذیری مالی برای شرکت‌ها ای استفاده از فرصت‌های سودآور

(خدایی و لفراوه فرد و تیموری، ۱۳۸۹، ۵). به همین منظور در مطالعه حاضر تلاش خواهد شد تا ضمن بررسی رابطه بین انعطاف‌پذیری مالی و نسبت اهرمی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چگونگی تأثیرپذیری ساختار سرمایه شرکت‌های فعال در بازار سرمایه ایران از میزان انعطاف‌پذیری مالی آن‌ها تبیین شود. پایین بودن سطح نگهداری و نقد و بالا بودن نسبت اهرمی شرکت‌های لیژنیورت توجه به موضوع انعطاف‌پذیری مالی و تصمیمات ساختار سرمایه و همچنین روابط میان آن‌ها را دوچندان می‌کند. همچنین با توجه به اینکه پژوهشگران در زمینه شیوه‌های تأمین مالی نظریات و تئوری‌های مختلفی را ایان کرده‌اند و حتی برخی نظرات همدیگر را نقض کرده‌اند، پژوهش حاضر از این منظر نیز حائز ضرورت و اهمیت بوده و نتایج آن باعث بسط، گسترش و رفع ابهامات تئوری‌ها و نظریات پیشین خواهد شد.

هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی رابطه انعطاف‌پذیری مالی و تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. ابتدا رابطه میان ارزش نهایی وجه نقد و بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها و ارزش نهایی انعطاف‌پذیری و تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها در بخش ادبیات نظری مورد توجه قرار گرفته و سپس فرضیه‌ها و روش پژوهش مطرح و نوع و

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

چگونگی تأثیرپذیری بازدهی غیرعادی از ارزش نهایی وجه نقد نیز با استفاده از مدل فالکندر و وانگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۶) آزمون خواهد شد و در نهایت پیشنهادهایی بر اساس نتایج پژوهش بیان خواهد شد.

### مبانی نظری و پیشنهاد پژوهش

برای ساختار سرمایه، تعاریف مختلفی ارائه شده است. بلکویی ساختار سرمایه را تعادل بین بدھی‌ها و دارایی‌ها، ماهیت دارایی‌ها و ترکیب استقراض شرکت بیان می‌کند. او ساختار سرمایه را ادعای کلی بر دارایی‌های شرکت معرفی می‌کند (بادآورنہندی و همکاران، ۱۳۸۹، ۷۸).

سیاست ساختار سرمایه، موازنی بین ریسک و بازده را برقرار می‌کند. از یک سو استفاده از بدھی بیشتر، ریسک جریان سودآوری شرکت را بیشتر می‌کند و از سوی دیگر به نرخ بازده مورد انتظار بیشتری می‌انجامد (بایون، ۲۰۱۱، ۳۸).

ساختار سرمایه مطلوب، ساختار سرمایه ای است که تعادل بهینه ای را بین ریسک و بازده ایجاد کرده و در نتیجه باعث کاهش هزینه سرمایه و به حداقل رسانیدن قیمت سهام و ارزش شرکت شود (اسلامی بیدگلی و مظاہری، ۱۳۸۸، ۶).

تصمیمات تامین مالی، یکی از وظایف مهم شرکت در تعیین بهترین ترکیب ساختار سرمایه است. شناخت و ارزش گذاری شرکت‌ها بر اساس دارایی‌ها و چگونگی تامین مالی آنها به شناخت ساختار سرمایه وابسته است (مودیلیانی و میلر، ۱۹۶۳، ۴۴۱).

یکی دیگر از پژوهش‌های بینادی، پژوهش مشترک تیمن و وسلز (۱۹۸۸)<sup>۲</sup> تحت عنوان بررسی عوامل تعیین کننده ساختار سرمایه است که در آن، با استفاده از روش تحلیل آماری، مهمترین عوامل تعیین کننده ساختار سرمایه از جمله مزایای مالیاتی غیراز بدھی، رشد شرکت، انحصاری بودن محصولات شرکت، نوع صنعت، نوسان پذیری سود و سودآوری شرکت مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه پژوهش این بود که نسبت بدھی به سرمایه شرکت با انحصاری بودن محصولات آن رابطه منفی دارد. همچنین بدھی کوتاه مدت شرکت با اندازه شرکت،

2.Faulkender and Wang, 2006

3. Titman and Wessels, 1988

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

رابطه منفی دارد. در این تحقیق، هیچ گونه ارتباط معنی دار بین مزایای مالیاتی غیر از بدھی، نوسان پذیری سود، ارزش ویژگهای داراییها و رشد آتنی شرکت یافت نشد (تیتمن و وسلز، ۱۹۸۸، ۱۷).<sup>۴</sup> جامع ترین و بر جسته ترین پژوهش مرتبط با ساختار سرمایه، به راجان و زینگالس (۱۹۹۵)<sup>۵</sup> تعلق دارد که تحت عنوانین درباره ساختار چه می دانیم؟ پارهای شواهد بین المللی، به بررسی عوامل تعیین کننده الگوی ساختار سرمایه شرکت‌ها از منظر بین المللی پرداخته است.

راجان و زینگالس در پژوهش مشترک خود، ترازنامه‌های نمونه وسیعی از شرکت‌های سهامی عام، در هفت کشور بزرگ صنعتی دنیا (آمریکا، انگلیس، کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا و ژاپن) را مورد بررسی قرار دادند. آنها ابتدا با استفاده از ارزش‌های دفتری و بازار، حقوق صاحبان سهام نسبت‌های بدھی را محاسبه کردند، اما در عین حال دریافتند که حاکم بودن اصول و روش‌های حسابداری متفاوت در هر یک از کشورهای مورد مطالعه، مقایسه پذیری نتایج را تا اندازه‌ای خدشه‌دار می‌سازد. لذا به تعدیل نسبت‌های ارزش دفتری و بازار اقدام نمودند. راجان و زینگالس سپس با برآورد یک مدل رگرسیون چند متغیره به بررسی رابطه بین چهار متغیر بنیادی حسابداری (ارزش دارایی‌های ثابت، ارزش بازار به دفتر، لگاریتم فروش و سودآوری) با ساختار سرمایه شرکت‌ها پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که اهرم مالی در هر یک از این کشورها با دو عامل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و سود آوری شرکت‌بندی منفی و با دو عامل ارزش دارایی‌های ثابت مشهود و انداره شرکت، رابطه مثبت دارد. بنابراین با اندکی اغماس می‌توان گفت که عوامل مرتبط با الگوی ساختار سرمایه در این هفت کشور به استثنای کشور آلمان عمومیت دارند (راجان و زینگالس، ۱۹۹۵، ۱۴۵۸).

از آخرین پژوهش‌های انجام گرفته در زمینه ساختار سرمایه، پژوهش بایون (۲۰۰۷)<sup>۶</sup> تحت عنوان ساختار سرمایه و عوامل تعیین کننده آن در بازار سرمایه کشور انگلیس می‌باشد. در این پژوهش، یافته‌های راجان و زینگالس (۱۹۹۵) در مورد ساختار سرمایه واحد‌های تجاری کشور انگلیس، دوباره مورد بررسی قرار گرفت و حساسیت متغیرهای توضیحی مورد مطالعه راجان و زینگالس با معیارهای مختلف بدھی و عناصر تشکیل دهنده آن، مورد آزمون قرار گرفت. نتایج بدست آمده نشان داد که

4. Rajan and Zingales, 1995

5. Byoun, 2007

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

پژوهش راجان و زینگالس به تعریف اهرم یا نسبت بدھی وابسته است. براساس دیگر یافته‌های این پژوهش، نقش بدھی‌های کوتاه مدت در ساختار سرمایه شرکت‌های انگلیسی بسیار حائز اهمیت است و تجزیه و تحلیل‌های صرفاً مبتنی بر بدھی‌های بلند مدت، بینش و درک محدودی از ساز و کارهای دخیل در ساختار مالی شرکت‌ها ارائه می‌کند (بایون، ۲۰۰۷). فاما و فرنچ (۲۰۰۵)<sup>۹</sup> پژوهشی را تحت عنوان آزمون الگوهای ارائه شده توسط تئوری توازنی و ترجیحی در مورد سود سهام و بدھی در امریکا انجام دادند. جامعه آماری شامل شرکت‌های امریکا در دوره ۱۹۶۵ تا ۱۹۹۹ بود که شرکت‌های تامین مالی و عام المنفعه از نمونه خارج شده‌اند. الگوهای ارائه شده توسط تئوری سازش و ترجیحی به شرح زیر هستند (فاما و فرنچ، ۶۷، ۲۰۰۵): با کنترل متغیر فرسته‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های با دارایی بالا، سود سهام بالاتری پرداخت می‌کنند و نسبت اهرم به ارزش دفتری و بازار پایینی دارند.

