بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال نهم– شماره (۳۲)– بهار ۱۴۰۰

این فصلنامه طبق نامه شماره ۳/۱۸/۱۰۲۴۰۱ مورخ ۱۳۹۵/۰۵/۱۸ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری از شماره تابستان ۱۳۹۵ با درجه علمی - پژوهشی منتشر می‌شود.

اعضای هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

عضو هیأت تحریریه	دانشگاه	رتبه علمی	رشته
علی اصغر انواری رستمی	دانشگاه تربیت مدرس	استاد	مدیریت مالی
رضا تهرانی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
رضا راعی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
ابوالفضل شاه‌آبادی	دانشگاه الزهرا	استاد	اقتصاد
ابراهیم عباسی	دانشگاه الزهرا	دانشیار	مالی و حسابداری
محمد اسماعیل فدایی نژاد	دانشگاه شهید بهشتی	دانشیار	مدیریت مالی
حسن قالیباف اصل	دانشگاه الزهرا	دانشیار	مدیریت مالی

فصلنامه‌ی راهبرد مدیریت مالی، نشریه‌ای است علمی-پژوهشی و با دسترسی آزاد که با رسالت توسعه‌ی دانش مالی در کشور، شناسایی مسائل مدیریت مالی سازمان‌های ایران و ارائه‌ی راهکار برای آن، مقاله‌های علمی-پژوهشی در حوزه‌ی مدیریت مالی را منتشر می‌کند. مقاله‌های ارسال‌شده پس از داوری تخصصی و در صورت تأیید هیئت تحریریه، به چاپ می‌رسند؛ و رسالت هدف فصلنامه‌ی علمی- پژوهشی راهبرد مدیریت مالی انتشار مقالات باکیفیت و تولید، اشاعه و معرفی یافته‌ها و نتایج پژوهش‌های علمی در حوزه مدیریت مالی مبتنی بر شناسایی راهبردها، رویکردها، الگوها، روش‌ها، تجربیات و نوآوری‌ها از بعد نظری، کاربردی و راهبردی در سطح کشور و یا پژوهش‌های بین‌المللی در حوزه بازار سرمایه، ایجاد انگیزه و تعامل بین پژوهشگران بازارهای مالی کشور است. همچنین انتشار نتایج پژوهش‌های علمی مراکز علمی- پژوهشی و دانشگاهی و اعضای هیئت‌علمی در راستای تقویت کارایی بازار سرمایه، تحلیل مسائل مدیریت مالی و انتشار مقالات استادان و دانشجویان تحصیلات تکمیلی دانشگاه الزهرا و سایر مراکز علمی و دانشگاهی در حوزه امور مالی و اوراق بهادار به‌ویژه معرفی راهبردها و فنون مدیریت مالی شرکت‌ها است.

این فصلنامه طبق نامه شماره ۳/۱۸/۱۰۲۴۰۱ مورخ ۱۸/۰۵/۱۳۹۵ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری از شماره تابستان ۱۳۹۵ با درجه علمی - پژوهشی منتشر می‌شود.

به‌منظور دسترسی آسان و جهانی به آخرین یافته‌های پژوهشی، این نشریه به‌عنوان یک نشریه دسترسی-آزاد پایه‌گذاری شده است. بااین‌وجود، نشریه هزینه‌ای برای بررسی، پردازش و انتشار مقالات علمی از نویسندگان و یا نهادها و سازمان‌های پژوهشی طلب نمی‌کند.

فصلنامه‌ی راهبرد مدیریت مالی به دو صورت چاپی و آنلاین منتشر می‌شود. این نشریه اصول اخلاقی (cope) را رعایت می‌کند.

حق نشر نشـریه با اسـتفاده از یکی از مجوزهای سی‌سی (CC or Commons Creative) به رسمیت شناخته می‌شود.Cc-By-NC-ND

- **کشور محل چاپ :** ایران

- **ناشر:** دانشگاه الزهرا
- **فرمت:** الکترونیکی
- **شاپای چاپی: ۲۳٤٥۳۲۱٤**
- **شاپای الکترونیکی: ۱۹٦۲-۲٥۳۸**
- **قابل‌دسترسی از:** magiran.com, noormags.ir, sid.ir, civilica.com
- **درصد پذیرش مقالات:** ۱۶٪
- **وضعیت چاپ:** الکترونیکی
- **نوبت‌های چاپ:** فصلنامه
- **دسترسی قبلی:** بلی
- **زبان مجله:** فارسی و انگلیسی (چکیده انگلیسی)
- **حوزه تخصصی:** مدیریت مالی
- **هزینه چاپ مقاله:** ۳۰۰۰۰۰۰ریال
- **نوع مجله:** علمی - پژوهشی
- **دسترسی رایگان و آزاد به مقالات:** بلی
- **نمایه شده:** بلی
- **نوع داوری:** داوری بسته و حداقل ۲ داور
- **زمان داوری:** حداقل ۱۰ هفته
- **ایمیل مجله: jfm@alzahra.ac.ir**

رسالت فصلنامه:

رسالت فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، پژوهش در حوزه بازار سرمایه، اوراق بهادار، ارتقا سطح آموزش‌های پژوهش محور با تاکید بر راهبردهای مدیریت مالی است.

اهداف فصلنامه:

تولید، اشاعه و معرفی یافته‌ها و نتایج پژوهش‌های علمی در حوزه مدیریت مالی مبتنی بر شناسایی راهبردها، رویکردها، الگوها، روش‌ها، تجربیات و نوآوری‌ها از بعد نظری، کاربردی و راهبردی در سطح کشور و یا تحقیقات بین‌المللی در حوزه بازار سرمایه، ایجاد انگیزه و تعامل بین پژوهشگران کشور می‌باشد. همچنین انتشار نتایج پژوهش‌های علمی مراکز علمی- پژوهشی و دانشگاهی و اعضای هیئت علمی در راستای تقویت کارایی بازار سرمایه، تحلیل مسائل مدیریت مالی و انتشار مقالات استادان و دانشجویان تحصیلات تکمیلی دانشگاه الزهرا و سایر مراکز علمی و دانشگاهی در حوزه امور مالی و اوراق بهادار به ویژه معرفی راهبردها و فنون مدیریت مالی شرکت‌ها می‌باشد.

محورهای مقالات:

۱. راهبردهای نوین تامین مالی
۲. ابزارهای مالی نوین و اوراق بهادار اسلامی
۳. نهادهای مالی در بازار اولیه و ثانویه
۴. تحلیل بازار سرمایه کشور و تحلیل‌گری مالی شرکت
۵. حقوق و مقررات مالی
۶. معرفی فنون نوین در راهبردهای مدیریت مالی شرکت‌ها
۷. برنامه‌ریزی مالی و بودجه‌ریزی شرکت‌ها
۸. سیاست‌ها و راهبردهای تقسیم سود
۹. گزارشگری مالی و راهبردهای نوین آن
۱۰. خط‌مشی‌گذاری و تصمیم‌گیری مالی و راهبردهای ساختار سرمایه
۱۱. ورشکستگی و انحلال شرکت‌ها
۱۲. راهبردهای تصاحب و ادغام شرکت‌ها

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

از تمامی استادان و پژوهشگران گرامی که مقاله‌های علمی- پژوهشی خود را برای چاپ به این فصلنامه ارسال می‌دارند تقاضا می‌شود، موارد زیر را در تنظیم مقاله مورد عنایت قرار دهند:

۱. شکل مقاله

برای تایپ مقاله به زبان فارسی، فقط از نرم افزار مایکروسافت آفیس نسخهٔ۲۰۰۷ به بالا در محیط ویندوز با امکانات فارسی استفاده کنید. اندازه کاغذ A۴ (۲۹۷×۲۱۰ میلی متر) انتخاب شود. کلیه صفحات باید دارای ۵/۵cm حاشیه از بالا و ۵/۵cm از پایین صفحه، و حاشیه ۴/۴cm از سمت راست و ۴/۴cm از سمت چپ باشند.

متن اصلی مقاله به صورت تک ستونی با قلم (فونت) (BNazanin ۱۱) تک فاصله (single space) تهیه شود. عنوان همهٔ بخش‌ها با قلم (۱۱BYagut) پررنگ و عنوان زیربخش‌ها با قلم ۱۱BYagut پررنگ تایپ شود. عنوان هر بخش یا زیربخش، با یک خط خالی فاصله از انتهای متن بخش قبلی تایپ و شماره‌گذاری شود. خط اول همهٔ پاراگراف‌ها باید دارای تورفتگی به اندازهٔ ۰/۷ cm باشد. عناوین بخش‌ها و زیربخش‌ها شماره گذاری شوند و شماره ۱ مربوط به اولین تیتر بعد از مقدمه است و خود مقدمه شماره ندارد.

مقاله ها صرفا از طریق سایت http://jfm.alzahra.ac.ir ارسال شود.

۲. ساختار مقاله

الف) صفحه جلد: شامل عنوان کامل مقاله، نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده عهده‌دار مکاتبات با علامت ستاره مشخص شود)، رتبه علمی و نام مؤسسه یا دانشگاه و یا محل اشتغال، نشانی کامل نویسنده عهده‌دار مکاتبات به‌صورت: نشانی پستی، شماره تلفن، نمابر و پست الکترونیک می‌باشد. در ضمن از القاب و عناوین استفاده نشود و فقط رتبه علمی و محل خدمت درج شود.

ب) صفحه اول: شامل عنوان و چکیده مقاله به زبان فارسی، موضوع مقاله، روش تحقیق، طرح بحث و نتیجه‌گیری (در مجموع ۲۰۰ کلمه) و واژه‌های کلیدی (تا ۵ واژه) باشد. چکیده حتماً دارای طبقه‌بندی JEL باشد.

ج) صفحه دوم تا انتها: شامل بیان مسئله (طرح مسئله، هدف یا انگیزه پژوهش و اهمیت آن)؛ مروری بر پیشینه پژوهش و چارچوب نظری، پرسش‌ها و فرضیه‌های پژوهش؛ روش پژوهش (روش پژوهش، ابزار گردآوری اطلاعات، فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات، تعریف متغیرهای مورد مطالعه و تعریف عملیاتی آن‌ها، جامعه آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛ یافته‌های پژوهش (ارائهٔ یافته‌ها، مقایسه آن با یافته‌های پژوهش‌های مذکور در پیشینه و انطباق یافته‌ها با نظریه‌ها)؛ نتیجه‌گیری (خلاصه مسئله، ارایه خلاصه نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارایه پیشنهادها بر مبنای نتایج و در صورت لزوم پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی با توجه به محدودیت‌های پژوهش یا چگونگی توسعه پژوهش حاضر)؛ فهرست منابع.

۳. ارجاع‌های درون متنی

ارجاع‌های فارسی در متن مقاله باید داخل پرانتز قرار گیرد و به صورت (نام خانوادگی، سال، صفحه) باشد. ارجاع‌های انگلیسی نیز باید به فارسی در متن آورده شود و معادل انگلیسی آن پی‌نوشت شود. توضیحات لازم درباره اصطلاح‌ها و معادل‌های انگلیسی نیز در پی‌نوشت درج شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله‌ها.

۴ . منابع

ابتدا منابع فارسی سپس انگلیسی به ترتیب حروف الفبای نام خانوادگی به شرح زیر آورده شود:

الف) کتاب: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). نام کتاب با حروف ایتالیک، نام مترجم، محل انتشار، نام انتشارات.

ب) مقاله: نام خانوادگی، نام. (تاریخ انتشار). «عنوان مقاله داخل گیومه». نام نشریه با حروف ایتالیک، دوره (جلد)، محل انتشار، شماره صفحه.

ج) گزارش‌ها و سایر منابع (اطلاعات کافی و کامل)

۵. عنوان نمودارها و جداول

عنوان جداول در بالای آنها و عنوان نمودارها در زیر هر نمودار درج شود. برای شماره‌گذاری از شماره ۱ (عددی) تا ... استفاده شود.

۶. سایر موارد

- مقاله‌های فرستاده شده نباید در مجله‌های فارسی زبان داخل و خارج کشور چاپ یا به صورت همزمان به مجله دیگری ارسال شده باشد.
- فصلنامه از پذیرش مقالاتی که موارد شکلی و ساختاری یاد شده در راهنما را رعایت نکرده باشد، معذور است.
- فصلنامه در ویرایش مقاله‌ها، بدون تغییر در محتوای آن آزاد است و مقالات رسیده عودت داده نمی‌شود.
- مسئولیت صحت و سقم مطالب مقاله به عهده نویسنده است.
- فایل ورد را به زبان انگلیسی نام گذاری کنید. این نام باید شامل نام خانوادگی نویسنده اول و تاریخ ارسال مقاله باشد.
- مقاله‌های ارسال شده پس از داوری تخصصی و در صورت تایید هیئت تحریریه، به چاپ می‌رسد.

فهرست مطالب

عنوان	نویسنده	صفحه
تأثیر نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی بر شاخص حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران	علی‌اصغر انواری رستمی سامان رحمانی نوروزآباد کرم خلیلی اسفندیار محمدی	۱-۲۴
بررسی استراتژی تخصیص سهام بر اساس رویکرد ریسک برابر	مریم دولو حبیب اله فدائی مولودی علی صفری طاهرخانی	۲۵-۵۳
آزمون اثربخشی تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد در بورس اوراق بهادار تهران	محمدرضا نیک‌بخت معصومه صابرماهانی مصطفی دلدار	۵۵-۷۸
سنجش میزان شدت تبعیت از نظریه گام تصادفی در شاخص‌های صنایع مختلف بورس تهران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ	سعید تاجدینی رضا تهرانی عزت اله عباسیان سید مجتبی میرلوحی	۷۹-۹۲
رویداد پژوهی اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران	حسن قالیباف اصل هادی قره باغی زهرا رحیمی	۹۳-۱۱۴
پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در فرابورس و بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ماشین بردار پشتیبان	محمد نمازی شهلا ابراهیمی	۱۱۵-۱۳۲
تأثیر تضاد مالکانه بر رابطه بین انعطاف‌پذیری مالی با شدت سرمایه-گذاری و تقسیم سود	سید علی واعظ رحیم بنابی قدیم ساناز قاسمی	۱۳۳-۱۵۴
بررسی عملکرد مدل هیبریدی در ارزیابی ریسک نکول شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران	احمد نبی زاده مازیار بهرامی	۱۵۵-۱۷۶
تعیین الگوی غالب ساختار سرمایه در صنعت خودرو و ساخت قطعات	رویا منعم حمیدرضا وکیلی‌فرد فریدون رهنمای رودپشتی هاشم نیکومرام	۱۷۷-۲۰۲
نقش کیفیت سود در برآورد ریسک اعتباری	رضا دانشور بنداری ابوالقاسم مسیح آبادی محمدرضا شورورزی	۲۰۳-۲۲۴

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۲۴-۱

تأثیر نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی بر شاخص حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران[۱]

سامان رحمانی نوروزآباد[۲]، علی‌اصغر انواری رستمی[۳]، کرم خلیلی[۴] و اسفندیار محمدی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۲۹

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی بر شاخص حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. روش مورد استفاده در این پژوهش روش توصیفی- همبستگی می‌باشد. نمونه پژوهش با استفاده از روش حذف سیستماتیک و با اعمال محدودیت‌ها، تعداد ۱۸۰ شرکت طی سال‌های (۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶) انتخاب شد. فرضیه‌ها با تکنیک آماری رگرسیون چند متغیره داده‌های تلفیقی (تابلویی) مورد آزمون قرار گرفته‌اند. تجزیه‌وتحلیل اطلاعات جمع‌آوری شده و آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی تأثیر معناداری بر شاخص حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت دارد ولی شاخص حاکمیت شرکتی تأثیر معناداری بر ارزش شرکت ندارد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، پیشنهاد می‌گردد مدیران واحدهای تجاری چنانچه به دنبال عوامل مؤثر بر افزایش ساختار سرمایه می‌باشند، زمینه‌های تقویت کیفیت حاکمیت شرکتی را به‌صورت جدی در واحدهای تجاری تحت کنترل خود فراهم آورند؛ زیرا این امر موجب انتخاب ساختار سرمایه بهینه می‌گردد.

واژگان کلیدی: تأمین مالی برون‌سازمانی، حاکمیت شرکتی، ارزش شرکت.

طبقه‌بندی موضوعی: *D ۹۲, G ۳٤*

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۶۸۱۹,۲۱۲۶

۲. دکتری مدیریت مالی، واحد ایلام، دانشگاه آزاد اسلامی، ایلام، ایران، **Email:**saman.rahmani۷@yahoo.com

۳. استاد مالی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**anvary@modares.ac.ir

۴. استادیار گروه مدیریت، واحد ایلام، دانشگاه آزاد اسلامی، ایلام، ایران، **Email:**karam.khalili@yahoo.com

۵. دانشیار گروه مدیریت بازرگانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران، **Email:**e.mohamadi@ilam.ac.ir

مقدمه

ساختار سرمایه به‌عنوان مهم‌ترین پارامتر مؤثر بر ارزش‌گذاری شرکت‌ها و برای جهت‌گیری آن‌ها در بازار سرمایه مطرح است. محیط متحول و متغیر کنونی، درجه‌بندی شرکت‌ها را از لحاظ اعتباری تا حدودی به ساختار سرمایه آن‌ها منوط ساخته است. این امر برنامه‌ریزی استراتژیک آنان را به انتخاب منابع مؤثر بر هدف حداکثر سازی ثروت سهامداران نزدیک کرده است. همچنین سیاست تأمین مالی شرکت به‌شدت تحت تأثیر مشکلات نمایندگی شرکت قرار دارد. استدلال چنین است که سیستم حاکمیت شرکتی با کیفیت بالا سبب کاهش تنش میان مدیر و مالک می‌گردد و به همین جهت، باعث افزایش تمایل شرکت به تأمین مالی از روش‌هایی می‌شود که کمترین هزینه و بالاترین منفعت برای سهامداران را دارند. شیوه‌های حاکمیت شرکتی خوب به افزایش ارزش و عملکرد شرکت کمک می‌کند. همچنان‌که حاکمیت شرکتی قوی‌تر می‌شود از هزینه‌های که بر دوش صاحبان سهام است کم شده و سبب افزایش تمایل سرمایه گذاران به سرمایه‌گذاری وجوه‌شان در شرکت می‌گردد. همچنین حاکمیت شرکتی خوب و با کیفیت، هزینه تأمین مالی را نیز کاهش می‌دهد (اقبال و همکاران[۱]، ۲۰۱۹). اولین و ارزان‌ترین گزینه برای تأمین مالی اول سود انباشته می‌باشد، پس از آن بدهی و به‌عنوان آخرین راه‌حل، صدور سهام می‌باشد. هزینه تأمین مالی برون‌سازمانی (در صورت عدم تقارن اطلاعات) بالاتر از هزینه وجوه داخلی[۲] است. شرکت‌های با تأمین مالی برون‌سازمانی، از فرصت‌های سرمایه‌گذاری که برای آن‌ها در دسترس است استفاده می‌کنند. این امر باعث می‌شود که شرکت‌ها با استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودمند شیوه‌های حاکمیت شرکتی را بهبود بخشند و در نتیجه ارزش خود را افزایش دهند (رانجان داش و رئیتاتا[۳]، ۲۰۱۹). نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی تأثیرات بسیار مهمی بر حاکمیت شرکتی دارد، اساساً به این دلیل که تأمین مالی برون‌سازمانی می‌تواند بسیار پرهزینه باشد و این به دلیل وجود اطلاعات نامتقارن است. همچنین نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی می‌تواند مشوق‌هایی برای شرکت‌ها برای بهبود شیوه‌های حاکمیت شرکتی به دنبال داشته باشد (چن و همکاران[۴]، ۲۰۱۰). با توجه به رابطه بین نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی، ارزش شرکت و حاکمیت شرکتی، استدلال می‌شود که سطح بالایی از تأمین مالی برون‌سازمانی، ساختارهای حاکمیت شرکتی شرکت‌ها را تقویت می‌کند (النجار و النجار[۵]، ۲۰۱۷). شرکت‌ها با شیوه‌های حاکمیتی خوب در موقعیتی هستند که بتوانند هزینه‌های تأمین مالی برون‌سازمانی را کاهش دهند و از این‌رو ارزش شرکت را افزایش دهند. دامنه وسیعی از شواهد تجربی مؤید این واقعیت هستند که شرکت‌هایی که دارای حاکمیت بهتری هستند از ارزش بازاری بالاتری برخوردارند (مهربانی و دادگر، ۱۳۹۲). مکانیسم‌های مناسب حاکمیت شرکتی می‌تواند به‌عنوان یک راه‌حل برای کاهش هزینه‌های سرمایه‌ای که مربوط به تأمین مالی برون‌سازمانی است، باشد. از این‌رو، فرصت‌های تأمین مالی برون‌سازمانی با روش‌های خوب حاکمیت شرکتی می‌تواند ارزش شرکت را تحت تأثیر قرار دهد (رضایی و ناظمی، ۱۳۹۸). بهبود حاکمیت شرکتی یکی از عوامل اصلی

---

۱. Iqbal et al.
۲. Cost of Internal Funds
۳. Ranjan Dash & Raithatha
٤. Chen et al.
٥. Al-Najjar & Al-Najjar

موفقیت در جذب منابع جدید سرمایه می‌باشد. عموماً افراد نسبت به سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های اقتصادی دارای راهبری شرکتی ضعیف دچار تردید هستند (رضایی و ناظمی، ۱۳۹۸).

با توجه به اینکه تأثیر تأمین مالی برون‌سازمانی بر حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت موردبحث و سنجش قرار نگرفته است. بنابراین در پژوهش سؤال این است که تا چه اندازه نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی بر شاخص حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت مؤثر می‌باشد؟

مبانی نظری پژوهش

تأمین مالی برون‌سازمانی

تأمین مالی، هنر و علم مدیریت وجه نقد است. هدف از تأمین مالی، سرمایه‌گذاری، سودآوری، کاهش ریسک و برطرف کردن نیازهای اقتصادی و اجتماعی بنگاه است. سود ناشی از کسب کار بنگاه، از عوامل مهم تداوم فعالیت بنگاه اقتصادی تلقی گردیده و منبع مهمی برای تأمین مالی فعالیت‌های عملیاتی بنگاه در آینده است. منابع تأمین مالی بر اساس سیاست تأمین مالی شرکت‌ها به دو دسته قابل تقسیم است:

- تأمین مالی درون‌سازمانی (شامل جریان‌های نقدی حاصل از عملیات، وجوه حاصل از فروش دارایی‌های ثابت می‌باشد).
- تأمین مالی برون‌سازمانی (شامل استقراض و انتشار سهام می‌باشد) (النجار و النجار، ۲۰۱۷).

حاکمیت شرکتی

می‌توان گفت حاکمیت شرکتی به چگونگی اداره و کنترل شرکت‌ها به‌ویژه نقش هیئت‌مدیره در این رابطه پرداخته و چارچوب یک نظام پاسخگویی مؤثر را بیان می‌کند. حاکمیت شرکتی موضوعی چندبعدی است. یکی از درون‌مایه‌های مهم در حاکمیت شرکتی با حسابداری و مدیریت مالی سروکار دارد و به‌گونه‌ای اصولی از به‌کارگیری سیاست‌ها و مکانیسم‌هایی حمایت می‌کند که از رفتار درست اطمینان حاصل کرده و سهامداران را پشتیبانی کند. یک عنصر اصلی دیگر، دیدگاه کارایی اقتصادی است که سیستم حاکمیت شرکتی از راه آن باید هدف‌های اقتصادی را با در نظر گرفتن دقیق ثروت سهامداران، بهبود بخشد. دیدگاه های دیگری هم در زمینه حاکمیت شرکتی وجود دارد که ازجمله آن‌ها می‌توان به دیدگاه ذینفعان اشاره کرد که حسابرسی و توجه بیشتری را به ذینفعان طلب می‌کند (قوما و همکاران[۱]، ۲۰۱۸).

ارزش شرکت

معیار کیوتوبین[۲] در دهه ۱۹۷۰ مطرح و در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ به‌طور گسترده توسط مورد استفاده قرار گرفت. نسبت کیوتوبین توسط پروفسور جیمز توبین[۳] در تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادی

---

۱. Ghouma et al
۲. Tobin-Q
۳. James Tobin

کلان به‌منظور پیش‌بینی آینده فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به وجود آمد هدف توبین برقراری یک رابطه علت و معلولی بین شاخص کیو و میزان سرمایه‌گذاری انجام‌شده به‌وسیله شرکت بود. نسبت کیوتوبین ازجمله معیارهای تلفیقی است که مبتنی بر اطلاعات حسابداری و اطلاعات بازار بوده است که به اعتقاد پژوهشگران زیادی به‌عنوان بهترین معیار برای سنجش عملکرد و ارزش شرکت می‌باشد (صراف و همکاران، ۱۳۹۷).

مروری بر پیشینه پژوهش

مطالعات متعددی عوامل مؤثر بر ارزش شرکت، به‌ویژه عوامل سطح شرکت را موردبررسی قرار داده‌اند. چنین عواملی عبارت‌اند از: اندازه شرکت[۱]، سودآوری[۲]، بدهی[۳] و فرصت‌های سرمایه‌گذاری[۴]. اگراول و نوبر[۵] (۱۹۹۶) دریافتند که درصد بالایی از مالکیت درونی[۶] به افزایش ارزش شرکت کمک می‌کند. شواهد دیگر از ارزش شرکت و حاکمیت شرکتی توسط ببچوک و همکاران[۷] (۲۰۰۹) ارائه‌شده است. آن‌ها یک رابطه مثبت بین شاخص حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت را مستند می‌کنند که نشان می‌دهد شرکت‌هایی با شاخص حاکمیت بهتر، احتمالاً عملکرد شرکت‌شان را بهبود می‌بخشند. آن‌ها معتقدند که سطح بدهی پایین‌تر ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. گوپتا و همکاران[۸] (۲۰۰۹) ارتباط احتمالی بین حاکمیت شرکت‌ها و ارزش شرکت را بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها هیچ ارتباطی بین شاخص حاکمیت (یا زیر شاخه‌های آن) و ارزش شرکت پشتیبانی نمی‌کند. دادگر و نادری[۹] (۲۰۱۰)، حاکمیت شرکتی خوب را در بازار سرمایه کشورهای مسلمان بررسی کردند. کار این دو بر اساس الگویی است که بانک جهانی در مورد حاکمیت شرکتی ارائه کرده است. برای این کار ده کشور مسلمان و ده کشور غیر مسلمان را در نظر می‌گیرند. از مهم‌ترین فرضیات آن‌ها این است که حاکمیت شرکتی منجر به بهبود عملکرد بازار سرمایه می‌شود که نتایج حاصله این فرضیه را تائید می‌کند. چن و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند که ارزش‌گذاری شرکت است که به شیوه‌های حاکمیت شرکتی تأثیر می‌گذارد و نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی به تقویت نفوذ کیفیت شیوه‌های حاکمیت شرکتی بر ارزش شرکت می‌انجامد. بوزک و بوزک[۱۰] (۲۰۱۰) رابطه بین حاکمیت شرکت و هزینه سرمایه را به‌عنوان واسطه‌ای برای ارزش شرکت بررسی می‌کنند. تجزیه‌وتحلیل آن‌ها شواهد محکمی را نشان می‌دهد که با افزایش کیفیت حاکمیت شرکتی، هزینه سرمایه کاهش می‌یابد. وی‌وک و همکاران[۱۱] (۲۰۱۲)، میزان اثربخشی حاکمیت شرکتی و تأثیر آن بر تأمین مالی را با استفاده از نمونه‌ای بالغ بر ۲۰۰۰ سهام منتشر شده و بدهی

---

۱. Firm Size
۲. Profitability
۳. Debt
٤. Investment Opportunities
٥. Agrawal and Knoeber
٦. Insider Ownership
۷. Bebchuk et al.
۸. Gupta et al.
۹. Dadgar & Naderi
۱۰. Bozec and Bozec
۱۱. Vivek et al.

ایجادشده در ایالت متحده طی سال‌های ۱۹۹۸ الی ۲۰۰۶ با فرض انتخاب تأمین مالی از طریق سهام در مقایسه با تأمین مالی از طریق ایجاد بدهی را بررسی نمودند یافته‌های پژوهش نشان داد میزان این ارتباط در شرکت‌های کوچکی که عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیر و مالک وجود دارد بیشتر مشهود است و شرکت‌ها با سیستم نظارت قوی تأمین مالی از طریق سهام را نسبت به ایجاد بدهی ترجیح می‌دهند. سیگجیان و همکاران[۱] (۲۰۱۳)، حاکمیت شرکتی، کیفیت گزارشگری و ارزش شرکت را بررسی کردند. یافته‌ها ارتباطات مثبت بین حاکمیت شرکتی و پراکندگی‌های مختلف ارزش شرکت را نشان می‌دهد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که نظارت بهتر حاکمیت شرکتی را به اجرا می‌گذارند ارزش‌های بالاتری دارند. سیدیکو[۲] (۲۰۱۵) ارتباط بین حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت را بررسی کرد. نتایج بیانگر آن است که مکانیسم حاکمیت شرکتی برون‌سازمانی تأثیر مؤثری بر عملکرد شرکت دارد. ریپامونتی و کایو[۳] (۲۰۱۶)، در پژوهشی با عنوان حاکمیت شرکتی و ساختار سرمایه در برزیل، به بررسی رابطهٔ بین حاکمیت شرکتی و ساختار سرمایه در برزیل پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که بهبود کیفیت حاکمیت شرکتی بر هر دو بخش حقوق صاحبان سهام و بدهی در ساختار سرمایه مؤثر است. اگراول و همکاران (۲۰۱۶) این سؤال را مطرح می‌کنند که آیا اعمال حاکمیت شرکتی ارزش‌های بلندمدت شرکت و فرهنگ حاکمیتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ نتایج نشان می‌دهد که مجوزهای حاکمیت شرکتی می‌تواند شکاف بین ارزش شرکت‌های ضعیف و خوب را کاهش دهد، اما از بین نمی‌برد. کانلی و همکاران (۲۰۱۷)، ارتباط بین توسعه اقتصادی، حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت را بررسی کردند. نتایج حاکی از ارتباط مثبت بین حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت است. این یافته نشان می‌دهد که توسعه مالی و اقتصادی نقش مهمی را در افزایش مزایای حاکمیت شرکت‌ها در بازارهای نوظهور ایفا می‌کند. النجار و النجار (۲۰۱۷) رابطه بین تأمین مالی برون‌سازمانی و ارزش شرکت را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن بود که بین تأمین مالی برون‌سازمانی و ارزش شرکت رابطه مثبتی وجود دارد. به‌علاوه، اندازه شرکت و سودآوری به‌طور مثبتی با ارزش شرکت در ارتباط است. گلوریا و مانتوانی[۴] (۲۰۱۷) در پژوهشی به نام ترکیب سهامداران و مکانیسم حکمرانی شرکتی می‌تواند به عملکرد شرکت کمک کند؟ به بررسی رابطهٔ بین ویژگی‌های مالکیت شرکت و سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر عملکرد شرکت پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد در شرکت‌های با مالکیت خصوصی، رابطهٔ معناداری میان سازوکارهای حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت وجود ندارد، اما در شرکت‌های بزرگ بین این دو، رابطهٔ قوی و معناداری برقرار است. آسانت‌دارکو[۵] و همکاران (۲۰۱۸)، ساختارهای حاکمیتی، نگهداشت وجه نقد و ارزش شرکت در بورس اوراق بهادار غنا را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که ارتباط معناداری بین اندازه هیئت‌مدیره و ارزش شرکت وجود ندارد. بات و همکاران[۶] (۲۰۱۸) رابطه حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت را در شرکت‌های دولتی و غیردولتی پاکستان بررسی کردند. یافته‌های نشان می‌دهد که استقلال هیئت‌مدیره رابطه معنی‌دار و مثبتی با ارزش

---

۱. Siagian et al.
۲. Siddiqui
۳. Ripamonti & Kayo
٤. Geloriya & Mantovani
٥. Asante-Darko et al.
٦. Bhat et al.

شرکت فقط برای شرکت‌های دولتی دارد. ژسوپوا و همکاران[1] (۲۰۱۸)، حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت را در شرایط عدم ثبات اقتصادی بررسی کردند. بر اساس تحلیل همبستگی و رگرسیون، پژوهشگران دریافتند که هیچ دلیلی وجود ندارد که روابط قوی بین حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت در شرایط عدم ثبات اقتصادی وجود داشته باشد. یافته‌های قوما و همکاران[2] (۲۰۱۸)، حاکی از کاهش استفاده از اوراق بدهی برای بهبود کیفیت کلی شاخص حاکمیت شرکتی اشاره دارد. وقتی تأثیر هر یک از زیر شاخص‌های حاکمیت شرکتی را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار دادند، دریافتند که فقط کیفیت ترکیب و ساختار هیئت‌مدیره و همچنین کیفیت افشای اطلاعات برای دارندگان اوراق بهادار مهم است. همچنین آنان دریافتند که دارندگان اوراق قرضه، هیئت‌مدیره را از نظر ترکیب و ساختار قوی‌تری ارزیابی می‌کنند زیرا هیئت‌مدیره می‌تواند مشکلات نمایندگی را کاهش دهد و همچنین توجه ویژه‌ای به کیفیت سیاست‌های افشای بنگاه‌ها برای کاهش عدم تقارن اطلاعات می‌دهند. علاوه بر ترکیب هیئت‌مدیره و زیر شاخص‌های افشاگری، بین زیر شاخص حقوق سهامداران و هزینه بدهی رابطه منفی معنی‌داری وجود دارد. اقبال و همکاران (۲۰۱۹)، عملکرد مالی و حاکمیت شرکتی در مؤسسات تأمین مالی خرد در آسیا را بررسی کردند. نتایج ماهیت درون‌زای حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی را تائید می‌کند. نتیجه نشان داد که سودآوری و پایداری مؤسسات تأمین مالی خرد با شیوه‌های راهبری خوب بهبود می‌یابد و مؤسسات تأمین مالی خرد سودآور و پایدار دارای سیستم‌های حاکمیت بهتری هستند. رانجان داش رئیتاتا (۲۰۱۹)، رابطه حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت را بررسی کردند. نتایج نشان داد که حاکمیت شرکتی عملکرد شرکت را بهبود می‌بخشد.

مدرس و فعلی (۱۳۷۸) رابطه نظام راهبری شرکتی با ارزش شرکت را موردمطالعه قرار دادند. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد بین شاخص‌های موردمطالعه (سهامداران نهادی و وجود مدیران غیرموظف) و ارزش شرکت رابطه معناداری وجود دارد. نتایج این پژوهش همسو با پژوهش‌های مشابه از این دیدگاه پشتیبانی می‌کند که وجود سهامداران نهادی و وجود مدیران غیرموظف در هیئت‌مدیره شرکت‌ها، ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. خدادادی و تاکر (۱۳۹۱) تأثیر ساختار حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. یافته‌ها حاکی از آن بود که ساختار حاکمیت شرکتی با ارزش شرکت و عملکرد آن دارای رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری است. معین‌الدین و همکاران (۱۳۹۳) تأثیر نظام حاکمیت شرکتی بر رابطه بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت را بررسی کردند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که حاکمیت شرکتی نقش میانجی در رابطه بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت ندارد و همچنین بین حاکمیت شرکتی با ارزش شرکت و ساختار سرمایه رابطه معناداری وجود دارد. زارعی و عبدالله زاده شقاقی (۱۳۹۷)، رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات و تأمین مالی خارجی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با توجه به نقش تعدیلگر رشد شرکت و ساختار مالکیت را بررسی کردند. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش حاکی از آن است که کیفیت افشای اطلاعات بر تأمین مالی برون‌سازمانی تأثیر مثبت و معناداری دارد؛ همچنین طبق نتایج، متغیر رشد شرکت بر رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات و تأمین مالی برون‌سازمانی شرکت‌ها تأثیر مثبت و معناداری دارد. در ادامه طبق یافته‌های پژوهش، متغیر مالکیت نهادی بر رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات و تأمین مالی برون‌سازمانی تأثیر مثبت و معنادار دارد و متغیر تمرکز مالکیت بر رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات و تأمین مالی برون‌سازمانی تأثیر مثبت و معناداری دارد. فتاحی نافچی و خواجه‌وند کاجی (۱۳۹۷)، تأثیر سن شرکت بر ارتباط بین حاکمیت شرکتی و ساختار سرمایه

---

۱. Zhussupova et al.
۲. Ghouma et al.

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که حاکمیت شرکتی دارای ارتباط مثبتی با هم می‌باشند و سن شرکت با حاکمیت شرکتی ارتباط منفی و معناداری دارد اما با ساختار سرمایه و ارتباط حاکمیت شرکتی و ساختار سرمایه ارتباط معناداری ندارد. در پژوهش حاضر برای سنجش شاخص حاکمیت شرکتی از چهار مؤلفه و شانزده شاخص استفاده شده است که اکثر پژوهش‌های انجام‌شده در این رابطه از شاخص‌های کمتری برای سنجش این متغیر استفاده کرده‌اند.

فرضیه‌های پژوهش

تأمین مالی برون‌سازمانی و حاکمیت شرکتی

بیشتر مطالعات تجربی حاکمیت شرکتی با رابطه بین مدیران و مالکان سروکار داشته‌اند. مدیران، به‌عنوان نماینده مالکان، انگیزه‌هایی برای پیگیری منافع خود دارند که در بیشتر موارد مغایر با منافع اصلی است. حاکمیت شرکت با هماهنگی منافع این دو بازیگر، به کاهش مشکلات نمایندگی کمک می‌کند. مکانیسم‌های مختلف مدیریتی برای دستیابی به آن هدف از قبیل هیئت‌مدیره، انتخاب حسابرس، ساختار مالکیت و غیره طراحی شده است. علیرغم رشد فزاینده بازارهای بدهی داخلی و بین‌المللی، فقط معدود مطالعات تأثیر تأمین مالی را بر کیفیت حاکمیت شرکتی بررسی کرده‌اند. ارزیابی چنین ارتباطی مطمئناً نقش مهمی را که بازیگران مختلف در بازارهای بدهی شرکت می‌توانند در شکل‌گیری حاکمیت شرکتی داشته باشند، نشان می‌دهد (قوما و همکاران، ۲۰۱۸). اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره هسته اصلی هیئت‌مدیره را در حاکمیت شرکتی مدرن تشکیل می‌دهد. اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره در افزایش توانایی شرکت در دستیابی به اعتماد سرمایه‌گذاران خارجی، نقش اساسی ایفا می‌کنند و این ریسک مربوط به واحد تجاری را کاهش داده و توانایی آن را در دستیابی به وجوه افزایش می‌دهد. هرچه تعداد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره بیشتر باشد منجر به نسبت‌های اهرمی بالاتر می‌شود

فرضیه اول: بین شاخص حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت رابطه وجود دارد.

تأمین مالی برون‌سازمانی و ارزش شرکت

تعیین ارزش شرکت، از دسته عوامل مهم در فرایند سرمایه‌گذاری است. ارزش هر شرکت با توجه به ارزش سهام آن تعیین می‌شود. از این‌رو سرمایه‌گذار با توجه به ارزش شرکت، اولویت خود را در سرمایه‌گذاری مشخص می‌کند. از دسته عوامل مؤثر بر ارزش سهام شرکت، تأمین مالی است.

فرضیه دوم: بین نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی و ارزش شرکت رابطه وجود دارد.

حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت

حاکمیت شرکتی مجموعه سازوکارهایی است که موجب تصمیم‌گیری مدیران در جهت حداکثرسازی ارزش شرکت برای مالکان می‌شود. اجرای نظام حاکمیت شرکتی می‌تواند موجب اختصاص بهینه منابع و ارتقای شفافیت اطلاعات منتشر شده توسط شرکت و درنهایت رشد و توسعه اقتصادی شود (فتاحی نافچی و خواجه‌وند کاجی، ۱۳۹۷). مدیران به‌عنوان نمایندگان سهامداران، می‌توانند فعالیت‌های را انجام دهند که

منجر به کاهش ارزش بنگاه شود. به‌عنوان‌مثال، مدیران می‌توانند با پیروی از راهبردی که جایگزین کردن آن‌ها بسیار پرهزینه است، خود را به دام بیندازند مانند انجام قراردادهای اقتصادی و سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی که آن‌ها بدون در نظر گرفتن تأثیر آن بر ارزش شرکت، این قراردادها را عملی می‌کنند. همچنین گزارش شده که مدیران، به دلیل اطلاعات برتر، قادر به استفاده از اختیار و قضاوت خود در گزارش اطلاعات مالی هستند. چنین فعالیت‌های مدیریتی فرصت‌طلبانه، درحالی‌که گمراه‌کننده هستند، تشخیص یا اثبات آن بسیار دشوار است. استدلال می‌شود که بین شاخص حاکمیت شرکتی و کیو توبین[1] رابطه مثبت وجود دارد. ببچوک و همکاران (۲۰۰۹) شواهدی ارائه می‌دهند که شاخص جبهه‌گیری[2] شرکت به‌طور کامل رابطه بین ارزش شرکت و شاخص حاکمیتی را نشان می‌دهد. کرمرز و نیر[3] (۲۰۰۵) دریافتند که شاخص حاکمیت شرکتی مانع از عملکرد شرکت و ارزش‌گذاری می‌شود.

فرضیه سوم: بین نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی و شاخص حاکمیت شرکتی رابطه وجود دارد.

چارچوب مفهومی پژوهش

چارچوب مفهومی پژوهش بر اساس مطالعات کاسپار (۲۰۰۷)؛ چن و همکاران (۲۰۱۰)؛ بوزک و بوزک (۲۰۱۰)؛ النجار و النجار (۲۰۱۷) و (صراف و همکاران، ۱۳۹۷) تدوین شده است.

نمودار ۱. چارچوب مفهومی پژوهش

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش‌های کاربردی است که با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و مدل‌های اقتصاد سنجی صورت گرفته است. فرضیه‌های پژوهش بر اساس داده‌های ترکیبی آزمون شده است و تحلیل‌های آماری به کمک نرم‌افزار Eviews انجام‌شده است.

---

۱. Q Tobin’s
۲. Firm Entrenchment Index
۳. Cremers and Nair

داده‌های مورد نیاز این پژوهش از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های، بورسی، بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین و سایت‌های بورسی جمع‌آوری شده است. همچنین به‌منظور آزمون فرضیه‌ها، از مدل مطالعه النجار و النجار (۲۰۱۷)، استفاده شده است. نمونه آماری پژوهش با توجه به معیارهای ذیل انتخاب شد:

- سال مالی شرکت موردبررسی، منتهی به پایان اسفندماه باشد.
- قبل از سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.
- فعالیت اصلی شرکت سرمایه‌گذاری، بانکداری، لیزینگ و نهادهای مالی نباشد.
- طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ سال مالی خود را تغییر نداده باشد.
- اطلاعات مالی شرکت موردبررسی در دسترس باشد.

نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی

نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی به‌عنوان تأمین مالی بیرونی نیز تعریف می‌شود. این عامل در مطالعات تجربی قبلی مانند چن و همکاران (۲۰۱۰) و النجار و النجار (۲۰۱۷) مورد اشاره قرار گرفته است. النجار و النجار (۲۰۱۷) استدلال می‌کنند که فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور، تأمین مالی برون‌سازمانی بیشتری را تولید می‌کنند. بنابراین، شرکت‌هایی که فرصت‌های مالی بیشتری را در اختیار دارند، تمایل به حاکمیت شرکتی بهتر دارند. همه این مطالعات نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی را به‌عنوان تفاوت نرخ رشد سالانه و نرخ رشد پایدار تعریف می‌کنند. نرخ رشد پایدار به‌عنوان نسبت (ROE / ۱- ROE) محاسبه می‌شود.

رابطه ۱) نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی = نرخ رشد سالانه − نرخ رشد پایدار

رابطه ۲) $\text{نرخ رشد سالانه} = \text{ROIC} \times \text{IR}$

رابطه ۳) $$\text{ROIC} = \frac{\text{NOPLAT}}{\text{IC}}$$

رابطه ۴) $$\text{ROIC} = \frac{\text{NOPLAT}}{\text{IC}}$$

رابطه ۵) $$\text{NOPLAT} = \text{NOP} - [\text{TAX} + \text{T}(\text{NOE} - \text{NOI})]$$

رابطه ۶) $$\text{IC} = \text{NCA} + \text{WC}$$

رابطه ۷) $$\text{IC} = \text{IR} = \frac{\Delta\text{WC} + \Delta\text{NCA} + \text{Dep}}{\text{NOPLAT} + \text{NCE} + \Delta\text{C} + \Delta\text{D}}$$

رابطه ۸) $$\text{نرخ رشد پایدار} = \frac{ROE}{۱ - ROE}$$

در رابطه بالا داریم:

ROIC: بازده سرمایه به‌کاررفته

NOPLAT: سود خالص عملیاتی منهای مالیات تعدیلی

IC: سرمایه به‌کاررفته

TAX: مالیات

T: نرخ مالیات شرکت

NOE: هزینه‌های غیرعملیاتی

NOI: درآمدهای غیرعملیاتی

NCA: دارایی‌های جاری غیرعملیاتی

WC: سرمایه در گردش عملیاتی

IR: نرخ سرمایه‌گذاری

Dep: استهلاک

NCE: هزینه استهلاک

ΔC: تغییر در سرمایه شرکت

ΔD: تغییر در تسهیلات مالی دریافتی کوتاه‌مدت و بدهی‌های غیر جاری شرکت

ROE: نرخ بازده حقوق صاحبان سهام

بنابراین، اگر حاصل تفریق بالا مثبت باشد، یعنی شرکت نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی دارد و برابر است با یک و در غیر این صورت برابر است با صفر (النجار و النجار، ۲۰۱۷).

شاخص حاکمیت شرکتی

شاخص حاکمیت شرکتی از عوامل متعددی تشکیل شده است، بنابراین در پژوهش حاضر از معیاری ترکیبی و چندبعدی جهت سنجش این متغیر استفاده گردیده است. استفاده از یک معیار چندبعدی و ترکیبی برای اندازه‌گیری حاکمیت شرکتی دارای مزایایی همچون وارد نمودن یک متغیر در مدل رگرسیون به‌جای توجه جداگانه به هریک از مؤلفه‌های راهبری شرکتی، توجه به بهینگی سازوکارهای خاص در سطح شرکت‌ها (ببچوک و همکاران، ۲۰۰۸) و جلوگیری از تکرار و دوباره کاری مؤلفه‌ها است. به‌منظور عملیاتی کردن متغیر شاخص حاکمیت شرکتی از مدل ارائه‌شده توسط صفرزاده (۱۳۹۰) استفاده شده است. مدل مزبور که یکی از مدل‌های جامع حاکمیت شرکتی در محیط ایران می‌باشد، دربردارنده ۱۸ مؤلفه به قرار جدول (۱) است. این مؤلفه‌ها در ۴ سرفصل هیئت‌مدیره، حسابرسی، حقوق سهامداران و شفافیت و افشا طبقه‌بندی شده‌اند. سرفصل هیئت‌مدیره شامل ۵ مؤلفه، سرفصل حسابرسی شامل ۴ مؤلفه، سرفصل حقوق سهامداران شامل ۵ مؤلفه و سرفصل شفافیت و افشا شامل ۴ مؤلفه می‌باشد. از متدولوژی کدگذاری و انباشت کدها به‌منظور عملیاتی کردن متغیر شاخص حاکمیت شرکتی استفاده شد. بر اساس این متدولوژی به هرکدام از ۱۸ مؤلفه حاکمیت شرکتی که در شرکت‌های موردبررسی وجود داشته باشند، امتیاز صفر و یا یک (با توجه به تعریف عملیاتی انجام‌شده در جدول ۱) اختصاص‌یافته و از جمع زدن این امتیازها، نمره مربوط به هر شرکت در هر سال محاسبه گردید. کاسپار (۲۰۰۷)؛ چن و همکاران (۲۰۱۰)؛ بوزک و بوزک (۲۰۱۰)، النجار (۲۰۱۵) ازجمله پژوهشگرانی هستند که از شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی در پژوهش خود استفاده کرده‌اند.

جدول ۱. مؤلفه‌ها و شاخص‌های حاکمیت شرکتی

	نام مؤلفه	تعریف عملیاتی
شاخص هیئت‌مدیره	استفاده از اعضای غیرموظف	بیشتر بودن نسبت اعضای غیرموظف به کل اعضا از نسبت محاسبه‌شده برای کل شرکت‌ها، صفر و در غیر این صورت، یک.
	جدایی مدیرعامل از رئیس هیئت‌مدیره	عدم تفکیک نقش مدیرعامل از رئیس هیئت مدیره، صفر و در غیر این صورت، یک.
	ثبات مدیرعامل	تغییر مدیرعامل در ۲ سال گذشته، صفر و در غیر این صورت، یک.
	وجود اعضای متخصص مالی	عدم استفاده از متخصص مالی و حسابداری در هیئت‌مدیره، صفر و در غیر این صورت، یک.
	استفاده از خدمات مشاور	عدم استفاده هیئت‌مدیره از خدمات مشاوره تخصصی، صفر و در غیر این صورت، یک.
شاخص حسابرسی	چرخش شرکای موسسه حسابرسی	عدم‌تغییر شرکای امضاکننده گزارش حسابرسی شرکت در ۲ سال گذشته، صفر و در غیر این صورت، یک.
	اندازه موسسه حسابرسی	کمتر بودن درآمد حسابرس شرکت از متوسط درآمد مؤسسات عضو جامعه، صفر و در غیر این صورت، یک.
	تخصص موسسه حسابرسی در صنعت	عدم استفاده از حسابرس متخصص صنعت، صفر و در غیر این صورت، یک.
	وجود واحد حسابرسی داخلی	عدم وجود واحد حسابرس داخلی، صفر و در غیر این صورت، یک.
شاخص حقوق سهامداران	وجود سهامدار دارای حق کنترل	عدم وجود سهامدار دارای حق کنترل، صفر و در غیر این صورت، یک.
	تمرکز مالکیت	بیشتر بودن درصد سهام شناور آزاد شرکت از میانگین سهام شناور آزاد کل شرکت‌ها، صفر و در غیر این صورت، یک.
	مالکیت یا سهامداری دولت	کمتر بودن درصد مالکیت دولت در شرکت از میانگین درصد کل شرکت‌ها، صفر و در غیر این صورت، یک.
	معامله با اشخاص وابسته	بیشتر بودن نسبت معامله با اشخاص وابسته به فروش شرکت از میانگین کل شرکت‌ها، صفر و در غیر این صورت، یک.
	دعاوی قانونی علیه شرکت	وجود دعاوی قانونی علیه شرکت در ۳ سال گذشته، صفر و در غیر این صورت، یک.
شاخص شفافیت و افشا	قابلیت اتکا (تعدیلات سنواتی)	وجود تعدیلات سنواتی خالص از مالیات، صفر و در غیر این صورت، یک.
	نوع اظهارنظر حسابرس	وجود اظهارنظر غیر مقبول، صفر و در غیر این صورت یک.
	وجود وب‌سایت اینترنتی	عدم وجود وب‌سایت اینترنتی، صفر و در غیر این صورت، یک.
	زمان‌بندی تهیه اطلاعات	امتیاز اطلاع‌رسانی کمتر از پنجاه، صفر و در غیر این صورت، یک.

منبع: صفرزاده (۱۳۹۳)؛ کاسپار (۲۰۰۷)؛ چن و همکاران (۲۰۱۰)؛ بوزک و بوزک (۲۰۱۰)، النجار (۲۰۱۵)

ارزش شرکت

برای به دست آوردن ارزش شرکت از کیو توبین استفاده شده است. نسبت کیو توبین، به‌عنوان ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام به‌اضافه بدهی بلندمدت تقسیم بر ارزش دفتری دارائی‌ها محاسبه و برآورد می‌گردد (صراف و همکاران، ۱۳۹۷).

رابطه ۹)

$$Q = \frac{M\vartheta a + B\vartheta d}{B\vartheta a}$$

M Θa: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

B Θd: ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت

B Θa: ارزش دفتری دارایی‌های شرکت

مدل پژوهش

مدل‌های مورد استفاده در پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

رابطه ۱۰)

$$Tobin's\ Q_{it} = \beta. + \beta_1 CGIndex_{it} + \beta_2 EFN_{it} + \beta_3 MOwn_{it} + \beta_4 InstOwn_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \beta_7 EBITS_{it} + \varepsilon_{it}$$

رابطه ۱۱)

$$Tobin's\ Q_{it} = \beta. + +\beta_1 EFN_{it} + \beta_2 MOwn_{it} + \beta_3 InstOwn_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Capex_{it} + \varepsilon_{it}$$

رابطه ۱۲)

$$\boldsymbol{CGIndex_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tobin's\ q_{it} + \beta_2 EFN_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \beta_7 Capex_{it} + \varepsilon_{it}}$$

که در آن؛

$Tobin's\ Q_{it}$: اشاره به ارزش شرکت دارد.

$CGIndex_{it}$: شاخص حاکمیت شرکتی می‌باشد.

EFN_{it}: نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی.

$MOwn_{it}$: نسبت تعداد سهام عادی نزد مدیران به کل سهام نزد سهامداران است.

$InstOwn_{it}$: درصد مالکیت سهامداران نهادی: در این پژوهش سهامدارانی که دارای بیش از پنج درصد کل سهام منتشره شرکت باشند، به‌عنوان سهامدار نهادی (عمده) در نظر گرفته می‌شود. برای اندازه-گیری درصد مالکیت سهامداران نهادی، میزان سهامی که توسط این گروه از سهامداران نگهداری می‌شود، بر کل سهام منتشره و به فروش رفته شرکت در بازار تقسیم می‌گردد (دیلمی و صفری‌گرایلی، ۱۳۹۵).

$Size_{it}$: از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های به‌عنوان یک نماینده برای اندازه شرکت استفاده می‌کنیم. بنگاه‌های بزرگ معمولاً دارایی‌های پایه بزرگی دارند که می‌تواند برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری و به حداکثر رساندن ارزش شرکت مورد استفاده قرار گیرد. بیک و همکاران[۱] (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که ارتباط مثبتی بین اندازه شرکت و ارزش شرکت وجود دارد. همچنین، چن و همکاران (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که یک رابطه مثبت بین اندازه شرکت و کیو توبین وجود دارد. انتظار می‌رود یک رابطه مثبت بین اندازه شرکت و مکانیسم حاکمیت شرکتی وجود داشته باشد. دلیل آن این است که شرکت‌های بزرگ فرصت‌های بیشتری برای افزایش چارچوب‌های حاکمیت شرکتی دارند.

---

۱. Baek et al.

Lev_{it}: از نسبت بدهی کوتاه‌مدت به کل دارایی‌ها به‌عنوان شاخص اهرم استفاده می‌کنیم. بدهی می‌تواند به بهبود عملکرد شرکت (چن و همکاران، ۲۰۱۰) کمک کند. استولز[۱] (۱۹۹۰) استدلال می‌کند این اهرم محرکی برای مدیریت برای افزایش ارزش است. در ارزیابی اثر ساختار بدهی بر شاخص حاکمیت شرکتی، استدلال می‌شود که بدهی‌های شرکت‌های بزرگ درنهایت منجر به افزایش رضایت در حاکمیت شرکت‌ها خواهد شد.

Capex[۲]: شامل نسبت هزینه‌های سرمایه‌ای به فروش می‌باشد. استدلال می‌شود شرکت‌هایی که دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری خوب هستند از مکانیسم‌های مناسب حاکمیت شرکتی استفاده می‌کنند.

$EBITS_{it}$: از نسبت سود قبل از بهره و مالیات بر فروش به‌عنوان شاخص سودآوری استفاده می‌کنیم. مطالعات قبلی، مانند برگر و آفک[۳] (۱۹۹۵) از یک معیار مشابه استفاده می‌کنند. استدلال می‌شود که شرکت‌های بسیار سودآور احتمالاً ارزش‌های بالاتری دارند (چن و همکاران، ۲۰۱۰).

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

قبل از تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، پایایی متغیرها موردبررسی قرار گرفت.

جدول ۲. آزمون لوین، لین و چو (پایایی متغیرها)

متغیر	آماره	سطح معنی‌داری
تأمین مالی برون‌سازمانی	-۷/۴۰۵	۰/۰۰۰
شاخص حاکمیت شرکتی	-۲۷/۹۵۹	۰/۰۰۰
ارزش شرکت	-۴۵/۸۲۳	۰/۰۰۰
نسبت تعداد سهام عادی	-۹۴۳/۷۷۸	۰/۰۰۰
سهامداران نهادی	-۸۰۶۶/۴۴	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۳۱/۷۲۱	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۴۶/۷۷۴	۰/۰۰۰
مخارج سرمایه‌ای	-۱۹۱/۷۹۸	۰/۰۰۰
سود قبل از بهره و مالیات	-۲۰/۲۷۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج این آزمون نشان داد که مقدار سطح معنی‌داری برای تمامی متغیرها از ۵ درصد کمتر است، بنابراین تمامی متغیرهای پژوهش در دوره‌ی موردبررسی در سطح پایا هستند جدول ۳ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، آماره‌های توصیفی شامل میانگین، میانه، کمینه، بیشینه و انحراف استاندارد است.

---

۱. Stulz
۲. Capital Expenditures Ratio
۳. Berger and Ofek

جدول ۳. توصیف آماری متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
تأمین مالی برون‌سازمانی	۰/۲۲۸	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۴۲۰
شاخص حاکمیت شرکتی	۸/۴۱۳	۹/۰۰	۱۴/۰۰	۲/۰۰	۱/۹۵۳
ارزش شرکت	۱/۱۳۸	۰/۹۴۱	۵/۹۴۲	۰/۱۱۹	۰/۷۶۶
نسبت تعداد سهام عادی	۶۵/۳۹۷	۷۰/۴۸۰	۹۹/۴۵۰	۰/۰۰	۲۳/۵۰۴
سهامداران نهادی	۵۵/۶۷۴	۶۵/۱۲۰	۹۹/۴۵۰	۰/۰۰	۳۱/۶۰۰
اندازه شرکت	۱۴/۲۱۷	۱۳/۹۴۸	۱۹/۱۴۹	۱۰/۴۹۲	۱/۵۶۹
اهرم مالی	۰/۵۳۴	۰/۵۲۷	۲/۶۳۳	۰/۰۶۷	۰/۲۲۲
مخارج سرمایه‌ای	۰/۱۳۵	۰/۰۳۰	۲۶/۹۱۷	۰/۰۰	۰/۹۳۶
سود قبل از بهره و مالیات	۰/۲۵۵	۰/۱۷۲	۴۱/۰۱۶	-۳/۳۷۶	۱/۳۹۱

منبع: یافته‌های پژوهش

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. بیشترین مقدار میانگین مربوط به متغیر نسبت تعداد سهام عادی برابر با ۶۵/۳۹۷ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی معیاری برای تعیین پراکندگی داده‌ها از میانگین است که مهم‌ترین این پارامترها، انحراف معیار می‌باشد. مقدار این پارامتر برای متغیر نسبت مالکیت سهامداران نهادی شرکت ۳۱/۶۰۰ و برای متغیر اهرم مالی ۰/۲۲۲ می‌باشد که این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. برای انتخاب بین روش‌های داده‌های تلفیقی و داده‌های پنل از آزمون آماره F لیمر استفاده می‌شود؛ که خروجی آزمون در جدول ۴ ارائه‌شده است:

جدول ۴. نتایج آزمون F لیمر

فرضیه	آزمون اثرات	آماره F	درجه آزادی	سطح معناداری
اول	Cross-section F	۸۹/۹۲	۱۷۹	۰/۰۰۰
دوم	Cross-section F	۵۵/۰۱	۱۷۹	۰/۰۰۰
سوم	Cross-section F	۱۱/۵۸	۱۷۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در این آزمون اگر سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ باشد، روش انتخابی روش داده‌های تلفیقی و در غیر این صورت روش داده‌های پنل روش مناسب خواهد بود. بر این اساس و بر اساس خروجی آزمون که نشان می‌دهد سطح معناداری برای آماره F برابر ۰/۰۰۰ است، روش مورد استفاده در این مدل روش داده‌های پنل می‌باشد.

پس از آنکه مدل داده‌های تلفیقی انتخاب شد، برای تشخیص و شناخت درست مدل مورد استفاده و اینکه مدل اثرات ثابت است یا مدل اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌نماییم؛ که خروجی آزمون در جدول ۵ ارائه‌شده است:

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه	خلاصه آزمون	آماره خی‌دو	درجه آزادی خی دو	سطح معناداری
اول	Cross-section random	۳۹/۷۰	۷	۰/۰۰۰
دوم	Cross-section random	۳۲/۷۱	۶	۰/۰۰۰
سوم	Cross-section random	۱۷/۰۷	۵	۰/۰۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

خروجی این آزمون آماره خی‌دو آزمون هاسمن است که اگر سطح معناداری آن کوچک‌تر از ۰/۰۵ باشد، مدل اثرات ثابت در سطح ۹۵ درصد به بالا پذیرفته می‌شود. همان‌طور که از خروجی آزمون هاسمن داده‌های پژوهش بر می‌آید، سطح معناداری برابر است با ۰/۰۰۰ که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد و نشان می‌دهد مدل پژوهش به‌صورت اثرات ثابت می‌باشد.

تخمین مدل و تفسیر نتایج

نتایج تخمین مدل برای فرضیه اول در جدول ۶ ارائه‌شده است:

جدول ۶. نتایج تخمین مدل رگرسیون

نام متغیر	ضریب	خطای رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
ضریب ثابت	۱/۹۶۸	۰/۴۸۰	۴/۱۰۲	۰/۰۰۰
شاخص حاکمیت شرکتی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۴۴۴	۰/۶۵۷
نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی	-۰/۱۱۵	۰/۰۲۰	-۶/۶۵۱	۰/۰۰۰
نسبت تعداد سهام عادی	-/۰۰۶	۰/۰۰۰	-۱/۴۷۵	۰/۱۴۰
درصد مالکیت سهامداران نهادی	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۳/۳۱۱	۰/۰۰۱
اندازه شرکت	-۰/۰۱۷	۰/۰۳۳	-۰/۵۲۶	۰/۵۹۸
اهرم مالی	-۰/۷۲۰	۰/۰۶۸	-۱۰/۶۲۳	۰/۰۰۰
سود قبل از بهره و مالیات	۰/۰۳۰	۰/۰۱۳	۲/۳۶۱	۰/۰۱۸
ضریب تعیین	۰/۷۹۳	آماره F		۱۴/۷۶۸
ضریب تعیین اصلاح شده	۰/۷۴۰	سطح معناداری F		۰/۰۰۰
انحراف معیار رگرسیون	۰/۴۸۹	آماره دوربین واتسون		۲/۳۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در بررسی معناداری ضرایب، از آنجا که سطح معنی‌داری برای ضریب شاخص حاکمیت شرکتی برابر با ۰/۶۵۷ می‌باشد و بزرگ‌تر از ۵ صدم است، تأثیر معنادار این متغیر بر ارزش شرکت در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. لازم به ذکر است که متغیر نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی تأثیری معنادار و منفی بر ارزش شرکت می‌گذارد. سطح معناداری نسبت تعداد سهام عادی نزد مدیران به کل سهام نزد سهامداران

نیز نشان می‌دهد که این متغیرها بر ارزش شرکت تأثیری ندارند. متغیر درصد مالکیت سهامداران نهادی تأثیری معنادار و منفی را بر ارزش شرکت می‌گذارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت نیز تأثیر معناداری را بر ارزش شرکت ندارد. مقدار ضریب تعیین برابر با ۰/۷۹۳ است و این یعنی متغیرهای مستقل می‌توانند ۷۹ درصد متغیر وابسته را توضیح دهند. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۳۳۴ بوده و نشان‌دهنده این امر است که پسماندها با هم خود همبستگی ندارند.

نتایج تخمین مدل برای فرضیه دوم به شرح جدول ذیل است:

جدول ۷. نتایج تخمین مدل رگرسیون

نام متغیر	ضریب	خطای رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
ضریب ثابت	۲/۰۱۳	۰/۴۷۰	۴/۲۷۸	۰/۰۰۰
نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی	-۰/۱۲۰	۰/۰۱۹	-۶/۱۰۷	۰/۰۰۰
نسبت تعداد سهام عادی	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۱/۶۹۳	۰/۰۹۰
درصد مالکیت سهامداران نهادی	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	-۳/۳۴۰	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۱۸	۰/۰۳۲	-۰/۵۷۱	۰/۵۶۷
اهرم مالی	-۰/۷۱۹	۰/۰۶۴	-۱۱/۱۶۲	۰/۰۰۰
مخارج سرمایه‌ای	۰/۰۳۳	۰/۰۱۷	۱/۸۸۲	۰/۰۶۰
ضریب تعیین	۰/۷۹۹	آماره F		۱۵/۴۱۹
ضریب تعیین اصلاح شده	۰/۷۴۷	سطح معناداری F		۰/۰۰۰
انحراف معیار رگرسیون	۰/۴۹۰	آماره دوربین واتسون		۲/۳۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به سطح معنی‌داری به دست آمده برای متغیر نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی که کوچک‌تر از ۵ صدم است و همچنین مقدار آماره تی، می‌توان به این نتیجه رسید که نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی تأثیر منفی و معناداری بر ارزش شرکت در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارد. متغیر نسبت تعداد سهام عادی تأثیری بر ارزش شرکت ندارد. سطح معناداری نسبت تعداد سهام عادی نزد مدیران به کل سهام نزد سهامداران نیز نشان می‌دهد که این متغیرها بر ارزش شرکت تأثیری ندارند لازم به ذکر است که متغیر درصد مالکیت سهامداران نهادی در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأثیری معنادار و منفی را بر ارزش شرکت می‌گذارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت نیز تأثیر معناداری را بر ارزش شرکت ندارد. همچنین متغیر کنترلی اهرم مالی نیز تأثیر منفی و معناداری را بر ارزش شرکت دارد. نهایتاً متغیر کنترلی مخارج سرمایه‌ای نیز تأثیر معناداری را بر ارزش شرکت ندارد. مقدار ضریب تعیین برابر با ۰/۷۹۹ است و این یعنی متغیرهای مستقل می‌توانند ۷۹ درصد متغیر وابسته را توضیح دهند. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۳۳۵ بوده و نشان‌دهنده این امر است که پسماندها با هم خود همبستگی ندارند.

نتایج تخمین مدل برای فرضیه سوم در جدول ۸ بیان شده است:

جدول ۸. نتایج تخمین مدل رگرسیون

نام متغیر	ضریب	خطای رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
ضریب ثابت	-۱/۴۲۷	۱/۳۰۲	-۱/۰۹۵	۰/۲۷۳
نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی	-۰/۲۱۵	۰/۰۸۴	-۲/۵۳۵	۰/۰۱۱
کیوتوبین	-۰/۰۷۵	۰/۰۵۷	-۱/۳۲۰	۰/۱۸۷
اندازه شرکت	۰/۷۳۲	۰/۰۹۰	۸/۱۴۹	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۰/۸۲۶	۰/۲۵۱	-۳/۲۸۳	۰/۰۰۱
مخارج سرمایه‌ای	-۰/۰۰۵	۰/۰۴۲	-۰/۱۴۲	۰/۸۸۷
ضریب تعیین	۰/۸۶۶	آماره F		۲۵/۱۴۴
ضریب تعیین اصلاح شده	۰/۸۳۱	سطح معناداری F		۰/۰۰۰
انحراف معیار رگرسیون	۱/۰۷۹	آماره دوربین واتسون		۲/۱۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر سطح معناداری و مقدار آماره تی به دست آمده برای نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی کوچک‌تر از ۵ صدم و بزرگ‌تر از ۲ است و این حاکی از این است که نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی تأثیر منفی و معناداری بر شاخص حاکمیت شرکتی در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارد. سطح معناداری کیو توبین نشان داد که این متغیر بر ارزش شرکت تأثیری ندارند. بر اساس مقدار ضرایب نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی بر ارزش شرکت تأثیری معنادار و منفی دارد. متغیر نسبت تعداد سهام عادی تأثیری بر ارزش شرکت ندارد. متغیر کنترلی اندازه شرکت نیز تأثیر مثبت و معناداری را بر ارزش شرکت دارد. همچنین متغیر کنترلی اهرم مالی نیز تأثیر منفی و معناداری را بر ارزش شرکت دارد. متغیر مخارج سرمایه‌ای تأثیر معناداری بر ارزش شرکت ندارد. مقدار ضریب تعیین برابر با ۰/۸۶۶ است و این یعنی متغیرهای مستقل می‌توانند ۸۶ درصد متغیر وابسته را توضیح دهند. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۱۲۵ بوده و نشان‌دهنده این امر است که پسماندها با هم خود همبستگی ندارند.

پس از برآورد مدل به بررسی رابطه علیت بین متغیرها پرداخته و برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها از آزمون علیت گرنجر (برای فرضیه سوم) استفاده خواهد شد که نتایج این آزمون در جدول (۹) آورده شده است.

جدول ۹. آزمون علیت گرانجری

فرض صفر	آماره F	سطح معنی‌داری
شاخص حاکمیت شرکت علیت گرنجری ارزش شرکت نیست	۱/۸۰۷	۰/۱۶۵
ارزش شرکت علیت گرنجری شاخص حاکمیت شرکتی نیست	۰/۹۰۹	۰/۴۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون علیت گرنجری، هیچ رابطه‌ی یک سویه و یا دو سویه‌ای بین شاخص حاکمیت شرکت و ارزش شرکت وجود ندارد.

در جدول ۱۰ نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و نرمال بودن گزارش شده است. بر اساس نتایج این جدول، با توجه به سطح معنی‌داری که بزرگ‌تر از مقدار خطای ۵ درصد می‌باشد، فرضیه همسانی واریانس در بین اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین واریانس ناهمسانی در بین اجزاء اخلال وجود ندارد. همچنین با توجه به بزرگ بودن سطح معنی‌داری از مقدار خطای ۵ درصد فرض عدم وجود خودهمبستگی پیاپی در اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین در بین اجزاء اخلال خودهمبستگی پیاپی وجود ندارد. همچنین با توجه به سطح معنی‌داری که بزرگ‌تر از مقدار خطای ۵ درصد می‌باشد، فرض نرمال بودن جزء خطاها تائید می‌شود.

جدول ۱۰. آزمون‌های تشخیصی مدل

	آزمون ناهمسانی واریانس		آزمون خودهمبستگی		آزمون نرمال پذیری	
	آماره F	Prob	آماره F	Prob	آماره F	Prob
مدل اول	۱۹/۲۳	۰/۰۷۲	۸/۲۶	۰/۰۸۶	۲۱/۰۶	۰/۰۹۰
مدل دوم	۱۱/۵۵	۰/۰۷۷	۱۴/۱۲	۰/۰۶۵	۳۳/۲۸	۰/۱۲۱
مدل سوم	۲۷/۰۱	۰/۰۵۹	۱۷/۴۴	۰/۰۶۹	۳۶/۳۹	۰/۰۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل آماری اطلاعات جمع‌آوری شده مربوط به ۱۸۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶، نشان‌دهنده آن است که بین نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی و ارزش شرکت رابطه منفی و معناداری وجود دارد. همچنین رابطه نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی و شاخص حاکمیت شرکتی منفی و معنادار می‌باشد. این در حالی است که شاخص حاکمیت شرکتی بر ارزش شرکت تأثیری معناداری ندارد.

نتایج تحلیل فرضیه اول نشان داد که شاخص حاکمیت شرکتی بر ارزش شرکت تأثیری ندارد که می‌تواند بیانگر این مورد باشد که سرمایه‌گذاران در بازار سهام ایران به معیارهای حاکمیت شرکتی در انتخاب سرمایه‌گذاری خود توجه نمی‌کنند و شاید دلیل توجه نکردن آن‌ها نیز نبودن رتبه‌بندی مناسب شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس معیارهای حاکمیت شرکتی باشد و این نشان می‌دهد که مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی، در نمونه ما، فعال نیست. همچنین از دلایل ناکارآمدی سازوکارهای حاکمیت شرکتی در ایران، عدم آگاهی سرمایه‌گذاران از حقوق خود و همچنین قابلیت‌های این معیارها برای ایجاد محیطی شفاف و پاسخگوست. بر اساس دلیل احتمالی دیگر، این اصول توسط شرکت‌ها به‌طور دقیق و اصولی، اجرا و پیاده‌سازی نشده است. بدین طریق شرکت با علم به اهمیت این اصول و پیاده‌سازی صحیح آن‌ها در شرکت می‌تواند به هدف رعایت حقوق ذینفعان و از این طریق پیشرفت و بهبود ارزش شرکت دست یابد. نتایج این پژوهش مخالف با مطالعات ببچوک و همکاران (۲۰۰۹)؛ چن و همکاران (۲۰۱۰)؛ کانلی و همکاران (۲۰۱۷)؛ و معین‌الدین و همکاران (۱۳۹۳) می‌باشد ولی هم‌راستا با

یافته‌های پژوهش دمستز[1] (۱۹۸۳)؛ کاسپار[2] (۲۰۰۷)؛ حساس یگانه و مولودی (۱۳۹۰)؛ گوپتا و همکاران (۲۰۰۹)؛ آسانت‌دارکوو همکاران (۲۰۱۸) و ژسوپوا و همکاران (۲۰۱۸) می‌باشد.

بر اساس تحلیل فرضیه دوم، بین نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی و ارزش شرکت رابطه معنادار و منفی وجود دارد. در این رابطه می‌توان گفت که وجود این ارتباط به این دلیل است که ساختار سرمایه، ترکیب منابع وجوه بلندمدت مورد استفاده شرکت است. یکی از دلایل منفی بودن این رابطه را می‌تواند سیستم نظارت ضعیف در شرکت‌های موردبررسی عنوان کرد. بهبود کیفیت حاکمیت شرکتی می‌تواند تأثیر مثبتی بر تأمین مالی داشته باشد. علاوه بر این، یافته دو کانال اصلی را برجسته می‌کند که از طریق آن‌ها شرکت‌ها می‌توانند از هزینه کمتری برای تأمین مالی برخوردار شوند. کانال اول کاهش مشکلات نمایندگی در بنگاه است. این امر می‌تواند از طریق ترکیب و ساختار بهتر هیئت‌مدیره حاصل شود. کانال دوم کاهش تقارن اطلاعات است. عدم تقارن اطلاعات را می‌توان از طریق یک سیاست افشای بهتر کاهش داد؛ اما چن و همکاران (۲۰۱۰)؛ النجار و النجار (۲۰۱۷)؛ قوما و همکاران (۲۰۱۹)؛ دریافتند که بین تأمین مالی برون‌سازمانی و ارزش شرکت رابطه معنادار وجود دارد.

