

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

سال چهارم، شماره ۱۳، بهار ۱۳۹۵، صفحات ۵۴-۲۷

بررسی اثر ناطمینانی اقتصاد کلان و خاص شرکت بر اهرم شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران: بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم

سید جلال صادقی شریف

استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی

j_sadeghi@sbu.ac.ir

سعید خزائی

کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه البرز قزوین (نویسنده مسئول)

s.khazaei65@gmail.com

بدون شک یکی از مهم‌ترین وظایف مدیران مالی چیش ساختار سرمایه شرکت به گونه‌ای بهینه است. این امر منجر به متعادل نگه داشتن سطح ناطمینانی در شرکت و بازده حداکثری ناشی از سیاست‌های درست در قبال ساختار سرمایه می‌شود. از این رو کشف عامل‌های اثرگذار بر ساختار سرمایه امری ضروری است. هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر مستقیم و غیرمستقیم ناطمینانی اقتصادی کلان و خاص شرکت بر روی نسبت اهرمی شرکت‌ها از دو دیدگاه تنوری توافقی شامل تنوری توافقی ایستا و پویا است. برای آزمون تنوری توافقی ایستا از رگرسیون پانلی اثرات ثابت و برای تنوری توافقی پویا از روش رگرسیون پانلی پویا و برآوردهای گشتاوری تعمیم‌یافته استفاده شده است. برای این منظور از داده‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نمونه‌ای شامل ۱۵۳ شرکت برای دوره زمانی (۱۳۸۰-۱۳۹۲) انتخاب شده است. نتایج مدل‌ها رابطه معنادار مثبت ناطمینانی خاص شرکت در حالت ایستا و رابطه معنادار منفی بین ناطمینانی اقتصادی کلان و خاص شرکت در حالت پویا بر نسبت اهرمی را نشان می‌دهد. همچنین اثر ناطمینانی اقتصادی کلان و خاص شرکت از کانال سودآوری بر اهرم در مدل پویا معنادار است و به ترتیب اثر مثبت و منفی دارد.

طبقه‌بندی JEL: G30, G32, G39.

واژه‌های کلیدی: ناطمینانی اقتصادی کلان، ناطمینانی خاص شرکت، نسبت اهرمی، GMM، تنوری توافقی ایستا و پویا.

۱. مقدمه

ساختار سرمایه^۱ به مجموع بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام یک شرکت و نحوه چیدمان آن‌ها که در سمت چپ ترازنامه گزارش می‌شود می‌گویند (تهرانی، ۱۳۸۹).

شرکت‌ها برای ایجاد جریان نقد به سرمایه‌گذاری در دارایی خود نیاز دارند و برای کسب این وجه نقد مجبور به تأمین مالی از داخل و خارج شرکت می‌باشند. تنها راه تأمین مالی از درون استفاده از سود انباشته در نتیجه انباشت سود تقسیم‌نشده در دوره‌های سودآوری شرکت است. راه‌های تأمین مالی خارجی شامل دو گونه متفاوت کسب بدهی از طریق استقراض از بانک‌ها، مؤسسات تأمین مالی و انتشار اوراق قرضه و راه دیگر انتشار سهام جدید در بورس اوراق بهادار است.

تأمین مالی از روش انتشار سهام گران‌قیمت‌تر از استفاده بدهی است، اما استفاده بیش از اندازه از بدهی موجب افزایش ناطمینانی مالی (تغییر در سود هر سهم که ناشی از تغییر در هزینه ثابت مالی بوده و به دو گونه است: ناطمینانی توقف فعالیت و ناطمینانی نوسان عایدی هر سهم) می‌شود. پس شرکت‌ها مجبور به انتخاب ساختار سرمایه‌ای هستند که بازده ناشی از آن موجب افزایش سود هر سهم و ناطمینانی مالی آن حداقل ممکن را دارا باشد (تهرانی، ۱۳۸۷).

با این وجود مدیران مالی برای انتخاب ترکیب ساختار سرمایه با یک انتخاب پیچیده روبرو هستند. در این راستا نزدیک به ۶۰ سال پژوهش صورت گرفته که دستاوردهای آن تئوری‌های گوناگونی است که گاهی اوقات نظریه‌های مطرح شده در جهت رد و تأیید نظریات پیشین بوده و همواره در این زمینه نتایج و تناقضاتی وجود داشته است. مدیران شرکت با استفاده از مدل‌های نظری قادر به محاسبه ساختار سرمایه مطلوب هستند، اما بسیاری از محققان دریافته‌اند که در شرایط حاکم در دنیای واقعی بسیاری از شرکت‌ها ساختار سرمایه بهینه ندارند (سیمرلی و لی، ۲۰۰۰).

از تئوری‌های نوین در زمینه ساختار سرمایه می‌توان به تئوری توازی^۲ اشاره کرد. این تئوری بیان می‌کند که شرکت‌ها از اهرم مالی بهینه برخوردارند و اهرم واقعی شرکت به سوی اهرم بهینه در حرکت است. در این تئوری بررسی اهرم مالی و عوامل اثرگذار بر آن از نقش ویژه‌ای برخوردار است. در طول سال‌های اخیر پژوهشگران عوامل متعددی را برای تعیین

1. Capital Structure

2. Trade-Off

اثرگذاری بر ساختار سرمایه مورد بررسی قرار داده‌اند؛ از جمله سودآوری، اندازه شرکت، ارزش بازار به دفتری و در واقع محققان همیشه نگاه درون‌سازمانی به عوامل تعیین‌کننده اهرم شرکت داشته‌اند؛ اما مطالعات بسیار کمی در زمینه تأثیر ریسک و ناطمینانی در تصمیمات مدیران شرکت برای تأمین مالی انجام شده است.

این پژوهش درصدد بررسی اثر مستقیم و غیرمستقیم ناطمینانی خاص شرکت^۱ و ناطمینانی اقتصاد کلان بر اهرم شرکت در راستای تئوری توازی ایستا^۲ و پویا^۳ است. در این مقاله ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش را شرح می‌دهیم. در گام بعدی فرضیات تحقیق و روش‌شناسی ارائه می‌شود. در ادامه به تفسیر متغیرها، مدل‌های پژوهش و نتایج آن‌ها و در انتها به بحث و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها می‌پردازیم.

۲. مبانی نظری

نخستین نظریه مشهور مدرن ساختار سرمایه مربوط به مودیگلیانی و میلر (۱۹۵۸) است. این نظریه رابطه بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت را برون‌زا و تابع عوامل دیگری همچون سودآوری، دارایی‌های مشهود، فرصت‌های رشد و ... می‌داند. در واقع این دو محقق به این نتیجه رسیدند که بدهی‌ها و ساختار سرمایه تأثیری بر ارزش بازار شرکت و حقوق صاحبان سهام ندارد؛ اما آن‌ها عواملی همچون انواع مالیات، هزینه معاملات،^۴ هزینه ورشکستگی،^۵ هزینه نمایندگی^۶ و ... را در نظر نگرفته بودند (خالقی‌مقدم و باغومیان، ۱۳۸۵).

در سال‌های اخیر نظریه جدیدی با نام نظریه توازی شکل گرفت. این نظریه بیان می‌کند که شرکت‌ها برای رسیدن به یک ساختار سرمایه بهینه یک ساختار سرمایه هدفی دارند که آن را با نسبت بدهی هدف تعریف می‌کنند. با کنترل نسبت بدهی شرکت به وسیله منابع تأمین مالی مدیران سعی دارند که انحراف حاصل از نسبت بدهی (اهرمی) واقعی و نسبت بدهی هدف خود را کاهش دهند.

1. Firm-Specific Risk
2. Macroeconomic Risk
3. Dynamic Trade-Off Theory
4. Transaction Cost
5. Bankruptcy Cost
6. Agency Cost

مطالعات نظری متعددی مانند کاستانیاس (۱۹۸۳)، مایرز (۲۰۰۱) یک ارتباط معکوس میان اهرم مالی شرکت‌ها و عدم اطمینان ویژه شرکت را پیش‌بینی کردند. فرضیه ورشکستگی تئوری توازن ادعا می‌کند که با وجود هزینه‌های مسلّم ورشکستگی، شرکت‌ها هنگام مواجهه با عدم اطمینان در مورد درآمدهای خود احتمال دارد استفاده از بدهی را کاهش دهند؛ زیرا بدهی قطعاً به احتمال ورشکستگی وابسته است.