با کنترل متغیر سودآوری، شرکت‌های با سرمایه‌گذاری جاری و مورد انتظار بالا، سود سهام بالایی پرداخت می‌نمایند.

طبق مدل ساده این تئوری، شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بیشتر، نسبت اهرم به ارزش دفتری بالایی دارند.

طبق مدل پیچیده این تئوری، زمانی که شرکت‌ها هزینه تامین مالی جاری و آینده مورد انتظار خود را متعادل می‌کنند، شرکت‌هایی که با نوسان‌های خالص جریان‌های نقدی بیشتری روبرو هستند، سود سهام پایینی پرداخت نموده و اهرم پایینی را نگهداری می‌نمایند. شرکت‌ها (خصوصاً شرکت‌هایی که سود سهام پرداخت می‌کنند) با سرمایه‌گذاری مورد انتظار بیشتر، اهرم کوتاه مدت پایینی دارند. ارتباط بین اهرم و نسبت سود سهام پرداختی همچنین منفی است (مدل تئوری ترجیحی مایرز، ۱۹۸۴، ۵۷۶).

بایون (۲۰۰۸) پژوهشی را تحت عنوان «شرکت‌ها چگونه و چه وقت ساختار سرمایه خود را به سوی اهداف تعیین شده تغییر می‌دهند؟» در امریکا انجام داد که در آن، جامعه آماری شامل همه شرکت‌های امریکادر دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۳ است که به پیروی از مطالعات گذشته، شرکت‌های

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

تامین مالی و شرکت‌های عام المنفعه را از نمونه خارج کرد. نتایج نشان داد کیفیت‌ترین تغییرات در ساختار سرمایه زمانی اتفاق می‌افتد که شرکت‌ها مازاد وجه نقد داشته و سطح بدھی آنها بالاتر از ظرفیت بدھی تعیین شده شرکت است. زمانی که شرکت‌ها کسری وجه نقد داشته و سطح بدھی آنها پایین‌تر از ظرفیت بدھی تعیین شده شرکت است یا زمانی که مازاد وجه نقد داشته و بدھی آنها پایین‌تر از ظرفیت بدھی تعیین شده شرکت است ، سرعت این تغییرات کاهش پیدا می‌کند. همچنین سرعت تغییر در ساختار سرمایه شرکت‌های با وجه نقد مازاد و بدھی بالاتر از ظرفیت بدھی تعیین شده شرکت، بالاتر از سرعت تغییرات شرکت‌هایی است که کسری وجه نقد داشته و بدھی آنها پایین‌تر از ظرفیت بدھی تعیین شده شرکت است که این امر ممکن است که هزینه‌های تغییر حاصل از کاهش بدھی، کمتر از هزینه‌هایی باشد که صرف افزایش بدھی می‌شود یا هزینه‌های نگهداشت بدھی بالاتر از ظرفیت بالاتر از هزینه‌های نگهداشت بدھی پایین‌تر از ظرفیت بدھی تعیین شده شرکت باشد. بایوں به این نتیجه رسید که شرکت‌های با بدھی پایین‌تر از ظرفیت، نسبت به شرکت‌های با بدھی بالاتر از ظرفیت برای تامین مالی از بدھی استفاده می‌کنند(بایوں ۷۵-۸۰، ۲۰۰۸).

مارچیکا و مورا(۲۰۰۷)<sup>۷</sup> در خصوص ارتباط انعطاف‌پذیری مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری پژوهش کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که بین انعطاف‌پذیری مالی و سرمایه‌گذاری ابطه قوی وجود دارد. به عبارت دیگر، بعد از یک دوره سیاست اهرم پایین، شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری مالی، توانایی بیشتری برای انجام هزینه‌های سرمایه‌ای دارند(مارچیکا و مولا، ۲۰۰۸).

در کشور ما پژوهش‌های مربوط به علوم مالی، به ویژه ساختار سرمایه سابقه چندانی ندارد. تعدادی از آنها در ادامه بطور مختصر می‌آید:

باقرزاده (۱۳۸۲) پژوهشی را تحت عنوان تعیین الگوی ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام داد. نمونه مورد بررسی شامل ۱۵۸ شرکت تولیدی از بین ۲۵۲ شرکت

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

تشکیل دهنده کل جامعه آماری طی قلمرو زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۱ است. نتایج پژوهش حکایت از این دارد که الگوی ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران به طور عمده تابع متغیرهای نظیر میزان دارایی‌های ثابت شرکت (دارایی‌هایی که ارزش و وثیقه داشته باشد)، اندازه شرکت و سودآوری آن است. نتایج این پژوهش اگرچه پیش‌بینی تئوری سلسله مراتب گزینه‌های تامین مالی و فرضیه دوم تقارن اطلاعاتی را تایید نمی‌کند، اما به نظر می‌رسد شرکت‌های عضو بورس تهران در تامین منابع مالی مورد نیاز خود در عمل، سلسله مراتب گزینه‌های تامین مالی را طی می‌کنند. علاوه بر این، شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران در تامین مالی بر بن سازمانی استقراض را به انتشار سهام ترجیح می‌دهند. بنابراین یافته‌های این پژوهش، پیش‌بینی تئوری توازن پایدار ساختار سرمایه را تایید اما پیش‌بینی تئوری سلسله مراتب گزینه‌های تامین مالی را تایید نمی‌کند (باقرزاده، ۱۳۸۲، ۶۰).

نمایی و شیرزاد (۱۳۸۴) رابطه میان ساختار سرمایه با سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (با تأکید بر نوع صنعت) را مورد بررسی قرار می‌دهند. جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۹ است و تکنیک‌های آماری مورد استفاده‌ای آزمون فرضیه‌های پژوهش، ضریب همبستگی و رگرسیون است. نتایج بررسی ۱۰ شرکت از منابع مختلف حاکی از وجود رابطه مثبت میان ساختار سرمایه و سودآوری شرکت‌هاست، اما این رابطه از نظر آماری ضعیف است. رابطه میان ساختار سرمایه و سودآوری به صنعت نیز بستگی دارد و ساختار بهینه سرمایه را می‌توان در صنایع گوناگون تعیین کرد (نمایی و شیرزاد، ۱۳۸۴).

محمدی (۱۳۸۴) پژوهشی را تحت عنوان بررسی عوامل موثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام داد. جامعه آماری شامل همه شرکت‌های موجود در پنج صنعت بزرگ بورس اوراق بهادار (سیمان، قطعات خودرو، دارویی، لوازم خانگی و قدمی) در دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۲ است. این پژوهش به دنبال بررسی ارتباط معنی دار بین متغیرهای ساختار، سرمایه نقدینگی، رقابت شرکت‌ها، سودآوری، رشد سودآوری و رشد فروش و میزان استفاده از اهرم در ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. نتایج حاصله نشان داده که در دوره زمانی پژوهش، عوامل رقابت، ساختار دارایی‌ها (نسبت دارایی ثابت به مجموع دارایی‌ها)، سودآوری و نقدینگی جزء عواملی

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

هستند که ارتباط معنی داری با ساختار سرمایه دارند و دو متغیر رشد سودآوری ، رشد و فروش ، ارتباط ضعیف با ساختار سرمایه دارند(محمدی،۱۳۸۴،۸۳).