نتیجه بررسی فرضیه سوم نشان داد که بین نیازهای تأمین مالی برون‌سازمانی و شاخص حاکمیت شرکتی رابطه معنادار و منفی وجود دارد. این نتیجه می‌تواند بیانگر این موضوع باشد که شرکت‌هایی که درصد و تعداد اعضای غیرموظف در آن‌ها بالاست به دلیل ارتباط و حضور کم آنان در شرکت نسبت به مدیران اجرائی و دسترسی آسان‌تر به منابع مالی خارجی، تمایل بیشتری به استفاده از تأمین منابع مالی خارج از شرکت از خود نشان می‌دهند. این نتایج منطبق با نتایج پژوهش‌های چن و همکاران (۲۰۱۰) می‌باشد؛ اما مخالف با نتایج پژوهش لن و همکاران (۲۰۰۷) می‌باشد. با توجه به این‌که یکی از مهم‌ترین تصمیماتی که در یک سازمان اتخاذ می‌گردد، نحوه تأمین مالی می‌باشد که این موضوع تعیین کننده ترکیب سرمایه شرکت بوده و هرکدام از راهکارهای تأمین مالی که انتخاب شود تأثیرات متفاوتی بر شرکت می‌گذارد؛ بنابراین، متغیرهای حاکمیت شرکتی می‌تواند تأثیر معناداری بر تصمیمات مرتبط با تأمین مالی داشته باشد.

با توجه به اهمیت حاکمیت شرکتی در رابطه بین تأمین مالی برون‌سازمانی و ارزش شرکت، پیشنهاد این پژوهش برای اقدام عملی، تهیه و گزارش منظم رتبه‌بندی‌هایی از وضعیت حاکمیت شرکتی شرکت‌ها است. انتشار چنین رتبه‌بندی‌هایی دو اثر مثبت در بر خواهد داشت. اول اینکه موجب آگاهی بیشتر سهامداران از وضعیت حاکمیت شرکتی خواهد شد؛ و دوم باعث ایجاد انگیزه در مدیران جهت بهتر کردن وضعیت حاکمیت شرکتی در شرکت‌های تحت مدیریت‌شان خواهد شد. مدیران واحدهای تجاری چنانچه به دنبال عوامل مؤثر بر افزایش ساختار سرمایه می‌باشند، به‌صورت جدی زمینه‌های تقویت کیفیت حاکمیت شرکتی را در واحدهای تجاری تحت کنترل را فراهم آورند؛ زیرا این امر موجب انتخاب ساختار سرمایه بهینه می‌گردد. بومی کردن مفاهیم حاکمیت شرکتی و انطباق آن با بستر فرهنگی و اقتصادی در ایران توسط مراجع که این اقدام موجب غنا و تقویت مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی در ایران می‌گردد. از نتایج

---

۱. Demsetz
۲. Caspar

این پژوهش می‌توان در تدوین آیین‌نامه حاکمیت شرکت‌ها در ایران بهره برد. نتایج این پژوهش می‌تواند موردتوجه مجامع و هیئت‌مدیره‌های شرکت‌ها جهت شناخت راهکارهای افزایش سطح عملکرد قرار گیرد؛ و سرمایه‌گذاران می‌توانند با توجه به عوامل تأثیرگذار بر ارزش شرکت‌ها تصمیمات بهتری اتخاذ نمایند. همچنین به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی بر اساس نوع صنعت روابط بین مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی، تأمین مالی و ارزش شرکت را مورد آزمون قرار دهند. قلمرو زمانی پژوهش حاضر، بازۀ زمانی بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ بوده است؛ بنابراین، در تعمیم نتایج به دوره‌های زمانی دیگر باید با احتیاط عمل شود.

همچنین به‌منظور دستیابی به نتایج جامع‌تر، پیشنهاد می‌شود تا پژوهش حاضر در سال‌های آتی با در نظر گرفتن محدوده زمانی گسترده‌تری صورت پذیرد چرا که این امر موجب افزایش تعداد مشاهدات و اعتبار بیشتر نتایج به‌دست‌آمده خواهد شد. این پژوهش را می‌توان در مورد رابطه سایر سازوکارهای حاکمیت شرکتی از قبیل کمیته حسابرسی و عملکرد بررسی نمود.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

حســـاس یگانه، یحیی و مولودی، عبدالله. (۱۳۹۰). **رابطه حاکمیت شـــرکتی و ارزش ایجادشده برای سهامداران.** *مطالعات مدیریت صنعتی*، ۹(۳۳)، ۲۳۳-۲۶۱.

خدادادی، ولی و تاکر، رضا. (۱۳۹۱). **تأثیر ساختار حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی و ارزش شـــرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران.** *تحقیقات حســـابداری و حسابرسی*، ۴(۱۵)، ۹۷- ۱۱۸.

دیلمی، صفیه و صفری‌گرایلی، مهدی. (۱۳۹۵). **بررسی رابطه کیفیت حاکمیت شرکتی و نوسان بازده سهام.** *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۶(۱)، ۱۱۵- ۱۳۶.

رضـایی، محســن و ناظمی، امین. (۱۳۹۸). **الگوی راهبری شرکتی در بانک‌های ایران.** *حسابداری مالی*، ۱۱(۱۴)، ۱۲۶- ۱۵۰.

زارعی، قا سم و عبدالله‌زاده شقاقی، علی. (۱۳۹۷). **رابطه بین کیفیت اف شای اطلاعات و تأمین مالی خارجی شـــرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران با توجه به نقش تعدیلگر رشد شرکت و ساختار مالکیت.** *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۷(۲۳) ، ۳۳- ۶۰.

صراف، فاطمه؛ برزگر، قدرت اله و محمدی، مهسا. (۱۳۹۷). **هموارسازی سود، مسئولیت اجتماعی و ارزش شرکت.** *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۴(۳۹)، ۱۸۹- ۲۱۰.

صـــفرزاده، محمدحســـین. (۱۳۹۳). **نقش راهبری شـــرکتی در توضـــیح چســـبندگی هزینه‌ها.** *حسابداری مالی*، ۶(۲۳)، ۱- ۲۱.

فتاحی نافچی، حســن و خواجه‌وند کاجی، میلاد. (۱۳۹۷). **تأثیر سن شرکت بر ارتباط بین حاکمیت شرکتی و ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.** *چشم‌انداز حسابداری و مدیریت*، ۱(۴)، ۷۲- ۸۵.

مدرس، احمد و فعلی، مریم. (۱۳۸۷). **رابطه نظام راهبری شـــرکتی با ارزش شـــرکت**. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۶(۲۳)، ۸۹- ۱۰۶.

معین‌الدین، محمود؛ سـعیدا اردکانی، سـعید؛ فاضـل یزدی، علی و زین‌الدینی میمند، لیلی. (۱۳۹۳). **بررســی تأثیر نظام حاکمیت شــرکتی بر رابطه بین ســاختار ســرمایه و ارزش شرکت با رویکرد مدلسازی معادلات ساختاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، *دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۹)، ۱۰۱- ۱۳۲.

مهربانی، فاطمه و دادگر، یداله. (۱۳۹۲). **محاسبـه شاخص کیفیت حـاکمیت شرکتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران**. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۹(۱)، ۴۷- ۶۸.

Aggarwal, R. Schloetzer, J. D. & Williamson, R. (۲۰۱۹). **Do corporate governance mandates impact long-term firm value and governance culture?** *Journal of Corporate Finance*, ۴(۵۹), ۲۰۲-۲۱۷.

Agrawal, A. & Knoeber, C. R. (۱۹۹۶). **Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders**. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, ۳۱(۳), ۳۷۷-۳۹۷.

Al-Najjar B. (۲۰۱۵). **The effect of governance mechanisms on small and medium-sized enterprise cash holdings: Evidence from the United Kingdom.** *Journal of Small Business Management*, ۵۳(۲), ۳۰۳-۳۲۰.

Al-Najjar, B. & Al-Najjar, D. (۲۰۱۷). **The impact of external financing on firm value and a corporate governance index: SME evidence**. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, ۲۴(۲), ۱-۳۱.

Asante-Darko, D. Adu Bonsu, B. Famiyeh, S. Kwarteng, A. & Goka, Y. (۲۰۱۸). **Governance structures, cash holdings and firm value on the Ghana stock exchange. Governance structures, cash holdings and firm value on the Ghana stock exchange**. *The International Journal of Business in Society*, ۱۸(۴), ۶۷۱-۶۸۵.

Baek, J-S. Kang, J-K. Park, K.S. (۲۰۰۴). **Corporate governance and firm value: Evidence from the Korean financial crisis**. *Journal of Financial Economics*, ۷۱(۲), ۲۶۵-۳۱۳.

Bebchuk, L. A. Cohen, A. & Ferrell, A. (۲۰۰۹). **What matters in corporate governance?** *Review of Financial Studies*, ۲۲(۲), ۷۸۳-۸۲۷.

Bhat, K. U. Chen, Y. Jebran, KH. & Bhutto, N. A. (۲۰۱۸). **Corporate governance and firm value: a comparative analysis of state and non-state owned companies in the context of Pakistan**. *The International Journal of Business in Society*, ۱۸(۶), ۱۱۹۶-۱۲۰۶.

Bozec, Y. & Bozec, R. (۲۰۱۰). **Overall governance and cost of capital: Evidence from Canada using panel data.** *Journal of Global Business Management*, ۶(۱), ۱-۱۱.

Caspar, R. (۲۰۰۷). **Can institutional investors fix the corporate governance problem? Some Danish evidence**. *Journal of Management & Governance*, ۱۱(۴), ۴۰۵-۴۲۸.

Chen, W-P. Chung, H. Hsu, T-L. Wu, S. (۲۰۱۰). **External financing needs, corporate governance, and firm value.** *Corporate Governance: An International Review*, ۱۸(۳), ۲۳۴-۲۴۹.

Connelly, J. TH. Limpaphayom, P. Nguyen, H. T. & Tran, T. D. (۲۰۱۷). **A tale of two cities: Economic development, corporate governance and firm value in Vietnam**. *Research in International Business and Finance*, ۴۲, ۱۰۲-۱۲۳.

Cremers, K. J. M. & Nair, V.B. (۲۰۰۵). **Governance mechanisms and equity prices.** *Journal of Finance*, ۶۰(۶), ۲۸۵۹-۲۸۹۴.

Dadgar, Y. & Naderi, M. (۲۰۱۰). **Corporate governance in capital market of Muslim countries,** Amicus™ Books, ۱۵۶-۱۸۸. http://WWW.SSRN.com. (In Persian)

Daylami, S. & safari, M. (۲۰۱۶). **The Relation between corporate governance quality and stock return volatility**. *Experimental Accounting Practitioners*, ۶(۱), ۱۱۵- ۱۳۶. (In Persian)

Demsetz, H. (۱۹۸۳). **The structure of ownership and the theory of the firm**. *Journal of Law & Economics*, ۲۶ (۲), ۳۷۵-۳۹۰.

Fatahi Nafchi, H. & Khajehvand Kaji, M. (۲۰۱۸). **The impact of firm age on the relationship between corporate governance and the capital structure of companies listed in Tehran Stock Exchange**. *Quarterly Journal of Accounting and Management*, ۱(۴), ۷۲-۸۵. (In Persian)

Ghouma, H. Ben-Nasr, H. & Yan, R. (۲۰۱۸). **Corporate governance and cost of debt financing: Empirical evidence from Canada**. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, ۶۷, ۱۳۸-۱۴۸.

Gloria, S. D. & Mantovani, G. M. (۲۰۱۷). **On the shareholders' composition of the company and the governance mechanisms of the firm. Can this contribute to the firm performance** (Including the capacity to attract capital and bank allowances)? Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=۲۹۰۷۲۷۸ or http://dx.doi.org/۱۰,۲۱۳۹/ssrn.۲۹۰۷۲۷۸.

Gupta, P. P. Kennedy, D. B. and Weaver, S. C. (۲۰۰۹). **Corporate governance and firm value: Evidence from Canadian capital markets**. *Corporate Ownership and Control Journal*, ۶(۳), ۲۹۳-۳۰۷.

Hassas Yeganeh, Y. & Moloudi, A. (۲۰۱۱). **The Relationship between Corporate Governance and Created Shareholder Value.** *Industrial Management Studies*, ۹(۲۳), ۲۳۳-۲۶۱. (In Persian)

Iqbal, S. Nawaz, A. & Ehsan, S. (۲۰۱۹). **Financial performance and corporate governance in microfinance: Evidence from Asia**. *Journal of Asian Economics*, ۶۰, ۱-۱۳.

Khodadadi, V. & Takor, R. (۲۰۱۲). **Investigation the impact corporate governance structure on financial Performance and valuation in public firms.** *Accounting and Audit Research*, volume ۱۵, ۹۷-۱۱۸. (In Persian)

Mehrabani, F. & Dadgar, Y. (۲۰۱۳). **Calculating the quality index of corporate governance of companies in Tehran Capital Market**. *Economic Studies and Policies*, ۹(۱), ۴۷- ۶۸. (In Persian)

Modarres, A. & Fe'li, M. (۲۰۰۸). **The relation between corporate governance and firm value in Tehran Stock Exchange**. *Empirical Studies on Financial Accounting*, ۶(۲۳), ۸۹- ۱۰۶. (In Persian)

Moeinaddin, M. Saeida ardakani, S. Fazel Yazdi, A. & Zeinnadini mimand, L. (۲۰۱۴). **The impact of corporate governance on the relationship between capital structure and firm value in the Tehran listed firms using structural equation modeling**. *Investment Knowledge*, ۳(۹), ۱۰۱- ۱۳۲. (In Persian)

Ranjan Dash, S. & Raithatha, M. (۲۰۱۹). **Corporate governance and firm performance relationship: Implications for risk-adjusted return behavior,**

Management and Decision Economics. *Managerial and Decision Economics,* ۸(۴۰), ۶۲۳-۹۴۰.

Rezaei, M. & Nazemi, A. (۲۰۱۹). **Corporate governance pattern in Iranian banks.** *Financial Accounting Quarterly*, ۱۱(۱۴), ۱۲۶- ۱۵۰. (In Persian)

Ripamonti, A. & Kayo, E. (۲۰۱۶). **Corporate governance and capital structure in Brazil: Stock, bonds and substitution.** *Mackenzie Management Review,* ۱۷(۵), ۸۵-۱۰۹.

Safarzadeh, M. H. (۲۰۱۴). **Investigating the role of corporate governance in explaining cost stickiness**. *Quarterly Financial Accounting Journal*, ۶ (۲۳), ۱-۲۱. (In Persian)

Sarraf, F. Barzegar, G. & Mohammadi, M. (۲۰۱۸). **Firms' earnings smoothing, corporate social responsibility, and value**. *Accounting & Auditing Studies*, ۳۹, ۱۸۹-۲۱۰. (In Persian)

Siagian, F. Siregar, S. V. & Rahadian, Y. (۲۰۱۳). **Corporate governance, reporting quality, and firm value: Evidence from Indonesia**. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, ۳(۱), ۴-۲۰.

Siddiqui, S. S. (۲۰۱۵). **The association between corporate governance and firm performance – A meta-analysis**. *International Journal of Accounting and Information Management*, ۲۳(۳), ۲۱۸-۲۳۷.

Stulz, R. (۱۹۹۰). **Managerial discretion and optimum financing policies.** *Journal of Financial Economics*, ۲۶(۱), ۲-۲۷.

Vivek, M. Park, Y. K. & Son, M. (۲۰۱۲). **Equity or debt financing: Does good corporate governance matter?** *International Review*, ۲۰(۲), ۱۹۵–۲۱۱.

Zarei, GH. & Abdollahzadeh Shaghaghi, A. (۲۰۱۸). **The relationship between the quality of information disclosure and foreign financing of listed companies in Tehran Stock Exchange considering the moderatin role of g corporate growth and ownership structure.** *Financial Management Outlook*, ۲۳(۴), ۳۳- ۶۰. (In Persian)

Zhussupova, Z. Onyusheva, I. & El-Hodiri, M. (۲۰۱۸). **Corporate governance and firm value of Kazakhstani companies in the conditions of economic instability.** *Polish Journal of Management Studies,* ۱۷(۲), ۲۳۵-۲۴۵.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۵۳-۲۵

بررسی استراتژی تخصیص سهام بر اساس رویکرد ریسک برابر[۱]

مریم دولو[۲]، حبیب اله فدائی مولودی[۳] و علی صفری طاهرخانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۱۰

چکیده

تخصیص بهینه دارایی بر عملکرد پرتفوی سرمایه‌گذاری و کاهش ریسک سرمایه‌گذار تأثیرگذار است. پرکاربردترین مدل‌های تخصیص دارایی عبارت‌اند از تخصیص دارایی با وزن برابر[۵] و مینیمم واریانس[۶]. این مدل‌ها از ابتدا با انتقادات فراوانی روبه‌رو بود. پس از بحران مالی آمریکا در سال ۲۰۰۸ مدل تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر[۷] ارائه شد که در آن به عامل ریسک توجه ویژه‌ای شده بود. در تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر (ERC)، سهم ریسک هر دارایی در پرتفوی با یکدیگر برابر است. در این پژوهش عملکرد سه استراتژی فوق به لحاظ ریسک، بازده، معیار شارپ، تنوع‌پذیری از منظر وزن و ریسک، حداکثر افت سرمایه[۸]، گردش معاملات، هزینه معاملات، بازده در شوک‌های بازار و بازده تجمعی با یکدیگر مقایسه می‌شود. نمونه موردبررسی شامل داده‌های هفتگی ۲۵ شاخص اصلی بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۵ تا ابتدای سال ۱۳۹۵ می‌باشد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد استراتژی تخصیص دارایی مبتنی بر سهم ریسک برابر در اغلب موارد عملکرد میانه و در پاره‌ای از مواقع هم بهترین عملکرد را در مقایسه با دو استراتژی دیگر داشته است و سرمایه‌گذاران و مدیران پرتفوی با به‌کارگیری آن از عملکرد قابل اتکاتری برخوردار خواهند بود.

واژگان کلیدی: مدل‌های تخصیص دارایی، پرتفوی با وزن برابر، پرتفوی مینیمم واریانس، پرتفوی با سهم ریسک برابر.

طبقه‌بندی موضوعی : *G۱۷,G۱۱*

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۲۷۴۵,۱۸۱۸

۲. دانشیار دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**m_davallou@sbu.ac.ir

۳. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. **Email:**fadaei.habib@gmail.com

۴. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. **Email:**a.safari۹۹۱@gmail.com

۵. Equal Weighted Portfolio

٦. Minimum Variance

۷. Equal Risk Contribution (ERC)

۸. Drawdown

مقدمه

تخصیص دارایی نقش اساسی در مدیریت موفقیت‌آمیز سرمایه‌گذاری دارد. به همین ترتیب، هدف اصلی بسیاری از مدیران پرتفوی ایجاد مدل‌های تخصیص دارایی است که می‌توانند برای مدت زمان پایدار ارزش افزوده داشته باشند. از این رو تخصیص دارایی را می‌توان فعالیت اصلی صندوق‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی و شرکت‌های مدیریت دارایی دانست. زیربنای اکثر پژوهش‌های حوزه تخصیص دارایی را می‌توان به تحلیل میانگین-واریانس[۱] ارائه شده توسط مارکویتز[۲] (۱۹۵۲) به‌عنوان پیشگام نظریه نوین پرتفوی[۳] منتسب دانست. با ارائه این نظریه تحولی شگرف در زمینه نحوه نگرش به سرمایه‌گذاری به وجود آمد. قبل از ارائه تئوری مارکویتز (۱۹۵۲) اغلب سرمایه‌گذاران تنها از معیار بازده جهت سرمایه‌گذاری استفاده می‌کردند و بدون در نظر گرفتن ریسک به دنبال حداکثر کردن بازده بودند؛ اما در نظریه مارکویتز (۱۹۵۲) سرمایه‌گذار در هر سطحی از ریسک، پرتفویی را انتخاب می‌کند که دارای بیشترین بازده باشد. مارکویتز (۱۹۵۲) در نظریه خود، ریسک را واریانس تغییرات ارزش پرتفوی و بازده را میانگین تغییرات ارزش پرتفوی تعریف می‌کند. تحلیل میانگین-واریانس با وجود سادگی، با استقبال فراوان پژوهشگران حوزه مهندسی مالی مواجه شد و به‌سرعت به استاندارد پژوهش‌های حوزه تخصیص دارایی تبدیل شد. بااین‌وجود، نظریه مارکویتز (۱۹۵۲) از همان ابتدا با انتقادات فراوانی روبه‌رو بود. سادگی بیش‌ازحد مفروضات، نامناسب بودن واریانس به‌عنوان شاخص ریسک پرتفوی، تأثیر خطای تخمین پارامترهای مدل (میانگین و واریانس بازده دارایی‌ها) بر ساختار مرز کارا، گردش معاملات بالا، تمرکز بر تعداد محدودی از دارایی‌ها و عدم تنوع‌بخشی تنها بخشی از اشکالات وارد شده به نظریه مارکویتز (۱۹۵۲) است. در بین اشکالات وارده بر نظریه مارکویتز (۱۹۵۲) فرض نرمال بودن بازده مورد انتظار، در بسیاری از مواقع، صحیح نیست. فاما[۴] (۱۹۶۳) و منـدلبروت[۵] (۱۹۶۳) نخستین پژوهشگرانی بودند که فرض نرمال بودن توزیع بازده سهام را مردود دانستند. طبق بسیاری شواهد تجربی شکل تابع توزیع داده‌ها دارای دو انتهای ضخیم‌تر نسبت به تابع نرمال است (قندهاری و همکاران، ۱۳۹۶). از این‌رو بهینه‌سازی میانگین واریانس نسبت به بازده مورد انتظار دارایی بسیار حساس است (هاگ[۶] و همکاران، ۲۰۱۵). همچنین تغییر ناچیز پارامترهای ورودی، خصوصاً بازده مورد انتظار، می‌تواند منجر به تغییرات قابل‌توجه ترکیب پرتفوی شود (مرتون[۷]، ۱۹۸۰). به‌عبارت‌دیگر تغییر ناچیز تخمین بازده دارایی می‌تواند ساختار پرتفوی را به‌کلی تغییر دهد. علاوه بر این، مسئله بهینه‌سازی مارکوویتز و تعیین مرز کارای سرمایه‌گذاری در شرایطی که دارایی‌های قابل سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های موجود در بازار کم باشد، حل شدنی است؛ اما هنگامی‌که شرایط و محدودیت‌های دنیای واقعی در نظرگرفته شود، مسئله پیچیده و دشوار خواهد بود (بیات و اسدی، ۱۳۹۶). بسیاری از پژوهش‌های حوزه تخصیص دارایی تلاش دارد تا با ارائه راه‌حل‌هایی، ایرادهای وارده بر پرتفوی‌های سنتی میانگین-واریانس را مرتفع کند. همچنین برای غلبه بر مسئله تأثیر خطای تخمین راه‌حل‌های

---

۱. Mean-Variance Analysis
۲. Markowitz
۳. Modern Portfolio Theory
٤. Fama
٥. Mandelbrot
٦. Haugh
۷. Merton

مختلفی مانند روش‌ها و الگوریتم‌های موسوم به فرا ابتکاری[۱]، روش‌های بیزی[۲]، بهینه‌سازی استوار، بهینه‌سازی تصادفی و پویا و تخصیص مبتنی بر ریسک پیشنهاد شده است. در بین راهکارهای ارائه شده، روش‌های تخصیص مبتنی بر ریسک[۳] بخشی از رویکردهای جدیدی است که با استقبال فراوان پژوهشگران تخصیص دارایی مواجه شده است. ایده اصلی تخصیص مبتنی بر ریسک، آن است که چون خطای بازده تأثیر بیشتری بر ساختار پرتفوی داشته و از سوی دیگر، تخمین‌گر کارایی برای بازده وجود ندارد، بنابراین منطقی است که بازده به‌کلی از پارامترهای ورودی مدل کنار گذاشته شود. در روش‌های تخصیص مبتنی بر ریسک تلاش می‌شود تا با توزیع مناسب ریسک پرتفوی بین دارایی‌های مختلف و تنوع‌بخشی، علاوه بر کاهش ریسک پرتفوی، بازده مناسبی کسب شود.

در بین روش‌های تخصیص مبتنی بر ریسک، روش تخصیص با سهم ریسک برابر برای تمام دارایی‌های تشکیل‌دهنده پرتفوی، نقطه تمرکز پژوهش حاضر است. تخصیص دارایی در روش سهم ریسک برابر، به‌گونه‌ای صورت می‌گیرد که همه دارایی‌ها سهم یکسانی در ریسک پرتفوی داشته باشد. به‌عبارت‌دیگر، رویکرد سهم ریسک برابر به دنبال ایجاد توازن در ساختار ریسک پرتفوی است. به‌نحوی‌که هیچ دارایی یا عاملی بخش اعظم ریسک را به خود اختصاص ندهد.

هدف این پژوهش بررسی عملکرد سه استراتژی تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر، تخصیص با وزن‌های برابر و رویکرد مینیمم واریانس در بازار سرمایه ایران از طریق بررسی بازده و ریسک آن و مقایسه نسبت شارپ، هزینه‌های معاملاتی، گردش معاملات، تنوع‌پذیری از منظر ریسک و بازده، حداکثر افت سرمایه، بازده پرتفوی در شوک‌های بازار و بازده تجمعی آن‌ها می‌باشد.

مبانی نظری پژوهش

بهینه‌سازی پرتفوی و روش‌های تخصیص دارایی تاریخچه طولانی دارد که قدیمی‌ترین آن به پژوهش هری مارکویتز اقتصاددان و ارائه‌کننده مفهوم مرز کارا[۴] در تئوری مدرن پرتفوی در سال ۱۹۵۲ باز می‌گردد. پس از وی، جیمز توبین[۵] در سال ۱۹۵۸ به این نتیجه رسید که مدل مرز کارا می‌تواند با اضافه کردن امکان سرمایه‌گذاری بدون ریسک، بهبود یابد. میچاد[۶] (۱۹۸۹) نشان داد به دلیل مفروضات منظور شده در تئوری مارکویتز (۱۹۵۲) این روش در عمل از جذابیت کمتری برخوردار است. رویکرد تخصیص دارایی با وزن یکسان[۷] اخیراً موردتوجه پژوهشگران دانشگاهی و متخصصان بازار قرار گرفته است، زیرا در این روش تنها به متوسط بازده مورد انتظار اتکا نمی‌شود. از طرفی، یک روش ساده برای حل مسئله پرتفوی مینیم واریانس، وزن‌دهی یکسان به تمام دارایی‌های پرتفوی است. از این‌رو تخصیص دارایی با وزن یکسان یا به اصطلاح

---

۱. Heuristic
۲. Bayesian
۳. Risk-Based Allocation
۴. Efficient Frontier
۵. James Tobin
۶. Michaud
۷. Equally weighted portfolios

"n / ۱" به‌صورت گسترده‌ای استفاده می‌شود (بنارتزی و تالر[۱]، ۲۰۰۱؛ ویندکلیف و بویل[۲]، ۲۰۰۴). دی‌میگوئل و همکاران[۳] (۲۰۰۹) نشان دادند این روش عملکرد برون نمونه‌ای کارآمدی دارد. علاوه بر این، اگر کلیه دارایی‌ها از ضریب همبستگی یکسان و همچنین میانگین و واریانس یکسان برخوردار باشند، پرتفوی حاصل از رویکرد تخصیص دارایی با وزن یکسان، یک پرتفوی منحصربه‌فرد در مرز کارآ است. به دلیل آنکه رویکرد تخصیص دارایی با وزن برابر متکی به متوسط بازده پیش بینی شده نیست، فرض می‌شود در مقایسه با سایر استراتژی‌های وزن‌دهی همچون تخصیص دارایی بر اساس قیمت یا ارزش[۴] قوی‌تر است (مالادی و فابوزی[۵]، ۲۰۱۷)؛ اما در شرایطی که ریسک هر یک از دارایی‌های موجود در پرتفوی[۶] بسیار متفاوت باشد، رویکرد تخصیص دارایی با وزن برابر می‌تواند منجر به متنوع سازی محدودی از ریسک شود. این امر موجب شده تا محبوبیت تکنیک‌های ساخت پرتفوهایی که صرفاً بر اساس ریسک بنا شده‌اند، افزایش یابد (ماسسر و رومانکو[۷]، ۲۰۱۴). از طرفی بحران مالی سال ۲۰۰۸-۲۰۰۹ نشان داد بسیاری از استراتژی‌های سنتی تخصیص دارایی مبتنی بر میانگین و واریانس، عملکرد مناسبی نداشته‌اند و این امر انگیزه در نظرگرفتن راهبردهای جایگزین و مبتنی بر ریسک گردید (نویمان[۸]، ۲۰۱۵). در همین راستا استراتژی بدون میانگین[۹] موردتوجه گسترده قرارگرفت که به‌عنوان تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر (ERC) یا رویکرد تعادل ریسک[۱۰] شناخته شده است. رویکرد تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر برای نخستین بار توسط ادوارد کیان[۱۱] (۲۰۰۵) در حوزه مدیریت دارایی ارائه گردید. رویکرد تعادل ریسک به دنبال آن است تا سهم ریسک کلیه دارایی‌های موجود در پرتفوی را مساوی سازد، به‌گونه‌ای که پرتفوهای حاصل از آن به‌طور کامل از دیدگاه ریسک متنوع شود (میلارد[۱۲] و همکاران، ۲۰۱۰). استراتژی تعادل ریسک تخصیص خود را به طبقات دارایی افزایش می دهد که نوسانات و یا همبستگی کاهشی دارند، زیرا سهم ریسک حاشیه‌ای آن‌ها در نوسانات پرتفوی پایین‌تر است؛ بنابراین طبقه دارایی ریسکی تخصیص کمتری نسبت به همتای کم ریسک خود خواهد داشت. کیان (۲۰۰۵) معتقد است پرتفوی حاصل از رویکرد تعادل ریسک باید منجر به بازده تعدیل‌شده بابت ریسک بالاتری شود. پرتفوی حاصل از رویکرد تعادل ریسک معمولاً دارای نوسان پایین‌تر و نسبت شارپ بالاتر و در نتیجه تنوع مؤثر ریسک است. برای به‌کارگیری این روش، نیازی به تخمین بازده مورد انتظار نیست. این امر یکی از مزایای این رویکرد است؛ زیرا پیش‌بینی بازده امری چالشی است. در عوض، رویکرد تعادل ریسک نیاز به برآورد دقیق نوسان و سایر معیارهای ریسک دارد.

---

۱. Benartzi & Thaler
۲. Windcliff & Boyle
۳. Demiguel et al.
٤. Price-weighted or value-weighted strategies.
٥. Malladi & Fabozzi
٦. Individual Risk
۷. Mausser & Romanko
۸. Neumann
۹. Mean-free strategy
۱۰. Risk parity
۱۱. Edward Qian
۱۲. Maillard et al.

نخستین بار میلارد و همکاران (۲۰۱۰) روابط بین استراتژی تعادل ریسک با استراتژی سنتی حداقل واریانس و استراتژی تخصیص دارایی با وزن یکسان را آزمودند. نتایج نشان می‌داد پرتفوی حداقل واریانس به دلیل نوسانات پایین‌تر ممکن است به نسبت شارپ بالاتری دست یابد. به‌طورکلی به نظر می‌رسد پرتفوی حاصل از رویکرد تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر جایگزین مناسبی برای پرتفوی حداقل واریانس و پرتفوی با وزن یکسان باشد و از نظر سطح مطلق ریسک و بودجه‌بندی ریسک[۱] بین این دو رویکرد در نظر گرفته شود (میلارد و همکاران، ۲۰۱۰). استراتژی تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر می‌تواند از نظر واریانس پرتفوی به‌عنوان بده بستان استراتژی‌های حداقل واریانس و تخصیص دارایی با وزن یکسان در نظر گرفته شود (نویمان، ۲۰۱۵).

در رویکرد بودجه‌بندی ریسک، سرمایه‌گذار فقط توزیع ریسک بین دارایی‌های پرتفوی را بدون در نظر گرفتن بازده انتخاب می‌کند. تعادل ریسک رویکردی برای ایجاد یک پرتفوی با نوسانات کم است. به‌عنوان‌مثال سهم ریسک هر دارایی در پرتفوی می‌تواند متناسب با سهم وزن ریسک آن دارایی یا صنعت مربوط به آن در شاخص باشد، درحالی‌که در استراتژی سهم ریسک برابر، سهم ریسک کلیه دارایی‌های موجود در پرتفوی با یکدیگر برابر هستند. بدین ترتیب استراتژی سهم ریسک برابر حالت خاصی از استراتژی تعادل ریسک بوده که در آن سهم ریسک هر یک از دارایی‌ها باهم برابرند. تمرکز اصلی این روش‌ها کنترل سطح نوسان پذیری پرتفوی است.

بر اساس رویکرد استراتژی تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر زمانی که تخصیص دارایی‌ها با سهم ریسک برابر صورت گرفته باشد، پرتفوی حاصل در برابر افت بازار سرمایه، نسبت به سایر استراتژی‌های تخصیص دارایی مبتنی بر رویکرد سنتی، مقاوم‌تر است؛ زیرا پرتفوهای حاصل از استراتژی ERC در درجه اول ماهیتاً تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های کم ریسک دارد. اصول رویکرد تعادل ریسک بر اساس ساختار و اهداف سرمایه‌گذاری مدیران مالی مختلف، می‌تواند متفاوت باشد و البته به نتایج مختلفی نیز منجر شود. بخشی از تئوری این رویکرد در سال‌های ۱۹۵۰ تا ۱۹۷۰ گسترش یافت اما اولین صندوق با رویکرد تعادل ریسک که آل وِدِر[۲] نامیده شد، در سال ۱۹۹۶ ایجاد گردید. در سال‌های اخیر صندوق‌های سرمایه‌گذاری بسیاری پرتفوی‌هایی با استراتژی تعادل ریسک به مشتریان خود توصیه می‌کنند. این رویکرد در استراتژی‌های فعال و غیرفعال مدیریت دارایی می‌تواند مورداستفاده قرار گیرد. گرایش به این رویکرد از اواخر دهه ۲۰۰۰ در پی بحران مالی افزایش یافت و صندوق‌هایی که از این رویکرد استفاده می‌کردند، مانند بسیاری از صندوق‌های پوششی از صندوق‌های دارای ساختار سنتی، موفق‌تر بودند. با گذشت زمان کمی، این استراتژی موردتوجه فعالان مدیریت دارایی قرار گرفت. طرفداران این رویکرد معتقدند هدف استفاده از این استراتژی، اجتناب از پیش‌بینی بازده‌های آتی و مشکلات ناشی از آن در تئوری مارکویتز (۱۹۵۲) است. در طول دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲، شرکت‌های متعددی ازجمله بارکلیز[۳]، شرودرز[۴]، مدیریت دارایی ملون[۵]، نوبرگر برمن[۶] شروع به ارائه خدمات و محصولات با تعادل ریسک کردند.

---

۱. Risk Budgeting
۲. All Weather
۳. Barclays Broker Investors
٤. Chroders
٥. Mellon Capital Management
٦. Neuberger Berman

مروری بر پیشینه پژوهش

دی‌میگوئل و همکاران[۱] (۲۰۰۹) و چاوز و همکاران[۲] (۲۰۱۲) نشان دادند تشکیل پرتفوی با وزن برابر اغلب نتایج بهتری در مقایسه با استراتژی تشکیل پرتفوی مینیمم واریانس دارد[۳]. برودر و رانکالی[۴] (۲۰۱۱) بر این باور بودند در روش‌های تخصیص دارایی مبتنی بر بودجه‌بندی ریسک برخلاف روش‌های سنتی، فرایند اصلی سرمایه‌گذاری معطوف به متنوع‌سازی دارایی‌ها بر اساس ریسک بوده و سرمایه‌گذاران می‌توانند تخصیص ریسک میان دارایی‌های پرتفوی را بدون در نظر گرفتن بازده انجام دهند. روش مذکور اولین بار توسط کیان[۵] (۲۰۰۵) و سپس نوریچ[۶] (۲۰۰۸) مطرح گردید. میلارد و همکاران[۷] (۲۰۰۹) با استفاده از شاخص‌های ۱۰ صنعت آمریکا از سال ۱۹۷۳ تا سال ۲۰۰۸ دریافتند عملکرد استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر از منظر بازده، ریسک، نسبت شارپ، تنوع‌پذیری و بیشترین افت سرمایه بین دو روش دیگر قرار دارد. چاوز و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های اوراق قرضه بلندمدت، اوراق با رتبه‌های مختلف سرمایه‌گذاری، بازارهای نوظهور سهام، بازارهای کالایی و صندوق‌های زمین و ساختمان دریافتند استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر در مقابل روش مینیمم واریانس، نسبت شارپ بهتری دارد ولی درمقابل پرتفوی با وزن برابر و پرتفوی‌های بازنشستگی ۴۰/۶۰ که ۶۰ درصد منابع خود را در سهام و ۴۰ درصد باقیمانده را در اوراق با درآمد ثابت سرمایه‌گذاری کرده‌اند، عملکرد بدتری داشته است. لی[۸] (۲۰۱۱) با بررسی سهام اس‌اندپی ۵۰۰ نشان داد استراتژی تخصیص دارایی مبتنی بر ریسک لزوماً از منظر معیار شارپ نسبت به سایر روش‌ها جواب بهتری ارائه نمی‌دهد. آسنس و همکاران[۹] (۲۰۱۲) نشان دادند ارزش ۱ دلار سرمایه گذاری در پرتفوی سهام و اوراق بهادار با سهم ریسک برابر از سال ۱۹۲۶ به‌طور قابل‌توجهی بالاتر از پرتفوی بازار است. نتایج بررسی در ۱۱ کشور نشان می‌داد عملکرد پرتفوی تعادل ریسک نسبت به روش‌های سنتی تخصیص سرمایه، قوی‌تر است. پلیخا و همکاران[۱۰] (۲۰۱۵) نشان دادند عملکرد پرتفوی حاصل از رویکرد تخصیص دارایی با وزن برابر (پرتفوی با وزن برابر) از ۱۴ استراتژی متفاوت وزن‌دهی بهتر است. بای و همکاران[۱۱] (۲۰۱۵) مدل حداقل مربعات غیر محدب[۱۲] را با هدف انتخاب مطلوب‌ترین راه حل برای رویکرد

---

۱. Demiguel et al.
۲. Chaves et al.
۳. پس از بحران وام‌های رهنی و به دنبال آن بدهی کشورها، بخش سرمایه‌گذاری کشورهای توسعه‌یافته تغییر کرده است. مسئولیت اصلی مدیران صندوق‌ها در کنار تأمین بازده مناسب، کنترل و مدیریت ریسک است.
٤. Bruder & Roncalli
٥. Qian
٦. Neurich
٧. Maillard et al.
٨. Lee
٩. Asness et al.
١٠. Plyakha et al.
١١. Bai
١٢. Non-convex least-squares model

تعادل ریسک ارائه کردند. نتایج عددی نشان‌دهنده اثربخشی تکنیک آن‌ها از نظر سرعت و دقت می‌باشد. لیژن ژو[1] (۲۰۱۶) نشان داد چگونه روش‌های مختلف تخصیص دارایی بر بازده و ریسک پرتفوی اثر می‌گذارد. او از چندین روش تخصیص دارایی مانند وزن برابر، مینیمم واریانس و پرتفوی با سهم ریسک برابر استفاده نمود و بیان کرد تفاوت قابل ملاحظه‌ای بین بازده تعدیل شده بابت ریسک شاخص صنایع کشورهای مختلف جود ندارد اما برای پرتفوهای ترکیبی سهام و اوراق قرضه که با استراتژی‌های مختلف تخصیص دارایی تشکیل شده‌اند، تفاوت ملموسی وجود دارد و استراتژی برتر در طول زمان تغییر می‌کند.

انعامی (۱۳۹۴) با ترکیب رویکردهای مارکوویتز و ریسک برابر و استفاده از تکنیک بهینه‌سازی استوار در بدترین حالت نشان داد پرتفوی‌های حاصل از این روش ضمن برخورداری از ویژگی‌های مطلوب رویکرد مارکوویتز از ویژگی‌های مطلوب رویکرد ریسک برابر نیز برخوردار است (انعامی، ۱۳۹۴).

پرسش پژوهش

آیا در استراتژی تشکیل پرتفوی با سهم ریسک برابر بازده، ریسک، نسبت شارپ، تنوع‌پذیری از منظر وزن و ریسک دارایی‌ها، گردش معاملات، هزینه‌های معاملات، بازده تجمعی، حداکثر افت سرمایه و بازده پرتفوی در شوک های بازار در مقایسه با استراتژی‌های مینیمم واریانس و پرتفوی با وزن‌های برابر بیشتر است؟

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۴ می‌باشد و نمونه پژوهش شامل داده‌های هفتگی ۲۵ شاخص صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران است که بر اساس افزایش سرمایه و تقسیم سود شرکت‌ها تعدیل شده‌اند. داده‌های مربوطه از سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[2] و سایت بورس اوراق بهادار[3] گرداوری شدند.

ابتدا سه استراتژی تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر، مینیمم واریانس و تشکیل پرتفوی با وزن برابر تعریف می‌گردد. سپس به تعریف بازده، ریسک، نسبت شارپ، هزینه‌های معاملاتی، گردش معاملات، شاخص تنوع‌پذیری هرفیندال پرداخته می‌شود. درنهایت با استفاده از متغیرهای فوق این استراتژی‌ها با یکدیگر مقایسه می‌شود.

استراتژی پرتفوی با وزن برابر:

این استراتژی ساده‌ترین روش تخصیص است که به هر یک از دارایی‌های انتخاب شده در پرتفوی، وزن مساوی تخصیص می‌دهد. هرچند در این روش پرتفوی از منظر وزن هر دارایی متنوع شده اما در مواردی که ریسک طبقات دارایی تفاوت قابل‌توجهی دارد، سهم ریسک این طبقات از کل ریسک پرتفوی نسبت به سایر طبقات بالاتر خواهد بود. بدین ترتیب تنوع‌پذیری پرتفوی از منظر ریسک در سطح پایینی باقی خواهد ماند و ریسک کل پرتفوی در یک یا چند

---

۱. Lizhen Zhu
۲. http://www.tsetmc.com/Loader.aspx?ParTree=۱۵
۳. http:/new.tse.ir

دارایی متمرکز می‌شود. جنبه منفی این استراتژی آن است که این روش هیچ اطلاعاتی در مورد مشخصه‌های دارایی‌ها از قبیل بازده، نوسان پذیری و همبستگی هر دارایی با دیگر دارایی‌ها را در نظر نمی‌گیرد. وزن هر دارایی در رابطه ۱ نشان داده شده است که در آن N تعداد کل دارایی‌ها و $\boldsymbol{x}$ بردار وزنی N x ۱ می‌باشد.

$$x_{EW} = \frac{1}{N}$$ رابطه ۱)

پرتفوی مینیمم واریانس:

در روش مارکویتز (۱۹۵۲) برای انتخاب سبد سرمایه‌گذاری بهینه، پرتفوی مینیمم واریانس با برنامه بهینه‌سازی رابطه ۲ تطابق دارد:

$$x^* = \arg\min \frac{1}{2} x^{\mathrm{T}} \Sigma x$$
$$\text{u. c. } \mathbf{1}^{\mathrm{T}} x = \mathbf{1}$$ رابطه ۲)

x بردار وزن دارایی‌ها و Σ ماتریس واریانس-کوواریانس بازده دارایی‌ها می‌باشد. نتیجه حل مسئله بهینه‌سازی رابطه ۲ در رابطه ۳ نمایش داده شده است:

$$x^* = \frac{\Sigma^{-1}\mathbf{1}}{\mathbf{1}^{\mathrm{T}}\Sigma^{-1}\mathbf{1}}$$ رابطه ۳)

استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر:

در این روش سهم ریسک هر دارایی در پرتفوی با یکدیگر مساوی است. با در نظر گرفتن پرتفوی x_i سهمی، n به‌عنوان وزن داراییiام و با انتخاب واریانس به‌عنوان اندازه ریسک، ریسک پرتفوی مطابق رابطه ۴ محاسبه می‌شود:

$$RM(x) = \sigma(x) = \sqrt{x^{\mathrm{T}}\Sigma x}$$ رابطه ۴)

از این رو مشتق بُرداری $\sigma(x)$ برحسب وزن‌های x_i در رابطه ۵ نشان داده شده است:

$$\frac{\partial RM(x)}{\partial x_i} = \frac{\partial \sigma(x)}{\partial x_i} = \frac{(\Sigma x)_i}{\sqrt{x^T \Sigma x}}$$ رابطه ۵)

از طرفی $\mathrm{RM}(\mathrm{x}_1, \dots, \mathrm{x}_n)$ به‌عنوان اندازه ریسک پرتفوی که مجموع حاصلضرب وزن هر دارایی در ریسک نهایی آن دارایی می‌باشد، محاسبه می‌شود.

$$RM(x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^{n} x_i \frac{\partial RM(x_1, \dots, x_n)}{\partial x_i}$$ رابطه ۶)

بنابراین، سهم ریسک داراییiام در پرتفوی مطابق رابطه ۷ تعریف می‌شود:

$$RC_i(x_1, \dots, x_n) = x_i \frac{\partial RM(x_1, \dots, x_n)}{\partial x_i}$$ رابطه ۷)

سهم ریسک دارایی iام در رابطه ۸ نمایش داده می‌شود:

$$RC_i(x_1, \dots, x_n) = x_i \frac{\partial \sigma(x)}{\partial x_i} = x_i \frac{(\Sigma x)_i}{\sqrt{x^T \Sigma x}}$$ رابطه ۸)

در محاسبات پرتفوی با سهم ریسک برابر از روابط ۹ می‌توان استفاده نمود:

$$\sigma^2 = x^T \Sigma x$$
$$\beta = \frac{\Sigma x}{\sigma^2}$$ رابطه ۹)
$$x_i \beta_i = x_j \beta_j = \frac{1}{N}$$

N تعداد کل دارایی‌ها، x بردار وزنی N x ۱ پرتفوی، x_i وزن دارایی i در پرتفوی، σ انحراف معیار پرتفوی، Σ ماتریس کواریانس N x N و β بردار N x ۱ بتای دارایی‌های پرتفوی می‌باشد.

راه حل عددی:

در حالت کلی برای حل مسئله استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر نیاز به حل عددی از طریق الگوریتم عددی است. در این پژوهش از رویکرد حل مسئله بهینه‌سازی با استفاده از الگوریتم مرتبه دوم متوالی[1] SQP استفاده می‌شود که در رابطه ۱۰ نمایش داده شده است:

$$x^* = \arg\min \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} (x_i(\sum x)_i - x_j(\sum x)_j)^2$$ رابطه ۱۰)
$$1^T x = 1 \text{ و } 0 \le x \le 1$$

هرچند اساس این سه روش بر رویکردهای متفاوتی استوار است اما از برخی جهات مشابه یکدیگرند. اصول اساسی این سه استراتژی به‌طور خلاصه در رابطه ۱۱ نشان داده شده است.

$$\begin{cases} x_i = x_j & \text{استراتژی پرتفوی با وزن برابر} \\ \partial_{x_i}\sigma(x) = \partial_{x_j}\sigma(x) & \text{استراتژی مینیمم واریانس} \\ x_i \partial_{x_i}\sigma(x) = x_j \partial_{x_j}\sigma(x) & \text{استراتژی سهم ریسک برابر} \end{cases}$$ رابطه ۱۱)

همان‌طور که مشاهده می‌شود در پرتفوی با وزن برابر (EV) وزن سهام با یکدیگر مساوی است در حالی که در استراتژی مینیمم واریانس (GMV)، ریسک نهایی کلیه سهام مساوی یکدیگر است. در استراتژی تشکیل پرتفوی با سهم ریسک برابر (ERC)، حاصل‌ضرب اوزان سهام در ریسک نهایی آن‌ها با یکدیگر برابر می‌باشد و یا به عبارتی، سهم ریسک هر سهم از کل ریسک پرتفوی با سهام دیگر برابر می‌باشد. لازم به ذکر است در استراتژی مینیمم واریانس این تساوی فقط برای دارایی‌هایی با وزن غیر صفر صدق می‌کند. در استراتژی‌های سهم ریسک برابر و پرتفوی با وزن برابر وزن هیچ‌یک از

---

۱. Sequential Quadratic Programming

دارایی‌ها صفر نمی‌باشد اما در استراتژی مینیمم واریانس وزن یک یا چند دارایی می‌تواند صفر باشد. رانکالی و برودر[1] (۲۰۱۲) نشان دادند ریسک پرتفوی با سهم ریسک برابر بین پرتفوی مینیمم واریانس و پرتفوی با وزن برابر است.

$$\sigma_{GMV} \leq \sigma_{ERC} \leq \sigma_{EW}$$ رابطه ۱۲)

پس از انتخاب ۲۵ شاخص اصلی بورس اوراق بهادار و مرتب کردن آن‌ها، بازده لگاریتمی آن‌ها به‌صورت هفتگی محاسبه می‌شود. سپس با توجه به استراتژی‌های ذکر شده بر اساس یک افق زمانی ۲ ساله که حدود ۲۰ درصد داده‌های موردبررسی را شامل می‌گردد، پرتفوی‌های مربوطه بر اساس سه استراتژی با وزن‌های برابر، با سهم ریسک برابر و مینیمم واریانس با استفاده از ۲۵ شاخص اصلی بورس اوراق بهادار تشکیل می‌شود. بدین ترتیب وزن‌های هر یک از دارایی‌های موجود در هر پرتفوی محاسبه می‌شود و به‌طور هفتگی رو به جلو حرکت نموده و هر هفته مجدداً ترکیب دارایی‌های پرتفوی تجدید ساختار می‌شود. هزینه معاملات نیز در محاسبات در نظر گرفته می‌شود. سپس عملکرد پرتفوی‌های تشکیل شده از منظر بازده، ریسک، نسبت شارپ، کارمزد معاملات، گردش معاملات، بازده تجمعی، تنوع‌پذیری از منظر سهم وزن و سهم ریسک دارایی‌ها، بیشترین افت سرمایه از ارزش پرتفوی و در نهایت از منظر بازده تجمعی در طول دوره موردبررسی با یکدیگر مقایسه می‌شود.

نحوه اندازه‌گیری متغیرها

بازده پرتفوی:

به‌منظور محاسبه بازده، V_0 به‌عنوان ارزش ابتدایی پرتفوی به‌صورت رابطه ۱۳ تعریف می‌شود:

$$V_0 = \sum_{k=1}^{n} h_k \times S_0^k \geq 0$$ رابطه ۱۳)

که h_k تعداد واحد نگهداری شده از دارایی Kام در سبد سرمایه‌گذاری و S_0^k ارزش دارای Kام در زمان حاضر است. اگر فروش دارایی‌ها در زمان t با بردار $S_t = (S_t^1, S_t^2, \dots, S_t^n)$ نمایش داده شود، آنگاه ارزش پرتفوی در زمان $t = 1$ برابر است با:

$$V_1 = \sum_{k=1}^{n} h_k \times S_1^k$$ رابطه ۱۴)

از طرفی وزن و بازده هر یک از دارایی‌ها به‌صورت رابطه ۱۵ قابل تبیین است:

$$W_k = \frac{h_k \times S_0^k}{V_0}$$
$$r_k = \frac{S_1^k - S_0^k}{S_0^k}$$ رابطه ۱۵)

در نتیجه بازده پرتفوی مانند رابطه ۱۶ محاسبه می‌شود:

---

۱. Roncalli & Bruder

$$r_p = \frac{V_1 - V_0}{V_0} = \frac{\sum_{k=1}^{n} h_k(S_1^k - S_0^k)}{V_0} = \sum_{k=1}^{n} W_k r_k$$ رابطه ۱۶)

بازده بدون ریسک:

بازده بدون ریسک بر اساس نرخ سود سپرده بلندمدت بانک‌ها محاسبه شده است.

بازده تجمعی:

برای سرمایه‌گذاران بازده تجمعی یا به عبارتی، بازده سرمایه‌گذاری از ابتدای دوره مهم است. در رابطه ۱۷ بازده کل دوره (TCR) به‌صورت بازده تجمعی نمایش داده شده است.

$$TCR = \prod_{i=1}^{n}(1 + r_{pi}) - 1$$ رابطه ۱۷)

TCR بازده تجمعی، n تعداد دوره‌های موردبررسی (هفته، سال و ...) ، r_{pi} بازده پرتفوی در دوره iام می‌باشد.

ریسک:

همانند رانکالی (۲۰۱۰) از واریانس بازده به‌عنوان شاخص ریسک استفاده می‌شود.

شاخص هرفیندال:

میلارد و رانکالی (۲۰۱۰) از شاخص هرفیندال[۱] برای سنجش تمرکز پرتفوی استفاده کردند. در توزیع احتمال π شاخص هرفیندال به‌صورت رابطه ۱۸ تعریف می‌شود:

$$H(\pi) = \sum_{i=1}^{n} \pi_i^2$$ رابطه ۱۸)

که $i = 1, \dots, n$ برای π_i کلیه مشاهدات است. اگر شاخص هرفیندال مقدار ۱۰،۰۰۰ را اتخاذ کند، توزیع احتمال متمرکز بوده و تمرکز پرتفوی به‌طور کامل بر یک دارایی است و نشان‌دهنده افزایش ریسک سرمایه‌گذاری می‌باشد و پرتفوی باید متنوع‌تر شود تا ریسک کل پرتفوی بین چند دارایی توزیع شود. در استراتژی پرتفوی با وزن برابر ازآنجاکه وزن تمام دارایی‌ها با یکدیگر برابر است، تمرکز دارایی‌ها از منظر وزن در پرتفوی به حداقل می‌رسد و ریسک سرمایه‌گذاری بین چندین دارایی توزیع می‌گردد بدین ترتیب شاخص مذکور کمترین مقدار خود را نمایش می‌دهد. بنابراین برای نشان دادن سطح تنوع‌پذیری هر پرتفوی در طول زمان از این شاخص استفاده شده است. هرچه نسبت فوق به ۱۰،۰۰۰ نزدیک‌تر شود، نشان‌دهنده

---

۱. Herfindahl Index

تمرکز سرمایه‌گذاری و افزایش ریسک خواهد بود. از این شاخص برای بررسی متنوع بودن پرتفوی از منظر وزن و ریسک استفاده شده است.

نسبت شارپ:

وای لی[1] (۲۰۱۱) برای بررسی عملکرد پرتفوی از نسبت شارپ استفاده نمود. بازده تعدیل شده برحسب ریسک پرتفوی همان نسبت شارپ است که توسط شارپ در سال ۱۹۶۶، معرفی گردید. نسبت شارپ بر اساس رابطه ۱۹ محاسبه می‌شود.

$$SR(x|rf) = \frac{\mu(x) - rf}{\sigma(x)}$$ رابطه ۱۹)

نرخ گردش معاملات:

نرخ گردش معاملات به‌عنوان معیار بررسی میزان معامله در هر دوره (هفته، سال و ...) در نظر گرفته شده است. با تغییر هفتگی قیمت‌ها، اوزان دارایی‌ها در پرتفوی نیز تغییر می‌کند. به‌طور مشخص، نرخ گردش به‌صورت مجموع قدر مطلق ارزش تفاوت وزن دارایی‌ها در دو دوره متوالی محاسبه می‌شود.

$$P.Turnover_t = \sum_{i=1}^{n} |x_t - x_{t-1}|$$ رابطه ۲۰)

x_t وزن هر دارایی در زمان حال، n تعداد دارایی‌ها و در هر دوره $P.Turnover_t$ همیشه بین صفر (درصورتی‌که فروش یا خریدی در پرتفوی رخ نداده باشد) و ۱ (در مورد خاص تک سهمی) است. درصورتی‌که امکان پیش فروش سهام وجود داشته باشد، این مقدار به ۲ نیز می‌تواند برسد. بنابراین برای به دست آوردن بازده تعدیل شده بر اساس هزینه معاملات $P.AdjRet_t$ باید از بازده محقق شده پرتفوی هزینه معاملات را مانند رابطه ۲۱ کسر نمود که از ضرب ۰,۰۰۷۵ (نصف هزینه خرید و فروش) در نرخ گردش معاملات $P.Turnover_t$ حاصل می‌شود.

$$P.AdjRet_t = P.Ret_t - ۰.۰۰۷۵ * P.Turnover_t$$ رابطه ۲۱)

ضروری است یادآور شود در روش فوق گردش معاملات استراتژی تشکیل پرتفوی با وزن برابر، صفر می‌شود.

حداکثر افت سرمایه:

مقدار کاهش ارزش پرتفوی است که در اثر یکسری معاملات ناموفق یا زیان‌ده صورت می‌پذیرد. کاپورین[2] (۲۰۱۵) حداکثر افت سرمایه در یک دوره را از اختلاف بین بالاترین و پایین‌ترین سطح ارزش پرتفوی محاسبه نمود.

$$M = \max_{u \in [0,t]} V_u$$ رابطه ۲۲)

---

۱. Wai Lee
۲. Caporin

M و پرتفوی ارزش V_u بالاترین ارزش پرتفوی در یک بازه زمانی می‌باشد. با استفاده از رابطه ۲۳ حداکثر افت سرمایه محاسبه می‌شود.

$$MDD = \max(M - V_u) \quad u \in [0, t]$$

رابطه ۲۳)

یافته‌های پژوهش

جدول ۱ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش (بازده لگاریتمی ۲۵ شاخص اصلی بورس اوراق بهادار) را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی

ردیف	شاخص	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
۱	انبوه‌سازی	۰/۰۰۲۳۲۵	۰/۱۵۹۰۰۷	-۰/۱۳۰۶۰۴	۰/۰۳۰۴۴۵
۲	بانک‌ها	۰/۰۰۵۱۵۹	۰/۲۵۰۶۰۰	-۰/۱۷۵۱۶۱	۰/۰۳۲۹۰۸
۳	چند رشته‌ای صنعت	۰/۰۰۴۲۳۲	۰/۱۲۵۱۶۳	-۰/۱۲۲۷۵۹	۰/۰۳۲۴۹۶
۴	زغال‌سنگ	۰/۰۰۲۵۷۴	۰/۴۳۷۴۷۶	-۰/۲۸۰۴۴۳	۰/۰۶۲۴۸۳
۵	مواد دارویی	۰/۰۰۶۴۵۵	۰/۱۳۸۶۰۹	-۰/۰۵۹۲۸۹	۰/۰۲۱۶۶۹
۶	دستگاه‌های برقی	۰/۰۰۵۳۳۷	۰/۱۳۸۹۰۷	-۰/۱۳۶۸۱۳	۰/۰۳۵۴۱۸
۷	فنی و مهندسی	۰/۰۰۴۵۳۳	۰/۲۵۴۱۶۱	-۰/۱۷۹۷۷۱	۰/۰۵۳۴۲۲
۸	فرآورده‌های نفتی	۰/۰۰۴۴۹۸	۰/۲۵۲۵۰۰	-۰/۵۸۲۷۸۹	۰/۰۴۹۱۳۲
۹	فلزات اساسی	۰/۰۰۵۴۹۳	۰/۲۰۹۷۵۳	-۰/۲۳۹۸۲۵	۰/۰۳۶۶۰۵
۱۰	غذایی به‌جز قند و شکر	۰/۰۰۵۰۰۱	۰/۲۴۸۹۶۲	-۰/۰۹۶۴۳۶	۰/۰۳۲۸۵۰
۱۱	قند و شکر	۰/۰۰۴۸۶۸	۰/۲۰۲۱۵۲	-۰/۱۱۰۰۰۸	۰/۰۳۹۹۰۵
۱۲	کانه‌های غیرفلزی	۰/۰۰۵۰۸۴	۰/۱۹۲۳۹۸	-۰/۰۹۶۵۷۲	۰/۰۲۹۷۱۰
۱۳	کانه‌های فلزی	۰/۰۰۵۵۴۰	۰/۱۶۶۳۹۷	-۰/۱۷۸۳۴۶	۰/۰۴۲۰۸۰
۱۴	کاشی و سرامیک	۰/۰۰۳۴۳۸	۰/۲۲۹۴۰۴	-۰/۱۶۳۴۲۸	۰/۰۳۳۱۲۱
۱۵	خودرو	۰/۰۰۳۳۴۲	۰/۱۸۵۴۲۱	-۰/۱۱۳۱۸۵	۰/۰۴۲۷۵۵
۱۶	لاستیک	۰/۰۰۳۳۱۴	۰/۳۵۸۶۳۳	-۰/۱۶۳۴۲۴	۰/۰۳۲۴۷۵
۱۷	محصولات فلزی	۰/۰۰۶۳۸۸	۰/۲۰۹۰۸۸	-۰/۲۴۰۲۲۰	۰/۰۴۲۲۳۰
۱۸	مالی	۰/۰۰۴۲۱۸	۰/۱۳۸۵۲۶	-۰/۱۰۱۱۶۰	۰/۰۲۶۹۲۶
۱۹	ماشین‌آلات	۰/۰۰۳۷۷۴	۰/۱۴۷۸۹۰	-۰/۱۵۰۷۶۱	۰/۰۲۷۵۹۳
۲۰	محصولات کاغذی	۰/۰۰۲۷۶۹	۰/۲۴۴۰۸۴	-۰/۲۹۹۹۴۲	۰/۰۴۲۵۶۸
۲۱	رایانه	۰/۰۰۶۹۴۷	۰/۲۰۳۶۲۱	-۰/۲۴۵۹۲۸	۰/۰۳۸۵۳۴
۲۲	سرمایه‌گذاری‌ها	۰/۰۰۳۴۹۹	۰/۱۲۲۲۰۲	-۰/۰۷۷۵۴۵	۰/۰۲۶۳۱۸
۲۳	سایر مالی	۰/۰۰۳۷۳۶	۰/۲۰۲۳۴۱	-۰/۲۸۱۰۶۰	۰/۰۴۲۶۵۷
۲۴	شیمیایی	۰/۰۰۴۸۱۷	۰/۱۸۷۹۲۲	-۰/۲۱۰۷۰۸	۰/۰۳۱۰۵۸
۲۵	سیمان	۰/۰۰۱۸۶۱	۰/۱۸۵۴۷۴	-۰/۰۶۴۸۸۰	۰/۰۲۵۵۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی آماری داده‌ها نشان می‌دهد شاخص رایانه بیشترین میانگین بازده، شاخص سیمان کمترین میانگین بازده، شاخص زغال‌سنگ بیشترین مقدار بازده، شاخص فرآورده‌های نفتی کمترین مقدار بازده،

شاخص زغال‌سنگ بیشترین مقدار انحراف معیار بازده و شاخص مواد دارویی کمترین مقدار انحراف معیار بازده لگاریتمی را در طول دوره موردبررسی داشته است.

در این بخش پرتفوی‌های مبتنی بر هر استراتژی از جنبه‌های مختلف با یکدیگر مقایسه می‌شود. جداولی که در ادامه ارائه می‌گردد، عملکرد هر استراتژی بر اساس معیارهای ذکر شده را نشان می‌دهد. هر ردیف عملکرد پرتفوی‌ها را برای مدت یک سال نشان می‌دهد. در این جداول در هر ردیف در ذیل هر استراتژی از سه رنگ سفید، خاکستری و سیاه استفاده شده است. رنگ سفید نمایانگر بهترین عملکرد، رنگ سیاه بدترین عملکرد و رنگ خاکستری عملکرد میانه را در مقایسه با دو استراتژی دیگر نشان می‌دهد.

ارزیابی بازده استراتژی‌ها:

بازده سالانه سه استراتژی در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. درصد بازده سالانه پرتفوی‌ها

سال/استراتژی	مینیمم واریانس	سهم ریسک برابر	وزن برابر
	-۱۱/۶	-۱۱/۹	-۱۳/۷
	۱۵/۱	۲۰/۰	۳۰/۱
	۳۶/۷	۵۷/۲	۶۳/۹
	۲۰/۱	۳۴/۶	۳۶/۳
	۱۸/۶	۳۱/۱	۳۰/۱
	۱۶۵/۴	۱۸۹/۶	۱۹۳/۹
	۹/۵	۸/۷	۱۰/۰
	-۱۳/۵	-۱۷/۸	-۱۸/۳
	۶/۴	۹/۲	۱۰/۶

منبع: نتایج پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود بازده این استراتژی‌ها در همه سال‌ها از یک روند پیروی می‌کند به‌طوری‌که در تمام سال‌ها بازده سالانه هر سه روش، هم علامت بوده و بازده مثبت یا منفی دارند. در دو سال رکود ۲۰۰۸ و ۲۰۱۵ این سه استراتژی هر سه بازده منفی داشته‌اند. بدین ترتیب بازده هر سه استراتژی در دوره‌های رونق و رشد اقتصادی، مثبت و در دوره‌های رکود و بحران بازار، منفی بوده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود بازده استراتژی تخصیص دارایی با سهم ریسک برابر بین دو استراتژی مینیمم واریانس و پرتفوی با وزن برابر قرار دارد. نکته‌ای که می‌بایست ذکر شود در دو سالی که این موضوع نقض شده است،

در سال ۲۰۱۲ بازده بهتری نسبت به دو استراتژی دیگر داشته و تنها در سال ۲۰۱۴ کمترین بازده را داشته است. بنابراین تنها در یک سال عملکرد مطلوبی نداشته است.

ارزیابی ریسک پرتفوی‌ها:

جدول ۳ ریسک پرتفوی‌ها یا نوسان پذیری بازده‌های هر سه استراتژی را نشان می‌دهد.

جدول ۳. ریسک سالانه پرتفوی‌ها

سال/استراتژی	مینیمم واریانس	سهم ریسک برابر	وزن برابر
۱۳۸۷	۵/۳	۵/۴	۶/۴
۱۳۸۸	۵/۵	۸/۱	۱۰/۱
۱۳۸۹	۱۲/۲	۹/۷	۹/۸
۱۳۹۰	۹/۸	۱۳/۲	۱۵/۲
۱۳۹۱	۷/۶	۱۱/۰	۱۲/۹
۱۳۹۲	۲۰/۵	۱۸/۷	۱۹/۱
۱۳۹۳	۱۵/۳	۱۶/۸	۱۷/۷
۱۳۹۴	۱۰/۷	۱۲/۰	۱۳/۱
۱۳۹۵	۴/۶	۶/۱	۷/۳

منبع: نتایج پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود ریسک استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر بین دو استراتژی دیگر قرار دارد. در دو سال ۲۰۱۰ و ۲۰۱۳ این موضوع نقض شده اما بهترین عملکرد را در مقایسه با دو استراتژی دیگر با ارائه کمترین ریسک از خود نشان می‌دهد که خود ویژگی مثبتی می‌باشد. در اغلب موارد استراتژی پرتفوی با وزن برابر، بیشترین ریسک را داشته است. همان‌طور که انتظار می‌رود استراتژی مینیمم واریانس که بر اساس بهینه‌سازی برای دست یافتن به کمترین واریانس شکل‌گرفته نیز دارای کمترین ریسک است.

ارزیابی نسبت شارپ پرتفوی‌ها:

در جدول ۴ نسبت شارپ هر سه استراتژی به‌صورت سالانه نمایش داده شده است.

جدول ۴. نسبت شارپ سالانه پرتفوی‌ها

سال/استراتژی	مینیمم واریانس	سهم ریسک برابر	وزن برابر
۱۳۸۷	-۵/۶	-۵/۶	-۴/۹
۱۳۸۸	-۰/۵	۱/۰	۱/۲
۱۳۸۹	۱/۵	۴/۱	۴/۷
۱۳۹۰	۰/۲	۱/۳	۱/۲

سال/استراتژی	مینیمم واریانس	سهم ریسک برابر	وزن برابر
۱۳۹۱	۰/۱	۱/۲	۰/۹
۱۳۹۲	۷/۲	۹/۲	۹/۲
۱۳۹۳	-۰/۶	-۰/۶	-۰/۵
۱۳۹۴	-۲/۹	-۳/۰	-۲/۸
۱۳۹۵	-۲/۵	-۱/۴	-۱/۰

منبع: نتایج پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود از منظر معیار شارپ، استراتژی مینیمم واریانس بدترین نتیجه را ارائه داده و استراتژی پرتفوی با وزن برابر بهترین نتیجه را داشته و پرتفوی با سهم ریسک برابر در اغلب سال‌ها عملکرد متعادلی نسبت به دو استراتژی دیگر داشته و در دو سال نیز از بهترین عملکرد در مقایسه با دو استراتژی دیگر برخوردار بوده است و تنها در یک سال، آن‌هم به مقدار ناچیزی عملکرد مطلوب نداشته است.

ارزیابی بیشترین افت سرمایه پرتفوی‌ها:

برای ارزیابی ریسک می‌توان از معیار بیشترین افت سرمایه[1] نیز استفاده نمود. این معیار حداکثر میزان ریزش پرتفوی از بالاترین مقدار خود در یک سال را نشان می‌دهد. در جدول ۵ بیشترین افت سرمایه در هرسال نمایش داده شده است.

جدول ۵. درصد بیشترین افت سالانه سرمایه پرتفوی‌ها

سال/استراتژی	مینیمم واریانس	سهم ریسک برابر	وزن برابر
۱۳۸۷	۱۰/۸	۱۳/۳	۱۷/۵
۱۳۸۸	۳/۷	۵/۵	۷/۵
۱۳۸۹	۶/۷	۶/۵	۶/۸
۱۳۹۰	۶/۱	۶/۹	۸/۵
۱۳۹۱	۴/۰	۸/۲	۱۱/۱
۱۳۹۲	۷/۰	۵/۱	۵/۲
۱۳۹۳	۱۳/۳	۲۳/۲	۲۴/۸
۱۳۹۴	۱۹/۳	۱۹/۹	۲۰/۵
۱۳۹۵	۱/۷	۳/۶	۴/۵

منبع: نتایج پژوهش

---

۱. Maximum Drawdown

همان‌طور که مشاهده می‌شود استراتژی مینیمم واریانس بهترین نتیجه و استراتژی پرتفوی با وزن برابر بدترین عملکرد را داشته است و عملکرد استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر همواره بین دو استراتژی دیگر بوده و در دو سال ۲۰۱۳ و ۲۰۱۰ بهترین عملکرد را در مقایسه با دو استراتژی دیگر داشته است که این مورد نیز مانند موارد قبلی، ویژگی مثبت این استراتژی می‌باشد.

در جدول ۶ از معیار بیشترین افت سرمایه در بازه‌های هفتگی، ماهانه، سالانه و کل دوره برای سنجش میزان ریسک سرمایه‌گذاری در کل دوره ۱۰ ساله موردبررسی استفاده شده است.

جدول ۶. بیشترین افت سرمایه در دوره‌های زمانی مختلف بر حسب درصد

دوره/استراتژی	مینیمم واریانس	سهم ریسک برابر	وزن برابر
هفتگی	۶/۲	۴/۸	۵/۶
ماهانه	۷/۳	۱۱/۰	۱۲/۶
سالانه	۲۳/۸	۲۴/۵	۲۵/۴
کل دوره	۲۶/۱	۲۹/۶	۳۱/۴

منبع: نتایج پژوهش

نتیجه حاصل از ارزیابی جدول ۶ مشابه جدول ۵ است. از این منظر نیز همواره پرتفوی با سهم ریسک برابر، عملکردی بین دو استراتژی دیگر و یا بهتر از آن دو داشته است.

ارزیابی گردش معاملات:

در جدول ۷ گردش معاملات پرتفوی‌ها در هرسال نمایش داده شده است.

جدول ۷. گردش معاملات سالانه پرتفوی‌ها نسبت به ارزش کل پرتفوی طی دوره

سال/استراتژی	مینیمم واریانس	سهم ریسک برابر
۱۳۸۷	۳/۵	۱/۱
۱۳۸۸	۳/۴	۱/۳
۱۳۸۹	۴/۳	۱/۰
۱۳۹۰	۴/۱	۰/۸
۱۳۹۱	۳/۲	۰/۷
۱۳۹۲	۵/۲	۱/۱
۱۳۹۳	۲/۹	۰/۵
۱۳۹۴	۴/۵	۰/۷
۱۳۹۵	۲/۵	۰/۵

منبع: نتایج پژوهش

در سال ۲۰۰۸ پرتفوی‌های مبتنی بر استراتژی‌های پرتفوی با سهم ریسک برابر و مینیمم واریانس به ترتیب ۱/۱ و ۳/۵ بار نسبت به ارزش کل پرتفوی در طول همان سال گردش داشته‌اند. این نسبت برای مدیران پرتفوی حائز اهمیت است زیرا افزایش حجم معاملات، منجر به افزایش هزینه‌های مدیریت دارایی و کاهش بازده و در نهایت کاهش نسبت شارپ می‌شود. این مقدار در استراتژی وزن برابر، صفر است در صورتی که گردش معاملات استراتژی مینیمم واریانس بیش از ۴ برابر استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر است.

ارزیابی تنوع‌پذیری از منظر وزن دارایی‌ها و ریسک:

تنوع‌پذیری پرتفوی‌های تشکیل شده در هر سه استراتژی بر اساس شاخص تنوع‌پذیری هرفیندال بر اساس وزن هر دارایی در کل پرتفوی و سهم ریسک هر دارایی از ریسک کل پرتفوی در جدول ۸ نشان داده شده است. اگر کل پرتفوی در تمام دوره‌ها از یک سهم تشکیل شده باشد، این شاخص مقدار ۱۰،۰۰۰ واحد را نشان خواهد داد. این عدد نشان‌دهنده تمرکز تمام ریسک پرتفوی در یک سهم است. در جدول ۸ سطر اول تنوع‌پذیری بر اساس سهم ریسک دارایی‌ها و سطر دوم تنوع‌پذیری بر اساس سهم وزن دارایی‌های پرتفوی را نشان می‌دهد.