هم‌راستا با فرضیات ورشکستگی، برددلی و همکاران (۱۹۸۴) مدل دوره‌ای منحصربه‌فردی را ارائه می‌کنند و نشان می‌دهند که اهرم مالی شرکت‌ها به‌طور معکوس با ریسک خاص شرکت ارتباط دارد. با این حال، مایرز (۲۰۰۱) ارتباط معکوس ناطمینانی با اهرم مالی را از مجرای مشکلات مالی تشریح و بیان می‌کنند شرکت‌هایی که در مورد نقدینگی بالقوه مورد انتظار خود مطمئن نیستند، تمایل دارند برای کاهش هزینه مشکلات مالی از بدهی کمتری در ساختار سرمایه خود استفاده کنند. از سوی دیگر، مایر (۱۹۷۷) ادعا می‌کند که ارتباط مثبتی میان ریسک خاص شرکت و بدهی وجود دارد. او در این مورد بیان می‌کند که ریسک تجاری بزرگ ممکن است هزینه نمایندگی بدهی را کاهش دهد، بنابراین شرکت‌ها از بدهی بیشتری در ساختار سرمایه خود استفاده می‌کنند. مطالعه جفت و وسترفیلد (۱۹۸۷) نیز ارتباط مثبتی را میان ریسک و سطح بهینه بدهی نشان داد.

تعدادی از مطالعات اخیر مانند لوی و هنسی (۲۰۰۷)، چن (۲۰۱۰) و بهامرا و دیگران (۲۰۱۰) بیان کردند که تغییرات در اوضاع اقتصاد کلان تأثیر قابل توجهی بر ساختار سرمایه شرکت دارد. به‌ویژه هاکبرث و دیگران (۲۰۰۶) یک مدل مطالبه مشروط را پیشنهاد می‌کند که در آن نقدینگی‌های شرکت مشروط به ریسک خاص شرکتی و شرایط اقتصاد کلان است. آن‌ها پیش‌بینی می‌کنند که ظرفیت استقراض شرکت‌ها دوره‌ای بوده و توازن و اندازه ساختار سرمایه با توجه به شرایط اقتصاد کلان تغییر می‌کند.

لوی و هنسی (۲۰۰۷) انتخاب‌های مالی شرکت‌ها را در یک چارچوب توازن کلی بررسی و پیش‌بینی می‌کنند که شرکت‌ها دارایی خالص خود را به‌صورت دوره‌ای انتشار می‌دهند. آن‌ها همچنین بیان می‌کنند که شرکت‌ها بیشتر احتمال دارد بدهی‌های معوق خود را در هنگام شرایط وخیم اقتصاد کلان کاهش دهند.

چن (۲۰۱۰) پیش‌بینی می‌کند که ریسک‌های بالاتر اقتصاد کلان، نرخ‌های تنزیل (صرف ریسک) را افزایش می‌دهد و اوضاع نقدینگی‌های آینده را وخیم‌تر می‌کند که این باعث کاهش ارزش تنزیل یافته (کسر شده) منافع مالیاتی مورد انتظار می‌شود و مزایای مربوط به سهام وصول‌نشده بدهی را کم می‌کند. همچنین احتمال دارد شرکت‌ها با کاهش میزان بدهی‌های معوق خود در شرایط وخیم، دچار سطح پایین و ضعیف شوند.

در این مقاله، با دنبال کردن مطالعات موجود در زمینه ساختار سرمایه، تعدادی از متغیرهای ویژه شرکتی در حین بررسی تأثیر عدم اطمینان بر اهرم مالی در مدل ارائه شده است. این متغیرها عبارتند از: اندازه شرکت، سودآوری، نسبت دارایی مشهود و نسبت ارزش بازار به دفتری. مدل توازن ساختار سرمایه، ارتباط معکوس میان فرصت‌های رشد (ارزش بازار به دفتری) و اهرم مالی را پیش‌بینی می‌کند. رشد، مشکلات نقدینگی آزاد را کاهش داده و هزینه‌های نمایندگی مربوط به بدهی و هزینه‌های مشکلات مالی را افزایش می‌دهد که شرکت‌ها را وادار به کاهش استفاده از بدهی در ساختار سرمایه خود می‌کند. مطالعات تجربی متعددی مانند فرانک و گویال (۲۰۰۳)، آنتونیو و دیگران (۲۰۰۸)، کیهان و تیمن (۲۰۰۷) و راجان و زینگالس (۱۹۹۵) به شواهدی تجربی در راستای پیش‌بینی مدل توازن دست‌یافته‌اند.

مایر (۱۹۸۴) بیان می‌کند که مشکل اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های زیانبار انتخاب، موجب می‌شود شرکت‌ها برای تهیه سرمایه جدید استفاده از سرمایه‌های داخلی (سودهای انباشته) را بر سرمایه‌گذاری خارجی ترجیح دهند؛ بنابراین شرکت‌های دارای سودآوری بالا تمایل دارند از بدهی کمتری در ساختار سرمایه خود استفاده کنند. وی به‌طور تجربی ارتباط معکوسی را میان سودآوری و اهرم مالی یافت.

در تئوری توازن، دارایی‌های مشهود تأثیر مثبتی بر استفاده از وام دارد. شرکت‌هایی با درجه بالاتری از دارایی مشهود به‌خوبی تضمین شده‌اند و ریسک وام دادن به آن‌ها کمتر است؛ بنابراین می‌توانند به‌آسانی سرمایه‌گذاری از طریق وام را انجام دهند.

در پایان، اندازه شرکت نیز به‌طور مستقیم با اهرم مالی شرکت‌ها در ارتباط است. منطق این پیش‌بینی این است که شرکت‌های بزرگتر متنوع‌تر هستند و احتمال کمی دارد که با ورشکستگی مواجه شوند. در ضمن شرکت‌های بزرگ و نسبتاً قدیمی‌تر که اعتبار خوبی

در بازارهای بدهی دارند، احتمال دارد با هزینه‌های کمتر نمایندگی مربوط به بدهی مواجه شده و در موقعیت مذاکره برای قرض دادن به نرخ بهره مطلوب قرار گیرند. پیش فرض ریسک کمتر، هزینه‌های نمایندگی کمتر مربوط به بدهی و قدرت مذاکره به شرکت‌های بزرگ اجازه می‌دهد تا استفاده از بدهی در ساختار سرمایه خود را افزایش دهند. از نظر تجربی، یافته‌های فرانک و گویال (۲۰۰۹)، آنتونیو و پادیال (۲۰۰۸)، کاگالیان و رشید (۲۰۱۳) ارتباط مستقیم اندازه شرکت با اهرم مالی مطلوب شرکت‌ها را تأیید می‌کنند.

۳. پیشینه پژوهش

نتایج آزمون ایستا و پویا در سوئیس توسط گاد و دیگران (۲۰۰۳) نشان داد که اندازه شرکت‌ها، دارایی‌های قابل وثیقه و نااطمینانی تجاری به‌طور مثبت با اهرم در ارتباطند، در صورتی که رشد مورد انتظار و سودآوری تأثیر منفی بر اهرم دارند.

پژوهش فرانک و گویال (۲۰۰۳) اهمیت نسبی ۳۹ عامل در تصمیم‌های اهرمی شرکت‌های دولتی ایالات متحده را مورد بررسی قرار داد. بر اساس این پژوهش، اندازه شرکت و دارایی‌های نامشهود تأثیر مثبت بر اهرم دارند و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، سودآوری و واریانس بازده سهام بر اهرم مالی تأثیر منفی دارند.

مطالعات لمون و دیگران (۲۰۰۸)، آنتونیو و پادیال (۲۰۰۸)، بایوم و دیگران (۲۰۰۹)، شواهد مستندی درباره رابطه منفی بین نااطمینانی ویژه شرکت‌ها و اهرم پیدا کردند، در حالی که محققینی نظیر کیم و سورنسن (۱۹۸۶)، کیل و دیگران (۱۹۹۱) و مولر (۲۰۰۸) به نتایج مخالفی رسیدند.

رشید (۲۰۱۳) بیان کرد بین اهرم و نااطمینانی رابطه معنادار و منفی وجود دارد.

بایوم و دیگران (۲۰۱۳) اثرات نااطمینانی اقتصاد کلان و خاص شرکت را بر شرکت‌های

تولیدی انگلستان بررسی و نتایج رابطه معکوس بین اهرم و نااطمینانی را تأیید کردند.

ژانگ و دیگران (۲۰۱۵) نشان دادند شرکت‌ها بزرگ و نزدیک به پایتخت با افزایش

نااطمینانی سیاست‌های پولی اقدام به کاهش اهرم مالی خود می‌کنند، اما شرکت‌های کوچک و حاشیه‌ای کمتر تمایل به کاهش دارند.

سینایی و رضایان (۱۳۸۴) چهار متغیر اصلی اندازه، سودآوری، فرصت‌های رشد و دارایی‌های مشهود را به‌عنوان مهم‌ترین پارامترهای درون‌شرکتی مؤثر بر اهرم مالی شرکت‌ها مدنظر قرار دادند.

متان و دیگران (۱۳۸۹) نشان دادند که رابطه منفی و معناداری بین ساختار سرمایه با دارایی‌ها، سودآوری، رشد مورد انتظار، نسبت آنی و بازده دارایی‌ها وجود دارد و رابطه مثبت و معنادار بین ساختار سرمایه و اندازه شرکت و نسبت پوشش هزینه بدهی مستند است.