نمایی و حشمتی (۱۳۸۶) پژوهشی را تحت عنوان بررسی تاثیر سازها و متغیرهای تاخیری بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام می‌دهند. جامعه آماری شامل ۱۶۴ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ است. با بکارگیری مدل رگرسیون داده‌های تابلویی، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بین سودآوری، بازده سهام، کسری مالی و نسبت ارزش بازار بر ارزش دفتری دارایی‌های شرکت با ساختار سرمایه رابطه معنی‌دار وجود دارد. این رابطه در مورد سودآوری از قوت بالای برخوردار بوده و پایداری تاثیر آن بر اهرم بازار تا دو سال ادامه می‌یابد. همچنین در مورد فشار مالی نیز تاثیر آن بر اهرم دفتری تا دو سال ادامه می‌یابد. تاثیر بازده سهام بر اهرم دفتری یک سال پایدار است. اما نسبت ارزش بازار بر ارزش دفتری دارایی‌های شرکت تنها متغیری می‌باشد که دارای تاثیر کوتاه مدت هم بر اهرم بازار و هم بر اهرم دفتری است و تاثیر آن بر دوره‌های دیگر تسری پیدا نمی‌کند(نمایی و حشمتی (۱۳۸۶،۱۱۸)

سجادی و جعفری (۱۳۸۶) به بررسی ساختار سرمایه شرکت‌های کوچک و کارآفرین در ایران می‌پردازند. پس از بررسی ۷۰ نمونه از شرکت‌های شهر اهواز در دوره زمانی منتهی به پایان سال ۸۴ یافته‌های پژوهش نشان داد که بین اندازه شرکت، سن مدیران، میزان تحصیلات، ترجیحات و سلایق آنان و سن مالکان شرکت‌ها و ساختار سرمایه شرکت‌ها رابطه معنی‌داری وجود دارد اما بین عمر شرکت و میزان آشنایی مدیران با مقاومت مالی با ساختار سرمایه شرکت‌ها رابطه معنی‌داری وجود ندارد(سجادی و جعفری،۱۳۸۶،۴۶).

کردستانی و نجفی (۱۳۸۷) به بررسی عوامل تعیین کننده ساختار سرمایه در ایران می‌پردازند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین اندازه شرکت و نسبت بدھی بر مبنای ارزش دفتری رابطه مثبت و معنی‌دار و میان صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدھی و نسبت بدھی بر مبنای ارزش دفتری و بازار رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد که مطابق با نظریه موازنی است. بین فرصلات‌های رشد و نسبت بدھی بر مبنای ارزش دفتری مطابق با نظریه ترجیحی رابطه مثبت و معنی‌دار و میان نوسان پذیری سود و نسبت بدھی بر مبنای ارزش دفتری و بازار و بین سود سهام پرداختی و نسبت بدھی بر مبنای ارزش

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

دفتری برخلاف پیش‌بینی‌های دو مدل موازنۀ ایستا و ترجیحی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. بین قابلیت مشاهده دارایی‌ها و نسبت بدھی بر مبنای ارزش دفتری و بین سودآوری شرکت و نسبت بدھی بر مبنای ارزش دفتری و بازار مطابق با نظریه ترجیحی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد (کردستانی و نجفی، ۱۳۸۷، ۵۹).

### فرضیات پژوهش

با توجه به اهداف پژوهش، ادبیات نظری و پیشینه پژوهش فرضیه‌های زیر تدوین شد:

- ۱) رابطه معناداری بین ارزش نهایی وجه نقد با بازده غیر عادی سهامداران وجود دارد.
- ۲) رابطه معناداری بین ارزش نهایی انعطاف‌پذیری و نسبت اهرمی وجود دارد.
- ۳) رابطه معناداری بین ارزش نهایی انعطاف‌پذیری و تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها وجود دارد.

### روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف کاربردی واز نظر جمع آوری داده‌ها از نوع توصیفی – همبستگی است و در این پژوهش به منظور انجام آزمون فرضیه‌ها از روش تحلیل رگرسیون وداده‌های پانل استفاده شد. جامعه آماری این پژوهش شامل همه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ در بورس فعال بوده‌اند. برای انتخاب نمونه آماری از روش حذفی استفاده و برای این منظور معیارهای زیر در نظر گرفته شد و در صورتی که شرکتی همه معیارها را احراز کرده باشد، به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده است.

- شرکت باید قبل از سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۸۹

در بورس فعال باشد.

- شرکت در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ تغییر سال مالی نداده باشد و سال مالی آن به پایان اسفند

ماه منتهی شود.

- شرکت دارای فعالیت مستمر بوده و دارای حداقل ۸۰ روز معاملاتی در سال باشد.

- شرکت در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری یا واسطه گزینه‌های مالی نباشد.

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

بعد از مذکور قرار دادن کلیه معیارهای بالا، تعداد ۸۲ شرکت باقی ماندند که تمامی آن‌ها به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. بنابراین مشاهدات ما به ۴۱۰ سال - شرکت رسید که این مشاهدات در قالب ۲۲ صنعت مختلف می‌باشد.

### متغیرهای پژوهش

در این پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها از مدل فالکندر وانگ استفاده شده است که به شکل زیر تعریف می‌شود (فالکندر اند وانگ، ۱۹۶۹، ۲۰۰۶):

مدل ۱

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} * \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_3 L_{i,t} \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{\Delta RD_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_7 \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_8 \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_9 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \beta_{10} L_{i,t} + \beta_{11} \frac{NF_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

در ادامه با استفاده از مدل ارائه شده توسط کلارک (۲۰۱۰) و خروجی‌های حاصل از مدل فالکندر وانگ (۲۰۰۶) ارزش نهایی انعطاف‌پذیری مالی محاسبه شد:

$$MVOC_{FW} = \beta_1 + \beta_2 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \beta_3 L_{i,t} \quad \text{مدل ۲}$$

پس از محاسبه ارزش نهایی انعطاف‌پذیری مالی، رابطه میان ارزش نهایی انعطاف‌پذیری مالی و نسب اهرمی و همچنین میزان تأثیر ارزش نهایی انعطاف‌پذیری مالی بر تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها با استفاده از مدل رگرسیونی زیر مورد آزمون قرار گرفت:

$$\hat{L}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_2 MB_{i,t} + \alpha_3 \frac{Dep_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_4 Size_{i,t} \quad \text{مدل ۳}$$

$$+ \alpha_5 \frac{FA_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_6 \frac{RD_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_7 MVOC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$r_{i,t}$  = بازدهی غیر عادی انباسته شرکت می‌باشد.

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

$\hat{L}_{i,t}$  = نسبت اهرمی شرکت می باشد که به صورت زیر محاسبه خواهد شد.

$$L_{i,t} = \frac{\text{Total Debt}}{\text{Total Assets}}$$

$\Delta C_{i,t}$  = تغییرات در وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت شرکت نسبت به سال گذشته

است که از تفاوت وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت سال جاری و وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت سال گذشته شرکت به دست می‌آید.

$M_{i,t-1}$  = ارزش بازار در ابتدای دوره پژوهش است که از طریق ضرب تعداد سهام در قیمت ابتدای دوره هر شرکت بدست خواهد آمد.

$\Delta E_{i,t}$  = تغییر در سود قبل از بهره و مالیات شرکت است و در واقع از تفاوت سود قبل از مالیات و بهره سال جاری و سود قبل از بهره و مالیات سال قبل بدست می‌آید.

$\Delta NA_{i,t}$  = تغییر در کل دارایی به غیر از وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت است و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta NA_{i,t} &= (Total Assets_{i,t} - Cash_{i,t} - marketable Securities_{i,t}) - \\ &(Total Assets_{i,t-1} - Cash_{i,t-1} - marketable Securities_{i,t-1}) \end{aligned}$$

$\Delta RD_{i,t}$  = تغییر در هزینه‌های پژوهش و توسعه است که اگر در صورت‌های مالی گزارش نشود، آن را صفر در نظر می‌گیریم.

$\Delta I_{i,t}$  = تغییر در هزینه‌های بهره می باشد و همانند متغیرهای بالا از تفاوت هزینه‌های بهره سال جاری و سال قبل محاسبه خواهد شد.

$\Delta D_{i,t}$  = کل تغییر در سود تقسیمی شرکت.

$NF_{i,t}$  = کل تامین مالی شرکت است که به صورت زیر محاسبه خواهد شد.

$$NF = (\Delta Debt_{i,t} + \Delta Equity_{i,t})$$

$Equity$  = در رابطه بالا منظور همان کل سرمایه شرکت است نه حقوق صاحبان سهام.

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

$CF_{i,t}$  = جریان وجه نقد شرکت است که از صورت جریان وجه نقد شرکت به دست خواهد آمد.

$TA_{i,t}$  = کل دارایی‌های شرکت می‌باشد

$Dep_{i,t}$  = هزینه استهلاک شرکت می‌باشد.

$Size_{i,t}$  = اندازه شرکت است که از طریق لگاریتم کل دارایی‌های شرکت بدست خواهد آمد.

$FA_{i,t}$  = کل دارایی‌های ثابت شرکت است.

$RD_{i,t}$  = هزینه پژوهش و توسعه شرکت برای سال جاری است.