جدول ۸. تنوع‌پذیری بر اساس شاخص هرفیندال

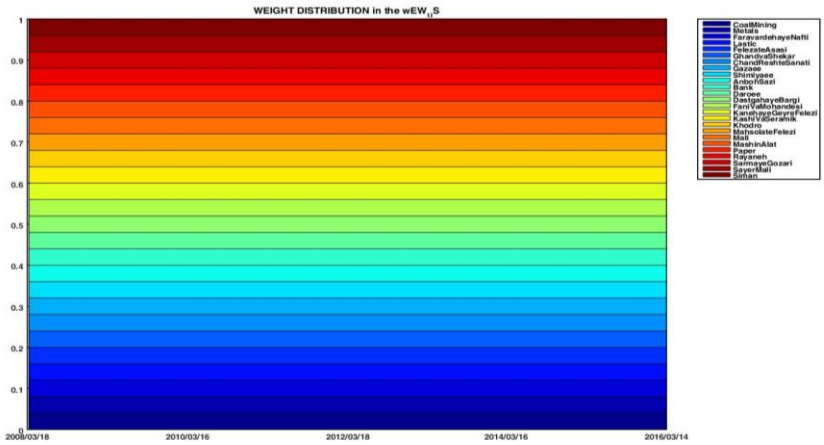
تنوع‌پذیری/استراتژی	مینیمم واریانس	سهم ریسک برابر	وزن برابر
شاخص هرفیندال از منظر ریسک	۸۰۳/۲	۴۱۶/۶	۴۶۷/۰
شاخص هرفیندال از منظر وزن	۸۰۳/۲	۴۴۴/۹	۴۱۶/۶

منبع: نتایج پژوهش

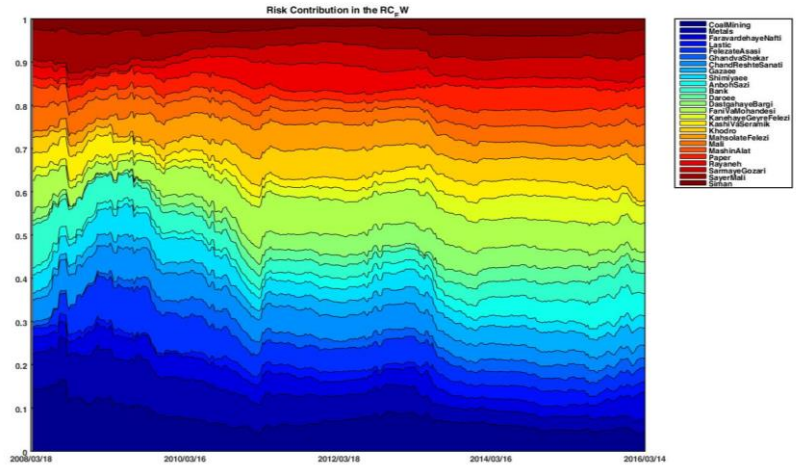
همان‌طور که در جدول ۸ مشاهده می‌شود استراتژی مینیمم واریانس با شاخص هرفیندال ۸۰۳/۲ واحدی از منظر وزن و ریسک نسبت به دو استراتژی دیگر از تنوع‌پذیری کمتری برخوردار است. لازم به ذکر است در این استراتژی وزن هر دارایی برابر سهم ریسک آن دارایی بوده در نتیجه، هر دو شاخص هرفیندال از منظر وزن و ریسک، یک عدد را نشان می‌دهد. وزن تمام دارایی‌ها در استراتژی پرتفوی با وزن برابر با یکدیگر برابر بوده بنابراین شاخص هرفیندال کمترین مقدار را در سه استراتژی، به این روش تخصیص می‌دهد. از سوی دیگر، در استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر، سهم ریسک تمام دارایی‌ها باهم برابر بوده بنابراین شاخص هرفیندال به لحاظ ریسک کمترین مقدار را به این روش تخصیص می‌دهد. این بدان معنی خواهد بود که تشکیل پرتفوی با استراتژی سهم ریسک برابر از منظر ریسک کاملاً متنوع می‌باشد. عملکرد این استراتژی از منظر شاخص تنوع‌پذیری در بین دو استراتژی دیگر بوده و یا بهترین عملکرد را دارد.

ارزیابی سهم ریسک و وزن هر دارایی در پرتفوی در طول زمان:

هرچه وزن یک دارایی در پرتفوی بیشتر باشد، بدین معنی نیست که سهم ریسک آن نیز بالاتر است بنابراین مقایسه سهم ریسک دارایی‌ها در پرتفوی بسیار حائز اهمیت است. شکل‌های ۱ تا ۶ به ترتیب سهم وزن و ریسک هر یک از ۲۵ شاخص اصلی بورس اوراق بهادار تهران را از سال ۲۰۰۸ تا سال ۲۰۱۶ (سال ۱۳۸۷ تا انتهای سال ۱۳۹۴) برای استراتژی‌های تخصیص دارایی با وزن برابر، مینیمم ورایانس و پرتفوی با سهم ریسک برابر نشان می‌دهد. محور افقی، زمان و محور عمودی سهم وزن یا ریسک هر دارایی در پرتفوی است. مجموع سهم وزن دارایی‌ها و یا مجموع وزن سهم ریسک کلیه دارایی‌های پرتفوی در هر زمان برابر یک می‌باشد. بنابراین سقف نمودارهای مذکور برابر یک می‌باشد.



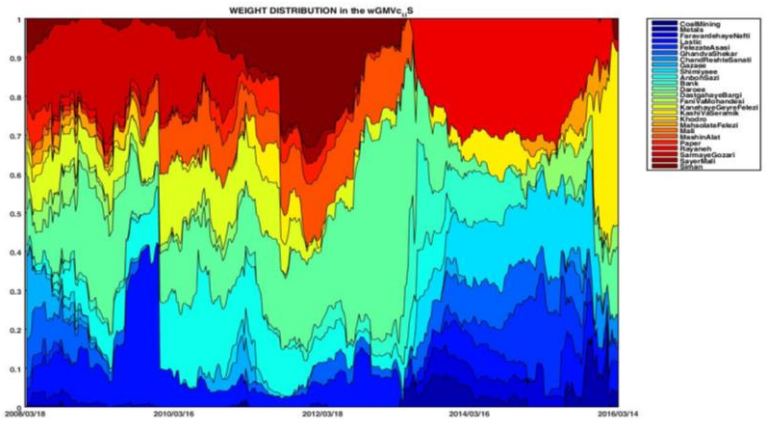
شکل ۱. وزن هر دارایی‌ها در استراتژی پرتفوی با وزن برابر



شکل ۲. ریسک هر دارایی‌ها در استراتژی پرتفوی با وزن برابر

همان‌طور که در استراتژی پرتفوی با وزن برابر در شکل ۱ مشاهده می‌شود در تمام طول دوره موردبررسی سهم وزن هر دارایی $\frac{۱}{۲۵}$ وزن کل پرتفوی را تشکیل می‌دهد و وزن هیچ دارایی طی دوره موردبررسی، صفر نیست. در استراتژی مذکور سهم ریسک هر دارایی طی دوره موردبررسی در شکل ۲ نشان داده شده است که دارای وزن یکسانی نیست.

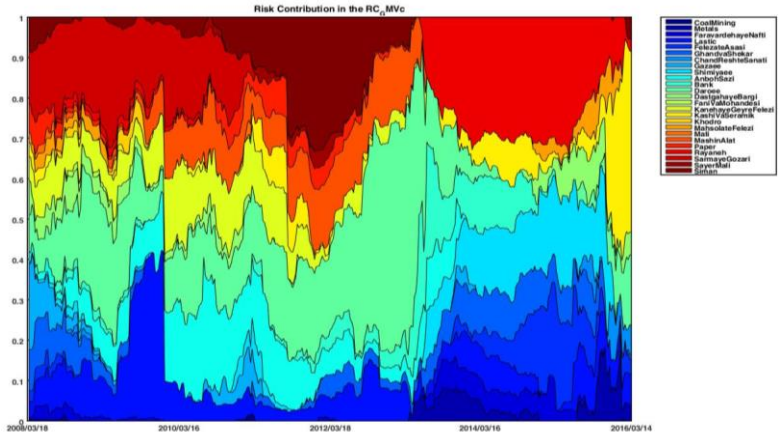
در شکل ۳ وزن هر دارایی در استراتژی مینیمم واریانس نشان داده شده است. در این استراتژی وزن هر دارایی برابر سهم ریسک آن دارایی از ریسک کل پرتفوی می‌باشد.



شکل ۳. وزن هر دارایی در استراتژی مینیمم واریانس

با توجه به شکل ۳، وزن تعدادی از دارایی‌ها در استراتژی مینیمم واریانس در طول دوره موردبررسی، صفر می‌باشد. بدین ترتیب عدم تنوع‌پذیری دارایی‌ها از منظر وزن به‌خوبی نمایان است، به‌طوری‌که در پاره‌ای از زمان‌ها تنها چند دارایی وزن زیادی از پرتفوی را به خود اختصاص می‌دهد. علاوه بر این، تغییرات شدید اوزان دارایی‌ها در طی دوره موردبررسی به‌وضوح دیده می‌شود همین امر موجب افزایش گردش معاملات و به‌تبع آن افزایش هزینه‌های معاملاتی پرتفوی می‌شود و در نهایت منجر به کاهش بازده پرتفوی می‌شود.

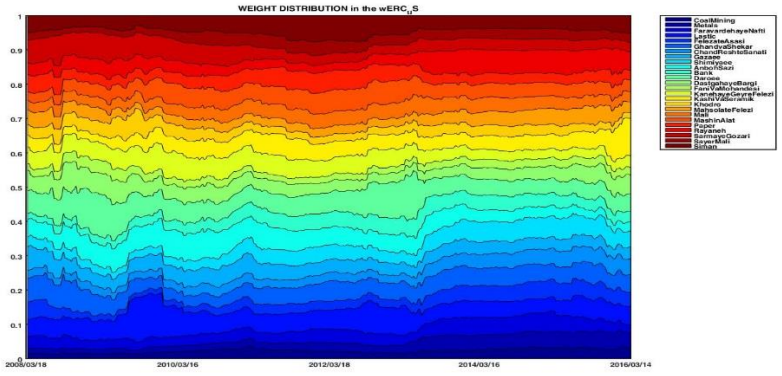
در شکل ۴ سهم ریسک هر دارایی در استراتژی مینیمم واریانس نشان داده شده است. در این استراتژی سهم ریسک هر دارایی از ریسک کل پرتفوی با وزن آن دارایی در پرتفوی برابر می‌باشد.



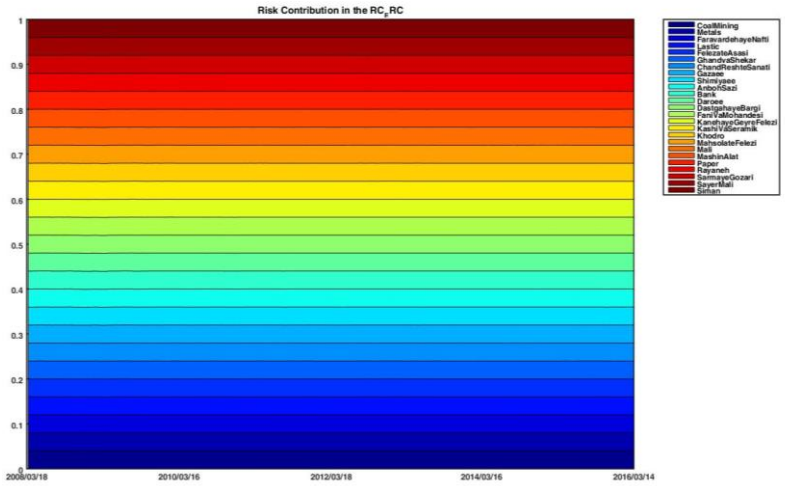
شکل ۴. ریسک هر دارایی در استراتژی مینیمم واریانس

سهم ریسک هر دارایی در استراتژی مینیمم واریانس در شکل ۴ نشان داده شده است. طی دوره موردبررسی با توجه به صفر بودن وزن تعدادی از دارایی‌ها، سهم ریسک آن‌ها نیز صفر می‌باشد. بدین ترتیب در این استراتژی عدم تنوع‌پذیری دارایی‌ها از منظر سهم ریسک نیز به‌خوبی دیده می‌شود، به‌طوری‌که در پاره‌ای از زمان‌ها تنها چند دارایی وزن زیادی از ریسک پرتفوی را به خود اختصاص می‌دهد.

شکل‌های ۵ و ۶ به ترتیب وزن هر دارایی و سهم ریسک آن دارایی در استراتژی با سهم ریسک برابر را نشان می‌دهند.



شکل ۵. وزن هر دارایی در استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر

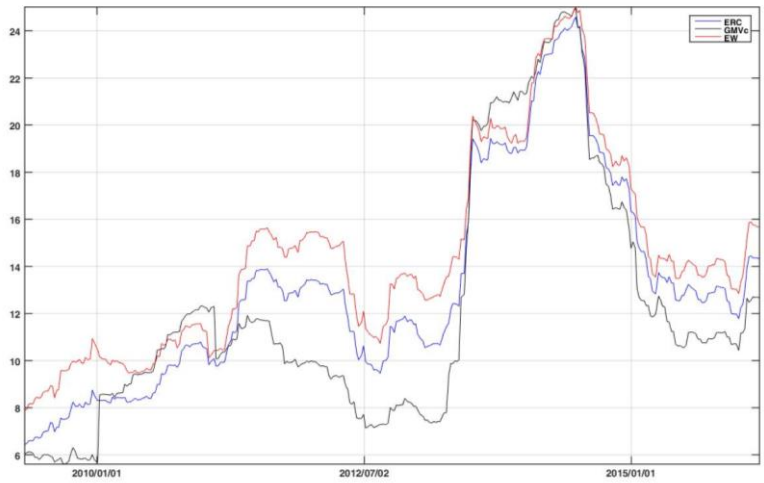


شکل ۶. ریسک هر دارایی در استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر

در استراتژی پرتفوی با ریسک برابر که در شکل ۶ مشاهده می‌شود، سهم ریسک هر دارایی $\frac{۱}{۲۵}$ وزن ریسک کل پرتفوی را تشکیل می‌دهد. در این استراتژی همان‌طور که در شکل ۵ نیز نشان داده شده است، لزوماً وزن دارایی‌ها با یکدیگر برابر نیست اما مانند روش مینیمم واریانس، وزن دارایی‌ها تفاوت چشمگیری با یکدیگر ندارد، از طرفی وزن هیچ‌یک از آن‌ها نیز صفر نمی‌باشد. بدون شک دو استراتژی پرتفوی با وزن برابر و پرتفوی با ریسک برابر در بین سه استراتژی موردبررسی، بیشترین شباهت را به یکدیگر دارد.

ارزیابی بازده پرتفوی‌ها در زمان بحران و شوک‌های بازار:

در شکل ۷ بازده هفتگی پرتفوی بر اساس نوسانات بازده‌های هفتگی یک سال منتهی به آن هفته محاسبه شده است. در سال ۲۰۱۳ (سال ۱۳۹۲) بازار سرمایه رشد شدیدی را تجربه می‌کند که به‌صورت نوسان شدید در نمودار به‌خوبی نمایش داده شده است.

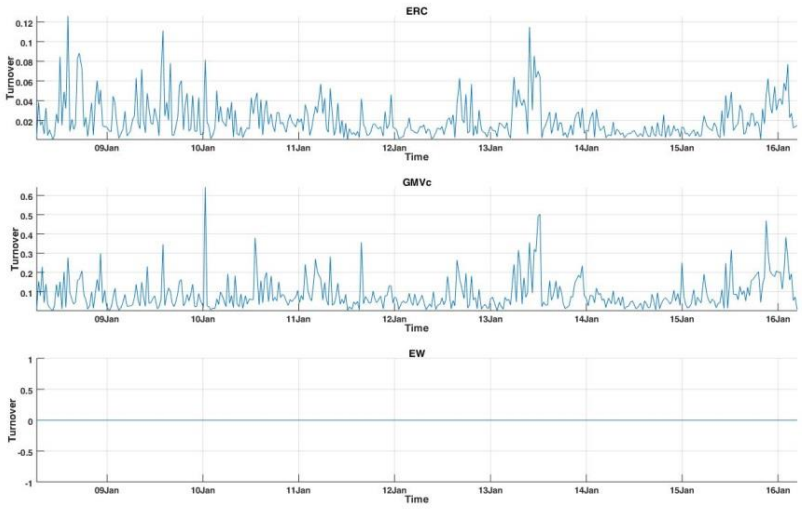


شکل ۷. بازده پرتفوی‌ها بر اساس استراتژی‌های مختلف در بورس اوراق بهادار تهران

همان‌طور که مشاهده می‌شود در زمانی که بازار آرام است، استراتژی مینیمم واریانس کمترین نوسان و بازده را دارد؛ اما در زمانی که بازار دچار شوک و بحران می‌شود، این استراتژی عملکرد مطلوبی را از خود بروز نمی‌دهد و استراتژی پرتفوی با ریسک برابر از عملکرد بهتری برخوردار است. همان‌طور که در جدول ۳ بیان شد این استراتژی همواره به لحاظ بازده، عملکردی بین دو استراتژی دیگر داشته است.

ارزیابی گردش معاملات هفتگی:

پرتفوی‌ها همواره در هر هفته بر اساس استراتژی‌های مربوطه مجدداً وزن‌دهی می‌شود. همان‌طور که در شکل ۸ مشاهده می‌شود، با تغییرات شدید قیمت‌ها و افزایش نوسانات بازار، تغییرات پرتفوی‌ها نیز شدیدتر می‌شود و این امر منجر به افزایش شدید گردش معاملات و در نتیجه هزینه معاملات می‌شود بدین ترتیب از بازده خالص استراتژی‌ها کاسته خواهد شد.

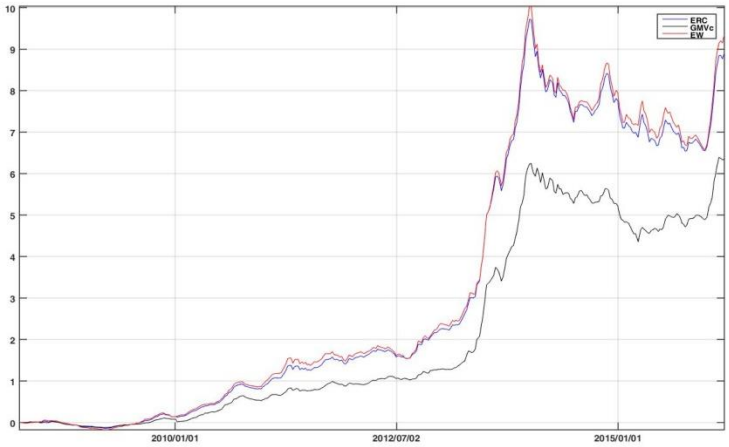


شکل ۸. گردش معاملات هفتگی پرتفوی

گردش معاملات استراتژی پرتفوی با ریسک برابر بین دو استراتژی دیگر قرار دارد. این در حالی است که گردش معاملات استراتژی مینیمم واریانس حداقل ۴ برابر استراتژی پرتفوی با ریسک برابر است.

ارزیابی بازده تجمعی:

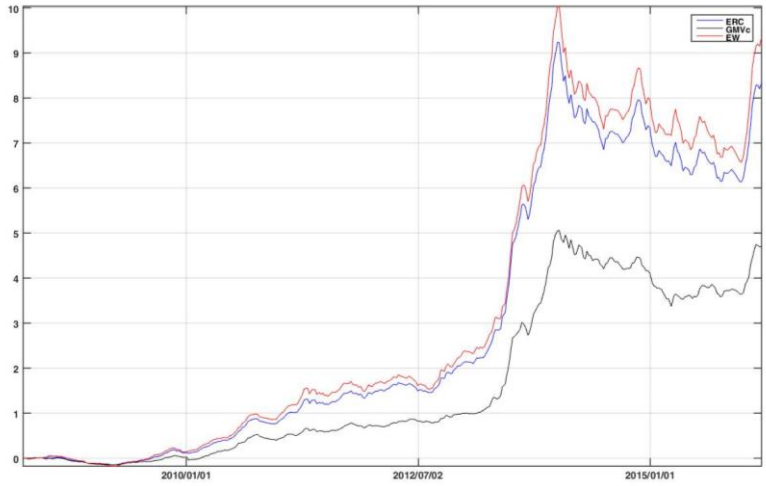
بازده تجمعی مستقل از طول دوره سرمایه‌گذاری، میزان سود یا زیان یک سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. سرمایه‌گذاران بیشتر تمایل دارند تا به‌جای بازده تجمعی از بازده مرکب سالانه استفاده نمایند. این امر به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا موارد مختلف سرمایه‌گذاری را با یکدیگر مقایسه کنند. بااین‌وجود، بازده تجمعی یا به عبارتی بازده سرمایه‌گذاری نشان‌دهنده افزایش ثروت سرمایه‌گذار می‌باشد. بازده تجمعی واقعی پرتفوی بدون در نظر گرفتن هزینه معاملات در شکل ۹ به نمایش گذاشته شده است. محور عمودی از صفر تا ۱۰ بوده و به‌صورت درصد نمی‌باشد. بدین معنی اگر فردی در مارچ سال ۲۰۰۸ پرتفوی خود را با استراتژی ریسک برابر تشکیل داده بود، در مارچ ۲۰۱۶ ارزش پرتفوی وی بیش از ۹ برابر می‌شد. همان‌طور که مشاهده می‌شود روند بازده استراتژی پرتفوی با وزن برابر و پرتفوی با ریسک برابر بسیار شبیه یکدیگر است. تقریباً هر دو استراتژی بهترین بازده را داشته‌اند اما عملکرد استراتژی پرتفوی با وزن برابر از منظر بازده در رتبه اول قرار دارد و پرتفوی با ریسک برابر در فاصله کمی از آن، در مرتبه بعدی قرار دارد و استراتژی مینیمم واریانس با فاصله زیادی در رتبه سوم جای می‌گیرد.



شکل ۹. بازده تجمعی واقعی بدون احتساب هزینه معاملات در بورس اوراق بهادار تهران

مقایسه بازده تجمعی با در نظر گرفتن هزینه معاملات:

در شکل ۱۰ با در نظر گرفتن هزینه‌های معاملاتی، موقعیت گراف بازده تجمعی استراتژی‌ها مقدار کمی تغییر می‌کند. بر اساس هزینه معاملات خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران، هزینه هر معامله خرید و فروش ۱/۵ درصد در نظر گرفته شده است. همان‌طور که در شکل ۱۰ مشاهده می‌شود با توجه به گردش معاملات کم استراتژی پرتفوی با وزن برابر، موقعیت گراف بازده تجمعی آن نیز تغییر نامحسوسی دارد و ازآنجاکه هزینه معاملات استراتژی مینیمم واریانس حداقل ۴ برابر استراتژی پرتفوی با ریسک برابر است بنابراین تغییرات گراف استراتژی مینیمم واریانس کاملاً محسوس می‌باشد. همان‌طور که در شکل ۱۰ مشاهده می‌شود بازده تجمعی استراتژی مینیمم واریانس نصف دو استراتژی دیگر است.



شکل ۱۰. بازده تجمعی واقعی با محاسبه هزینه معاملات در بورس اوراق بهادار تهران

نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش عملکرد استراتژی‌های مختلف تخصیص دارایی شامل پرتفوی با وزن برابر، مینیمم واریانس و استراتژی ریسک برابر با استفاده از ۲۵ شاخص اصلی صنایع بورس اوراق بهادار تهران از منظر بازده، ریسک، نسبت شارپ، حداکثر افت سرمایه، گردش معاملات، هزینه‌های معاملاتی، تنوع‌پذیری از منظر وزن و ریسک، بازده پرتفوی در شوک‌های بازار و بازده تجمعی موردبررسی قرار گرفت. در جدول ۹ میانگین مقادیر هر استراتژی در جداول ۱ تا ۸ برای ۱۰ سال موردبررسی مشاهده می‌شود. رنگ سفید نمایانگر بهترین عملکرد، رنگ سیاه بدترین عملکرد و رنگ خاکستری عملکرد میانه را در مقایسه با دو استراتژی دیگر را نشان می‌دهد. پرتفوی مبتنی بر استراتژی مینیمم واریانس از بین ۹ منظر مورد ارزیابی در ۶ مورد از بدترین عملکرد برخوردار بوده و به دلیل تلاش این استراتژی در تخصیص دارایی‌ها برای رسیدن به حداقل ریسک، این استراتژی تنها از دو منظر ریسک و بیشترین افت سرمایه عملکرد مطلوبی را در مقایسه با سایر استراتژی‌ها داشته است. پرتفوی تشکیل شده بر اساس استراتژی با وزن برابر در ۵ مورد بهترین عملکرد را داشته اما به دلیل عدم لحاظ کردن ریسک در تخصیص دارایی‌ها از منظر بیشترین افت سرمایه، ریسک و بازده پرتفوی‌ها در شوک‌ها بدترین عملکرد را داشته است. لیکن رویکرد پرتفوی با ریسک برابر در ۷ مورد عملکرد متعادلی نسبت به دو استراتژی دیگر داشته است و در دو مورد باقیمانده نیز بهترین عملکرد را در تنوع‌پذیری از منظر ریسک و بازده پرتفوی در شوک‌ها به خود اختصاص داده است. بدین ترتیب این استراتژی در اغلب موارد عملکرد میانه و در پاره‌ای از مواقع هم بهترین عملکرد را در مقایسه با دو استراتژی دیگر داشته است.

جدول ۹. خلاصه تحلیل یافته‌ها

معیار ارزیابی استراتژی	وزن برابر	سهم ریسک برابر	مینیمم واریانس
بازده	۳۸/۱	۳۶/۳	۲۷/۴
ریسک	۱۲/۴	۱۱/۲	۱۰/۱
نسبت شارپ	۰/۹	۰/۷	-۰/۳
بیشترین افت سرمایه	۱۱/۸	۱۰/۲	۸/۱
گردش معاملات	۰	۰/۹	۳/۷
تنوع‌پذیری از منظر وزن	۴۶۷/۰	۴۱۶/۶	۸۰۳/۲
تنوع‌پذیری از منظر ریسک	۴۱۶/۶	۴۴۴/۹	۸۰۳/۲
بازده پرتفوی در شوک‌ها	عملکرد نامطلوب	عملکرد مطلوب	عملکرد میانه
بازده تجمعی	بهترین عملکرد	عملکرد میانه	عملکرد نامطلوب

منبع: نتایج پژوهش

به‌طور خلاصه این استراتژی در مقایسه با دو روش سنتی دیگر از عملکرد قابل‌اتکاتری برخوردار است. یافته‌های پژوهش با نتایج پژوهش میلارد و همکاران[۱] (۲۰۰۹) و لی[۲] (۲۰۱۱) همسو است. به همین دلیل در سالیان اخیر مدیران بیشتری در تخصیص

---

۱. Maillard et al.
۲. Lee

دارایی‌های تحت مدیریت خود برای استفاده از این روش ترغیب شده‌اند. از طرفی مطابق یافته‌های لیینانکی [1] (۲۰۱۵) دلیل تردید بسیاری از سرمایه‌گذاران در استفاده از استراتژی‌های تخصیص مبتنی بر ریسک آن است که درک و اجرای این استراتژی‌های تخصیص، وقت‌گیر است. با توجه به این موضوع که تاکنون در ایران، پژوهش در خصوص پرتفوی با ریسک برابر صورت نپذیرفته است، فضا برای بهبود استراتژی‌های مبتنی بر ریسک و برای انجام پژوهش‌های بیشتر با رویکرد کاربردی در این زمینه وجود دارد که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

- به‌کارگیری سایر معیارهای سنجش ریسک همچون ارزش در معرض ریسک (VaR[2]) به‌منظور محاسبه سهم ریسک.
- بررسی استراتژی‌های تخصیص دارایی بر اساس دوره‌های رکود، رونق و خنثی.
- بهینه کردن دوره موردبررسی جهت وزن‌دهی و تشکیل پرتفوی در استراتژی‌های مختلف.
- انتخاب دارایی‌های پرتفوی بر اساس فاکتورهای بنیادی و تکنیکی مختلف و سپس تخصیص دارایی‌های انتخاب شده بر اساس استراتژی‌های مختلف.
- پیشنهاد انتخاب سهام در استراتژی پرتفوی با وزن برابر بر اساس وزن آن‌ها در شاخص و در استراتژی پرتفوی با سهم ریسک برابر بر اساس سهم ریسک هر سهم از کل ریسک بازار.

---

۱. Liinanki
۲. Value at Risk

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

اِنعـامی، ایمـان. (۱۳۹۴). **مدل های تخصـیص دارایی با رویکرد ترکیبی ریسـک برابری و بهینه سازی ا ستوار**. *پایان‌نامه کارشـناسـی ارشـد*. دانشـکده مهندسـی صـنایع. دانشـگاه صنعتی شریف.

بیات، علی، اسـدی، لیدا. (۱۳۹۶). **بهینه سازی پرتفوی سهام: سودمندی الگوریتم پرندگان و مدل مارکویتز**. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، (۸)۳۲، صص. ۶۳-۸۵.

قندهاری، مهسـا، شـمشـیری، عظیمه و فتحی، سـعید. (۱۳۹۶). **بهینه‌سـازی سـبد سهام برمبنای رو شهای تخمین ناپارامتریک**. *مدیریت تولید و عملیات*، (۸)۱، صص. ۱۷۵-۱۸۴.

Asness, Clifford S. Moskowitz, Tobias J. & Pedersen, Lasse Heje. (۲۰۱۲). **Value & Momentum Everywhere**. *Chicago Booth Research Paper*, ۸۰, ۱۲-۵۳. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=۲۱۷۴۵۰۱

Baker, M. Bradley, B. & Wurgler, J. (۲۰۱۱). **Benchmarks as Limits to Arbitrage: Understanding the Low-Volatility Anomaly**. *Financial Analysts Journal*, ٦٧(١), pp.٤٠–٥٤.

Bayat, Ali, & Asadi, Lida. (۲۰۱۷). **Stock Portfolio optimization: Effectiveness of particle swarm optimization & Markowitz model**, *Financial Engineering and Portfolio Management*, ۳۲(۸), pp.٦٣-٨٥. (in persian).

Benartzi S. & Thaler R.H. (۲۰۰۱), **Naive diversification strategies in defined contribution saving plans,** *American Economic Review*, ۹۱(۱), pp.۷۹-۹۸.

Blitz, D.C. & Vanvliet, P. (۲۰۰۷). **The Volatility Effect: Lower Risk Without Lower Return**. *Journal of Portfolio Management*, ۳٤(۱), pp.۱۰۲-۱۱۳.

Bruder, B. & Roncalli, T. (۲۰۱۲). **Managing risk exposures using the risk budgeting approach. Available at SSRN:** https://ssrn.com/abstract=۲۰۰۹۷۷۸.

Chaves, D.B. Hsu, J. Li, F. & Shakernia, O. (۲۰۱۱). **Risk Parity Portfolio vs. Other Asset Allocation Heuristic Portfolios.** *The Journal of Investing*, ۲۰, pp.۱۰۸-۱۱۸.

Chaves, D.B. Hsu, J. Li, F. & Shakernia, O. (۲۰۱۲). **Efficient Algorithms for Computing Risk Parity Portfolio Weights**. *The Journal of investing*, ۳, pp.۱۵۰-۱٦۳.

Chopra, V.K. & Ziemba, W.T. (۱۹۹۳). **The effect of errors in means, variances, and covariances on optimal portfolio choice.** *The Journal of Portfolio Management*, ۱۹(۲), pp.٦-۱۱.

Clarke, R. De Silva, H. & Thorley, S. (۲۰۰٦). **Minimum-variance portfolios in the US equity market.** *The Journal of Portfolio Management* ۳۳(۱), pp.۱۰-۲٤.

Clifford S. & Asness, A. F. (۲۰۱۲). **Leverage Aversion and Risk Parity.** *Financial Analysts Journal*. ٦۸(۱), pp.٤۷-٥۹.

Demiguel, V. Garlappi, L. & Uppal, R. (۲۰۰۹). **Optimal Versus Naive Diversification: How Inefficient is the ۱/N Portfolio Strategy?** *Review of Financial Studies*. ۲۲, pp.۱۹۱٥-۱۹٥۳.

Eewell, M. & Pekker, A. (۲۰۱۰). **Rethinking Modern Portfolio Theory: New Lessons about Old Standards**. *Investments & Wealth Monitor*, ۲٤, pp.۱۲-۱٦.

Enami, Iman. (۲۰۱٥). **Asset Allocation Models with a Combined Risk Parity and Robust Optimization Approach. Master thesis.** *Faculty of Industrial Engineering*. Sharif University of Technology. (in persian).

Fama, E.F. (١٩٦٣) **Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis**. *Journal of Business*, ٣٦(٤), pp.٤٢٠-٤٢٩.

Ghandehari, Mahsa; Shamshiri, Azimah & Fathi, Saeed. (٢٠١٧). **Portfolio Optimization Based on Nonparametric Estimation Methods.** *Journal of Production and Operations Management*, ٨(١), pp.١٨٤-١٧٥. (in persian).

Griveau-Billion, T. Richard, J. & Roncalli, T. (٢٠١٣). **A Fast Algorithm for Computing High-dimensional Risk Parity Portfolios**. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=٢٣٢٥٢٥٥

Haugh, M. Iyengar, G. & Song, I. (٢٠١٥). **A generalized risk budgeting approach to portfolio construction**. *Journal of Computational Finance* ٢١(٢), ٢٩–٦٠. DOI: ١٠,٢١٣١٤/JCF.٢٠١٧,٣٢٩

Jagannathan, R. & Ma, T. (٢٠٠٣). **Risk reduction in large portfolios: Why imposing the wrong constraints helps**. *The Journal of Finance,* ٥٨(٤), pp.١٦٥١–١٦٨٣.

Kallberg, J.G. & Ziemba, W.T. (١٩٨٤). **Mis-specification in portfolio selection problems, in Risk and Capital**. *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems,* ٢٢٧. Springer, Berlin, Heidelberg. https://doi.org/١٠,١٠٠٧/٩٧٨-٣-٦٤٢-٤٥٥٦٩-٨_٧

Lee, W. (٢٠١١). "**Risk-Based Asset Allocation: A New Answer to an Old Question?** *The Journal of Portfolio Management*. ٣٧(٤), pp.١١-٢٨.

Lizhen, Zhu. (٢٠١٦). **The performance of asset allocation strategies across datasets and over time**. *Twenty third annual conference multinational finance society MFS,* Stockholm Business School.

Liinanki, C. (٢٠١٥). **Lessons and Experiences from the Nordic Pioneers.** *Nordic Fund Selection Journal*.

Maillard, S. Roncalli, T. & Teiletche, J. (٢٠١٠). **The Properties of Equally Weighted Risk Contribution Portfolios.** *Journal of Portfolio Management*, ٣٦(٤), pp.٦٠– ٧٠.

Markowitz, H. (١٩٥٢**). Portfolio Selection**. *The Journal of Finance,* ٧(١), pp.٧٧-٩١.

Martellini L. (٢٠٠٨). **Toward the design of better equity benchmarks.** *Journal of Portfolio Management,* ٣٤(٤), pp.١-٨.

Malladi, R. & Fabozzi, F. (٢٠١٧). **Equal-weighted Strategy: Why it outperforms value-weighted strategies?** Theory and evidence. *Journal of Asset Managementv*, ١٨(٣), ١٨٨–٢٠٨. DOI: ١٠,١٠٥٧/s٤١٢٦٠-٠١٦-٠٠٣٣

Mausser, H. & Romanko, O. (٢٠١٤). **Computing equal risk contribution portfolios.** *Ibm Journal of Research and Development*. ٥٨(٤), ١-١٢. DOI: ١٠,١١٤٧/JRD.٢٠١٤,٢٣٢٥٢٩١

Mandelbrot, E. (١٩٦٣) **The Variation of Certain Speculative Prices.** *Journal of Business***,** ٣٦(٤), pp.٣٩٤-٤١٩.

Merton R.C. (١٩٨٠). **On estimating the expected return on the market: Anexploratory investigation**. *Journal of Financial Economics*, ٨(٤), pp.٣٢٣-٣٦١.

Michaud, R.O. (١٩٨٩). **The Markowitz optimization Enigma: Is Optimized Optimal?** *Financial Analyst Journal*, ٤٥(١), pp.٣١-٤٢.

Neukirch, T. (٢٠٠٨) Alternative indexing with the MSCI World Index. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=١١٠٦١٠٩

Neumann, S. (٢٠١٥). *Statistical Modelling of Equal Risk Portfolio Optimization with Emphasis on Projection Methods*, Master Thesis, Department of Mathematical Sciences, Aalborg University.

Plyakha, Y. R. Uppal, & G. Vilkov. (٢٠١٥). **Why Do Equal-Weighted Portfolios Outperform Value-Weighted Portfolios?** Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=٢٧٢٤٥٣٥

Qian, E. (٢٠٠٥). **Risk Parity Portfolios: Efficient Portfolios through True Diversification**. Panagora Asset Management, Boston.

Roncalli, T. & G. Weisang, (٢٠١٢). **Risk parity portfolios with risk factors.** Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=٢١٥٥١٥٩.

Roncalli, T. (٢٠١٣). **Introducing Expected Returns into Risk Parity Portfolios: A New Framework for Tactical and Strategic Asset Allocation. ١st edition,** Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/٤٩٨٢١/ MPRA Paper No. ٤٩٨٢١

Roncalli, T. (٢٠١٣). **Introduction to risk parity and budgeting**. ١st edition, Chapman & Hall/CRC, USA.

Windcliff, H. & Boyle, P. (٢٠٠٤). **The ١/n pension investment puzzle**. *North American Actuarial Journal*, ٨(٣), pp.٣٢-٤٥.

Bai, X. Scheinberg, K. & Tutuncu, R. (٢٠١٥). **Least-squares approach to risk parity in portfolio selection**, *Quantitative Finance*, ١٦(٣), ١-٢٠. DOI: ١٠,١٠٨٠/١٤٦٩٧٦٨٨,٢٠١٥,١٠٣١٨١٥

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۷۸-۵۵

آزمون اثربخشی تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد در بورس اوراق بهادار تهران[1]

محمدرضا نیک‌بخت[2]، معصومه صابرماهانی[3]، مصطفی دلدار[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۹/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۱/۲۴

چکیده

در شرکت‌هایی با مشتریان عمده، ریسک جریان‌های وجوه نقد دریافتی بیشتر است، بنابراین در این‌گونه شرکت‌ها، سطح نگهداشت وجوه نقد و ریسک بحران مالی آتیِ شرکت نسبت به سایر شرکت‌ها بالاتر است؛ در نتیجه می‌توان گفت که تمرکز مشتری می‌تواند سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد را تحت تأثیر قرار دهد. هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی آزمون اثربخشی تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در این راستا، ۱۴۰ شرکت (۹۸۰ مشاهده سال- شرکت) پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ مورد بررسی قرارگرفته‌اند. به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوی رگرسیون خطی چندگانه با استفاده از داده‌های ترکیبی (روش تلفیقی) استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش حاکی از تأثیر مثبت و معنادار تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد می‌باشد. به عبارتی، در شرکت‌های با مشتری عمده، میزان سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد بالاتر بوده است. این نتایج مبین اهمیت وجود مشتریان عمده در شرکت و اثربخشی این مشتریان در افزایش سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد می‌باشد.

واژگان کلیدی: تمرکز مشتری، سطح نگهداشت وجه نقد، سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد.

طبقه‌بندی موضوعی: $M41$ ،$G32$ ،$L11$

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹,۲۳۲۶۴,۱۸۶۴

۲. دانشیار حسابداری، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت، ایران، نویسنده مسئول، **Email:**Mnikbakht@ut.ac.ir

۳. کارشناس ارشد حسابرسی، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت، تهران، ایران. **Email:**Sabermahani.m@ut.ac.ir

۴. دکتری حسابداری، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت، تهران، ایران. **Email:**Mostafa.deldar@ut.ac.ir

مقدمه

همواره وجوه نقد درصد قابل‌توجهی از دارایی‌های شرکت‌ها را به خود اختصاص می‌دهند. در دو دهه گذشته، افزایش سطح نگهداشت وجه نقدِ شرکت‌ها، توجه بسیاری از سرمایه‌گذاران و پژوهشگران را به خود جلب کرده است. باتس[1] و همکاران (۱۹۸۵) استدلال کردند که از سال ۱۹۸۰ تا سال ۲۰۰۶، نسبت وجوه نقد به دارایی‌های شرکت‌های صنعتی آمریکا تقریباً دو برابر شده است. آن‌ها شواهدی یافتند که نشان می‌دهد از سال ۲۰۰۳، سطح نگهداشت وجه نقد اکثر شرکت‌های آمریکایی می‌تواند جوابگوی کل بدهی‌های شرکت اعم از کوتاه‌مدت و بلندمدت باشد؛ بنابراین اخیراً مدیریت وجوه نقد شرکت‌ها به یکی از مهم‌ترین موضوعات در حوزه حسابداری و مدیریت تبدیل شده است. البته مدیریت بهینه وجه نقد مستلزم اتخاذ بهترین رویه در خصوص نگهداری وجه نقد است که کسری و مازاد آن با توجه به هزینه‌های تأمین مالی، منجر به ایجاد هزینه‌های اضافی برای شرکت‌ها می‌شود (فخاری و تقوی، ۱۳۸۸). ازاین‌رو، شرکت‌ها بایستی با مدیریت مناسب وجه نقد، درصدد دستیابی به سطح بهینه‌ای از وجه نقد باشند و از طرفی سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد خود را بهبود بخشند. منظور از سرعت تعدیل وجه نقد، سرعت حرکت از وجه نقد موجود به سمت وجه نقد بهینه است که مطابق با تئوری توازن پویا، این تعدیل به‌صورت تدریجی و با سرعت تعدیل مشخصی خواهد بود. از سوی دیگر مطابق با تئوری توازن ایستا، سرعت تعدیل به‌صورت یکجا اتفاق می‌افتد. ضریب سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد به‌سرعت واکنش وجه نقد واقعی نسبت به وجه نقد بهینه، گفته می‌شود. منظور از وجه نقد بهینه در عبارت فوق، میزان وجه نقدی است که بین منافع و مزایای حاصل از نگهداری وجه نقد توازن ایجاد کند (فخاری و اسدزاده، ۱۳۹۶).

در شرکت‌هایی با ویژگی‌های متفاوت، سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد نیز متفاوت است. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌هایی که در طول سال‌های اخیر موردتوجه پژوهشگران قرارگرفته است، میزان مشتریان عمده در شرکت می‌باشد (اسوتلانا و سان[2]، ۲۰۱۸). در شرکت‌هایی که دارای مشتریان عمده هستند، ریسک کمبود نقدینگی و به‌تبع آن ریسک ورشکستگیِ شرکت بالا می‌باشد که شرکت‌ها برای مقابله با این نوع ریسک، همواره تلاش می‌کنند تا میزان وجه نقد اضافی را در شرکت نگهداری نمایند؛ زیرا ممکن است که شرکت در طول دوره مالی، همه یا برخی از مشتریان عمده خود را از دست دهد و در نتیجه دچار ورشکستگی شود (دالیوال[3] و همکاران، ۲۰۱۴؛ ۲۰۱۶؛ هوانگ[4] و همکاران، ۲۰۱۶)؛ بنابراین انتظار می‌رود که در شرکت‌هایی با مشتریان عمده، میزان نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد بالا باشد.

به نظر می‌رسد که شرکت‌ها تمایل بالاتری دارند تا مزایای فروش اعتباری (نسیه) را در اختیار مشتریان عمده در مقایسه با سایر مشتریان (مشتریان خرد) قرار دهند؛ زیرا از دید شرکت، مشتریان عمده قسمت اعظمی از جریان‌های نقدی شرکت را تأمین می‌کنند. همچنین، وجود مشتریان عمده ریسک تجاری

---

۱. Bates
۲. Svetlana and Sun
۳. Dhaliwal
٤. Huang

(ریسک از دست دادن مشتری) و ریسک نقدینگی بالایی را به شرکت تحمیل می‌کنند؛ بنابراین، می‌توان گفت وجود مشتریان عمده در شرکت، احتمال اعطای شرایط فروش نسیه (با سررسید بلندمدت) را در شرکت افزایش می‌دهد تا شرکت از این طریق بتواند نظر مشتریان عمده را به خود جلب کند و این امر ممکن است بر سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل آن تأثیر مثبت داشته باشد.

در رابطه با عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد، پژوهش‌های محدودی در ادبیات مالی وجود دارد که می‌توان ازجمله آن‌ها به سوگیری‌های مدیریت، اهرم مالی، جریان وجه نقد آزاد و ... در خارج از کشور اشاره کرد (جیانگ و لی[۱]، ۲۰۱۶؛ اورلوا[۲]، ۲۰۱۳). در بین این عوامل، تمرکز مشتری ازجمله عواملی است که با توجه به بررسی‌های به‌عمل‌آمده کمتر موردتوجه قرارگرفته است؛ به‌عبارت‌دیگر، اگرچه تابه‌حال پژوهش‌های بسیاری در زمینه نگهداشت وجه نقد صورت گرفته است ولی در این پژوهش‌ها، کمتر به موضوع سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد توجه شده است؛ یعنی در اکثر این پژوهش‌ها، فرض شده است که تعدیل نگهداشت وجه نقد به سمت وجه نقد بهینه، تعدیلی آنی و فوری است. بر همین اساس، چگونگی سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد نیازمند بررسی بیشتری است. همچنین با توجه به کمبود منابع پژوهشی در رابطه با تأثیر تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد در خارج از کشور و همچنین ضرورت بررسی آن در بازار سرمایه ایران به دلیل خلأ پژوهشی، پژوهش حاضر درصدد بررسی این موضوع است که چگونه تمرکز مشتری می‌تواند بر ضریب تعدیل وجه نقد اثرگذار باشند. انتظار می‌رود که یافته‌های این پژوهش هم از جهت پر کردن خلأ پژوهشی و هم از جهت شناخت این پدیده در بازار نوظهور سرمایه ایران مفید باشد.

از سوی دیگر، با توجه به رکود مالی و بحران نقدینگیِ حاکم بر شرکت‌های ایرانی، سطح بهینه نگهداشت وجه نقدِ شرکت‌ها موردتوجه پژوهشگران قرارگرفته است (اُپلر[۳] و همکاران، ۱۹۹۹؛ فولِی[۴] و همکاران، ۲۰۰۷؛ باتس و همکاران، ۲۰۰۹)؛ اما متأسفانه در پژوهش‌های پیشین، تنها بر جنبه‌های محدودی از مدیریت وجه نقد و حرکت به سمت سطح بهینه آن تأکید شده است (دیتمر و دوچین[۵]، ۲۰۱۱؛ ویکیتشواران[۶]، ۲۰۱۱؛ گائو[۷] و همکاران، ۲۰۱۳؛ باتس و همکاران، ۲۰۱۳)؛ بنابراین درک چگونگی تأثیر مشتریان عمده به‌واسطه قدرت چانه‌زنِ آنان بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد از اهمیت بسزایی برخوردار می‌باشد؛ بنابراین پژوهش حاضر می‌تواند به رشد ادبیات نوظهور در این زمینه کمک نماید.

به‌طورکلی، مطالعه در زمینهٔ تمرکز بر مشتری و سرعت تعدیلات نگهداشت وجه نقد به سه دلیل ضرورت دارد: ۱) مطالعات کافی در این زمینه وجود ندارد، ۲) ازآنجاکه همه شرکت‌هایی که با عدم توازن

---

۱. Jiang and Lie
۲. Orlova
۳. Opler
٤. Foley
٥. Dittmar and Duchin
٦. Venkiteshwaran
۷. Gao

در وجه نقد خود روبه‌رو هستند با مشکلات زیادی مواجه می‌شوند، بر همین اساس بررسی میزان انحراف وجه نقد نگهداری شده و اینکه با چه سرعتی موجودی نقد به سمت سطح هدف خود در حال حرکت است، می‌تواند موضوع مهم و قابل‌توجهی به شمار آید و ۳) درک و فهم عوامل مؤثر بر سطح نگهداری وجه نقد و تعدیلات نگهداشت وجه نقد علاوه بر حفظ منافع مدیریت و سرمایه‌گذاران، باعث رشد و شکوفایی شرکت با سرمایه‌گذاری بهینه وجوه نقد مازاد شرکت و نهایتاً افزایش سودآوری و جلب رضایت سهامداران از سیاست‌های نگهداری وجوه نقد مازاد شرکت می‌شود؛ بنابراین، در ایران به‌شدت جای خالی پژوهش‌هایی که به شناسایی عوامل مؤثر بر سرعت تعدیلات نگهداشت وجه نقد بپردازد، احساس می‌شود.

از همین رو در ادامه پس از بیان مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به روش پژوهش پرداخته و سپس به تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها و بیان نتایج می‌پردازیم.

مبانی نظری پژوهش

اخیراً مدیران دریافته‌اند که به‌منظور دستیابی به اهداف شرکت، بایستی جلب رضایت مشتریان را نیز در اولویت قرار دهند. اغلب مدیران بر این عقیده هستند که مشتریان شرکت (مخصوصاً مشتریان عمده)، بخش بزرگی از سرمایه شرکت را تشکیل می‌دهند و همواره باید درصدد برقراری رابطه سالم با آن‌ها باشند تا بتوانند به اهداف شرکت جامه‌ی عمل بپوشانند (بریوس[۱]، ۲۰۰۶). البته همه مشتریان به یک اندازه برای شرکت بااهمیت نیستند و به نسبت میزان خریدی که در طول چند دوره متوالی از شرکت می‌نمایند، نقش مهمی در آینده شرکت خواهند داشت. منظور از مشتریان عمده شرکت، مشتریانی هستند که قسمت عمده فروش خالص شرکت (حداقل ۱۰ درصد از کل فروش هرسال- شرکت) از محل آن‌ها تأمین می‌شود. در شرکت‌هایی با مشتریان عمده، احتمال کمبود نقدینگی به علت از دست دادن این‌گونه مشتریان و یا وصول نشدن مطالبات آن‌ها وجود دارد که این عوامل می‌تواند ورشکستگی شرکت را به دنبال داشته باشد.

نگهداری وجه نقد از احتمال بحران مالی می‌کاهد و ذخیره‌ای مطمئن برای رویارویی با زیان‌های غیرمنتظره به شمار می‌رود. همچنین نگهداری وجوه نقد کافی در شرکت‌های دارای محدودیت مالی، پیگیری سیاست‌های سرمایه‌گذاری بهینه را ممکن می‌سازد و در نهایت به کم کردن هزینه‌های جمع‌آوری منابع مالی یا نقد کردن دارایی‌های موجود کمک می‌کند (معطوفی و گلچوبی، ۱۳۹۶).

شیوهٔ انباشت وجه نقد در شرکت‌ها تصادفی نیست، بلکه بخش مهمی از راهبرد مالی آن‌ها محسوب می‌شود که ریشه در تمایل بنگاه به انباشت مقدار بهینه وجه نقد دارد (لوزانا و داران[۲]، ۲۰۱۶). اگرچه ادبیات پژوهش به‌طور سنتی، وجه نقد نگهداری شده‌ی شرکت را نتیجه جریان نقدی بیش‌ازحد آن می‌داند، اما بررسی‌های اخیر حکایت از روند رو به رشد در میزان نقدینگی دارند که شرکت‌ها ذخیره می‌کنند و آن را نتیجه تصمیم‌گیریِ راهبردی بنگاه می‌داند (باتس و همکاران، ۲۰۰۹). وضعیت نقدی مناسب، شرکت را

---

۱. Berrios
۲. Lozano and Durán

قادر می‌سازد که بر کمبود منابع مالی خارجی یا کاهش در جریان نقدی حاصل از عملیات بنگاه، به‌منظور تأمین مالی طرح‌های با ارزش فعلی خالص مثبت، به‌آسانی غلبه کند و در یک وضعیت مالی قوی قرار گیرد.

زمانی که بازار قادر به تأمین منابع مالی ضروری نیست، بنگاه‌ها دارایی‌های نقدی را به‌عنوان بخش مهمی از خط‌مشی مالی خود نگهداری خواهند کرد. ازاین‌رو، انباشت وجه نقد، همچون سپری در مقابل نوسانات جریان نقدی عمل می‌کند و انعطاف‌پذیری مدیران را در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری افزایش می‌دهد (گریگلیز[۱]، ۲۰۰۱).

با توجه به موارد بیان‌شده، شرکت‌ها با بررسی منافع و هزینه‌های نگهداشت وجه نقد، یک سطح هدف را برای میزان نگهداری وجه نقد در نظر خواهند گرفت و سعی بر آن خواهند داشت که همواره وجه نقد جاری را به سمت سطح هدف تعدیل نمایند. بر این اساس دو الگوی توازن ایستا و توازن پویا در رابطه با تعدیل نگهداشت وجه نقد کاربرد دارد (وِنکیتشواران، ۲۰۰۱). در الگوی توازن ایستا که اغلب پژوهش‌ها بدین طریق انجام‌گرفته‌اند، یک سطح هدف وجه نقد تعیین می‌شود و فرض بر این است که شرکت‌ها بعد از تغییر در ویژگی‌هایشان و ایجاد شوک، بلافاصله به سطح هدف خود برمی‌گردند. در الگوی نگهداشت وجه نقد پویا (تعدیل جزئی)، فرض بر این است که شرکت‌ها با تأخیر، وجه نقد موجود را به سمت ساختار وجه نقد هدف تعدیل می‌نمایند که این تأخیر در تعدیل به دلیل وجود ناسازگاری بازار و هزینه‌های تعدیل است (دیتمار و داچین، ۲۰۱۰).

بنابراین، اگر مدیران نگران حداکثر سازی ثروت سهامداران هستند، می‌بایست بر اساس میزان اهمیت منافع نهایی و هزینه‌های نهایی نگهداری وجه نقد، یک سطح بهینه از وجه نقد را نگهداری کنند. ازاین‌رو، شرکت‌ها بایستی وجوه نقد خود را به نحو درستی مدیریت کنند و به دنبال دستیابی به سطح بهینه‌ای از وجه نقد باشند (فخاری و اسدزاده، ۱۳۹۶).

سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد به‌سرعت واکنش وجه نقد واقعی نسبت به وجه نقد بهینه، گفته می‌شود. منظور از وجه نقد بهینه در عبارت فوق، میزان وجه نقدی است که بین منافع و مزایای حاصل از نگهداری وجه نقد توازن ایجاد کند (معطوفی و گلچویی، ۱۳۹۶). چو[۲] و همکاران (۲۰۱۸) معتقدند که مقدار بهینه وجه نقد به‌وسیله‌ی موازنه بین بازده پایین نگهداری دارایی‌های نقد و منفعت ناشی از حداقل کردن نیاز به تأمین مالی خارجی تعیین می‌شود.

علی‌رغم وجود تئوری‌های فوق در مورد سرعت تعدیل وجه نقد ادبیات مالی نشان می‌دهد که عوامل مختلفی می‌تواند بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد مؤثر باشد. به‌طورکلی این عوامل را می‌توان به سه دسته: ۱) عوامل محیطی (مثل شرایط و سهولت تأمین مالی خارجی ...) ۲) عوامل شرکتی (مثل جریان وجه نقد آزاد و...) ۳) عوامل رفتاری (مثل سوگیری‌های مدیریت ...) تقسیم نمود. با توجه به طبقه‌بندی مذکور، به دلیل اهمیت نقش تمرکز مشتری و همچنین وجود پژوهش‌های اندک در رابطه با آن، در این پژوهش به بررسی تأثیر تمرکز مشتری بر نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پرداخته می‌شود.

---

۱. Gryglewicz
۲. Cho

برخلاف دیدگاه سنتی که بیشتر مضرات تمرکز بر مشتری را برجسته کرده است، پاتاتوکاس[1] (۲۰۱۲) نشان داد که شرکت‌هایی با مشتریان متمرکز، به یک کارایی عملیاتی بالاتری دست می‌یابند. این بدین معنی است که مشتریان عمده، بالاترین مقدار فروش شرکت را ایجاد می‌کند، بنابراین تمرکز مشتری منجر به بهبود سودآوری و عملکرد شرکت می‌شود.

مطالعات متعددی در مورد موجودی نقدی از دیرباز در حوزه ادبیات مالی، موردتوجه صاحب‌نظران بوده است، اما در سال‌های اخیر این موضوع ابعاد به‌مراتب گسترده‌تری به خود گرفته است. در واقع بحث در مورد اینکه چه میزان وجه نقد برای حداکثر سازی ارزش شرکت می‌بایست نگهداری شود و اینکه در صورت وجود وجه نقد مازاد و یا ناکافی شرکت‌ها چگونه (با چه سرعتی) انحراف از سطح بهینه را جبران می‌کنند به‌عنوان بحث مهم و درخور توجه دانشگاهیان و مدیران شرکت‌ها قرارگرفته است.

به‌طورکلی، شرکت‌های با مشتری عمده دارای ریسک تجاری و نقدینگی بالایی هستند زیرا زیان مشتری عمده، می‌تواند منجر به کاهش قابل‌توجه در جریان نقدی عرضه‌کنندگان (شرکت) شود (هرتزل[2] و همکاران، ۲۰۰۸؛ دالیوال[3] و همکاران، ۲۰۱۴؛ ۲۰۱۶). ازاین‌رو، احتمال بالاتری وجود دارد که این شرکت‌ها به‌صورت پیش‌فرض ورشکسته شوند. در نتیجه، حضور یک مشتری عمده می‌تواند ریسک جریان وجوه نقد، نیاز به نگهداشت وجه نقد اضافی و ریسک بحران مالی آتی را افزایش دهد. این محدودیت باعث شده است که سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های با مشتری عمده، افزایش یابد.

بنابراین، شرکت‌های با مشتریان عمده، ممکن است که بنا به دو دلیل سطح نگهداشت وجه نقد خود را افزایش دهند. اول اینکه، در شرکت‌هایی که دارای مشتریان عمده و بزرگ هستند، ریسک جریانات نقد ورودیِ شرکت بیشتر است؛ زیرا مشتریان عمده می‌توانند با عدم خرید مجدد از شرکت، منجر به کاهش قابل‌توجه جریانات نقدی دریافتیِ شرکت شوند و در نتیجه شرکت را با بحران مالی روبه‌رو نمایند (هرتزل و همکاران، ۲۰۰۸؛ دالیوال و همکاران، ۲۰۰۶). بنابراین احتمال بالاتری وجود دارد که این شرکت‌ها به‌صورت پیش‌فرض ورشکسته شوند. همچنین مشتریان عمده به‌واسطه قدرت چانه‌زنیِ خود، علاقه زیادی به انعقاد قراردادهای بلندمدت با شرکت دارند؛ بنابراین، در شرکت‌هایی با مشتریان عمده، ریسک ورشکستگی بیشتر است و به همین دلیل بایستی سطح نگهداشت وجوه نقد به‌منظور مقابله با این ریسک افزایش یابد و مدیران این‌گونه شرکت‌ها تلاش می‌کنند تا با سرعت بیشتری به سمت سطح نگهداشت وجه نقد هدف (بهینه) حرکت نمایند. دوم اینکه، وانگ[4] (۲۰۱۲) در پژوهش خود استدلال کرد که در بعضی مواقع ممکن است که شرکت به‌منظور جلب رضایت مشتریان عمده‌ی خود، در دارایی‌های خاصی

---

۱. Patatoukas
۲. Hertzel
۳. Dhaliwal
٤. Wang

سرمایه‌گذاری نماید تا از این طریق تعهد خود را به مشتریان عمده ثابت کند. گوسمن و کولبیک[1] (۲۰۰۹) و پیرسی و لین[2] (۲۰۰۶) شواهدی ارائه کردند که نشان می‌دهد مشتریان عمده با توجه به قدرت چانه‌زنی خود، تلاش می‌کنند تا محصولات و خدمات با کیفیت‌تر و با قیمتی پایین‌تر از شرکت خریداری نمایند که این امر می‌تواند سودآوری پایین‌تر، سطح نگهداشت وجه نقد بالاتر و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد بیشتر را برای شرکت به همراه داشته باشد.

مروری بر پیشینه پژوهش

نمی‌توان این حقیقت را کتمان کرد که همه شرکت‌ها از سطح بهینه نگهداشت وجه نقد حمایت می‌کنند و برای حرکت به سمت آن تلاش می‌نمایند، اما با توجه به اینکه عوامل متعددی بر سرعت حرکت شرکت به سمت سطح نگهداشت وجه نقد بهینه (هدف) تأثیرگذار است، بایستی از جنبه‌های مختلفی به بررسی عوامل مؤثر بر این متغیر حیاتیِ شرکت پرداخته شود؛ ازاین‌رو در پژوهش حاضر تلاش می‌شود تا یکی از خلأهای موجود در این زمینه برطرف شود. البته صرف‌نظر از تأثیر عوامل مختلف بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد، هزینه‌های تعدیل نگهداشت وجه نقد نیز که در نتیجه اقدامات مدیران برای رسیدن به سطح بهینه وجه نقد به شرکت متحمل می‌شود، می‌تواند بر سرعت حرکت به سمت سطح بهینه تأثیرگذار باشد. ادبیات مالی نشان می‌دهد که علیرغم وجود پژوهش‌هایی در زمینه سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد، پژوهش‌های اندکی به بررسی تأثیر تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پرداخته‌اند؛ بنابراین در ادامه به‌مرور پژوهش‌های مرتبط خارجی و داخلی پرداخته شده است.

اُورلوا (۲۰۱۳) بیان می‌کند که شرکت‌هایی با کسری وجه نقد در مقایسه با شرکت‌هایی با مازاد وجه نقد، سرعت تعدیل کمتری دارند. همچنین این پژوهشگر به وجود رابطه‌ی مستقیم بین جریان وجه نقد آزاد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پی برد. کمپلو و گائو[3] (۲۰۱۴) به بررسی ارتباط تمرکز مشتری با قراردادهای بدهی پرداختند. شواهد پژوهش نشان داد در شرکت‌هایی که تمرکز مشتری عمده بیشتر است، ساختار سررسید بدهی بالاتر است. شواهد این پژوهش نشان داد که قراردادهای بدهی در شرکت‌های با تمرکز مشتری بالاتر است.

هوانگ و همکاران (۲۰۱۶) نشان دادند که در شرکت‌هایی با تمرکز مشتری، میزان اجتناب مالیاتی و ریسک مالیاتی نیز بیشتر است. دالیوال و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی اثر ریسک تمرکز بر مشتری بر هزینه سرمایه پرداختند. شواهد این پژوهش نشان داد که در شرکت‌های با تمرکز مشتری بالاتر است، هزینه سرمایه نیز بالاتر است.

ایروین[4] و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین تمرکز مشتری و سودآوری بر اساس مراحل چرخه عمر شرکت‌ها پرداختند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داد که در مرحله رشد، بین تمرکز

---

۱. Gosman and Kohlbeck
۲. Piercy and Lane
۳. Campello and Gao
٤. Irvine

مشتری و سودآوری رابطه منفی و معنادار و در مرحله بلوغ، بین تمرکز مشتری و سودآوری رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. اسوتلانا و سان (۲۰۱۸) به بررسی عوامل تعیین‌کننده سازمانی بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که عوامل تعیین‌کننده سازمانی بخصوص حاکمیت شرکتی و حفاظت از حقوق سهامداران می‌تواند انحراف از سطح نقدینگی هدف و میزان سرعت تعدیل آن را تحت تأثیر قرار دهد.

چانگ[۱] و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی سرعت تعدیلات نگهداشت وجه نقد در اقتصادهای نوظهور پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقدِ ۴۶ درصد از شرکت‌های چینی به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای پایین‌تر از شرکت‌های موجود در انگلستان و ایالات‌متحده آمریکا است. فارینها[۲] و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر کیفیت سود بر سطح نگهداشت وجه نقد پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین این دو متغیر مزبور رابطه معکوس و معناداری وجود دارد و در شرکت‌های زیان‌ده، این رابطه تضعیف می‌شود.

چو و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین توانایی مدیریتی و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین توانایی مدیریتی و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد رابطه منفی و معناداری وجود دارد. همچنین نتایج بیانگر این است که در شرکت‌هایی که تأمین مالی داخلی بالاتری استفاده می‌نمایند، رابطه بین توانایی مدیریتی و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد تضعیف می‌شود.

اُرلوا و سان[۳] (۲۰۱۸) به بررسی عوامل مؤثر سازمانی در تعیین سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود دریافتند که تعیین‌کننده‌های نهادی به‌ویژه حاکمیت شرکتی، سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد را افزایش می‌دهند. اسوتلانا و رامش[۴] (۲۰۲۰) در پژوهش خود سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد را مورد کنکاش قرار دادند و بر اهمیت سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد تأکید کردند. نتایج پژوهش حاکی از این است که در شرکت‌های رتبه‌بندی و شرکت‌های دارای امتیاز مالی زیاد، سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پایین‌تر است؛ این در حالی است که در شرکت‌هایی با وجوه نقد مازاد، شرکت‌های فاقد رتبه‌بندی و شرکت‌های دارای کسری مالی، سرعت حرکت سطح نگهداشت وجه نقد به سمت سطح بهینه بیشتر می‌باشد.

نتایج ارائه‌شده در پژوهش کالاک[۵] و همکاران (۲۰۲۱) حاکی از تأثیر منفیِ بیش‌اطمینانیِ مدیرعامل بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد است. ایمانی و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند که ویژگی‌های شرکت اعم از اندازه، عدم تعادل مالی، جریان نقدی آزاد و حاکمیت شرکتی بر سرعت تعدیل وجه نقد به سمت

---

۱. Chang
۲. Farinha
۳. Orlova and Sun
٤. Svetlana and Ramesh
٥. Kalak

هدف تأثیرگذار است. در پژوهش کردستانی و عباسی (۱۳۹۳) شواهدی ارائه شد که نشان می‌دهد عملکرد مالیِ شرکت‌هایی با مشتری عمده بهتر است. همچنین در این‌گونه شرکت‌ها مدیریت وجه نقد بهتر می‌باشد.

فخاری و اسدزاده (۱۳۹۶) نیز نشان دادند که بین اهرم مالی و جریان وجه نقد آزاد با سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد رابطه‌ی مثبتی وجود دارد؛ البته این رابطه زمانی معنادار است که شرکت دارای کسری وجه نقد باشد. معطوفی و گلچوبی (۱۳۹۶) استدلال کردند که در شرکت‌هایی با مالکیت خانوادگی، سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد به سمت بهینه بیشتر است. از سوی دیگر، در شرکت‌هایی با مالکیت خانوادگیِ جوان و شرکت‌های خانوادگی با محدودیت مالی، سرعت تعدیل وجه نقد به سمت هدف بیشتر است.

حاجیها و رجب‌دُری (۱۳۹۶) نیز ادعا کردند که اثربخشی کمیته حسابرسی موجب بهبود مدیریت وجه نقد، افزایش سطح نگهداشت وجه نقد و در نهایت افزایش سرعت حرکت به سمت بهینه خواهد شد. شواهد ارائه‌شده در پژوهش خدادادی و همکاران (۱۳۹۶) حاکی از این است که بین تمرکز مشتری و حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معکوسی وجود دارد. در پژوهش شیبانی و همکاران (۱۳۹۷) نیز شواهدی ارائه شد که نشان می‌دهد وجود مشتریان عمده در شرکت موجب افزایش فعالیت‌های اجتناب مالیـاتی می‌شود. آن‌ها تأکید کردند که این رابطه در شرکت‌هایی با سهم بازار کمتر، شدیدتر است.

حاجیها و تقی‌زاده (۱۳۹۷) در پژوهش خود دریافتند که بین تمرکز مشتری و وام بانکیِ شرکت‌ها رابطه معکوسی وجود دارد. همچنین، وضعیت مالی شرکت و میزان حساب‌های پرداختنی آن، موجب تقویت رابطه منفیِ بین تمرکز مشتری و وام بانکی شرکت‌ها خواهد شد. امینی‌فرد و صالحی (۱۳۹۸) در پژوهش خود استدلال کردند که در شرکت‌هایی با مشتریان عمده، میزان پاداش مدیران بیشتر است. همچنین مرادی و همکاران (۱۳۹۸) شواهدی ارائه کردند که نشان می‌دهد شرکت‌های دارای مشتریان عمده، سود تقسیمی کمتری دارند.

فرضیه‌های پژوهش

وجه نقد اغلب به‌عنوان سپری در مقابل عوامل خطرآفرین برای شرکت محسوب می‌شود. به‌طور طبیعی وجه نقد به‌عنوان ضامنی برای شرکت‌های با ریسک بیشتر است؛ بنابراین انتظار می‌رود که شرکت‌های با ریسک مالی و عملیاتی بیشتر، هرگونه کمبود وجه نقد را با سرعت بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها جبران خواهند نمود (جیانگ و لی، ۲۰۱۶). این امر می‌تواند به خاطر حفظ موقعیت و کاهش ریسک کنارگذاری مدیران، در صورت کمبود وجه نقد باشد. طبق نظریه موازنه، وجود مشتریان عمده در شرکت احتمال ورشکستگی را افزایش می‌دهد و انتظار می‌رود شرکت‌هایی که دارای مشتریان عمده‌ی بالایی هستند، برای کاهش ریسک مالی وجه نقد بیشتری را نگهداری کنند؛ بنابراین انتظار می‌رود که شرکت‌های با مشتریان عمده بیشتر از سرعت تعدیل وجه نقد بیشتری برخوردار باشند.

در طول یک دهه گذشته، تمرکز مشتری موردتوجه مدیران، حسابرسان، قانون‌گذاران و پژوهشگران قرارگرفته است و وجود یا عدم وجود این مشتریان، در هنگام ارزیابی ریسک جریان وجوه نقد بااهمیت می‌باشد؛ بنابراین بر طبق بیانیه شماره ۱۳۱ استانداردهای حسابداری مالی (SFAS)، کلیه شرکت‌ها باید

اطلاعات مربوط به مشتریان عمده خود را افشاء نمایند. شرکت‌هایی با مشتری عمده، تمایل دارند تا سطح نگهداشت وجه نقد خود را افزایش دهند؛ تا بتوانند در صورت از دست دادن هر یک از مشتریان عمده‌ی خود، با ریسک بحران مالی مقابله نمایند؛ بنابراین، می‌توان گفت که مشتریان عمده بر میزان وجوه نقد نگهداری شده و تلاش شرکت برای دستیابی به سطح بهینه نگهداشت وجه نقد تأثیرگذار هستند (شیبانی و همکاران، ۱۳۹۷).

زمانی که بخش عمده‌ای از محصولات شرکت توسط یک یا چند مشتری عمده خریداری می‌شود، ممکن است که شرکت به‌مرورزمان به این مشتریان وابسته شود و این موضوع برای تداوم فعالیت شرکت بسیار مضر است؛ به‌عنوان‌مثال، درصورتی‌که شرکت تأمین‌کننده با ورشکستگی مواجه شود یا مشتری عمده نسبت به تغییر شرکت تأمین‌کننده‌ی خود اقدام کند، شرکت با ریسک جریانات نقد آتی مواجه می‌شود، بنابراین همواره شرکت‌هایی با مشتریان عمده، این ریسک را در نظر می‌گیرند و سطح نگهداشت وجه نقد بیشتر و بهینه‌تری دارند (دالیوال و همکاران، ۲۰۱۶). از سوی دیگر، درصورتی‌که مشتریِ عمده‌ی شرکت دچار ورشکستگی شود، شرکت با وصول طلب‌های این مشتری با مشکل مواجه می‌شود؛ به همین دلیل، مدیران شرکت‌هایی با مشتریان عمده، ریسک عدم وصول مطالبات مشتری عمده را در نظر می‌گیرند و بر این اساس تلاش می‌کنند تا همواره وجوه نقد مازاد داشته باشند. مطابق با این ادعا، هرتزل و همکاران (۲۰۰۸) و کولای[1] و همکاران (۲۰۱۵) شواهدی ارائه کردند که نشان می‌دهد بازده سهام شرکت‌هایی که مشتریان عمده آن‌ها اعلام ورشکستگی کردند، منفی می‌باشد. علاوه بر این، درصورتی‌که وضعیت مالیِ مشتری عمده با اُفت شدیدی مواجه شود، میزان فروش‌های شرکت تأمین‌کننده به‌طور چشمگیری کاهش می‌یابد.

دوم اینکه مطابق با استدلال پیرسی و لین (۲۰۰۶)، مشتریان عمده تمایل دارند از قدرت چانه‌زنی خود به‌منظور وادار کردن تأمین‌کننده به کاهش قیمت فروش، ایجاد شرایط اعتباری راحت‌تر و دفعات تحویل بیشتر با مقادیر کمتر مطابق با کاهش سطح موجودی مشتریان عمده استفاده کنند. این توافق‌های نامطلوب بر حاشیه سود تأمین‌کننده و تغییر ریسک نقدینگی تأمین‌کننده فشار آورده و در نتیجه موجب سودآوری پایین‌تر برای تأمین‌کننده می‌شود. علاوه بر این، شرکت‌هایی که مشتریان عمده دارند، به‌احتمال‌زیاد به سرمایه‌گذاری خاص، مانند طراحی و توسعه تجهیزات تخصصی یا معرفی یک سیستم موجودی جدید برای یک مشتری خاص روی می‌آورند و اگر مشتری عمده ارتباط را قطع کند، این سرمایه گذاری خاص بلافاصله ارزش خود را از دست می‌دهد. این استدلال‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌های با مشتری متمرکز، ریسک جریان‌های نقدی بیشتری دارند؛ بنابراین، شرکت‌های با مشتری متمرکز برای غلبه بر ریسک بالاتر جریان‌های نقدی و نمایش دادن توانایی مالی خود، ترجیح می‌دهند وجه نقد بیشتری نگهداری کنند و با سرعت بیشتری به سمت سطح نگهداشت وجه نقد هدف حرکت نمایند.

با توجه به موارد ذکرشده، فرضیه‌های زیر تدوین و آزمون گردیده است:

فرضیه اول: تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد تأثیر معناداری دارد.

فرضیه دوم: تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد تأثیر معناداری دارد.

---

۱. Kolay

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر، از نوع شبه تجربی و در حوزه پژوهش‌های اثباتیِ حسابداری می‌باشد. همچنین روش پژوهش از نوع استقرایی و پس‌رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) و روش آماری آن رگرسیون خطی چندگانه با استفاده از داده‌های ترکیبی (روش تلفیقی) می‌باشد. اطلاعات واقعی و حسابرسی شده شرکت‌ها از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سایت کدال استخراج و با اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌ها تطبیق یافته است و برای آماده‌سازی اطلاعات، از صفحه گسترده اکسل و جهت تجزیه و تحلیل اطلاعات از نسخه ۱۰ نرم‌افزار ایویوز[۱] استفاده شده است.

جامعه آماری موردنظر در این پژوهش، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶، می‌باشند. شرایط زیر برای انتخاب جامعه آماری لحاظ گردیده است:

۱. تاریخ پذیرش آن‌ها در بورس قبل از سال ۱۳۹۰ و تا پایان سال ۱۳۹۶ نیز در فهرست شرکت‌های بورسی باشند.

۲. اطلاعات موردنیاز آن‌ها در دسترس باشد و سهام آن‌ها مورد معامله مستمر قرارگرفته و توقف نماد نداشته باشند.

۳. به‌منظور افزایش قابلیت مقایسه، پایان سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و در طی دوره مورد بررسی تغییر سال مالی نداده باشند.

۴. به دلیل ساختار مالی متفاوت برخی مؤسسات بورسی، شرکت انتخابی جزء بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، لیزینگ‌ها و ... نباشد.

با توجه به شرایط ذکرشده، ۱۴۰ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ به‌عنوان جامعه آماری انتخاب شد. در مجموع تعداد ۹۸۰ مشاهده (سال- شرکت) مورد آزمون قرارگرفته شده است.

الگو و متغیرهای پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش پیرو پژوهش ازکان و ازکان[۲] (۲۰۰۴)، جیانگ و لی (۲۰۱۶) و هوانگ و همکاران (۲۰۱۶) از مدل‌های رگرسیونی زیر استفاده شده است. بدین منظور برای آزمون فرضیه اول از مدل (۱) و برای آزمون فرضیه دوم از مدل (۲) استفاده شده است:

مدل (۱): آزمون فرضیه اول

$$Cash_{it} = \gamma_{.} + \gamma_{1} CC_{it} + \gamma_{2} ROA_{it} + \gamma_{3} MTB_{it} + \gamma_{4} CFV_{it} + \gamma_{5} AGE_{it} + \gamma_{6} LEV_{it} + \gamma_{7} SIZE_{it} + \gamma_{8} INDUSTRY_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۲): آزمون فرضیه دوم

$$Cash_{it} - Cash_{it-1} = \gamma_{.} + \gamma_{1}(\lambda\,(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1})) + \gamma_{2}(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) \times CC_{it} + \gamma_{3}(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) \times ROA_{it} + \gamma_{4}(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) \times MTB_{it} + \gamma_{5}(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) \times CFV_{it} + \gamma_{6}(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) \times AGE_{it} + \gamma_{7}(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) \times LEV_{it} + \gamma_{8}(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) \times SIZE_{it} + \gamma_{9}(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) \times INDUSTRY_{it} + \varepsilon_{it}$$

---

۱. Eviews

۲. Ozkan and Ozkan

که در این مدل‌ها تعریف عملیاتی متغیرها به‌صورت زیر است:

متغیرهای وابسته و نحوه محاسبه آن‌ها

۱. سطح نگهداشت وجه نقد ($Cash_{it}$): در آزمون فرضیه اول، سطح نگهداشت وجه نقد متغیر وابسته است که برای اندازه‌گیری آن از نسبت وجوه نقد به‌علاوه سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت به ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در سال t استفاده می‌شود (دیتمار و اسمیت[۱]، ۲۰۰۷).