شیدای مقدم (۱۳۹۱) در نتایج نشان داد که میان ساختار اهرمی شرکت‌ها با سودآوری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده دارایی‌ها و نقدینگی رابطه مثبت و معنادار بوده و بین دارایی‌های مشهود و ثابت و ساختار اهرمی هیچ‌گونه رابطه معناداری کشف نکرد.

حجازی و خادمی (۱۳۹۲) نشان دادند که بین ساختار سرمایه شرکت‌ها با نقدینگی و تورم رابطه منفی و معنادار وجود دارد، اما بین ساختار سرمایه شرکت‌ها با ساختار دارایی، اندازه شرکت و رشد اقتصادی رابطه مثبت و معنادار برقرار است.

حاجی‌زاده و مهرمنش (۱۳۹۲) ارتباط معناداری بین ریسک تجاری و سپر مالیاتی بدهی با ساختار سرمایه نیافتند.

اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) به بررسی عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه با تأکید بر رقابت بازار تولید در حالت ایستا و پویا پرداختند. در مدل ایستا، تأثیر سودآوری، ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها بر ساختار سرمایه منفی و همچنین تأثیر سپر مالیاتی غیربدهی بر ساختار سرمایه، مثبت و معنادار و در مدل پویا، تأثیر سودآوری، ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها بر ساختار سرمایه، منفی و تأثیر ساختار سرمایه یک دوره قبل و همچنین اندازه شرکت بر ساختار سرمایه مثبت و معنادار بوده است.

آقایی و دیگران (۱۳۹۳) برای آزمون عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه، شرکت‌ها را به دو گروه کوچک و متوسط تقسیم‌بندی کردند. نتایج نشان داد سودآوری و اندازه شرکت در هر دو گروه، رشد شرکت برای شرکت‌های کوچک و برای شرکت‌های متوسط نسبت دارایی مشهود معنادار و اثرگذار بر ساختار سرمایه است.

۴. فرضیه‌های پژوهش

۴-۱. فرضیه‌های مدل اثر مستقیم ناطمینانی بر ساختار سرمایه در حالت ایستا و پویا

- ارتباط معناداری بین متغیرهای ویژه شرکتی و نسبت اهرمی شرکت وجود دارد.
- ارتباط معناداری بین متغیرهای ناطمینانی و نسبت اهرمی شرکت وجود دارد.

۴-۲. فرضیه‌های مدل اثر غیرمستقیم ناطمینانی بر ساختار سرمایه برای حالت ایستا و پویا

- ارتباط معناداری بین متغیرهای ویژه شرکتی و نسبت اهرمی شرکت وجود دارد.
- ارتباط معناداری بین متغیرهای ناطمینانی از کانال سودآوری و نسبت اهرمی شرکت وجود دارد.

۵. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و نحوه گردآوری داده‌ها توصیفی-همبستگی است. برای آزمون فرضیه‌ها، از مدل رگرسیون چندمتغیره از نوع داده‌های تابلویی (مقطعی، زمانی) استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند. نمونه مورد استفاده برای متغیر اقتصاد کلان از نرخ تورم^۱ برای یک دوره ۲۰ ساله (۱۳۷۱-۱۳۹۱) استفاده شده است. جهت انتخاب نمونه برای شرکت‌های مورد بررسی از روش نمونه‌گیری قضاوتی استفاده می‌شود. در این پژوهش، ۱۵۳ شرکت تولیدی در طول دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲ از شرکت‌های موجود در جامعه آماری، با توجه به موارد زیر به‌عنوان نمونه مورد بررسی انتخاب می‌شوند:

- به جهت همسانی تاریخ گزارشگری، حذف اثرات فصلی و افزایش قابلیت مقایسه‌ای اطلاعات، سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند باشد و در طول دوره مورد بررسی، تغییر سال مالی نداشته باشد.

- شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و بیمه‌ها و لیزینگ‌ها نیز از نمونه‌ها حذف شده‌اند.

1. Inflation

۶. متغیر و مدل‌های پژوهش

۶-۱. متغیرهای ویژه شرکتی

متغیرهای ویژه شرکتی یک مدل استاندارد برای اهرم مالی شرکت است و متغیرهای کنترل‌شونده در طول تحقیق را تشکیل می‌دهند. این متغیرها به قرار زیر هستند:

Lev: اهرم دفتری = (ارزش دفتری کل بدهی) \ (ارزش دفتری کل دارایی‌ها)

Tang: نسبت دارایی مشهود به کل دارایی‌ها = (تجهیزات و ماشین‌آلات + زمین و ساختمان) \ (ارزش دفتری کل دارایی‌ها)

MB: ارزش بازار به دفتری = (ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام + ارزش دفتری بدهی) \ (ارزش دفتری کل دارایی‌ها)

Profit: سودآوری = (سود قبل از بهره و مالیات) \ (ارزش دفتری کل دارایی‌ها)

Size: اندازه شرکت = لگاریتم دارایی‌ها که با شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده است.

۶-۲. ناطمینانی اقتصاد کلان

ناطمینانی اقتصاد کلان ($R_{i,t}^{macro}$): متغیر استفاده‌شده برای ناطمینانی اقتصاد کلان، تورم است. اگر تورم دارای ناهمسان واریانسی در مدل خود باشد با استفاده از مدل (GARCH) یک پروکسی برای تغییرات غیرقابل پیش‌بینی اقتصاد کلان ساخته و از آن به عنوان متغیر ناطمینانی اقتصاد کلان بهره برده میشود. با توجه به معادله زیر واریانس شرطی تورم که در مدل (GARCH) ذیل برآورد شده را به عنوان پروکسی ناطمینانی اقتصاد کلان در نظر می‌گیریم:

$$\Delta \ln f_t = \omega + \eta \Delta \ln f_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta \varepsilon_{t-1}^2 \quad (1)$$

ω : مقداری ثابت η پارامتر اتورگرسیون

برآورد واریانس شرطی $\hat{\sigma}_t^2$ یک دوره جلوتر واریانس پیش‌بینی برای اطلاعات قبل است.

α : مقدار ثابت است. این مدل با استفاده از روش حداکثر احتمال برآورد شده است و با

عنوان $R_{i,t}^{macro}$ درون مدل قرار می‌گیرد.

۳-۶. نااطمینانی خاص شرکتی

در یک مدل خودرگرسیون، مقدار جاری یک متغیر صرفاً وابسته به مقادیر قبلی آن به علاوه جمله خطا است.

در مدل ارائه شده برای استخراج پروکسی که توضیح دهنده نااطمینانی خاص شرکت باشد از اتورگرسیون (AR)^۱ فروش سالانه نرمال شده شرکت به ارزش دفتری کل دارایی‌ها بهره می‌بریم (بوند، ۲۰۰۲).

$$\text{sales}_{i,t} = \mu_i + \phi \text{sales}_{i,t} + \zeta_{i,t} \quad (2)$$

$\text{sales}_{i,t}$: نرخ فروش به ارزش دفتری کل دارایی برای شرکت i در زمان t

μ_i : اثرات ثابت

ϕ : اتورگرسیون پارامترها

$\zeta_{i,t}$: پسماند

برای استخراج پروکسی که توضیح دهنده نااطمینانی خاص شرکت باشد از خودرگرسیون (AR) نسبت فروش سالانه نرمال شده شرکت به ارزش دفتری کل دارایی‌ها، بهره می‌بریم. از پسماند مدل AR واریانس جمعی گرفته و از آن به عنوان پروکسی برای متغیر نااطمینانی خاص شرکت بهره می‌بریم (بوند، ۲۰۰۲).

۷. مدل‌های پژوهش

در این پژوهش دو حالت ایستا و پویا در نظر گرفته شد و برای هر یک از دو مدل می‌جزا که نشان دهنده اثر مستقیم نااطمینانی بر اهرم شرکت و اثر غیرمستقیم (از کانال سودآوری) به قرار زیر توضیح و تشریح شده است.