با توجه به مدل مطرح شده، متغیرهای مستقل عبارتند از: واکنش بازار نسبت به تعییرات وجه نقد ( $\frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}}$ ) و ارزش نهایی وجه نقد و متغیرهای وابسته پژوهش عبارتند از: بازدهی غیر عادی سهامداران ( $\Gamma_{i,t}$ )، نسبت اهرمی ( $L_{i,t}$ ) و روش گردآوری اطلاعات.

داده‌های مورد نیاز پژوهش در آزمون فرضیه‌ها از طریق مراجعه به صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (موجود در کتابخانه سازمان بورس اوراق بهادار تهران) و نیز نرم افزار شرکت تدبیر پرداز (حاوی اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران اعم از صورت‌های مالی، قیمت، شاخص‌های گوناگون و...) گردآوری شده است. ابزارهای مورد استفاده در گردآوری اطلاعات نیز شامل مشاهده، آزمهلنی آماری، بانکهای اطلاعاتی، نرافزارهای وی یوز و نرافزار اکسل می‌باشد. اطلاعات مربوط به مبانی نظری و تئوریک پژوهش نیز به صورت کتابخانه‌ای و با استفاده از کتب، مقالات فارسی و لاتین گردآوری شده است.

## نتایج یافته‌های پژوهش

### روش تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل اطلاعات آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیون خطی چند متغیره استفاده می‌شود. روش آماری مورد استفاده در پژوهش، روش داده‌های پانل می‌باشد. آزمون فرضیات ابتدا با استفاده از آزمون F مقید، درستی ادغام داده‌ها مورد آزمون قرار گرفته و سپس بر اساس نتایج آزمون هاسمن، نوع روش آزمون (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) تعیین و با توجه به نوع روش نسبت به برآورد مدل اقدام می‌شود. برای بررسی

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

معنی دار بودن کل مدل از آنلو برای بررسی معنی دار بودن ضریب متغیرهای مستقل در هر مدل  $\alpha_{استفاده}$  شده و در سطح اطمینان ۹۵٪ نسبت به پذیرش یا رد فرضیه ها تصمیم گیری می شود. همچنین به منظور بررسی نرمال بودن متغیرها، همسان بودن واریانس خطاهای استقلال خطاهای استقلال خطاها به ترتیب از آزمون جار کیو-برا، آزمون بروش-پاگان و آماره دوربین-واتسون استفاده می شود.

### نتایج آزمون مفروضات آماری مدل

برای سنجش اعتبار مدل و بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک بایستی آزمونهایی در ارتباط با نرمال بودن باقی مانده ها، همسانی واریانس ها، استقلال باقی مانده ها، عدم وجود خطای تصريح مدل و آزمون عدم وجود همخطی میان متغیرهای پژوهش انجام شود.

برای آزمون نرمال بودن جملات خطا از آزموتهای مختلفی می توان استفاده کرد. یکی از این آزمون ها، آزمون جار کیو برا می باشد که دپژوهش حاضر نیز از این آزمون استفاده شده است. نتایج آزمون جار کیو-برا حاکی از این است که باقی مانده های حاصل از برآورد مدل پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ از توزیع نرمال برخوردار هستند. بطوری که احتمال مربوط به این آزمون  $0.803^{**}$  بزرگتر از  $0.05$  می باشد. همسانی واریانس ها به این معنی است که واریانس خطاهای ثابت است. ناهمسانی واریانس ها، برآورد کننده خطی ناریب نبوده و کمترین واریانس را نخواهد داشت. در این مطالعه برای بررسی همسانی واریانس ها از آزمون برش پاگان استفاده شده است. با توجه به سطح اهمیت  $0.764^{**}$  نتایج نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس تأیید می شود. یعنی مدل از مشکل ناهمسانی واریانس رنج نمی برد و می توان از حداقل مربعات معمولی استفاده نمود. همچنین در این مطالعه برای آزمون همبسته نبودن واریانس های بیان نشده در دوره های مختلف که یکی از مفروضات تجزیه و تحلیل و تحلیل رگرسیون می باشد و خود همبستگی نامیده می شود، از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. در این ارتباط، مقدار آماره دوربین-واتسون  $(2.30)$  نزدیک به عدد  $2$  بوده و از این رو استقلال باقیمانده ها پذیرفته می شود. علاوه بر این، برای آزمون اینکه مدل دارای رابطه خطی است و اینکه آیا مدل مورد نظر پژوهش از نظر رابطه خطی بودن و یا غیر خطی بودن درست تبیین شده است، از آزمون رمزی استفاده شده و چون سطح اهمیت آزمون رمزی

سال اول ، شماره ۱

## فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

تاریخ دریافت

۹۱/۰۲/۲۶

تابستان ۱۳۹۲

دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

تاریخ تصویب

۹۲/۰۶/۱۷

(۵۴۳۴/۰) بزرگتر از ۵ درصد می‌باشد، فرضیه صفرپژوهش مبنی بر صحیح بودن مدل رد نمی‌شود و مدل دارای خطای تصریح نمی‌باشد خلاصه نتایج آزمون های فوق در جدول ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون‌های مربوط به مفروضات آماری مدل ۱

| آماره رمزی |        | آماره دوربین<br>واتسون | آماره برش پاگان | آماره - جارکیو برا |         |          |
|------------|--------|------------------------|-----------------|--------------------|---------|----------|
| P-Value    | F      | D                      | P-Value         | F                  | P-Value | $\chi^2$ |
| ۰/۵۴۳۴     | ۰/۳۶۹۹ | ۲/۳۰۹                  | ۰/۷۶۴۲          | ۰/۶۵۷۰             | ۰/۸۰۳۵  | ۰/۴۳۷۴   |

همچنین در بررسی همخطی متغیرها با توجه به اینکه شاخص تورم واریانس برای تمامی متغیرها کمتر از ۵ می‌باشد، عدم وجود همخطی بین متغیرهای مدلپژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد

### نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

هدف از آزمون فرضیه اول پژوهش، بررسی این موضوع می‌باشد که آیا رابطه معنی‌دار طلوفیلیان نهایی وجه نقد و بازده غیر عادی سهام وجود دارد یا خیفه‌گیهیه آماری آن بصورت زیر تعریف می‌شود:

$H_0$ : میان ارزش نهایی وجه نقد و بازده غیر عادی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

$H_1$ : میان ارزش نهایی وجه نقد و بازده غیر عادی سهام رابطه معنی‌داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل (۱) بصورت داده‌های پانل برآورد می‌شود و در صورتی که ضریب  $\beta_1$  در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد، مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} * \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_3 L_{i,t} \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_7 \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_8 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \beta_9 L_{i,t} + \beta_{10} \frac{NF_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = 0 \\ H_1 : \beta_1 \neq 0 \end{cases}$$

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

### انتخاب الگو برای مدل پژوهش

برای تشخیص کارآمدی استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد مدل مورد نظر، از آزمون چاو یا  $F$  مقید استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه  $H_0$  بیانگر یکسان بودن عرض از مبداء‌ها بوده و در صورت رد آن، استفاده از روش داده‌های پانل پذیرفته شده و می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده کرد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون چاو برای مدل ۱

| P-Value | درجه آزادی | مقدار آماره | آماره | آزمون |
|---------|------------|-------------|-------|-------|
| ۰/۰۰۰   | (۸۱، ۳۱۸)  | ۲/۶۵۸       | $F$   | چاو   |

با توجه به نتایج آزمون و  $P\text{-Value}$  آن ( $0/000$ )، فرضیه  $H_0$  در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود.

همچنین برای تشخیص اینکه کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) در برآورد مناسب‌تر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه  $H_0$  بیان می‌کند که ارتباطی بین جزء اخلاق مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آن‌ها از یکدیگر مستقل هستند. در آزمون هاسمن  $H_0$  فرضیه رد شود، از روش اثرات ثابت و درصورتی که فرضیه  $H_0$  پذیرفته شود، از روش اثرات تصادفی بهره گرفته می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون دلایل بحث شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون هاسمن برای مدل ۱

| P-Value | درجه آزادی | مقدار آماره | آماره    | آزمون |
|---------|------------|-------------|----------|-------|
| ۰/۰۰۰   | ۱۰         | ۶۰/۶۸۹      | $\chi^2$ | هاسمن |

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

با توجه به نتایج آزمون و  $P-Value$  آن ( $0/000$ ) که کمتر از  $0/05$  می‌باشد، فرضیه  $H_0$  در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه  $H_1$  پذیرفته می‌شود. بنابراین لازم است مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد شود.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های چاو و هاسمن و همچنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۱) پژوهش با استفاده از روش داده‌های پانل و بصورت اثرات ثابت برآورد می‌شود (به جدول ۱ رجوع کنید). نتایج نهایی برآو مدل در جدول ۴ ارائه شده است.