۲. سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد: مدلی که برای تخمین سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد استفاده شده است، یک مدل تعدیل جزئی می‌باشد که توسط ازکان و ازکان (۲۰۰۴) مطرح‌شده است. این مدل اجازه می‌دهد که شرکت iام در سال t، شکاف بین سطح نگهداشت وجه نقد واقعی و سطح نگهداشت وجه نقد هدف (بهینه) خود را به مقدار λ کاهش دهد:

$$Cash_{it} - Cash_{it-1} = \lambda\,(Cash^{*}_{it} - Cash_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$ مدل (۳)

که در آن:

$Cash_{it}$: سطح نگهداشت وجه نقد شرکت در سال t.

$Cash^{*}_{it}$: سطح نگهداشت وجه نقد هدف (بهینه) در سال t.

λ: سرعت تعدیل جزئی نگهداشت وجه نقد است که نشان‌دهنده‌ی میزان سرعتی است که سطح نگهداشت وجه نقد شرکت با این نرخ به سمت سطح هدف (بهینه) در حال حرکت است. انتظار می‌رود این ضریب در دامنه ۰ و ۱ قرارگرفته و مقدار بالاتر (نزدیک به یک) نشان‌دهنده سرعت تعدیل سریع‌تر می‌باشد. همچنین، فرض می‌شود که تمامی شرکت‌ها با سرعت یکسان λ به تعدیل سطح نگهداشت وجه نقد خود می‌پردازند.

ε_{it}: جزء اخلال مدل است.

تخمین مدل (۳) با دو مشکل با اهمیت مواجه است. مشکل اول، غیرقابل مشاهده بودن یا غیرقابل‌اندازه‌گیری بودن سطح نگهداشت وجه نقد هدف ($Cash^{*}_{it}$) است و مشکل دوم حضور وقفه متغیر سطح نگهداشت وجه نقد سال قبل ($Cash_{it-1}$) در میان متغیرهای توضیحی است. برای رفع این مشکلات، از طریق مدل‌سازی سطح نگهداشت وجه نقد هدف (بهینه) به کمک متغیرهای مؤثر بر نگهداشت وجه نقد، به تخمینی معقول از سطح نگهداشت وجه نقد هدف شرکت، دست پیدا می‌کنیم. پس خواهیم داشت:

$$Cash^{*}_{it} = \beta X_{it-1}$$ رابطه (۱)

در رابطه فوق X_{it-1} برداری از ویژگی‌های شرکت iام در زمان t است که دربرگیرنده مجموعه عواملی است که بر سطح نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها مؤثر هستند. β هم ضریب تخمینی این بردار خواهد بود که به دنبال برآورد آن‌ها هستیم. در این پژوهش، با توجه به تئوری‌های اصلی نگهداشت وجه نقد (تئوری سلسله مراتبی، تئوری جریان‌های نقد آزاد و تئوری موازنه) چهار عامل سودآوری شرکت، رشد شرکت، اهرم

---

۱. Dittmar and Smith

مالی و اندازه شرکت به‌عنوان عوامل مؤثر بر سطح نگهداشت وجه نقد شرکت انتخاب شده‌اند. بنابراین برای تخمین ضرایب برداری از مدل زیر استفاده شده است:

$$Cash_{it} = \beta_1 ROA_{it-1} + \beta_2 MTB_{it-1} + \beta_3 LEV_{it-1} + \beta_4 SIZE_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad \text{مدل (۴)}$$

پس از برازش مدل (۴)، از مقادیر مدل (β_1، β_2، β_3، β_4) به‌عنوان ضرایب سطح نگهداشت وجه نقد هدف در رابطه (۱) استفاده می‌شود و سپس با ضرب آن‌ها در ویژگی‌های شرکت (X_{it-1})، مقدار سطح نگهداشت وجه نقد هدف (بهینه) به دست خواهد آمد. در نهایت، می‌توان با جایگذاری مقدار برآوردی سطح نگهداشت وجه نقد هدف در مدل (۳)، به تخمین قابل قبولی از سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد (λ) دست‌یافت. نکته حائز اهمیت این است که فرض می‌شود که شرکت‌های جامعه آماری با سرعت یکسان λ به تعدیل سطح نگهداشت وجه نقد خود می‌پردازند.

متغیر مستقل و نحوه محاسبه آن

در این پژوهش، تمرکز مشتری (CC_{it}) تنها متغیر اصلی و مستقل پژوهش خواهد بود. در ایران، استاندارد یا الزام خاصی برای افشای مشتریان عمده وجود ندارد، ولی بر اساس بیانیهٔ ۱۳۱ هیئت تدوین استانداردهای حسابداری مالی، درصورتی‌که درآمد حاصل از فروش به یک مشتری، ۱۰ درصد یا بیشتر از ۱۰ درصد کل درآمد شرکت را تشکیل دهد، افشای چنین مشتریانی در صورت‌های مالی الزامی است. در این پژوهش، برای اندازه‌گیری تمرکز مشتری از یک متغیر مجازی استفاده شده است؛ بدین‌صورت که اگر شرکت i در سال t دارای مشتریِ عمده باشد عدد یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد (هوانگ و همکاران، ۲۰۱۶).

متغیرهای کنترلی و نحوه محاسبه آن‌ها

۱. نرخ بازده دارایی‌ها (ROA_{it}): نمایانگر نسبت سود خالص به دارایی‌های شرکت i در سال t و شاخصی برای محاسبه نرخ بازده دارایی‌ها می‌باشد. عملکرد مطلوب شرکت می‌تواند نمایانگر دستیابی بالاتر شرکت به وجوه نقد و توانایی بالاتر آن‌ها برای تعدیلات احتمالی وجوه نقد باشد (چانگ و همکاران، ۲۰۱۸).

۲. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (MTB_{it}): برابر است یا نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t. از مدیران شرکت‌های با رشد بالاتر انتظار می‌رود که وجه نقد بیشتری نگهداری کنند تا از در دسترس بودن وجه نقد برای سرمایه‌گذاری در طرح‌ها اطمینان داشته باشند (جیانگ و لی، ۲۰۱۶).

۳. ریسک (نوسان) جریانات نقدی (CFV_{it}): برابر است با انحراف معیار نسبت وجوه نقد عملیاتی به دارایی پنج سال قبل شرکت i در سال t. شرکت‌هایی که نوسان بالایی را در جریان‌های نقدی خود تجربه می‌کنند، به‌احتمال قوی‌تری با کمبود وجه نقد مواجه می‌شوند، زیرا ممکن است به‌طور غیرمنتظره جریان نقدی کاهش یابد. بنابراین، انتظار می‌رود که رابطه‌ای مثبت بین عدم اطمینان جریان نقدی و مانده وجه نقد وجود داشته باشد (فارینها و همکاران، ۲۰۱۸).

۴. عمر شرکت (AGE_{it}): برابر است با لگاریتم طبیعی عمر شرکت از تاریخ تأسیس شرکت i در سال t. با افزایش عمر شرکت‌ها، میزان وجوه نقد و تعدیلات آن افزایش خواهد یافت (چانگ و همکاران، ۲۰۱۸).

۵. اهرم مالی (LEV_{it}): برابر است با نسبت بدهی به دارایی شرکت i در سال t. با ایجاد بدهی مدیران ملزم به پرداخت جریان‌های نقدی آتی می‌شوند و این امر از جریان نقد در دسترس که می‌تواند به اختیار مدیران هزینه شود، می‌کاهد و متعاقباً از هزینه نمایندگی جریان‌های نقد آزاد نیز می‌کاهد و اثر کنترلی دارد. بنابراین، انتظار می‌رود که اهرم مالی با مانده وجه نقد رابطه معکوس داشته باشد (دنیس و سیبیلکوی[۳۲]، ۲۰۱۰).

۶. اندازه شرکت ($SIZE_{it}$): متغیر اندازه شرکت که برابر است با لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در سال t. شرکت‌های بزرگ به‌واسطه مقدار منابع مالی که نیاز است خریداری شوند، با احتمال کمتری در معرض تملک‌های ناخواسته قرار می‌گیرند. بنابراین، انتظار می‌رود که مدیران شرکت‌های بزرگ در خصوص سرمایه‌گذاری و سیاست‌های مالی، قدرت و اختیار بیشتری داشته باشند که منجر به مقدار بیشتر مانده وجه نقد می‌شود (چانگ و همکاران، ۲۰۱۸).

۷. نوع صنعت ($INDUSTRY_{it}$): در این پژوهش، ابتدا شرکت‌های جامعه آماری مورد بررسی به هفت صنعت فعال تقسیم شده‌اند. در ادامه از یک متغیر مصنوعی (۰ و ۱) برای لحاظ کردن اثرات تصادفی نوع صنعت در مدل‌های پژوهش استفاده شده است (مشایخی و دلدار، ۱۳۹۵).

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نتایج حاصل‌شده از آمار توصیفیِ متغیرهای پژوهش که شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، کمینه و بیشینه است، در نگاره (۱) ارائه‌شده است. میانگین سطح نگهداشت وجه نقد تقریباً ۰/۰۵۱۳ میانه ۰/۰۲۹۸، دارای حداقل مقدار ۰/۰۰۰۲ و حداکثر مقدار ۰/۷۴۶۴ که انحراف معیاری در حدود ۰/۰۶۶۹ دارد. این نتایج نشان می‌دهد که میزان دارایی‌های نقدی و معادل نقد (وجوه نقد به‌علاوه سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت) به‌طور متوسط حدود ۵ درصد ارزش دفتری دارایی‌های بوده است. همچنین، نزدیک بودن میانگین (۰/۰۵۱۳) به انحراف معیار (۰/۰۶۶۹) متغیر نگهداشت وجه نقد نمایانگر پراکندگی پایین این متغیر است. همچنین میانگین موجودی نقد بهینه (هدف) معادل ۰/۰۴۷ و میانه آن برابر با ۰/۰۴۷ می‌باشد که دارای انحراف معیاری معادل ۰/۰۱۱ است و حداقل و حداکثر این متغیر نیز به ترتیب برابر با ۰/۰۱۰ و ۰/۰۸۴ می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که نزدیک بودن میانگین سطح نگهداشت واقعی به موجودی نقد بهینه (هدف)، مبین برنامه جامع شرکت‌ها برای حرکت موجودی نقد واقعی به سمت وجوه نقد بهینه (هدف) بوده است. همچنین، نزدیک بودن میانگین به انحراف معیار نیز نمایانگر نرمال بودن این دو متغیر پژوهش (سطح نگهداشت واقعی و موجودی نقد بهینه) بوده است.

علاوه بر این، میانگین نرخ بازده دارایی‌ها تقریباً ۰/۰۷۲ میانه ۰/۰۶۳، دارای حداقل مقدار ۰/۳۶۷- و حداکثر مقدار ۰/۴۲۶ که انحراف معیاری در حدود ۰/۱۳۹ دارد. این نشان می‌دهد که به ازای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های شرکت معادل ۰/۰۷۲ بازدهی (سود خالص) کسب شده است. علاوه بر این، میانگین (انحراف معیار) متغیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتریِ حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها نیز تقریباً ۲/۷۲۹ (۲/۰۴۹) است. این مؤید این مطلب است که ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در جامعه مورد بررسی معادل ۲/۷۲۹ برابر ارزش دفتری آن است. همچنین، از لحاظ آماری باید گفت که فاصله میانگین از انحراف معیار دو متغیر نرخ بازده دارایی‌ها و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (رشد شرکت) نمایانگر نرخ‌های بازدهی و رشد متفاوت شرکت‌های بورسی از یکدیگر است که باعث افزایش انحراف معیار (پراکندگی) و فاصله بیشتر میانگین از انحراف معیار شده است.

میانگین ریسک جریان وجوه نقد عملیاتی، تقریباً ۰/۰۹۲ و میانه‌ای در حدود ۰/۰۷۹ دارد. مقدار انحراف معیار آن ۰/۰۵۴ بوده، حداقل و حداکثر مقدار آن به ترتیب ۰/۰۱۶ و ۰/۳۰۵ است. این نتیجه نشان می‌دهد که نوسانات وجوه نقد عملیاتی به‌طور متوسط حدود ۹ درصد بوده است. همچنین، نزدیک بودن میانگین به انحراف معیار متغیر ریسک جریانات نقد عملیاتی مبین توزیع تقریباً نرمال این متغیر بوده است. میانگین شاخص اهرم مالی تقریباً ۰/۶۶۹ میانه ۰/۶۶۴، دارای حداقل مقدار ۰/۱۹۸ و حداکثر مقدار ۱/۱۴۱ که انحراف معیاری در حدود ۰/۲۱۶ دارد. این نشان می‌دهد که میزان بدهی شرکت‌های مورد بررسی حدود ۶۶,۹ درصد دارایی‌ها بوده است. همچنین، می‌توان گفت که با توجه به فاصله بالای میانگین (۰/۶۶۹) از انحراف معیار (۰/۲۱۶)، پراکندگی نسبت اهرم مالی در شرکت‌های مورد بررسی بسیار بالا بوده است که این نمی‌تواند برای بورس اوراق بهادار تهران مطلوب باشد.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
سطح نگهداشت وجه نقد واقعی ($CASH_{it}$)	۰/۰۵۱۳	۰/۰۲۹۸	۰/۰۶۶۹	۰/۰۰۰۲	۰/۷۴۶۴
سطح نگهداشت وجه نقد سال قبل ($CASH_{it-۱}$)	۰/۰۵۱۰	۰/۰۳۱۷	۰/۰۶۱۷	۰/۰۰۰۴	۰/۴۷۹۱
سطح نگهداشت وجه نقد هدف (بهینه) ($CASH_{it}^{*}$)	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	۰/۰۱۱	۰/۰۱۰	۰/۰۸۴
انحراف از سطح نگهداشت وجه نقد سال قبل ($CASH_{it}$-$CASH_{it-۱}$)	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۴۹	-۰/۱۷۷	۰/۱۹۲
انحراف از سطح نگهداشت وجه نقد هدف ($CASH_{it}^{*}$-$CASH_{it-۱}$)	۰/۰۱۰	۰/۰۱۵	۰/۰۲۷	-۰/۰۲۹	۰/۰۶۸
نرخ بازده دارایی (ROA_{it})	۰/۰۷۲	۰/۰۶۳	۰/۱۳۹	-۰/۳۶۷	۰/۴۲۶
رشد شرکت (MTB_{it})	۲/۷۲۹	۲/۲۰۶	۲/۰۴۹	۰/۴۱۰	۷/۹۵۴
ریسک جریان وجوه نقد عملیاتی (CFV_{it})	۰/۰۹۲	۰/۰۷۹	۰/۰۵۴	۰/۰۱۶	۰/۳۰۵
عمر شرکت (AGE_{it})	۳/۶۵۶	۳/۷۶۱	۰/۳۴۷	۲/۷۰۸	۴/۲۱۹
اهرم مالی (LEV_{it})	۰/۶۶۹	۰/۶۶۴	۰/۲۱۶	۰/۱۹۸	۱/۱۴۱
اندازه شرکت ($SIZE_{it}$)	۱۴/۱۹۶	۱۴/۰۶۲	۱/۳۶۱	۱۰/۵۰۴	۱۹/۳۷۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۲، درصد فراوانی نسبی متغیر تمرکز مشتری نشان می‌دهد که در ۶۷ درصد از سال-شرکت‌های مورد بررسی، تمرکز مشتری عمده (مشتریان بالای ۱۰ درصد) وجود داشته است که این درصد متعلق به ۶۵۱ سال-شرکت بوده است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای مجازی پژوهش

متغیر	شرط	فروانی مطلق	درصد فراوانی
متغیر مجازی تمرکز بر مشتری عمده (CC_{it})	دارد= ۱	۶۵۱	٪۶۶
	ندارد= ۰	۳۲۹	٪۳۴
	کل	۹۸۰	٪۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار استنباطی

به‌منظور آزمون مدل‌های پژوهش از رگرسیون خطی چندگانه بر اساس داده‌های ترکیبی استفاده شده است. قبل از آزمون مدل‌ها، ابتدا بایستی آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون انجام شود. یکی از این آزمون‌ها، آزمون VIF است. در حالت کلی، زمانی که عامل تورم واریانس بزرگ‌تر از ۱۰ باشد، نشان می‌دهد که مشکل هم‌خطی چندگانه‌ی قابل‌توجهی بین متغیرهای مستقل وجود دارد، همچنین مقادیر بزرگ‌تر از ۵ این آماره، بیانگر وجود احتمالی مشکل هم‌خطی است. نتایج حاصل‌شده از این آزمون بیانگر عدم وجود مشکل هم‌خطی بین متغیرهای مستقل می‌باشد. به‌منظور بررسی و کشف مشکل خودهمبستگی از آماره دوربین واتسون استفاده شده است. در حالت استاندارد باید میزان آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ باشد که با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون در نگاره (۵) و (۶) می‌توان گفت که مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

در قدم بعدی، بایستی الگوی تخمین مدل‌ها مشخص شود. به‌طورکلی، داده‌ها می‌توانند به‌صورت سریِ زمانی، مقطعی یا ترکیبی باشند. با توجه به اینکه داده‌های این پژوهش از نوع ترکیبی می‌باشند، بایستی مشخص شود که الگوی مدل‌های پژوهش از نوع تلفیقی (Pooled) یا تابلویی (Panel) می‌باشند؟ بدین منظور از آزمون چاو و آزمون بروش پاگان استفاده شده است. درصورتی‌که سطح معناداریِ آزمون چاو و آزمون بروش‌پاگان بیشتر از ۵ درصد باشد، الگوی مدل از نوع تلفیقی است و درصورتی‌که سطح معناداریِ این دو آزمون کمتر از ۵ درصد باشد، الگوی مدل از نوع تابلویی است و ازآنجایی‌که الگویی تابلویی به دو زیرمجموعه‌ی الگوی اثرات تصادفی و الگوی اثرت ثابت تقسیم می‌شود، برای بررسی تصادفی یا ثابت بودن الگوی تابلویی بایستی آزمون هاسمن را انجام دهیم (که در این آزمون، سطح معناداریِ بیشتر از ۵ درصد مبین الگوی اثرات تصادفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد مبین الگوی اثرات ثابت می‌باشد). نکته قابل‌توجه این است که همواره نتایج آزمون چاو و بروش‌پاگان، سازگار با یکدیگر می‌باشند. با توجه به اینکه الگوی استفاده شده در این پژوهش از نوع تلفیقی می‌باشند، بنابراین نیازی به انجام آزمون هاسمن به‌منظور انتخاب مدل اثرات ثابت یا اثرات تصادفی نداریم، زیرا با توجه به نتایج حاصل از آزمون چاو و آزمون بروش پاگان، در این پژوهش الگویِ اثرات مشترک (مقید) بر الگوی تابلویی برتری دارد و بدین ترتیب نیازی به انجام آزمون هاسمن نمی‌باشد. نتایج این آزمون‌ها در نگاره (۳) ارائه‌شده است. همان‌طور

که مشاهده می‌شود، با توجه سطح معناداری به‌دست‌آمده که بیشتر از ۵ درصد است، نتایج حاکی از آن است که برای هم مدل (۱) و هم مدل (۲) از روش تلفیقی استفاده گردیده است.

جدول ۳. نتایج آزمون چاو و بروش پاگان

مدل	آزمون چاو		آزمون بروش پاگان		نتیجه آزمون
	آماره	سطح معناداری	آماره	سطح معناداری	
مدل (۱) پژوهش	۱/۶۰۵	۰/۱۴۲	۰/۴۶۲	۰/۴۹۶	روش تلفیقی (Pooled)
مدل (۲) پژوهش	۲/۰۲۷	۰/۰۵۹	۱/۷۳۱	۰/۱۸۸	روش تلفیقی (Pooled)

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه اول این پژوهش به این صورت مطرح شد که «تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد تأثیر معناداری دارد». در نگاره (۴) ضریب متغیر تمرکز مشتری (CC_{it}) معادل ۰/۰۱۷ و آماره t معادل ۲/۵۴۳ می‌باشد که در سطح (۰/۰۱۱) معنادار می‌باشد و ازآنجاکه کمتر از خطای پیش‌بینی (۵٪) است، معناداری متغیر مستقل در سطح اطمینان بیش از ۹۵٪ تأیید می‌شود. بنابراین، فرضیه اول در جهت مستقیم تأیید می‌شود؛ یعنی تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین با توجه به نتایج به‌دست‌آمده برای متغیرهای کنترلی در این فرضیه می‌توان گفت که متغیرهای نرخ بازده دارایی‌ها (در سطح اطمینان بیش از ۹۰٪) و رشد شرکت (در سطح اطمینان بیش از ۹۵٪) بر سطح نگهداشت وجه نقد تأثیر مثبت و معنادار دارند. نتایج پژوهش رابطه معناداری بین نگهداشت وجه نقد و سایر متغیرهای کنترلی (ریسک جریانات وجوه نقد، عمر شرکت، اهرم مالی و اندازه شرکت) وجود ندارد. همچنین ازآنجایی‌که شرکت‌های مورد بررسی در این پژوهش در هفت صنعت فعال (دارویی؛ ماشین‌آلات و تجهیزات؛ خودرو و ساخت قطعات؛ کانی و معدنی؛ شیمیایی؛ غذایی و آشامیدنی؛ صنایع فلزی) طبقه‌بندی شدند، نتایج حاصل‌شده نشان داد که سطح نگهداشت وجه نقد در صنایع مختلف متفاوت بوده است.

جدول ۴. نتایج آزمون آماری فرضیه‌ی اول پژوهش

تعریف متغیر	نماد	ضریب	آماره t	سطح معناداری	VIF
مقدار ثابت	c	۰/۰۰۹	۰/۱۳۷	۰/۸۹۰	-
تمرکز مشتری	CC_{it}	۰/۰۱۷	۲/۵۴۳	۰/۰۱۱	۱/۱۲۵
نرخ بازده دارایی	ROA_{it}	۰/۰۴۱	۱/۷۸۹	۰/۰۷۴	۲/۴۵۸
رشد شرکت	MTB_{it}	۰/۰۰۲	۲/۸۹۵	۰/۰۰۳	۱/۲۲۲
ریسک جریانات وجوه نقد	CFV_{it}	-۰/۰۰۲	-۰/۰۴۰	۰/۹۶۷	۱/۱۲۷
عمر شرکت	AGE_{it}	-۰/۰۰۴	-۰/۲۹۵	۰/۷۶۷	۱/۱۰۷
اهرم مالی	LEV_{it}	-۰/۰۰۴	-۰/۲۶۸	۰/۷۸۸	۲/۲۰۰
اندازه شرکت	$SIZE_{it}$	۰/۰۰۳	۰/۹۴۸	۰/۳۴۳	۱/۱۵۴
اثرات تصادفی نوع صنعت	$INDUSTRY_{it}$	بلی	بلی	بلی	بلی
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۳۵۲		آماره F	۳۳/۶۰۳	
آماره دوربین واتسون	۱/۷۸۳		سطح معناداری	۰/۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه دوم پژوهش به این صورت مطرح گردیده بود که «تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد تأثیر معناداری دارد». در نگاره (۵) ضریب متغیر تمرکز مشتری $(\times (\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \mathrm{CC}_{it})$ معادل ۰/۰۶۳ و آماره t معادل ۲/۰۱۴ می‌باشد که در سطح (۰/۰۴۴) معنادار می‌باشد و ازآنجاکه کمتر از خطای پیش‌بینی (۵٪) است، معناداری متغیر مستقل در سطح اطمینان بیش از ۹۵٪ تأیید می‌شود؛ بنابراین، فرضیه دوم نیز در جهت مستقیم تأیید می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین نتایج به‌دست‌آمده برای متغیرهای کنترلی در این فرضیه نشان می‌دهد که متغیرهای ریسک جریانات وجوه نقد و عمر شرکت بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد تأثیر مثبت و معنادار و متغیر اندازه شرکت بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد تأثیر منفی و معناداری دارد. نتایج پژوهش رابطه معناداری بین سایر متغیرهای کنترلی (نرخ بازده دارایی‌ها، رشد شرکت و اهرم مالی) و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد وجود ندارد. همچنین ازآنجایی‌که شرکت‌های مورد بررسی در این پژوهش در هفت صنعت فعال (دارویی؛ ماشین‌آلات و تجهیزات؛ خودرو و ساخت قطعات؛ کانی و معدنی؛ شیمیایی؛ غذایی و آشامیدنی؛ صنایع فلزی) طبقه‌بندی شدند، نتایج حاصل‌شده نشان داد که سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد در صنایع مختلف متفاوت بوده است.

جدول ۵. نتایج آزمون آماری فرضیه‌ی دوم پژوهش

تعریف متغیر	نماد	ضریب	آماره t	سطح معناداری	VIF
مقدار ثابت	c	۰/۰۵۵	۳/۷۶۰	۰/۰۰۰	-
سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد	$\lambda\ (\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1})$	۰/۴۸۵	۴/۰۰۱	۰/۰۰۰	۱/۸۷۸
تمرکز مشتری	$(\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \times \mathrm{CC}_{it}$	۰/۰۶۳	۲/۰۱۴	۰/۰۴۴	۱/۱۲۵
نرخ بازده دارایی	$(\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \times \mathrm{ROA}_{it}$	۰/۱۴۰	۱/۰۹۶	۰/۲۷۳	۲/۴۵۸
رشد شرکت	$(\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \times \mathrm{MTB}_{it}$	-۰/۰۰۰۴	-۰/۵۱۴	۰/۶۰۷	۱/۲۲۲
ریسک جریانات وجوه نقد	$(\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \times \mathrm{CFV}_{it}$	۰/۱۲۵	۲/۱۲۸	۰/۰۳۳	۱/۱۲۷
عمر شرکت	$(\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \times \mathrm{AGE}_{it}$	۰/۱۶۸	۳/۹۲۵	۰/۰۰۰	۱/۱۰۷
اهرم مالی	$(\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \times \mathrm{LEV}_{it}$	-۰/۰۷۴	-۱/۴۴۰	۰/۱۵۰	۲/۲۰۰
اندازه شرکت	$(\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \times \mathrm{SIZE}_{it}$	-۰/۰۲۸	-۲/۸۶۹	۰/۰۰۴	۱/۱۵۴
اثرات تصادفی نوع صنعت	$(\mathrm{Cash}^{*}_{it} - \mathrm{Cash}_{it-1}) \times \mathrm{INDUSTRY}_{it}$	بلی	بلی	بلی	بلی
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۲۳۴	آماره F		۱۸/۱۴۸	
آماره دوربین واتسون	۱/۹۵۷	سطح معناداری		۰/۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

شرکت‌هایی با مشتری عمده، دارای ریسک تجاری و نقدینگی بالاتری هستند؛ زیرا زیان مشتری عمده، می‌تواند منجر به کاهش قابل‌توجه در جریان نقدی عرضه‌کنندگان کالا (شرکت فروشنده) شود؛ بنابراین، در شرکت‌هایی با مشتریان عمده، به‌منظور مقابله با ریسک بحران مالیِ آتی، سطح نگهداشت وجه

نقد نیز بیشتر است. این محدودیت باعث شده است که سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های با مشتری عمده، احتمالاً بالاتر است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش تمرکز مشتری (وجود یا عدم وجود مشتری عمده)، میزان سطح نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها افزایش می‌یابد. به نظر می‌رسد که شرکت‌های با مشتری متمرکز، احتمالاً از ریسک تجاری و جریان‌های نقدی آتی خود مطلع بوده؛ بنابراین این محدودیت احتمالی باعث افزایش نگهداشت وجه نقد شده است. شواهد حاصل از فرضیه دوم پژوهش نشان داد که با افزایش تمرکز مشتری، به‌احتمال‌زیاد سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد افزایش می‌یابد. به عبارتی، با افزایش تمرکز مشتریان، سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد گرایش به رو به بالا دارد. گوسمن و کلبیک (۲۰۰۹) و پیرسی و لین (۲۰۰۶) استدلال کردند که مشتریان عمده با توجه به قدرت چانه‌زنی خود، تلاش می‌کنند تا محصولات و خدمات با کیفیت‌تر و با قیمتی پایین‌تر از شرکت خریداری نمایند که این امر می‌تواند سودآوری پایین‌تر، سطح نگهداشت وجه نقد بالاتر و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد بیشتر را برای شرکت به همراه داشته باشد.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، استدلال می‌شود که فروش به مشتریان بالای ۱۰ درصد (مشتریان عمده)، دارای مزایا و معایبی است. بزرگ‌ترین مزیت فروش‌های عمده، کاهش ریسک عدم فروش محصول و کاهش رقابت بازار محصول است که این موضوع می‌تواند از کاهش فروش شرکت جلوگیری کرده و دسترسی شرکت به وجوه نقد را افزایش دهد و در نهایت حرکت شرکت را برای دستیابی به یک سطح بهینه وجه نقد سرعت بخشد.

از طرفی، با توجه به وضعیت فعلی اقتصاد ایران و وجود بحران مالی در اکثر شرکت‌ها، ورشکستگی با از دست دادن هر مشتری عمده می‌تواند زیان‌های جبران‌ناپذیری (ازجمله کاهش ناگهانی جریان‌های ورودی وجه نقد) به شرکت وارد کند؛ زیرا پیدا کردن مشتری عمده در وضعیت فعلی اقتصادی ایران، امری سخت بوده است. بنابراین می‌توان گفت با توجه به نتایج این پژوهش، وجود مشتریان عمده ریسک فروش را پایین آورده و با افزایش جریان‌های نقدی ورودی به شرکت، سطح نگهداشت وجه نقد افزایش می‌یابد و شرکت توانایی بیشتری برای حرکت به سمت وجوه نقد بهینه دارد.

نتایج این پژوهش، با پژوهش‌های قبلی مربوط به تمرکز مشتری (کمپلو و گائو، ۲۰۱۴؛ هوانگ و همکاران، ۲۰۱۶؛ کردستانی و همکاران، ۱۳۹۳؛ خان‌محمدی، ۱۳۹۵) متفاوت است؛ زیرا این پژوهش به بررسی اثر تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پرداخته است. همچنین نتایج این پژوهش با پژوهش‌های گوسمن و کلبیک (۲۰۰۹) و پیرسی و لین (۲۰۰۶) از نظر جهت و نوع پژوهش مطابقت دارد؛ زیرا پژوهش‌های یادشده به بررسی اثر تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد پرداخته‌اند و به نتایجی مشابه با پژوهش حاضر دست‌یافته‌اند.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر مبنی بر اهمیت نقش مشتریان عمده در کاهش ریسک عدم فروش محصولات شرکت‌ها، به مدیران اجرایی شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود که به تأثیر مثبت تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد شرکت توجه ویژه‌ای داشته باشند. ازاین‌رو، به

مدیران پیشنهاد می‌شود که به دلیل شرایط نامطلوب فعلی اقتصاد ایران و بالا رفتن ریسک عدم فروش محصولات در نتیجه کاهش قدرت خرید مردم، در راستای شناسایی هر چه بیشتر مشتریان عمده گام بردارند تا با فروش بالاتر محصولاتِ خود به مشتریان کلیدی، ضمن نگهداریِ میزان وجه نقد کافی، مسیر حرکت خود را به سمت نگهداری سطوح وجه نقد بهینه بهبود بخشند و در نتیجه سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد افزایش یابد. همچنین، به سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود که اگر به دنبال سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با نقدینگی کافی و سرعت تعدیل وجوه نقد بالا هستند، در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که دارای تمرکز مشتری (مشتری عمده) هستند؛ زیرا نتایج این پژوهش مبین تأثیر مثبت تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد است.

به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی تأثیر ریسک تمرکز مشتری بر ریسک نقدینگی شرکت‌ها مورد بررسی قرار گیرد. همچنین، پیشنهاد می‌شود با تفکیک مشتریان عمده به دودسته مشتریان حقیقی و حقوقی یا نهادی و غیر نهادی، تأثیر تمرکز مشتری بر سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد شرکت بررسی گردد. پژوهشگران در پژوهش‌های آتی خود می‌توانند تأثیر مدیریت سود واقعی بر رابطه بین تمرکز مشتری و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد را مورد بررسی قرار دهند تا دریابند که آیا مدیریت سود واقعیِ مدیران می‌تواند رابطه بین دو متغیر فوق‌الذکر را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین، پژوهشگران می‌توانند رابطه بین تمرکز مشتری و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد را در شرکت‌های دارای محدودیت (بحران) مالی مورد بررسی قرار دهند. در نهایت، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی به بررسی تأثیر خریدهای عمده بالای ۱۰ درصد (تمرکز بر خریدهای عمده) بر سطح نگهداشت وجه نقد و سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد شرکت پرداخته شود.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

امینی‌فرد، زینب و صالحی، مهدی. (۱۳۹۸). **تأثیر تمرکز مشتری بر پاداش مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.** *پژوهش‌های حسابداری*، ۱(۳۲)، صص. ۱۴۰-۱۲۱.

ایمانی، کریم؛ دستگیر، محسن و یوسفی، امیر. (۱۳۹۲). **سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد و ویژگی‌های شرکتی مؤثر بر آن.** *پژوهش حسابداری*، ۳(۳)، صص. ۳۳-۱۹.

بولو، قاسم؛ باباجانی، جعفر و محسنی ملکی، بهرام. (۱۳۹۱). **رابطه بین وجه نقد بیشتر و کمتر از حد بهینه، با عملکرد آینده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.** *دانش حسابداری*، ۳(۱۱)، صص. ۷-۲۹.

حاجیها، زهره و تقی‌زاده، نفیسه. (۱۳۹۷). **تأثیر تمرکز مشتری بر قرارداد وام بانکی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران.** *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۵(۳)، صص. ۳۴۶-۳۲۷.

حاجیها، زهره و رجب‌دُری، حسین. (۱۳۹۶). **تأثیر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر سطح نگهداشت وجه نقد.** *دانش حسابداری*، ۲(۲۹)، صص. ۸۳-۶۳.

خان‌محمدی، سیاوش. (۱۳۹۵). **بررسی اثر تمرکز بر مشتری بر اجتناب و ریسک مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.** *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران.

خدادادی، ولی؛ ویسی، سجاد و چراغی‌نیا، علی. (۱۳۹۶). **بررسی رابطه بین تمرکز مشتری و حق‌الزحمه حسابرسی.** *دانش حسابداری مالی*، ۴(۱)، صص. ۶۰ -۴۵.

شیبانی‌تذرجی، عباس؛ خدامی‌پور، احمد و پورحیدری، امید. (۱۳۹۷). **تأثیر تمرکز مشتری بر اجتناب مالیاتی با در نظر گرفتن سهم بازار شرکت.** *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۵(۲)، صص.۲۳۲-۲۱۵.

فخاری، حسین و اسدزاده، احمد. (۱۳۹۶). **اثر اهرم مالی و جریان وجه نقد آزاد بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد.** *راهبرد مدیریت مالی*، ۵(۴)، صص. ۲۳-۱.

فخاری، حسین و تقوی، سید روح‌الله. (۱۳۸۸). **کیفیت اقلام تعهدی و مانده وجه نقد.** *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۶(۳)، صص. ۸۴-۶۹.

کردستانی، غلامرضا و عباسی، عبدالاحد. (۱۳۹۳). **بررسی تأثیر تمرکز مشتری بر عملکرد مالی شرکت.** *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۲(۳)، صص. ۸۱-۹۲.

مرادی، مهدی؛ دلدار، مصطفی و صابرماهانی، معصومه. (۱۳۹۸). **تأثیر تمرکز مشتری بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت.** *راهبرد مدیریت مالی*، ۲۴(۱)، صص. ۹۴-۷۱.

مشـایخی، بیتا و دلدار، مصـطفی. (۱۳۹۵). **ارتباط مدیریت مالیات و مدیریت سود در گروه‌های تجاری**. *دانش حسابداری*، ۷(۲۶)، صص. ۵۸-۳۳.

معطوفی، علیرضـــا و گلچوبی، محمد. (۱۳۹۶). **رابطه بین مالکین خانوادگی و ســـرعت تعدیل در میزان نگهدا شت وجه نقد: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران**. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۹(۴)، صص. ۸۲-۶۱

Aminifard, Z & Salehi, M. (۲۰۲۰). **The effect of customer focus on managers' rewards in companies listed on the Tehran Stock Exchange.** *Accounting Research*, ۱ (۳۲), pp.۱۴۰-۱۲۱ (In Persian).

Bates, T. Kahle, K & Stulz, R. (۲۰۰۹). Why do U.S. **Firms Hold So Much More Cash than They Used To?** *The Journal of Finance*, ۶۴(۵), pp.۱۹۸۵–۲۰۲۱.

Bates, T. Chang, C & Chi, J. D. (۲۰۱۷). **Why Has the Value of Cash Increased Over Time?** *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forthcoming, ۳۰(۱), pp.۱۶۶-۱۹۲.

Berrios, R. (۲۰۰۶). **Government contracts and contractor behavior**. *Journal of Business Ethics*, ۶۳(۵), pp.۱۱۹-۱۳۰.

Bulu, GH. Babajani, J & Mohseni Maleki, B. (۲۰۱۱). **The relationship between cash and more than the optimal level, with the future performance of the listed companies in Tehran Stock Exchange**. *Journal of Accounting Knowledge*, ۱۱(۲۳), pp.۷-۲۹ (In Persian).

Campello, M & Gao, J. (۲۰۱۴). C**ustomer concentration and loan contract terms**. *Journal of Accounting & Economics*, ۴۴(۱/۲), pp.۵۷۹-۶۰۶.

Chang, L. Deng, K & Wang, X. (۲۰۱۸). **The Dynamic Speed of Cash Holding Adjustment in a Transition Economy: A New Approach and Evidence**. *Emerging Markets Finance & Trade*, ۶(۱), pp.۱-۱۵.

Cho, H. Choi, S & Kim, M. (۲۰۱۸). **Cash Holdings Adjustment Speed and Managerial Ability**. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, ۱۴(۱), pp.۱–۲۵.

Denis, D & Sibilkov, V. (۲۰۱۰). **Financial Constraints, Investment, and the Value of Cash Holdings**. *The Review of Financial Studies*, ۲۳(۱), pp.۲۴۷–۲۶۹.

Dhaliwal, D. Judd, M & Shaikh, S.A. (۲۰۱۶). **Customer concentration risk and the cost of equity capital**. *Journal of Accounting and Economics*, ۶۱(۱), pp.۲۳–۴۸.

Dhaliwal, D. Michas, P.N. Naiker, V & Sharma, D. (۲۰۱۴). **Major Customer Reliance and Auditor Going-Concern Decisions**. *The Accounting Review*, ۷۸ (۱), pp. ۹۵–۱۱۷.

Dittmar, A & Duchin, R. (۲۰۱۰). **The Dynamics of Cash.** *Pacific-Basin Finance Journal*, ۵۵(۲), pp.۲۷۰-۲۸۲.

Dittmar, A & Smith, J. (۲۰۰۷). **Corporate Governance and the value of Cash Holdings**, *Journal of Financial Economics*, ۸۳(۳), pp.۵۹۹-۶۳۴.

Emani, K. Dastgir, M & Yousefi, A. (۲۰۱۲). **The cash holdings adjustment speed and Corporative characteristics affectivness on it**. *Accounting Research*, ۲(۱), pp.۱۹-۳۳ (In Persian).

Farinha, J. Cesario, M & Nuno, S. (۲۰۱۸). **Cash holdings and earnings quality: evidence from the Main and Alternative UK markets**. *International Review of Financial Analysis*, ۵۶(۶), pp. ۲۳۸-۲۵۲.

Fakhkhari, H & Asadzadeh, A. (۲۰۱۶). **Effect of financial leverage and free cash flow on cash holdings adjustment speed**. *Financial Management Strategy*, ۱۹(۳), pp.۱-۲۳(In Persian).

Fakhkhari, H & Taghavi, S.R. (۲۰۰۸). **Accruals and cash balances**. *Accounting and Auditing Reviews*, ۵(۴), pp.۶۹-۸۴ (In Persian).

Foley, C. Hartzell, J. Titman, S & Twite, G. J. (۲۰۰۷). **Why do firms hold so much cash? A Tax-Based Explanation**. *Journal of Financial Economics*, ۸۶(۲۷), pp.۵۷۹–۶۰۷.

Gao, H. Harford, J & Li, K. (۲۰۱۳). **Determinants of corporate cash policy: Insights from private firms**. *Journal of Financial Economics*, Forthcoming, ۲۱(۳), pp.۲۱۹-۲۴۰.

Gosman, M & Kohlbeck, M. (۲۰۰۹). **Effects of existence of identity of major customers on supplier profitability: is Wal-Mart different**. *Journal of Management Accounting Research*, ۲۱(۵), pp.۱۷۹–۲۰۱.

Gryglewicz, S. (۲۰۱۱). **A Theory of Corporate Financial Decisions with Liquidity and Solvency Concerns**. *Journal of Financial Economics*. ۹۹(۲), pp.۳۶۵–۳۸۴.

Hajiha, Z & Taghizadeh, N. (۲۰۱۷). **Impact of Customer Cocentration on Bank Loan Contract: Evidence from Tehran Stock Exchange**. *Accounting and auditing reviews*, ۲۵(۳), pp.۳۲۷-۳۴۶(In Persian).

Hajiha, Z & Rajabdori, H. (۲۰۱۶). **Impact of the Audit Committee's characteristics on the level of cash holdings.** *Accounting Knowledge*, ۲(۲۹), pp.۶۳-۸۳ (In Persian).

Hertzel, M. Li, M & Rodgers, K. (۲۰۰۸). **Inter-firm linkages and the wealth effects of financial distress along the supply chain**. *Journal of Financial Economics*, ۸۷(۱۶), pp.۳۷۴–۳۸۷.

Huang, H. Lobo, G. Wang, C & Xie, H. (۲۰۱۶). **Customer concentration and corporate tax avoidance**. *Journal of Banking and Finance*, ۷۲(۴), pp.۱۸۴–۲۰۰.

Irvine, P. Park, S & Yildizhan, C. (۲۰۱۶). **Customer-base concentration, profitability and distress across the corporate life cycle**. *The Accounting Review*, ۹۱(۳), pp.۸۸۳-۹۰۶.

Jiang, Z & Lie, E. (۲۰۱۶). **Cash holding adjustments and managerial entrenchment**. *Journal of Corporate Finance*, ۳۶(۲), pp.۱۹۰-۲۰۵.

Kalak, I. Goergen, M & Guney, Y. (۲۰۲۱). **CEO Overconfidence and the Speed of Adjustment of Cash Holdings**. *The International Journal of Accounting*, ۴۱ (۳), pp.۲۹۵–۳۱۴.

Khanmohammadi, S. (۲۰۱۵). **Investigating the Effect of Customer Concentration on Avoidance and Tax Risk in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange**. Master's Thesis, Islamic Azad University, Tehran Research Branch (In Persian).

Khodadadi, V. Weisi. S & Cheraghinia, A. (۲۰۱۶). **Investigate the relationship between customer Concentration and audit fees**. *Financial Accounting Knowledge*, ۴(۱), pp.۶۰-۴۵ (In Persian).

Kolay, M. Lemmon, M & Tashjian, E. (۲۰۱۵). **Distress-related spillover effects in the supply chain: information revelation or real economic cost.** *Contemporary Accounting Research*, ۳۰ (۳), pp.۹۷۰–۹۹۵.

Kurdestani, GH & Abbasi, A.A. (۲۰۱۳). **Investigating the Impact of Customer Focus on Corporate Financial Performance**. *Asset and Finance Management*, ۲(۳), pp.۸۱-۹۲ (In Persian).

Lozano, M. B & Durán, R. F. (۲۰۱۶). **Family Control and Adjustment to the Optimal Level of Cash Holding**. *The European Journal of Finance*, ۵۲(۲), pp.۴۳۴-۴۴۸.

Mashayekhi, B & Deldar, M. (۲۰۱۵). **The relationship between tax management and earnings management in business groups**. *Accounting Knowledge*, ۷(۲۶), pp.۳۳-۵۸ (In Persian).

Matofi, A & Golchoubi, M. (۲۰۱۶). **Relationship between Family Owners and the Speed of Adjustment on the Amount of Cash Holdings: Evidence from the Tehran Stock Exchange**. *Financial Accounting Research*, ۹(۴), pp.۶۱-۸۲ (In Persian).

Moradi, M. Deldar, M & SaberMahani, M. (۲۰۲۰). **The Impact of Customer Focus on Company Dividend Payment Policy.** *Financial Management Strategy*, ۲۴ (۱), pp.۷۱-۹۴ (In Persian).

Opler, T. Pinkowitz, L. Stulz, R & Williamson, R. (۱۹۹۹). **Determinants and implications of cash holdings**. *Journal of Financial Economics*, ۵۲(۶), pp.۳-۴۶.

Orlova, S. (۲۰۱۳). **Cash Holdings Speed of Adjustment**. *Accounting Experimental Research*, ۴(۱), pp.۲۳-۴۳.

Orlova, S & Sun, L. (۲۰۱۸). **Institutional determinants of cash holdings speed of adjustment**. *Global Finance Journal*, ۳۷(۴), pp.۱۲۳-۱۳۷.

Ozkan, A & Ozkan, N. (۲۰۰۴). **Corporate cash holdings: an empirical investigation of UK companies**. *Journal of Banking and Finance*, ۲۸(۳), pp.۲۱۰۳–۲۱۳۴.

Patatoukas, P. N. (۲۰۱۲). **Customer-base concentration: Implications for firm performance and capital markets**. *The Accounting Review*, ۸۷(۱۶), pp.۳۶۳-۳۹۲.

Piercy, N & Lane, N. (۲۰۰۶). **The underlying vulnerabilities in key account management strategies.** *European Management Journal*, ۲۴(۶), pp.۱۵۱–۱۶۲.

Sheybani Tazerji, A. Khaddamipour, A & Pourheidari, O. (۲۰۱۷). **Impact of customer Concentration on tax avoidance with regard to the company's market share**. *Accounting and auditing reviews*, ۲۵(۲), pp.۲۱۵-۲۳۲ (In Persian).

Svetlana, V & Ramesh, R. (۲۰۲۰). **Cash Holdings Speed of Adjustment**. *International Review of Economics and Finance*, ۳۰(۱۷), pp.۴۴-۱.

Svetlana, V & Sun, L. (۲۰۱۸). I**nstitutional determinants of cash holdings speed of adjustment**. *Global Finance Journal*, ۳۷(۴), pp.۱۲۳-۱۳۷.

Venkiteshwaran, V. (۲۰۱۱). **Partial Adjustment Toward Optimal Cash Holding Levels**. *Review of Financial Economics*, ۲۰(۳), pp.۱۱۳-۱۲۱.

Wang, J. (٢٠١٢). **Do firms' relationships with principal customers/suppliers affect shareholders' income?** *Journal of Corporate Finance*, ١٨(٥), pp.٨٦٠–٨٧٨.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۹۲-۷۹

سنجش میزان شدت تبعیت از نظریه گام تصادفی در شاخص‌های صنایع مختلف بورس تهران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ[۱]

سعید تاجدینی[۲]، رضا تهرانی[۳]، عزت اله عباسیان[۴] و سید مجتبی میرلوحی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۲۵

چکیده

این مطالعه به جستجوی وجود یا عدم وجود استقلال در سری‌های بازده در ۹ شاخص صنایع مختلف و شاخص ۵۰ شرکت برتر و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و شاخص اس اند پی بورس اوراق بهادار نیویورک و میزان تبعیت آن‌ها از مدل گشت تصادفی در دو رژیم کم‌نوسان و پر نوسان با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ می‌پردازد. نمونه پژوهش، شامل اطلاعات قیمت‌های روزانه تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران در قالب شاخص کل و ۵۰ شرکت برتر و همچنین ۹ شاخص صنایع مختلف بانک، سیمان، فراورده‌های نفتی، ماشین‌آلات، شیمیایی، خودرو، قند و شکر، غذایی به‌جز قند، کانه‌های فلزی در بورس اوراق بهادار تهران و شاخص اس اند پی بورس اوراق بهادار نیویورک برای بازه زمانی ۱۳۹۰/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۷/۱۲/۲۸ بود. نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ و آریما نشان داد فقط در رژیم پر نوسان شاخص‌های اس‌اند پی بورس اوراق بهادار نیویورک، با ماندگاری ۳۲ درصد و شاخص فراورده‌های نفتی بورس اوراق بهادار تهران با ماندگاری ۶ درصد، مدل آریما معنادار نیست و در مابقی موارد مدل آریما معنادار می باشد.

واژگان کلیدی: آریما، شکل ضعیف کارایی، گام تصادفی، مارکوف سوئیچینگ.

طبقه‌بندی موضوعی: *F۶۵, G۱۴*

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹,۱۹۶۰۴,۱۶۲۶

۲. دکتری مدیریت مالی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران. **Email:**saeidtajdini@ut.ac.ir

۳. استاد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. **Email:**rtehrani@ut.ac.ir

۴. دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**e.abbasian@ut.ac.ir

۵. استادیار مدیریت مالی، دانشگاه صنعتی شاهرود، سمنان، ایران. **Email:**mirlohism@shahroodut.ac.ir

مقدمه

بازار کارا را بازاری تعریف کردند که به‌سرعت با اطلاعات جدید تطبیق پیدا می‌کند. گرچه تطبیق با اطلاعات جدید یک مشخصه مهم در بازار کاراست، اما تنها مشخصه آن نیست. در یک بازار کارای اطلاعاتی، اگر انتظارات و اطلاعات همه مشارکت‌کنندگان در بازار به‌خوبی توسط قیمت‌ها منعکس شود، تغییر قیمت‌ها غیرقابل‌پیش‌بینی هستند (فاما و دیگران[۱]، ۱۹۶۹). بر اساس فرضیه بازار کارا[۲] قیمت سهام در بورس اوراق بهادار از فرآیند گام تصادفی پیروی می‌کند. اگر قیمت‌ها از گشت تصادفی[۳] تبعیت کنند، تغییرات قیمت طول زمان تصادفی (مستقل) خواهد بود (فاما[۴]، ۱۹۷۰). به‌طورکلی یافته‌های ناشی از مطالعات تبعیت یا عدم تبعیت از گام تصادفی در بورس‌های اوراق بهادار نوظهور کاملاً متناقض هستند و نتایج به‌دست‌آمده یکسان نیستند اما مشاهده کارایی بیشتر بورس اوراق بهادار در کشورهای توسعه‌یافته نسبت به بازارهای نوظهور به علت تقارن اطلاعاتی بیشتر و عمق بیشتر بورس اوراق بهادار و نجارت غنی و مدرن در کشورهای توسعه‌یافته تعجب‌آور نیست (چن و همکاران[۵]، ۲۰۰۶). این ایده اساسی که نباید امکان به دست آمدن سود سیستماتیک غیرعادی به‌طوری‌که بیش از هزینه‌های معاملاتی و ریسک اضافی را پوشش دهد، وجود داشته باشد؛ و بنابراین بازده‌ها باید قابل پیش‌بینی نباشند (فاربس[۶]، ۱۹۹۶). در بازار کارا، تعدیل قیمت‌ها به‌سرعت انجام می‌شود و قیمت‌ها بلافاصله به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند و تورش‌های رفتاری مانند بیش واکنشی یا کم واکنشی وجود ندارد و همچنین در بازار کارا سهام همواره بر مبنای قیمت منصفانه و ارزش واقعی‌شان دادوستد می‌شوند و غیرممکن است یک سرمایه‌گذار بتواند سهامی را با قیمت پایین‌تر از ارزش واقعی‌اش بخرد یا با قیمتی بالاتر از ارزش واقعی‌اش بفروشد (راس و همکاران[۷]، ۲۰۰۹).

سه شکل از کارایی اطلاعاتی بازار سرمایه که توسط (فاما، ۱۹۷۰ و ساموبلسون[۸]، ۱۹۶۵) ارائه شد عبارت‌اند از:

کارایی ضعیف: در این نوع بازار قیمت سهام به شکل تصادفی تعیین می‌شود و مطالعه روند گذشته کمکی به سرمایه‌گذاری برای کسب بازدهی بیشتر نمی‌کند، در شکل کارایی ضعیف همه اطلاعات مربوط به گذشته دارایی در قیمت کنونی منعکس‌شده است و دیگر تحلیل‌های تکنیکال جهت کسب سود کارساز نیستند (کویلارد و داویسون[۹]، ۲۰۰۵).

کارایی نیمه قوی: در این نوع بازارها نه‌تنها اطلاعات مربوط به قیمت‌های گذشته هیچ برتری در مورد انتخاب سرمایه‌گذاری ایجاد نمی‌کند، بلکه آگاهی از تمامی اطلاعات عمومی نیز برتری و مزیتی در

---

۱. Fama et al
۲. Efficient-market hypothesis
۳. Random walk
٤. Fama
٥. Chen et al
٦. Forbes
۷. Ross et al
۸. Samuelson
۹. M. Coulard, & M. Davison, ۲۰۰۵

مورد انتخاب سرمایه‌گذاری محسوب نمی‌شود. به‌عبارتی‌دیگر در این شکل از کارایی علاوه بر تحلیل‌های تکنیکال، تحلیل‌های بنیانی نیز در کسب سود کارساز نیستند. (اسکجراتروپ[۱]، ۲۰۰۰).

کارایی قوی: در این نوع بازارها نه‌تنها اطلاعات مربوط به قیمت‌های گذشته و اطلاعات عمومی بلکه آگاهی از اطلاعات محرمانه یا اطلاعاتی که هنوز از طریق جراید پخش نشده است نیز برتری و مزیتی در مورد انتخاب سرمایه‌گذاری محسوب نمی‌شود.

هدف این پژوهش بررسی شکل ضعیف کارایی در دو رژیم کم نوسان و پر نوسان بازدهی با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ می‌باشد. برای رسیدن به این هدف به بررسی فرضیه گام تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران از طریق روند حرکت ۱۱ شاخص مختلف در بورس تهران شامل شاخص کل، ۵۰ شرکت برتر و همچنین ۹ شاخص صنایع مختلف بانک، سیمان، فراورده‌های نفتی، ماشین‌آلات، شیمیایی، خودرو، قند و شکر، غذایی به‌جز قند، کانه‌های فلزی در بورس اوراق بهادار تهران بعلاوه شاخص اس اند پی بورس اوراق بهادار نیویورک در دوره‌های زمانی ۱۳۹۰/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۷/۱۲/۲۸ با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ[۲] به‌منظور اندازه‌گیری میزان تبعیت یا عدم تبعیت از نظریه گام تصادفی در دو رژیم کم‌نوسان و پر نوسان و با هدف امکان‌پذیری مقایسه دقیق‌تر میزان شدت تبعیت از نظریه گام تصادفی شاخص‌های مختلف نسبت به یکدیگر موردبررسی قرارگرفته است. نوآوری این پژوهش نسبت به پژوهش‌های قبلی مبتنی بر روش این پژوهش یعنی استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ برای اندازه‌گیری دقیق‌تر و امکان مقایسه میزان شدت تبعیت از نظریه گام تصادفی و یا سرعت گردش اطلاعات در شاخص‌های مختلف نسبت به یکدیگر است.

مروری بر پیشینه پژوهش

گرایب و رییز[۳] (۱۹۹۹) شرکت‌های شخصی و شاخص‌های مشارکتی وجود گشت تصادفی در قیمت سهام در کشورهای برزیل و مکزیک در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۸ را با استفاده از آزمون نسبت واریانس موردبررسی قرار دادند آن‌ها شواهد قوی دال بر وجود بازگشت به میانگین در هر دو کشور یافتند و در نتیجه وجود گشت تصادفی را رد کردند. هابر[۴] (۱۹۹۷) به این نتیجه رسید که فرضیه گشت تصادفی را نمی‌توان رد کرد. کلاسنس و همکاران[۵] (۱۹۹۵) همبستگی پیاپی قابل‌توجهی را در بازده ای سهام ۱۹ بازار نوظهور را گزارش دادند و نشان دادند که قیمت‌های سهام در بازارهای نوظهور کارایی بازار را در شکل ضعیف نقض می‌کنند یافته‌های مشابهی توسط هاروی[۶] (۱۹۹۴) در بازارهای نوظهور گزارش شده است.

---

۱. J. A. Skjeltorp, ۲۰۰۰
۲. Markov Switching
۳. T.A.Grieb, and M.G.Reyes
٤. P. Huber
٥. Claessens et al
٦. C.R. Harvey

خبابا[1] (۱۹۹۸) رفتار قیمت‌های سهام در بازار سرمایه عربستان موردبررسی قرار داد و شواهدی مبنی بر عدم کارایی در شکل ضعیف ارائه داد. تاس و گول اغلو[2] (۲۰۱۹) با استفاده از آزمون دیکی فولر و آزمون ران[3] نشان دادند شاخص ISE۳۰ بورس استانبول از نظریه گام تصادفی تبعیت نمی‌کند. تاس و گول اغلو (۲۰۱۹) به این نتیجه رسیدند که با استفاده از آزمون دیکی فولر بورس استانبول از گام تصادفی تبعیت نمی‌کند اما با استفاده از آزمون ران در بعضی از شاخص‌ها بورس استانبول از گام تصادفی تبعیت می‌کند. حسن و همکاران[4] (۲۰۰۶) نشان دادند بازار سهام کویت در شکل ضعیف ناکارآمد است و در مطالعه مشابه آبراهام و همکاران[5] (۲۰۰۲) با استفاده از آزمون نسبت واریانس نشان دادند بازار سهام بحرین، عربستان سعودی و کویت از نظریه گام تصادفی تبعیت نمی‌کنند. گویدی و همکاران[6] (۲۰۱۰) دریافتند که بازارهای سهام کشورهای اروپای مرکزی و شرقی از نظریه گام تصادفی تبعیت نمی‌کنند.

چاکرادهارا و ناراسیمهان[7] (۲۰۰۶) با بررسی بورس بمبئی از طریق مدل آریما و شبکه‌های عصبی مصنوعی نشان دادند بورس بمبئی از مدل گشت تصادفی تبعیت نمی‌کند. نیو دا بی و مایکل بارین (۲۰۱۴)[8] در پژوهشی تحت عنوان بررسی گام تصادفی کارایی در بورس اوراق بهادار نیجریه با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۰ تا دسامبر ۲۰۱۲ و با آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته پرون به این نتیجه رسیدند که بورس سهام نیجریه از فرضیه گام تصادفی تبعیت نمی‌کند و در شکل ضعیف کارا نیست. همچنین سیتارام پاندی و همکاران[9] (۲۰۱۶) به بررسی تبعیت از گام تصادفی در بورس‌های اوراق بهادار هند و کراچی برای تائید شکل ضعیف کارایی بازار سهام با استفاده از داده‌های روزانه پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بورس هند و پاکستان در شکل ضعیف ناکارا است و می‌توان به بازده اضافه با استفاده از استراتژی‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر اطلاعات قیمت‌های گذشته دست یافت. لیم[10] (۲۰۰۹) در پژوهشی تحت عنوان بازار کارا در شکل ضعیف و با استفاده از مدل‌های غیرخطی با بررسی بازارهای سهام در خاورمیانه و افریقا به این نتیجه رسید که فرضیه بازار کارا برای کشورهای خاورمیانه و آفریقایی که شامل مؤلفه‌های قابل پیش‌بینی است. لذا نتیجه گرفت که بازارهای این کشورها ناکارا است. اکینسلر و همکاران[11] (۲۰۱۱) با بررسی امکان پیش‌بینی ارزش لیره ترکیه در برابر دلار، یورو و پوند با استفاده از مدل آریما به این نتیجه رسیدند که مدل مذکور از قدرت پیش‌بینی خوبی برخوردار است همچنین ایکپل و همکاران[12]

---

۱. Khababa
۲. O. Tas, C. Guleroglu Atac
۳. Run test
٤. Hassan et al
٥. Abraham et al
٦. F. Guidi, R. Gupta, S. Maheshwa
۷. P. Chakradhara, V. Narasimhan
۸. Nwidobie, M. Barine
۹. Sitaram Pandey et. al.
۱۰. Lim
۱۱. Akincilar et al
۱۲. Ayekple et al

(۲۰۱۵) با مطالعه مشابه برای پیش‌بینی ارزش سیدی کشور غنا در برابر دلار امریکا با استفاده از مدل آریما به همین نتیجه رسیدند. حمید و همکاران[۱] (۲۰۱۰) با بررسی امکان وجود کارایی بازار در شکل ضعیف در بازار سهام کشورهای پاکستان، هند، سریلانکا، چین، کره، هنگ‌کنگ، اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، تایلند، تایوان، ژاپن و استرالیا در دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۹ با استفاده از آزمون ریشه واحد و نسبت واریانس به این نتیجه رسیدند که بازده سهام در این کشورها از گشت تصادفی تبعیت نکرده در نتیجه بازار سهام در این کشورها در شکل ضعیف کارا نیست. هوالدر اقبال و همکاران[۲] (۲۰۱۷) با استفاده از آزمون‌های خودهمبستگی و کولموگروف - اسمیرنوف به این نتیجه رسیدند که بازده سهام در کشور بحرین در دوره زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۵ از نظریه گشت تصادفی تبعیت نمی‌کند.

نوربخش و همکاران (۱۳۸۹) با بررسی اطلاعات قیمتی روزانه ۵۰ شرکت برتر بورس و شرکت‌های سرمایه‌گذاری بورس تهران بین سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷ بود. نتایج آزمون‌های ناپارامتریک (کولموگوروف_ اسمیرنوف و آزمون گردش) آزمون‌های پارامتریک (مدل اتورگرسیو، مدل آریما) با مردود دانستن هر دو فرضیه نشان داد که قیمت‌های اوراق بهادار از مدل گشت تصادفی تبعیت نکرده و سری‌های قیمتی شرکت-های سرمایه‌گذاری، سری‌های تصادفی نیست. درواقع شکل کارایی ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود. به بیان دقیق‌تر سرمایه‌گذاران با استفاده از اطلاعات مربوط به قیمت‌ها و بازده‌های گذشته می‌توانند بازدهی بیشتری به دست آورند همچنین و تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از آزمون نسبت واریانس و در دوره‌های زمانی گوناگون و با استفاده از داده‌های هفتگی نشان دادند که در بیشتر دوره‌های زمانی در دو شاخص قیمت و شاخص بازده نقدی-قیمت بورس اوراق بهادار تهران از گشت تصادفی تبعیت نکرده است و فقط در شاخص ۵۰ شرکت برتر در دوره ۸۴-۸۷ از فرایند گشت تصادفی پیروی کرده است. به‌عبارت‌دیگر کارایی این شاخص در دوره مذکور را می‌توان پذیرفت. شاید بتوان گفت حجم بالای معاملات و نقد شوندگی زیاد شرکت‌های فعال‌تر بورس بر کارایی این شاخص در دوره مذکور مؤثر بوده است همچنین الهیاری (۱۳۸۷) و درامامی (۱۳۶۹) و فاستر و خرازی (۱۳۸۵) ناکارایی و قابلیت پیش‌بینی بورس اوراق بهادار تهران را تائید کردند. مطالعه قالیباف و ناطقی (۱۳۸۵) در سطح ضعیف کارایی نیز نشان داد هرچند کارایی در سطح ضعیف رد می‌شود، اما قابلیت پیش‌بینی سهام شرکت‌های بزرگ بر اساس داده‌های گذشته به‌صورت اندک وجود دارد. همچنین قابلت پیش‌بینی در بین صنعت‌ها نیز باهم متفاوت هستند. نادمی و سالم (۱۳۹۵) در پژوهشی با بررسی فرضیه کارایی ضعیف در دو رژیم پر نوسان و کم نوسان بازدهی بازار سهام تهران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ در بازه زمانی مهرماه ۱۳۷۶ تا شهریور ۱۳۹۰ به این نتیجه رسیدند که بازار سهام تهران در هر دو رژیم پر نوسان و کم نوسان بازدهی از کارایی در شکل ضعیف برخوردار نیست. صالحی و زمانی مقدم (۱۳۹۳) طی مطالعه‌ای نشان دادند که شاخص‌های بیمه، بانک، فراورده‌های نفتـی، منسوجات، شیمیایی و زراعت در بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظهٔ بلندمدت

---

۱. Hamid et al

۲. Iqbal et al

هستنـد. وجود حافظهٔ بلندمدت در این شاخص‌ها، نشان‌دهنده وابسـتگی بازده‌های قبلی آن‌ها و قابلیت پیش‌بینی در دینامیک سـری زمـانی می باشد.

در مقایسه با مطالعات انجام‌شده در این حوزه، می‌توان به این نکته اشاره کرد که در این مقاله علاوه بر استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ برای اندازه‌گیری دقیق‌تر فرضیه گام تصادفی به‌منظور آزمون کارایی در بورس اوراق بهادار تهران، امکان مقایسه میزان شدت تبعیت از نظریه گام تصادفی و یا سرعت گردش اطلاعات در شاخص‌های مختلف نسبت به یکدیگر نیز موردبررسی قرارگرفته است که بر اساس جستجوی به‌عمل‌آمده در پیشینه پژوهش این مطالعه در بازار سرمایه ایران صورت نگرفته است.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش داده‌های قیمت روزانه تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در قالب شاخص ۵۰ شرکت بر تر و شاخص کل و همچنین شاخص صنایع مختلف شامل بانک، سیمان، فرآورده‌های نفتی، ماشین‌آلات، شیمیایی، خودرو، قند و شکر، غذایی به‌جز قند و کانه‌های فلزی و همچنین داده‌های شاخص اس‌اند پی بورس اوراق بهادار نیویورک می‌باشد که درمجموع تعداد مشاهدات پژوهش ۲۳۷۳۶ می‌باشد. از نظر زمانی داده‌های روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی ۱۳۹۰/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۷/۱۲/۲۸ در نظر گرفته شده است که از سایت کدال بازار بورس اوراق بهادار تهیه شده است. داده‌های مربوط به شاخص اس اند پی هم از سایت بازار بورس نیویورک[۱] جمع‌آوری‌شده است. برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار ایویوز ۸ استفاده شده است.

در رابطه با داده‌های استفاده شده در مدل پژوهش بر اساس نظریه گشت تصادفی، قیمت امروز برابر قیمت دیروز بعلاوه بازده مورد انتظار فردا بعلاوه جزء اخلالی که بر اساس نظریه بازار کارا بایستی نوفه سفید باشد (راس، ۲۰۱۱).

$$P_t = P_{t-1} + Expectedreturn + Randomerror_t \quad (۱)$$

با توجه به اینکه پارامترهای مدل‌های اقتصادسنجی معمولاً داری تغییرات عمده در طول دوره موردبررسی هستند، برای تعیین کارایی بازار در شکل ضعیف بر اساس مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و با استفاده از مدل باکس جنکینز[۲] در دو رژیم کم نوسان و پر نوسان از روش اتورگرسیو، برای بررسی وجود رابطه معنادار غیر صفر بین سری‌های بازده فعلی با مقادیر بازده دوره‌های قبل استفاده شود تفاوت معنادار صفر، قابلیت پیش‌بینی بازده سهام از بازده‌های گذشته را نشان می‌دهد. در فرمول شماره ۲، y_t قیمت امروز $y_{t-۱}$ قیمت روز قبل و ε_t مقدار خطای تصادفی امروز است که بر اساس فرضیه بازار کارا بایستی نوفه سفید[۳]

---

۱. us.spindices.com/indices/equity/sp-۵۰۰

۲. Box-Jenkins methodology

۳. White noise

باشد φ_1 و φ_2 به ترتیب ضرایب خودهمبستگی در رژیم‌های یک و دو است که بر اساس فرضیه بازار کارا بایستی در هیچ‌یک از دوره‌های قبل معنادار نباشد.

$$y_t = \begin{cases} \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & if \ ,S_t = 1 \\ \phi_{12} y_{t-1} + \varepsilon_t & if \ ,S_t = 2 \end{cases} \qquad (۲)$$

یافته‌های پژوهش

تحلیل داده‌های ۹ شاخص صنایع مختلف و شاخص ۵۰ شرکت برتر و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و شاخص اس اند پی بورس اوراق بهادار نیویورک در دوره‌های زمانی ۱۳۹۰/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۷/۱۲/۲۸ با انجام سه معیار یا سنجه نوفه سفید بودن جزء اخلال ۱-آماره دوربین واتسون ۲- فرضیه ضرایب خود-همبستگی ساده و جزئی ۳- آزمون ضریب لاگرانژ همبستگی پیاپی یافته‌های زیر حاصل شد.

۱-بر اساس آماره دوربین-واتسون و بر طبق فرضیه گام تصادفی بایستی بین باقیمانده‌ها یا جزء اخلال، همبستگی متوالی وجود نداشته باشد در نتیجه مقدار این آماره در آماره دوربین واتسون باید به عدد ۲ نزدیک باشد با توجه به ستون ۴ جدول ۱ و فاصله زیاد اعداد این ستون با عدد ۲ به‌جز شاخص اس‌اندپی بورس اوراق بهادار نیویورک با مقدار ۲/۰۱ و در بورس تهران شاخص فرآورده‌های نفتی با آماره دوربین-واتسون ۱/۷۶ بهترین وضعیت را داشت.

۲- آزمون فرضیه ضرایب خودهمبستگی ساده و جزئی که نبایستی هیچ مقادیر همبستگی از فاصله اطمینان ۹۵ درصد بیرون زده‌باشد یعنی ضریب خودهمبستگی آن معنادار نباشد با توجه به ستون ۳ جدول ۱ سطح معناداری در شاخص‌های صنایع مختلف بورس تهران نزدیک صفر است و فقط در شاخص اس‌اندپی نیویورک که فاصله زیادی از صفر با مقدار ۰/۸۲ وجود دارد که نشان‌دهنده شرایط ایده آل برای نوفه سفید بودن جزء اخلال در شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک بود.

۳- آزمون ضریب لاگرانژ همبستگی پیاپی[۱] که فرضیه .H آن عدم وجود خودهمبستگی است که prob آن بایستی بالای ۰/۰۵ باشد. این بدان معناست که در ابتدا با بررسی بازده روزانه برای تائید کارایی بازار بایستی ε_t یا جزء اخلال امروز نوفه سفید باشد در غیر این صورت سطح سری یا قیمت‌ها دارای چسبندگی است. این یافته‌ها نشان‌دهنده نوفه سفید نبودن جزء اخلال در شاخص ۵۰ شرکت برتر و شاخص کل و همچنین شاخص صنایع مختلف شامل بانک، سیمان، فرآورده‌های نفتی، ماشین‌آلات، شیمیایی، خودرو، قند و شکر، غذایی به‌جز قند و کانی‌های فلزی بود.

همان‌طور که در جدول ۱ نشان داده شد شاخص اس‌اندپی با آزمون‌های خودهمبستگی ساده و جزئی ۰/۸۲ و ضریب دوربین واتسون ۲/۰۱ کاملاً از فرضیه گام تصادفی تبعیت کرد اما در بورس تهران به‌طورکلی

---

۱. Serial Correlation Lagrange Multiplier Test

جزء اخلال در ۹ شاخص صنایع بانک، سیمان، فرآورده‌های نفتی، ماشین‌آلات، مواد شیمیایی، خودرو، قند و شکر، غذایی به‌جز قند، کانی‌های فلزی و شاخص ۵۰ شرکت برتر و شاخص کل نوفه سفید نیست در نتیجه مدل آریما، برای این ۱۱ شاخص معنادار شد.

۴- یافته‌های آزمون ضریب لاگرانژ همبستگی پیاپی نیز دو آزمون فرضیه دیگر را تائید می‌کند همان‌طور که در ستون ۵ جدول ۱ نشان داده شده است پی-ولیو آزمون ضریب لاگرانژ همبستگی پیاپی در شاخص اس‌اندپی نیویورک ۰/۱۱ است که نشان‌دهنده نوفه سفید نبودن جز اخلال در این شاخص است اما مقدار پی ولیو آزمون ضریب لاگرانژ همبستگی پیاپی در شاخص کل و شاخص‌های صنایع مختلف بورس تهران عدد صفر را نشان می‌دهد که حاکی از نوفه سفید نبودن جز اخلال در این شاخص‌ها است.

جدول ۱. ضرایب دوربین واتسون، سطح معناداری خودهمبستگی ساده و پیاپی

نام شاخص	میانگین بازده	معناداری آزمون فرضیه ضرایب خودهمبستگی ساده	ضریب دوربین- واتسون	آزمون ضریب لاگرانژ همبستگی پیاپی
بانک	۰/۰۰۰۵۸	صفر	۱/۴۸	صفر
سیمان	۰/۰۰۰۸۱	صفر	۱/۱۰۷	صفر
فرآورده‌های نفتی	۰/۰۰۱۴۶	صفر	۱/۷۶	صفر
ماشین‌آلات	۰/۰۰۱۹	صفر	۱/۵۳	صفر
شیمیایی	۰/۰۰۱۱	صفر	۱/۳۵	صفر
خودرو	۰/۰۰۰۴	صفر	۱/۴۷	صفر
قند و شکر	۰/۰۰۰۵۳	صفر	۱/۴۴	صفر
غذایی به‌جز قند	۰/۰۰۱۰۶	صفر	۱/۳۶	صفر
کانه فلزی	۰/۰۰۱۲۴	صفر	۱/۳۸	صفر
شاخص کل	۰/۰۰۱۰۲	صفر	۱/۳۱	صفر
۵۰ شرکت برتر	۰/۰۰۱۳۴	صفر	۱/۲۳	صفر
شاخص اس اند پی	۰/۰۰۰۴۱	۰/۸۲	۲/۰۱	۰/۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۲ نشان داده شد شاخص اس‌اندپی با آزمون‌های خودهمبستگی ساده و جزئی ۰/۸۲ و ضریب دوربین واتسون ۲/۰۱ و عدم معناداری ضریب AR(۱) کاملاً از فرضیه گام تصادفی تبعیت کرد اما در بورس تهران به‌طورکلی بهترین نتیجه برای نزدیکی تقریبی به فرضیه گام تصادفی و کارایی در شکل ضعیف مربوط به شاخص فرآورده‌های نفتی با آزمون‌های خودهمبستگی ساده و جزئی صفر و ضریب خودهمبستگی یا AR(۱) به میزان ۰/۱۲ بود. در این مطالعه با توجه به یافته‌های پژوهش مشخص شد جزء اخلال در ۹ شاخص صنایع بانک، سیمان، فرآورده‌های نفتی، ماشین‌آلات، مواد شیمیایی، خودرو، قند و شکر، غذایی به‌جز قند، کانی‌های فلزی و شاخص ۵۰ شرکت برتر و شاخص کل نوفه سفید نیست در نتیجه مدل آریما، برای این ۱۱ شاخص معنادار شد.