مدل ۱: آزمون اثر نااطمینانی بر روی اهرم در مدل ایستا با برآوردگر پانل اثرات ثابت (GLS):

$$\text{lev}_{i,t} = \beta_1 \text{size}_{i,t} + \beta_2 \text{profit}_{i,t} + \beta_3 \text{tang}_{i,t} + \beta_4 \text{mb}_{i,t} + \beta_5 R_{i,t}^{\text{firm}} + \beta_6 R_{i,t}^{\text{macro}} + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

مدل ۲: آزمون اثر ناطمینانی از کانال سودآوری بر روی نسبت اهرمی برای مدل ایستا به وسیله برآوردگر پانل اثرات ثابت (GLS):

$$\text{lev}_{i,t} = \beta_1 \text{size}_{i,t} + \beta_2 \text{profit}_{i,t} + \beta_3 \text{tang}_{i,t} + \beta_4 \text{mb}_{i,t} + \beta_5 R_{i,t}^{\text{firm}} + \beta_6 R_{i,t}^{\text{macro}} + (\beta_7 R_{i,t}^{\text{firm}} \times \text{profit}_{i,t}) + (\beta_8 R_{i,t}^{\text{macro}} \times \text{profit}_{i,t}) + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

مدل ۳: آزمون اثر ناطمینانی بر روی نسبت اهرمی برای مدل پویا به وسیله برآوردگر GMM:

$$\text{lev}_{i,t} = \beta_1 \text{lev}_{i,t-1} + \beta_2 \text{size}_{i,t-1} + \beta_3 \text{profit}_{i,t-1} + \beta_4 \text{tang}_{i,t-1} + \beta_5 \text{mb}_{i,t-1} + \beta_6 R_{i,t-1}^{\text{firm}} + \beta_7 R_{i,t-1}^{\text{macro}} + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

مدل ۴: آزمون اثر ناطمینانی از کانال سودآوری بر روی نسبت اهرمی برای مدل پویا به وسیله برآوردگر GMM:

$$\text{lev}_{i,t} = \beta_1 \text{lev}_{i,t-1} + \beta_2 \text{size}_{i,t-1} + \beta_3 \text{profit}_{i,t-1} + \beta_4 \text{tang}_{i,t-1} + \beta_5 \text{mb}_{i,t-1} + \beta_6 R_{i,t-1}^{\text{firm}} + \beta_7 R_{i,t-1}^{\text{macro}} + (\beta_8 R_{i,t-1}^{\text{firm}} \times \text{profit}_{i,t-1}) + (\beta_9 R_{i,t-1}^{\text{macro}} \times \text{profit}_{i,t-1}) + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

v_i اثرات ثابت غیرقابل مشاهده متغیرهای ویژه شرکتی برای مدل‌های پویا و $\varepsilon_{i,t}$ جزء اختلاف حاصل از رگرسیون است.

۸. نتایج مدل‌ها

۸-۱. برآورد ناطمینانی خاص شرکت

در جدول (۱) وقفه مدل با ضریب مثبت و در سطح خطای ۱ درصد معنادار می‌باشد. علامت مثبت این ضریب نشان از این دارد که شرکت‌ها در دوره‌های کوتاه‌مدت روند افزایشی (کاهش) فروش به دارایی خود را حفظ کرده‌اند و این روند افزایشی (کاهش) ادامه‌دار است. از پسماندهای به‌دست آمده از مدل، واریانس تجمعی محاسبه و با استخراج ریشه دوم خروجی‌های واریانس تجمعی، انحراف معیار را به‌دست می‌آوریم. انحراف معیار به‌دست آمده به‌عنوان متغیر ناطمینانی خاص شرکت در مدل تعریف و گزارش می‌شود.

جدول ۱. آزمون اتورگرسیون نسبت فروش به دارایی

احتمال	آماره t	انحراف معیار پسماند	ضریب	
۰/۰۱	۶۷/۱۶	۰/۰۱۳	۰/۸۷	نسبت فروش به دارایی (۱-)
۰/۰۱	۸/۶۹	۰/۰۱۲	۰/۱۰	عرض از مبدأ
احتمال		آماره F		
۰/۰۱		۴۵۱۱/۲۸		

مأخذ: نتایج تحقیق.

۸-۲. برآورد نااطمینانی اقتصاد کلان

واریانس به‌دست آمده از مدل‌های ARCH و GARCH یک تخمین از واریانس‌های پنهان و آشکار متغیرهای مورد نظر است. در این تحقیق از نرخ تورم به‌عنوان متغیر اثرگذار در محاسبه نااطمینانی اقتصاد کلان بهره گرفته و با استفاده از مدل گارچ، واریانس تخمین و خروجی مدل را به‌عنوان متغیر نااطمینانی اقتصاد کلان وارد مدل خود کرده‌ایم.

۸-۳. آزمون وجود اثر ARCH

به‌منظور اطمینان خاطر از وجود اثر ARCH بر سری زمانی انتخاب‌شده پس از برآورد یک مدل خودرگرسیون، با انجام آزمون ضریب لاگرانژ این پدیده مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون بیانگر عدم وجود اثر ARCH در داده‌ها است. جدول زیر آزمون ضریب لاگرانژ را به‌منظور شناسایی اثرات ARCH نمایش داده است.

جدول ۲. آزمون اثر آرچ

آزمون آرچ			
۰/۰۹	احتمال F (۲۱ و ۱)	۳/۲۴	آماره F
۰/۰۸	احتمال Chi-Square (۱)	۳/۰۷	Obs*R-squared

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به اینکه ارزش احتمالات آماره F و همچنین آماره کای دو در جدول بالا کمتر از ۰/۱۰ است، بنابراین فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر عدم وجود اثر ARCH رد شده و فرضیه مقابل در فاصله اطمینان ۹۰ درصد تأیید می‌گردد؛ در نتیجه اثر آرچ وجود دارد.

۹. تخمین شاخص نوسانات با استفاده از مدل GARCH

چون اثر آرچ در پسماندهای مدل خودرگرسیو وجود دارد به تخمین مدل گارچ از متغیر تورم می‌پردازیم. جدول (۳) خروجی حاصل از نرم‌افزار است. در قسمت اول که معادله میانگین گارچ آورده شده از مدل $AR(1)$ در مدل گزارش می‌دهد که مدل در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. در جدول (۴) معادله واریانس گارچ گزارش شده است. نوع گارچ حاصله که $GARCH(1,1)$ است را نمایش داده و متغیرهای پسماند و $GARCH(-1)$ را در سطح اطمینان به ترتیب ۹۵ درصد و ۹۹ درصد معنادار و مورد تأیید قرار داده است.

جدول ۳. معادله میانگین گارچ

احتمال	آماره Z	انحراف معیار پسماند	ضریب	
۰/۰۱	۳/۷۸	۵/۳۵	۲۰/۲۶	عرض از مبدأ
۰/۰۱	۲/۸۰	۰/۲۵	۰/۷۲	AR(1)
۰/۶۱	-۰/۴۹	۰/۴۲	-۰/۲۱	AR(2)

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۴. معادله واریانس گارچ

احتمال	آماره Z	انحراف معیار پسماند	ضریب	
۰/۰۱	۳/۰۹	۳۴/۰۱	۱۰۵/۳۱	عرض از مبدأ
۰/۰۲	۲/۳۸	۰/۱۹	۰/۴۵	$RESID(-1)^2$
۰/۰۱	-۹/۱۲	۰/۱۱	-۱/۰۲	GARCH(-1)

مأخذ: نتایج تحقیق.

پس از برآورد مدل گارچ باید مجدد آزمون آرچ انجام گیرد تا تأیید شود که دیگر ناهمسانی واریانس در پسماندهای مدل گارچ وجود ندارد. نتایج این آزمون باید نشان دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثر آرچ تأیید شود.

جدول ۵. آزمون عدم وجود اثر آرچ

آزمون آرچ			
آماره F	۰/۰۸	احتمال F (۱۹ و ۱)	۰/۷۷
Obs*R-squared	۰/۰۸۹	احتمال Chi-Square (۱)	۰/۷۶

مأخذ: نتایج تحقیق.

همان‌طور که مشاهده می‌شود هر دو آزمون در جهت رد فرض صفر و تأیید عدم وجود اثر آرچ است. اکنون می‌توان با استخراج واریانس شرطی الگوی گارچ فوق از آن به‌عنوان ریسک بهره برد.

۱۰. آمار توصیفی

برای متغیرهای وابسته و مستقل، جدول آمار توصیفی به‌قرار زیر است. یافته‌ها نشان می‌دهند که متغیرهای ناطمینانی دارای بیشترین پراکندگی می‌باشند.

جدول ۶. آمار توصیفی

نااطمینانی	نااطمینانی	نسبت دارایی	اندازه	سودآوری	بازار به	اهرم	
اقتصاد کلان	خاص شرکت	مشهود	شرکت		دفتری		
۹/۸	۳/۲۶۶	۰/۲۴۷	۳/۹۲۳	۰/۱۵۵	۱/۴۶	۰/۲۲۷	میانگین
۱۴/۶۱	۲/۲۰۵	۰/۲۱۴	۳/۸۶۶	۰/۱۳	۱/۲۳	۰/۲۱۲	میانه
۱۷/۷۱	۳۸/۱۷	۰/۵۸	۶/۱۶۲	۱/۳۰	۳/۴۱	۰/۵۱۱	ماکزیمم
۰/۰۲۴	۰/۰۱۲	۰/۰۴۳	۲/۴۱۵	-۰/۵۴	۰/۸۷	۰/۰۰۵	مینیمم
۷/۳۱۲	۳/۴۳۹	۰/۱۵۸	۰/۵۷۵	۰/۱۵۲	۰/۶۳۹	۰/۱۴	انحراف معیار
۱/۱۶	۳۱/۹۵	۲/۳۴۷	۴/۳۲۱	۱۲/۶۵	۵/۲۲۶	۲/۰۵	کشیدگی

مأخذ: نتایج تحقیق.