با توجه به نتایج‌شان داده شده در جدول ۴، از آنجایی احتمال آماره‌برای ضریب متغیر تغییرات وجه نقد ( $\Delta C_{i,t} / M_{i,t-1}$ ) کوچکتر از  $0/05$  می‌باشد ( $0/000$ )، وجود رابطه معنی‌داری میانزش نهایی وجه نقد (ارزش نهایی انعطاف‌پذیری) و بازده غیر عادی سهام‌سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار گرفته و فرضیه پژوهش پذیرفته می‌شود. منفی بودن ضریب این ( $-0/074$ ) حاکی از وجود رابطه معکوس میانزش نهایی وجه نقد و بازده غیر عادی سهام می‌باشد. بطوری که با افزایش بال در ارزش نهایی وجه نقد ( $i_t / M_{i,t-1}$ ) میزان بازده غیر عادی شرکت به میزان  $0/948$  ریال کاهش می‌یابد. یافته فوق با نتایج ارائه شده توسط کلارک (۲) مغایر می‌باشد که در بازار سرمایه آمریکا صورت گرفته است. بطوری که بر اساس شواهد تجربی ارائه شده توسط وی، رابطه میان ارزش نهایی وجه نقد و بازده غیر عادی سهام شرکت‌های آمریکایی مثبت و معنی‌دار می‌باشد. شاید بتوان یکی از دلایل مغایرت فوق را به شرایط تورمی و پایین بودن نرخ سود بانک‌های ایرانی از سطح نرخ تورم مرتبط دانست.

#### جدول ۴: نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از روش اثرات ثابت یکطرفه

| متغیر وابسته: $r_{i,t}$ | تعداد مشاهدات: ۴۱۰ سال - شرکت |         |         |                              |
|-------------------------|-------------------------------|---------|---------|------------------------------|
| رابطه                   | P-Value                       | آماره t | ضریب    | متغیر                        |
| بی معنی                 | ۰/۸۲۷۵                        | -۰/۲۱۸  | -۰/۰۱۴۹ | $C$                          |
| منفی                    | ۰/۰۰۰۴                        | ۵/۰۵۷۹  | -۰/۹۴۸۲ | $\Delta C_{i,t} / M_{i,t-1}$ |

سال اول ، شماره ۱

## فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

تاریخ دریافت  
۹۱/۰۲/۲۶

| تابستان ۱۳۹۲ |                                 | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی |         | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |
|--------------|---------------------------------|--------------------------------|---------|--|
| مثبت         | ۰/۰۰۰۹                          | ۳/۳۴۵                          | ۰/۰۶۹۹  | $\frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} * \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}}$ |
| بی معنی      | ۰/۳۳۲۷                          | ۰/۹۷۰                          | ۰/۲۰۰۴  | $L_{i,t} \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}}$                       |
| مثبت         | ۰/۰۰۰                           | ۷/۵۱۳                          | ۰/۳۰۵۴  | $\frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}}$                               |
| بی معنی      | ۰/۶۸۰۳                          | -۰/۴۱۲                         | -۰/۰۴۰۵ | $\frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}}$                              |
| منفی         | ۰/۰۰۴۴                          | -۲/۸۷۰                         | -۰/۰۷۰۳ | $\frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}}$                               |
| بی معنی      | ۰/۹۸۱۷                          | ۰/۰۲۲                          | ۰/۰۰۱۱  | $\frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}}$                               |
| مثبت         | ۰/۰۰۰                           | ۱۰/۷۵۹                         | ۰/۸۷۸۹  | $\frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}$                                    |
| بی معنی      | ۰/۰۸۱۴                          | ۱/۷۴۷                          | ۰/۱۳۲۷  | $L_{i,t}$  |
| بی معنی      | ۰/۳۶۱۵                          | ۰/۴۸۰                          | ۰/۰۳۹۷  | $\frac{NF_{i,t}}{M_{i,t-1}}$                                     |
| ۰/۳۸۶۳       | ضریب تعیین مدل                  |                                |         |  |
| ۲/۱۹۹        | $F$<br>آماره<br>( $P - Value$ ) |                                |         |  |
| (۰/۰۰۰)      |                                 |                                |         |  |

### نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

هدف از آزمون فرضیه دوم پژوهش، بررسی این موضوع می‌باشد که آیا رابطه معنی دار طلاقشان نهایی انعطاف‌پذیری و نسبت اهرمی وجود دارد یا تکیه‌فرضیه آماری آن بصورت زیر تعریف می‌شود:

$H_0$ : میان ارزش نهاییانعطاف‌پذیری و نسبت اهرمی رابطه معنی داری وجود ندارد.

$H_1$ : میان ارزش نهاییانعطاف‌پذیری و نسبت اهرمی رابطه معنی داری وجود دارد.

برای آزمون این فرضیه ابتدا ارزش نهایی انعطاف‌پذیری با استفاده از مدل (۲) به شرح زیر و با بهره‌گیری از نتایج حاصل از برآورد مدل (۱) محاسبه می‌شود:

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

$$MVOC_{FW} = \beta_1 + \beta_2 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \beta_3 L_{i,t} \quad (2)$$

بعد از محاسبه، مقادیر ارزش نهایی انعطاف‌پذیری ( $MVOC$ ) وارد مدل (۳) به شرح زیر شده و با استفاده از روش رگرسیون خطی بصورت داده‌های پانل برآورد می‌شود. در این مدل اگر ضریب  $\alpha_6$  در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد، فرضیه دوچرخه‌ش مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

$$L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_2 MB_{i,t} + \alpha_3 \frac{Dep_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_4 Size_{i,t} + \alpha_5 \frac{FA_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_6 MVOC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_6 = 0 \\ H_1 : \alpha_6 \neq 0 \end{cases}$$

### انتخاب الگو برای مدل پژوهش

برای تشخیص کارآمدی استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد مدل مورد نظر، از آزمون چاو یا F محدود استفاده می‌شود. در این آزمون، فرضیه  $H_0$  بیانگر یکسان بودن عرض از مبداء ها بوده و در صورت رد آن، استفاده از روش داده‌های پانل پذیرفته شده و می‌توان از آن استفاده کرد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون چاو برای مدل ۳

| P-Value | درجه آزادی | مقدار آماره | آماره | آزمون |
|---------|------------|-------------|-------|-------|
| ۰/۰۰۰   | (۸۱, ۳۲۲)  | ۷۰/۰۹۵      | F     | چاو   |

با توجه به نتایج آزمون  $P-Value$  آن (۰/۰۰۰)، فرضیه  $H_0$  در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود. همچنین به منظور تشخیص اینکه کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) در برآورد مناسبتر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در این آزمون، فرضیه  $H_0$  بیان می‌کند که ارتباطی بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

توضیحی وجود ندارد و آن ها از یکدیگر مستقل هستند. در آزمون هاسلمگر فرضیه  $H_0$  رد شود، از روش اثرات ثابت و درصورتی که فرضیه  $H_1$  پذیرفته شود، از روش اثرات تصادفی بهره گرفته می شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون هاسمن برای مدل (۳)

| P-Value | درجه آزادی | مقدار آماره | آماره    | آزمون |
|---------|------------|-------------|----------|-------|
| .۰۰۰۱۸  | ۶          | ۲۱/۰۴۸      | $\chi^2$ | هاسمن |

با توجه به نتایج آزمون و  $P-Value$  آن (۰/۰۰۰۱۸) که کمتر از ۰/۰۵ می باشد، فرضیه  $H_0$  در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه  $H_1$  پذیرفته می شود. لذا لازم است مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد شود.