بعد از انجام تخمین‌های مدل آریما در ۱۲ شاخص موردبررسی در این پژوهش همان‌طورکه در ستون‌های ۳ و ۴ جدول ۲ نشان داده شده است مقدار آماره‌های F-statistic و t-statistic فقط در شاخص اس اند پی نیویورک معنادار نشد و در ۱۱ شاخص دیگر آماره‌های T و F معنادار شد و به‌عنوان یک الگوی قابل‌مشاهده نتایج این پژوهش نشان داد که رابطه مستقیم بین مقدار ضریب AR(۱) و مقدار آماره‌های T و F وجود دارد.

جدول ۲. مدل آریما با استفاده از رگرسیون ساده

نام شاخص	ضریب AR(۱) بدون در نظر گرفتن تغییر رژیم	آماره t-statistic	آماره F-statistic	(F- Prob statistic)
بانک	۰/۲۶	۱۱/۹	۱۴۲/۲	۰۰۰۰
سیمان	۰/۴۵	۲۲/۱۵	۴۹۰/۶	۰۰۰۰
فرآورده‌های نفتی	۰/۱۲	۵/۳	۲۸/۷	۰۰۰۰
ماشین‌آلات	۰/۳۲	۱۵/۲	۲۳۲/۷	۰۰۰۰
شیمیایی	۰/۳۵	۱۶/۴	۲۷۰	۰۰۰۰
خودرو	۰/۲۶	۱۲/۲	۱۴۸	۰۰۰۰
قند و شکر	۰/۳۳	۱۵/۸	۲۴۸/۹	۰۰۰۰
غذایی به‌جز قند	۰/۳۲	۱۵	۲۲۵	۰۰۰۰
کانه‌های فلزی	۰/۳۱	۱۴/۵	۲۱۰	۰۰۰۰
شاخص کل	۰/۳۴	۱۶/۳	۲۶۷	۰۰۰۰
۵۰ شرکت برتر	۰/۳۸	۱۸/۳	۳۳۶/۲	۰۰۰۰
شاخص اس اند پی	معنادار نشد	-۰/۲۳	۰/۰۵	۰/۸۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در ستون ۳ جدول ۳ نشان داده شده است ضریب AR(۱) فقط برای رژیم پرتلاطم شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک و شاخص فرآورده‌های نفتی بورس تهران معنادار نشد و همان‌طور که در ستون ۵ جدول ۳ نشان داده شده است، بازده قیمت‌ها در رژیم پرتلاطم شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک با ماندگاری ۳۲ درصد و در رژیم پرتلاطم شاخص فرآورده‌های نفتی بورس تهران با ماندگاری ۶ درصد از نظریه گام تصادفی تبعیت کرد. همچنین بر اساس یافته‌های ستون ۵ جدول ۳ مشخص شد که شاخص‌های فرآورده‌های نفتی، ۵۰ شرکت برتر، شیمیایی، کانه‌های فلزی، بانک داری بیشترین طول رژیم رکود نسبی و در همین دوره زمانی شاخص‌های کل، خودرو، ماشین‌آلات، قند و شکر، سیمان و غذایی به‌جز قند داری بیشترین طول رژیم رونق بودند.

جدول ۳. داده‌های به‌دست‌آمده از نرم‌افزار ایویوز با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و آریما

نام شاخص	نوع رژیم	ضریب(۱)AR با در نظر گرفتن تغییرات رژیم	LOG(SIGMA)	درصد ماندگاری رژیم
بانک	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۳۱	-۶	۰/۵۲
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۲۵	-۴/۱	۰/۴۸
سیمان	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۳۷	-۵/۵	۰/۴۹۶
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۴۳	-۴/۵	۰/۵۰۴
فرآورده‌های نفتی	رژیم ۱، پرتلاطم	معنادار نشد	-۲/۷	۰/۰۶
	رژیم ۲، کم تلاطم	۰/۲۸	-۴/۴	۰/۹۴
ماشین‌آلات	رژیم ۱، پرتلاطم	۰/۳۱	-۴/۱	۰/۳۷
	رژیم ۲، کم تلاطم	۰/۳	-۵/۱	۰/۶۳
شیمیایی	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۲۲	-۵/۸	۰/۵۵
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۳۴	-۴/۲	۰/۴۵
خودرو	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۲	-۴/۷	۰/۳۶
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۲۶	-۳/۸	۰/۶۴
قند و شکر	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۴۳	-۵/۱	۰/۴۲
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۲۹	-۴	۰/۵۸
غذایی به‌جز قند	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۳۱	-۵/۵	۰/۵۶
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۳۱	-۴/۱	۰/۴۴
کانه‌های فلزی	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۳۲	-۵/۵	۰/۵۲
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۲۸	-۳/۹	۰/۴۸
شاخص کل	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۲۷	-۵/۹	۰/۳۶
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۳۴	-۴/۵	۰/۷۳
شاخص ۵۰ شرکت برتر	رژیم ۱، کم تلاطم	۰/۳۴	-۵/۷	۰/۶۲
	رژیم ۲، پرتلاطم	۰/۳۶	-۴/۴	۰/۳۸
شاخص S&P	رژیم ۱، کم تلاطم	-۰/۰۸	-۵/۲	۰/۶۷
	رژیم ۲، پرتلاطم	معنادار نشد	-۴/۲	۰/۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این پژوهش بررسی شکل ضعیف کارایی در دو رژیم کم نوسان و پر نوسان بازدهی با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ در ۹ شاخص صنایع مختلف بانک، سیمان، فراورده‌های نفتی، ماشین‌آلات، شیمیایی، خودرو، قند و شکر، غذایی به‌جز قند، کانه‌های فلزی و شاخص ۵۰ شرک برتر و شاخص کل در بورس اوراق بهادار تهران بعلاوه شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک در بازه زمانی ۱۳۹۰/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۷/۱۲/۲۸ می‌باشد. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۸ انجام شد و نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و آریما نشان داد در رژیم پرتلاطم شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک با ماندگاری ۳۲ درصد و از میان ۱۱ شاخص موردبررسی بورس تهران در این مطالعه فقط در رژیم پر نوسان شاخص فراورده‌های نفتی با ماندگاری ۶ درصد، مدل آریما معنادار نبود و در مابقی موارد مدل آریما معنادار

شد؛ بنابراین با مقایسه عملکرد شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک با شاخص فراورده‌های نفتی، نتایج این پژوهش نشان داد شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک بیش از ۵ برابر شاخص فراورده‌های نفتی بورس تهران در وضعیت تبعیت از نظریه گام تصادفی قرار دارد (همان‌طور که در ستون ۵ جدول ۳ نشان داده شده است، بازده قیمت‌ها در رژیم پرتلاطم شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک با ماندگاری ۳۲ درصد و در رژیم پرتلاطم شاخص فرآورده‌های نفتی بورس تهران با ماندگاری ۶ درصد از نظریه گام تصادفی تبعیت کرد). همچنین نتایج این مطالعه نشان داد شاخص‌های فرآورده‌های نفتی و بعد ماشین‌آلات، کانی‌های فلزی، بانک و مواد شیمیایی بیشترین رکود نسبی را در این دوره زمانی دارند. این مطالعه با تائید مطالعات قبلی اله یاری (۱۳۸۷)، نوربخش و همکاران (۱۳۸۹)، صالحی و زمانی مقدم (۱۳۹۳) و نادمی و سالم (۱۳۹۵) ناکارایی بورس تهران در شکل ضعیف تائید می‌کند؛ که عدم تبعیت از نظریه گام تصادفی در بورس تهران نشان‌دهنده این است که در بورس تهران می‌توان به بازده اضافه با استفاده از استراتژی‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر اطلاعات قیمت‌های گذشته دست یافت. این مطالعه با تائید مطالعات قبلی مبنی بر ناکارایی در شکل ضعیف بورس تهران دارای برتری‌های از قبیل فراهم ساختن امکان سنجش میزان شدت تبعیت از نظریه گام تصادفی با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ و امکان مقایسه دقیق شاخص‌های بورس تهران با شاخص اس‌اندپی بورس نیویورک با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ و همچنین حجم بالای شاخص‌های موردبررسی در این پژوهش بود.

نتایج تکنیک‌های سنجش میزان شدت تبعیت از نظریه گام تصادفی در خصوص قدرت پیش‌بینی، حاکی از کارایی ضعیف بازار شاخص‌های موردمطالعه در این پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نتایج تحقیقاتی ازاین‌دست برای تحلیل گران مالی بازار سرمایه، سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل، بانک‌ها، اعتباردهندگان و دستگاه‌های قانون‌گذاری حیاتی بوده و آن‌ها را در تصمیم‌گیری‌های خود برای بهبود شرایط تصمیم سازی بهینه یاری می‌دهد. با توجه به کارایی ضعیف بازار، مشکلات مربوط به سیستم اطلاع‌رسانی در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین وجود رانت اطلاعاتی برای عده‌ای از فعالین بازار سرمایه نیاز به سیاست‌گذاری‌های جدید دارد تا به ارتقای کارایی بازار کمک کند. همچنین به قانون‌گذاران پیشنهاد می‌گردد با ایجاد مقررات لازم برای جلوگیری از فریب‌کاری و ایجاد قیمت‌های کاذب از طریق انتشار اطلاعات نادرست به ارتقای کارایی بازار کمک کند.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

اله‌یاری، اکبر. (۱۳۸۷). **بررسی شکل ضعیف کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران.** *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱(۴)، صص. ۷۵-۱۰۸.

تهرانی، رضا؛ انصاری، حجت‌اله و سارنج، علیرضا. (۱۳۸۷). **بررسی وجد پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس.** *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵(۵۴)، صص.۱۷-۳۲.

درامامی، علی‌اصغر. (۱۳۶۹). **بررسی نوسان پذیری و ریسک سهام پذیرفته شده در بورس تهران.** پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته مدیریت بازرگانی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

صالحی، مهدی و زمانی مقدم، سمانه. (۱۳۹۳). **بررسی وجود حافظه بلندمدت در شاخصهای بورس اوراق بهادار تهران و تأثیر آن بر تئوری بازار کارا از نوع ضعیف.** *راهبرد مدیریت مالی*، ۲(۴)، صص.۵۹-۷۱.

قالیباف اصل، حسن و ناطقی، محبوبه. (۱۳۸۵). **بررسی کارایی در سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران (بررسی زیر بخش های بازار).** *تحقیقات مالی*، ۸(۲۲)، صص. ۴۷ - ۶۶.

نادمی، یونس و سالم، علی‌اصغر.(۱۳۹۵). **بررسی فرضیه کارایی ضعیف در دو رزیم پر نوسان و کم نوسان بازدهی بازار سهام تهران.** *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴(۷۷)، صص.۱۶۲-۱۳۹.

نوربخش، عسگر؛ عسگری، غلامرضا و نصیری، روح‌الله (۱۳۸۹). **کارایی در بازارهای درحال‌توسعه شواهد تجربی از بورس اوراق بهادار تهران.** *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷(۶۲)، صص. ۱۰۳- ۱۱۶.

Abraham, A. Seyyed, F. J. & Alsakran, S. A. (۲۰۰۲). **Testing the random walk behavior and efficiency of the gulf stock markets**. *The Financial eview*,۳۷(۳), pp.٤٦٩ – ٤٨٠.

Akincilar, Aykan Temiz, Izzettin & Sahin Erol. (۲۰۱۱). **An application of exchange rate forecasting in Turkey**. *Gazi University Journal of Science*, ۲٤(٤), pp.٨١٧-٨٢٨.

Ayekple, Yao E. Harris, Emmanuel Frempong, Nana K. & Amevialor, Joshua. (۲۰۱٥). **Time series analysis of the exchange rate of the ghanaian cedi to the American dollar**. *Journal of Mathematics Research*, ۷(۳), pp.٤٦-٥۳.

Bilal Nawaz, A, Sarfraz, H H & Mohsin Altaf. (٢٠١٣). **An empirical investigation on the existence of weak form efficiency**: The case of Karachi stock exchange. *Management Science Letters*, ٣(١), pp.٦٥–٧٢.

Chakradhara Panda & Narasimhan, v. (٢٠٠٦). **Predicting stock returns: an experiment of the artificial neural network in Indian stock market**. *South Asia Economic Journal*, ٧(٢), pp.٢٠٥-٢١٨.

Chen, G, Firth, M. Gao, D.N, Oliver, M. & Rui, O.M. (٢٠٠٦). **Ownership structure, corporate governance, and fraud: Evidence from China**, *Journal of Corporate Finance*, ١٢ , pp.٤٢٤–٤٤٨.

Claessens, S, Susmita, D & Jack, G. (١٩٩٥). **Return behavior in emerging Stock Market**. *The World Bank Economic Review*, ٩(١), pp.٥١–١٣١.

Coulard, M & Davison, M. (٢٠٠٥). **A Comment on measuring the hurst exponent of financial time series**. *physica A*, ٣٤٨, pp.٤٠٤-٤١٨.

Fama, E, Fisher, L, Jensen, M & Roll. R (١٩٦٩). **The Adjustment of stock prices to new information.** *International Economic Review*, ١٠, pp.١-٢١.

Fama, E. (١٩٧٠). Efficient capital markets: **A review of theory and empirical work**. *Journal of Finance*, ٢٥, pp.٣٨٣-٤١٧.

Forbes W.P. (١٩٩٦). Picking winners, **a survey of the mean reversion and overreaction of stock price literature**. *Journal of Economic Surveys*, ١٠, pp.١٢٣-١٥٨.

Foster, K.R. & Kharazi, A. (٢٠٠٦). **Contrarian and momentum returns on Iran's Tehran Stock Exchange**. *Journal of International Financial Markets Institutions, & Money*, ١٨, pp.١٦-٣٠.

Grieb, T.A. & Reyes, M.G. (١٩٩٩). **Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms**. *Journal of Financial Research*, ٢٢, pp.٣٧١-٨٣.

Guidi, F. Gupta, R. & Maheshwari, S. (٢٠١٠). **Weak Form Market Efficiency and Calendar Anomalies for Eastern Europe Equity Markets**. *MPRA Paper* No. ٢١٩٨٤.

Hamid K, Suleman Md. T, Ali Shah SZ, Rana, S & Imdad, A. (٢٠١٠). **Testing the weak form of efficient market Hypothesis: empirical evidence from Asia-Pacific Markets**. *International Research Journal of Finance and Economics*; p.٥٨.

Harvey, C.R. (١٩٩٥). **Predictable Risk and Returns in Emerging Markets**. *The Review of Financial Studies*, ٨, pp.٧٧٣–٨١٦.

Hassan, K. M, Haque, M. & Lawrence, S. (٢٠٠٦). **An empirical analysis of emerging stock markets of Europe.** *Quarterly Journal of Business and Economics,* ٤٥(١&٢), pp.٣١-٥٢.

Huber, P. (١٩٩٧). **Stock market returns in thin markets: evidence from the Vienna stock exchange**. *Applied Financial Economics,* ٧, pp.٤٩٣-٥١٨.

Iqbal, T H, Babitha, R, Prakash Pint, O. (٢٠١٧). **Testing of weak form of efficient market hypothesis: evidence from the Bahrain bourse**. *Investment Management and Financial Innovations,* ١٤(٢), pp.٣٧٦-٣٨٥.

Kashif, H, Muhammad Tahir Suleman, S Z, Ali Shah , R, Imdad, A. (٢٠١٠). **Testing the weak form of efficient market hypothesis: empirical evidence from Asia-Pacific markets**. *International Research Journal of Finance and Economic*s, ٥٨, pp.١٢١–١٣٣.

Khababa, N. (١٩٩٨). **Behavior of stock prices in the Saudi Arabian financial market: Empirical research findings**. *Journal of Financial Management & Analysis,* ١١(١), pp.٤٨–٥٥.

Lim, L K. (٢٠٠٩). **Convergence and interdependence between ASEAN-٥ stock markets**, *Mathematics and Computers in Simulation* ٧٩(٩), pp.٢٩٥٧-٢٩٦٦

Nwidobie, B. (٢٠١٤). **The random walk theory: An empirical test in the Nigerian capital market**. *Asian Economic and Financial Review,* ٤(١٢), pp.١٨٤٠-١٨٤٨.

Pandey, S & Amitava S. (٢٠١٦). **Weak- form efficiency in Indian stock market index,** *International Journal of Management Research & Review*, Volume ٦, Issue٧

Ross, S.A. Westerfield, R.W & Jaffe, J. (٢٠٠٩). **Corporate Finance, ٩th edition**. McGraw Hill Irwin, New York.

Samuelson, P. (١٩٦٥). **Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly**. *Industrial Management Review,* ٦, pp.٤١-٤٩.

Skjeltorp, J. A. (٢٠٠٠). **Scaling in the Norwegian stock market**. *Phiysica A.* ٢٨٣, pp.٤٨٦-٥٢٨.

Tas, O, & Guleroglu Atac, C. (٢٠١٩). **Testing random walk hypothesis for Istanbul stock exchange**. *٥th Global Business Research Congress*. pp.٤٨-٥٣.

Zhu, Z. (١٩٩٨). **The random walk of stock prices: evidence from a panel of G٧ countries**. *Applied Economics Letters,* ٥(٧), pp.٤١١-٤١٣.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۱۱۴-۹۳

رویداد پژوهی اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

حسن قالیباف اصل[۲]، هادی قره باغی[۳]، زهرا رحیمی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۱۷

چکیده

عرضه‌های عمومی اولیه به‌عنوان یک رویداد مهم و مستمر در بازارهای سرمایه در حال رخ دادن هستند و پژوهش‌های متعددی در خصوص چرایی، قیمت‌گذاری و بازده غیر نرمال عرضه‌های عمومی اولیه انجام‌گرفته است. در نگاه دیگر عرضه اولیه شرکت‌ها به همانند یک رویداد اقتصادی و یا یک خبر (منفی یا مثبت) تلقی می‌شود و تأثیر آن بر رفتار سرمایه‌گذاران موردبررسی قرار می‌گیرد. در این پژوهش رفتار سرمایه‌گذاران حول رویدادهای عرضه اولیه و تأثیر آن بر بازده کوتاه‌مدت سهام موجود در بازار سرمایه ایران، موردبررسی قرارگرفته است. بدین منظور تعداد ۲۳۵ عرضه اولیه در بازه زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ بر اساس اندازه شرکت، نوع صنعت و نسبت‌های $\frac{P}{E}$ و $\frac{B}{M}$ درگروه‌های مختلف طبقه‌بندی و اثر رقابتی آن‌ها با استفاده از روش رویداد پژوهی موردبررسی قرارگرفته است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران، رویداد عرضه اولیه را به‌عنوان یک عامل منفی بر سهام فعلی در نظر می‌گیرند. تأثیر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بر کل بازار و سهام انفرادی تنها در صورتی تائید می‌شود که عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ باشند یا نسبت $\frac{P}{E}$ پایین داشته باشند. عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ در هر صنعت نیز تأثیر منفی بر بازده سهام موجود در همان صنعت دارد.

واژگان کلیدی: عرضه اولیه، بازده سهام، اثر رقابتی، رویداد پژوهی.

طبقه‌بندی موضوعی: $G10, G11, G14$

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۶۰۲۳,۲۰۸۲

۲. دانشیار گروه مدیریت، دانشگده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا. **Email:**h.ghalibaf@alzahra.ac.ir

۳. دانشجو دکترا مهندسی مالی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان. نویسنده مسئول، **Email:**hadi.gharehbaghi@gmail.com

۴. کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهرا. **Email:**zahra_rahimiii@yahoo.com

مقدمه

یکی از مواردی که در بازارهای سرمایه عرضه دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ورود شرکت‌های جدید می‌باشد. عرضه اولیه شرکت‌ها، فرصت‌های سرمایه‌گذاری جدیدی را ایجاد می‌کند و ممکن است باعث تغییر ترکیب سرمایه‌گذاری در شرکت‌های موجود به شرکت‌های جدید شود. در این پژوهش عرضه اولیه شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان یک رویداد تأثیرگذار بر رفتار سرمایه‌گذاران لحاظ و تأثیر کوتاه‌مدت آن بر بازده سهام شرکت‌های موجود در بازار از جنبه‌های مختلف موردبررسی قرارگرفته است. هدف از انجام این پژوهش بررسی رفتار سرمایه‌گذاران حول رویدادهای عرضه اولیه شرکت‌های بورسی می‌باشد. در واقع به هنگام عرضه اولیه یک شرکت، سرمایه‌گذاران به دلیل جذابیت‌های سهام جدید با فروش سهام قبلی و خرید سهام جدید در پرتفوی سرمایه‌گذاری خود تغییر ایجاد می‌کنند. این پدیده به‌عنوان اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه تعریف می‌شود.

سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که انجام عرضه اولیه در بورس اوراق بهادار تهران بر بازده کوتاه‌مدت شرکت‌های موجود چه تأثیری می‌گذارد؟ برای پاسخ به این سؤال شرکت‌های عرضه اولیه شده بر اساس معیارهای مختلف طبقه‌بندی‌شده است و با استفاده از اقتصادسنجی رویداد پژوهی، اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بر بازده سهام موجود در بازار موردبررسی قرارگرفته است.

مبانی نظری پژوهش

حجم زیادی از پژوهش‌های انجام‌شده در خصوص عرضه‌های عمومی اولیه را می‌توان در سه دسته کلی قرار داد. بخشی از پژوهش‌های انجام‌شده به سؤال «چرا شرکت‌ها باید به عموم عرضه شوند؟» پاسخ می‌دهد. دلایلی مانند عرضه سهام کارآفرینان به قیمت بالا (زینگالس[۱]، ۱۹۹۵)، کنترل فرصت‌های مجدد سرمایه‌گذاری توسط کارآفرینان در شرایط مطلوب (بلک و گیلیون[۲]، ۱۹۹۸)، تأمین سرمایه برای رشدهای آتی (پاگانو و همکاران[۳]، ۱۹۹۸) و مزیت‌های استراتژی اولین حرکت دهنده[۴] (شولتز و زامن[۵]، ۲۰۰۱) باعث انگیزه برای عرضه اولیه می‌باشد.

دسته دوم از پژوهش‌ها بر قیمت‌گذاری عرضه‌های عمومی اولیه تمرکز دارند و سعی در بررسی و شناسایی بازده‌های غیر نرمال کوتاه‌مدت و بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه دارند. بر اساس مطالعات ریتتر و ویلچ[۶] (۲۰۰۲)، عواملی مانند اطلاعات نامتقارن بین ناشران و سرمایه‌گذاران، تعهدات قانونی ناشران،

---

۱. Zingales
۲. Black & Gilson
۳. Pagano etall
٤. First Mover
٥. Schultz & Zaman
٦. Ritter & Welch

نگرانی‌های تخصیص سهام و مدل‌های ارزش‌گذاری از عوامل مهم و تأثیرگذار بر قیمت‌گذاری و بازده غیر نرمال عرضه‌های عمومی اولیه است.

دسته سوم از مطالعات، عملکرد عملیاتی شرکت‌های عرضه اولیه شده را قبل و بعد از رویداد موردبررسی قرار می‌دهند. تمرکز اصلی این پژوهش‌ها پاسخ به سؤال «آیا عرضه اولیه برای آینده خود شرکت، سیگنال خوبی است یا خیر؟» می‌باشد(کوچران و بر[۱] ، ۲۰۰۸ ؛ هسو و همکاران[۲]، ۲۰۱۱).

در نگاه دیگر می‌توان عرضه اولیه را به‌عنوان یک رویداد اثرگذار بر قیمت سهام موجود در بازار در نظر گرفت. به‌عبارت‌دیگر، با عرضه اولیه شرکت‌ها به همانند یک رویداد اقتصادی و یا یک خبر (منفی یا مثبت) رفتار می‌شود و تأثیر عرضه دارایی جدید بر رفتار سرمایه‌گذاران موردبررسی قرار می‌گیرد(بیکر و ورگلر[۳]،۲۰۰۰؛ آخیگبه، بورده و وایت[۴] ، ۲۰۰۳؛ براون و لارین[۵] ، ۲۰۰۸؛ هسو، رد و روچول[۶]، ۲۰۱۱).

تا به امروز عامل عرضه به‌طور مستقیم در مدل‌های قیمت‌گذاری وارد نشده است، درحالی‌که عرضه دارایی‌ها به‌عنوان موضوع با اهمیتی است که می‌تواند بر رفتار سرمایه‌گذاران و به‌تبع آن رفتار قیمتی اوراق بهادار تأثیرگذار باشد. در بسیاری از مدل‌های مالی تأثیر بالقوه عرضه ثابت در نظر گرفته شده است (لوکاس[۷]، ۱۹۷۷) و یا عرضه با کشش کامل مطرح شده است (کاکس و راس[۸]، ۱۹۸۵). در مطالعات اخیر برای بررسی تأثیرپذیری قیمت از تغییرات منابع نسبی ریسک، این مفروضات کم‌رنگ‌تر شده است (کوچران[۹]، ۲۰۰۷)؛ اما همچنان اثر عرضه دارایی‌ها به شکل تجربی در حال مطالعه می‌باشد.

مروری بر پیشینه پژوهش

تا به امروز، در مقالات داخلی، هیچ پژوهشی به اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه نپرداخته است. عمده پژوهش‌های داخلی در دسته دوم پژوهش‌های مربوط به عرضه اولیه قرار می‌گیرند. بااین‌وجود چند نمونه از پژوهش‌های انجام‌شده در ارتباط با عرضه‌های عمومی اولیه آورده شده است.

فدائی نژاد و چاوشی (۱۳۸۷)، رابطه سرد و گرم بودن بازار سرمایه با بازدهی کوتاه‌مدت عرضه‌های عمومی اولیه سهام را بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که تا یک ماه پس از ارائه سهام عرضه اولیه، بازدهی با شرایط بازار یک فصل پیش ارتباط مستقیم دارد. همچنین تا دو ماه پس از عرضه این نوع سهم

---

۱. Cochrane
۲. Hsu etall
۳. Baker & Wurgler
٤. Akhigbe, Borde & Whyte
٥. Braun & Larrain
٦.Reed, & Rocholl
۷. Lucas
۸. Cox & Ross
۹. Cochrane

ارتباطی بین شرایط بازار در فصل جاری عرضه سهام مشاهده نمی‌شود. به این معنا که علامت افت اقتصاد یا رونق آن در زمان جاری عرضه سهام مزبور با وقفه‌ای ۶۰ روزه بر بازدهی این سهم تأثیرگذار خواهد بود. این خود گواهی بر عدم تقارن اطلاعات در بورس اوراق بهادار تهران در دوره یاد شده می‌باشد.

مهرانی و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی وجود بازده غیرعادی در سهام عرضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران در شرایط وجود و نبود حباب قیمتی پرداختند. نتایج این مطالعه بیانگر وجود بازده غیرعادی کوتاه‌مدت و بلندمدت در سهام عرضه‌های عمومی اولیه در بازار سرمایه ایران در شرایط عدم وجود حباب قیمتی و نیز وجود بازده غیرعادی کوتاه‌مدت در این عرضه‌های عمومی اولیه در بورس تهران در شرایط وجود شرایط حباب قیمتی می‌باشد. درنهایت مشخص گردید که در شرایط وجود حباب قیمتی و در دوره زمانی بلندمدت تنها متغیر اندازه شرکت دارای تأثیر معنی‌دار می‌باشد، ولی در شرایط عدم وجود حباب قیمتی و در دوره زمانی کوتاه‌مدت هیچ‌کدام از دوازده متغیر موردبررسی دارای تأثیر معنی‌دار بر بازده غیرعادی سهام نبودند، درحالی‌که با تغییر دوره زمانی از کوتاه‌مدت به بلندمدت دو متغیر خطای پیش‌بینی سود هر سهم و نوع موسسه حسابرس معنی‌دار بودند.

صادقی شریف و اکبرالسادات (۱۳۹۰)، تأثیر مدیریت سود بر بازدهی بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران مطالعه کرده و به این نتیجه رسیدند که بر خلاف پژوهش‌های انجام‌شده در سطح جهان مبنی بر وجود رابطه منفی بین مدیریت سود و عملکرد بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه سهام به عموم در نمونه شرکت‌های موجود در ایالات‌متحده، در این پژوهش با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ نشان می‌دهد، از لحاظ آماری رابطه‌ی معناداری بین مدیریت سود و عملکرد بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه وجود ندارد.

گرکز و همکاران (۱۳۹۰)، عوامل مؤثر بر بازده غیرعادی در عرضه‌های عمومی اولیه سهام شرکت‌های جدیدالورود در بورس اوراق بهادار تهران را مورد شناسایی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که از میان شش متغیر مستقل اندازه شرکت، نوع مالکیت، خطای پیش‌بینی سود هر سهم، بازده حقوق صاحبان سهام، نسبت حاشیه سود خالص و نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، متغیرهای نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام (به‌طور مستقیم) و بازده حقوق صاحبان سهام (به‌طور معکوس) رابطه معناداری با بازدهی غیرعادی داشتند، اما به‌طورکلی تحلیل رگرسیون چند متغیره نشان داد که هر شش متغیر مستقل به‌طور هم‌زمان توانایی توجیه‌کنندگی ۱۳,۷ درصدی بازده غیرعادی را دارند.

خلیلی عراقی و اسماعیلی (۱۳۹۳)، با بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر بیش واکنشی کوتاه‌مدت در عرضه اولیه سهام بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسید که تأثیر منفی قیمت بر بیش واکنشی وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر، قیمت کمتر (بیشتر) به بازدهی بیشتر (کمتر) و در نتیجه بیش واکنشی بیشتر می‌گردد.

رضازاده و فلاح شمس (۱۳۹۱)، اثر تمایلی زیان گریزی سرمایه‌گذاران بر اساس حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران را مورد پژوهش قراردادند و به این نتیجه رسیدند که قیمت سهام با بازده اولیه مثبت، درصورتی‌که کمتر از قیمت عرضه اولیه باشد، موجب افزایش حجم معاملات می‌شود، همچنین قیمت سهام با بازده اولیه منفی، درصورتی‌که بیشتر از قیمت عرضه اولیه باشد، موجب افزایش حجم معاملات

می‌شود و وجود حدود قیمتی جدید سهام بعد از چهار هفته بعد از عرضه اولیه موجب افزایش حجم معاملات می‌شود. تائید این مطالب دال بر وجود تورش رفتاری اثر تمایلی زیان گریزی در بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران است.

نادری و اسپوکه (۱۳۹۴)، به شناسایی عوامل مؤثر بر عرضه زیر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که با محاسبه ارزش ذاتی سهام شرکت‌ها، مطابق بررسی‌های انجام‌شده در اکثر بورس‌های دنیا، پدیده ارزان فروشی در ایران نیز رواج دارد و شرکت‌ها سهام خود را زیر قیمت ذاتی ارائه می‌کند. به عبارتی، اندازه شرکت و حجم سهام جدید عرضه‌شده مستقل از عرضه زیر قیمت سهام‌اند که مغایر با نتایج پژوهش‌های قبلی است و متغیرهای معکوس عدم اطمینان (عمر شرکت و تعداد پرسنل) و عملکرد بازار با عرضه زیر قیمت سهام وابستگی معنی‌داری دارند که موافق با نتایج پژوهش‌های قبلی است. این نتایج حاکی از این است که متغیرهای عملکرد بازار و عمر شرکت و تعداد پرسنل شرکت تا حدودی تعیین‌کننده قیمت سهام جدید شرکت‌های بورسی می‌باشند.

قالیباف اصل و همکاران (۱۳۹۱)، رابطه قیمت‌گذاری کمتر از حد و نقدشوندگی سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند و به این نتیجه رسید که بعد از کنترل سایر عوامل مؤثر بر نقدشوندگی در عرضه‌های عمومی اولیه، قیمت‌گذاری کمتر از حد (بازده اولیه) رابطه مثبتی با نسبت گردش حجم معاملات و رابطه منفی با معیار نقدشوندگی آمیهود دارد.

بولو و همکاران (۱۳۹۲)، در مقایسه بازدهی کوتاه‌مدت و بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه شرکت‌های مشمول واگذاری سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی با سایر عرضه‌های عمومی اولیه و بازدهی بازار به این نتیجه رسیدند که بازدهی کوتاه‌مدت (۲۰ روزه) سهام شرکت‌های دولتی که در قالب اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی به عموم عرضه گردیده‌اند، مثبت و از بازدهی کوتاه‌مدت بازار بیشتر است، لیکن با بازدهی کوتاه‌مدت سایر عرضه‌های عمومی اولیه تفاوت معناداری ندارد. همچنین، بازدهی بلندمدت (یک‌ساله) سهام شرکت‌های دولتی که در قالب اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی به عموم عرضه گردیده‌اند، مثبت و از بازدهی بلندمدت سایر عرضه‌های عمومی اولیه بیشتر است، لیکن با بازدهی بلندمدت بازار تفاوت معناداری ندارد.

بیکر و ورگلر[۱] (۲۰۰۰) قدرت پیش‌بینی انتشار سهام جدید بر بازار سرمایه آمریکا را موردبررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد قدرت پیش‌بینی عرضه‌های عمومی اولیه در بازارهای کارا مشهود نیست. ولی در بازارهای ناکارا بازده تجمعی منفی معنی‌دار سایر شرکت‌ها حاکی از قدرت پیش‌بینی انتشار سهام جدید دارد. آخیگبه، بورده و وایت (۲۰۰۳) در بین سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۰، اثر رقابتی ۲۴۹۳ عرضه اولیه را بر قیمت شرکت‌های رقیب موردبررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که عرضه‌های عمومی اولیه هیچ‌گونه اثر رقابتی معنی‌داری بر بازده سایر شرکت‌ها ندارند.

---

۱. Baker & Wurgler

براون و لارین[1] (۲۰۰۸) برای بررسی تأثیر عرضه اولیه بر سایر شرکت‌ها از کوواریانس شرکت‌های عرضه اولیه با شرکت‌های موجود استفاده کردند. آن‌ها برای این منظور کوواریانس شرکت‌های موجود در بازار سرمایه آمریکا را به‌عنوان کوواریانس پیشرو برای شرکت‌های عرضه اولیه در بازارهای نوظهور در نظر گرفتند. با بررسی ۲۵۴ عرضه اولیه در ۲۲ کشور نوظهور، مشخص شد، پرتفوی‌هایی که کوواریانس بالایی با شرکت‌های عرضه اولیه دارند، کاهش قیمت نسبتاً بیشتری در مقایسه با سایر شرکت‌ها دارند.

هسو، رد و روچول[2] (۲۰۱۱) تأثیر عرضه‌های عمومی اولیه را بر قیمت سهام شرکت‌های رقیب موردبررسی قرار دادند که نتایج حاصل، حاکی از تأثیر منفی عرضه اولیه بر قیمت سهام شرکت‌های رقیب بود. همچنین خروج سهام شرکت‌ها تأثیر مثبت بر قیمت سهام شرکت‌های رقیب دارد.

سونگ شی[3] و همکاران (۲۰۱۸) تأثیر عرضه‌های اولیه بر کل بازار را با استفاده از نمونه‌های عرضه اولیه در چین مطالعه کرده و به این نتیجه رسید که اندازه عرضه اولیه نه‌تنها در روز پذیرش بلکه در روز ارائه بر قیمت بازار فشار وارد می‌کند. در روز پذیرش همبستگی منفی با اندازه عرضه اولیه دارد. بااین‌حال، این تأثیر تا حد زیادی گذراست. کمیسیون تنظیم قانون اوراق بهادار چین اغلب برای حمایت از بازار برای عرضه مهلت قانونی قرار می‌دهد که به نظر می‌رسد خیلی کارا نیست چون اثر منفی عرضه اولیه موقتی است و مهلت دادن به‌عنوان خبر خوبی تلقی نمی‌شود.

یوآن پنگ لی[4] و همکاران (۲۰۱۸) تأثیر عرضه اولیه سهام جدید بر سایر سهام موجود در بازار چین را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که عرضه اولیه بر قیمت سایر سهام موجود اثر منفی دارد. این تأثیر قیمت به برهم زدن تعادل قیمتی منجر می‌شود و این عدم تعادل در سهم‌هایی که همبستگی بیشتری با عرضه اولیه دارند مشهودتر است. این نتایج با فرضیه منحنی تقاضا با شیب نزولی تطابق دارد. در مجموع عرضه اولیه بدون انجام معاملات واقعی می‌تواند با تغییر انتظارت در تعادل عرضه و تقاضا بر قیمت سایر سهام تأثیر بگذارد.

سو هان چان[5] (۲۰۱۹) تأثیر تغییرات عرضه دارایی شامل رویدادهای خروجی و ورودی بر سایر شرکت‌های موجود با استفاده از یک صنعت به‌عنوان نمونه صندوق‌های املاک و مستغلات مطالعه کرده و به این نتیجه رسید که تغییر در عرضه صندوق‌های املاک و مستغلات با عملکرد صندوق‌های املاک و مستغلات موجود مرتبط است. بعد از تجزیه‌وتحلیل دلیل رویداد ورود و خروج شواهدی مبنی بر اینکه این رویدادها عامل اصلی فشار بر قیمت سایر صندوق‌های املاک مستغلات رقیب است پیدا نشد. همچنین این مطالعه واکنش قیمتی در تاریخ روز قبل اینکه اطلاعیه قبل انتشار اطلاعیه و یا همچنین پس از انتشار اطلاعیه را بررسی کرده است و به این نتیجه رسیده است که فرضیه‌های فشار قیمتی نمی‌تواند به‌طورکلی تغییرات قیمتی سهام که به علت تغییر در عرضه سهام اتفاق افتاده است را توضیح دهد. به‌طور خلاصه شواهد بیانگر این است که تأثیرات عرضه نقش مهمی حتی پس از سیگنال و فشار قیمتی دارد.

---

۱. Braun & Larrain
۲. Hsu, Reed, & Rocholl
۳. Sun Shi
٤. Yuan pang li
٥. Su Han Chan

روش‌شناسی پژوهش

یک پژوهش بر مبنای رویداد پژوهی شامل تعریف رویداد، تعیین معیارهای انتخاب، محاسبه بازده نرمال و غیر نرمال، روش تخمین، آزمون فرضیه و تفسیر نتایج و نتیجه‌گیری می‌باشد (کمپل و مک کینلی[1]، ۱۹۹۷). شکل ۱ گام‌های انجام رویداد پژوهی را به‌صورت خلاصه نشان می‌دهد و در ادامه توضیح هرکدام از گام‌ها به‌تفصیل آماده است.

شکل ۱. گام‌های رویداد پژوهی

تعریف رویداد

در گام اول باید رویداد موردبررسی تعیین و تعریف شود. در پژوهش حاضر رویداد موردبررسی، عرضه‌های عمومی اولیه انجام‌گرفته در بازار سرمایه ایران[2] می‌باشد.

معیارهای انتخاب

در انتخاب رویدادها، معیارهای اندازه شرکت، نوع صنعت و نسبت‌های $\frac{P}{E}$ و $\frac{B}{M}$ مدنظر بوده است. به نحوه که شرکت‌های عرضه اولیه شده بر اساس اندازه به سه گروه عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ، متوسط و کوچک تقسیم‌بندی شده‌اند. همچنین صنعت‌هایی که در دوره زمانی پژوهش بیشترین تعداد عرضه اولیه

---

۱. Campbell & MacKinlay

۲. بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران

را داشته‌اند، تفکیک شده‌اند. تقسیم‌بندی بر اساس نسبت‌های $\frac{P}{E}$ و $\frac{B}{M}$ نیز بر اساس بالاترین و پایین‌ترین نسبت صورت گرفته است.

تخمین بازده غیر نرمال

یکی از مهم‌ترین متغیرهای موردنیاز در رویداد پژوهی به دست آوردن بازده غیر نرمال می‌باشد. بازده غیر نرمال بازده واقعی گذشته دارایی در طول پنجره تخمین منهای بازده نرمال دارایی در طول پنجره تخمین می‌باشد.

$$AR_{it} = R_{it} - E[R_{it}|X_t]$$ رابطه ۱)

AR_{it}، R_{it} و $E(R_{it})$ به ترتیب بازده غیر نرمال، بازده واقعی و بازده نرمال می‌باشد. بازده نرمال، بازدهی است که انتظار داریم در صورت عدم رویداد (در این پژوهش عرضه اولیه) به دست آید. X_t اطلاعات مشروط برای عملکرد نرمال مدل می‌باشد. برای مثال در مدل بازار X_t بازده بازار می‌باشد. مدل‌های مختلفی برای محاسبه بازده نرمال توسعه پیدا کرده‌اند که به‌طورکلی به دو دسته مدل‌های آماری و اقتصادی دسته‌بندی می‌شوند.

مدل‌های آماری مفروضات آماری را برای اندازه‌گیری بازده دارایی‌ها در نظر می‌گیرد و هیچ‌گونه فرض اقتصادی را دخیل نمی‌کند. در مقابل مدل‌های اقتصادی، مدل‌های صرف آماری نیستند و رفتار سرمایه‌گذاران را نیز در نظر می‌گیرند. به‌طور متعارف در مدل‌های آماری فرض می‌شود بازده دارایی‌ها به‌طور مشترک نرمال هستند و در طی زمان به شکل متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان در نظر گرفته می‌شوند. اگر R_t یک بردار $(N \times ۱)$ از بازده دارایی‌ها در زمان t باشد. R_t با میانگین μ و ماتریس کوواریانس Ω برای تمام tها به شکل مستقل و نرمال توزیع شده است. رایج‌ترین مدل‌های اقتصادی مدل CAPM و APT می‌باشد. همچنین می‌توان از مدل سه و یا پنج عاملی فاما- فرنچ یا مدل چهار عاملی کارهات برای به دست آوردن بازده نرمال استفاده کرد. در این پژوهش برای اندازه‌گیری بازده نرمال از مدل بازار و مدل بازار با تعدیل GARCH که دسته مدل‌های آماری هستند، استفاده شده است.

- **مدل بازار**

مدل بازار یک مدل آماری است که بازده دارایی‌ها را به بازده پرتفوی بازار مرتبط می‌کند.

$$R_{it} = a_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it}$$

رابطه ۲)

$$Var[\epsilon_{it}] = \sigma^{۲}_{\epsilon_i} \qquad E[\epsilon_{it}] = ۰$$

R_{it} و R_{mt} بازده دوره tام دارایی iام و بازده پرتفوی بازار می‌باشد. ϵ_{it} جزء اخلال میانگین صفر و a_i، β_i و $\sigma^{۲}_{\epsilon_i}$ پارامترهای مدل بازار می‌باشد. در مدل بازار واریانس بازده نرمال با حذف بخشی از بازده‌هایی

که با بازده بازار نوسان می‌کنند، کاهش می‌یابد. R^2 بزرگ‌تر در مدل بازار نشان‌دهنده کاهش بیشتر در واریانس بازده نرمال می‌باشد.

- **مدل بازار با استفاده از GARCH**

این مدل، مدل بازار را با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس توسعه می‌دهد. در رابطه ۲) واریانس شرطی می‌تواند مطابق رابطه ۳) بیان شود (بولراسلیو[1]، ۱۹۸۶).

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \qquad \text{رابطه ۳)}$$

در رابطه ۳) ε_{t-1}^2 بیانگر خطاها با یک وقفه و σ_{t-1}^2 بیانگر واریانس نیز با یک وقفه وارد شده است. همچنین می‌توان از مدل EGARCH برای در نظر گرفتن شوک‌های نامتقارن استفاده کرد(نلسون[2]، ۱۹۹۱).

روش تخمین

خط زمانی برای رویداد پژوهی در این پژوهش در شکل ۲ نمایش داده شده است.

شکل ۲. خط زمانی رویداد پژوهی

اگر در شکل ۲ $L_1 = T_1 - T_0$ و $L_2 = T_2 - T_1$ در نظر بگیریم L_2 معرف پنجره رویداد[3] است که معادل ۲۰ روز، یعنی ۱۰ روز قبل و بعد از رویداد در نظر گرفته شده است. L_1 نیز معرف پنجره تخمین[4] است که معادل ۱۵۰ روز در نظرگرفته شده است. همچنین برای به دست آوردن نتایج قابل اتکاتر L_2 به بازه‌های زمانی متفاوت تفکیک شده است.

با استفاده از داده‌های پنجره تخمین، بازده نرمال برای پنجره رویداد برآورد و از بازده واقعی کسر می‌شود تا بازده غیر نرمال حاصل شود. به‌طورکلی بسته به اینکه بازده غیر نرمال را برای یک رویداد یا مجموعه‌ای از رویدادها و همچنین به شکل سری زمانی یا مقطعی محاسبه کرد، می‌توان به چهار نوع دسته‌بندی کرد(کوثاری و وارنر[5]، ۲۰۰۷).

---

۱. Bollerslev
۲. Nelson
۳. Event Window
٤. Estimation Window
٥. Kothari and Warner

بازده غیر نرمال مطابق رابطه ۱ برای یک رویداد و برای هرکدام از روزهای قبل و بعد رویداد محاسبه می‌شود؛ اما اگر بخواهیم تأثیر هم‌زمان مجموعه‌ای از رویدادها را در نظر بگیریم از متوسط بازده غیر نرمال[۱] استفاده می‌کنیم. متوسط بازده غیر نرمال برای مجموعه‌ای از رویدادها و برای هرکدام از روزهای قبل و بعد از رویداد محاسبه می‌شود.

$$AAR = \frac{\sum_{i=1}^{n} AR_t^i}{n}$$ رابطه ۴)

درصورتی‌که بخواهیم بازده غیر نرمال را در برای یک بازه زمانی معین محاسبه کنیم در این صورت برای یک رویداد از بازده غیر نرمال تجمعی[۲] و برای مجموعه‌ای از رویدادها از میانگین بازده غیر نرمال تجمعی[۳] استفاده می‌شود.

$$CAR(t_1.t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t$$ رابطه ۵)

$$CAAR(t_1.t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AAR_t$$ رابطه ۶)

در این پژوهش با توجه به دسته‌بندی شرکت‌های عرضه اولیه در گروه‌های مختلف، از رابطه ۶) استفاده شده است.

آزمون فرضیه

در این گام معنی‌دار بودن تفاوت بازده غیر نرمال از صفر آزمون می‌شود. یکی از پرکاربردترین آزمون‌های مورداستفاده در این زمینه آزمون باقیمانده‌های استاندارد[۴] می‌باشد که توسط پتل[۵] (۱۹۷۶) توسعه یافته است. تحت این مفروضات که بازدهی‌های غیر نرمال همبسته نیستند و واریانس در طی زمان ثابت می‌باشد، هر بازده غیر نرمال با انحراف معیار تخمینی خود استاندارد می‌شود.

$$SAR_{i.t} = \frac{AR_{i.t}}{S(AR_i)}$$ رابطه ۷)

انحراف معیار از سری‌های زمانی بازدهی‌های غیر نرمال در پنجره تخمین (L_1)، به دست می‌آید.

$$\hat{\sigma}_{AR_i}^2 = \frac{1}{M_i - d} \sum_{t=Est_{Min}}^{Est_{Max}} (AR_{i.t})^2$$ رابطه ۸)

ازآنجایی‌که بازده‌های غیر نرمال در پنجره رویداد (L_2) یک پیش‌بینی بیرون از نمونه محسوب می شود، انحراف معیار با خطای پیش‌بینی تعدیل می‌شود.

---

۱. Average Abnormal Return (AAR)
۲. Cumulative Abnormal Return (CAR)
۳. Cumulative Average Abnormal Return (CAAR)
٤. Standardized Residual test
٥. Patell

$$S(AR_i) = \hat{\sigma}^{۲}_{AR_i} \sqrt{۱ + \frac{۱}{M_i} + \frac{(R_{m.t} - \bar{R}_{m.Est})^{۲}}{\sum_{t=Est_{Min}}^{Est_{Max}} (R_{m.t} - \bar{R}_{m.Est})^{۲}}}$$ رابطه ۹)

بنابراین می‌توان برای بازده غیر نرمال تجمیعی استاندارد شده را از رابطه ۱۰) به دست آورد.

$$CSAR_i(T۱.T۲) = \sum_{t=T_۱}^{T_۲} \frac{AR_{i.t}}{S(AR_i)}$$ رابطه ۱۰)

توزیع $S(AR_i)$ توزیع تی استیودنت با درجه آزادی $M_i - d$ می‌باشد(کمپل و مک کینلی، ۱۹۹۷). بنابراین مقدار انتظاری $CSAR_i$ صفر می‌باشد و انحراف معیار آن معادل رابطه ۱۱) خواهد بود.

$$S(CSAR_i) = \sqrt{(T_۲ - T_۱)\frac{M_i - d}{M_i - ۲\,d}}$$ رابطه ۱۱)

نهایتاً آماره پتل برای آزمون فرضیه از رابطه زیر به دست می‌آید.

$$Z_{pattel} = \frac{۱}{\sqrt{N}} \sum_{i=۱}^{N} \frac{CSAR_i(T۱.T۲)}{S(CSAR_i)}$$ رابطه ۱۲)

در رویداد پژوهی و مخصوصاً زمانی که از بازده‌های تجمیعی استفاده می‌شود مسائلی مانند همبستگی سریالی، نوسانات تحمیل شده از رویداد و همبستگی مقطعی بروز پیدا می‌کند که می‌تواند کارایی آزمون‌ها را کاهش دهد؛ بنابراین استفاده از آزمون‌هایی که موارد مذکور را لحاظ کرده‌اند، قابل اتکاتر می‌باشد. کولاری (۲۰۱۰). کولاری و پینونن[۱] (۲۰۱۱) برای اینکه همبستگی سریالی، نوسانات تحمیل شده از رویداد و همبستگی مقطعی را وارد آزمون Pattel Z کنند، نسخه تعدیل شده آن را مطابق رابطه ۱۳ ارائه کردند.

$$Z_{Adj.Pattel} = Z_{Pattel} \sqrt{\frac{۱}{۱ + (N + ۱)\bar{r}}}$$ رابطه ۱۳)

که در آن $\bar{r}$ همبستگی مقطعی بازده غیر نرمال در دوره تخمین می‌باشد.

داده‌های پژوهش

داده‌های مورداستفاده در این پژوهش قیمت‌های تعدیل شده روزانه تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ را شامل می‌شود که در برآورد بازده غیر نرمال با استفاده از مدل بازار و مدل گارچ مورداستفاده قرارگرفته‌اند. در بازه زمانی پژوهش تعداد ۲۳۵ مورد عرضه اولیه اتفاق افتاده است که تاریخ، ارزش بازار، سود خالص، ارزش دفتری و همچنین صنعت شرکت‌های مورد عرضه اولیه گردآوری شده است که تاریخ عرضه اولیه به‌عنوان تاریخ رویداد تعریف و از متغیرهای دیگر برای طبقه‌بندی عرضه‌های عمومی اولیه استفاده شده است،

---

۱. Kolari & Pynnonen

به‌طوری‌که شرکت‌های عرضه اولیه شده بر اساس ویژگی‌های اندازه، صنعت، نسبت‌های P/E و B/M طبقه‌بندی شده است و سپس اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در هرکدام از طبقه‌ها موردبررسی قرارگرفته است.

برای طبقه‌بندی رویدادها بر اساس اندازه، ارزش روز هرکدام از شرکت‌های عرضه اولیه شده در روز عرضه (روز رویداد) نسبت به ارزش کل بازار محاسبه شده است که چارک اول مجموعه داده‌های به‌دست‌آمده به‌عنوان عرضه‌های عمومی اولیه کوچک، چارک سوم به‌عنوان عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ و سایر شرکت‌ها به‌عنوان عرضه‌های عمومی اولیه متوسط طبقه‌بندی شده است. برای دسته‌بندی عرضه‌های عمومی اولیه بر اساس نسبت P/E به این شکل عمل شده است که اگر P/E شرکتی در روز عرضه از متوسط بازار کمتر باشد به‌عنوان شرکت با P/E پایین و شرکتی که در روز عرضه P/E بالاتر از بازار دارد به‌عنوان شرکتی با P/E بالا در نظر گرفته می‌شود. برای نسبت B/M نیز به روش مشابه P/E عمل‌شده است. همچنین ۸ صنعت با بیشترین تعداد عرضه اولیه انتخاب و اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ موردبررسی قرارگرفته است. برای پیاده‌سازی مدل از بسته EventStudy در نرم‌افزار R استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

در ابتدا تمام عرضه‌های عمومی اولیه انجام‌شده در دوره زمانی پژوهش که به‌عنوان رویدادهای تأثیرگذار بر بازده سهام سایر شرکت‌های موجود در بازار تعریف شد، موردبررسی قرارگرفته است. نتایج به‌دست‌آمده اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در پنجره رویدادهای یک هفته قبل و بعد از عرضه اولیه را تائید می‌کنند، مقادیر منفی و معنی‌دار CAAR نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نسبت به رویداد عرضه اولیه بی‌تفاوت نیستند و در روزهای قبل و بعد از عرضه اولیه نسبت به فروش سایر سهام اقدام می‌کنند تا بتوانند در عرضه‌های عمومی اولیه جدید سرمایه‌گذاری کنند. بر اساس نتایج مندرج در جدول ۱ بیشترین تأثیر عرضه‌های عمومی اولیه در پنجره رویدادهای ۱۰- تا ۱+ بوده است.

جدول ۱. اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه انجام‌گرفته بر سایر دارایی‌ها

پنجره رویداد	عرضه‌های عمومی اولیه انجام‌گرفته در دوره زمانی پژوهش (۲۳۵ عرضه اولیه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value
(-۱۰,۱)	-۰.۰۷%	-۰.۰۳۱	۰.۹۷۵	-۰.۱۵%	-۰.۴۲۵۳	۰.۶۷۱
(-۱۰,۵)	-۰.۶۵%	-۱.۱۰۷	۰.۲۶۸	-۰.۷۰%	-۱.۳۵۵۸	۰.۱۷۵
(-۱۰,۷)	-۰.۸۲%	-۱.۴۴۷	۰.۱۴۸	-۰.۸۴%	-۱.۶۳۲۴	۰.۱۰۳
(-۱۰,۱۰)	-۰.۸۷%	-۱.۷۸۱	۰.۰۷۵*	-۰.۹۱%	-۲.۱۲۵	۰.۰۳۴**
(-۱۰,۱۵)	-۰.۸۹%	-۱.۸۹۱	۰.۰۵۹*	-۰.۹۴%	-۲.۸۹۴	۰.۰۰۴***
(-۵,۱)	-۰.۹۶%	-۲.۲۴۰	۰.۰۲۵**	-۱%	-۳.۱۰۲	۰.۰۰۲***
(-۵,۵)	-۰.۸۰%	-۱.۸۴۴	۰.۰۶۵*	-۰.۸۳%	-۱.۹۵۳۲	۰.۰۵۱*
(-۱,۵)	-۰.۵۰%	-۱.۱۷۳	۰.۲۴۱	-۰.۴۹%	-۱.۰۳۷	۰.۳۰۰

در کلیه جداول علائم *، ** و *** به مفهوم معناداری آماری در سطح اهمیت ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.
منبع: یافته‌های پژوهش

عرضه‌های عمومی اولیه بر اساس اندازه

برای مطالعه بهتر اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه، شرکت‌های عرضه‌شده بر اساس ارزش بازار آن‌ها طبقه‌بندی شده است تا اثر اندازه موردبررسی قرار گیرد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، عرضه اولیه شرکت‌های بزرگ

تأثیر منفی و معنی‌داری در بازده سایر شرکت‌ها برجای گذاشته‌اند ولی در خصوص شرکت‌ها با اندازه متوسط هرچند مقادیر CAAR منفی می‌باشد اما هیچ‌گونه تأثیر رقابتی معنی‌دار مشاهده نشد. عرضه اولیه شرکت‌های کوچک نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد به‌طوری‌که مقادیر CAAR در اکثر پنجره رویدادها مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

جدول ۲. اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ بر کل بازار

پنجره رویداد	اندازه - عرضه‌های بزرگ (۵۹ عرضه اولیه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value
(-۱۰,۱)	-۰.۱۵۰%	-۰.۰۴	۰.۹۶۸	-۰.۱۶۱%	-۰.۴۸	۰.۶۳
(-۱۰,۵)	-۰.۶۸۴%	-۱.۱۱	۰.۲۶۷	-۰.۷۲۴%	-۱.۴۱	۰.۱۵۸
(-۱۰,۷)	-۰.۸۲۹%	-۱.۴۶	۰.۱۴۴	-۰.۸۶۸%	-۱.۶۹	۰.۰۹۱*
(-۱۰,۱۰)	-۰.۹۱۰%	-۱.۷۸	۰.*۰۷۵	-۰.۹۶۶%	-۲.۱۸	۰.۰۲۹**
(-۱۰,۱۵)	-۰.۹۵۹%	-۱.۸۹	۰.۰۵۸*	-۱.۰۰۲%	-۲.۹۵	۰.۰۰۳***
(-۵,۱)	-۱.۰۴۱%	-۲.۲۵	۰.۰۲۴**	-۱.۰۷۵%	-۳.۱۶	۰.۰۰۱۵***
(-۵,۵)	-۰.۸۸۶%	-۱.۸۵	۰.۰۶۴*	-۰.۸۸۹%	-۲.۰۱	۰.۰۴۴**
(-۱,۵)	-۰.۵۱۶%	-۱.۱۸	۰.۲۴	-۰.۵۰۰%	-۱.۰۹	۰.۰۲۷۵**

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ اطلاعات ۵۹ عرضه اولیه بزرگ را نشان می‌دهد که در آن اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در پنجره رویدادهای متفاوت موردبررسی قرارگرفته است. بر اساس مدل بازار اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ بیشترین تأثیر خود را در پنجره (۵,۱-)، یعنی چند روز قبل از عرضه اولیه نشان داده است. در روزهای بعد از رویداد نیز ممکن است عرضه اولیه باعث افزایش فشار عرضه در سایر سهام و کاهش بازدهی آن‌ها شود. نتایج حاصل از مدل GARCH اثر رقابتی عرضه‌های بزرگ را از ۱۰ روز قبل تا ۵ روز بعد از آن نشان می‌دهد.

جدول ۳ اثر رقابتی ۱۱۷ عرضه اولیه متوسط را نشان می‌دهد. از این تعداد، ۳ رویداد شامل دو یا سه عرضه اولیه در یک روز می‌باشد که عرضه‌های هم‌زمان به‌عنوان یک رویداد در نظر گرفته است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از هر دو مدل، عرضه‌های عمومی اولیه شرکت‌های متوسط هیچ‌گونه تأثیر منفی در بازدهی سایر شرکت‌ها ندارد و می‌توان بیان کرد که سرمایه‌گذاران این نوع از عرضه‌های عمومی اولیه را به‌عنوان یک رویداد مهم در نظر نمی‌گیرند. هرچند مقادیر CAAR در بیشتر پنجره‌های رویداد اعداد منفی را نشان می‌دهد اما این مقادیر تفاوت معنی‌داری با صفر ندارند.

جدول ۳. اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه متوسط بر کل بازار

پنجره رویداد	اندازه - عرضه‌های متوسط (۱۱۷ عرضه اولیه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	value-P
(-۱۰,۱)	-۰.۲۵%	-۱.۱۲۶۳	۰.۲۶	-۰.۲۵%	-۱.۱۲۶۳	۰.۲۶۰۱

(-۱۰,۵)	-۰.۲۲%	-۰.۶۶۴۲	۰.۵۰۶۵	-۰.۰۳%	۰.۶۰۲۱	۰.۵۴۷
(-۱۰,۷)	-۰.۱۵%	-۰.۱۲۰۷	۰.۹۰۳۹	۰.۰۵%	۱.۱۹۵۵	۰.۲۳۲
(-۱۰,۱۰)	-۰.۱۷%	-۰.۱۵۴۲	۰.۸۷۷۴	۰.۰۵%	۱.۲۴۲۹	۰.۲۱۳۹
(-۱۰,۱۵)	-۰.۲۴%	-۰.۳۴۵۴	۰.۷۲۹۷	۰.۰۲%	۱.۱۴۸۱	۰.۱۳۸۶
(-۵,۱)	-۰.۱۴%	-۰.۱۸۵	۰.۸۵۳۲	-۰.۱۲%	-۰.۷۸۸۷	۰.۴۳۰۲
(-۵,۵)	-۰.۱۹%	-۰.۹۷۱۸	۰.۳۳۱۱	-۰.۰۵%	۰.۱۱۲۸	۰.۹۱۰۱
(-۱,۵)	-۰.۰۵%	-۰.۲۸۲	۰.۷۷۷۹	۰.۰۴%	۰.۵۹۲۹	۰.۵۵۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه کوچک بر کل بازار را نشان می‌دهد. در دوره زمانی پژوهش ۵۹ عرضه اولیه کوچک صورت گرفته است که در سه رویداد، دو یا سه عرضه اولیه هم‌زمان رخ داده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، CAAR سایر سهام در واکنش به عرضه‌های عمومی اولیه در اکثر پنجره‌های رویداد مثبت می‌باشد و تفاوت معنی‌داری با صفر دارد. می‌توان نتیجه گرفت که عرضه‌های عمومی اولیه کوچک هیچ‌گونه اثر رقابتی در بازار سرمایه ایران ایجاد نکرده‌اند و سرمایه‌گذاران فارغ از این رویداد به تصمیم‌گیری پرداخته‌اند.

جدول ۴. اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه کوچک بر کل بازار

پنجره رویداد	اندازه - عرضه‌های کوچک (۵۹ عرضه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value
(-۱۰,۱)	-۰.۰۲%	۰.۴۵۳	۰.۶۵۱	۰.۱۹%	۱.۲۴۸	۰.۲۱۲
(-۱۰,۵)	۰.۳۴%	۲.۳۷۹	۰.۰۱۷	۰.۶۳%	۳.۳۱۱	۰.***۰۰۱
(-۱۰,۷)	-۰.۱۵%	-۰.۱۲۱	۰.۹۰۴	۰.۵۵%	۲.۸۳۱	۰.***۰۰۵
(-۱۰,۱۰)	۰.۰۶%	۱.۱۳۹	۰.۲۵۵	۰.۴۵%	۲.۲۲۱	۰.**۰۲۶
(-۱۰,۱۵)	۰.۰۸%	۱.۶۲۴	۰.۱۰۴	۰.۵۴%	۲.۷۹۰	۰.***۰۰۵
(-۵,۱)	۰.۰۶%	۰.۹۹۹	۰.۳۱۸	۰.۴۳%	۲.۹۸۱	۰.***۰۰۳
(-۵,۵)	۰.۴۲%	۳.۱۹۲	۰.***۰۰۱	۰.۴۲%	۳.۱۹۲	۰.***۰۰۱
(-۱,۵)	۰.۴۸%	۴.۲۵۸	۰<.***۰۰۰	۰.۶۰%	۴.۸۶۰	۰<.***۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

عرضه‌های عمومی اولیه بسیار بزرگ

برای بررسی اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه از بعد اندازه، در تقسیم‌بندی دیگر، تأثیر تعداد ۲۰ عرضه اولیه بزرگ بر بازدهی سهم‌های موجود در بازار موردبررسی قرارگرفته است. عرضه اولیه‌هایی که نسبت ارزش روز آن‌ها به ارزش کل بازار بیش از ۲ درصد بوده است به‌عنوان عرضه اولیه بزرگ طبقه‌بندی شده است. نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۵ تأثیر منفی معنی‌دار عرضه‌های عمومی اولیه بر بازده سایر سهام را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بسیار بزرگ در پنجره رویداد ۵ روز قبل از عرضه بیشتر نمود را داشته است و تا ۵ روز بعد از عرضه در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد کاملاً مشهود است.

جدول ۵. اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ بر سهام موجود در بازار

پنجره رویداد	عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ (۲۰ عرضه اولیه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value

(-۱۰,۱)	-۰.۹۱۵%	-۱.۲۴	۰.۲۱۵	-۱.۰۶۵%	-۱.۴۴	۰.۱۵۰
(-۱۰,۵)	-۰.۹۲۶%	-۱.۲۵	۰.۲۱۰	-۱.۰۲۴%	-۱.۳۹	۰.۱۶۵
(-۱۰,۷)	-۱.۱۶%	-۱.۵۷	۰.۱۱۸	-۱.۲۳%	-۱.۶۷	۰.*۰۹۵
(-۱۰,۱۰)	-۱.۳۶%	-۱.۸۴	۰.*۰۶۶	-۱.۴۸%	-۲.۰۱	۰.**۰۴۴
(-۱۰,۱۵)	-۱.۲۴%	-۱.۶۸	۰.*۰۹۳	-۱.۳۸%	-۱.۸۷	۰.*۰۶۲
(-۵,۱)	-۱.۷۷%	-۲.۳۹	۰.**۰۱۷	-۱.۸۸%	-۲.۵۵	۰.**۰۱۱
(-۵,۵)	-۱.۶۵%	-۲.۲۴	۰.**۰۲۵	-۱.۷۳%	-۲.۳۴	۰.**۰۱۹
(-۱,۵)	-۱.۰۶%	-۱.۴۳	۰.۱۵۳	-۱.۱۸%	-۱.۵۹	۰.۱۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

عرضه‌های اولیه بر اساس نسبت $\frac{P}{E}$ و $\frac{P}{B}$

برای بررسی تأثیر اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه از منظر دیگر، شرکت‌های عرضه اولیه شده در دوره زمانی پژوهش، بر اساس نسبت $\frac{P}{E}$ و $\frac{P}{B}$ دسته بندی شده‌اند. جدول ۶ اثر رقابتی ۱۱۸ عرضه اولیه با نسبت $\frac{P}{E}$ پایین بر سایر سهام حاضر در بازار را نشان می‌دهد. نتایج به‌دست‌آمده از هر دو مدل بیانگر تأثیر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در پنجره رویداد (۵,۵-) و (۱,۵-) می‌باشد. به نظر می‌رسد، سرمایه‌گذاران اهمیت ویژه‌ای به عرضه‌های عمومی اولیه با نسبت $\frac{P}{E}$ پایین قائل هستند و در یک هفته قبل و بعد از عرضه اولیه، برای تخصیص مجدد دارایی‌های خود با در نظر گرفتن عرضه‌های عمومی اولیه جدید تصمیم‌گیری می‌کنند.

جدول ۶. اثر رقابتی عرضه اولیه شرکت‌های با نسبت P/E پایین

پنجره رویداد	عرضه‌های عمومی اولیه با نسبت P.E پایین (۱۱۸ عرضه اولیه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value
(-۱۰,۱)	-۰.۵۹%	-۰.۹۲۰	۰.۳۵۸	-۰.۶۸%	-۰.۹۲۷	۰.۳۵۴
(-۱۰,۵)	-۰.۲۴%	-۰.۲۵۰	۰.۸۰۳	-۰.۲۸%	-۰.۲۵۷	۰.۷۹۷
(-۱۰,۷)	-۰.۶۴%	-۱.۲۵۴	۰.۲۱۰	-۰.۶۸%	-۱.۴۵۹	۰.۱۴۵
(-۱۰,۱۰)	-۰.۴۲%	-۱.۱۸۹	۰.۲۳۴	-۰.۴۷%	-۱.۲۷۹	۰.۲۳۴
(-۱۰,۱۵)	-۰.۲۱%	-۰.۸۷۰	۰.۳۸۴	-۰.۲۲%	-۰.۸۸۰	۰.۳۷۹
(-۵,۱)	-۰.۷۰%	-۱.۷۱۸	۰.*۰۸۶	-۰.۷۴%	-۱.۸۹۵	۰.*۰۵۸
(-۵,۵)	-۰.۸۹%	-۱.۹۸۷	۰.**۰۴۶	-۰.۹۰%	-۱.۹۹۷	۰.**۰۴۶
(-۱,۵)	-۰.۱۶%	-۰.۴۵۶	۰.۶۴۸	-۰.۱۸%	-۰.۴۶۵	۰.۶۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که برخلاف عرضه‌های عمومی اولیه با نسبت $\frac{P}{E}$ پایین، عرضه‌های عمومی اولیه با نسبت $\frac{P}{E}$ بالا، هیچ‌گونه اثر رقابتی در بازار ایجاد نکرده‌اند.

جدول ۷. اثر رقابتی عرضه اولیه شرکت‌های با نسبت P/E بالا

پنجره رویداد	عرضه‌های عمومی اولیه با نسبت P.E بالا (۱۱۷ عرضه اولیه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value
(-۱۰,۱)	-۰.۲۰%	-۰.۲۵۳	۰.۸۰۲	-۰.۲۶%	-۰.۳۰۱	۰.۷۶۳
(-۱۰,۵)	-۰.۳۰%	-۰.۸۸۶	۰.۳۷۵	-۰.۳۸%	-۰.۹۳۹	۰.۳۴۸

(-۱۰,۷)	-۰.۴۳%	-۰.۴۰۹	۰.۶۸۲	-۰.۴۶%	-۰.۴۵۷	۰.۶۴۷
(-۱۰,۱۰)	-۰.۴۴%	-۰.۱۷۸	۰.۸۵۹	-۰.۴۸%	-۰.۲۲۹	۰.۸۱۹
(-۱۰,۱۵)	-۰.۳۰%	-۰.۳۲۹	۰.۷۴۲	-۰.۳۴%	-۰.۳۷۸	۰.۷۰۵
(-۵,۱)	-۰.۱۱%	-۰.۱۱۵	۰.۹۰۸	-۰.۱۵%	-۰.۱۶۴	۰.۸۶۹
(-۵,۵)	-۰.۶۶%	-۰.۷۹۲	۰.۴۲۸	-۰.۶۶%	-۰.۸۴۱	۰.۴۰۳
(-۱,۵)	-۰.۳۹%	-۰.۱۶۵	۰.۸۶۸	-۰.۴۴%	-۰.۲۱۷	۰.۸۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین سرمایه‌گذاران هیچ‌گونه وزنی به اهمیت نسبت $\frac{P}{B}$ به‌عنوان متغیر تأثیرگذار در عرضه‌های عمومی اولیه نداده‌اند نتایج بررسی اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه از منظر نسبت $\frac{P}{B}$ در پنجره رویدادهای متفاوت در جدول ۸ و جدول ۹ نشان داده شده است.

جدول ۸. اثر رقابتی عرضه اولیه شرکت‌های با نسبت P/B بالا

پنجره رویداد	عرضه‌های عمومی اولیه با نسبت P.B بالا (۱۱۸ عرضه اولیه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value
(-۱۰,۱)	-۰.۴۱%	-۰.۸۱۱	۰.۴۱۷	-۰.۴۴%	-۰.۸۱۵	۰.۴۱۵
(-۱۰,۵)	-۰.۰۳%	-۰.۰۱۶	۰.۹۸۷	-۰.۱۱%	-۰.۰۲۵	۰.۹۸۱
(-۱۰,۷)	-۰.۴۹%	-۰.۹۷۹	۰.۳۲۸	-۰.۵۵%	-۰.۹۸۰	۰.۳۲۷
(-۱۰,۱۰)	-۰.۱۵%	-۰.۱۸۸	۰.۸۵۱	-۰.۱۸%	-۰.۱۸۸	۰.۸۵۸
(-۱۰,۱۵)	-۰.۷۵%	-۱.۵۵۴	۰.۱۲۰	-۰.۷۸%	-۱.۵۶۲	۰.۱۱۸
(-۵,۱)	-۰.۴۱%	-۰.۹۳۹	۰.۳۴۸	-۰.۴۴%	-۰.۹۴۲	۰.۳۴۶
(-۵,۵)	-۰.۲۱%	-۰.۲۱۳	۰.۸۳۱	-۰.۲۸%	-۰.۲۱۹	۰.۸۲۶
(-۱,۵)	-۰.۲۶%	-۰.۳۷۸	۰.۷۰۵	-۰.۳۱%	-۰.۳۸۰	۰.۷۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به‌دست‌آمده بیانگر آن است که هرچند مقادیر به‌دست‌آمده برای CAAR در همه پنجره‌های رویداد مقادیر منفی هستند، ولی هیچ‌گونه تفاوت معنی‌دار با صفر ندارد.

جدول ۹. اثر رقابتی عرضه اولیه شرکت‌های با نسبت P/B بالا

پنجره رویداد	عرضه‌های عمومی اولیه با نسبت P.B بالا (۱۱۷ عرضه اولیه)					
	مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value
(-۱۰,۱)	-۰.۱۵%	-۰.۶۲۰	۰.۵۳۵	-۰.۱۷%	-۰.۹۲۱	۰.۳۵۷
(-۱۰,۵)	-۰.۰۲%	-۰.۰۶۸	۰.۹۴۵	-۰.۰۷%	-۰.۰۷۳	۰.۹۴۱
(-۱۰,۷)	-۰.۲۴%	-۰.۹۱۶	۰.۳۵۹	-۰.۲۸%	-۱.۱۱۷	۰.۲۶۴
(-۱۰,۱۰)	-۰.۰۶%	-۰.۱۳۵	۰.۸۹۲	-۰.۰۸%	-۰.۲۳۸	۰.۸۱۱
(-۱۰,۱۵)	-۰.۰۳%	-۰.۰۷۴	۰.۹۴۱	-۰.۱۰%	-۰.۱۷۵	۰.۸۶۱
(-۵,۱)	-۰.۰۶%	-۰.۰۴۴	۰.۹۶۴	-۰.۱۵%	-۰.۲۵۱	۰.۸۰۱
(-۵,۵)	-۰.۷۴%	-۱.۶۳۸	۰.۱۰۱	-۰.۸۰%	-۱.۷۴۸	۰.۰۸۰
(-۱,۵)	-۰.۰۲%	-۰.۰۶۷	۰.۹۴۶	-۰.۰۳%	-۰.۱۲۵	۰.۹۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

عرضه‌های اولیه بر اساس صنعت

برای بررسی اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در هر صنعت، تعداد ۸ صنعت که بیشترین عرضه‌های عمومی اولیه را در دوره زمانی مورد پژوهش داشته‌اند انتخاب و بزرگ‌ترین عرضه‌های عمومی اولیه در هر صنعت به‌عنوان یک رویداد مهم تعریف و سپس اثر رقابتی هرکدام از عرضه‌های عمومی اولیه در هر صنعت،

بر کل سهام حاضر در صنعت موردبررسی قرارگرفته است. بر اساس اطلاعات به‌دست‌آمده در جدول ۱۰ از میان ۸ صنعت موردبررسی، اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در صنایع شیمیایی، بانک و مؤسسات مالی، فلزات اساسی، سرمایه‌گذاری و فرآورده‌های نفتی در پنجره‌های رویداد (۵,۱-)، (۵,۵-) و (۱,۵-) مشهود بوده است و بازده سهام سایر شرکت‌های حاضر در صنعت، تحت تأثیر عرضه‌های بزرگ صنعت خود قرارگرفته‌اند. از سوی دیگر، اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در صنایع انبوه‌سازی و دارویی مشاهده نشد. همچنین بر اساس نتایج مدل GARCH اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در صنعت شیمایی و انبوه‌سازی در پنجره رویداد وسیع‌تر، یعنی ۱۰ روز قبل از رویداد شروع و تا ۷ روز بعد از آن ادامه داشته است.