۱۱. آزمون مانای داده‌های پژوهش

برای آزمون مانای متغیرهای پژوهش از آزمون شین و پسران استفاده و یافته‌های آن در جدول (۷) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که داده‌های مورد استفاده در پژوهش مانا هستند.

جدول ۷. نتایج آزمون شین و پسران برای سنجش مانای متغیرها

متغیرهای مدل	آماره	احتمال
اهرم	-۹/۶۰	۰/۰۱
بازار به دفتری	-۷/۲۶	۰/۰۱
سودآوری	-۱۱/۶۹	۰/۰۱
اندازه شرکت	-۵/۹۳	۰/۰۱
نسبت دارایی مشهود	-۱۲/۴۳	۰/۰۱
نااطمینانی خاص شرکت	-۱۵/۶۹	۰/۰۱
نااطمینانی اقتصاد کلان	-۳۸/۳۶	۰/۰۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

۱۲. مدل ایستا

در این مقاله، نخستین آزمون برای تشخیص انتخاب بین پولد یا پانل بودن فرضیه‌ها آزمون F لیمر است که نتایج آن در جدول (۸) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد هر دو فرضیه پانل هستند. وجود تعداد مقاطع بیش از ۳۰ عدد در داده‌های تابلویی نیاز به آزمون هاسمن برای تشخیص اثرات ثابت یا تصادفی بودن نوع تابلو نیست (بالتاجی، ۲۰۰۸). با این حال برای هر دو مدل آزمون هاسمن انجام شده است. نتایج آزمون هاسمن نشان می‌دهد که برای تخمین داده‌ها باید از رگرسیون پانل اثرات ثابت استفاده شود.

جدول ۸. آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

آماره	آماره کای دو	p-value	نتیجه
آزمون پولد یا پانل فرضیه‌ها			
آزمون F لیمر مدل اول	۱۳/۰۵۶	۰/۰۱	داده‌های تابلویی (اثرات ثابت)
آزمون F لیمر مدل دوم	۱۳/۰۳۷	۰/۰۱	داده‌های تابلویی (اثرات ثابت)
آزمون هاسمن			
آزمون هاسمن مدل اول	۱۴/۳۳	۰/۰۲	روش اثرات ثابت
آزمون هاسمن مدل دوم	۲۰/۳۰	۰/۰۱	روش اثرات ثابت

مأخذ: نتایج تحقیق.

۱۳. آزمون ناهمسان واریانس و خودهمبستگی

بررسی نتایج آزمون ناهمسانی واریانس‌ها حاکی از سطح معناداری کمتر از ۵ درصد بوده است. به عبارت دیگر متغیرها دارای ناهمسان واریانسی هستند. لذا فرض صفر رد می‌شود، این به آن معنا است که جهت آزمون نهایی باید از آزمون حداقل مربعات تعمیم یافته تخمینی (EGLS) استفاده کرد. از سوی دیگر متغیرهای مستقل دارای خودهمبستگی هستند و برای آزمون‌های مدل رگرسیون به روش EGLS و متغیرهای کمکی در روش اثرات ثابت استفاده می‌شود.

جدول ۹. آزمون ناهمسان واریانسی و خودهمبستگی

آماره	مقدار	درجه آزادی	p-value	نتیجه
آزمون ناهمسان واریانس				
آزمون LR مدل اول (کای دو)	۵۰۰/۵۲	۹۱	۰/۰۱	ناهمسان واریانس
آزمون LR مدل دوم (کای دو)	۵۰۰/۵۲	۹۱	۰/۰۱	ناهمسان واریانس
آزمون خودهمبستگی				
آزمون ولدریج مدل اول (F)	۱۷/۷۰	(۱، ۹۱)	۰/۰۱	خودهمبستگی
آزمون ولدریج مدل دوم (F)	۷۵/۳۴	(۱، ۹۰)	۰/۰۱	خودهمبستگی

مأخذ: نتایج تحقیق.

در جداول (۱۰) و (۱۱)، مدل رگرسیون ترکیبی اثرات ثابت به روش GLS تأثیر عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های مورد بررسی در حالت ایستا را نشان می‌دهد. نتایج حاصله در جدول (۱۰) نشان می‌دهد که تأثیر ناطمینانی خاص شرکت بر ساختار سرمایه، با توجه به احتمال در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار و ضریب آن مثبت است. این موضوع نشان از تأثیر مستقیم ناطمینانی خاص شرکت بر ساختار سرمایه دارد و با افزایش نوسانات در فروش، شرکت نسبت اهرمی خود را افزایش می‌دهد اما متغیر ناطمینانی اقتصاد کلان معنادار نیست.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر سودآوری و بازار به دفتری شرکت معنادار و دارای ضریب منفی است و نسبت دارایی‌های مشهود معنادار است و ضریب مثبت دارد. پس فرض یک، سه، چهار و پنج تأیید و فرض دو و شش رد می‌شود. علاوه بر آن، نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که در کل دوره پژوهش، حدود ۷۰ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط مدل توضیح داده می‌شود. معناداری آماره F نشان از معناداری مدل تخمین زده شده است.

جدول ۱۰. تخمین مدل اول، اثر ناطمینانی اقتصاد کلان و خاص شرکت بر ساختار سرمایه حالت ایستا

متغیرهای مدل	ضریب	انحراف معیار پسماند	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	۰/۲۳	۰/۰۶۱	۳/۸۹	۰/۰۱
ارزش بازار به دفتری	-۰/۱	۰/۰۰۴	-۲۴/۳۲	۰/۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۲	۰/۰۱۵	-۱/۴۹	۰/۱۳
سودآوری	-۰/۰۴	۰/۰۲	-۲/۰۶۳	۰/۰۳
نسبت دارایی مشهود	۰/۱۵	۰/۰۲۴	۶/۴۵	۰/۰۱
ناطمینانی خاص شرکت	۰/۰۰۴	۰/۰۱	۳/۳۰۴	۰/۰۱
ناطمینانی اقتصاد کلان	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱	۱/۱۰۵	۰/۲۶
R^2		۰/۷۰۵	تعدیل شده	۰/۶۷
آزمون معناداری رگرسیون				
	F	آماره	احتمال	
		۹۴/۳۵	۰/۰۱	

مأخذ: نتایج تحقیق.

در مدل دوم اثر غیرمستقیم ناطمینانی، از کانال سودآوری برای حالت ایستا وارد مدل شده است. متغیرهای بازار به دفتری، نسبت دارایی مشهود و ناطمینانی خاص شرکت معنادار و دارای ضرایب مثبت هستند، اما متغیر سودآوری، اندازه شرکت، ناطمینانی اقتصاد کلان، ناطمینانی خاص شرکت از کانال سودآوری و ناطمینانی اقتصاد کلان از کانال سودآوری معنادار نمی‌باشند. یافته‌ها نشان می‌دهد در حالت ایستا اثر غیرمستقیم ناطمینانی بر نسبت اهرمی از کانال سودآوری معنادار نیست؛ پس فرض یک، چهار و پنج تأیید و فرض یک، دو، سه، شش، هفت و هشت رد می‌شود.

جدول ۱۱. تخمین مدل دوم، اثر ناطمینانی اقتصاد کلان و خاص شرکت از کانال سودآوری بر نسبت اهرم، حالت ایستا

متغیرهای مدل	ضریب	انحراف معیار پسماند	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	۰/۲۳	۰/۰۶۲	۳/۸۵۹	۰/۰۱
بازار به دفتری	-۰/۱	۰/۰۰۴	-۲۴/۲۹	۰/۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۲	۰/۰۱۵	۱/۴۸۵	۰/۱۳
سودآوری	-۰/۰۴	۰/۰۳۱	-۱/۳۷۸	۰/۱۶
نسبت دارایی مشهود	۰/۱۵	۰/۰۲۴	۶/۴۵۱	۰/۰۱
نااطمینانی خاص شرکت	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۳/۱۰۸	۰/۰۱
نااطمینانی اقتصاد کلان	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۵۶	۰/۵۷
سودآوری × ناطمینانی خاص شرکت	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱	-۰/۲۹۲	۰/۷۶
سودآوری × ناطمینانی اقتصاد کلان	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۲۷۴	۰/۷۸
	² R	۰/۷۰۵	تعدیل شده	۰/۶۷
آزمون معناداری رگرسیون				
	F	آماره	احتمال	
		۲۲/۶۶	۰/۰۱	

مأخذ: نتایج تحقیق.