جدول ۷: نتایج آزمون های مربوط به مفروضات آماری مدل ۳

| آماره رمزی | آماره دوربین واتسون | آماره برش پاگان | آماره جارکیو برا |        |           |          |
|------------|---------------------|-----------------|------------------|--------|-----------|----------|
| $P-Value$  | $F$                 | D               | $P-Value$        | $F$    | $P-Value$ | $\chi^2$ |
| ۰/۸۵۵۴     | ۰/۰۳۳۲              | ۲/۱۴۹           | ۰/۵۲۵۵           | ۰/۸۵۸۵ | ۰/۰۸۱۴    | ۵/۰۱۶    |

با توجه به نتایج حاصل از آزمون های چاو و هاسمن و همچنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۲) پژوهش با استفاده از روش داده های پانل و بصورت اثرات ثابت و پس از وارد کردن متغیر مرتبه اول خود همبستگی AR به مدل (برای رفع مشکل عدم استقلال باقیمانده ها) برآورد می شود (جلد والبینید). نتایج نهایی برآورد مدل در جدول ۷ ارائه شده است.

با توجه به نتایج ارائه شده در نگاه از آنجایی احتمال آماره برای ضریب متغیرزش نهایی انعطاف پذیری ( $MVOC_{i,i}$ ) بزرگتر از ۰/۰۳۵۷۳ می باشد)، وجود رابطه معنی داری میلتوش نهایی انعطاف پذیری و نسبت اهرمی در سطح اطمینان ۹۵٪ درصد رد شده و فرضیه پنهان هش مورد تأیید قرار نگیرد. بنابراین می توان گفت

سال اول ، شماره ۱

## فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

تاریخ دریافت

۹۱/۰۲/۲۶

تاریخ تصویب

۹۲/۰۶/۱۷

تابستان ۱۳۹۲

دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

سطح اطمینان ۹۵ درصد، رابطه معنی داری طیازش نهایی انعطاف پذیری و نسبت اهرمی وجود ندارد. یافته فوق با نتایج ارائه شده توسط کلارک (۲) در بازار سهام آمریکا همسو نمی باشد.

جدول ۸: نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از روش اثرات ثابت یکطرفه

| متغیر وابسته: $L_{i,t}$       |         |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|---------|
| تعداد مشاهدات: ۳۲۸ سال - شرکت |         |         |         |         |
| متغیر                         | ضریب    | t آماره | P-Value | رابطه   |
| $C$                           | ۰/۰۴۱۳  | ۱/۰۰۸   | ۰/۳۱۴۳  | بی معنی |
| $\frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t}}$   | -۰/۰۶۰۲ | -۳/۱۱۹  | ۰/۰۰۲۰  | منفی    |
| $MB$                          | ۰/۰۰۰۳  | ۰/۳۳۹   | ۰/۷۳۴۲  | بی معنی |
| $\frac{Dep_{i,t}}{TA_{i,t}}$  | -۰/۱۳۲۶ | -۱/۶۱۹  | ۰/۱۰۶۶  | بی معنی |
| $Size$                        | ۰/۵۳۷۲  | ۵/۰۰۲   | ۰/۰۰۰۰  | ثبت     |
| $\frac{FA_{i,t}}{TA_{i,t}}$   | -۰/۰۵۰۱ | -۰/۶۸۲  | ۰/۴۹۵۳  | بی معنی |
| $MVOC_{i,t}$                  | -۰/۰۴۲۰ | -۰/۹۲۲  | ۰/۳۵۷۳  | بی معنی |
| $AR(1)$                       | ۰/۳۲۴۴  | ۲/۴۷۳   | ۰/۰۱۴۱  | ثبت     |
| ضریب تعیین مدل                |         |         |         |         |
| $F$ آماره                     |         |         |         |         |
| (P-Value)                     |         |         |         |         |
| ۰/۹۰۵۴                        |         |         |         |         |
| ۲۶۰۰۱<br>(۰/۰۰۰)              |         |         |         |         |

## نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

هدف از آزمون فرضیه سوم پژوهش، بررسی این موضوع می‌باشد که آیا ارزش نهایی انعطاف‌پذیری بر تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها بیشترین تاثیر را دارد یا خیر؟ و فرضیه آماری آن بصورت زیر تعریف می‌شود:

$H_0$ : ارزش نهایی انعطاف‌پذیری بر تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها بیشترین تاثیر را ندارد.

$H_1$ : ارزش نهایی انعطاف‌پذیری بر تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها بیشترین تاثیر را دارد.

برای آزمون فرضیه سوم مدل ۳ یک بار بدون حضور متغیر ارزش نهایی انعطاف‌پذیری (ملال) و بار دیگر تنها با حضور متغیر ارزش نهایی انعطاف‌پذیری (مدل ۲-۳) مورد آزمون قرار گرفته و ضریب تعیین مدل‌های فوق مورد مقایسه قرار می‌گیرد. در صورتی که میزان ضریب تعیین مدل‌ها با ورود متغیر ارزش نهایی انعطاف‌پذیری افزایش یابد، فرضیه پژوهش مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

$$L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_2 MB_{i,t} + \alpha_3 \frac{Dep_{i,t}}{TA_{i,t}} + \alpha_4 Size_{i,t} + \alpha_5 \frac{FA_{i,t}}{TA_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1-3)$$

$$L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_6 MVOC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2-3)$$

### انتخاب الگو برای مدل (۱-۳) پژوهش

نتایج حاصل از آزمون‌های چاو و هاسمن برای انتخاب الگو در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹: نتایج آزمون چاو و هاسمن برای مدل (۱-۳)

| P-Value | درجه آزادی | مقدار آماره | آماره    | آزمون |
|---------|------------|-------------|----------|-------|
| .۰۰۰    | (۸۱, ۳۲۳)  | ۶۸/۸۵۴      | F        | چاو   |
| .۰۰۰۲۱  | ۵          | ۱۸/۸۱۵      | $\chi^2$ | هاسمن |

با توجه به نتایج آزمون چاو و P-Value آن (۰/۰۰۰)، فرضیه  $H_0$  در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

P-Value آن ( $0.0021$ ) که کمتر از  $0.05$  می‌باشد، فرضیه  $H_0$  در سطح اطمینان  $95\%$  رد شده و فرضیه  $H_1$  پذیرفته می‌شود. لذا لازم است مدل با استفاده از روش اثبات ثابت برآورده شود.

### انتخاب الگو برای مدل (۲-۳) پژوهش

نتایج حاصل از آزمون های چاو و هاسمن برای انتخاب الگو در جدول ۹ ارائه شده است. با توجه به نتایج آزمون چاو و P-Value آن ( $0.0000$ )، فرضیه  $H_0$  در سطح اطمینان  $95\%$  رد شده و می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود. همچنین با توجه به نتایج آزمون‌هاسمن و P-Value آن ( $0.0122$ ) که کمتر از  $0.05$  می‌باشد، فرضیه  $H_0$  در سطح اطمینان  $95\%$  رد شده و فرضیه  $H_1$  پذیرفته می‌شود. لذا لازم است مدل با استفاده از روش اثبات ثابت برآورده شود.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون های چاو و هاسمن و همچنین نتایج آزمون‌مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۳-۱) پژوهش با استفاده از روش داده‌های پانل و بصورت اثبات ثابت و پس از وارد کردن متغیر مرتبه اول خود همبسته AR به مدل (برای رفع مشکل عدم استقلال باقی‌مانده‌ها) برآورده شود. نتایج نهایی برآورده مدل در جدول ۱۰ ارائه شده است. ضریب تعیین مدل ( $1-3$ ) گویای آن است که  $0.9049$  درصد از تغییرات در نسبت اهرمی توسط متغیرهای مستقل وارد شده در مدل تبیین می‌شود.