نتیجه‌گیری و بحث

عرضه‌های عمومی اولیه به‌عنوان یک پدیده مهم در ادبیات مالی هستند که پژوهش‌های متعدد از جنبه‌های مختلف به مطالعه آن پرداخته‌اند. به دلیل اهمیت عرضه‌های عمومی اولیه در بازار سرمایه ایران و توجه ویژه سرمایه‌گذاران به این رویداد برای کسب بازدهی، در این پژوهش سعی شد تا از دیدگاه متفاوت، اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بر بازده کوتاه‌مدت سایر سهام موجود در بازار موردبررسی قرار گیرد. برای این منظور هر عرضه اولیه به‌عنوان یک رویداد اثرگذار بر بازده سهام موجود تعریف شده است و برای بررسی دقیق‌تر تأثیر عرضه‌های جدید، عرضه‌های اولیه اتفاق افتاده در بازار سرمایه ایران در گروه‌های مختلف بر اساس ویژگی‌های اندازه، صنعت، نسبت‌های P/E و B/M طبقه‌بندی شده است و سپس اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در هرکدام از طبقه‌ها با استفاده از روش رویداد پژوهشی و دو روش اندازه‌گیری بازده غیر نرمال (مدل بازار و مدل گارچ) موردبررسی قرارگرفته است. تأثیر عرضه‌های اولیه بر بازده سهام موجود در ۸ پنجره رویداد مختلف که حداکثر ۱۰ روز قبل و ۱۵ روز بعد از عرضه اولیه را در بر می‌گیرد، موردبررسی قرارگرفته است. تأثیر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه بر کل بازار و سهام انفرادی تنها در صورتی تائید می‌شود که عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ باشند یا نسبت P/E پایین داشته باشند. همچنین عرضه‌های عمومی اولیه بزرگ در برخی از صنایع نیز تأثیر منفی بر بازده سهام موجود در همان صنعت دارد. اثر رقابتی عرضه‌های اولیه در بازار سرمایه ایران، حداکثر پنج روز قبل از رویداد شروع و حداکثر تا پنج روز بعد ادامه داشته است. نتایج پژوهش همسو با نتایج پژوهش‌های بیکر و ورگلر (۲۰۰۰)، براون و لارین (۲۰۰۸) و هسو، رد و روچول (۲۰۱۱) و مغایر با نتایج پژوهش آخیگبه، بورده و وایت (۲۰۰۳) می‌باشد. در پژوهش‌های آتی می‌توان تأثیر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه را با اندازه‌گیری بازده غیر نرمال از طریق مدل‌های اقتصادی مانند مدل‌های چند عاملی موردبررسی قرار داد.

جدول ۱۰. اثر رقابتی عرضه‌های عمومی اولیه در صنایع مختلف

پنجره رویداد	شیمیایی - ۲۱ عرضه اولیه (۶ عرضه اولیه بزرگ)						بیمه و بازنشستگی - ۱۲ عرضه اولیه (۳ عرضه اولیه بزرگ)					
	مدل بازار			مدل GARCH			مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	AdjPatellZ	P-value	CAAR	AdjPatellZ	P-value	CAAR	AdjPatellZ	P-value	CAAR	AdjPatellZ	P-value
(۱۰,۱-)	-۰.۰۲۰%	-۰.۴۵	۰.۶۵	-۰.۱۹۰%	-۱.۲۵	۰.۲۱	-۰.۱۰۹%	-۲.۹۲۶	۰.***۰۰۳	-۰.۱۱%	-۲.۹۸۵	۰.***۰۰۳
(۱۰,۵-)	-۰.۱۷۰%	-۱.۳۸	۰.۲	-۰.۶۳۰%	-۳.۳۱	۰.***۰۰	۰.۰۸۱%	-۱.۸۷۲	۰.*۰۶۱	-۰.۰۸%	-۱.۹۳۴	۰.*۰۵۳

(-۱۰،۷)	-۰.۱۵۰%	-۰.۱۲	۰.۹۰	-۰.۵۵۰%	-۲.۸۳	۰.۰۰۰	-۰.۰۷۹%	-۱.۷۱۸	۰.۰۸۶	-۰.۰۸%	-۱.۷۸۱	۰.۰۷۵
(-۱۰،۱۰)	-۰.۰۶۰%	-۱.۱۴	۰.۲۵	-۰.۴۵۰%	-۲.۲۲	۰.۰۰۳	-۰.۰۶۸%	-۱.۳۹۰	۰.۱۶۵	-۰.۰۷%	-۱.۴۶۴	۰.۱۴۳
(-۱۰،۱۵)	-۰.۰۸۰%	-۱.۶۲	۰.۱۰	-۰.۵۴۰%	-۲.۷۹	۰.۰۰۱	-۰.۰۱۸%	-۰.۳۴۵	۰.۷۳۰	-۰.۰۲%	-۰.۴۲۶	۰.۶۷۰
(-۵،۱)	-۰.۰۶۰%	-۰.۹۹۸	۰.۳۲	-۰.۶۲۰%	-۲.۹۸	۰.۰۰۰	-۰.۰۶۱%	-۲.۱۳۵	۰.۰۰۳۳	-۰.۰۶%	-۲.۱۷۷	۰.۰۰۲۹
(-۵،۵)	-۰.۴۲۰%	-۳.۱۹	۰.۰۰۰	-۰.۴۲۰%	-۳.۱۹	۰.۰۰۰	-۰.۰۳۳%	-۰.۹۰۵	۰.۳۶۶	-۰.۰۳%	-۰.۹۵۱	۰.۳۴۲
(-۱،۵)	-۰.۴۸۰%	-۴.۲۶	۰.۰۰۰	-۰.۶۰۰%	-۴.۸۶	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۶%	-۰.۲۰۳	۰.۸۳۹	۰.۰۰%	-۰.۱۷۰	۰.۸۶۵
پنجره رویداد	بلک و مؤسسات مالی – ۱۲ عرضه اولیه (۵ عرضه اولیه بزرگ)						فلزات اساسی – ۱۱ عرضه اولیه (۴ عرضه اولیه بزرگ)					
(-۱۰،۱)	-۰.۰۳۹%	-۰.۵۳	۰.۵۹	-۰.۰۷۲%	-۰.۵۷	۰.۵۷	-۰.۴۹۸%	-۰.۶۲۰	۰.۵۳۵	-۰.۵۶%	-۰.۷۶۱	۰.۴۴۷
(-۱۰،۵)	-۰.۲۳۷%	-۰.۷۹	۰.۴۳	-۰.۲۸۷%	-۰.۸۱	۰.۴۲	-۰.۶۰۸%	-۰.۹۱۱	۰.۵۴۳	-۰.۶۴%	-۰.۹۷۸	۰.۳۲۸
(-۱۰،۷)	-۰.۲۲۳%	-۰.۷۰	۰.۴۸	-۰.۲۳۰%	-۰.۷۱	۰.۴۸	-۰.۷۱۶%	-۰.۸۴۰	۰.۴۷۴	-۰.۷۸%	-۰.۹۵۵	۰.۳۴۰
(-۱۰،۱۰)	-۰.۱۱۶%	-۰.۶۵	۰.۵۲	-۰.۲۰۲%	-۰.۷۴	۰.۴۶	-۰.۱۷۱%	-۰.۲۶۹	۰.۷۱۲	-۰.۲۳%	-۰.۸۱۱	۰.۴۱۷
(-۱۰،۱۵)	-۰.۰۹۸%	-۰.۲۳	۰.۷۴	-۰.۱۲۵%	-۰.۳۷	۰.۷۱	-۰.۶۹۴%	-۰.۷۷۹	۰.۴۳۶	-۰.۷۵%	-۰.۴۹۲	۰.۶۲۳
(-۵،۱)	-۰.۱۵۰%	-۰.۴۵	۰.۶۵	-۰.۱۶۹%	-۰.۵۵	۰.۵۸	-۰.۹۷۶%	-۱.۹۶۰	۰.۰۵	-۱.۰۷%	-۰.۹۶	۰.۰۰۳۶
(-۵،۵)	-۰.۵۱۶%	-۲.۱۷	۰.۰۰۳	-۰.۵۳۰%	-۲.۱۹	۰.۰۰۳	-۱.۱۳۷%	-۲.۹۱۹	۰.۰۰۰۴	-۱.۲۳%	-۳.۰۸۷	۰.۰۰۰۲
(-۱،۵)	-۰.۴۹۳%	-۱.۹۷	۰.۰۵	-۰.۵۸۵%	-۱.۹۸	۰.۰۵	-۱.۲۲۰%	-۲.۵۹۷	۰.۰۰۰۰۹	-۱.۴۲%	-۲.۷۳۳	۰.۰۰۰۰۶
پنجره رویداد	لیزینگ – ۱۰ عرضه اولیه (۳ عرضه اولیه بزرگ)						دارویی – ۱۰ عرضه اولیه (۳ عرضه اولیه بزرگ)					
	مدل بازار			مدل GARCH			مدل بازار			مدل GARCH		
	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value	CAAR	Adj Patell Z	P-value
(-۱۰،۱)	-۰.۱۸۹%	-۰.۳۳	۰.۷۵	-۰.۲۶۱%	-۰.۳۹	۰.۷۲	-۰.۱۴۴%	-۰.۴۰۲	۰.۶۸۸	-۰.۱۶%	-۰.۴۸۰	۰.۶۲۶
(-۱۰،۵)	-۰.۰۹۵%	-۰.۱۶	۰.۸۷	-۰.۱۸۹%	-۰.۲۴	۰.۸۰	-۰.۱۶۵%	-۰.۲۴۲	۰.۸۰۸	-۰.۲۸%	-۰.۲۶۴	۰.۸۰۳
(-۱۰،۷)	-۰.۱۵۸%	-۰.۲۹	۰.۷۷	-۰.۱۷۰%	-۰.۳۳	۰.۷۳	-۰.۱۱۶%	-۰.۳۸۲	۰.۷۰۲	-۰.۲۷%	-۰.۳۹۰	۰.۶۹۳
(-۱۰،۱۰)	-۰.۱۶۴%	-۰.۳۲	۰.۷۵	-۰.۲۰۵%	-۰.۳۵	۰.۷۲	-۰.۱۰۰%	-۰.۴۱۲	۰.۶۸۰	-۰.۱۱%	-۰.۴۱۷	۰.۶۲۲
(-۱۰،۱۵)	-۰.۰۲۲%	-۰.۱۰	۰.۹۲	-۰.۰۹۵%	-۰.۱۳	۰.۸۷	-۰.۰۹۴%	-۰.۲۱۲	۰.۸۳۲	-۰.۲۲%	-۰.۲۶۱	۰.۷۷۲
(-۵،۱)	-۰.۱۱۲%	-۰.۲۶	۰.۸۰	-۰.۱۳۴%	-۰.۳۴	۰.۷۸	-۰.۱۰۲%	-۰.۳۶۳	۰.۷۱۷	-۰.۲۷%	-۰.۴۳۰	۰.۷۰۸
(-۵،۵)	-۰.۲۲۸%	-۰.۷۰	۰.۴۹	-۰.۲۹۷%	-۰.۷۵	۰.۴۷	-۰.۱۷۳%	-۰.۸۳۹	۰.۴۰۱	-۱.۱۲%	-۰.۹۳۴	۰.۳۷۰
(-۱،۵)	-۰.۱۹۴%	-۰.۵۹	۰.۵۶	-۰.۲۵۲%	-۰.۶۷	۰.۵۵	-۰.۲۲۲%	-۰.۷۲۶	۰.۴۶۸	-۰.۳۱%	-۰.۸۲۶	۰.۴۲۱
پنجره رویداد	سرمایه‌گذاری – ۹ عرضه اولیه (۴ عرضه اولیه بزرگ)						فراورده‌های نفتی – ۹ عرضه اولیه (۳ عرضه اولیه بزرگ)					
(-۱۰،۱)	-۰.۲۲۸%	-۰.۷۰	۰.۴۸	-۰.۴۸۶%	-۰.۷۶	۰.۴۵	-۰.۴۵۶%	-۰.۶۲۷	۰.۸۳۱	-۰.۴۶%	-۰.۷۰۹	۰.۴۷۸
(-۱۰،۵)	-۰.۹۱۶%	-۰.۸۷	۰.۳۸	-۱.۰۳۰%	-۰.۸۹	۰.۳۷	-۰.۹۲۵%	-۰.۹۱۳	۰.۲۶۱	۰.۵۷%	-۰.۹۷۰	۰.۳۲۲
(-۱۰،۷)	-۰.۷۹۸%	-۰.۸۳	۰.۴۱	-۰.۸۳۴%	-۰.۸۶	۰.۳۹	-۰.۷۱۷%	-۰.۸۴۶	۰.۳۹۸	-۰.۹۴%	-۰.۹۱۳	۰.۲۶۱
(-۱۰،۱۰)	-۰.۷۸۴%	-۰.۸۰	۰.۴۳	-۰.۹۱۴%	-۰.۸۹	۰.۳۷	-۰.۲۴۹%	-۰.۷۸۴	۰.۴۱۳	-۰.۹۴%	-۰.۸۹۰	۰.۲۷۳
(-۱۰،۱۵)	-۰.۳۵۱%	-۰.۴۱	۰.۶۸	-۰.۴۲۲%	-۰.۴۲	۰.۶۸	-۰.۴۳۵%	-۰.۳۷۶	۰.۷۰۷	-۰.۹۶%	-۰.۴۶۲	۰.۶۴۴
(-۵،۱)	-۰.۳۰۵%	-۰.۴۷	۰.۶۴	-۰.۴۷۰%	-۰.۴۸	۰.۶۳	-۰.۸۷۷%	-۰.۶۰۵	۰.۵۴۵	-۱.۸۱%	-۰.۶۱۶	۰.۵۳۸
(-۵،۵)	-۱.۱۸۵%	-۲.۸۷	۰.۰۰۰	-۱.۲۲۷%	-۲.۹۳	۰.۰۰۰	-۱.۲۱۵%	-۲.۹۲۰	۰.۰۰۰۴	-۱.۵۱%	-۲.۹۸۰	۰.۰۰۰۰۳
(-۱،۵)	-۱.۰۶۵%	-۱.۸۵	۰.۰۶	-۱.۲۲۹%	-۱.۸۹	۰.۰۶	-۱.۲۲۷%	-۲.۶۰۴	۰.۰۰۰۹	-۱.۷۸%	-۲.۶۶۵	۰.۰۰۰۰۸

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

خلیلی عراقی، مریم و اســـماعیلی، بهمن.(۱۳۹۲). **بررســـی تأثیر عوامل مؤثر بر بیش واکنشـــی کوتاه‌مدت در عرضـــه اولیه ســـهام (IPO) بورس اوراق بهادار تهران**، *دانش سرمایه‌گذاری*، (۱۱)۳، صص. ۶۴-۴۷.

ر ضازاده، الهه و فلاح شمس، میرفیض.(۱۳۹۲). **اثر تمایلی زیان گریزی سرمایه‌گذاران بر اساس حجم معاملات IPOدر بورس اوراق بهادار تهران**، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱(۱۷)، صص. ۷۵-۸۶.

مهرانی، سا سان؛ محمدر ضا ع سگری، آرش تحریری و حمیدر ضا گنجی.(۲۰۱۰). **برر سی وجود بازده غیرعادی در سهام عر ضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران در شـــرایط وجود و نبود حباب قیمتی و تعیین عوامل مؤثر بر آن**، *فصـــلنامه بورس اوراق بهـــــادار*، ۲(۸)، صص. ۱۱۵-۱۳۲.

صادقی شریف، سیدجلال و اکبرا... سادات، سید محمد.(۱۳۹۱). **برر سی تأثیر مدیریت سود بر بازدهی بلندمدت عر ضه‌های عمومی اولیه با ا ستفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران**، *تحقیقات مالی*، ۱۳(۳۲)، صص. ۵۷-۷۲.

فدائی نژاد، محمد ا سماعیل و چاو شی، بهنام. (۱۳۸۷). **برر سی رابطه سرد و گرم بودن بازار سرمایه با بازدهی کوتاه‌مدت عر ضه‌های عمومی اولیه سهام**، *ف صلنامه بورس اوراق بهادار*، (۱۶)۱، *صص.* ۱۳۳-۱۶۶.

قالیباف اصـــل، حســـن؛ صـــادقی دمنه، رحیم و کلانتری دهقی، مهدیه.(۱۳۹۱). **رابطه قیمت‌گذاری کمتر از حد و نقدشوندگی سهام بعد از عر ضه عمومی اولیه در شرکت‌های

پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۳(۱۵)، صص. ۱۳-۲۹.

کرمی فخرآبادی، مهران؛ تاتایی، پیمان، سهرابی عراقی، محسن و بولو، قاسم.(۱۳۹۲). **مقایسه بازدهی کوتاه و بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه شرکت‌های مشمول واگذاری سیا ست‌های ا صل ۴۴ قانون ا سا سی با سایر عر ضه‌های عمومی اولیه و بازدهی بازار،** *مدیریت دارایی و تأمین مالی*. (۱۹)۲. صص.۱۰۲-۸۷.

گرکز، منصور؛ وکیلی فرد، حمیدرضا و یمرعلی، اکتای.(۱۳۹۰). **شناسایی عوامل مؤثر بر بازده غیرعادی در عرضه‌های عمومی اولیه سهام شرکت‌های جدیدالورود در بورس اوراق بهادار تهران،** *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۴(۱۲)، صص. ۵۳-۶۹.

نادری، شیرزاد، اسپوکه، جلال.(۱۳۹۵). **شنا سایی عوامل مؤثر بر عر ضه زیر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران،** *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۹(۳۱)، صص. ۹۷-۱۰۹

Akhigbe, A. Borde, S. F. & Whyte, A. M. (۲۰۰۳). **Does an industry effect exist for initial public offerings?** *Financial Review*. (۴)۳۸, pp.۵۳۱-۵۵۱

Baker, M. & Wurgler, J. (۲۰۰۰). **The equity shares in new issues and aggregate stock returns.** *The Journal of Finance*, (۵)۵۵, pp.۲۲۱۹-۲۲۵۷.

Black, B. S. & Gilson, R. J. (۱۹۹۸). **Venture capital and the structure of capital markets: banks versus stock markets۱**. *Journal of financial economics*. (۳)۴۷, pp.۲۴۳-۲۷۷.

Bollerslev. T. (۱۹۸۶). **Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity.** *Journal of econometrics*. (۳)۳۱, pp. ۳۰۷-۳۲۷.

Braun, M. & Larrain, B. (۲۰۰۸). **Do IPOs affect the prices of other stocks? Evidence from emerging markets**. *The Review of Financial Studies*, (۴)۲۲, pp.۱۵۴-۱۵۰۵.

Campbell, J. Y. Lo, A. W. & MacKinlay, A. C. (۱۹۹۷). **The econometrics of financial markets** (Vol. ۲, pp.۱۸۰-۱۴۹). Princeton, NJ: Princeton University press.

Chan, S. H. Chen, J. and Wang, K. (۲۰۱۹), **Does A Firm's Entry or Exit Affect Competitors' Value?** Evidence from the REIT Industry. *Real Estate Economics*, ۴۷. pp.۲۱۴-۲۶۲.

Cochrane, J. F. Longstaff, and P. Santa-Clara. ۲۰۰۷. **Two Trees: Asset Price Dynamics Induced by Market Clearing**. *Review of Financial Studies*. forthcoming.

Cox, J. C. Ingersoll Jr, J. E. & Ross, S. A. (۱۹۸۵). **An intertemporal general equilibrium model of asset prices**. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.۳۶۳-۳۸۴.

Fadai Nezhad, ME. Chavoshi, B. (۲۰۰۷). **Investigate the relationship between the cold and warm capital market and the short-term returns of IPO**. *Journal of Stock Exchange*, No.۱. pp.۱۳۳-۱۶۶. (in Persian)

Gargaz, M. Vakili Fard, H.R. Oktay, Y. (۲۰۱۱). **Identification of factors affecting the abnormal returns in the IPO of shares in new stock companies in Tehran Stock Exchange**. *Journal of Financial knowledge of securities analysis*, (۱۲)۴. pp.۵۳-۶۹. (in Persian)

Ghalibaf asl, H. Sadeghi Damne, R. Kalantari Dehghi, M. (۲۰۱۲). **The relationship between lower pricing and liquidity of stocks after the initial public offering in companies admitted to Tehran Stock Exchange**. *Journal of Financial knowledge of securities analysis*. (۱۵)۳. pp.۱۳-۲۹. (in Persian)

Hsu, H. C. Reed, A. V. & Rocholl, J. (۲۰۱۱). **The new game in town: Competitive effects of IPOs**. *The Journal of Finance*, (۲)۶۵, pp.۴۹۵-۵۲۸.

Karami Fakhr Abadi, M. Tatai, P. Sohrbi Araghi, M. and Bolu, Gh.(۲۰۱۳) **Comparison of the short and long term yields of the IPO of companies subject to the constitutionality of Article ۴۴ of the Constitution with other basic public offerings and market returns.** *Journal of Asset management and financing*, ۱(۲). pp.۸۷-۱۰۲ (in Persian)

Khalili araghi, M. Esmaili, B. (۲۰۱۳). **Investigating the effect of factors affecting more short-term response in IPO Tehran stock exchange**. *Journal of Investment knowledge*, (۱۱)۳, pp.۶۴-۴۷.(in Persian)

Kolari, J. W. & Pynnonen, S. (۲۰۱۱). **Nonparametric rank tests for event studies**. *Journal of Empirical Finance*, (۵)۱۸, pp.۹۷۱-۹۵۳

Kolari. J. W. and S. Pynnonen (۲۰۱۱). **Nonparametric rank tests for event studies.** *Journal of Empirical Finance*, (۵)۱۸, pp.۹۷۱-۹۵۳.

Kothari. S. and J. Warner (۲۰۰۷). Econometrics of event studies. Handbook of empirical corporate finance. ۳۶-۳ :۱.

Li, l. Sun, Q. and Tian, S. (۲۰۱۸), **the impact of IPO approval on the price of existing stocks: Evidence from China**. *Journal of corporate finance*, ۵۰, pp.۱۰۹-۱۲۷.

Lucas Jr, R. E. (۱۹۷۸). **Asset prices in an exchange economy**. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.۱۴۲۹-۱۴۴۵.

Maksimovic, V. & Pichler, P. (۲۰۰۱). **Technological innovation and initial public offerings**. *The Review of Financial Studies*, (۲)۱۴, pp.۴۵۹-۴۹۴.

Mehrani, S. Asgari, MR. Tahriri, A. (۲۰۱۰). **Investigation of abnormal returns on the stock market in the Tehran Stock Exchange in the presence and absence of price bubbles and determining the factors affecting it**. *Journal of Stock Exchange*, (۸)۲. pp.۱۱۵-۱۳۲. (in Persian)

Naderi, Sh. Espoke, J. (۲۰۱۶). **Identification of effective factors on the supply of stock prices of listed companies in Tehran Stock Exchange**. *Journal of Financial knowledge of securities analysis*, (۳۱)۹. pp.۹۷-۱۰۹. (in Persian)

Nelson. D. B. (۱۹۹۱). **Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica,** *Journal of the Econometric Society*, pp.۳۴۷-۳۷۰.

Pagano, M. Panetta, F. & Zingales, L. (۱۹۹۸). **Why do companies go public? An empirical analysis**. *The Journal of Finance*, (۱)۵۳, pp.۶۴-۲۷.

Patell, J. M. (۱۹۷۶). **Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical test**. *Journal of accounting research*, pp.۲۴۶-۲۷۶.

Reza Zadeh, E. Falah Shams, M. (۲۰۱۳). **The Likely risk of investors' losses based on the volume of IPO transactions in the Tehran stock exchange**. *Journal of Financial knowledge of securities analysis*, (۱۷)۱, pp.۸۶-۷۵. (in Persian)

Ritter, J. R. & Welch, I. (۲۰۰۲). **A review of IPO activity, pricing, and allocations**. *The journal of Finance*, (۴)۵۷, pp.۱۸۲۸-۱۷۹۵.

Sadeghi Sharif, SJ. Akbar Sadat, SM. (۲۰۱۲). **The effect of earnings management on long-term output of IPO using fama & franch's model in Tehran stock exchange**. *Journal of Financial research*. (۳۲)۱۳, pp.۷۲-۵۷. (in Persian)

Scholes, M. & Williams, J. (۱۹۷۷). **Estimating betas from nonsynchronous data.** *Journal of financial economics*, (۳)۵, pp.۳۲۷-۳۰۹.

Scholes. M. and J. Williams (۱۹۷۷). **Estimating betas from nonsynchronous data**. *Journal of financial economics*. (۳)۵, pp.۳۲۷-۳۰۹.

Schultz, P. & Zaman, M. (۲۰۰۱). **Do the individuals closest to internet firms believe they are overvalued?** *Journal of Financial Economics*, (۳)۵۹, pp.۳۸۱-۳۴۷.

Shi, S. Sun, Q. & Zhang, X. (۲۰۱۸). **Do IPOs affect market price? Evidence from China**. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, ۵۳(۳), pp.۱۳۹۱-۱۴۱۶.

Strong. N. (۱۹۹۲). **Modelling abnormal returns: a review article**. *Journal of Business Finance & Accounting*. (۴)۱۹:۵۵۳-۵۳۳.

Zingales, L. (۱۹۹۵). **Insider ownership and the decision to go public**. *The review of economic studies*, (۳)۶۲, pp.۴۴۸-۴۲۵.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۱۳۲-۱۱۵

پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در فرابورس و بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ماشین بردار پشتیبان[1]

محمد نمازی[2] و شهلا ابراهیمی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۱۷

چکیده

هدف این مقاله، پیش‌بینی درماندگی مالی قریب‌الوقوع شرکت‌های پذیرفته شده در فرابورس و بورس اوراق بهادار با استفاده از دامنه گسترده‌ای از ویژگی‌ها از جمله متغیرهای حسابداری تعهدی، حسابداری نقدی، بازار سهام، مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی و شاخص‌های اقتصاد کلان است. نمونه نهایی شامل ۴۲۱ شرکت و در نتیجه، ۳۶۷۰ شرکت-سال مشاهده است. سپس، داده آماده شده با استفاده از نسبت ۷۰ به ۳۰ به مجموعه داده آموزشی و آزمایشی تفکیک شد.

در این پژوهش، تکنیک‌های پیش پردازش داده یادگیری ماشین نظیر استانداردسازی نمره Z ، وان-هات انکدینگ، اعتبارسنجی متقابل K لایه طبقه‌ای، همراه با مهندسی ویژگی برای بهبود عملکرد طبقه‌بندی کننده بکار گرفته شدند. روش اعتبارسنجی متقابل ۵ لایه طبقه‌ای با برای برآورد عملکرد پیش‌بینی مدل طی مرحله آموزش استفاده شد. طی مرحله آموزش، میزان‌سازی آبرپارامتر مدل با استفاده از جستجوی شبکه‌ای انجام شد. افزون بر این، رویکرد فرایادگیری حساس به هزینه همراه با معیار مختص مسائل نامتوازن یعنی نمره F1 برای غلبه بر مسئله نامتوازنی افراطی کلاس‌ها استفاده شده است.

بر اساس نتایج تجربی، مدل ماشین بردار پشتیبان به نمره F1، ضریب همبستگی متیوز، فراخوانی و دقتی به ترتیب برابر با ۵۵٪، ۵۶٪، ۷۸٪ و ۴۳٪ بر روی مجموعه آموزشی دست یافت. سرانجام، مدل پیشنهادی بر روی مجموعه آزمایشی کنار گذاشته شده آزمون شد که به نمره F1، ضریب همبستگی متیوز، فراخوانی و دقتی به ترتیب برابر با ۵۰٪، ۵۰٪، ۶۸٪ و ۴۰٪ بر روی مجموعه آزمایشی منجر شد.

واژگان کلیدی: پیش‌بینی درماندگی مالی، ماشین بردار پشتیبان، یادگیری ماشین، داده‌کاوی، بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی موضوعی: G۳۳، G۳۸، G۳۴، E۴۴، C۱۹، M۴۰.

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۵۹۷۳,۲۰۷۷

۲. استاد حسابداری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. **Email:** mnamazi@rose.shirazu.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. نویسنده مسئول، **Email:** shebrahimi_۳۶۲۲@yahoo.com

مقدمه

ورشکستگی شرکت در چهار مرحله رخ می‌دهد. مرحله ۱، نهفتگی وضعیت مالی شرکت است. در مرحله ۲، مدیریت از درماندگی مالی شرکت، معمولاً تحت عنوان تنگدستی مالی، آگاه می‌شود. مرحله ۳، ناتوانی مالی در پرداخت است که طی آن، شرکت وجوه کافی برای ایفای تعهدات مالی خود ندارد. سرانجام، در مرحله ۴، ناتوانی مالی تأیید می‌شود. ورشکستگی شرکت طبق رأی دادگاه مبنی بر الزام فروش دارایی‌های آن جهت پرداخت به بستانکاران، رسمیت می‌یابد؛ بنابراین، درماندگی مالی متفاوت از ورشکستگی است. درماندگی مالی زمانی رخ می‌دهد که شرکت به دلیل کاهش عملیات کاری خود، دارایی‌های غیر نقد و هزینه‌های ثابت زیاد نتواند تعهدات مالی خود را ایفا کند. برعکس، ورشکستگی مرحله نهایی است که در آن، شرکت‌ها کسب‌وکار را به دلیل درماندگی مالی، متوقف می‌کنند. در برخی موارد، درماندگی مالی را می‌توان قبل از رسیدن شرکت به ناتوانی مالی کشف کرد؛ بنابراین، درماندگی مالی همیشه تا ورشکستگی پیش نمی‌رود (نینه و همکاران[۱]، ۲۰۱۸).

شکست شرکت مستلزم زیان قابل‌توجهی به تمامی ذینفعان است و قطعاً ارزش شرکت را از بین می‌برد و عواقب طولانی برای ثروت عرضه‌کنندگان سرمایه، مدیریت و کارکنان خواهد داشت. عرضه‌کنندگان سرمایه احتمالاً سرمایه‌گذاری خود را از دست می‌دهند، مدیریت احتمالاً سمت و شهرت خود را از دست می‌دهد و سرانجام، کارکنان نیز احتمالاً شغلشان را از دست می‌دهند. با این وجود، درجه تأثیر منفی شکست شرکت بر تمامی گروه‌های ذینفع به اثربخشی استراتژی‌های تغییر اتخاذ شده جهت فرار از رویداد شکست بستگی دارد. همچنین، این درجه به‌شدت رویداد شکست نظیر سود انباشته منفی، عدم پرداخت سود سهام ممتاز، قصور در پرداخت بهره/اصل وام، مذاکره مجدد وام، انحلال رسمی و دادخواست ورشکستگی بستگی دارد (سانتراروک[۲]، ۲۰۰۹).

ازاین‌رو، هدف این پژوهش، ارائه هشدار زودهنگام درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های مبتنی بر ترازنامه و صورت سود (زیان)، صورت گردش وجوه نقد، بازار سهام و نقد شوندگی، حاکمیت شرکتی و متغیرهای کلان اقتصادی به ذینفعان است تا آن‌ها بتوانند اقدامات مقتضی جهت پیشگیری از درماندگی مالی و همچنین، کاهش هزینه‌ها و زیان‌های ناشی از درماندگی مالی انجام دهند.

مبانی نظری

در واقع، شکست شرکت به‌صورت مکرر رخ نمی‌دهد. با این وجود، هنگامی‌که رخ می‌دهد، بازار سقوط می‌کند. ازاین‌رو، هشدار زودهنگام شکست قریب‌الوقوع، برای پیش‌بینی صحیح و سریع شکست شرکت ضروری است. این امر گروه‌های ذینفع متعددی نظیر سرمایه‌گذاران، بستانکاران، مدیران، حسابرسان و

---

۱. Ninh et al.
۲. Suntraruk

مقامات دولتی را قادر می‌سازد تا اقدام‌های پیشگیرانه یا اصلاحی جهت اجتناب از شکست انجام دهند یا زیان بالقوه‌ای که رخ خواهد داد را کاهش دهند؛ بنابراین، نیاز به ارائه مدل مناسبی برای پیش‌بینی شکست است. این مدل باید علل احتمالی شکست شرکت را انباشته کند؛ اما عللی که شرکت‌ها را به شکست سوق می‌دهد، بسیار متفاوت است. یک علت احتمالی شکست، هدایت نادرست شرکت است که می‌تواند از طریق نسبت‌های مالی شرکت‌ها مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد. از دهه ۱۹۶۰، پژوهش‌های متعددی صرفاً به بررسی نسبت‌های مالی به‌عنوان شاخص‌های شکست پرداخته‌اند؛ بنابراین، تجزیه‌وتحلیل نسبت، مبنایی برای تصحیح و توسعه مدل‌های پیش‌بینی شکست است (سانتاروک، ۲۰۰۹). تا اواسط دهه ۱۹۸۰، بیشتر پژوهش‌های ورشکستگی از نسبت‌های ترازنامه و صورت سود (زیان) بر مبنای تعهدی یا نسبت‌های صورت جریان وجوه استفاده می‌کردند که وجوه را به‌عنوان سرمایه در گردش تعریف می‌کرد. تعریف وجوه به‌عنوان وجه نقد در صورت جریان وجوه نقد باعث شد که پژوهشگران متغیرهای جریان نقدی را نیز به مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی بیفزایند (واهلن و همکاران[۱]، ۲۰۱۰).

با این وجود، محدودیت‌های ذاتی در داده‌های صورت‌های مالی مبتنی بر میثاق‌های اصول پذیرفته شده حسابداری وجود دارد. برخی از این محدودیت‌های بالقوه عبارت‌اند از: ۱) بسیاری از اقلام صورت‌های مالی بر مبنای بهای تمام شده تاریخی هستند که ممکن است بیانگر جریان نقدی آتی مورد انتظار یا ارزش های بازار کنونی نباشند؛ بنابراین، بهای تمام شده تاریخی ممکن است برای ارزیابی درماندگی مالی مربوط نباشد. ۲) بسیاری از دارایی‌ها به‌ویژه دارایی‌های نامشهود نظیر تحقیق و توسعه در ترازنامه منعکس نمی شوند بلکه در سال وقوع مخارج به حساب هزینه منظور می‌شوند. صورت‌های مالی هیچ معیار سنجش مستقیمی از نوسان بهای تمام شده تاریخی ارائه نمی‌کنند چه برسد به ارائه معیارهای سنجشی از نوسان آتی مورد انتظار. با این وجود به نظر می‌رسد که نوسان موضوع مهمی باشد. ۴) برعکس سایر منابع بالقوه اطلاعات که به‌صورت روزانه ارائه می‌شوند، صورت‌های مالی صرفاً فصلی ارائه می‌شوند. ۵) برخی از سایر منابع اطلاعاتی (نظیر پیش‌بینی‌های مدیریت) آینده‌نگرتر هستند. ۶) مبالغ صورت‌های مالی به‌صورت ذاتی ذهنی و ازاین‌رو، در معرض خطای برآورد و رفتارهای بالقوه اختیاری هستند. ۷) صورت‌های مالی تشکیل دهنده تنها بخشی از کل ترکیب اطلاعاتی هستند که در دسترس استفاده‌کننده است. علی‌رغم استفاده گسترده از نسبت‌های صورت‌های مالی، این محدودیت‌های بالقوه منجر به تردید قابل‌توجهی پیرامون توانایی پیش‌بینی آن‌ها می‌شود (بیور و همکاران[۲]، ۲۰۱۰). ازاین‌رو، رویکرد دیگری برای ارزیابی درماندگی مالی به‌کارگیری متغیرهای مبتنی بر ارزش بازار است.

علت عمده دیگری برای شکست شرکت با توجه به رسوایی‌های مالی پیشین، احتمالاً مدیریت نامناسب شرکت است که پیامد تصمیم‌های مدیریتی است که به میزان زیادی نشان‌دهنده رفتارهای خودخواهانه است. به گونه کلی، اقدام مدیریت را می‌توان از طریق رویه‌های حاکمیت شرکتی شرکت بررسی نمود. برای نمونه، شکست انرون در سال ۲۰۰۱ به علت مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی ضعیفی بود که فرصت ارتکاب

---

۱. Wahlen et al.
۲. Beaver et al.

تقلب را در برای مدیران اجرایی شرکت فراهم کرد. وردکام نیز اذعان کرده است که سودش در معرض مدیریت سود بوده است که نشان‌دهنده مشکلات عدم رعایت قانون در حسابداری و فقدان سیستم نظارتی خوب است (سانتاروک، ۲۰۰۹).

علت دیگری برای شکست کسب‌وکار شرکت را می‌توان اقتصاد کلان در نظر گرفت. بسیاری از اقتصاددان‌ها بر این باورند که پدیده‌های اقتصاد کلان نظیر: سیاست پولی انقباض، نرخ بهره زیاد، وضعیت اقتصاد و تورم زیاد با شکست شرکت‌ها در ارتباط هستند. اگرچه تأثیر شرایط اقتصاد کلان بر شکست شرکت در مقایسه با تحلیل نسبت‌ها یا حاکمیت شرکتی چندان مورد بررسی قرار نگرفته است، اما احتمالاً عوامل اقتصادی می‌توانند بر شکست شرکت تأثیر بگذارند (سانتاروک، ۲۰۰۹).

مروری بر پیشینه پژوهش

منصورفر و همکاران (۱۳۹۴) با به‌کارگیری ماشین بردار پشتیبان به پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نمونه مورد بررسی آن‌ها شامل ۵۹ شرکت درمانده و ۵۹ شرکت غیردرمانده طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۰ بود. یافته‌های آن‌ها بیانگر این است که صحت مدل ماشین بردار پشتیبان با تابع چندجمله‌ای در مقایسه با مدل ماشین بردار پشتیبان با سایر توابع، بیشتر است.

فلاح پور و همکاران (۱۳۹۷) به ارائه مدلی برای پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ترکیب ماشین بردار پشتیبان با انتخاب ویژگی متوالی پیشرو شناور پرداختند. نمونه مورد بررسی آن‌ها شامل ۹۰ شرکت درمانده و ۹۰ شرکت سالم طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۵ است. نتایج آن‌ها بیانگر این است که صحت مدل ماشین بردار پشتیبان با انتخاب ویژگی متوالی پیشرو شناور به گونه معناداری بیشتر از صحت مدل ماشین بردار پشتیبان با انتخاب ویژگی پیشرو متوالی، مدل ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون لجستیک است.

مندس و همکاران[۱] (۲۰۱۴) به جای حذف یا جایگزینی داده‌های ناسازگار (برای نمونه، عدم برابری کل دارایی‌ها (بدهی‌ها) با مجموع دارایی‌های (بدهی‌های) جاری و غیرجاری، عدم برابری کل دارایی‌ها با مجموع کل بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام، عدم برابری سود خالص با مجموع کل درآمدها و کل هزینه‌ها، کمتر بودن کل دارایی‌ها از حقوق صاحبان سهام، منفی بودن مانده حساب دارایی‌های (بدهی‌های) جاری، دارایی‌های (بدهی‌های) غیرجاری یا سرمایه سهام و غیره)، آن را در قالب یک متغیر دامی همراه با سایر نسبت‌های مالی به‌عنوان ورودی ۱۶ الگوریتم طبقه‌بندی استفاده کردند. نمونه مورد بررسی آن‌ها سه مجموعه داده برگرفته از ۲۰۳۳ سازمان حفظ سلامت برزیل طی دوره ۷ ساله از ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۷ بود. نتایج آن‌ها بیانگر این است که متغیر داده ناسازگار موجب بهبود معناداری در صحت طبقه‌بندی الگوریتم‌ها می‌شود. به بیان دقیق‌تر، این متغیر موجب کاهش طبقه‌بندی شرکت‌های درمانده مالی به‌عنوان شرکت سالم شده و همچنین، نرخ کل خطای برآوردی را نیز کاهش می‌دهد.

---

۱. Mendes et al.

نینه و همکاران[1] (۲۰۱۸) به ارائه مدلی برای پیش‌بینی درماندگی مالی ۸۰۰ شرکت پذیرفته شده در بورس سهام ویتنام طی دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۶، در مجموع ۶۷۳۶ مشاهده شامل ۵۱۶۱ مشاهده غیردرمانده و ۱۵۷۵ مشاهده درمانده مالی پرداختند. یافته‌های آن‌ها با استفاده از رگرسیون لجستیک بیانگر این است که عملکرد مدل پیش‌بینی حاوی متغیرهای حسابداری و اقتصاد کلان بهتر از عملکرد مدل حاوی متغیرهای بازار و اقتصاد کلان است.

متین و همکاران[2] (۲۰۱۹) با به‌کارگیری یادگیری عمیق قسمت‌های متنی مندرج در گزارش‌های سالانه به پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های دانمارکی پرداختند. نمونه مورد بررسی آن‌ها متشکل از ۲۷۸۰۴۷ شرکت-سال طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۱۳ و ویژگی‌های مورداستفاده برای پیش‌بینی درماندگی شامل ۵۰ متغیر مالی عددی و متغیرهای متنی از جمله گزارش حسابرس و اظهارات مدیریت بود. مدل شبکه عصبی بازگشتی پیچشی[3] آن‌ها بیانگر این است که به‌ویژه، در شرکت‌های بزرگ، داده‌های ساختار نیافته موجب ارتقای عملکرد پیش‌بینی درماندگی می‌شود. همچنین، یافته‌های آن‌ها حاکی از این است که گزارش‌های حسابرسی در مقایسه با اظهارات مدیریت، حاوی اطلاعات بیشتری است و مدل حاوی گزارش حسابرسی همراه با اظهارات مدیریت در مقایسه با مدل حاوی گزارش حسابرسی صرف، دارای برتری نیست.

این پژوهش از شش جهت عمده متفاوت از پژوهش‌های پیشین است: نخست، بسیاری از پژوهش‌های پیشین از روش نمونه‌گیری تطبیقی استفاده کرده‌اند که منجر به مشکل برآورد کننده‌ها و احتمالات ورشکستگی جانب‌دارانه می‌شود. نمونه تصادفی بزرگی از شرکت‌های غیر ورشکسته استفاده شده است تا نسبت شرکت‌های ورشکسته به غیر ورشکسته تقریبی از نسبت جامعه باشد. دوم، متغیرهای پیش‌بینی کننده متعددی از جمله، نسبت‌های مالی برگرفته از ترازنامه و صورت سود (زیان)، اطلاعات جریان وجوه نقد، متغیرهای بازار و نقد شوندگی سهام، حاکمیت شرکتی و متغیرهای کلان اقتصادی را شامل می‌شود. سوم، به‌منظور بهبود عملکرد مدل، آبرپارامترهای بهینه مدل تعیین می‌شوند. چهارم، معیارهای ارزیابی عملکرد متنوعی را بکار می‌گیرد. پنجم، مدل ایجاد شده بر روی نمونه آزمایشی کنار گذاشته شده، آزمون می‌شود. ششم، نخستین پژوهشی است که تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار می‌دهد.

پرسش‌های پژوهش

با توجه به مقدمه، مبانی نظری و پیشینه، این پژوهش به بررسی این می‌پردازد که آیا متغیرهای حسابداری، جریان وجوه نقد، بازار و نقد شوندگی، حاکمیت شرکتی و اقتصاد کلان می‌توانند بین شرکت‌های درمانده مالی و شرکت‌های موفق مالی تمایز ایجاد کنند؟ به بیان دقیق‌تر، آیا با به‌کارگیری این متغیرها به‌عنوان ورودی ماشین بردار پشتیبان می‌توان مدلی را برای پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ارائه کرد؟

---

۱. Ninh et al.
۲. Matin et al.
۳. Convolutional Recurrent Neural Network

روش‌شناسی پژوهش

ازآنجاکه این پژوهش، مبتنی بر داده است و نتایج آن از طریق مشاهده قابل تأیید است، در قالب پژوهش تجربی قرار می‌گیرد (کوتاری[۱]، ۲۰۰۴). افزون بر این، با توجه به اینکه درصدد پاسخگویی به سؤال‌های دنیای واقعی است، کاربردی (جانسن و کریستنسن[۲]، ۲۰۱۴) و به دلیل به‌کارگیری داده‌های کمّی، در زمره پژوهش کمّی محض جای می‌گیرد (جانسن و کریستنسن، ۲۰۱۴). همچنین، این پژوهش، پژوهش غیرآزمایشی طولی (آینده‌نگر) پیش‌بینی کننده است. غیرآزمایشی از این جهت که هیچ‌گونه دست‌کاری یا تخصیص تصادفی وجود ندارد (بلی[۳]، ۲۰۰۹). به دلیل جمع‌آوری داده‌های هر شرکت در چندین دوره زمانی، نیز پژوهش طولی از نوع پنل است. پیش‌بینی کننده به این دلیل که درصدد پیش‌بینی متغیر هدف بر مبنای چندین متغیر پیش‌بینی کننده است (جانسن و کریستنسن، ۲۰۱۴).

متغیرهای پژوهش

در این پژوهش، از دو دسته متغیر استفاده می‌شود:

۱- متغیر مستقل: رویکرد معمول برای پیش‌بینی ورشکستگی این است که برای شناسایی مجموعه بزرگی از متغیرهای مستقل مالی یا غیرمالی بالقوه به مرور متون پرداخت و سپس، از طریق ترکیب تحلیل‌های ریاضیاتی و قضاوتی به مجموعه کوچک‌تری از متغیرهای مستقل دست یافت که ورشکستگی را پیش‌بینی می‌کنند (مک‌کی و لنزبرگ[۴]، ۲۰۰۲). در این پژوهش، سه معیار جهت انتخاب نسبت‌های مالی برای پیش‌بینی بحران مالی استفاده شده است:

۱ -نسبت‌های مالی باید به‌صورت متداول در متون پیش‌بینی بحران مالی مورداستفاده قرار گرفته باشند: بیش از ۸۵۲ متغیر یا نسبت مختلف از ۱۲۸ مقاله استخراج گردید. انتخاب تمامی این متغیرها برای ایجاد مدل غیرممکن است. ازاین‌رو، نسبت‌ها یا عواملی که بیشتر از سه دفعه در ۱۲۸ مقاله مورداستفاده قرار گرفته‌اند، انتخاب خواهند شد.

۲ -اطلاعات موردنیاز برای محاسبه این نسبت‌های مالی باید در دسترس باشد: کشورهای مختلف ممکن است سیاست‌های حسابداری مختلفی داشته باشند و شرکت‌های مختلف متعلق به صنایع مختلف ممکن است انواع مختلفی از صورت‌های مالی داشته باشند. ازاین‌رو، معمولاً تمامی ۸۵۲ متغیر برای همه شرکت‌ها در همه پایگاه داده‌ها در دسترس نیست (ژو و همکاران[۵]، ۲۰۱۲).

۳ -تصمیم پژوهشگر بر مبنای تجربه قبلی خویش در پژوهش‌های پیشین یا بر مبنای آزمایش‌های مقدماتی

با در نظر گرفتن این سه معیار، ۱۲۴ متغیر پیش‌بین به شرح مندرج در جدول ۱ انتخاب شده است.

---

۱. Kothari
۲. Johnson and Christensen
۳. Belli
٤. McKee and Lensberg
٥. Zhou et al.

جدول ۱. متغیرهای پیش‌بین (ورودی‌ها یا ویژگی‌ها)

طبقه	متغیر
نسبت‌های مالی مبتنی بر ترازنامه و صورت سود (زیان)	۱- نسبت جاری = $\frac{\text{دارایی‌های جاری}}{\text{بدهی‌های جاری}}$، ۲- بازده دارایی‌ها = $\frac{\text{سود خالص}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۳- نسبت بدهی = $\frac{\text{کل بدهی‌ها}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۴- گردش کل دارایی‌ها = $\frac{\text{فروش}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۵- بازده عملیاتی دارایی‌ها = $\frac{\text{سود عملیاتی}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۶- سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{سرمایه در گردش}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۷- نسبت سریع = $\frac{\text{دارایی‌های سریع}}{\text{بدهی‌های جاری}}$، ۸- حاشیه سود خالص = $\frac{\text{سود خالص}}{\text{فروش}}$، ۹- بازده حقوق صاحبان سهام = $\frac{\text{سود خالص}}{\text{حقوق صاحبان سهام}}$، ۱۰- سود انباشته به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{سود انباشته}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۱۱- دارایی‌های جاری به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{دارایی‌های جاری}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۱۲- نسبت پوشش بهره = $\frac{\text{سود عملیاتی}}{\text{هزینه بهره}}$، ۱۳- حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{حقوق صاحبان سهام}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۱۴- کل بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام = $\frac{\text{کل بدهی‌ها}}{\text{حقوق صاحبان سهام}}$، ۱۵- گردش حساب‌های دریافتنی = $\frac{\text{فروش}}{\text{حساب‌های دریافتنی}}$، ۱۶- حاشیه عملیاتی = $\frac{\text{سود عملیاتی}}{\text{فروش}}$، ۱۷- گردش موجودی کالا = $\frac{\text{بهای تمام شده کالای فروش رفته}}{\text{موجودی کالا}}$، ۱۸- وجه نقد به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{وجه نقد}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۱۹- هزینه بهره به فروش = $\frac{\text{هزینه بهره}}{\text{فروش}}$، ۲۰- وجه نقد به بدهی‌های جاری = $\frac{\text{وجه نقد}}{\text{بدهی‌های جاری}}$، ۲۱- گردش دارایی‌های جاری = $\frac{\text{فروش}}{\text{دارایی‌های جاری}}$، ۲۲- گردش دارایی‌های ثابت = $\frac{\text{فروش}}{\text{دارایی‌های ثابت}}$، ۲۳- حاشیه سود ناخالص = $\frac{\text{سود ناخالص}}{\text{فروش}}$، ۲۴- بدهی‌های جاری به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{بدهی‌های جاری}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۲۵- سود هر سهم = $\frac{\text{سود خالص}}{\text{تعداد سهام عادی}}$، ۲۶- اندازه شرکت (لگاریتم کل دارایی‌ها)، ۲۷- گردش سرمایه در گردش = $\frac{\text{فروش}}{\text{سرمایه در گردش}}$، ۲۸- رشد کل دارایی‌ها، ۲۹- بدهی بلندمدت به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{بدهی بلندمدت}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۳۰- دارایی‌های سریع به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{دارایی‌های سریع}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۳۱- گردش حساب‌های پرداختنی = $\frac{\text{بهای تمام شده کالای فروش رفته}}{\text{حساب‌های پرداختنی تجاری}}$، ۳۲- دارایی‌های سریع به فروش = $\frac{\text{دارایی‌های سریع}}{\text{فروش}}$، ۳۳- بدهی‌های جاری به کل بدهی‌ها = $\frac{\text{بدهی‌های جاری}}{\text{کل بدهی‌ها}}$، ۳۴- فروش به موجودی کالا = $\frac{\text{فروش}}{\text{موجودی کالا}}$، ۳۵- دوره حساب‌های دریافتنی = $\frac{\text{حساب‌های دریافتنی} \times 360}{\text{فروش}}$، ۳۶- سود خالص به دارایی‌های جاری = $\frac{\text{سود خالص}}{\text{دارایی‌های جاری}}$، ۳۷- بدهی‌های بلندمدت به حقوق صاحبان سهام = $\frac{\text{بدهی‌های بلندمدت}}{\text{حقوق صاحبان سهام}}$، ۳۸- وجه نقد به فروش = $\frac{\text{وجه نقد}}{\text{فروش}}$، ۳۹- رشد فروش، ۴۰- دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{دارایی‌های ثابت}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۴۱- گردش حقوق صاحبان سهام = $\frac{\text{فروش}}{\text{حقوق صاحبان سهام}}$، ۴۲- رشد سود خالص (در صورت وجود سود خالص در سال گذشته: $\frac{\text{سود (زیان) خالص سال جاری - سود خالص سال گذشته}}{\text{سود خالص سال گذشته}}$، در صورت وجود زیان خالص در سال گذشته: $\frac{\text{سود (زیان) خالص سال جاری + زیان خالص سال گذشته}}{|\text{زیان خالص سال گذشته}|}$)، ۴۳- حقوق صاحبان سهام به دارایی‌های ثابت = $\frac{\text{حقوق صاحبان سهام}}{\text{دارایی‌های ثابت}}$، ۴۴- بازده دارایی‌های ثابت = $\frac{\text{سود خالص}}{\text{دارایی‌های ثابت}}$، ۴۵- سرمایه در گردش به حقوق صاحبان سهام = $\frac{\text{سرمایه در گردش}}{\text{حقوق صاحبان سهام}}$، ۴۶- سود خالص به کل بدهی‌ها = $\frac{\text{سود خالص}}{\text{کل بدهی‌ها}}$، ۴۷- بدهی‌ها به خالص دارایی‌های مشهود = $\frac{\text{بدهی‌ها}}{\text{کل دارایی‌ها - دارایی‌های نامشهود - کل بدهی‌ها}}$، ۴۸- خالص دارایی‌ها به ازای هر سهم = $\frac{\text{خالص دارایی‌ها}}{\text{تعداد سهام}}$، ۴۹- بدهی‌های جاری به حقوق صاحبان سهام = $\frac{\text{بدهی‌های جاری}}{\text{حقوق صاحبان سهام}}$، ۵۰- بهای تمام شده کالای فروش رفته به فروش = $\frac{\text{بهای تمام شده کالای فروش رفته}}{\text{فروش}}$، ۵۱- اندازه شرکت (لگاریتم فروش)، ۵۲- حاشیه سود عملیاتی قبل از استهلاک = $\frac{\text{سود عملیاتی قبل از استهلاک}}{\text{فروش}}$، ۵۳- بازده ناخالص کل دارایی‌ها = $\frac{\text{سود ناخالص}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۵۴- فروش به ازای کارکنان = $\frac{\text{فروش}}{\text{کل تعداد کارکنان}}$، ۵۵- تغییر در سود خالص = $\frac{(NI_t - NI_{t-1})}{(\lvert NI_t \rvert + \lvert NI_{t-1} \rvert)}$، ۵۶- موجودی کالا به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{موجودی کالا}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۵۷- رشد دارایی‌های ثابت، ۵۸- تعدیلات سنواتی به کل دارایی‌ها = $\frac{\text{تعدیلات سنواتی}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۵۹- تعدیلات سنواتی به فروش = $\frac{\text{تعدیلات سنواتی}}{\text{فروش}}$، ۶۰- هزینه مالیات به سود قبل از مالیات = $\frac{\text{هزینه مالیات}}{\text{سود قبل از مالیات}}$
نسبت‌های جریان نقدی	۶۱- بازده نقدی دارایی‌ها = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{کل دارایی‌ها}}$، ۶۲- جریان نقدی عملیاتی به کل بدهی‌ها = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{کل بدهی‌ها}}$، ۶۳- جریان نقدی عملیاتی به بدهی‌های جاری = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{بدهی‌های جاری}}$، ۶۴- جریان نقدی عملیاتی به فروش = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{فروش}}$، ۶۵- جریان نقدی عملیاتی هر سهم = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{تعداد سهام عادی}}$، ۶۶- بازده نقدی حقوق صاحبان سهام = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{حقوق صاحبان سهام}}$، ۶۷- پوشش نقدی بهره = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{بهره پرداخت شده}}$، ۶۸- پوشش سرمایه‌گذاری مجدد = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{وجه نقد پرداختی بابت دارایی‌های بلندمدت}}$، ۶۹- پوشش پرداخت بدهی = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{وجه نقد پرداختی بابت بازپرداخت بدهی‌های بلندمدت}}$، ۷۰- پوشش پرداخت سود سهام = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{سود سهام پرداخت شده}}$، ۷۱- پوشش خروجی

طبقه	متغیر
	سرمایه‌گذاری و تأمین مالی = $\frac{\text{جریان نقدی عملیاتی}}{\text{وجه نقد خروجی بابت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی}}$، ۷۲- مالیات نقدی پرداختی به سود قبل از مالیات = $\frac{\text{مالیات پرداخت شده}}{\text{سود قبل از مالیات}}$، ۷۳- سود تقسیمی هر سهم = $\frac{\text{سود خالص تقسیم شده}}{\text{تعداد سهام عادی}}$
متغیرهای بازار سهام و نقد شوندگی	۷۴- ارزش بازار سهام به ارزش دفتری بدهی‌ها = $\frac{\text{ارزش بازار سهام}}{\text{ارزش دفتری بدهی‌ها}}$، ۷۵- ارزش بازار سهام به ارزش دفتری سهام = $\frac{\text{ارزش بازار سهام}}{\text{ارزش دفتری سهام}}$، ۷۶- اندازه شرکت (لگاریتم ارزش بازار شرکت). ۷۷- بازدهی سهام، ۷۸- رتبه نقد شوندگی، ۷۹- قیمت سهام، ۸۰- ریسک سیستماتیک ($\beta_i = \frac{Cov(R_i,R_M)}{Var(R_M)}$)، ۸۱- تعداد معامله‌های سهام، ۸۲- حجم معامله‌های سهام، ۸۳- ارزش معامله‌های سهام، ۸۴- تعداد روزهای معامله سهام، ۸۵- آمیوست ($Amivest_i = \frac{1}{N_i}\sum_{t=1}^{N_i}\frac{Vol_{i,t}}{\left\|R_{i,t}\right\|}$) که در این رابطه، N_i: تعداد روزهای با بازده غیرصفر سهام i، $Vol_{i,t}$: حجم معامله سهام i بر حسب ریال در روز t و $\left\|R_{i,t}\right\|$: قدرمطلق بازده سهام i در روز t)، ۸۶- آمیهود ($Amihud_i = \frac{1}{N_i}\sum_{t=1}^{N_i}\frac{\left\|R_{i,t}\right\|}{Vol_{i,t}}$) که در این رابطه، N_i: تعداد روزهای با حجم معامله غیرصفر سهام i، $Vol_{i,t}$: حجم معامله سهام i بر حسب ریال در روز t و $\left\|R_{i,t}\right\|$: قدرمطلق بازده سهام i در روز t)، ۸۷- سهام شناور آزاد (حاصل‌ضرب ضریب شناوری در مجموع سهام سهامداران غیرمدیریتی).
متغیرهای حاکمیت شرکتی	۸۸- تمرکز مالکیت ($HHI = \sum_{i=1}^{N_j}\left(SHARE_{i,j}\right)^2$ که در این رابطه، $SHARE_{i,j}$: درصد سهام تحت تملک سهامدار i در شرکت j)، ۸۹- سهامداران عمده (مجموع درصد سهام تحت تملک سهامداران دارای مالکیت بیشتر از ۵٪)، ۹۰- نخستین سهامدار بزرگ (درصد سهام تحت تملک نخستین سهامدار بزرگ دارای مالکیت بیشتر از ۵٪)، ۹۱- دومین سهامدار بزرگ (درصد سهام تحت تملک دومین سهامدار بزرگ دارای مالکیت بیشتر از ۵٪)، ۹۲- مالکیت مدیریتی (مجموع درصد سهام تحت تملک اعضای هیئت‌مدیره و مدیرعامل دارای مالکیت بیشتر از ۵٪)، ۹۳- مالکیت خانوادگی (مجموع درصد سهام تحت تملک اعضای خانواده‌های دارای مالکیت بیشتر از ۵٪)، ۹۴- مالکیت نهادی (مجموع درصد سهام تحت تملک سهامداران نهادی (بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و سایر مؤسسه‌هایی که به خریدوفروش حجم بالایی از اوراق بهادار می‌پردازند) دارای مالکیت بیشتر از ۵٪)، ۹۵- اندازه مؤسسه حسابرسی (بزرگ (سازمان حسابرسی) و کوچک (سایر مؤسسه‌های حسابرسی))، ۹۶- نوع گزارش حسابرس (مقبول، مشروط، عدم اظهارنظر، مردود)، ۹۷- تغییر حسابرس ((عدم) تغییر حسابرس شرکت نسبت به سال گذشته)، ۹۸- اندازه هیئت‌مدیره (تعداد اعضای هیئت‌مدیره)، ۹۹- دوگانگی مدیرعامل (به‌کارگیری هم‌زمان یک مدیر به‌عنوان مدیرعامل و رئیس هیئت‌مدیره)، ۱۰۰- استقلال رئیس هیئت‌مدیره (موظف نبودن رئیس هیئت‌مدیره)، ۱۰۱- استقلال هیئت‌مدیره = $\frac{\text{تعداد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره}}{\text{تعداد کل اعضای هیئت‌مدیره}}$.
متغیرهای اقتصاد کلان	۱۰۲- رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه، ۱۰۳- رشد تولید ناخالص ملی به قیمت پایه-ثابت، ۱۰۴- رشد صادرات کالاها و خدمات-ثابت، ۱۰۵- رشد واردات کالاها و خدمات-ثابت، ۱۰۶- شاخص کل قیمت بورس، ۱۰۷- رشد نقدینگی (پول + شبه پول)، ۱۰۸- نرخ بیکاری، ۱۰۹- نرخ بازار دلار، ۱۱۰- رشد سرمایه‌گذاری خارجی، ۱۱۱- نرخ تورم، ۱۱۲- رشد مخارج دولت (کل پرداخت‌ها)، ۱۱۳- چرخه تجاری (رونق)، ۱۱۴- رتبه صندوق بین‌المللی پول، ۱۱۵- شاخص کل تولید کارگاه‌های بزرگ صنعتی، ۱۱۶- شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، ۱۱۷- شاخص بهای تولیدکننده، ۱۱۸- نرخ اوراق مشارکت، ۱۱۹- نرخ وام - صنعت و معدن، ۱۲۰- نرخ بهره واقعی.
سایر متغیرها	۱۲۱- صنعت (طبقه‌بندی شرکت‌ها در ۳۷ صنعت بر اساس آیسیک[1])، ۱۲۲- سود انباشته به سرمایه، ۱۲۳- عمر شرکت بر حسب مدت پذیرش در بورس، ۱۲۴- عمر شرکت بر حسب زمان تأسیس.

منبع: یافته‌های پژوهش

۲- متغیر وابسته: در مطالعات تجربی مندرج در متون، ورشکستگی و درماندگی مالی به جای یکدیگر به کار گرفته شده‌اند. استفاده از درماندگی مالی موجب انعطاف‌پذیری در مرحله پژوهش می‌شود. درماندگی

---

۱. ISIC

مالی در مقایسه با ورشکستگی تعریف متداول‌تری است و برای افزایش اندازه نمونه به پژوهش محدودیت‌هایی در پژوهش و کاهش اندازه نمونه می‌شود. استفاده از درماندگی مالی نه تنها در عمل بلکه در تئوری نیز دارای برتری است؛ زیرا همه شرکت‌های درمانده مالی ورشکسته نمی‌شوند. ورشکستگی آخرین گزینه برای شرکت‌هایی است که نمی‌توانند مشکلات مالی خودشان را حل کنند. به گونه خلاصه، استفاده از ورشکستگی تنها موجب محدود شدن به یک جنبه از درماندگی مالی می‌شود (آکتان[۱]، ۲۰۱۱).

ازاین‌رو، در این پژوهش، برای تشریح وضعیت شرکت‌های روبه‌رو با دشواری مالی از عبارت درماندگی مالی استفاده می‌شود. افزون بر این، برای تشخیص شرکت‌های درمانده مالی نیز درماندگی مالی بر اساس ماده ۱۴۱ قانون تجارت ایران تعریف می‌شود (کاتبی، ۱۳۸۰):

اگر بر اثر زیان‌های وارده حداقل نصف سرمایه شرکت از میان برود، هیئت‌مدیره مکلف است بلافاصله مجمع عمومی فوق‌العاده صاحبان سهام را دعوت نماید تا موضوع انحلال یا بقاء شرکت مورد شور و رأی واقع شود.

جامعه آماری این پژوهش، شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در فرابورس و بورس اوراق بهادار تهران است. برای اجتناب از انتقادهای وارد بر جانب‌داری نمونه جفت تطبیقی، در این پژوهش از نمونه‌ای استفاده خواهد شد که نشان‌دهنده نرخ درماندگی واقعی است. داده‌های ۴۲۱ شرکت پذیرفته شده در فرابورس و بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۶ ساله از سال ۱۳۹۵-۱۳۸۰ در تمامی صنایع به جز صنعت مالی گنجانده خواهد شد. این روش نمونه‌گیری، امکان ارزیابی تأثیر اندازه شرکت و صنعت بر احتمال درماندگی مالی را فراهم می‌کند. بر این اساس شرکت‌های خدمات مالی نظیر بانک‌ها، بیمه‌ها، کارگزاری‌ها، لیزینگ‌ها و غیره در تجزیه‌وتحلیل گنجانده نشده‌اند (اُهلسن[۲]، ۱۹۸۰؛ لی و همکاران[۳]، ۲۰۰۵؛ پندهارکار[۴]، ۲۰۰۵؛ چانچارات[۵]، ۲۰۰۸؛ لی و میو[۶]، ۲۰۱۰)؛ زیرا شرکت‌های عضو این صنایع از دیدگاه ساختاری متفاوت هستند، محیط ورشکستگی متفاوتی دارند و در برخی موارد، به دست آوردن داده‌های مربوطه آن‌ها دشوار است (اُهلسن، ۱۹۸۰). افزون بر این، مؤسسه‌های مالی نظیر بانک‌های تجاری یا بانک‌های سرمایه‌گذاری به این دلیل در این مجموعه داده گنجانده نشده‌اند که در اقتصاد ایران، سرنوشت چنین واسطه‌گری‌های مالی به نظر می‌رسد که بیشتر تحت تأثیر سیاست‌های دولت و نه وضعیت مالی خودشان باشد (لی و همکاران، ۲۰۰۵). انتظار بر این است که به‌کارگیری کل صنایع شرکت‌های پذیرفته شده به ارائه مدل پیش‌بینی درماندگی مالی اثربخشی در بورس اوراق بهادار تهران منجر شود؛ زیرا این نمونه می‌بایست معرف کل اقتصاد ایران باشد.

در این پژوهش، اطلاعات موردنیاز بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش، داده ثانویه از نوع مستندات رسمی و داده‌های موردنیاز بخش مدل‌سازی، داده ثانویه از نوع داده‌های پژوهشی آرشیوی به شرح مندرج در جدول ۲ است (جانسن و کریستنسن، ۲۰۱۴).

---

۱. Aktan
۲. Ohlson
۳. Lee et al.
٤. Pendharkar
٥. Chancharat
٦. Li & Miu

جدول ۲. منبع گردآوری داده‌ها

داده و اطلاعات	منبع گردآوری
مبانی نظری و پیشینه پژوهش	مجله‌ها و کتاب‌های تخصصی لاتین
نسبت‌های مالی مبتنی بر ترازنامه و صورت سود (زیان)، نسبت‌های جریان نقدی	صورت‌های مالی اساسی مندرج در سایت کدال، بانک‌های اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزار ره‌آورد نوین، نرم‌افزار تدبیر پرداز
متغیرهای بازار سهام و نقد شوندگی	سایت بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار تی اس ای کلاینت[۱]
متغیرهای حاکمیت شرکتی	صورت‌های مالی اساسی و اطلاعیه‌های مندرج در سایت کدال
متغیرهای اقتصاد کلان	سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سایت صندوق بین‌المللی پول، گزارش کلان اقتصادی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
سایر متغیرها	صورت‌های مالی اساسی مندرج در سایت کدال، سایت بورس اوراق بهادار تهران

روش تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

پیش پردازش: پیش پردازش داده‌ها یک گام مهم برای داده‌کاوی با کیفیت خوب در فرآیندهای داده‌کاوی یا کشف دانش در پایگاه داده است (تسای و چنگ[۲]، ۲۰۱۲). تکنیک‌های پیش پردازش مورداستفاده در این پژوهش عبارت‌اند از:

پاک‌سازی داده: در این فرآیند، نخست رکوردهای تکراری حذف گردیدند اما به علت حجم اندک داده‌های در دسترس و زیاد بودن رکوردهای حاوی مقادیر گمشده، رکوردهای حاوی مقادیر گمشده حذف نشدند و بر حسب مورد به‌صورت دستی از طریق گزارش‌های مالی مندرج در سایت کدال و سایت بورس اوراق بهادار تهران، میانگین مقدار آن متغیر در سال قبل و بعد همان شرکت، یا مقدار آن متغیر در سال بعد همان شرکت تکمیل شده‌اند.

ترکیب داده: در این فرآیند، چندین منبع داده شامل ترازنامه، صورت سود و زیان، صورت جریان وجوه نقد، حاکمیت شرکتی، داده‌های بازار سهام و نقد شوندگی بر اساس دو شناسه نام (نماد) شرکت و سال و متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس شناسه سال ادغام شده‌اند.

استخراج ویژگی‌های اولیه: ویژگی‌های استخراجی اولیه در جدول ۱، ارائه شده‌اند. با توجه به اینکه از یک‌سو، برای محاسبه برخی نسبت‌های مالی به اطلاعات سال گذشته نیاز است و از سوی دیگر، برای پیش‌بینی درماندگی مالی نیز از ویژگی‌های یک سال قبل استفاده می‌شود، نمونه انتخابی شامل ۳۶۷۰ سال-شرکت و ۱۲۳ ویژگی است.

وان هات انکدینگ[۳]: با توجه به اینکه ویژگی صنعت، یک متغیر طبقه‌ای اسمی هست، بر روی این ویژگی، وان هات انکدینگ اجرا شده است. پس از اجرای وان هات انکدینگ، به مجموعه داده، ۳۷ ستون

---

۱. TSEClient
۲. Tsai and Cheng
۳. One-hot Encoding

جدید با مقادیر صرفاً ۰-۱ افزوده شده است؛ اما ازآنجاکه ویژگی نوع اظهار نظر حسابرس، متغیر طبقه‌ای ترتیبی است، با استفاده از اعداد ۱ تا ۴ به مقادیر عددی تبدیل شده است.

ساخت ویژگی: ویژگی جدیدی تحت عنوان نسبت سود (زیان) انباشته به سرمایه سال قبل برای پیش‌بینی درماندگی مالی در سال بعد ساخته شده است.

سپس، ۷۰٪ داده آماده شده به‌صورت تصادفی انتخاب می‌شود تا برای آموزش مدل استفاده شود درحالی‌که ۳۰٪ داده به‌عنوان مجموعه آزمایشی کنار گذاشته شده در نظر گرفته می‌شود تا در ارزیابی نهایی مورداستفاده قرار گیرد (اُلکسی[۱]، ۲۰۱۷). طی فرآیند آموزش، برای ارزیابی ترکیبات مختلف اَبرپارامترهای الگوریتم یادگیری از اعتبارسنجی متقابل k لایه طبقه‌ای (با $k = ۵$) استفاده شده است.

مقیاس‌دهی ویژگی‌ها: در این پژوهش، برای مقیاس‌دهی ویژگی‌ها از استانداردسازی استفاده شده است. رویه استانداردسازی را می‌توان با معادله زیر بیان کرد:

$$x_{std}^{(i)} = \frac{x^{(i)} - \mu_x}{\sigma_x} \qquad (۱)$$

که در این رابطه: μ_x میانگین نمونه یک ستون ویژگی خاص و σ_x انحراف معیار مربوط به آن است (راسچکا، ۲۰۱۵).

آموزش الگوریتم یادگیری: در این پژوهش از ماشین بردار پشتیبان به عنوان الگوریتم یادگیری استفاده می‌شود. ماشین بردار پشتیبان تعیین‌کننده محل بهینه اَبرصفحه (مرز تصمیم) جداکننده دو کلاس است. نزدیک‌ترین نمونه‌های آموزشی به این اَبرصفحه برای تعیین جهت و موقعیت خط مورداستفاده قرار می‌گیرند و بردارهای پشتیبان نامیده می‌شوند. هدف، حداکثر کردن حاشیه‌ای است که در قالب فاصله بین مرز تصمیم (اَبرصفحه) و نزدیک‌ترین بردارهای پشتیبان تعریف می‌شوند (جاگِسار[۲]، ۲۰۱۶).

یادگیری نامتوازن: هنگامی‌که یک طبقه‌بندی کننده استاندارد بر روی یک داده نامتوازن بکار گرفته می‌شود، مدلی که کورکورانه تمامی نمونه‌ها را به‌عنوان کلاس اکثریت طبقه‌بندی می‌کند، کماکان می‌تواند به نرخ طبقه‌بندی نادرست اندکی دست یابد؛ بنابراین، نه تنها به چارچوب مناسب‌تری برای مسائل داده نامتوازن نیاز است بلکه به سیستمی نیاز است که مدل‌های دارای نرخ طبقه‌بندی نادرست متوازن‌تر در بین کلاس‌ها را انتخاب کند. مسئله نخست، معمولاً با اصلاح‌های مبتنی بر داده یا الگوریتم روش‌های کلاسیک قابل حل‌وفصل است. مسئله بعدی به این موضوع می‌پردازد که چه معیاری برای ارزیابی مسائل کلاس نامتوازن مناسب‌تر است (رن[۳]، ۲۰۱۴)؟ در این پژوهش، با توجه به اینکه مجموعه داده درماندگی مالی، نامتوازن است، برای پاسخ به مسئله نخست از روش یادگیری حساس به هزینه استفاده شده است. این روش مستلزم اختصاص هزینه‌های مختلف به نمونه‌های دارای طبقه‌بندی نادرست، از طریق ماتریس هزینه است.

---

۱. Oleksy
۲. Jagesar
۳. Ren

برای نمونه، فرض کنید $C(i,j)$ هزینه طبقه‌بندی نمونه کلاس i اُم به‌عنوان کلاس j اُم است. آنگاه، معمولاً، $C(i,i) = ۰$ و $C(i,j) \geq C(j,i)$ در نظر گرفته خواهد شد چنانچه فراوانی کلاس i اُم کمتر باشد. هدف از این کار، حداقل نمودن هزینه کل بعد از اجرای ماتریس هزینه هست (رن، ۲۰۱۴). افزون بر این، برای پاسخ به مسئله بعدی نیز نمره $F_۱$ به‌عنوان معیار ارزیابی عملکرد انتخاب می‌شود؛ زیرا نمره $F_۱$ هنگام بررسی مسئله کلاس نامتوازن مناسب‌تر از AUC است. افزون بر این، AUC معیاری مبتنی بر منحنی جهت نمایش عملکرد میانگین یا کلی یک طبقه‌بندی کننده است درحالی‌که نمره $F_۱$ معیاری نقطه‌ای است که در برخی موارد در عمل معنادارتر است (فن[۱]، ۲۰۱۶).

بهینه‌سازی اَبرپارامتر: اَبرپارامترها، پارامترهای مختص مدل هستند که برای بهینه‌سازی مدل مورداستفاده قرار می‌گیرند. معمولاً، به‌منظور بهینه‌سازی عملکرد مدل و کاهش واریانس و سوگیری مدل باید اَبرپارامترها را تنظیم کرد (بونس[۲]، ۲۰۱۷). جستجوی شبکه‌ای، تکنیک بهینه‌سازی اَبرپارامتر قدرتمندی است که با یافتن ترکیب بهینه مقادیر اَبرپارامترها می‌تواند به بهبود عملکرد مدل کمک کند (راسچکا[۳]، ۲۰۱۵). به‌کارگیری اعتبارسنجی متقابل k لایه همراه با جستجوی شبکه‌ای، رویکرد مفیدی برای میزان‌سازی دقیق عملکرد مدل یادگیری ماشین از طریق تغییر مقادیر اَبرپارامترهای آن هست (راسچکا، ۲۰۱۵)؛ اما بهینه‌سازی اَبرپارامترها با استفاده از جستجوی شبکه‌ای به روش اعتبارسنجی متقابل، فرآیندی مستلزم صرف منابع و زمان زیاد است. ازاین‌رو، در این پژوهش، فضای جستجوی اَبرپارامترها و همچنین، تعداد تکرارهای اعتبارسنجی متقابل محدود شده است (اُلکسی، ۲۰۱۷).