۱۴. مدل پویا

جداول (۱۲) و (۱۳) به ترتیب نتایج آزمون اثر ناطمینانی خاص شرکت و اقتصاد کلان با رویکرد پویا به صورت مستقیم و از کانال سودآوری را بر اهرم شرکت نشان می‌دهند. در جدول (۱۲) گزارش تخمین مدل سوم آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای پژوهش در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. وقفه از متغیر وابسته، ارزش بازار به دفتری، اندازه شرکت و نسبت دارایی مشهود دارای ضریب مثبت و سودآوری، ناطمینانی خاص شرکت و ناطمینانی اقتصاد کلان دارای علامت منفی هستند؛ پس تمام فرضیه‌ها تأیید می‌شوند.

جدول ۱۲. آزمون اثر ناطمینانی اقتصاد کلان و خاص شرکت بر نسبت اهرم، حالت پویا

متغیرهای مدل	ضریب	انحراف معیار پسماند	آماره t	احتمال
اهرم (۱-)	۰/۴۶	۰/۰۹۶	۴/۷۹	۰/۰۱
بازار به دفتری (۱-)	۰/۰۵	۰/۰۱۹	۲/۶۱	۰/۰۱
اندازه شرکت (۱-)	۰/۴۲۹	۰/۰۴۷	۹/۰۱	۰/۰۱
سودآوری (۱-)	-۰/۱۹	۰/۰۶	-۳/۲۸	۰/۰۱
نسبت دارایی مشهود (۱-)	۰/۳۳	۰/۰۷۹	۴/۱۸	۰/۰۱
ناطمینانی خاص شرکت (۱-)	-۰/۰۷	۰/۰۱۴	-۵/۲۲	۰/۰۱
ناطمینانی اقتصاد کلان (۱-)	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۲	-۲/۹۸	۰/۰۱
آزمون آرلانو و باند				
	آماره m	rho	SE (rho)	احتمال
AR(1)	-۳/۱۷	۳/۸۶	۱/۲۱۶	۰/۰۱
AR(2)	-۰/۰۳	-۰/۰۳	۰/۹۱۸	۰/۹۸
آزمون سارگان				
آماره J	درجه آزادی	احتمال		
۶۷/۵۸	۶۵	۰/۱۸		

مأخذ: نتایج تحقیق.

همانگونه که مشاهده می شود برآوردگر AR(1) در سطح خطا ۹۹ درصد دارای معناداری است، در صورتی که برآوردگر AR(2) معنادار نیست؛ پس جملات اختلال دارای توزیع یکنواخت و مستقل هستند و شرایط گشتاوری تأمین می شود.

مقدار آماره آزمون سارگان نیز برابر با ۶۷/۵۸ با احتمال ۰/۱۸ بیش از سطح خطا ۱۰ درصد بوده که نشان می دهد فرضیه صفر مبنی بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل رد نشده و به این ترتیب متغیر ابزاری تعریف شده متغیر مناسبی برای برآورد مدل است.

جدول (۱۳) به تخمین مدل چهارم تحقیق و بررسی اثر ناطمینانی بر نسبت اهرمی از کانال سودآوری در حالت پویا می پردازد. متغیر اندازه شرکت و نسبت دارایی مشهود مانند مدل قبل در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار و دارای ضریب مثبت است، اما متغیرهای ناطمینانی خاص شرکت، سودآوری و ناطمینانی اقتصاد کلان به دلیل حضور متغیر ضربی در مدل و وجود هم خطی بین متغیر ضربی و متغیرهای ضرب شده در آن معناداری خود را ازدست داده اند. متغیر ناطمینانی خاص شرکت از کانال سودآوری معنادار است و ضریب مثبت دارد. ناطمینانی

اقتصاد کلان از کانال سودآوری معنادار و دارای تأثیر منفی است. پس فرض دو، چهار، هفت و هشت تأیید و فرض یک، سه، پنج و شش رد می‌شود.

جدول ۱۳. آزمون اثر نااطمینانی اقتصاد کلان و خاص شرکت
از کانال سودآوری بر نسبت اهرم، حالت پویا

متغیرهای مدل	ضریب	انحراف معیار پسماند	آماره t	احتمال
اهرم (-۱)	۰/۴۱۴	۰/۰۹۲	۴/۴۶	۰/۰۱
بازار به دفتری (-۱)	۰/۰۱۸	۰/۰۱۱	۱/۵۹	۰/۱۱
اندازه شرکت (-۱)	۰/۴۴۱	۰/۱۱۱	۳/۹۴	۰/۰۱
سودآوری (-۱)	۰/۰۰۵	۰/۰۳۱	۰/۱۷۷	۰/۸۵
نسبت دارایی مشهود (-۱)	۰/۵۶۶	۰/۱۰۷	۵/۲۷	۰/۰۱
نااطمینانی خاص شرکت (-۱)	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۱	-۰/۶۶	۰/۵
نااطمینانی اقتصاد کلان (-۱)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۱۸	۰/۸۵
سودآوری × نااطمینانی خاص شرکت (-۱)	۰/۰۵	۰/۰۱۶	۳	۰/۰۱
سودآوری × نااطمینانی اقتصاد کلان (-۱)	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۷	-۲/۶۵	۰/۰۱
آزمون آرلانو و باند				
آماره m	rho	SE rho	احتمال	
-۴/۴۱	-۵/۹۵	۰/۳۵	۰/۰۱	AR(1)
۰/۸۱	۰/۷۱	۰/۸۷	۰/۴۱	AR(2)
آزمون سارگان				
آماره J	d.f	احتمال		
۵۳/۸۴	۶۶	۰/۲۶		

مأخذ: نتایج تحقیق.

طبق نتایج آزمون آرلانو-باند شرایط گشتاوری تأمین می‌شود. آزمون سارگان نشان از مناسب بودن متغیر ابزاری می‌دهد.

۱۵. نتیجه‌گیری

در طول دهه‌های گذشته درک متغیرهای اثرگذار بر روی ساختار سرمایه باعث سردرگمی محققان این حوزه بوده است. هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر نااطمینانی ناشی از تغییر محیط داخلی و خارجی شرکت‌ها بر روی نسبت اهرمی در راستای تئوری توازی ایستا و پویا است.

برای این منظور از رگرسیون پانل اثرات ثابت و GMM و نمونه‌ای شامل ۱۵۳ شرکت از بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲ بهره گرفته شده است. علامت ضرایب و معناداری آن‌ها برای مدل‌های پژوهش در جدول زیر به صورت خلاصه گزارش شده‌اند.

جدول ۱۴. خلاصه نتایج تحقیق

متغیر	ایستا، مستقیم	ایستا، غیرمستقیم	پویا، مستقیم	پویا، غیرمستقیم
بازار به دفتری	ع	ف ^۰	ع	ف
اندازه شرکت	+	تأیید	+	تأیید
سودآوری	-	تأیید	-	تأیید
نسبت دارایی مشهود	+	تأیید	+	تأیید
نااطمینانی خاص شرکت	+	تأیید	-	تأیید
نااطمینانی اقتصاد کلان	+	رد	-	تأیید
سودآوری × نااطمینانی خاص شرکت		-		تأیید
سودآوری × نااطمینانی اقتصاد کلان		+		تأیید

* حرف «ف» مخفف کلمه «فرضیه» و حرف «ع» مخفف کلمه «علامت ضریب» است.

مأخذ: نتایج تحقیق.

در مدل‌های پویا وقفه اهرم به صورت متغیر مستقل، نشان می‌دهد در دوره‌هایی که نسبت اهرمی افزایش می‌یابد به احتمال زیاد در طی دوره‌های آتی، نسبت اهرمی این روند را ادامه می‌دهد و بالعکس. البته به خاطر وجود وقفه یک سال قبل این حافظه برای ادامه روند کوتاه مدت است.

ارزش بازار به دفتری حالت ایستا در تأیید تمایل مدیران شرکت به تأمین مالی از طریق انتشار سهام و کاهش نسبت بدهی در شرایط افزایش ارزش بازاری شرکت است. این نتیجه با یافته‌های فرانک و گویال (۲۰۰۹)، رشید (۲۰۱۳) و بایوم و دیگران (۲۰۱۳) مطابقت دارد؛ اما ارزش بازار به دفتری در مدل‌های پویا مثبت و در حالت اثر مستقیم معنادار است. این امر نشان می‌دهد شرکت‌هایی با ارزش بازاری بیشتر، توان یا تمایل بیشتری در دریافت بدهی‌ها برای تأمین مالی نسبت به حقوق صاحبان سهام دارند. تحقیقات داخلی صورت گرفته توسط شیدای مقدم (۱۳۹۱)، حاجی‌زاده و مهرمنش (۱۳۹۲) در تأیید این نتیجه هستند.