جدول ۱۰: نتایج آزمون مدل (۳-۱) با استفاده از روش اثبات ثابت یکطرفه

| متغیر وابسته: $L_{i,t}$ | تعداد مشاهدات: ۳۲۸ سال - شرکت |          |           |                              |       |
|-------------------------|-------------------------------|----------|-----------|------------------------------|-------|
|                         | رابطه                         | P-Value  | t آماره   | ضریب                         | متغیر |
| بی معنی                 | $0.2167$                      | $1/238$  | $0.0423$  | $C$                          |       |
| منفی                    | $0.0148$                      | $-2/455$ | $-0.0689$ | $\frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t}}$  |       |
| بی معنی                 | $0.8763$                      | $0/105$  | $0.0004$  | $MB$                         |       |
| بی معنی                 | $0.0756$                      | $-1/784$ | $-0.1340$ | $\frac{Dep_{i,t}}{TA_{i,t}}$ |       |

سال اول ، شماره ۱

## فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

تاریخ دریافت

۹۱/۰۲/۲۶

تاریخ تصویب

۹۲/۰۶/۱۷

| تابستان ۱۳۹۲ |        | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی |         |                             |
|--------------|--------|--------------------------------|---------|-----------------------------|
| مثبت         | ۰/۰۱۷۴ | ۲/۳۹۵                          | ۰/۰۵۶   | <i>Size</i>                 |
| بی معنی      | ۰/۶۳۷۰ | -۰/۴۷۲                         | -۰/۰۳۸۵ | $\frac{FA_{i,t}}{TA_{i,t}}$ |
| مثبت         | ۰/۰۰۰۰ | ۵/۳۷۸                          | ۰/۳۱۸۹  | <i>AR(1)</i>                |
| ۰/۹۰۴۹       |        | ضریب تعیین مدل                 |         |                             |
| ۲۶/۲۵۲       |        | <i>F</i> آماره                 |         |                             |
| (۰/۰۰۰)      |        | <i>(P-Value)</i>               |         |                             |

با توجه به نتایج حاصل از آزمون های چاو و هاسمن و همچنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۲-۳) پژوهش با استفاده از روش داده های پانل و بصورت اثرا ت ثابت و پس از وارد کردن متغیر مرتبه اول خود همبسته *AR* به مدل ( برای رفع مشکل عدم استقلال باقی مانده ها) برآورد می شود. نتایج نهایی برآورد مدل در جدول ۱۱ ارائه شده است.

جدول ۱۱: نتایج آزمون مدل (۲-۳) با استفاده از روش اثرا ت ثابت یکطرفه

| متغیر وابسته: $L_{i,t}$       |         |                  |         |                                   |
|-------------------------------|---------|------------------|---------|-----------------------------------|
| تعداد مشاهدات: ۳۲۸ سال - شرکت |         |                  |         |                                   |
| رابطه                         | P-Value | t آماره          | ضریب    | متغیر                             |
| مثبت                          | ۰/۰۳۷۰  | ۲/۰۹۷            | ۰/۰۶۹۵  | <i>C</i>                          |
| بی معنی                       | ۰/۱۸۰۷  | -۱/۳۴۲           | -۰/۰۵۰۲ | <i>MVOC</i> <sub><i>i,t</i></sub> |
| مثبت                          | ۰/۰۰۰۰  | ۵/۲۹۸            | ۰/۳۱۳۰  | <i>AR(1)</i>                      |
| ۰/۸۹۴۰                        |         | ضریب تعیین مدل   |         |                                   |
| ۲۴/۷۹۴                        |         | <i>F</i> آماره   |         |                                   |
| (۰/۰۰۰)                       |         | <i>(P-Value)</i> |         |                                   |

ضریب تعیین مدل (۲-۳) گویای آن است که ۰/۸۹۴۰ در صد از تغییرات در نسبت اهرمی توسط متغیرهای مستقل وارد شده در مدل تبیین می شود.

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

طبق نتایج ارائه شده در جداول ۱۰ و ۱۱ با توجه به پایین بودن ضریب تعیین مدل ۲-۳ (۰/۸۹۴۰) نسبت به مدل ۱-۳ (۰/۹۰۴۹) می‌توان نتیجه گرفت که اثر ارزش نهایی انعطاف‌پذیری بر تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها کمتر می‌باشد. بنابراین فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود. یافته فوق با نتایج ارائه شده توسط کلارک (۲۰۱۰) در بازار سهام آمریکا همسو نمی‌باشد.

### بحث و نتیجه گیری

- نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که فرضیه اول (رابطه معناداری بین ارزش نهایی وجه نقد بازده غیر عادی سهامداران وجود دارد) تایید و فرضیه دوم (رابطه معناداری بین ارزش نهایی انعطاف‌پذیری وجود دارد) رد شدند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که:
۱. ارزش نهایی وجه نقد که در این پژوهش از طریق واکنش بازده غیر عادی نسبت به تغییرات وجه نقد اندازه گیری شده است، منفی است. یعنی بازار به ازای ایال افزایش در وجه نقد شرکت ۹۴۸۲ درصد بازده شرکت را کاهش خواهد داد و این امر نشان می‌دهد که بازار تمایلی به افزایش وجه نقد ندارد و افزایش وجه نقد را مثبت ارزیابی نماید.
  ۲. بین انعطاف‌پذیری مالی و نسبت بدھی رابطه منفی برقرار است، ولی این رابطه از نظر آماری معنادار نیست و فرضیه تائید نمی‌شود. یافته فوق گویای آن است که بین تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها و انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها رابطه وجود ندارد و در ایران، شرکت‌ها در تصمیم خود برای افزایش و یا کاهش بدھی‌های خود به میزان انعطاف‌پذیری شرکت توجه نمی‌کنند و این موضوع در بلندمدت می‌تواند سبب از دست رفتن انعطاف‌پذیری و فرصت‌های سرمایه‌گذاری سود آور و همچنین تضمین سودآوری آتی شود.
  ۳. متغیرهای تغییرات وجه نقد، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، هزینه استهلاک، اندازه شرکت و میزان دارایی‌های ثابت بدون در نظر گرفتن ارزش نهایی انعطاف‌پذیری، بیشترین تاثیر را بر روی ساختار سرمایه دارند. زیرا ضریب تعیین آنها بیشتر از مدلی است که در آن فقط متغیر

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

انعطاف‌پذیری مالی وارد مدل شده است. بنابراین می‌توان گفت که ارزش نهایی انعطاف‌پذیری بر تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها تاثیری ندارد.

نتایج حاصل از این مطالعه با یافته‌های تجربی ارائه شده توسط فالکنلوفانگ (۲۰۰۶)، مارچیکا و مورا (۲۰۰۷)، بایون (۲۰۰۸) و کلارک (۲۰۱۵) مطابقت ندارد. یکی از دلایل تفاوت نتایج اپژوهش در مقایسه با سایر اپژوهش‌های صورت گرفته در خارج از کشور این موضوع است که در خارج از کشور نرخ تورم بسیار پایین و در نتیجه هزینه فرصت‌های از دست رفته برای سرمایه‌گذاری در این کشورها پایین است. یعنی شرکت‌ها با نگهداری وجه نقد به خاطر پایین بودن تورم زیان نگهداری آن و دارایی‌های پولی را متتحمل نمی‌شوند و در عوض، دارای انعطاف‌پذیری مالی هستند و این انعطاف‌پذیری مالی به علت وجود فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور، ارزشمند است. به همین دلیل است که در خارج از کشور و یا به عبارتی بهتر در کشورهای با نرخ تورم پایین، رابطه بین تغییرات وجه نقد و بازده غیر عادی مثبت است، اما در ایران منفی است. یعنی در ایران به علت بالا بودن تورم، نگهداری وجه نقد، زیان نگهداری دارایی پولی را به همراه دارد و هزینه‌های فرصت از دست رفته در کشورهای نظر ایران بالاست. یعنی اگر دارایی به صورت وجه نقد نگهداری و یا سپرده گذاری شود، به علت اینکه تورم بالاتر از نرخ سود سپرده‌های بانکی است، شرکت باز زیان خواهد دید و این زیان از دید سرمایه‌گذاران پنهان نیستناهاین رابطه منفی است. همچنین علت اینکه در بازار سرمایه ایران برخلاف سایر بازارهای مالی، رابطه معناداری بین ارزش نهایی انعطاف‌پذیری و نسبت اهرمی وجود ندارد، به ساختار استقراض و عدم توجه بانک‌ها به میزان انعطاف‌پذیری شرکت‌ها هنگام اعطای تسهیلات بر می‌گردد و این موضوع نیز باعث شده است که مدیران شرکت‌ها هنگام اتخاذ تصمیمات در مورد ساختار سرمایه توجهی به انعطاف‌پذیری نکنند.

### پیشنهادهایی مبنی بر نتایج اپژوهش

باتوجه به تأیید فرضیه اول با عنوان (رابطه معناداری بین ارزش نهایی وجه نقد با بازده غیر عادی سهامداران وجود دارد) و مد نظر قرار دادن اهمیت انعطاف‌پذیری در شرکت و توان بالقوه شرکت‌های با انعطاف‌پذیری مالی بیشتر در مقابله با بحران‌های مالی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری، پیشنهاد می‌شود:

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

- ۱- مدیران شرکت‌ها تصمیمات ساختار سرمایه خود را با توجه به حفظ انعطاف‌پذیری مالی شرکت و همچنین با توجه به وجود رابطه منفی و با در نظر گرفتن هزینه فرصت اتخاذ نمایند.
- ۲- موسسات تحلیل‌گر، شرکت‌ها را از نظر انعطاف‌پذیری رتبه‌بندی نمایند تا هم بر شفافیت بازار افزوده شود و هم سرمایه‌گذاران بازار سرمایه بتوانند با اتکا بر آنها تصمیمات بهتری اتخاذ نمایند.