پس از آموزش ماشین بردار پشتیبان با مقادیر مختلف اَبرپارامترها و ارزیابی عملکرد آن، اَبرپارامترهای مندرج در جدول ۳، به‌عنوان اَبرپارامترهای بهینه مدل انتخاب شده‌اند که به مدل دارای بهترین عملکرد از نظر توان پیش‌بینی منجر می‌شوند.

جدول ۳. اَبرپارامترهای بهینه

اَبرپارامترها	مقادیر	اَبرپارامترها	مقادیر
C	۰/۱۱	*kernel*	*poly*
Degree	۳	*gamma*	*auto_deprecated*
coef۰	۰	shrinking	*True*
tol	۰/۰۰۱	cache_size	۲۰۰
class_weight	{۰:۱, ۱:۳۰}	*decision_function_shape*	*ovr*

منبع: یافته‌های پژوهش

سپس، مدل انتخابی، بر روی کل ۷۰٪ داده آموزشی تفکیک شده، آموزش داده می‌شود. آموزش مدل با استفاده از کل مجموعه داده آموزشی، به ماتریس درهم ریختگی مندرج در جدول ۴، منجر می‌شود.

---

۱. Fan
۲. Bonnes
۳. Raschka

جدول ۴. ماتریس درهم ریختگی مجموعه داده آموزشی

وضعیت		واقعی	
		تعداد شرکت سالم	تعداد شرکت درمانده
پیش‌بینی شده	تعداد شرکت سالم	۲۳۷۵	۲۱
	تعداد شرکت درمانده	۹۹	۷۴
جمع		۲۴۷۴	۹۵

منبع: یافته‌های پژوهش

معیارهای ارزیابی عملکرد طبقه‌بندی کننده انتخابی بر روی کل مجموعه داده آموزشی در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. معیارهای ارزیابی مجموعه داده آموزشی

معیار	مقدار	معیار	مقدار
صحت	٪۹۵	ضریب همبستگی متیوز	٪۵۶
دقت	٪۴۳	میانگین هندسی	٪۸۶
فراخوانی	٪۷۸	شاخص صحت متوازن	٪۸۷
معیار F	٪۵۵	خطای نوع ۱	٪۲۲
کاپا کوهن	٪۵۳	خطای نوع ۲	٪۰۴
ناحیه زیر منحنی مشخصه عملیاتی دریافت کننده	٪۹۷		

منبع: یافته‌های پژوهش

ارزیابی مدل نهایی

ارزیابی مدل نهایی به معنای برآورد عملکرد مدل انتخابی بر روی داده جدید است. ازاین‌رو، عملکرد مدل انتخابی در قسمت قبل، بر روی ٪۳۰ داده آزمایشی کنار گذاشته شده، مورد آزمون قرار می‌گیرد. پس از ارائه مجموعه داده آزمایشی به مدل انتخابی، ماتریس درهم ریختگی مندرج در جدول ۶ به دست می‌آید.

جدول ۶. ماتریس درهم ریختگی مجموعه داده آزمایشی

وضعیت		واقعی	
		تعداد شرکت سالم	تعداد شرکت درمانده
پیش‌بینی شده	تعداد شرکت سالم	۱۰۲۰	۱۳
	تعداد شرکت درمانده	۴۱	۲۷
		۱۰۶۱	۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

معیارهای ارزیابی حاصل از ماتریس درهم ریختگی مجموعه داده آزمایشی به شرح مندرج در جدول ۷ است.

جدول ۷. معیارهای ارزیابی مجموعه داده آزمایشی

معیار	مقدار	معیار	مقدار
صحت	۹۵٪	ضریب همبستگی متیوز	۵۰٪
دقت	۴۰٪	میانگین هندسی	۸۱٪
فراخوانی	۶۸٪	شاخص صحت متوازن	۸۲٪
معیار F	۵۰٪	خطای نوع ۱	۳۳٪
کاپا کوهن	۴۸٪	خطای نوع ۲	۰۴٪
ناحیه زیر منحنی مشخصه عملیاتی دریافت کننده	۹۴٪		

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

هدف پژوهش حاضر، ارائه مدلی برای پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در فرابورس و بورس اوراق بهادار تهران است. بر اساس نتایج این پژوهش، مدل ماشین بردار پشتیبان به نمره F۱، ضریب همبستگی متیوز، فراخوانی و دقتی به ترتیب برابر با ۵۵٪، ۵۶٪، ۷۸٪ و ۴۳٪ بر روی مجموعه آموزشی منجر می‌شود. افزون بر این، آزمون مدل پیشنهادی بر روی مجموعه آزمایشی کنار گذاشته شده حاکی از این است که نمره F۱، ضریب همبستگی متیوز، فراخوانی و دقتی به ترتیب برابر با ۵۰٪، ۵۰٪، ۶۸٪ و ۴۰٪ بر روی مجموعه آزمایشی به دست می‌آید؛ بنابراین، اطلاعات صورت‌های مالی، بازار سهام، حاکمیت شرکتی و متغیرهای اقتصاد کلان می‌تواند به‌عنوان ابزاری برای علامت‌دهی درماندگی مالی مورداستفاده قرار گیرد.

عملکرد مدل ارائه شده در این پژوهش با مدل‌های ارائه‌شده در پژوهش‌های داخلی قابل‌مقایسه نیست؛ زیرا تمامی پژوهش‌های داخلی از رویکرد نمونه‌گیری متوازن استفاده کرده‌اند. همچنین، به دلیل اینکه مدل‌های ارائه‌شده در پژوهش‌های خارجی بر روی‌داده‌های شرکت‌های پذیرفته شده در فرابورس و بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار نگرفته‌اند، مقایسه دقیق با عملکرد این مدل‌ها نیز چندان معتبر نیست. با این وجود، عملکرد مدل پیشنهادی در این پژوهش از نظر ناحیه زیر منحنی مشخصه عملیاتی دریافت کننده، خطای نوع ۱ و خطای نوع ۲ برتر از عملکرد مدل پژوهش لی و همکاران (۲۰۱۷) و رِزِندِ و همکاران[۱] (۲۰۱۷)، همچنین، از نظر ناحیه زیر منحنی مشخصه عملیاتی دریافت کننده و خطای نوع ۲ برتر و از نظر خطای نوع ۱ ضعیف‌تر از عملکرد مدل پژوهش موسوی و همکاران (۲۰۱۹) است.

به‌طورکلی، پژوهش بیور و همکاران (۲۰۰۵) نیز بیانگر این است که محتوای اطلاعاتی داده‌های صورت‌های مالی برای هشدار درماندگی مالی در طی زمان کاسته نشده است. ازاین‌رو، یافته‌های این پژوهش با یافته‌های آن‌ها سازگار است اگرچه این پژوهش‌ها در محیط متفاوت و با استفاده از تکنیک‌های تحلیلی متفاوتی در دوره‌های زمانی مختلفی انجام شده‌اند.

---

۱. Rezende et al.

در انجام این پژوهش محدودیت‌هایی به شرح زیر وجود داشت: حجم اندک داده در دسترس، محدودیت‌هایی را در خصوص به‌کارگیری الگوریتم‌های پیچیده ایجاد می‌کند. از یک‌سو، پذیرش تعریف قانونی از درماندگی مالی طبق ماده ۱۴۱ قانون تجارت و از سوی دیگر، احتمال دست‌کاری حساب‌ها، ابهاماتی را در خصوص تمایز دقیق شرکت‌های درمانده از غیردرمانده مطرح می‌کند. به بیان دقیق‌تر، نه تنها خود شرکت‌ها تمایل دارند که به‌منظور عدم شمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت، صورت‌های مالی خود را دست‌کاری نمایند بلکه قانون‌گذار نیز انتقال مازاد تجدید ارزیابی شرکت‌ها به حساب افزایش سرمایه را برای شرکت‌های مشمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت که به‌وسیله این تجدید ارزیابی از ماده ۱۴۱ قانون تجارت خارج شوند را مجاز می‌داند هرچند که از لحاظ محتوایی و بنیادی، تغییر اساسی در ساختار مالی شرکت‌ها ایجاد نمی‌شود و صرفاً نوعی حساب آرایی است. بدیهی است که عدم تفکیک دقیق شرکت‌های درمانده از غیردرمانده تأثیر منفی بر عملکرد مدل می‌گذارد.

در راستای بهره‌مندی از مزایای مدل پیش‌بینی درماندگی مالی، به تدوین‌کنندگان قوانین بازار سرمایه و بانک مرکزی پیشنهاد می‌شود درصدد ایجاد و به‌کارگیری مدل پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها برآیند تا بتوانند به‌راحتی ثبات اقتصادی را نظارت و تضمین کنند، اقدامات مناسبی جهت پیشگیری از درماندگی مالی و ورشکستگی‌های بالقوه انجام دهند و سیاست‌هایی را اتخاذ کنند که در کشف درماندگی مالی مؤثر باشند. افزون بر این، چنین مدلی به آژانس‌های رتبه‌بندی اعتباری، تأمین‌کنندگان بدهی و دارندگان اوراق مالکانه کمک می‌کند تا سلامت مالی شرکت‌ها را تجزیه‌وتحلیل نمایند و بر اساس آن، در خصوص ارائه مشاوره، تأمین اعتبار و خریدوفروش سرمایه‌گذاری تصمیم‌گیری نمایند. همچنین، به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که با افزایش حجم داده‌های مورداستفاده و به‌کارگیری الگوریتم‌های غیرخطی نظیر مدل‌های یادگیری عمیق، عملکرد مدل را بهبود دهند.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

فلاح‌پور، سعید، راعی، رضا و نوروزیان لکوان، عیسی. (۱۳۹۷). **استفاده از روش ترکیبی انتخاب ویژگی پی‌درپی پیشرو شناور و ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *تحقیقات مالی*، (۳)۲۰، صص. ۲۸۹-۳۰۴.

کاتبی، حسینقلی. (۱۳۸۰). *حقوق تجارت*. چاپ هفتم، تهران: انتشارات گنج دانش.

منصورفر، غلامرضا، غیور، فرزاد و لطفی، بهناز (۱۳۹۴). **توانایی ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی درماندگی مالی**. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، (۱۷)۵، صص. ۱۷۷-۱۹۵.

Aktan, S. (۲۰۱۱). **Early warning system for bankruptcy: Bankruptcy prediction (Doctoral dissertation**, *Karlsruhe Institute of Technology*, KIT). Retrieved from https://d-nb.info/۱۰۱۹۷۹۰۰۳۲/۳۴.

Beaver, W. H. Correia, M. & McNichols M. F. (۲۰۱۰). **Financial statement analysis and the prediction of financial distress**, *Foundations and Trends in Accounting*, ۵(۲), pp.۹۹–۱۷۳.

Beaver, W. H. McNichols, M. F. & Rhie, J. W. (۲۰۰۵). **Have financial statements become less informative? Evidence from the ability of financial ratios to predict bankruptcy**. *Review of Accounting Studies*, ۱۰(۱), pp. ۹۳–۱۲۲.

Belli, G. (۲۰۰۹). Nonexperimental quantitative research. In S. D. Lapan & M. T. Quartaroli (Eds.), *Research essentials: An introduction to designs and practices*. (pp. ۵۹-۷۷). Jossey-Bass Publications.

Bonnes, K. (۲۰۱۷). **Predicting mortgage demand using machine learning techniques (Master Thesis, University of Twente**). Retrieved from https://essay.utwente.nl/ ۷۳۶۴۰/۷/Bonnes_MA_EEMCS.pdf.

Chancharat, N. (۲۰۰۸). **An empirical analysis of financially distressed Australian companies: The application of survival analysis** (Doctoral dissertation, University of Wollongong). *Retrieved from https://ro.uow.edu.au/theses/۴۰۱۰.*

Fan, X. (۲۰۱۶). **An adaptive and diversity-based ensemble method for binary classification (Master Thesis, Carleton University).** *Retrieved from https://curve.carleton.ca/system/files/etd/e۲e۷۲ad۲-۲da۵-۴۷b۸-ab۶a-۲۸۸۱۰d۵eb۱۹۷/etd_pdf/۸۱f۰۳۸dc۴۰۹۰۸۶dafcc۱cced۷b۴۶be۰۳/fan-anadaptiveanddiversitybasedensemblemethod.pdf.*

Jagesar, R. (۲۰۱۶). **Machine learning dissected (Master Thesis, Utrecht University).** *Retrieved from https://dspace.library.uu.nl/handle/۱۸۷۴/۳۳۵۰۴۷.*

Johnson, R. B. & Christensen, L. (۲۰۱۴). **Educational research: quantitative, qualitative, and mixed approaches (۵th ed).** London: SAGE Publications, Inc.

Katebi, H. (۲۰۰۱). **Law of commercial**. Tehran: Ganj-E-Danesh Publications. (In Persian).

Khajavi, Sh. & Ghadirian-Arani, M. H. (۲۰۱۸). **The role of managerial ability in financial distress prediction**, *Financial Accounting Researches*, ۹(۴), pp.۸۳-۱۰۲. (In Persian).

Kothari, C. R. (۲۰۰۴). **Research methodology, methods and techniques.** New Delhi: New Age International (P) Ltd. Publishers.

Lee, K. Booth, D. & Alam, P. (۲۰۰۵). **A comparison of supervised and unsupervised neural networks in predicting bankruptcy of Korean firms**, *Expert Systems with Applications*, ۲۹(۱), pp.۱–۱۶.

Li, M. Y. L. & Miu, P. (۲۰۱۰). **A hybrid bankruptcy prediction model with dynamic loadings on accounting-ratio-based and market-based information: A binary quantile regression approach,** Journal of Empirical Finance, ۱۷(۴), pp.۸۱۸–۸۳۳.

Li, Z. Crook, J. & Andreeva, G. (۲۰۱۷). **Dynamic prediction of financial distress using Malmquist DEA,** *Expert Systems with Applications*, ۸۰, pp.۹۴–۱۰۶.

Matin, R. Hansen, C. Hansen, C. & Mølgaard, P. (۲۰۱۹). **Predicting distresses using deep learning of text segments in annual reports**, *Expert Systems with Applications*, ۱۳۲, pp.۱۹۹–۲۰۸.

McKee, T. E. & Lensberg, T. (۲۰۰۲). **Genetic programming and rough sets: A hybrid approach to bankruptcy classification**, *European Journal of Operational Research*, ۱۳۸(۲), pp.۴۳۶–۴۵۱.

Mendes, A. Cardoso, R. L. Mário, P. C. Martinez, A. L. & Ferreira, F. R. (۲۰۱۴). **Insolvency prediction in the presence of data inconsistencies, Intelligent Systems in Accounting**, *Finance and Management*, ۲۱, pp.۱۵۵–۱۶۷.

Mousavi, M. M. Ouenniche, J. & Tone, K. (۲۰۱۹). **A comparative analysis of two-stage distress prediction models,** *Expert Systems with Applications*, ۱۱۹, pp.۳۲۲–۳۴۱.

Ninh, P. V. B. Do Thanh, T. & Hong, D. V. (۲۰۱۸). **Financial distress and bankruptcy prediction: An appropriate model for listed firms in Vietnam**, *Economic Systems*, ۴۲(۴), pp.۶۱۶-۶۲۴.

Ohlson, J. A. (۱۹۸۰). **Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy,** *Journal of Accounting Research*, ۱۸(۱), pp.۱۰۹ –۱۳۱.

Oleksy, T. A. (۲۰۱۷). **Machine learning methods for mood disorder decision support (Master Thesis, University of Bergen)**. *Retrieved from http://bora.uib.no/bitstream/handle/۱۹۵۶/۱۶۲۵۹/actigraphdataformoods.pdf?sequence= ۴&isAllowed=y.*

Pendharkar, P. C. (۲۰۰۵). **A threshold-varying artificial neural network approach for classification and its application to bankruptcy prediction problem**, *Computers & Operations Research*, ۳۲(۱۰), pp.۲۵۶۱–۲۵۸۲.

Raschka, S. (۲۰۱۵). Python machine learning. Birmingham: Packt Publishing Ltd.

Ren, J. (۲۰۱۴). **Robust feature selection with penalized regression in imbalanced high dimensional data** (Doctoral Dissertation, University of Southern California). Retrieved from http://digitallibrary.usc.edu/cdm/ref/collection/ p۱۵۷۹۹coll۳/id/۴۴۳۰۸۰.

Rezende, F. F. Montezano, R. M. da S. Oliveira, F. N. de, & Lameira, V. de J. (۲۰۱۷). **"Predicting financial distress in publicly-traded companies**, *Revista Contabilidade & Finanças*, ۲۸(۷۵), pp.۳۹۰–۴۰۶.

Suntraruk, P. (۲۰۰۹). Predicting Financial Distress: Evidence from Thailand. Retrieved from http://www. efmaefm.org/۰EFMAMEETINGS/EFMA٪۲۰ANNUAL٪۲۰MEETINGS/۲۰۰۹-milan/phd/phas sawan. Pdf.

Tsai, C. F. & Cheng, K. C. (۲۰۱۲). **Simple instance selection for bankruptcy prediction**, *Knowledge-Based Systems*, ۲۷, pp.۳۳۳–۳۴۲.

Wahlen, J. M. Baginski, S. P. & Bradshaw, M. T. (۲۰۱۰). **Financial Reporting, Financial Statement Analysis, and Valuation: A Strategic Perspective**. *South-Western Cengage Learning*, Inc. ۷Ed, USA.

Zhou, L. Lai, K. K. & Yen, J. (۲۰۱۲). **Empirical models based on features ranking techniques for corporate financial distress prediction**, *Computers and Mathematics with Applications*, ۶۴(۸), pp.۲۴۸۴–۲۴۹۶.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۱۵۴-۱۳۳

تأثیر تضاد مالکانه بر رابطه بین انعطاف‌پذیری مالی با شدت سرمایه‌گذاری و تقسیم سود[۱]

سید علی واعظ[۲]، رحیم بنابی قدیم[۳] و ساناز قاسمی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۲۹

چکیده

انعطاف‌پذیری مالی را می‌توان پیوندی دانست که از طریق وجوه داخلی انباشته‌شده و ظرفیت وام‌گیری خارجی، شرکت را قادر می‌سازد در زمان مناسب و به‌طور رقابتی، گزینه‌های رشد را به اجرا رسانده و پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت را انجام دهند ولی وجود تضاد مالکانه به سبب جدایی مالکیت از مدیریت، می‌تواند این اثربخشی را تحت تأثیر قرار دهد. هدف این پژوهش بررسی تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر شدت سرمایه‌گذاری و تقسیم سود با تأکید بر نقش تضاد مالکانه در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران است. به‌طورکلی استفاده از یک نمونه (۱۰۲ شرکت) از شرکت‌های بورس اوراق بهادار به در فاصله سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۶ تحلیل بر اساس رگرسیون خطی، بیانگر این نتیجه بوده است که شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی دارای تأثیرگذاری مثبت معنی‌دار بر شدت سرمایه‌گذاری و سیاست تقسیم سود است و اثر تعاملی شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی و شاخص ترکیبی تضاد مالکانه دارای اثر تعدیل‌کنندگی بر شدت سرمایه‌گذاری و سیاست تقسیم سود بوده و سبب تأثیرگذاری منفی معنی‌دار بر شدت سرمایه‌گذاری و سیاست تقسیم سود می‌شود.

واژگان کلیدی: انعطاف‌پذیری مالی، تضاد مالکانه، شدت سرمایه‌گذاری، تقسیم سود.

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۶۳۱۰,۲۰۹۵

۲. دانشیار گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. **Email:**sa.vaez@gmail.com

۳. استادیار گروه حسابداری، واحد هشترود، دانشگاه آزاد اسلامی، هشترود، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**rahim.bonabi@yahoo.com

۴. کارشناس ارشد حسابداری، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند، ایران. **Email:**ghasemi_۲۰۰۰@yahoo.com

طبقه‌بندی موضوعی : G ۳۵ ، E ۲۲ ، D ۷۴.

مقدمه

گزارشگری مالی با کیفیت می‌تواند با کاهش مشکلات نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی بین واحد تجاری و ذینفعان، پیامدهای اقتصادی مهمی ازجمله افزایش کارایی سرمایه‌گذاری داشته باشد ویکی از عوامل مؤثر بر کیفیت گزارشگری مالی، انعطاف‌پذیری مالی در شرایط محیطی پیش‌بینی‌نشده است (مدرس و حصارزاده،۱۳۸۷)؛ بنابراین یکی از عناصر کلیدی در انجام تصمیمات کارای سرمایه‌گذاری، انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها در مدیریت منابع آن است (بنکل و میتو[۱]، ۲۰۱۱). با وجود منابع محدود در بازار سرمایه، نگهداشت سطح بهینه از انعطاف‌پذیری مالی برای استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری امری اجتناب‌ناپذیر است. به‌طورکلی انعطاف‌پذیری مالی اشاره به میزان توانمندی یک شرکت در تجهیز منابع مالی خود نسبت به فعالیت‌های غیرمنتظره در راستای بیشینه کردن ارزش شرکت است (بیان[۲]، ۲۰۰۷). به عبارتی شرکت‌هایی که انعطاف‌پذیری بالایی دارند و در راستای به‌کارگیری استراتژی محافظه‌کارانه سرمایه در گردش، وجوه داخلی و نقدینگی بیشتری را نگهداری می‌کنند و در این راستا توانایی وام‌گیری را در آینده برای خود حفظ می‌کنند، توانایی بیشتری برای تقسیم سود خواهند داشت (استویک[۳]، ۲۰۱۵؛ دی انجلو[۴]، ۲۰۱۰؛ افزا و میرزا[۵]، ۲۰۱۱؛ پاترا و همکاران[۶]، ۲۰۱۲)؛ یعنی شرکت‌هایی که نقدینگی و وجوه داخلی بیشتری نگه می‌دارند، توانایی سرمایه‌گذاری بیشتری را نیز دارند (استویک، ۲۰۱۵ ؛ لی و ژیائو[۷]، ۲۰۱۱؛ دی انجلو، ۲۰۱۰)، به عبارتی شرکت‌های منعطف می‌توانند راحت‌تر وجوه خود را برای تأمین مالی پروژه‌هایشان بکار گیرند و توانایی سرمایه‌گذاری آن‌ها باید کمتر به وجوه داخلی وابسته باشد. در نتیجه باید انتظار داشته باشیم که یک رابطه منفی بین سرمایه‌گذاری و عامل گردش وجوه نقدی وجود داشته باشد (استویک، ۲۰۱۵). در این میان تصمیمات سرمایه‌گذاری و تقسیم سود شرکت‌ها و نیز تغییر رفتارشان در این زمینه متأثر از انگیزه‌های متفاوت سهامداران و مدیران شرکت و انتظارات آن‌ها است که می‌تواند در راستای منافع شخصی هر یک از این گروه‌ها باشد و منجر به‌نوعی تضاد مالکانه شود (استویک، ۲۰۱۵؛ ولوری و جنکینز[۸]، ۲۰۰۶؛ مارچیا و مورا[۹]، ۲۰۱۰). اعتقاد بر این است که شرکت‌های با توان انعطاف‌پذیری مالی بالا برای تأمین نیازهای مالی در شرایط فرصت‌های رشد جدید و کمبود عایدی‌های غیرمنتظره، دسترسی راحت‌تری بر بازارهای خارجی خواهند داشت و بدین طریق از بروز شرایطی که سبب سرمایه‌گذاری نامطلوب و عملکرد ضعیف و به دنبال آن کاهش ارزش شرکت می‌شود، جلوگیری می‌کنند. در این میان تضاد منافع بین مالکان و ذینفعان شرکت مانعی بر سر راه دستیابی به تصمیمات سرمایه‌گذاری بهینه و تقسیم به‌موقع سود است (استویک، ۲۰۱۵). به‌عنوان‌مثال مالکان عمده و سرمایه‌گذاران نهادی، انگیزه بیشتری برای نظارت فعال بر مدیریت دارند؛ زیرا مالکان

---

۱. Bancel & Mittoo
۲. Byoun
۳. Estwick
٤. DeAngelo
٥. Afza & Mirza
٦. Patra et al
۷. Lee & Xiao
۸. Velury & Jenkins
۹. Marchica & Mura

عمده و سرمایه‌گذاران نهادی، بازیگران اصلی بازارهای مالی هستند. به دلیل اینکه که وجود مالکان عمده و نظارت آن‌ها بر مدیریت ممکن است به تغییر نگرش شرکت‌ها در اتخاذ تصمیمات مالی منجر شود، انتظار بر این است که مالکیت عمده و متمرکز نیز تصمیمات مربوط به انعطاف‌پذیری مالی را تحت تأثیر قرار دهد (بنکل و میتو، ۲۰۱۱؛ ولوری و جنکینز، ۲۰۰۶). با توجه به اینکه سیاست‌های حاکمیت شرکتی در راستای کنترل مشکلات نمایندگی تدوین شده است، مدیریت انعطاف‌پذیری مالی در شرایط تضاد مالکانه بالاتر ممکن است رویه‌های حاکمیت شرکتی را برای بیشینه کردن ثروت سهامداران تحت تأثیر قرار دهد. با توجه به مبانی نظری ذکرشده، سؤال اصلی این پژوهش عبارت است از اینکه انعطاف‌پذیری مالی بر شدت سرمایه‌گذاری و تقسیم سود چه تأثیر دارد؟ آیا تضاد مالکانه در شرکت‌ها تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر شدت سرمایه‌گذاری و تقسیم سود را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ و این تأثیرگذاری به چه نحوی است؟

مبانی نظری پژوهش

انعطاف‌پذیری مالی دارای دو بعد «انعطاف‌پذیری مالی درونی» و «انعطاف‌پذیری مالی بیرونی» و سه مؤلفه اساسی «ظرفیت بدهی»، «نگهداشت وجه نقد» و «اندازه بازار سرمایه» است (خالقی مقدم و همکاران، ۱۳۹۶) و همچنین انعطاف‌پذیری مالی با سطوح بالای سرمایه‌گذاری (مرچیا و مورا، ۲۰۱۰) و سطوح بالای تقسیم سود (اودد، ۲۰۰۸) همراه است. به عبارتی شرکت‌های با انعطاف‌پذیری مالی بالاتر، از طریق ظرفیت بدهی مازاد برای سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند (اسمیس[۱]، ۲۰۱۴). اگرچه مطالعات قبلی انعطاف‌پذیری مالی را با ظرفیت بدهی استفاده نشده ارتباط می‌دهند، انگیزه پیشگیرانه و انگیزه هزینه معاملات برای نگهداشت نقدینگی، بیانگر این است که نقدینگی و وجوه داخلی منجر به سطح بالای سرمایه‌گذاری می‌شود همچنین یک شرکت با ظرفیت بدهی کمتر، نسبت به شرکت‌های با ظرفیت بدهی بیشتر، کمتر سرمایه‌گذاری خواهند کرد زیرا شرکت‌های با ظرفیت بدهی کمتر دارای، منابع بیشتری برای تأمین مالی ندارند (لی و ژیائو[۲]، ۲۰۱۱؛ استویک، ۲۰۱۵؛ دی انجلو، ۲۰۱۰). همچنین شرکت‌های با انعطاف‌پذیری مالی، سطح بالایی از تقسیم سود را انجام می‌دهند (استویک، ۲۰۱۵؛ اودد، ۲۰۰۸) زیرا انعطاف‌پذیری مالی بیشتر با ظرفیت بدهی استفاده نشده و در نتیجه تقسیم سود بیشتر همراه است (لی و ژیائو، ۲۰۱۱؛ دی انجلو، ۲۰۱۰). با این حال افزا و میرزا (۲۰۱۱) عکس این را بیان می‌کنند یعنی به اعتقاد آن‌ها شرکت‌های با نقدینگی بالاتر، بیانگر علامت‌دهی در راستای پس‌انداز بیشتر برای بهره‌گیری از فرصت‌های سودآور آتی است و در نتیجه این شرکت‌ها سود کمتری را تقسیم می‌کنند. انتظار بر این است که سطح بالای وجوه نقد داخلی، منجر به تقسیم سود بیشتری شود چراکه تصمیم برای تقسیم سود متأثر از جریان نقدی و سودآوری است (افزا و میرزا، ۲۰۱۱؛ پاترا و همکاران، ۲۰۱۲) که هر دو عامل تعیین‌کننده نسبت به وضعیت وجوه داخلی هستند همان‌طور که دی انجلو و همکاران[۳] (۲۰۰۶) نشان دادند که رابطه مثبتی بین وجوه داخلی و تقسیم سود وجود دارد.

---

۱. Smith
۲. Lee & Xiao
۳. DeAngelo et al

طبقات مختلف سهامداران ممکن است اثرات متفاوتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، تأمین مالی نظیر سررسید بدهی‌ها و تقسیم سود داشته باشند و دلیل این امر انگیزه‌های متفاوت آن‌ها و تضاد مالکانه است (مارچیا و مورا،۲۰۱۰). منظور از تضاد مالکانه، تلاش مدیریت برای انتقال ناعادلانه دارایی‌ها و اتخاذ تصمیمات فاقد ارزش افزوده در نتیجه اهداف و منافع شخصی متضاد گروه‌های تصمیم‌گیرنده است که سبب مشکلات و هزینه‌های نمایندگی می‌شود (استویک، ۲۰۱۵؛ یانگ و همکاران[۱]، ۲۰۰۸) و هرچه قدر هزینه-های نمایندگی بیشتر شود سرمایه‌گذاری‌ها در راستای تأمین منافع شخصی گروه‌های خاصی خواهد بود و برای جلب رضایت سهامدار، سطح تقسیم سود شرکت نیز افزایش می‌یابد (راجش کومار و سوجیت[۲]، ۲۰۱۸). در این میان تضاد مالکانه در سایه نظام راهبری شرکتی ضعیف و مالکیت متمرکز اتفاق می‌افتد (یانگ و همکاران، ۲۰۰۸). بر این اساس تمرکز مالکیت شاخصی برای تضاد مالکانه است (هو و همکاران[۳]،۲۰۱۰؛ یانگ و همکاران، ۲۰۰۸؛ استویک، ۲۰۱۵). به اعتقاد جنسن و مکلینگ (۱۹۷۹) و شلیفر و ویشنی (۱۹۸۶)، یک هیئت‌مدیره مستقل می‌تواند کاهش ارزش شرکت ناشی از مالکیت غالب سهامداران را جبران کند؛ بنابراین استقلال هیئت‌مدیره شاخصی معکوس برای تضاد مالکانه است (استویک، ۲۰۱۵). به اعتقاد سو و همکاران (۲۰۰۸)، اندازه بزرگ هیئت‌مدیره با سطح بالای تمرکز مالکیت در ارتباط است و شاخصی مستقیم برای تضاد مالکانه است (گو۴ و همکاران، ۲۰۱۹؛ استویک، ۲۰۱۵؛ سو و همکاران[۵]، ۲۰۰۸). تحت فرضیه نظارت فعال به دلیل حجم ثروت سرمایه‌گذاری شده، نهادها و مالکان عمده احتمالاً سرمایه‌گذاری خود را به‌طور فعال مدیریت می‌کنند. بر اساس این نگرش نظارت فعال سرمایه‌گذاران نهادی و عمده مانع از اتخاذ تصمیماتی از سوی مدیریت شرکت‌ها می‌شود که انعطاف‌پذیری مالی شرکت را به خطر بیندازد. در مقابل، حامیان فرضیه منافع شخصی معتقدند سرمایه‌گذاران نهادی بزرگ ممکن است تمایل کمتری به تشویق مدیریت برای انعطاف‌پذیری بیشتر داشته باشند. به عبارتی با متمرکز شدن هر چه بیشتر مالکیت نهادی در دست تعداد اندکی سهامدار، انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها کاهش می‌یابد (استویک، ۲۰۱۵؛ سو و همکاران، ۲۰۰۸). وجود تضاد مالکانه ممکن است سبب کاهش تقسیم سود به دلیل تخصیص دارایی‌های شرکت گردد. ماری و پاجوست[۶] (۲۰۰۲) نشان دادند که وجود سهامداران مسلط، دارای اثر منفی بر سطح تقسیم سود می‌باشد. این وضعیت منجر به تضاد بین مدیریت و سهامداران مسلط می‌گردد که منجر به هدایت نقدینگی به سمت منافع شخصی سهامداران عمده می‌گردد. یکی از جنبه‌های مهم مدیریت مالی که سبب افزایش نگرانی نسبت به تضاد مالکانه می‌شود، وجود نقدینگی مازاد است (کالچوا و لین[۷]، ۲۰۰۷؛ ماری و پاجست، ۲۰۰۵). با این حال پیندادو و همکاران[۸] (۲۰۱۲) بیان کردند که سطح تقسیم سود در

---

۱. Young
۲. Rajesh Kumar & Sujit
۳. Hu et al
٤. Gu
٥. Su et al
٦. Maury & Pajuste
۷. Kalcheva & Lins
۸. Pindado et al

شرکت‌هایی با چنین نقدینگی مازاد، بیشتر است این به دلیل کاهش مقدار نقدینگی در دسترس و از بین بردن ترس و نگرانی سهامداران اقلیت است. تضاد مالکانه همچنین سبب افزایش هزینه سرمایه می‌شود (یانگ و همکاران[۱]، ۲۰۱۵؛ لینز[۲]، ۲۰۰۳). در چنین شرایطی این رویه ممکن است سبب کاهش توانایی شرکت برای تأمین وجوه بیشتر برای سرمایه‌گذاری و در نتیجه سبب کاهش سطح سرمایه‌گذاری شود (استویک، ۲۰۱۵؛ مورک و همکاران[۳]، ۲۰۰۵)؛ بنابراین با وجود تضاد مالکانه، منافع حاصل از انعطاف‌پذیری مالی به‌شدت کاهش می‌یابد.

مروری بر پیشینه پژوهش

گو و همکاران (۲۰۱۹) با بررسی اثر سیاسی و انعطاف‌پذیری مالی: شواهدی از چین، نشان دادند که شرکت‌های با ارتباطات سیاسی بیشتر و با مالکان دولتی، سرعت تعدیل بیشتری را نیز تجربه می‌کنند و انعطاف‌پذیری بالایی دارند. لامبرینوداکیس[۴] وهمکاران (۲۰۱۹) با بررسی ساختار سرمایه و انعطاف‌پذیری مالی: برآوردی از شوک‌های آتی، نشان دادند که به دنبال هرگونه پیش‌بینی شوک‌های آتی، اهرم مالی شرکت کاهش می‌یابد این رابطه وقتی عوامل تعیین‌کننده اهرم و احتمال ورشکستگی شرکت مورد کنترل قرار می‌گیرد، شدیدتر است. راجش کومار و سوجیت (۲۰۱۸) نشان دادند که شرکت‌های با بدهی کمتر، سودآوری بیشتر و نقدینگی بیشتر، سود بیشتری تقسیم می‌کنند. چن و همکاران[۵] (۲۰۱۷) نشان دادند که رابطه بین مالکیت خارجی و کارایی سرمایه‌گذاری برای شرکت هایی که مالکیت دولتی و سطوح مالکان نهادی ضعیفی دارند، قوی‌تر است. یافته‌های آن‌ها اهمیت نقش نوع مالکیت در تعیین رفتار و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت را برجسته می‌کند. تاکامی[۶] (۲۰۱۶) نشان داد هنگامی‌که شرکت‌ها به‌طور غیرمنتظره با کمبود وجه نقد مواجه می‌شوند، انعطاف‌پذیری مالی را با افزایش ظرفیت بدهی استفاده نشده و پرداخت‌های سود تقسیمی بالا حفظ می‌کنند. لارا و همکاران[۷] (۲۰۱۶) نشان دادند که شرکت‌های محافظه‌کار، سرمایه‌گذاری بیشتری دارند و بدهی بیشتری را برای کاهش سرمایه‌گذاری کمتر از حد منتشر می‌کنند و چنین کاهشی برای شرکت‌های با عدم تقارن اطلاعاتی بالا، شدیدتر است. چن و همکاران[۸] (۲۰۱۵) نشان دادند که بیش سرمایه‌گذاری حساسیت بیشتری به جریان‌های نقد آزاد دارد و متناسب با آن افزایش می‌یابد. همچنین وجود مالکیت دولتی سبب افزایش بیش سرمایه‌گذاری می‌شود، درحالی‌که در شرکت‌های با هیئت‌مدیره بیشتر، بیش سرمایه‌گذاری کمتر است. کینگ وارا[۹] (۲۰۱۵) نشان داد که با افزایش ارزش انعطاف‌پذیری مالی، سطح تقسیم سود کاهش می‌یابد. رپ و همکاران[۱۰] (۲۰۱۴) نشان می‌دهند که بین ارزش انعطاف‌پذیری مالی و پرداخت سود تقسیمی و مقدار سود سهام رابطه مستقیمی وجود دارد و شرکت‌های باارزش انعطاف‌پذیری مالی بالا، بازخرید سهام برای آن‌ها اهمیت

---

۱. Yung
۲. Lins
۳. Morck et al
۴. Lambrinoudakis
۵. Chen et al
۶. Takami
۷. Lara et al
۸. Chen et al
۹. King’wara
۱۰. Rapp et al

بالاتری دارد و نسبت بدهی کمتری انتخاب می‌کنند و درنهایت شرکت‌هایی باارزش انعطاف‌پذیری مالی بالاتر ذخایر نقدی بیشتری را نگهداری می‌کنند. مارچیکا و مورا (۲۰۰۷)، به این نتیجه رسیدند که انعطاف‌پذیری مالی تأثیر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری دارد و بعد از یک دوره سیاست‌گذاری با درجه اهرمی پایین، شرکت‌های با ظرفیت انعطاف‌پذیری مالی، از توانمندی زیادی برای انجام مخارج سرمایه‌ای خود برخوردار هستند. نجفی مقدم (۱۳۹۶) با بررسی تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر تصمیمات ساختار سرمایه با استفاده از دو مدل برایان کلارک و فولک اندروونگ، نشان داد زمانی که ارزش نهایی انعطاف‌پذیری مالی بالا است، تأثیر متغیرها (برای مثال سود، هزینه استهلاک، دارایی‌های ثابت و غیره) بر اهرم از اهمیت کمی برخوردار خواهد بود و تغییر قابل‌مشاهده کمی بر اهرم می‌گذارند. شرکت‌هایی که دارای ارزش نهایی بالایی از انعطاف‌پذیری مالی می‌باشند، تمایل به حفظ ظرفیت بدهی در دوره فعلی دارند اما به‌طور قابل‌توجهی این احتمال وجود دارد که در آینده نزدیک مبادرت به انحرافات تعمدی ولی موقتی از نسبت‌های اهرمی مورد هدفشان کنند. خالقی مقدم و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی مدلی برای انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند، در این پژوهش، مدل پیشنهادی انعطاف‌پذیری مالی با اجماع نظر خبرگان و استفاده از آزمون‌های آماری میانگین، تحلیل عاملی تأییدی (CFA) و ضریب هماهنگی کندال ارائه گردیده است. این مدل دارای دو بعد «انعطاف‌پذیری مالی درونی» و «انعطاف‌پذیری مالی بیرونی» و سه مؤلفه اساسی «ظرفیت بدهی»، «نگهداشت وجه نقد» و «اندازه بازار سرمایه» است. شعری آناقیز و محسنی ملکی (۱۳۹۴) نشان دادند که انعطاف‌پذیری مالی دوره جاری دارای رابطه مثبت و معناداری با ساختار سرمایه است. رحمانی، عالمی (۱۳۹۰) نشان دادند که انعطاف‌پذیری مالی تاثیر مثبتی بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ندارد اما دیگر نتایج پژوهش نشان می‌دهد که انعطاف‌پذیری مالی و بااهمیتی بر ارزش‌آفرینی شرکت‌ها داشته است. آنچه مطالعه حاضر را از مطالعات دیگر تفکیک می‌کند، مطالعه اثر تعدیل‌کنندگی تضاد مالکانه بر رابطه بین انعطاف‌پذیری مالی و سرمایه‌گذاری و تقسیم سود، معرفی و به‌کارگیری شاخص ترکیبی بر اساس میانگین رتبه چارکی ۳ معیار معرفی‌شده برای شاخص تضاد مالکانه و به‌کارگیری شاخص ترکیبی بر اساس میانگین رتبه چارکی ۳ معیار انعطاف‌پذیری مالی برای افزایش قابلیت اتکای نتایج است که در پژوهش‌های قبلی به آن‌ها پرداخته نشده است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری ذکرشده در قسمت‌های قبلی، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شوند:

فرضیه ۱) انعطاف‌پذیری مالی بر شدت سرمایه‌گذاری تأثیر دارد.

فرضیه ۲) انعطاف‌پذیری مالی بر سطح تقسیم سود تأثیر دارد.

فرضیه ۳) تضاد مالکانه تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر شدت سرمایه‌گذاری را تعدیل می‌کند.

فرضیه ۴) تضاد مالکانه تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر سطح تقسیم سود را تعدیل می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر اساس هدف، از نوع توصیفی و بر اساس ماهیت و روش از نوع همبستگی و پس رویدادی است. جامعه آماری موردمطالعه‌ی این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۰

تا ۱۳۹۶ است. در این پژوهش، برای انتخاب نمونه، از کل داده‌های در دسترس استفاده شده می‌شود. نخست تمام شرکت‌هایی که می‌توانستند در نمونه‌گیری شرکت کنند، انتخاب، سپس به روش حذف سیستماتیک از بین کلیه‌ی شرکت‌های موجود، شرکت‌هایی که واجد هر یک از شرایط زیر نبوده‌اند، حذف شده و در نهایت شرکت‌های باقی مانده برای انجام آزمون انتخاب شدند: عضویت پیش از سال ۱۳۸۹ در بورس تهران، دوره‌ی مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه، عدم‌تغییر فعالیت یا دوره‌ی مالی طی دوره موردنظر، نمونه آماری شامل شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه گذاری، لیزینگ، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نباشند و در دسترس بودن اطلاعات. بر این اساس تعداد ۱۰۲ شرکت و ۷۱۴ سال - شرکت انتخاب و با استفاده از رگرسیون چند متغیره مورد آزمون و مطالعه قرار گرفتند.

متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل

انعطاف‌پذیری مالی (financial flexibility): بر اساس پژوهش‌های قبلی، نقدینگی، وجوه داخلی و ظرفیت بدهی، سه عنصر اصلی انعطاف‌پذیری مالی هستند (بنکل و میتو، ۲۰۱۱، استویک، ۲۰۱۵، مرچیا و موریا،۲۰۱۰، اودد، ۲۰۰۸؛ بوچانی وگانباری[۱]، ۲۰۱۵):

نقدینگی ($liquidity$).وجوه نقد تقسیم بر کل دارایی‌ها(بنکل و میتو، ۲۰۱۱ ، استویک، ۲۰۱۵)

ظرفیت بدهی (udc). حداکثر ظرفیت اســـتقراض شـــرکت را بیان می‌کند که با اســـتفاده از ارزش تصفیه پیش‌بینی‌شده دارایی‌ها (به‌جز وجه نقد) محاســـبه می‌شـــود (استویک، ۲۰۱۵):

کل دارایی‌ها / [اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات + موجودی کالا+ حساب‌های دریافتنی] = ظرفیت بدهی

وجوه داخلی ($intfund$). سودهای انباشته تقسیم بر کل دارایی‌ها(بنکل و میتو،۲۰۱۱، استویک، ۲۰۱۵).

در پژوهش حاضر برای سنجش انعطاف‌پذیری مالی از یک شاخص ترکیبی بر اساس میانگین رتبه چارکی ۳ معیار مذکور، برای هر شرکت - سال استفاده شده است. برای این منظور، ابتدا شرکت‌ها بر اساس هر یک از این معیارهای انعطاف‌پذیری مالی (نقدینگی، وجوه داخلی و ظرفیت بدهی) در هرسال، در ۴ طبقه (چارک) رده‌بندی می‌شوند. به‌طوری‌که شرکت‌های دارای پایین‌ترین میزان انعطاف‌پذیری مالی در چارک اول و شرکت‌های با بالاترین انعطاف‌پذیری مالی در چارک چهارم قرار گیرند. سپس مجموع اعداد رتبه چهارکی به‌دست‌آمده از هریک از معیارهای ذکرشده برای هرسال شرکت بر عدد ۳(تعداد معیارها) تقسیم می‌شود تا شاخص انعطاف‌پذیری مالی به دست آید. دامنه تغییرات این شاخص از ۱ تا ۴ است؛ یعنی مقادیر بزرگ‌تر بیانگر انعطاف‌پذیری بیشتری است. استفاده از این روش چولگی ناشی از به‌کارگیری مجزای هر یک از معیارهای پیش‌گفته را کاهش می‌دهد.

متغیرهای وابسته

شدت سرمایه‌گذاری (inv_{ratio}): شدت سرمایه‌گذاری اشاره به توانایی شرکت برای انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری بیشتر است. بر اساس پژوهش لمون و روبرتز[۲](۲۰۱۰)، شدت سرمایه‌گذاری عبارت است از

---

۱. Bouchani & Ghanbari

۲. Lemmon & Roberts

مجموع مخارج سرمایه‌ای و افزایش در سرمایه‌گذاری منهای فروش دارایی‌های ثابت که بر جمع دارایی‌ها تقسیم می‌شود(لمون و روبرتز، ۲۰۱۰؛ استویک، ۲۰۱۵).

تقسیم سود (Payout): سود تقسیمی عبارت است از درصد سودی که بین سهامداران شرکت در قالب سود تقسیمی توزیع می‌شود؛ بنابراین سود تقسیمی عبارت است از سود تقسیمی تقسیم بر دارایی‌های شرکت (مارچیسا و مورا، ۲۰۱۰؛ مک نالتی و همکاران[۱]، ۲۰۱۳؛ استویک، ۲۰۱۵).

متغیر تعدیل‌گر

تضاد مالکیت (Principal-principal Conflict): بر اساس پژوهش‌های قبلی تضاد مالکانه در سایه نظام راهبری شرکتی ضعیف و مالکیت متمرکز اتفاق می‌افتد (یانگ و همکاران، ۲۰۰۸). بر این اساس تمرکز مالکیت شاخصی مستقیم برای تضاد مالکانه است (هو و همکاران،۲۰۱۰؛ یانگ و همکاران، ۲۰۰۸؛ استویک، ۲۰۱۵). به اعتقاد جنسن و مکلینگ (۱۹۷۹) و شلیفر و ویشنی (۱۹۸۶)، یک هیئت‌مدیره مستقل می‌تواند کاهش ارزش شرکت ناشی از مالکیت غالب سهامداران را جبران کند؛ بنابراین استقلال هیئت‌مدیره شاخصی معکوس برای تضاد مالکانه است (استویک، ۲۰۱۵). به اعتقاد سو و همکاران (۲۰۰۸)، اندازه بزرگ هیئت‌مدیره با سطح بالای تمرکز مالکیت در ارتباط است و شاخصی مستقیم برای تضاد مالکانه است (استویک، ۲۰۱۵؛ سو و همکاران، ۲۰۰۸)؛ بنابراین سه شاخص تضاد مالکانه عبارت‌اند از:

تمرکز مالکیت ($owncon$).(درصد سهام نگهداری شده توسط سهامداران با مالکیت بالای ۵درصد)،
استقلال هیئت‌مدیره ($brddep$).(درصد مدیران غیرموظف به کل اعضای هیئت‌مدیره) و
اندازه هیئت‌مدیره ($brdsize$)(تعداد اعضای هیئت‌مدیره شرکت).

در پژوهش حاضر برای سنجش تضاد مالکیت از یک شاخص ترکیبی بر اساس میانگین رتبه چارکی ۳ معیار مذکور، برای هر شرکت - سال استفاده شده است. برای این منظور، ابتدا شرکت‌ها بر اساس هر یک از این معیارهای تضاد مالکیت در هرسال، در ۴ طبقه (چارک) رده‌بندی می‌شوند. به‌طوری‌که شرکت‌های دارای پایین‌ترین میزان تضاد مالکانه در چارک اول و شرکت‌های با بالاترین تضاد مالکانه در چارک چهارم قرار گیرند. سپس مجموع اعداد رتبه چهارکی به‌دست‌آمده از هریک از معیارهای ذکرشده برای هرسال شرکت بر عدد ۳(تعداد معیارها) تقسیم می‌شود تا شاخص تضاد مالکانه به دست آید. دامنه تغییرات این شاخص از ۱ تا ۴ است؛ یعنی مقادیر بزرگ‌تر بیانگر تضاد مالکانه بیشتری است. استفاده از این روش چولگی ناشی از به‌کارگیری مجزای هر یک از معیارهای پیش‌گفته را کاهش می‌دهد.

متغیرهای کنترل

بر اساس پژوهش‌های قبلی، متغیرهای زیر به‌عنوان متغیر کنترل انتخاب شدند (استویک، ۲۰۱۵؛ سو و همکاران، ۲۰۰۸):

اندازه شرکت ($size$). لگاریتم کل دارایی‌های شرکت، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام(mtb)، فرصت رشد($growthopp$). نرخ رشد فروش سال جاری(فروش سال جاری منهای فروش سال قبل تقسیم بر فروش سال قبل)، شدت سرمایه‌گذاری سال قبل($inv_{ratio\ t-1}$). شدت سرمایه‌گذاری عبارت است از

---

۱. McNulty et al

مجموع مخارج سرمایه‌ای و افزایش در سرمایه‌گذاری منهای فروش دارایی‌های ثابت سال قبل که بر جمع دارایی‌های سال قبل تقسیم می‌شود، نسبت تقسیم سود سال قبل($Payout$). سود تقسیمی عبارت است از سود تقسیمی سال قبل تقسیم بر دارایی‌های سال قبلی شرکت. بر اساس پژوهش استویک(۲۰۱۵) مدل‌های مورداستفاده در این پژوهش برای آزمون فرضیات به شرح زیر هستند:

مدل آزمون فرضیه اول و دوم:

$$Payout \text{ و } Inv_{ratio}=\alpha+\beta_1\ liquidity+\beta_2\ udc+\beta_3\ intfund+\beta_4\ f-flex+\beta_5\ size+\beta_6\ mtb+\beta_7\ growthopp+\beta_8\ inv_{ratio\ t-1}+\varepsilon$$

مدل آزمون فرضیه سوم و چهارم:

$$Payout \text{ و } Inv_{ratio}=\alpha+\beta_1\ PPCONFLICT+\beta_2\ lig*PPCONFLICT+\beta_3 udc*PPCONFLICT+\beta_4 intfunds*PPCONFLICT+\beta_5 f-flex*PPCONFLICT+\beta_6 size+\beta_7 mtb+\beta_8 growthopp+\beta_9\ inv_{ratio\ t-1}+\varepsilon$$

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان داده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نماد متغیر	مأخذ	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
liquidity	صورت‌های مالی	۰/۰۴۱۹	۰/۰۲۶۲	۰/۴۶۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۴۹۱
udc	صورت‌های مالی	۰/۹۵۲۰	۰/۶۳۳۹	۰/۹۸۹	۰/۵۴۴۱	۰/۲۰۶۱
intfund	صورت‌های مالی	۰/۰۹۴۰	۰/۱۱۸۹	۰/۶۸۵۴	-۲/۸۹۸	۰/۳۱۷۲
f-flex	صورت‌های مالی	۱/۴۲۵	۱/۱۹۲	۳/۶۳۷	۱/۰۰۰	۰/۶۹۲
owncon	گزارش هیئت‌مدیره	۰/۶۳۸۷	۰/۵۵۳۵	۰/۹۶۹	۰/۰۰۰	۰/۳۲۲۱
brddep	گزارش هیئت‌مدیره	۰/۶۷۵۷	۰/۶۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۷۹۱
brdsize	گزارش هیئت‌مدیره	۵/۰۶۳	۵/۰۰۰	۱۰/۰۰۰	۵/۰۰۰	۰/۳۸۵۸
PPconflict	گزارش هیئت‌مدیره	۱/۳۶۱	۱/۰۱۸	۳/۴۴۲	۱/۰۰۰	۰/۵۷۶
inv_{ratio}	صورت‌های مالی	۰/۰۲۹۴	۰/۰۲۱۸	۰/۴۶۷۴	-۱/۰۵۸	۰/۰۸۰۴
Payout	صورت‌های مالی	/۰۶۰۹	۰/۰۲۲۷	۰/۲۶۳۳	۰/۰۰۰	۰/۰۹۴۶
size	صورت‌های مالی	۱۴/۲۲۵	۱۳/۹۶۱	۱۹/۰۶۶	۱۰/۹۵۲	۱/۴۷۹
MTB	صورت‌های مالی	۳/۱۶۱	۲/۴۲۱	۱۸/۸۷۸	۰/۳۰۶۹	۲/۵۵۲
grow	صورت‌های مالی	۰/۱۷۸۸	۰/۱۴۸۳	۲/۳۹۴	-۰/۸۱۲	۰/۳۵۱۴
inv_{t-1}	صورت‌های مالی	۰/۰۳۰۸	۰/۰۲۴۰	۰/۴۶۷۴	-۱/۰۵۸	۰/۰۸۱۶
Pay $t-1$	صورت‌های مالی	۰/۰۶۳۷	۰/۰۲۶۵	۰/۲۱۳۳	۰/۰۰۰	۰/۰۹۵۹

میانگین متغیر لگاریتم طبیعی تغییر در نقدینگی شرکت (liquidity) برابر ۰/۰۴۱۹ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. نتایج جدول فوق بیانگر این

است که به‌طور میانگین تمرکز مالکیت (owncon)، استقلال هیئت‌مدیره (brddep) و اندازه هیئت‌مدیره (brdsize) به ترتیب معادل ۶۳ درصد، ۶۷ درصد و ۵ می‌باشد. همان‌گونه که در نگاره (۴-۱) مشاهده می‌شود، میانه متغیر نقدینگی (liquidity) برابر با ۰/۰۲۶۲ که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. همچنین پارامترهای پراکندگی معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها با یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است ازجمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر نقدینگی (liquidity) معادل ۰/۰۴۹۱، برای ارزش بازار (MTB) برابر ۲/۵۵۲ و برای متغیر اندازه شرکت (SIZE) برابر با ۱/۴۷۹ است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش، MTB و SIZE به ترتیب دارای بیشترین و کمترین میزان پراکندگی هستند. همچنین، لازم به توضیح است به‌منظور اجتناب از تأثیر داده‌های پرت بر نتایج تحقیق، کلیه داده‌های پرت متغیرها در سطح یک درصد حذف شده‌اند.

آمار استنباطی

نتایج حاصل آزمون F لیمر و هاسمن برای مدل‌های پژوهش در جدول ۲ نشان داده شده است که نتیجه بیانگر ارجحیت به‌کارگیری الگوی داده‌های تلفیقی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی برای همه مدل‌های پژوهش است.

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر برای مدل‌های پژوهش

مدل موردبررسی	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته‌شده
مدل (۱)	۱/۰۸۲۶	۰/۳۷۱۲	روش داده‌های تلفیقی
مدل (۲)	۲/۰۳۸۳	۰/۰۵۸۵	روش داده‌های تلفیقی
مدل (۳)	۱/۰۷۹۲	۰/۳۷۳۳	روش داده‌های تلفیقی
مدل (۴)	۱/۱۳۰۳	۰/۳۴۲۸	روش داده‌های تلفیقی

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج آزمون جارکو- برا[۱] (جدول ۳)، مشاهده می‌شود که سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر غیر نرمال بودن توزیع خطاهای باقی مانده در مدل‌های رگرسیونی فوق می‌باشد.

با اینکه داده‌های پرت در سطح ۲ درصد حذف شدند ولی برای اجتناب از ایجاد متغیرهایی با رفتاری متفاوت از متغیرهای اولیه، از تبدیلاتی مانند جانسون استفاده نشد بلکه طبق قضیه مشهور آماری حدی مرکزی، توزیع مجموع متغیرهای مستقل و وابسته به سمت توزیع نرمال میل می‌کند. قضیه حدی مرکزی به شکل دیگر بیان می‌کند که اگر تعداد متغیرها خیلی زیاد نباشد و یا اگر این متغیرها کاملاً مستقل نباشند، باز هم ممکن است مجموعشان به‌طور نرمال توزیع شود.

---

۱. Jarque and Bera

جدول ۳. نتایج آزمون نرمال (برای جملات خطا)

مدل‌های پژوهش	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل اول	۰/۰۰۰	غیر نرمال بودن
مدل دوم	۰/۰۰۰	غیر نرمال بودن
مدل سوم	۰/۰۰۰	غیر نرمال بودن
مدل چهارم	۰/۰۰۰	غیر نرمال بودن

آزمون بروش پاگان گادفری (Breusch-Pagan-Godfrey)، به‌منظور آزمودن واریانس ناهمسانی در مدل‌های رگرسیون خطی استفاده می‌شود و وابستگی واریانس جملات پسماند به‌دست‌آمده از رگرسیون خطی را به مقادیر متغیرهای توضیح‌دهنده مدل، بررسی می‌کند.

جدول ۴. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل‌های پژوهش	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل اول	۱/۹۴۴۰	۰/۱۶۶۱	عدم وجود ناهمسانی واریانس
مدل دوم	۴۲/۹۷۳۵۱	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل سوم	۱/۳۴۸۲۴۸	۰/۲۱۶۳	عدم وجود ناهمسانی واریانس
مدل چهارم	۱/۳۴۶۷۹۴	۰/۲۱۷۱	عدم وجود ناهمسانی واریانس

نتایج حاصل در جدول ۴ نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری آزمون بروش پاگان گادفری در مدل اول و سوم، بیشتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد و در مدل شماره یک، دوم و چهارم کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد که با استفاده از دستور GLS در نرم‌افزار ایویوز، این مشکل رفع شده است.

افزون بر این، با توجه به مقدار آماره‌ی دوربین واتسون که برای چهار مدل پژوهش به ترتیب برابر ۲/۲۳۸، ۲/۰۳۲، ۲/۲۳۷ و ۲/۲۱۸ است، می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه‌ی اول میان باقی‌مانده‌های مدل‌های پژوهش وجود ندارد. همچنین مقدار تلورانس برای هر چهار مدل پژوهش بیشتر از ۰/۲ است که بیانگر عدم وجود هم خطی بین متغیرهای موردمطالعه در مدل‌های رگرسیونی است.

با توجه به نتایج قابل‌مشاهده در جدول ۵ و با توجه آماره‌ی F به‌دست‌آمده (۶/۴۵۵۰۹) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰)، می‌توان ادعا کرد که درمجموع مدل پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست‌آمده برای مدل که برابر ۱۰ درصد است، می‌توان بیان کرد که درمجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۱۰ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. از بین متغیرهای انعطاف‌پذیری مالی، ظرفیت بدهی با سطح معنی‌داری (۰/۰۴۵۸) و ضریب (۰/۰۳۰-) و وجوه داخلی با سطح معنی‌داری (۰/۰۰۲۱) و ضریب (۰/۰۲۸۷) بیانگر تأثیرگذاری به ترتیب منفی و مثبت معنی‌دار بر شدت سرمایه‌گذاری است ولی متغیر نقدینگی با سطح معنی‌داری (۰/۸۲۰۷) بیانگر عدم اثرگذاری آن بر شدت سرمایه‌گذاری است. شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی با

سطح معنی‌داری (۰/۰۰۴۳) و ضریب (۰/۵۴۱۵)، بیانگر تأثیر مثبت معنی‌دار بر شدت سرمایه‌گذاری است. از بین متغیرهای کنترل پژوهش، تنها متغیر اندازه و شدت سرمایه‌گذاری دوره قبل به ترتیب با ضرایب (۰/۰۰۴ و ۰/۲۰۵۹) دارای اثیر مثبت معنی‌داری بر شدت سرمایه‌گذاری در دوره جاری است یعنی شرکت‌های بزرگ و شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری بیشتری در دوره قبل داشتند، توان بالایی برای سرمایه-گذاری در دوره جاری دارند؛ و مابقی متغیرهای کنترل، یعنی فرصت رشد و ارزش بازار شرکت، تأثیر معنی‌داری بر شدت سرمایه‌گذاری شرکت ندارند.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد مدل (۱) پژوهش برای آزمون فرضیه اول

متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح خطا	تلورانس (VIF/۱)
α.	-۰/۰۲۱۳	۰/۰۳۶۲	-۰/۵۸۸	۰/۵۵۶۶	
LIQUIDITY	۰/۰۱۳۹	۰/۰۶۱۶	۰/۲۲۶۷	۰/۸۲۰۷	۰/۹۱۰۸
UDC	-۰/۰۳۰۰	۰/۰۱۵۰	-۲/۰۰۱	۰/۰۴۵۸	۰/۹۰۰۰
INTFUND	۰/۰۲۸۷	۰/۰۰۹۳	۳/۰۸۲۶	۰/۰۰۲۱	۰/۹۴۹۹
F-FLEX	۰/۵۴۱۵	۰/۱۶۶۴	۳/۲۵۴	۰/۰۰۴۳	۰/۹۰۰۱
SIZE	۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۲۱	۱/۹۲۸	۰/۰۵۴۳	۰/۹۶۴۹
MTB	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۱۱	۱/۲۶۶۳	۰/۲۰۵۸	۰/۹۶۰۶
GROWTH	۰/۰۱۳۲	۰/۰۰۸۷	۱/۵۲۰	۰/۱۲۸۸	۰/۹۴۴۵
$INV_{ratio\ t-1}$	۰/۲۰۵۹	۰/۰۳۶۴	۵/۶۵۷	۰/۰۰۰	۰/۹۳۱۴
ضریب تعیین	۰/۱۰۵۶۰۷				
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۰۹۳۴۸۵				
آماره‌ی دوربین-واتسون	۲/۲۳۸۰۵				
آماره‌ی F	۶/۴۵۵۰۹				
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰				

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج قابل‌مشاهده در جدول ۶ و با توجه آماره‌ی F به‌دست‌آمده (۱۰۵/۴۷۲۶) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰)، می‌توان ادعا کرد که درمجموع مدل پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست‌آمده برای مدل که برابر ۱۵ درصد است، می‌توان بیان کرد که درمجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۱۵ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. از بین متغیرهای انعطاف‌پذیری مالی، نقدینگی با سطح معنی‌داری (۰/۳۲۱۴) و ظرفیت بدهی با سطح معنی‌داری (۰/۱۱۹۶) بیانگر عدم تأثیرگذاری آن‌ها بر سیاست تقسیم سود است ولی متغیر وجوه داخلی با سطح معنی‌داری (۰/۰۰۰) و ضریب (۰/۰۳۹۸) بیانگر اثرگذاری مثبت معنی‌دار بر سیاست تقسیم سود است. شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی با سطح معنی‌داری (۰/۰۱۲۲) و ضریب (۰/۵۷۳۳) حاکی از تأثیرگذاری مثبت معنی‌دار بر سیاست تقسیم سود است و از بین متغیرهای کنترل پژوهش، تنها

متغیر سیاست تقسیم سود دوره قبل با ضریب (۰/۷۲۱۰) دارای تأثیر مثبت معنی‌داری بر سیاست تقسیم سود در دوره جاری است یعنی شرکت‌ها رویه‌ای مشابه برای تقسیم سود در دوره جاری نسبت به سال قبل دارند و مابقی متغیرهای کنترل، یعنی اندازه شرکت، فرصت رشد و ارزش بازار شرکت، تأثیر معنی‌داری بر سیاست تقسیم سود شرکت ندارند.

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد مدل (۲) پژوهش برای آزمون فرضیه دوم

متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح خطا	تلورانس (VIF/۱)
$\alpha_.$	۰/۰۱۱۳	۰/۰۲۶۲	۰/۴۳۴۰	۰/۶۶۴۴	
LIQUIDITY	۰/۰۴۴۹	۰/۰۴۵۳	۰/۹۹۲۳	۰/۳۲۱۴	۰/۸۸۳۰
UDC	-۰/۰۱۶۹	۰/۰۱۰۸	-۱/۵۵۸۵	۰/۱۱۹۶	۰/۹۰۳۱
INTFUND	۰/۰۳۹۸	۰/۰۰۷۳	۵/۴۱۱۴	۰/۰۰۰	۰/۸۰۶۷
F-FLEX	۰/۵۷۳۳	۰/۲۵۱۸	۲/۲۷۶	۰/۰۱۲۲	۰/۹۰۲۵
SIZE	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۵	۰/۵۸۹۶	۰/۵۵۵۶	۰/۹۶۲۸
MTB	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۸	-۰/۳۷۴۱	۰/۷۰۸۴	۰/۹۵۰۷
GROWTH	-۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۶۳	-۰/۲۵۳۰	۰/۸۰۰۳	۰/۷۶۹۸
PAYOUT $t-۱$	۰/۷۲۱۰	۰/۰۲۴۸	۲۹/۰۳۷	۰/۰۰۰	۰/۸۱۵۳
ضریب تعیین	۰/۱۶۵۲۳۱				
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۵۱۸۵۳				
آماره‌ی دوربین-واتسون	۲/۰۳۲۹۷۰				
آماره‌ی F	۱۰۵/۴۷۲۶				
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰				

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج قابل‌مشاهده در جدول ۷ و با توجه آماره‌ی F به‌دست‌آمده (۵/۸۵۶۱۵۱) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰)، می‌توان ادعا کرد که درمجموع مدل پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست‌آمده برای مدل که برابر ۸ درصد است، می‌توان بیان کرد که درمجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۸ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. بر اساس نتایج قابل‌مشاهده، متغیر ترکیبی تضاد مالکانه با سطح معنی‌داری (۰/۰۰۳۲) و ضریب (۰/۰۴۲۹-) دارای تأثیر منفی معنی‌دار بر شدت سرمایه‌گذاری است. از بین متغیرهای انعطاف‌پذیری مالی، اثر تعاملی نقدینگی و ظرفیت بدهی با تضاد مالکانه بیانگر عدم تأثیرگذاری معنی‌دار آن‌ها بر شدت سرمایه-گذاری است بنابراین تضاد مالکانه تأثیر نقدینگی و ظرفیت بدهی بر شدت سرمایه‌گذاری را تعدیل نمی‌کند. ولی اثر تعاملی تضاد مالکانه با متغیر وجوه داخلی با سطح معنی‌داری (۰/۰۰۱۲) و ضریب (۰/۰۴۲۹-) بیانگر اثرگذاری منفی معنی‌دار بر شدت سرمایه‌گذاری است؛ بنابراین تضاد مالکانه، تأثیر وجوه داخلی بر

شدت سرمایه‌گذاری را تعدیل می‌کند. اثر تعاملی بین شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی و تضاد مالکانه با سطح معنی‌داری (۰/۰۳۷۴) و ضریب (۰/۰۴۴۹-) حاکی از تأثیر منفی معنی‌دار آن بر شدت سرمایه‌گذاری است یعنی تضاد مالکانه سبب تعدیل تأثیر انعطاف‌پذیری مالی از تأثیرگذاری مثبت به تأثیرگذاری منفی می‌شود. از بین متغیرهای کنترل پژوهش، تنها متغیر اندازه شرکت و شدت سرمایه‌گذاری دوره قبل به ترتیب با ضریب (۰/۰۱۳۷ و ۰/۲۰۲۶) دارای تأثیر مثبت معنی‌داری بر شدت سرمایه‌گذاری در دوره جاری است و مابقی متغیرهای کنترل، یعنی فرصت رشد و ارزش بازار شرکت، تأثیر معنی‌داری بر شدت سرمایه-گذاری شرکت ندارند.

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد مدل (۳) پژوهش برای آزمون فرضیه سوم

متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح خطا	تلورانس (VIF/۱)
$\alpha_.$	-۰/۰۴۶۳	۰/۰۲۹۸	-۱/۵۵۰۴	۰/۱۲۱۵	
$PPCONFLICT$	-۰/۰۴۲۹	۰/۰۱۴۴	-۲/۹۶۲۷	۰/۰۰۳۲	۰/۸۸۸۷
$lig * PPCONFLICT$	۰/۰۰۳۶	۰/۰۸۳۹	۰/۰۴۲۸	۰/۹۶۵۸	۰/۷۸۶۵
$udc * PPCONFLICT$	-۰/۰۳۹۳	۰/۰۲۰۹	-۱/۸۷۶۸	۰/۰۶۱۰	۰/۲۲۰۱
$intfunds * PPCONFLICT$	-۰/۰۴۲۹	۰/۰۱۴۴	-۲/۹۶۲۷	۰/۰۰۱۲	۰/۹۲۱۰
$f - flex * PPCONFLICT$	-۰/۰۴۴۹	۰/۰۲۱۵	-۲/۰۸۴۸	۰/۰۳۷۴	۰/۹۱۸۶
SIZE	۰/۰۱۳۷	۰/۰۰۵۴	۲/۵۳۷	۰/۰۱۰۷	۰/۹۶۱۹
MTB	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۲	۱/۱۹۶۱	۰/۲۳۲۰	۰/۹۶۷۱
GROWTH	۰/۰۱۳۸	۰/۰۰۸۶	۱/۵۹۳۴	۰/۱۱۱۵	۰/۹۳۸۴
$INV_{ratio\ t-1}$	۰/۲۰۲۶	۰/۰۳۶۴	۵/۵۶۲	۰/۰۰۰	۰/۸۸۸۷
ضریب تعیین	۰/۱۰۵۷۱۱۱				
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۰۸۷۶۹۳				
آماره‌ی دوربین-واتسون	۲/۲۳۷۳۳۸				
آماره‌ی F	۵/۸۵۶۱۵۱				
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰				

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج قابل‌مشاهده در جدول ۸ و با توجه به آماره‌ی F به‌دست‌آمده (۵/۸۵۲۷) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰)، می‌توان ادعا کرد که درمجموع مدل پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست‌آمده برای مدل که برابر ۸ درصد است، می‌توان بیان کرد که درمجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۸ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح

می‌دهند. بر اساس نتایج قابل‌مشاهده در جدول ۸، متغیر ترکیبی تضاد مالکانه با سطح معنی‌داری (۰/۰۱۱۲) و ضریب (۰/۰۲۷۲) تأثیر مثبت معنی‌دار بر سیاست تقسیم سود دارد. از بین متغیرهای انعطاف‌پذیری مالی، اثر تعاملی نقدینگی با تضاد مالکانه با سطح معنی‌داری (۰/۳۷۳۱) و اثر تعاملی ظرفیت بدهی با تضاد مالکانه با سطح معنی‌داری (۰/۱۳۰۲) بیانگر عدم تأثیرگذاری معنی‌دار آن‌ها بر سیاست تقسیم سود است؛ بنابراین تضاد مالکانه تأثیر نقدینگی و ظرفیت بدهی بر سیاست تقسیم سود را تعدیل نمی‌کند. ولی اثر تعاملی تضاد مالکانه با متغیر وجوه داخلی با سطح معنی‌داری (۰/۰۰۰) و ضریب (۰/۰۶۵۶) بیانگر اثرگذاری مثبت معنی‌دار بر سیاست تقسیم سود است؛ بنابراین تضاد مالکانه، تأثیر وجوه داخلی بر سیاست تقسیم سود را تعدیل می‌کند. اثر تعاملی شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی با شاخص ترکیبی تضاد مالکانه با سطح معنی‌داری (۰/۰۲۲۴) و ضریب (۰/۰۳۶۱-) حاکی از تأثیر منفی معنی‌دار آن بر سیاست تقسیم سود است یعنی تضاد مالکانه سبب تعدیل اثر مثبت انعطاف‌پذیری مالی به تأثیر منفی آن بر سیاست تقسیم سود می‌شود. از بین متغیرهای کنترل پژوهش، تنها متغیر اندازه شرکت و سیاست تقسیم سود دوره قبل به ترتیب با ضرایب (۰/۰۰۳۶ و ۰/۰۴۸۱) دارای اثیر مثبت معنی‌داری بر سیاست تقسیم سود در دوره جاری است و مابقی متغیرهای کنترل، یعنی فرصت رشد و ارزش بازار شرکت، تأثیر معنی‌داری بر سیاست تقسیم سود شرکت ندارند.