اندازه شرکت در تمام حالت‌ها اثر مثبت دارد. بر اساس یافته‌های تئوری توازی، شرکت‌هایی که دارای اندازه بیشتری بوده‌اند، در بازار استقراض برای تأمین مالی با اعتبار بالاتری همراه هستند. بنابراین، شرکت‌های بزرگتر باید از اهرم بالاتری نسبت به شرکت‌های کوچکتر برخوردار باشند که این یافته در تأیید تئوری توازی و با تحقیقات صورت گرفته توسط رشید (۲۰۱۳)، حجازی و خادمی (۱۳۹۲) و اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) مطابقت دارد، اما با تحقیقات انجام شده توسط خلیفه سلطانی و دیگران (۱۳۹۰) و حاجی‌زاده و مهرمنش (۱۳۹۲) در تضاد است.

سودآوری برای حالت ایستا و پویا در مدل‌های اثر مستقیم معنادار و با ضریب منفی در تخمین نشان داده شده است که نشان از تأیید نظریه سلسله‌مراتب می‌دهد. این یافته بیان می‌کند که شرکت‌های سودآور با استفاده از افزایش در سطح سود انباشته خود در جهت پرداخت بدهی‌های شرکت اقدام کرده و نسبت اهرمی خود را کاهش می‌دهند. این نتیجه در تأیید گزارش‌های لمون و دیگران (۲۰۰۸)، هووانگ و ریتز (۲۰۰۹)، فرانک و گویال (۲۰۰۹) و تحقیقات صورت گرفته توسط خلیفه سلطانی و دیگران (۱۳۹۰)، حاجی‌زاده و مهرمنش (۱۳۹۲) و اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) است.

شرکت‌هایی که نسبت دارایی مشهود به کل دارایی‌های بالایی دارند، از نااطمینانی ورشکستگی کمتری برخوردار بوده پس بیشتر ترجیح می‌دهند از استقراض برای تأمین مالی استفاده کنند. از سوی دیگر دارایی مشهود بیشتر در سبد دارایی‌های شرکت قدرت وثیقه گذاری دارایی‌ها را افزایش داده و شرکت را در دریافت بدهی بیشتر یاری می‌کند. با تحقیق صورت گرفته توسط رشید (۲۰۱۳)، بایوم و دیگران (۲۰۱۳)، خلیفه سلطانی و دیگران (۱۳۹۰)، حاجی‌زاده و دیگران (۱۳۹۲) و حجازی و خادمی (۱۳۹۲) هم‌راستا است اما با یافته‌های بوث و دیگران (۲۰۰۱) و اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) در تضاد است. آن‌ها دلیل این تضاد را تمایل بیشتر سهامداران در خرید سهام شرکت‌های که دارایی‌های مشهود بالاتری دارند، اعلام کرده‌اند.

در حالت ایستا، نااطمینانی خاص شرکت اثر مثبت دارد و نشان از افزایش وام دریافتی در دوره‌هایی می‌دهد که شرکت با نوسانات در جریان نقد روبرو است؛ اما در مدل پویا این متغیر دارای ضریب منفی در تخمین است. بر اساس نظریه تئوری توازی، شرکت‌هایی که دارای

نوسانات در فروش و جریان نقدی خود هستند کمتر تمایل به دریافت بدهی دارند. این امر به دلیل وجود هزینه ورشکستگی و عدم توان شرکت در پرداخت اصل و فرع بدهی است. از سوی دیگر بانک‌ها و مؤسسات پرداخت‌کننده استقراض به شرکت‌ها، کمتر تمایل دارند به شرکت‌هایی که سطح فروش آن‌ها دارای ناطمینانی بالا و نوسانات است، وام پرداخت کنند. پس شرکت‌ها مجبور به انتشار سهام برای تأمین مالی خود می‌باشند. این یافته‌ها با گزارش‌های ارائه‌شده توسط محققان خارجی همچون کاگلایان و رشید (۲۰۱۳)، رشید (۲۰۱۳) و بایوم و دیگران (۲۰۱۳) و با یافته‌های محققان داخلی از جمله خلیفه سلطانی و دیگران (۱۳۹۰) و حاجی‌زاده و مهرمنش (۱۳۹۲) مطابقت دارد.

افزایش ناطمینانی اقتصاد کلان در حالت اثر مستقیم پویا باعث کاهش نسبت اهرمی در شرکت می‌شود. در شرایطی که احتمال بروز بحران‌های مالی در سطح اقتصاد افزایش می‌یابد، شرکت‌ها ترجیح می‌دهند از سطح بدهی کمتری برای تأمین مالی خود استفاده کنند و بیشتر از انتشار سهام جدید بهره می‌برند. دلیل این امر کاهش خطر ورشکستگی در شرایط بحرانی است. این یافته‌ها با گزارش‌های هاکبرث و دیگران (۲۰۰۶)، رشید (۲۰۱۳) و بایوم و دیگران (۲۰۱۳) و با تحقیق داخلی حجازی و خادمی (۱۳۹۲) یکسان است.

میزان ضریب گزارش‌شده در یافته‌های تخمین برای ناطمینانی خاص شرکت و اقتصاد کلان در تمام حالت‌ها نسبت به دیگر ضرایب مدل بسیار کم‌اثرتر هستند، از سوی دیگر مقایسه این دو متغیر در تمام مدل‌ها نشان از تأثیر بیشتر ناطمینانی خاص شرکت در مقابل اثر ناطمینانی اقتصاد کلان بر اهرم شرکت دارد. تغییرات نسبت اهرمی به تغییرات ناطمینانی خاص شرکت نسبت به تغییرات در ناطمینانی اقتصاد کلان حساس‌تر است. تأثیرگذارترین متغیر در تمام مدل‌ها بر نسبت اهرمی، نسبت دارایی مشهود است. این امر نشان از این واقعیت دارد که نسبت اهرمی شرکت به تغییرات نسبت دارایی مشهود بسیار حساس و تأثیرپذیر است.

علامت مثبت ناطمینانی خاص شرکت از کانال سودآوری نشان می‌دهد که شرکت‌ها با سودآوری بالا کمتر می‌توانند نسبت اهرمی شرکت را تحت تأثیر قرار دهند وقتی که ناطمینانی خاص شرکت در حال افزایش است. نتایج این تحقیق با یافته‌های رشید (۲۰۱۳) مطابقت دارد و در این زمینه در داخل تحقیقی صورت نگرفته است.

اثر نااطمینانی اقتصاد کلان از کانال سودآوری معنادار و دارای علامت منفی است. بر این اساس شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با سودآوری بالا، بیشتر می‌توانند در نسبت اهرمی خود کاهش ایجاد کنند وقتی که نااطمینانی اقتصاد کلان در حال افزایش است. این یافته همچنین با تحقیق رشید (۲۰۱۳) یکسان است. اندازه ضریب نااطمینانی خاص شرکت از کانال سودآوری نسبت به نااطمینانی اقتصاد کلان از کانال سودآوری نشان از تأثیر بیشتر این متغیر بر اهرم شرکت می‌دهد.

۱۶. پیشنهادات

مدیران و پژوهشگران در زمینه ساختار سرمایه همواره دیدی درون‌سازمانی داشته‌اند، اما در این پژوهش با در نظر گرفتن متغیر نااطمینانی اقتصاد کلان از دید برون‌سازمانی نیز به تحقیق نگاه شده است. آشنایی با متغیرهای اثرگذار بر ساختار سرمایه می‌تواند راه‌گشایی برای مدیران و فعالان بازار به جهت درک موقعیت کنونی و پیش‌بینی آینده ساختار سرمایه شرکت‌ها باشد. پیشنهاد می‌شود برای پژوهش‌های آتی به جای استفاده از نااطمینانی تورم به عنوان نااطمینانی اقتصاد کلان از متغیرهای دیگری چون سیاست‌های پولی، نرخ ارز (برای مدل‌هایی که در آن شرکت‌های وارد یا صادرکننده در نظر گرفته شده است)، رشد اقتصادی و ... استفاده شود. همچنین روش‌های دیگری برای محاسبه نااطمینانی مانند الگوریتم‌ها و ... استفاده شوند.