### پیشنهادهای فرعی

- الزام شرکت‌ها به ارایه اطلاعاتی علاوه بر اطلاعات رایج، به عنوان مثال بخشی تحت عنوان تحلیل‌های مدیریتی مبتنی بر میزان وجه نقد و توان نقدینگی شرکت‌ها و انعطاف‌پذیری آنها.
- تشویق و ایجاد زمینه ورود تحلیل‌گران مالی، واسطه‌های مالی برای تعیین میزان انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها به منظور افزایش شفافیت اطلاعات مالی شرکت‌ها و تصمیم‌گیری‌های صحیح تر در بورس اوراق بهادار تهران.
- ارائه آموزش‌های لازم از طریق سازمان بورس اوراق بهادار به سهامداران، سرمایه‌گذاران و همچنین کارشناسان بورس و سایر علاقهمندان برای افزایش آمادگی عمومی و آشنایی با معیارهای انعطاف‌پذیری مالی.
- اهمیت وجه نقد در سودآوری شرکت‌ها بر کسی پوشیده نیست، بنابراین ارائه اطلاعات جداگانه مبنی بر میزان وجه نقد و روایی و خروجی و پیش‌بینی آن می‌تواند در پیش‌بینی توان نقدینگی، انعطاف‌پذیری و استقرارضی شرکت بسیار مفید باشد.

### پیشنهادهایی برای پژوهش‌های بعدی

- بررسی ارزش نهایی انعطاف‌پذیری و سیاست تقسیم سود.
- بررسی ارزش نهایی انعطاف‌پذیری و سودآوری شرکت‌ها.
- بررسی ارزش نهایی انعطاف‌پذیری و ارزش بازار شرکت‌ها.

### منابع

|  |                                |                          |
|--|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱  | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲   | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |
| <p>• اسلامی یید گلی، غلامرضا، مظاہری، طهماسب. (۱۳۸۸). «بررسی نظریه های توازنی ایستاد سلسه مراتبی در تبیین ساختار سرمایه شرکت ها در بورس اوراق بهادار تهران». <i>فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات حسابداری</i>، سال اول، شماره سوم، پاییز ۱۳۸۸، صص ۴-۲۱.</p> <p>• بادآور نهنده، یونس، برادران حسن زاده، محمودزاده باغبانی، سعید، بادوری، امین. (۱۳۸۹). «بررسی تاثیر ساختار سرمایه بر میزان هموارسازی سود شرکت ها». <i>فصلنامه علمی - پژوهشی حسابداری مالی</i> دانشگاه آزاد اسلامی واحد مبارکه، سال دوم، شماره هشتم، زمستان ۱۳۸۹، صص ۷۵-۹۴.</p> <p>• باقرزاده، سعید. (۱۳۸۲). «تبیین الگوی ساختار سرمایه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» <i>فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات مالی</i> سال پنجم، شماره ۱۶، صص ۵۸-۷۹.</p> <p>• تهرانی، رضا. (۱۳۸۴). <i>مدیریت مالی</i>، انتشارات نگاه دانش، چاپ پنجم، ص ۲۵.</p> <p>• جعفری رکنی، هادی. (۱۳۸۹). «ارتباط بین انعطاف پذیری مالی و انتخاب روش استهلاک در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران جنوب، ص ۹۵.</p> <p>• خدایی وله زاده فرد، محمد، زارع تیموری، مهدی. (۱۳۸۹). «تأثیر انعطاف پذیری مالی بر تصمیمات سرمایه گذاری». <i>مجله مهندسی مالی و مدیریت پورتفوی</i>، شماره سوم، تابستان ۱۳۸۹، صص ۱۵۵-۱۷۳.</p> <p>• رضایی، فرزین، پیری، عبدالله. (۱۳۹۰). «تأثیر ساختار سرمایه و نقدینگی بر ارزش بازار شرکت ها». <i>فصلنامه علمی - پژوهشی حسابداری مالی و حسابرسی</i>، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران مرکز، سال سوم، شماره یازدهم، پاییز، صص ۱۵۵-۱۷۴.</p> <p>• سجادی، سید حسین، جعفری، آرام. (۱۳۸۶). «بررسی ساختار سرمایه شرکت های کوچک و کارآفرین در ایران». پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران، ص ۴۶.</p> <p>• کردستانی، غلامرضا، نجفی، عباس. (۱۳۸۷). «بررسی عوامل تعیین کننده ساختار سرمایه در ایران». پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، ص ۵۹.</p> |                                |                          |

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

- نمازی، محمد، شیرزاد، جلال. (۱۳۸۴). «بررسی تاثیر ساختار سرمایه بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار». پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز، ص. ۹۸.
- نمازی، محمد، حشمتی، رضا. (۱۳۸۶). «بررسی تاثیر سازه‌ها و متغیرهای تاخیری بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز، ص. ۱۱۸.
- محمدی، راضیه. (۱۳۸۴). «عوامل موثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، ص. ۸۳.
- Byoun, soku. 2007. "Financial Flexibility. Leverage and Firm Size". SSRN.January 2007.
- Byoun, S. 2008. "Financial Flexibility and Capital Structure Decision". Working Paper, University of Baylor,1-70.
- Byoun, S. 2008. "How and when do firms adjust their capital structures toward targets?". *Journal of Finance*. 63: 3069-3096.
- Byoun, S. 2011. "Financial Flexibility and Capital Structure Decision". Working paper, University of Baylor., 1-50.
- Clarc, Brian. 2010. "the Impact of Financial Flexibility on Capital Structure Decision: Some Empirical Evidence". *Journal of Finance*. 51(3):950-988.
- Denis, R.J., D. C. Mackin. 2009. "Interaction of corporate financing and investment decisions: a dynamic framework". *Journal of Finance*. 49(4): 1253-1277.
- Fama, E.F. and K.R. French. 2005. "FinancingDecisions: Who Issues Stock". *Journal of FinancialEconomics*. 76 (3): 57-98.
- Faulkender, M., R. Wang, 2006. "Corporate Financial Policy and the Value of Cash". *Journal of Finance*. LXI(4):1957-1990.
- Marchica, M., R. Mura, 2007. "Financial Flexibility and InvestmentDecisions". SSRN. September 2007.
- Modigliani, F., and M. Miller, 1963. "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction". *American Economic Review*. 53: 433-443.
- Myers, S. C. 1984."The Capital Structure Puzzle". *Journal of Finance*. 39: 575-592.

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

- Rajan, R. G., and L. Zingales. 1995."Hat Do We Know about Capital Structure? Some evidence from International Data". *Journal of Finance*. 50: 1421-1460.
- Titman, S., and R. Wessels. 1988. "The Determinants of Capital Structure Choice". *Journal of Finance*. 43: 1-19.

|                   |                                |                          |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------|
| سال اول ، شماره ۱ | فصلنامه راهبرد مدیریت مالی     | تاریخ دریافت<br>۹۱/۰۲/۲۶ |
| تابستان ۱۳۹۲      | دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی | تاریخ تصویب<br>۹۲/۰۶/۱۷  |

## Financial Flexibility and Decisions on Capital Structure

### Studying the Relationship

Roya Darabi<sup>8</sup>

#### Abstract

The aim of this study is to investigate the relationship between financial flexibility and capital structure decisions in companies admitted to the Tehran Stock Exchange. The research method is descriptive while using correlation. The hypothesis was tested via multivariate linear regression models as well as panel data method. The time period of research is 2006-2010 and the sample consists of 82 companies which are already admitted to the Tehran Stock Exchange.

The results indicate that marginal value of cash is negative in terms of the market. Furthermore, findings show that there is no significant relationship between marginal value of financial flexibility and capital structure decisions of firms under study, which is the firms, would not consider financial flexibility level in their decisions regarding increasing or decreasing debts. Such lack of consideration would in the long term, result in the loss of financial flexibility as well as missing profitable investment opportunities.

**Keywords:** Abnormal Returns; Capital Structure; Financial Flexibility; Financial Leverage; Marginal Value of Cash

**JEL:** G11, G32, M41

---

8. Assistant Professor, School of Accounting Islamic Azad University, South Tehran Branch,  
Email: royadarabi110@yahoo.com