منابع

- آقای، محمدعلی؛ احمدیان، وحید و اکبر جهاز آتشی (۱۳۹۳)، "عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه در شرکت‌های کوچک و متوسط ایرانی"، *پژوهش‌های حسابداری و حسابرسی*، سال ۶، شماره ۲۲، بهار، صص ۲۱۲-۱۷۵.
- اعتمادی، حسین و جواد منتظری (۱۳۹۲)، "بررسی عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر رقابت بازار تولید"، *مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دانشگاه تهران*، دوره ۲۰، شماره ۳، پاییز، صص ۲۶-۱.
- تهرانی، رضا و عسگر نوربخش (۱۳۸۹)، *فرهنگ مالی و سرمایه‌گذاری*، تهران: انتشارات نگاه دانش، چاپ اول.
- تهرانی، رضا (۱۳۸۷)، *مدیریت مالی: شرح درس، مثال‌های آموزشی و نکات کاربردی*، تهران: انتشارات نگاه دانش، چاپ چهارم.
- حاجی‌زاده، الهام و حسن مهرمنش (۱۳۹۲)، "بررسی سرعت تعدیل ساختار سرمایه بهینه و تغییر عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه هدف در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار"، *علوم اجتماعی، پژوهش‌های علوم انسانی*، سال ۵، شماره ۲۴، مهرماه.
- حجازی، رضوان و صابر خادمی (۱۳۹۲)، "تأثیر عوامل اقتصادی و ویژگی‌های شرکتی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، دوره ۵، شماره ۲، سال ۵.
- خالقی مقدم، حمید و رافیک باغومیان (۱۳۸۵)، "مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه"، *پیک نور*، سال ۵، شماره ۴.
- خلیفه‌سلطانی، سید احمد؛ ساعدی، رحمان و حسن‌علی اخلاقی (۱۳۹۰)، "بررسی تأثیر ویژگی‌های خاص شرکت و ابزارهای راهبردی شرکتی بر ساختار سرمایه با استفاده از مدل توبیت"، *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*، سال ۴، شماره ۱۹، زمستان ۱۳۹۱، صص ۱۳۵-۱۱۲.
- سینایی، حسنعلی و علی رضاییان (۱۳۸۴)، "بررسی تأثیر ویژگی‌های شرکت‌ها بر ساختار سرمایه (اهرم مالی)"، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، شماره ۱۹.
- شیدای مقدم، مسعود (۱۳۹۱)، *بررسی بین ترکیب دارایی‌ها و سودآوری با ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مالی، دانشگاه تهران.
- متان، مجتبی؛ یحیی‌زاده فرد، محمود و سیدعلی نبوی هاشمی (۱۳۸۹)، "تأثیر ویژگی‌های شرکت بر ساختار سرمایه آن در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه مدیریت*، صص ۱۵-۱.
- مرمرچی، امیرحسین (۱۳۷۸)، *عوامل مؤثر بر بافت سرمایه و نسبت‌های اهرم مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه آموزش و پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه.
- نمازی، محمد و جلال شیرزاد (۱۳۸۴)، "بررسی رابطه ساختار سرمایه با سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران (با تأکید بر نوع صنعت)"، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال ۱۲، شماره ۴۲، صص ۹۵-۷۵.

- Antoniou A. Y. Guney & K. Paudyal (2008), "The Determinants of Capital Structure: Capital Market-Oriented Versus Bank-Oriented Institutions", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 43 No. 1, PP. 59-92.
- Baltagi, B. (2008), "Econometric Analysis of Panel Data", Vol. 1, John Wiley & Sons.
- Baker M. & J. Wurgler (2002), "Market Timing and Capital Structure", *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 1.
- Baum C. F. S. Caglayan, & M. A. Rashid (2013), "Capital Structure Adjustments: Do Macroeconomic and Business Risks Matter?", Paper Provided by Boston College Department of Economics, No. 822.
- Baum C. F. A. Stephan & O. Talavera (2009), "The Effects of Uncertainty on the Leverage of Nonfinancial Firms", *Economic Inquiry*, Vol. 47, No. 2, PP. 216-225.
- Bhamra, H. S.; Kuehn, L. A. & I. A. Strebulaev (2010), "The Aggregate Dynamics of Capital Structure and Macroeconomic Risk", *Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 12, PP. 4187.
- Bond S. (2002), "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", *Portuguese Economic Journal*, Vol. 1, No. 2, PP. 141-162.
- Booth, L.; Aivazian, A. Demirguc & Maksimovic (2001), "Capital Structure in Developing Countries", *The Journal of Finance*, Vol. 1, PP. 87-130.
- Bradley, M., Jarrell, G. A. & E. H. Kim (1984), "On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence", *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, PP. 857-878.
- Brealey, R. A., & S. Myers (1981), *Principles of Corporate Finance*, Tata McGraw-Hill.
- Caglayan M. & A. Rashid (2013), "The Response of Firms' Leverage to Uncertainty: Evidence from UK Public Versus Non-Public Firms", *Economic Inquiry*, Forthcoming.
- Castanias, R. (1983), "Bankruptcy Risk and Optimal Capital Structure", *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 5, PP. 1617-1635.
- Chang X. & S. Dasgupta (2009), "Target Behavior and Financing: How Conclusive is the Evidence?", *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 4, PP. 1767-1796. & Vol. 49, PP. 197-213.
- Chen, H., (2010). "Macroeconomic Conditions and the Puzzles of Credit Spreads and Capital Structure", *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 6, PP. 2171-2212.
- Frank, M. Z. & V. K. Goyal (2009), "The Effect of Market Conditions on Capital Structure Adjustment", *Finance Research Letters*, Vol. 1, No. 1, PP. 47-55.
- Gaud Ph.; Jany, E.; Hoesli, M. & A. Bender (2003), "The Capital Structure of Swiss Companies: An Empirical Analysis, Using Dynamic Panel Data", University of Geneva Hautes Etudes Commerciales, Working Paper Series.
- Gertler, M. & R.G. Hubbard (1993), "Corporate Financial Policy, Taxation, and Macroeconomic Risk", *Rand Journal of Economics*, Vol. 24, No. 2, PP. 286-303.

- Hackbarth, D.; Miao, J. & E. Morellec (2006), "Capital Structure, Credit Risk and Macroeconomic Conditions", *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, No. 3, PP. 519-550.
- Harris, M. & A. Raviv (1991), "The Theory of Capital Structure", *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 1.
- Hovakimian, A. (2004), "The Role of Target Leverage in Security Issues and Repurchases", *Journal of Business*, Vol. 77, No. 4, PP. 1041-1071.
- Hovakimian, A. (2006), "Are Observed Capital Structures Determined by Equity Market Timing?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 41, No. 1, PP. 221-243.
- Huang, R. & J. R. Ritter (2009), "Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Apr, Vol. 44, No. 2, PP: 237-271.
- Jaffe, J. F. & R. Westerfield (1987), *Risk and the Optimal Debt Level. Modern Finance and Industrial Economics: Papers in Honour of*, Weston, Blackwell, Oxford, UK.
- Kale, J. R.; Noe, T. H. & G.G. Ramirez (1991), "The Effect of Business Risk on Corporate Capital Structure: Theory and Evidence", *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 5, PP. 1693-1715.
- Kayhan A. & S. Titman (2007), "Firm's Histories and Their Capital Structures". *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, No. 1, PP. 1-32.
- Kim W. S. & E. H. Sorensen (1986), "Evidence on the Impact of the Agency Costs of Debt on Corporate Debt Policy", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, No. 2, PP. 131-144.
- Lemmon M. L.; Roberts, M. R. & J. F. Zender (2008), "Back to the Beginning: Persistence and the Cross-Section of Corporate Capital Structure" *Journal of Finance*, Vol. 63, No. 4, PP. 1575-1608.
- Levy, A. & C. Hennessy (2007), "Why does Capital Structure Choice Vary with Macroeconomic Conditions?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 6, PP. 1545-1564.
- Modigliani, F. & M. H. Miller (1958), "The Cost of Capital Corporation Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review*, Vol. 48, No. 3, PP. 261-297.
- Mueller, E. (2008), "How Does -Owners' Exposure to Idiosyncratic Risk Influence the Capital Structure of Private Companies?", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 15, No. 2, PP. 185-198.
- Myers, S. C. (1977), "Determinants of Corporate Borrowing, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2, PP. 147-175.
- Myers, S. C. (1984), "The Capital Structure Puzzle", *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, PP. 575-592.
- Myers S. C. (2001), "Capital Structure", *Journal of Economic Perspective*, Vol. 15, No. 2.

- Myers, S. C. & N. S. Majluf (1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 2, PP. 187-221.
- Rajan, R. G. & L. Zingales (1995), "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence From. International Data", *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 5, PP. 1421-60.
- Rashid, A. (2013), "Risk and Financing Decision in the Energy Sector: an Empirical", *Energy Policy*, Vol. 59, PP. 792-799.
- Samuel, C. (1996), "The Stock Market as a Source of Finance: a Comparison of U. S. and Indian Firms", World Bank Policy Research, Working Paper 1592.
- Simerly, R. & M. Li (2000), "Environmental Dynamism, Capital Structure and Performance: Theoretical Integration and an Empirical Test", *Strategic Management Journal*, Vol. 21, PP.31- 49.
- Titman, S. & R. Wessels (1988), "The Determinants of Capital Structure Choice", *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 1, PP. 1-19
- Zhang, G.; Han, J.; Pan, Z. & H. Huang (2015), "Economic Policy Uncertainty and Capital Structure Choice: Evidence from China", *Economic Systems*, Available online June, 30.