جدول ۸. نتایج حاصل از برآورد مدل (۴) پژوهش برای آزمون فرضیه چهارم

متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح خطا	تلورانس (VIF/۱)
α.	۰/۰۰۹۰	۰/۰۲۳۱	۰/۳۹۲۲	۰/۶۹۵۰	
$PPCONFLICT$	۰/۰۲۷۲	۰/۰۱۱۶	۲/۳۴۴	۰/۰۱۱۲	۰/۴۳۹۳
$lig * PPCONFLICT$	۰/۰۵۴۹	۰/۰۶۱۶	۰/۸۹۱۳	۰/۳۷۳۱	۰/۸۵۹۸
$udc * PPCONFLICT$	-۰/۰۲۲۹	۰/۰۱۵۱	-۱/۱۵۵۲	۰/۱۳۰۲	۰/۴۶۴۸
$intfunds * PPCONFLICT$	۰/۰۶۵۶	۰/۰۱۱۴	۵/۷۲۲۳	۰/۰۰۰	۰/۹۱۴۷
$f - flex * PPCONFLICT$	-۰/۰۳۶۱	۰/۰۱۴۵	-۲/۴۸۹	۰/۰۲۲۴	۰/۹۰۶۶
SIZE	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۱۱	۳/۲۷۲	۰/۰۰۶۲	۰/۹۵۹۴
MTB	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۸	-۰/۳۳۲۳	۰/۷۳۹۸	۰/۹۵۷۵
GROWTH	-۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۶۳	-۰/۳۳۱۰	۰/۷۴۰۷	۰/۹۵۰۸
$PAYOUT_{ratio\ t-1}$	۰/۰۴۸۱	۰/۰۲۳۱	۲/۰۸۲	۰/۰۰۰	۰/۴۳۹۳
ضریب تعیین	۰/۱۰۳۶۱				
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۰۸۶۴۵				
آماره‌ی دوربین-واتسون	۲/۲۱۸۵۶۲				
آماره‌ی F	۵/۸۵۲۷۳				
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰				

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

توانایی سرمایه‌گذاری و تقسیم سود شرکت در راستای بیشینه کردن منافع همه گروه‌های ذینفع در شرکت متأثر از انعطاف‌پذیری مالی شرکت در مدیریت و به‌کارگیری منابع آن است. مزایای این انعطاف‌پذیری نیز می‌تواند تحت تأثیر رفتارهای فرصت‌طلبانه گروه‌های با اهداف متضاد از دیگر گروه‌ها، به‌شدت کاهش یابد که مشکلات و هزینه‌های نمایندگی و درنتیجه کاهش ارزش شرکت را به دنبال خواهد داشت. بر اساس نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش، شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی سبب افزایش شدت سرمایه‌گذاری شرکت‌ها می‌شود. به عبارتی بر اساس نتایج به‌دست‌آمده می‌توان بیان کرد شرکت‌ها با حفظ نقدینگی، ظرفیت استقراض بیشتر و افزایش ظرفیت استقراض در آینده و همچنین حفظ وجوه داخلی انباشته‌شده خود در حال حاضر به دلیل اقتصاد تورمی و با صرفه بودن استفاده از استقراض در این شرایط (بازپرداخت معادل ریالی با ارزش کمتر در آینده)، اقدام به تأمین مالی برای سرمایه‌گذاری‌های بیشتری می‌کنند و از آن‌ها به‌عنوان سوپاپ اطمینان در آینده استفاده می‌کنند. به‌طورکلی شرکت‌های با انعطاف‌پذیری بیشتر، می‌توانند مقاومت بیشتری در مقابل فشارهای مالی نشان دهند و زمان مواجه با فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور، می‌توانند با کمترین هزینه، وجوه لازم برای سرمایه‌گذاری را فراهم کنند که شدت سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. این نتایج در رابطه با متغیر نقدینگی و ظرفیت بدهی مخالف با نتایج پژوهش‌های قبلی مانند افزا و میرزا (۲۰۱۱)، مرچیسا و مورا (۲۰۱۰) و گامبا و تریانتیس[۱] (۲۰۰۵) است ولی در رابطه با متغیر وجوه داخلی و شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی موافق با نتایج پژوهش‌های قبلی مانند استویک (۲۰۱۵)، لی و ژیائو (۲۰۱۱)، دی انجلو (۲۰۱۰)، مرچیا و مورا (۲۰۱۰) و گامبا و تریانتیس (۲۰۰۵)، است. بر اساس نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش به‌طورکلی شرکت‌های با انعطاف‌پذیری بیشتر، سود بیشتری را بین سهامداران تقسیم می‌کنند که بیانگر این است که شرکت‌های با انعطاف‌پذیری بالاتر، جریان‌های نقدی بیشتر و مطمئن‌تری را دارند و ضمن جلوگیری از افزایش هزینه‌های نمایندگی، به‌راحتی می‌توانند با حفظ ظرفیت استقراض و نقدینگی، سود منظمی را بین مالکان تقسیم کنند. شاید به این دلیل است که شرکت‌ها وجوه نقد عملیاتی و ظرفیت استقراضی خود را برای سرمایه‌گذاری‌هایی با بازدهی بیشتری بکار می‌گیرند تا سود و بازدهی بیشتری را در آینده نصیب مالکان کنند. این نتایج در رابطه با متغیر نقدینگی و ظرفیت بدهی مخالف با نتایج پژوهش‌هایی مانند راجش کومار و سوجیت (۲۰۱۸)، دی‌انجلو (۲۰۰۷)، اودد (۲۰۰۸)، مرچیا و مورا (۲۰۱۰)، افزا و میرزا (۲۰۱۱)، پاترا و همکاران (۲۰۱۲) است. درحالی‌که این نتایج در رابطه با متغیر وجوه داخلی و شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی مخالف با نتایج پژوهش کینگ‌وارا (۲۰۱۵)، ولی هم‌راستا با نتایج راجش کومار و سوجیت (۲۰۱۸)، رپ و همکاران

---

۱. Gamba & Triantis

(۲۰۱۴)، استویک (۲۰۱۵)، لی و ژیائو (۲۰۱۱)، دی انجلو (۲۰۱۰)، دی انجلو (۲۰۰۶)، افزا و میرزا (۲۰۱۱)، پاترا و همکاران (۲۰۱۲) است.

بر اساس نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش، تضاد مالکانه و اثر متقابل آن با شاخص ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی سبب کاهش شدت سرمایه‌گذاری می‌شود. دلیل این نتیجه را می‌توان به این شکل بیان کرد که وجود تضاد مالکانه در سایه حاکمیت شرکتی ضعیف اتفاق می‌افتد که به سبب وجود و تسلط فرضیه منافع شخصی در سایه تضاد مالکیت، درجه انعطاف‌پذیری شرکت و درنتیجه سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد به عبارتی وجود تضاد مالکانه سبب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و در نتیجه افزایش هزینه نمایندگی و هزینه سرمایه شرکت می‌شود که میزان دسترسی شرکت برای وجوه ارزان‌قیمت برای سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد همچنین وجود انعطاف‌پذیری بالا بیانگر سرمایه‌گذاری بیشتر نیست زیرا شاید وجوه داخلی و نقدینگی به‌جای سرمایه‌گذاری ترجیح داده شود که برای جلوگیری از رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران، این وجوه بین سهامداران تقسیم شود و همچنین وجود انعطاف‌پذیری بالا به سبب بالا بودن ظرفیت استقراض، نشانگر نبود فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کاهش آن است. این نتیجه هم‌راستا با نتایج پژوهش استویک (۲۰۱۵)، مورک و همکاران[۱] (۲۰۰۵)، کالچوا و لین (۲۰۰۷)، مک نالتی و همکاران (۲۰۱۳)، ولوری و جنکینز (۲۰۰۶)، عبدالسلام و سایرین[۲] (۲۰۰۸)، میچلی و وینسنت[۳] (۲۰۱۳)، دلابراسلری و لاتروس[۴] (۲۰۱۴) است. بر اساس نتایج آزمون فرضیه چهارم پژوهش اثر متقابل شاخص ترکیبی تضاد مالکانه و انعطاف‌پذیری مالی، سبب کاهش سود تقسیمی شده است؛ یعنی وجود تضاد مالکانه، انعطاف‌پذیری شرکت‌ها را در استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور و با ارزش خالص فعلی مثبت، کاهش می‌دهد و حتی به‌صورت فرصت‌طلبانه به‌جای تقسیم سود، منابع موجود در شرکت در راستای منافع شخصی گروه‌های خاصی بکار گرفته می‌شود. همچنین در شرکت‌های با تضاد مالکانه بیشتر، به سبب هزینه نمایندگی بیشتر و عدم اطمینان نسبت به جریان‌های نقدی، سود تقسیمی کمتر خواهد بود. این نتیجه هم‌راستا با نتایج پژوهش‌های قبلی مانند کینگ‌وارا (۲۰۱۵)، مانندااستویک (۲۰۱۵)، ماری و پاجوست (۲۰۰۲)، استراتیس و وو[۵] (۲۰۰۴)، عبدالسلام و همکاران (۲۰۰۸) و لیم و همکاران[۶] (۲۰۰۷)، مورک و همکاران (۲۰۰۵) و پیندادو و همکاران (۲۰۱۲) است.

---

۱. Morck et al

۲. Abdelsalam et al

۳. Michaely & Vincent

٤. De La Bruslerie & Latrous

٥. Stouraitis & Wu

٦. Lim et al

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود، برای کسب منفعت سرمایه‌ای ناشی از شدت سرمایه‌گذاری و منفعت نقدی ناشی از سود نقدی، بیشتر در شرکت‌های با انعطاف‌پذیری مالی (نقدینگی- وجوه داخلی-ظرفیت بدهی) سرمایه‌گذاری کنند و همچنین به سهامداران پیشنهاد می‌شود رویه‌های نظارتی و حاکمیت شرکتی در شرکت را متناسب با درجه تضاد مالکانه موجود در شرکت، تعدیل کنند تا از انتقال ناعادلانه منابع و به‌کارگیری فرصت‌طلبانه آن‌ها به‌وسیله گروهی خاص جلوگیری به عمل آید که نیازمند بسط و توسعه ابزارهای اجرایی حاکمیت شرکتی به‌تناسب محیط تجاری و شرایط موجود است. چراکه به نظر می‌رسد به سبب وجود تضاد مالکانه، ابزارهای حاکمیت شرکتی به‌اندازه خود حاکمیت شرکتی رشد نیافته‌اند.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

مدرس، احمد و حصـــار زاده، رضـــا. (۱۳۸۷). **کیفیت گزارشـــگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری**. *سازمان بورس و اوراق بهادار*، ۱(۲)، صص. ۱۱۶-۸۵.

خالقی مقدم، حمید، حســاس یگانه، یحیی، امیری، مقصــود و شــیره زاده، جلال. (۱۳۹۶). **مدلی برای انعطاف‌پذیری مالی شــرکت‌های پذیرفته‌شــده در بورس اوراق بهادار تهران**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۵(۴)، صص. ۴۵-۶۷.

رحمانی، علی؛ غلامی گاکیه، فردین؛ پاکیزه، کامران. (۱۳۹۱). **تاثیر انعطاف پذیری مالی بر میزان سرمایه گذاری و ارزش افرینی**. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۴(۲)، صص. ۷۶-۵۳.

شعری آناقیز، صابر و قربانی، ناهید. (۱۳۹۴). **رابطه انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ایران از منظر بازار**، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴(۳)، صص.۱۸۰-۱۶۵.

نجفی مقدم، علی. (۱۳۹۶). **تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر تصمیمات ساختار سرمایه با استفاده از دو مدل برایان کلارک و فولک اندروونگ**. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۸(۳۳)، صص. ۱۵۳-۱۸۲.

Abdelsalam, O. El-Masry, A. & Elsegini, S. (۲۰۰۸). B**oard Composition, Ownership Structure and Dividend Policies in an Emerging Market Further Evidence from CASE ۵۰.** *Managerial Finance*: ۳۴(۱۲), pp.۹۵۳-۹۶۴.

Afza, T. & Mirza, H. (۲۰۱۱). **Institutional shareholdings and corporate dividend policy in Pakistan.** *African Journal of Business Management*, ۵ (۲۲), pp.۸۹۴۱-۸۹۵۱.

Bancel, F. & Mittoo, U. (۲۰۱۱). **Financial flexibility and the impact of the global financial crisis: evidence from France.** *International Journal of Managerial Finance* ۷ (۲), pp.۱۷۹-۲۱۶.

Bouchani, Z. & Ghanbari, M. (۲۰۱۵). **The relation between financial flexibility and financial performance with the ratio of book value to market value in Tehran listed firms**. *Journal of Scientific Research and Development*. ۲ (۲), pp.۲۱۶-۲۲۲.

Byoun, S. (۲۰۰۷). **Financial flexibility, leverage, and firm size, Waco, TX. January**, ۳. *SSRN Electronic Journal*. pp.۱-۳۸.

Byoun, S. (۲۰۰۸). **Financial flexibility and capital structure decision**, *SSRN Electronic Journal*. ۱۱۰۸۸۵۰. pp.۱-۶۰.

Chen, T. Xie. L. & Zhang. Y. (۲۰۱۷), **How Does Analysts' Forecast Quality Relate to Corporate Investment Efficiency?** *Journal of Corporate Finance*, ۴۳(۳), pp.۴۰۸- ۴۲۱.

Chen, X. Sun, Y. & Xu, X. (۲۰۱۵). **Free Cash Flow, Over-Investment and Corporate Governance in China**, *Pacific-Basin Finance Journal*, ۳۷(۳), pp.۸۱-۱۰۳.

De La Bruslerie, H. & Latrous, I. (۲۰۱۴). **Ownership Structure and Debt Leverage: Empirical Test of a Trade-off Hypothesis on French Firms.** *Journal of Multinational Financial Management*, ۲۲ (۴), pp.۱۱۱-۱۳۰.

DeAngelo, H. & DeAngelo, L. (۲۰۰۷). **Capital structure, payout policy, and financial flexibility**. Marshall School of Business, California. *SSRN Electronic Journal*, pp.۱-۲۵.

DeAngelo, H. DeAngelo, L. & Stulz, R. M. (۲۰۰۶). **Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory**. *Journal of Financial economics*, ۸۱(۲), pp. ۲۲۷-۲۵۴.

DeAngelo, H. DeAngelo, L. & Whited, T. M. (۲۰۱۰). **Capital structure dynamics and transitory debt**, *Journal of Financial Economics*. ۹۹(۲), pp.۲۳۵-۲۶۱.

Damoori, D, & Ghadakfroshan, M. (۲۰۱۸). **Financial Policies and Investment Efficiency in the Companies Listed in Tehran Stock Exchange**. *Financial Management Strategy*, ۶(۴), pp.۱۵۷-۱۷۵. (In Persian)

Estwic. S. (۲۰۱۵). **Financial Flexibility and the Moderating Role of Principal-principal Conflict**. *Journal of Financial Issues*, ۱۴(۲). pp.۱-۳۵.

Gamba, A. & Triantis. A. (۲۰۰۸). **The value of financial flexibility**. *The Journal of Finance*, ۶۳(۵), pp.۲۶۳-۲۹۶.

Gu, X. Hasan, I. & Zhu, Y. (۲۰۱۹). **Political influence and financial flexibility: Evidence from China**, *Journal of Banking & Finance*, ۹۹(۳), pp.۱۴۲-۱۵۶.

Hu, H. Tam, O. & Tan, M. (۲۰۱۰). **Internal governance mechanisms and firm performance in China.** *Asia Pacific Journal of Management*, ۲۷ (۴), pp.۷۲۷-۷۴۹.

Kalcheva, I. & Lins, K. (۲۰۰۷). **International evidence on cash holdings and expected managerial agency problems.** *Review of Financial Studies*, ۲۰ (۴), pp.۱۰۸۷-۱۱۱۲.

King'wara, R. (۲۰۱۵). **The Relationship between Financial Flexibility and Dividend Payouts: A Case of Listed Firms in Kenya,** *European Journal of Business and Management*, ۷(۳), pp.۵۱-۵۸.

Khodaee, M. & Zareteymori, M. (۲۰۱۰). **Effect of Financial Flexibility on Investment Decisions**, *Financial Engineering and Portfolio Management*, ۴(۳), pp.۱۵۵-۱۷۳. (In Persian)

Khaleghi Moghaddam, H, Hassas Yeganeh, Y, Amiri, M. Shirehzadeh, J. (۲۰۱۸). **A Model for Financial Flexibility of Accepted Companies in Tehran Stock Exchange**. *Financial Management Strategy*, ۵(۴), pp.۴۵-۶۷. (In Persian)

Lambrinoudakis, C. Skiadopoulos, G.S. & Gkionis, K. (۲۰۱۹). Capital Structure and Financial Flexibility: Expectations of Future Shocks. ۱۰۴(۱۰), pp.۱-۱۸.

Lara, J.M.G. Osma, B.G. Penalva, F. (۲۰۱۶). **Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency**, *Journal of Accounting and Economics*, ۶۱ (۱), pp.۲۲۱- ۲۳۸.

Lee, S. & Xiao, Q. (۲۰۱۱). **An examination of the curvilinear relationship between capital intensity and firm performance for publicly traded US hotels and restaurants.** *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, ۲۳(۶), pp.۸۶۲ – ۸۸۰.

Lemmon, M. & Roberts, M. (۲۰۱۰). **The response of corporate financing and investment to changes in the supply of credit.** *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, ۴۵(۳), pp.۵۵۵-۵۸۷.

Lim, S. Matolcsy, Z. & Chow, D. (۲۰۰۷). **The association between board composition and different types of voluntary disclosure**. *European Accounting Review*. ۱۶(۳), pp.۵۵۵-۵۸۳.

Lie, E. (۲۰۰۵). **Financial flexibility, performance, and the corporate payout choice**. *The Journal of Business*. ۷۸ (۶), pp.۲۱۷۹-۲۲۰۲.

Lins, K. (۲۰۰۳). **Equity ownership and firm value in emerging markets**. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, ۳۸ (۱), ۱۵۹-۱۸۴.

Marchica, m. & Mura, R. (۲۰۰۷). **Financial flexibility and investment decisions,** *SSRN Electronic Journal*, September, pp.۱-۴۸.

Marchica, M. & Mura, R. (۲۰۱۰). F**inancial flexibility, investment ability, and firm value: evidence from firms with spare debt capacity**. *Financial Management*, ۳۹ (۴), pp.۱۳۳۹-۱۳۶۵.

Maury, B. & Pajuste, A. (۲۰۰۵). **Multiple large shareholders and firm value**. *Journal of Banking & Finance*, ۲۹ (۷), pp.۱۸۱۳-۱۸۳۴.

Maury, C. & Pajuste, A. (۲۰۰۲). **Controlling shareholders, agency problems, and dividend policy in Finland.** *Journal of LTA*, ۱ (۲), pp.۱۵-۴۵.

McNulty, T. Florackis, C. & Ormrod, P. (۲۰۱۳). **Boards of directors and financial risk during the credit crisis**. *Corporate Governance: An International Review*, ۲۱ (۱), pp.۵۸-۷۸.

Michaely, R. & Vincent, C. (۲۰۱۳). **Do Institutional Investors Influence Capital Structure Decisions?** *SSRN Electronic Journal*. pp.۱-۵۴.

Modares, A, & Hesarzadeh, R. (۲۰۰۸). **Financial reporting quality and investment efficiency.** *Journal of Stock Exchange Organization*, ۱(۲), pp.۸۵-۱۱۶. (In persian)

Morck, R. Wolfenzon, D. & Yeung, B. (۲۰۰۵). **Corporate governance. economic entrenchment, and growth**. *Journal of Economic Literature*, ۴۳ (۳), pp.۶۵۵-۷۲۰.

Najafi moghadam, A. (۲۰۱۷). The impact of financial flexibility on capital structure decisions with Using Brian Clark and Farkland and Wang. ۸(۳۳), pp.۱۵۳-۱۸۲. (In persian)

Oded, J. (۲۰۰۸). Payout policy, **financial flexibility, and agency costs of free cash flow.** *SSRN Electronic Journal*. pp.۱-۴۴.

Patra, T. Poshakwale, S. & Ow-Yong, K. (۲۰۱۲). **Determinants of corporate dividend policy in Greece**. *Applied Financial Economics*, ۲۲ (۱۳), pp.۱۰۷۹-۱۰۸۷.

Pindado, J. Requejo, I. & Torre, C. (۲۰۱۲). **Do family firms use dividend policy as a governance mechanism? evidence from the Euro zone**. *Corporate Governance: An International Review*, ۲۰ (۵), pp.۴۱۳-۴۳۱.

Rahmani, A. Gholami Gakieh, F. Pakizeh, K. (۲۰۱۲). **The Impact of Financial Flexibility on Investment Ability and Firm's Value Enhancing**. *Journal of Accounting Advances (JAA)*, ۴(۲), pp.۵۳-۷۶. (in Persian)

Rajesh Kumar, B. & Sujit, K.S. (۲۰۱۸). **Determinants of dividends among Indian firms—An empirical study**, *Cogent Economics & Finance*, ۶(۱), pp.۱-۱۸.

Rapp, S.M. Schmid, T. & Urban, D. (۲۰۱۴). **The Value of Financial Flexibility and Corporate Financial Policy**. *Journal of Corporate Finance*, ۲۹(۱۴), pp.۲۱۱-۳۱۲.

Sheri Anaghiz, S. Ghorbauni, N. (۲۰۱۵). **The Relation between Financial Flexibility and Performance of Iranian Investment Firms from the Market Point of View**. *Empirical Research in Accounting*, ۴(۳), pp.۱۶۵-۱۸۰. (in persian)

Smith, G. (۲۰۱۴). **After a Market Panic: Cash is King**. *Managerial Finance*, ۴۱(۵), pp.۵۱۶-۵۳۴.

Stouraitis, A. & Wu, L. (۲۰۰۴). **The Impact of Ownership Structure on the Dividend Policy of Japanese Firms with Free Cash Flow Problem**. In AFFI December meeting. *SSRN Electronic Journal*.۴ (۱), pp.۷۴-۹۳.

Su, Y. Xu, D. & Phan, P. (۲۰۰۸). **Principal–principal conflict in the governance of the Chinese public corporation**. *Management and Organization Review*, ۴ (۱), pp.۱۷-۳۸.

Takami, S. (۲۰۱۶). **Preserving and Exercising Financial Flexibility in the Global Financial Crisis Period: The Japanese Example**. *Corporate Accounting & Finance*, ۲۷(۴), pp.۱۳- ۲۵.

Velury, U. & Jenkins, D.S. (۲۰۰۶). **Institutional Ownership and The Quality of Earnings**. *Journal of Business Research*, ۵۹(۹), pp.۱۰۴۳-۱۰۵۱.

Young, M. Peng, M. Ahlstrom, D. Bruton, G. & Jiang. Y. (۲۰۰۸). **Corporate governance in emerging economies: a review of the principal–principal perspective**. *Journal of Management Studies*, ۴۵ (۱), pp.۱۹۶-۲۲۰.

Yung, k. Diane Li, D. & Jian, Y. (۲۰۱۵). **The Value of Corporate Financial Flexibility in Emerging Countries**. *Journal of Multinational Financial Management*, ۳۲(۳۳), pp.۲۵-۴۱.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۱۷۶-۱۵۵

بررسی عملکرد مدل هیبریدی در ارزیابی ریسک نکول شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

احمد نبی زاده[۲] و مازیار بهرامی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۱۲

چکیده

اندازه‌گیری ریسک اعتباری و برآورد احتمال نکول شرکت‌ها از مهم‌ترین چالش‌های مطرح در حوزهٔ اعتباری است. مدل‌های ساختاری و مدل‌های غیرساختاری دو چارچوب اصلی برای برآورد ریسک نکول و ریسک‌های اعتباری هستند؛ اما هرکدام از این مدل‌ها دارای نقاط قوت و ضعف هستند و به نظر می‌رسد ترکیب این دو چارچوب و ارائه یک مدل هیبریدی بتواند پیش‌بینی دقیق‌تری از ریسک نکول شرکت‌ها ارائه کند. در پژوهش حاضر از یک مدل هیبریدی برای سنجش ریسک نکول شرکت‌های بورسی و فرابورسی در فاصلهٔ زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶ که طبق قوانین بازار سرمایه ایران به بازار پایه انتقال یافته‌اند استفاده شده است. ابتدا از مدل مرتون (از مدل‌های ساختاری) برای سنجش ریسک نکول این شرکت‌ها استفاده شد و سپس نتایج این مدل با مدل Z آلتمن (از مدل‌های غیرساختاری) مقایسه شده است. سپس با تحلیل رگرسیونی نسبت‌های مالی مختلف، متغیرهای معنی‌دار شناسایی شده و مدل مرتون و Z آلتمن به‌صورت جداگانه و ترکیبی از نظر آماری مقایسه شدند. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل هیبریدی نسبت به مدل‌های ساختاری و مدل‌های غیرساختاری، پیش‌بینی دقیق‌تری از ریسک نکول ارائه می‌دهد. با وارد کردن نتایج هریک از این دو مدل به مدل هیبریدی، توان آماری مدل هیبریدی افزایش پیدا می‌کند؛ بنابراین بهره‌گیری از مدل ترکیبی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری کمک خواهد کرد تا منابع را با ریسک کمتری در اختیار شرکت‌های سالم‌تر قرار دهند.

واژگان کلیدی: ریسک نکول، مدل‌های ساختاری، مدل‌های غیرساختاری، مدل هیبریدی

طبقه‌بندی موضوعی: *C۵۹، G۲۱، G۳۳*.

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۶۱۰۵,۲۰۸۶

۲. استادیار گروه مدیریت منابع انسانی و کسب‌وکار، دانشکده مدیریت، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**ahmadnabizade@gmail.com

۳. کارشناس ارشد مدیریت کسب‌وکار، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. **Email:**drbahrami۷۱@gmail.com

مقدمه

سنجش ریسک اعتباری و برآورد احتمال نکول شرکت‌ها یکی از ابزارهای مهم برای بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به شمار می‌رود. تاکنون مدل‌های مختلفی برای پیش‌بینی وضعیت ریسک اعتباری و احتمال نکول مشتریان و شرکت‌ها توسط پژوهشگران توسعه یافته است. مدل‌های ساختاری و مدل‌های غیرساختاری دو مجموعه اصلی از مدل‌های برآورد ریسک نکول و ریسک‌های اعتباری هستند؛ پایه مدل‌های ساختاری پیش‌بینی ریسک نکول مبتنی بر تئوری قیمت‌گذاری اختیار معامله ارائه شده توسط بلک و شولز[۱] (۱۹۷۳) و نیز پژوهش‌های مرتون[۲] (۱۹۷۴) است. هرچند این مدل‌ها از جنبه نظری و پژوهشی توسعه فراوانی داشته‌اند اما به دلیل پیچیدگی محاسباتی، در حوزه تجربی و کاربردی کمتر مورد استفاده قرارگرفته‌اند. همچنین با بررسی مدل‌های ساختاری (برای مثال مدل ساختاری مرتون) می‌توان دریافت که احتمال نکول به‌طور مستمر می‌تواند با تغییر در ارزش دارایی‌های شرکت به‌روز شود؛ ازاین‌رو این دسته از مدل‌ها از مزیت انعطاف‌پذیر بودن برخوردار هستند؛ اما ممکن است این مدل‌ها احتمال نکول را بیش یا کم برآورد کنند به دلیل اینکه ارزش‌های دارایی به دلیل عدم معامله در بازار به‌راحتی به دست نمی‌آیند.

مزیت اصلی مدل‌های غیرساختاری دقت آن‌ها در برآورد احتمال نکول است. علاوه بر این، استفاده از آن‌ها برای مؤسسات مالی دارای پایگاه داده یکپارچه آسان است و می‌توانند احتمال نکول بسیار دقیقی را تولید کند. بااین‌حال، این مدل‌ها انعطاف‌پذیر نیستند، چراکه نیاز به اطلاعات از صورت‌های مالی دارند؛ بنابراین به‌روزرسانی احتمال نکول طی یک سال بسیار دشوار است. برخی از مؤسسات مالی ممکن است نیاز به گزارش دهی به شکل سه‌ماهه داشته باشند، اما به‌ندرت توسط شرکت‌های حسابداری حسابرسی می‌شوند.

در حال حاضر یکی از مهم‌ترین مشکلات مؤسسات مالی توان پایین اعتبار دهی است که عمده‌ترین دلیل آن بالا بودن میزان مطالبات غیر جاری[۳] آن‌ها است. این مؤسسات در سنجش و ارزیابی درست مشتری در ایفاء تعهدات کوتاه‌مدت و بلندمدت توانایی لازم و مدل مناسب را ندارند و ازاین‌رو ارائه مدلی که با دقت بهتری ریسک اعتباری مشتریان را محاسبه کند برای آن‌ها اهمیت بسیار حیاتی دارد. در عمل بسیاری از شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار به دلیل وابستگی و حمایت‌های دولت از آنان اعلام ورشکستگی نمی‌کنند. این امر سبب می‌شود تا نتوان عملکرد مدل‌های پیش‌بینی ریسک نکول را به‌راحتی ارزیابی کرد. برای استفاده از نقاط قوت و جلوگیری از معایب هرکدام از مدل‌های ساختاری و غیرساختاری به نظر می‌رسد استفاده از یک مدل هیبریدی (ترکیبی) بتواند به‌طور هم‌زمان به ایجاد انعطاف و افزایش دقت برآورد ریسک اعتباری مشتریان کمک کند؛ بنابراین در پژوهش حاضر این فرضیه موردبررسی قرار می‌گیرد که مدل هیبریدی نسبت به مدل‌های ساختاری و مدل‌های غیرساختاری، پیش‌بینی دقیق‌تری از ریسک نکول ارائه می‌دهد. ساختار این مقاله بدین‌صورت است که در ابتدا مبانی نظری و مروری بر پیشینهٔ پژوهش آورده شده است سپس روش‌شناسی پژوهش مورداشاره قرار گرفته است و بعد از آن تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش ذکر شده است.

---

۱. Black and Scholes
۲. Merton
۳. Non performing loans

مبانی نظری

مدل‌های غیرساختاری

در مدل‌های غیرساختاری[۱] سنتی، از تجزیه‌وتحلیل بنیادی برای شناسایی عوامل مهم در تبیین ریسک اعتباری شرکت‌ها استفاده می‌شود. در این مدل‌ها ضمن ارزیابی اهمیت این عوامل، به ترسیم مجموعه‌ای از نسبت‌های مالی، متغیرهای حسابداری و سایر اطلاعات به یک نمره کمّی می‌پردازند. این مدل‌ها را می‌توان به‌عنوان یک احتمال نکول در نظر گرفت و از آن‌ها به‌عنوان سیستم طبقه‌بندی استفاده کرد.

بیور[۲] (۱۹۶۶) رویکرد تک متغیره تجزیه‌وتحلیل تفکیک در ریسک نکول شرکت را معرفی کرده است. آلتمن[۳] (۱۹۶۸) نیز آن را به یک چارچوب چندمتغیره گسترش داد و مدل امتیاز Z را معرفی کرد. این مدل به متغیرهای مستقل (نسبت‌های مالی و متغیرهای حسابداری) وزن می‌دهد و یک نمره تفکیک‌شده ترکیبی را تولید می‌کند. در ادامه، آلتمن و همکاران (۱۹۷۷) مدل ZETA را توسعه داده‌اند که برخی از پیشرفت‌ها را نسبت به روش امتیاز Z اصلی داشته است.

پس‌ازآن، مدل‌های متغیر وابسته باینری همچون مدل پروبیت و لوجیت[۴] در پیش‌بینی ورشکستگی استفاده شدند. اولسون (۱۹۸۰) از روش لوجیت برای استخراج یک مدل ریسک نکول شناخته شده به‌عنوان امتیازO استفاده کرده است. روش پروبیت و لوجیت به متغیرهای مستقل وزن می‌دهد و نمرات را در یک فرم از احتمال شکست با استفاده از تابع تجمعی نرمال (لجستیک) اختصاص می‌دهد. همچنین از مدل ریسک اعتباری دودویی[۵] توسط بانک‌ها برای وام‌دهی به شرکت‌های اعتبارسنجی نشده[۶] استفاده شده است. برخی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری از این روش با استفاده از راهکارهایی مانند RiskCalc Moody، یا از طریق مدل‌سازی و برنامه‌نویسی برآورد خود را انجام می‌دهند. البته در اغلب موارد، فایل‌های اعتباری نسخه دیجیتال شده ندارند یا حاوی داده‌های تاریخی نیستند (جول[۷]، ۲۰۰۹). مزیت اصلی مدل‌های غیرساختاری دقت آن‌ها در برآورد احتمال نکول است. علاوه بر این، استفاده از آن‌ها برای مؤسسات مالی مجهز به سیستم‌های مدیریت پایگاه داده قابل‌اطمینان و یکپارچه آسان است و احتمال نکول بسیار دقیقی تولید می‌کند. بااین‌حال، این مدل‌ها انعطاف‌پذیر نیستند، چراکه نیاز به اطلاعات از صورت‌های مالی دارند؛ بنابراین، به‌روزرسانی احتمال نکول طی یک سال بسیار دشوار است. برخی از مؤسسات مالی ممکن است نیاز به گزارش دهی به شکل سه‌ماهه داشته باشند، اما به‌ندرت توسط شرکت‌های حسابداری، حسابرسی می‌شوند.

---

۱. Non-structural models
۲. Beaver
۳. Altman
٤. Probit & Logit
٥. Binary
٦. Non-listed firms
۷. Joel

مدل‌های ساختاری

مدل‌های ساختاری[1] از تغییر تدریجی متغیرهای ساختاری شرکت از قبیل ارزش دارایی و ارزش بدهی برای تعیین زمان نکول شرکت بهره می‌گیرند. مدل مرتون[2] (۱۹۷۴) اولین مدل ساختاری برای تعیین ریسک نکول است. در این مدل، شرکت هنگامی نکول می‌کند که در لحظه پرداخت بدهی، دارایی‌های آن پایین‌تر از بدهی‌های معوق قرار گیرند. به‌تدریج مدل‌های ساختاری دیگر با آزاد کردن محدودیت‌های در نظر گرفته شده در مدل مرتون ایجاد شدند؛ از جمله مدل ساختاری بلک و کاکس[3] (۱۹۷۶) که در آن، هر زمان که ارزش دارایی شرکت کمتر از یک آستانه مشخصی قرار گیرد، نکول ایجاد می‌شود. برخلاف رویکرد مرتون، در این حالت، نکول در هر زمانی می‌تواند اتفاق افتد.

مدل ساختاری مرتون، ازآنجاکه احتمال نکول به‌طور مستمر می‌تواند با تغییر در ارزش دارایی‌های شرکت به‌روز شود، دارای مزیت انعطاف‌پذیر بودن است؛ اما نقطه‌ضعف مدل این است که ممکن است احتمال نکول را کمتر یا بیشتر برآورد کند، چون ارزش‌های دارایی نامشهود هستند و باید از قیمت سهام تعمیم داده شوند. ازآنجاکه فراوانی اطلاعات به‌طورکلی سالانه است، احتمال نکول را نمی‌توان در طول سال مالی به‌روز کرد. صورت‌های مالی سه‌ماهه را می‌توان یافت، اما معمولاً توسط یک شرکت حسابداری خارجی حسابرسی نشده‌اند (فلاح‌پور و طادی، ۱۳۹۵).

مدل هیبریدی در ادبیات توسط کسانی چون تودلا و یانگ[4] (۲۰۰۵) پیشنهاد شده است. آن‌ها از اختیار معاملات مانع به همراه یک اختیار خرید Down-and-out استفاده و مدل‌های مختلفی برای داده‌های شرکت‌های غیرمالی انگلیسی برای دوره ۱۹۹۰ - ۲۰۰۱ برآورد کردند. از داده‌هایی برای شرکت‌ها برای برآورد خود از احتمال نکول در مدل ساختاری استفاده شد که نکول کرده‌اند یا نکرده‌اند. در ابتدا، آن‌ها مطمئن شدند که آیا این دو نوع شرکت نشان‌دهنده احتمالات مختلف پیش‌بینی‌شده نکول هستند. سپس، آن‌ها مدل ترکیبی خود را با دیگر مدل‌های غیرساختاری مقایسه کردند تا بررسی کنند که آیا متغیر احتمال اضافی نکول (PD) برای توضیح احتمالات نکول معنادار است. در نهایت، عملکرد مدل خود را با منحنی قدرت و ابزارهای نوع نسبت دقت اندازه‌گیری کردند.

صالحی و بذرگر (۱۳۹۴) از دو مدل آلتمن و اهلسون[5] (۱۹۸۰) برای ارزیابی ورشکستگی به‌عنوان متغیر وابسته و از دو مدل اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی اختیاری تعدیل شده برای ارزیابی کیفیت سود شرکت‌ها به‌عنوان متغیر مستقل استفاده کردند. همچنین از متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، بازده دارایی‌ها و اهرم مالی برای در نظر گرفتن تأثیر سایر متغیرهای تأثیرگذار نیز بهره گرفته‌اند. نتایج آن‌ها نشان داد زمانی که از مدل آلتمن برای محاسبه ورشکستگی استفاده می‌شود، رابطه بین اقلام تعهدی

---

۱. Structural models
۲. Merton
۳. Black and Cox
٤. Tudeland Young
٥. Altman and Ohlson

اختیاری و اقلام تعهدی اختیاری تعدیل شده با ورشکستگی معنی‌دار و مستقیم است؛ اما هنگامی‌که از مدل اهلسون برای محاسبه ورشکستگی استفاده می‌شود، رابطه بین اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی اختیاری تعدیل شده با ورشکستگی معنی‌دار و معکوس است.

کریس و لیزن[۱] (۲۰۱۸) از مدل‌های ساختاری برای اندازه‌گیری ریسک نکول بانک‌های خصوصی ایالات‌متحده آمریکا استفاده و مدل جدیدی برای اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک بر مبنای فراوان (احتمال) نکول در بخش بانکی معرفی کردند. این مدل اندازه‌گیری به بارگذاری غیرخطی عوامل نکول وابسته است؛ درحالی‌که مدل‌های پیشین به بارگذاری خطی عوامل نکول وابسته بودند. بیت‌اللهی و زینعلی (۲۰۲۰) نیز برای پیش‌بینی قیمت قراردادهای سواپ نکول اعتباری از مدل مرتون استفاده کردند و مدل مذکور را با برخی از مدل‌های ترکیبی شبکه عصبی از جمله انفیس، نارکس، آدابوست و رگرسیون ماشین بردار پشتیبان، مقایسه کردند. طبق نتایج، میانگین قدرت پیش‌بینی الگوریتم نارکس بیش از سایر مدل‌ها بود.

مدل‌های هیبریدی

در خصوص مدل‌های هیبریدی پژوهش‌هایی در حوزه‌های مختلف انجام گرفته است. از جمله بنوس و پاپاناستاسوپولوس[۲] (۲۰۰۷) با ارائه یک مدل هیبریدی، به توسعه مدل مرتون و ارزیابی کیفیت اعتبار پرداختند. آن‌ها با ترکیب کردن روش تحلیل بنیادی و روش تحلیل ادعای مشروط به ارزیابی ریسک اعتباری پرداختند.

بلالا و همکاران[۳] (۲۰۱۶) نیز دو مدل تحلیل بنیادی و تحلیل ادعای مشروط برای اندازه‌گیری ریسک نکول را برای بررسی شرکت‌های فرانسوی پذیرفته‌شده در بورس پاریس با هدف بررسی و بهبود قابلیت پیش‌بینی احتمال نکول بر اساس اطلاعات صورت‌های مالی و بازار ترکیب کردند. در ابتدا احتمال نکول توسط هر یک از روش‌ها برآورد شد و سپس احتمال نکول مدل ساختاری در هر نقطه از زمان در مدل غیرساختاری به‌عنوان یک متغیر توضیحی اضافی ادغام شد. نتایج نشان داد که احتمال نکول به‌دست‌آمده از مدل ساختاری با ترکیب و اضافه کردن متغیرهای حسابداری، به‌طور معناداری توانسته است ریسک نکول را بهتر توضیح دهد.

مروری بر پیشینه پژوهش

در زمینه مدلهای غیرساختاری در ایران پژوهشهایی صورت گرفته است. برای مثال نمازی و همکاران (۱۳۹۷) با هدف مدل‌سازی و تعیین اولویت معیارهای مؤثر مدیریت سود واقعی بر پیش‌بینی نکول در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران، از مدل توسعه‌یافته‌ی چو[۴] و همکاران (۱۹۹۸)، روی‌چودهاری[۵] (۲۰۰۶) و معیار تعدیل‌شده‌ی آلتمن (۱۹۸۳) برای ریسک ورشکستگی استفاده کردند. یافته‌ها نشان داد که بین جریان غیرعادی

---

۱. Kreis and Leisen
۲. Benos and Papanastasopoulos
۳. Bellalah, Zouari and Levyne
٤. Cho
٥. Roychowdhury

وجوه نقد عملیاتی، هزینه‌های غیرعادی تولید، هزینه‌های غیرعادی اختیاری و احتمال وقوع نکول به ترتیب ارتباط و تأثیر مستقیم و معنادار، معکوس و معنادار و فاقد ارتباط و تأثیر معنادار وجود دارد. به‌طوری‌که افزایش (کاهش) جریان غیرعادی وجوه نقد عملیاتی منجر به افزایش (کاهش) ریسک نکول و افزایش (کاهش) هزینه‌های غیرعادی تولید منجر به کاهش (افزایش) ریسک نکول می‌شود.

راموز و محمودی (۱۳۹۶) پیش‌بینی ریسک ورشکستگی مالی را با استفاده از مدل ترکیبی (استفاده از متغیرهای حسابداری و بازاری) و تکنیک شبکه‌های عصبی از نوع مدل پرسپترون چندلایه (MLP) انجام دادند. نتایج نشان می‌دهد که مدل ترکیبی (ترکیب متغیرهای حسابداری و بازاری) با استفاده از تکنیک شبکه عصبی، نسبت به هرکدام از دو مدل حسابداری و بازاری از دقت بالاتری در پیش‌بینی ریسک ورشکستگی مالی برخوردار است. همچنین، مدل بازاری نیز دقت بیشتری نسبت به مدل حسابداری دارد.

براکمان و ترتل[۱] (۲۰۰۲) استفاده از نظریه اختیار معاملات مانع[۲] با یک قیمت آستانه را پیشنهاد کردند. بازده آن‌ها بستگی به این دارد که آیا قیمت دارایی پایه[۳] در طول یک دوره خاص زمانی به سطح معینی می‌رسد یا خیر؛ بنابراین، به‌جای اینکه سهامداران قبل از اعمال یک اختیار خرید استاندارد اروپایی[۴] (که منتظر می‌مانند بدهی به سررسید برسد)، یک اختیار خرید Down-and-Out روی دارایی‌هایی دارد که در آن وام‌دهندگان مجموعه‌ای از بدهی بدون ریسک[۵] و موقعیت فروش یک اختیار فروش[۶] همراه با یک اختیار خرید بلندمدت Down-and-Out را بر دارایی‌های شرکت اعمال می‌کند. در آخرین مرحله درصورتی‌که پیش‌بینی شود سلامت مالی شرکت رو به وخامت است و بهبودی حاصل نمی‌شود، به آن‌ها حق قرار دادن شرکت در نکول را می‌دهد.

این مدل بعداً توسط وانگ و چوی[۷] (۲۰۰۶) بررسی شد و آن‌ها نشان دادند که برآورد پارامترهای مدل براکمان و ترتل (۲۰۰۲) با استفاده از روش حداکثر درستنمایی نتایجی را می‌دهد که با مدل مرتون به‌عنوان مدل نظری، از روش برآورد تکراری مورد استفاده در این ادبیات موضوع مشابهت دارد. اعمال روش حداکثر درستنمایی این است که اجازه استنباط آماری یا به‌طور خاص، محاسبه آماره‌های توصیفی برای پارامترهای برآورد شده، مانند ارزش شرکت را می‌دهد.

امانوئل و هلن و الارونکه[۸] (۲۰۱۴) با ترکیب دو مدل ساختاری و رویکرد مبتنی بر شدت[۹] به ارزش‌گذاری ریسک اعتباری پرداختند. آن‌ها بر این باور بودند که در بازار مشتقه اعتباری، تعداد اندکی اوراق بهادار مانند اوراق

---

۱. Brockman and Turtle
۲. Barrier options
۳. Underlying asset
٤. standard European call option
٥. Risk-free dept
٦. Short put option
۷. Wang and choi
۸. Emmanuel, Helen and Olaronke
۹. Intensity-based approaches

قرضه شرکتی یا اوراق قرضه قابل‌تبدیل وجود دارد که وابستگی بیشتری به یک منبع ریسک دارند و مدل‌های اعتباری بایستی این منابع ریسک را به همراه ریسک نرخ بهره در نظر بگیرند. همچنین بلاه، زوری و لِیوان[۱] (۲۰۱۶) نیز با استفاده از اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس پاریس، عملکرد یک مدل هیبریدی را بررسی کردند که در آن احتمال نکول مدل ساختاری در هر نقطه در زمان در مدل غیرساختاری به‌عنوان یک متغیر توضیحی اضافی اعمال می‌شود. یافته‌ها بیانگر آن بود که مدل هیبریدی در پیش‌بینی احتمال نکول شرکت‌ها نسبت به مدل‌های ساختاری و غیرساختاری بهتر عمل می‌کند.

با توجه به مرور پژوهش‌های انجام شده و اینکه خلأ به‌کارگیری یک مدل ترکیبی برای پیش‌بینی ریسک نکول شرکت‌های ایرانی وجود داشت این پژوهش انجام شده است در پژوهش‌های قبلی در ایران غالباً دو یا چند متغیر حسابداری را با دو یا چند متغیر بازاری ترکیب کرده‌اند و با استفاده از رویکرد شبکه عصبی یا روش‌های مشابه اقدام به پیش‌بینی کرده‌اند اما در این مقاله ابتدا رویکرد ساختاری سپس غیرساختاری و در نهایت ترکیبی از این دو استفاده شده است که روش کامل‌تری نسبت به روش‌های قبلی است.

فرضیه پژوهش

فرضیه اصلی این پژوهش این است که عملکرد مدل هیبریدی در پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های ساختاری و غیرساختاری است.

روش‌شناسی پژوهش

هدف این پژوهش ترکیب تجزیه‌وتحلیل بنیادی و تجزیه‌وتحلیل ادعای مشروط در یک مدل ترکیبی (بلاه، زوری و لِیوان، ۲۰۱۶) برای اندازه‌گیری ریسک اعتباری است (ترکیب مدل ساختاری و غیرساختاری). در مرحله اول، احتمال نکول با استفاده از هر دو روش به‌طور جداگانه برآورد شده است و پس‌ازآن، احتمال نکول مدل ساختاری در هر نقطه در زمان در مدل غیرساختاری به‌عنوان یک متغیر توضیحی اضافی یکپارچه می‌شود. این مدل هم از داده‌های تاریخی و صورت‌های مالی و هم از اطلاعات بازار، برای ارزیابی ریسک نکول استفاده می‌کند. در نهایت بررسی می‌شود که آیا این ترکیب از مدل‌های ساختاری و غیرساختاری معیار بهتری از ریسک نکول را نسبت به نتایج به‌دست‌آمده از مدل‌های ساختاری و غیرساختاری سنتی برآورد شده به‌طور جداگانه به دست می‌دهد یا نه؛ بنابراین پژوهش حاضر از نظر موضوعی در حوزه مدیریت ریسک اعتباری و مدل‌های مربوط به آن قرار دارد.

در این پژوهش، متغیر Y_i مقادیر زیر را به خود می‌گیرد:

$Y_i = ۱$ اگر شرکت I نکول کند

و $Y_i = ۰$ در غیر این صورت.

---

۱. Bellalah, Zouari and Levyne

بردار متغیرهای توضیحی (نسبت‌های مالی و متغیرهای حسابداری...) برای شرکت i با X_i نشان داده شده است، درحالی‌که β بردار وزن این متغیرها است. مدل پروبیت فرض می‌کند که یک متغیر پاسخ کیفی[1] (Y_i^*) تعریف‌شده توسط معادله زیر وجود دارد:

$$Y_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

در عمل Y_i^* یک متغیر نهفته غیرقابل مشاهده است. در عوض یک متغیر دوگانه Y_i را مشاهده می‌کنیم به‌گونه‌ای که:

Y_i = ۱ اگر $Y_i^* > ۰$

Y_i = ۰ در غیر این صورت.

در این شکل، $\beta' X_i$، به‌مانند $E(Y_i/X_i)$ در مدل ساده خطی نیست، اما در عوض $E(Y_i^*/X_i)$ برقرار است. از معادلات و متغیرهای بالا، داریم:

$$prob\ (Y_i = ۱) = prob\ (\varepsilon_i > -\beta' X_i) = ۱ - F(\beta' X_i) \qquad (۲)$$

که F تابع توزیع تجمعی ε_i است (بلالا و همکاران، ۲۰۱۶).

فرم تابعی F بستگی به فرضیات حفظ شده با توجه به توزیع خطاهای باقی‌مانده (ε_i) در معادله (۱) دارد. مدل پروبیت بر اساس این فرض است که این خطاها به‌صورت غیرمستقل و یکسان توزیع شده‌اند (i.i.d) و از یک توزیع نرمال استاندارد $N(۰,۱)$ پیروی می‌کنند.

فرم تابعی را می‌توان به قرار زیر نوشت:

$$F(-\beta' X_i) = \int_{-\infty}^{-\beta' X_i} \frac{۱}{(۲\pi)^{\frac{۱}{۲}}} \exp\left[-\frac{t^۲}{۲}\right] dt \qquad (۳)$$

در این مورد، مقادیر مشاهده شده Y_i به‌سادگی تحقق یک فرآیند دوجمله‌ای هستند که احتمالات آن‌ها با معادله (۲) داده شده است و از یک مشاهده به دیگری (با X_i) فرق می‌کنند. تابع احتمال درستنمایی را می‌توان به‌قرار زیر تعریف کرد:

$$l = \prod_{Y_i=۰} F(-\beta' X_i) \prod_{Y_i=۱} (۱ - F(-\beta' X_i)) \qquad (۴)$$

و پارامترهایی که β را تخمین می‌زنند همان‌هایی هستند که آن را به حداکثر می‌رسانند (بلالا و همکاران، ۲۰۱۶).

همان‌طور که اشاره شد هدف اصلی بررسی این موضوع است که آیا ترکیبی از مدل‌های ساختاری (مدل مرتون KMV) و غیرساختاری در مدل هیبریدی نشان‌دهنده معیار بهتری از ریسک نکول مدل‌های ساختاری، غیرساختاری و سنتی است که به‌طور جداگانه برآورد شده‌اند.

نکول با برآورد یک مدل پروبیت توضیح می‌دهیم؛ که در آن متغیرهای توضیحی، احتمالات برآورد شده نکول از مدل ساختاری، نسبت‌های مالی و دیگر اطلاعات حسابداری می‌باشند. متغیر وابسته باینری است که مقدار ۱ را به خود می‌گیرد اگر نکول رخ دهد و در غیر این صورت صفر است. زمانی نکول رخ می‌دهد که شرکت نتواند به تعهدات خود مانند پس دادن قرض، عمل کند. در ایران هرساله شرکت بورس و فرابورس، بر اساس معیارهای مشخصی شرکت‌ها را ارزیابی کرده و در صورت عدم تحقق یک یا چند بند از مفاد دستورالعمل‌ها و آیین‌نامه‌های مربوطه،

---

۱. Response variable

شرکت‌ها به بازارها با رتبه پایین‌تر انتقال داده می‌شوند. شرکت‌های موردبررسی در این پژوهش شامل شرکت‌هایی از بازار فرابورس هستند که طی سال‌های گذشته لغو پذیرش شده و به بازار پایه انتقال داده شده‌اند. در این پژوهش انتقال به بازار پایه به‌منزله نکول تلقی شده است.

به کمک مدل غیرساختاری(با استفاده از داده‌های حسابداری) به‌عنوان متغیر توضیحی و یک مدل پروبیت سوم، تخمین زده می‌شود که در آن تنها متغیر برون‌زا احتمال نکول از مدل ساختاری است (مدلی که فقط شامل اطلاعات ساختاری است)سپس این دو مدل در یک مدل هیبریدی استفاده می شوند. بنابراین، در پژوهش کنونی قدرت پیش‌بینی متغیر PD برای توضیح ورشکستگی شرکت با ادغام آن در مدل غیرساختاری به‌عنوان یک متغیر توضیحی بررسی می‌شود. اگر مشخص شود که ضریب برآورد شده متغیر PD (حاصل از مدل ساختاری) از نظر آماری متفاوت از صفر است، احتمال نکول به‌دست‌آمده در این مورد توسط مدل ساختاری اطلاعات بیشتری نسبت به مکمل داده‌های حسابداری به دست می‌دهد. از این ضریب برای به‌روزرسانی احتمالات نکول زمانی که PD از مدل ساختاری تغییر می‌کند، استفاده می‌شود.

در این پژوهش به دلیل اینکه هدف پیش‌بینی نکول و یا عدم نکول شرکت‌ها است، متغیرهای مستقل به‌صورت مجازی نیز وارد مدل شده‌اند تا اثر تعریف حد بر متغیرها نیز در مدل دیده شود. به‌عنوان‌مثال مدل رگرسیونی ممکن است قادر به تشخیص رابطه بین اعداد و متغیر وابسته نشود زیرا اکثریت نسبت‌های مالی در محدوده نزدیکی به هم قرار دارند و مقیاس اعداد تأثیرگذار است. در این حالت سعی شده است تا حدی برای ورود به منطقه نکول و یا عدم نکول تعریف شود. مثلاً اگر شرکت زیان‌ده شده باشد و یا نسبت بدهی‌ها به دارایی‌های شرکت از ۰,۹ بیشتر باشد به متغیر موهومی عدد یک و در غیر این صورت صفر داده می‌شود. با ایجاد امکان تعریف این حدود، می‌توان مدل را به تجربه و یا میزان ریسک‌پذیری و یا ریسک گریزی تحلیلگر وابسته کرد. البته باید در نظر داشت که این موضوع مزایا و معایب خود را دارد زیرا تعریف درست و یا نادرست این حدود می‌تواند بر نتیجه مدل اثر بگذارد.

متغیرهای پژوهش

به‌منظور بررسی برخی از عوامل که ممکن است در احتمال نکول شرکت‌های بازار فرابورس تأثیرگذار باشند، ابتدا احتمال نکول هر شرکت طی ده سال گذشته به روش مدل مرتون و بر اساس داده‌های صورت‌های مالی شرکت‌ها محاسبه شده و سپس به مدل غیرساختاری و هیبریدی پرداخته شده است. متغیرهای پژوهش از صورت‌های مالی سالیانه حسابرسی شده شرکت‌ها و همچنین اطلاعات قیمتی سهام شرکت‌ها استخراج شدند. در این فرایند انواع نسبت‌های مالی و متغیرهای موهومی موردنظر در پژوهش محاسبه شده و از مؤلفه‌هایی که داده‌های آن‌ها به‌صورت قابل اعتمادی در دسترس بود به‌عنوان متغیرهای مدل استفاده شد.

نسبت‌های مالی در نظر گرفته شده در مدل پژوهش، هم به‌صورت نسبت عددی و هم به‌صورت متغیر موهومی در مدل وارد شدند تا متغیرهای معنی‌دار در رگرسیون مشخص شوند. برای متغیرهای موهومی فرض‌های برگرفته از نظرات خبرگان مالی در نظر گرفته شد.

جدول ۱. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

مدل	متغیرهای مستقل[۱]		شرح
مدل ساختاری مرتون	قیمت سهم	P_t	قیمت بسته شدن سهام شرکت در پایان هر سال[۲]
	ارزش شرکت	S_t	تعداد سهام شرکت در قیمت سهام
	بدهی شرکت	L_t	مجموع بدهی‌های کوتاه‌مدت به‌علاوه نصف بدهی‌های بلندمدت
	نوسان پذیری	σ_t	انحراف استاندارد قیمت سالانه سهام
	نرخ سود	δ	نرخ سود سالانه سهام
	نرخ بهره	r	نرخ بهره کوتاه‌مدت سالانه
مدل غیرساختاری و مدل هیبریدی	نسبت بدهی به دارایی	L/A	نسبت کل بدهی به کل دارایی سالانه شرکت
	حاشیه سود خالص	PM	نسبت سود خالص به کل درآمد سالانه شرکت
	نرخ رشد درآمد	SG	نسبت رشد درآمد سالانه شرکت به سال قبل
	سود هر سهم	EPS	سود سالانه هر سهم
	سود انباشته به دارایی	REA	نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها
	سرمایه در گردش به دارایی	WCA	نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها
	EBITبه دارایی	EBITA	نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها
	فروش به دارایی	SA	فروش به کل دارایی
	ارزش بازار به بدهی	ED	نسبت ارزش بازار به کل بدهی‌ها
	متغیرموهومیL/A	BLA	$\text{L/A} \geq ۰.۹ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰
	متغیرموهومی PM	BPM	$\text{PM} \leq ۰.۲ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰
	متغیرموهومیSG	BSG	$\text{SG} \leq ۰ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰
	متغیرموهومیEPS	BEPS	$\text{EPS} \leq ۰ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰
	متغیرموهومیREA	BREA	$\text{REA} \leq ۰.۱ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰
	متغیرموهومیWCA	BWCA	$\text{WCA} \leq -۰.۱ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰
	متغیرموهومیEBITA	BEBITA	$\text{EBITA} \leq -۰.۱ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰
	متغیرموهومیSA	BSA	$\text{SA} \leq ۰ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰
	متغیرموهومیED	BED	$\text{ED} \leq ۰.۲ \rightarrow ۱$ و $otherwise$ ۰

منبع: برگرفته از نتایج پژوهش

متغیر وابسته در هر سه مدل، متغیر دوگانه نکول است؛ یعنی اگر شرکت نکول کند، این متغیر عدد (۱) و اگر نکول نداشته باشد عدد (۰) می‌گیرد.

یکی دیگر از روش‌های تعیین نکول شرکت‌ها این است که نکول واقعی شرکت‌ها بر اساس نتایج مدلی دیگر تعبیر شود. به‌عنوان‌مثال با توجه به احتمال نکول، اگر احتمال نکول از یک حد مشخصی بالاتر باشد، می‌توان در آن دوره، شرکت را نکول یافته در نظر گرفت. مفهوم نکول در شرکت‌های فعال در بازار بورس و

---

۱. متغیرهای پژوهش برگرفته از صورت‌های مالی شرکت‌ها هستند که از سایت کدال به‌دست‌آمده‌اند.
۲. برابر با متوسط وزنی قیمت سهم در آخرین روز معاملاتی سال

فرابورس بسیار پیچیده و مرحله‌به‌مرحله بوده و در بازه زمانی یک‌ساله تعریف نمی‌گردد، یعنی تصمیم به اعلام نکول یک شرکت بر اساس بررسی و تحلیل‌های صورت‌های مالی سال گذشته شرکت تعیین می‌شود؛ بنابراین در این پژوهش علاوه بر داده‌های واقعی نکول که در جدول (۱) ارائه شد، متغیر دوگانه نکول در مدل پیاده‌سازی شده به این صورت تعریف شده است که اگر احتمال نکول در هر سال، از میانگین سال‌های قبل از خود بالاتر آمده است، به‌عنوان نکول محتمل برای آن سال در نظر گرفته شده است. هدف از این کار این است که وقفه بین تصمیم‌گیری برای نکول و دقت مدل بررسی شود.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

شرکت‌های موردبررسی در این پژوهش شرکت‌هایی از بازار فرابورس هستند که طی سال‌های گذشته لغو پذیرش شده و به بازار پایه انتقال داده شده‌اند. هرساله شرکت بورس و فرابورس، بر اساس معیارهای مشخصی شرکت‌ها را ارزیابی کرده و در صورت عدم تحقق یک یا چند بند از مفاد دستورالعمل‌ها و آیین‌نامه‌های مربوطه، شرکت‌ها به بازارها با رتبه پایین‌تر انتقال داده می‌شوند. بنابر ماده (۳۸) دستورالعمل پذیرش، عرضه و نقل‌وانتقال اوراق بهادار در فرابورس ایران (شرکت سهامی عام)[1]، در صورت عدم ایفای تعهدات ناشر، شرکت فرابورس می‌تواند پذیرش اوراق بهادار مربوطه را برای مدتی به حال تعلیق درآورد. به‌طور خلاصه پذیرش اوراق بهادار به‌موجب هر یک از موارد زیر لغو می‌شود:

- عدم ایفای تعهدات ناشر در مورد مادهٔ ۵۸ این دستورالعمل مبنی بر رعایت مقررات بازار اوراق بهادار
- عملکرد شرکت در دو دورهٔ مالی متوالی منجر به زیان شده و نتیجهٔ عملیات شش‌ماههٔ بعدی شرکت بر اساس صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای حسابرسی شده با در نظر گرفتن بندهای شرط گزارش حسابرس، منتج به سود نشود؛
- اظهارنظر مردود یا عدم اظهارنظر حسابرس در مورد صورت‌های مالی ناشر؛
- در صورت انحلال یا ورشکستگی ناشر؛

در انتخاب شرکت‌های موردبررسی در این پژوهش، از میان شرکت‌های شامل لغو پذیرش، آن‌هایی انتخاب‌شده‌اند که داده‌های مربوط به صورت‌های مالی آن‌ها از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ موجود بوده است؛ بنابراین شرکت‌های موردبررسی در این پژوهش شامل ۲۰ شرکت به شرح زیر هستند: ایران‌خودرو دیزل (خاور)، پارس پامچال (شپمچا)، هنکل پاک وش (شوش)، تولیدی پلاستیک شاهین (پشاهن)، کارخانه‌های تولیدی پلاستیران (پلاست)، پلی اکریل ایران (شپلی)، لوله و تجهیزات سدید (فسدید)، چینی ایران (کچینی)، سیمان کارون (سکارون)، گسترش صنایع پیام (لپیام)، فرآورده‌های غذایی و قند تربت جام (قجام)، تولیدی و صنعتی آبگینه (کابگن)، کارخانه‌های کابل سازی ایران (بایکا)، کارخانه‌های صنعتی آزمایش (لازما)، مجتمع صنعتی آرتاویل تایر (پارتا)، گاز لوله (پلوله)، ماشین‌آلات صنعتی تراکتورسازی (تراک)، صنعتی دریایی ایران (خصدرا)، تولید تجهیزات سنگین هپکو (تپکو) و گروه صنعتی‌سدید (وسدید).

---

۱. مصوب ۸۸/۱/۲۵، اصلاحیه مصوب ۱۳۹۰/۲/۲۴

به دلیل همسانی در تحلیل شرکت‌ها و همچنین اعتبار نتایج، از میان شرکت‌های منتقل شده به بازار پایه، شرکت‌هایی که داده‌های ۱۰ سال برای آن موجود بوده، انتخاب شده است.

جدول ۲. نکول (انتقال به بازار پایه) و عدم نکول شرکت‌ها طی ده سال در بازار فرابورس

	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
خاور	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۱	۱	۱	۱
شپمچا	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱
شوش	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
پشاهن	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰
پلاست	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱
شپلی	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱
فسدید	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
کچینی	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱
سکارون	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱
لپیام	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۱	۱	۱
قجام	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۰
کابگن	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
بایکا	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱
لازما	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
پارتا	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
پلوله	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰
تراک	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
خصدرا	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰
تپکو	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
وسدید	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۱

منبع: برگرفته از نتایج پژوهش

جدول بالا نکول و عدم نکول واقعی شرکت‌ها را نشان می‌دهد که به نکول شرکت عدد ۱ و به عدم نکول آن عدد صفر اختصاص پیداکرده است. با توجه به مشکلات عدم شفافیتی که در بازار مالی ایران وجود دارد ورشکستگی یا نکول شرکت‌ها تقریباً اعلام نمی‌شود. معیار نکول این شرکت‌ها، سالی است که به دلیل زیان انباشته و عدم شفافیت از بورس اخراج و به بازارهای پایه انتقال پیداکرده‌اند. همچنین با توجه به این‌که فرآیند اخراج در بازار بورس تهران، احتمالاً شرکت قبل از انتقال به بازار پایه هم در یک مدت چندساله وضعیت خوبی نداشته و با بررسی صورت‌های مالی این شرکت‌ها در سال‌های قبل‌تر هم نکول یا عدم نکول آن‌ها تشخیص داده شد.

محاسبه مدل مرتون(KMV)

ابتدا احتمال نکول هر شرکت طی ده سال گذشته به روش مدل مرتون و بر اساس داده‌های صورت‌های مالی شرکت‌ها در نرم‌افزارR محاسبه شده و سپس متغیر دوگانه نکول به‌عنوان متغیر وابسته محاسبه شده است. به این صورت که اگر شرکت نکول کند، این متغیر عدد (۱) و اگر نکول نداشته باشد عدد (۰) می‌گیرد. حداکثر احتمال محاسبه شده توسط مدل مرتون مربوط به شرکت صدرا در سال ۱۳۹۳ با احتمال ۳۹,۹ درصد و سپس شرکت پارس پامچال با ۲۷,۳ درصد در سال ۱۳۹۰ بوده است.

جدول ۳. احتمال نکول شرکت‌ها در هر سال بر اساس مدل مرتون (اعداد به درصد)

	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
خاور	۱,۸	۱,۸	۲,۱	۲,۴	۶,۶	۲,۴	۲,۱	۳,۸	۲,۱	۳,۶
شپمچا	۱۱,۴	۹,۴	۲۴,۷	۲۷,۳	۲۵,۱	۱۹,۹	۶,۱	۶,۳	۷,۹	۸
شوش	۱۲,۹	۹,۵	۱۱	۱۱,۹	۹	۱۴,۵	۲۰,۸	۲۱,۶	۱۱,۸	۱۱,۸
پشاهن	۴,۶	۵	۵,۴	۶,۳	۵	۵,۵	۶	۷,۹	۱۱,۹	۱۷,۳
پلاست	۰	۰	۰,۲	۰,۲	۰	۰	۰,۲	۱,۸	۲۱,۴	۲۴,۵
شپلی	۱,۸	۱,۵	۳,۲	۶,۴	۳	۱۱,۴	۱۱,۸	۱۷,۳	۱۵,۲	۲,۴
فسدید	۰	۰	۰	۰	۰	۰,۱	۰	۰,۳	۶,۳	۱۸,۹
کچینی	۰,۸	۱,۸	۶,۷	۱۰,۱	۳	۱۰,۱	۲۰,۵	۴,۶	۲,۷	۴,۲
سکارون	۰	۰	۰	۷,۷	۱۰	۴,۲	۰,۷	۲,۴	۲,۴	۲,۴
لپیام	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۶	۵,۷	۵,۵	۵,۶	۵,۵
قجام	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴
کابگن	۱,۸	۲,۱	۲,۸	۳,۱	۳,۵	۴,۴	۴,۹	۶,۹	۸,۹	۱۰,۷
بایکا	۲,۴	۲,۷	۰,۷	۱,۳	۱,۸	۱	۳,۵	۷,۳	۳,۴	۱۶,۴
لازما	۰	۰	۰	۰,۲	۱,۳	۲,۱	۲,۷	۳,۸	۰,۳	۷,۳
پارتا	۵,۵	۵,۶	۵,۶	۵,۷	۵,۶	۵,۹	۵,۴	۵,۴	۵,۴	۵,۴
پلوله	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰,۱	۰,۲	۰,۳
تراک	۵,۶	۵,۹	۵,۸	۵,۷	۵,۷	۵,۸	۵,۹	۵,۸	۵,۷	۵,۷
خصدرا	۰,۷	۰,۸	۱,۳	۱,۳	۰,۶	۰	۳۹,۹	۰	۲۲,۳	۲۴,۱
تپکو	۰	۰	۰	۰	۳,۹	۰,۲	۱	۲,۴	۳,۸	۲,۷
وسدید	۰,۱	۰,۲	۰,۱	۰,۲	۰,۳	۰,۷	۱,۳	۲,۱	۳,۴	۴,۶

منبع: برگرفته از نتایج پژوهش

جدول ۴. نکول و عدم نکول شرکت‌ها طی ده سال با مدل مرتون KMV

	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
خاور	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۱
شپمچا	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۱
شوش	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۱
پشاهن	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱
پلاست	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۱
شپلی	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱
فسدید	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱
کچینی	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱
سکارون	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
لپپام	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱
قجام	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۱	۱
کابگن	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
بایکا	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۱
لازما	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
پارتا	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱
پلوله	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
تراک	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۱
خصدرا	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۱	۱	۱	۱
تپکو	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱
وسدید	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱

منبع: برگرفته از نتایج پژوهش

مقایسه مدل KMV و مدل Z آلتمن

به‌منظور تبیین قدرت مدل KMV در پیش‌بینی احتمال نکول از مقایسه میانگین احتمال نکول محاسبه شده با این روش با مدل رتبه Z آلتمن استفاده شده است. در مدل آلتمن (۱۹۹۳) متغیرهای زیر پیشنهاد شده است:

- نسبت سود انباشته به مجموع دارایی‌ها (X_1)، متغیر (RE/A)
- نسبت سرمایه در گردش تقسیم بر مجموع دارایی‌ها (X_2)، متغیر (WC/A)
- نسبت سود قبل از هزینه‌های مالی و مالیات به مجموع دارایی‌ها (X_3)، متغیر (EBIT/A)
- نسبت فروش به مجموع دارایی‌ها (X_4)، متغیر (S/A)
- ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع بدهی‌ها (X_5)، متغیر (E/D) (قالیباف و افشار، ۱۳۹۲)

در این مقاله مدل Z آلتمن به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$Z = ۰.۷۱۷\,X۱ + ۰.۸۴۷\,X۲ + ۳.۱۰۷\,X۳ + ۰.۴۲\,X۴ + ۰.۹۹۸\,X۵$$

از میان ۲۱۰ داده سالانه موردبررسی برای ۲۰ شرکت طی ده سال، مدل Z التمن، ۱۵۶ مورد به‌عنوان ورشکسته طبقه‌بندی می‌شود که این عدد در مدل KMV، تعداد ۱۵۵ شرکت است.

جدول ۵. تعداد شرکت‌های ورشکسته و غیر ورشکسته توسط مدل Z و KMV

شرکت‌ها	مدل Z آلتمن	مدل KMV
ورشکسته	۱۵۶	۱۵۵
غیر ورشکسته	۵۴	۵۵
جمع	۲۱۰	۲۱۰

بر اساس ادبیات موضوع پژوهش، می‌توان گفت که میانگین شاخص فاصله تا درماندگی مالی مدل آلتمن با Z و نتایج مدل رتبه KMV با یکدیگر رابطه معناداری دارند. به‌منظور آزمون این فرضیه از آزمون کی دو استفاده می‌شود. مقدار آماره آزمون به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\chi^2 = \sum \frac{(Foi - Fei)^2}{Fei} = \frac{(۱۵۶ - ۱۵۵)^2}{۱۵۵} + \frac{(۵۵ - ۵۴)^2}{۵۴} = ۰.۰۲۴$$

مقایسه مقدار بحرانی (۰,۰۲۴) با آماره کی دو در سطح معناداری ۵٪ که ۳,۸۴۱ می‌باشد، بیانگر رد فرضیه استقلال دو مدل است؛ بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد، می‌توان گفت که بین نتایج حاصل از مدل Z آلتمن و KMV رابطه معناداری وجود دارد. در ادامه این دو مدل بر اساس خطای نوع اول و نوع دوم هم مقایسه خواهند شد.

جدول ۶. نکول و عدم نکول شرکت‌ها طی ده سال با مدل Z آلتمن

	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
خاور	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
شپمچا	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۱
شوش	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
پشاهن	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰
پلاست	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
شپلی	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
فسدید	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
کچینی	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱
سکارون	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱
لپیام	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱
قجام	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
کابگن	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
بایکا	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۰
لازما	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
پارتا	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰
پلوله	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰
تراک	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
خصدرا	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
تپکو	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
وسدید	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱

منبع: برگرفته از نتایج پژوهش

برای ارزیابی عملکرد رویکرد مرتون، احتمال نکول شرکت‌ها در سال‌های مختلف محاسبه و تعداد شرکت‌هایی که نکول کرده‌اند مشخص شده است. سپس سه نوع آزمون مختلف بر روی نتایج مدل مرتون پیاده‌سازی می‌شود:

- مقایسه نتایج مدل مرتون با وقوع نکول واقعی در شرکت‌ها
- مقایسه نتایج مدل مرتون با سایر مدل‌ها نظیر Z آلتمن
- استفاده از آزمون‌های توان آماری

برای اولین آزمون ابتدا نتایج مدل مرتون و نتایج واقعی مقایسه شده و سپس خطای نوع اول و دوم محاسبه می‌شود. خطای نوع اول درصدی از نکول‌های واقعی است که مدل به‌عنوان عدم نکول شناسایی کرده است. خطای نوع دوم نیز درصدی از عدم نکول‌ها است که مدل به‌عنوان نکول شناسایی کرده است. هدف ایده‌آل داشتن خطای نوع اول و دوم کم می‌باشد اما معمولاً بین این دو خطا نوعی رابطه معکوس برقرار است. برای دومین آزمون ابتدا نتایج مدل مرتون با نتایج مدل Z آلتمن مقایسه خواهد شد. سپس برای مقایسه عملکرد مدل مرتون با اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌ها، از مدل پرابیت استفاده می‌شود. متغیر وابسته، متغیر موهومی است که دو عدد صفر (عدم نکول) و یک (نکول) می‌گیرد و متغیرهای وابسته شاخص‌های شرکتی است. برای مقایسه نتایج حاصل از مدل پرابیت و مدل مرتون، خطای نوع اول و دوم محاسبه خواهد شد. توان احتمال نکول محاسبه شده در مدل مرتون در توضیح نکول شرکت‌ها با اضافه کردن این متغیر به رگرسیون بالا سنجیده خواهد شد. اگر ضریب احتمال نکول به‌طور معناداری مخالف صفر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که رویکرد مرتون برای شناسایی زمان نکول شرکت‌ها معنی‌دار و مؤثر است. برای آزمون سوم، از نمودارهای توان آماری و نسبت‌های دقت برای بررسی توان آماری مدل‌ها استفاده خواهد شد.

جدول ۷. تعداد تصمیمات درست مدل KVM و میزان خطای اول و دوم

خطای نوع اول و دوم		مدل KMV	
		نکول (۱)	عدم نکول (۰)
واقعیت	نکول (۱)	۹۸ (تصمیم درست)	۳۸ (خطای نوع اول)
	عدم نکول (۰)	۵۷ (خطای نوع دوم)	۱۷ (تصمیم درست)
T-test p-Value		۰،۰۴۵	

جدول ۸. تعداد تصمیمات درست مدل Z آلتمن و میزان خطای اول و دوم

خطای نوع اول و دوم		مدل Z آلتمن	
		نکول (۱)	عدم نکول (۰)
واقعیت	نکول (۱)	۱۲۴ (تصمیم درست)	۱۲ (خطای نوع اول)
	عدم نکول (۰)	۳۲ (خطای نوع دوم)	۴۲ (تصمیم درست)
T-test p-Value		۰،۰۳۴	

مدل‌های غیرساختاری و هیبریدی

مدل ساختاری متغیرهای مربوط به صورت‌های مالی شرکت‌ها به‌عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل می‌شوند. برای انتخاب این متغیرها ابتدا رگرسیون‌ها و آزمون‌های مختلف انجام شده است تا متغیرهای معنی‌دار از بین متغیرها انتخاب شوند. سپس متغیرها به متغیرهای موهومی تبدیل شده‌اند. بدین‌صورت که ابتدا تمامی متغیرهای جدول (۱) وارد رگرسیون شده و سپس تمام متغیرهایی که معنی‌دار نبوده‌اند کنار گذاشته شده‌اند تا متغیرهای معنی‌دار به دست آیند. به دلیل اینکه متغیرها اثرات متقابل بر هم دارند، حالات مختلف دیگر نیز در نظر گرفته شده تا متغیرهایی که در تمام حالات معنی‌دار نبوده‌اند مشخص شوند. از میان متغیرهای بررسی شده، ۶ متغیر معنی‌دار بوده‌اند که در جدول (۹) در ذیل مدل M(۱) ارائه شده است. نسبت بدهی به دارایی بالای ۰,۹، نرخ رشد فروش کمتر از ۰,۲، سود انباشته به دارای کمتر از ۰,۱، سرمایه در گردش به دارایی کمتر از ۰,۱-، سود عملیاتی به دارایی منفی، ارزش بازار به بدهی کمتر از ۰,۲ به‌عنوان عدد ۱ و سیگنال احتمال نکول در آینده و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته شده است. در مدل M(۲)، شش متغیر منتخب به همراه خروجی مدل KMV تحلیل رگرسیونی شده است. این در حالی است که در مدل M(۳)، شش متغیر منتخب به همراه خروجی مدل Z آلتمن تحلیل رگرسیونی شده است. هدف از مدل M(۲) و M(۳) بررسی تأثیر ترکیب هر یک از این دو مدل بر قابلیت پیش‌بینی و ارزیابی نکول شرکت‌ها ارزیابی می‌شود. در مدل M(۴) هم متغیر خروجی مدل KMV و هم خروجی مدل Z آلتمن وارد مدل رگرسیونی شده است تا اثر معنی‌داری ترکیب هر دو مدل بررسی شود. در جدول ۸ نتایج حاصل از رگرسیون پرابیت با متغیر وابسته نکول واقعی شرکت‌ها ارائه شده است.

جدول ۹. مقدار P-Value متغیرهای رگرسیون پرابیت

متغیرها	مدل غیرساختاری M(۱)	مدل هیبریدی KMV M(۲)	مدل هیبریدی Z M(۳)	هیبرید Z و KMV M(۴)
متغیر ثابت	۷,۷۱e-۰۷ ***	۵,۷۲e-۰۶ ***	۰,۰۰۰۶ ***	۰,۰۰۱۸ **
متغیر موهومی بدهی به دارایی	۰,۰۰۱۰ **	۰,۰۰۰۸ ***	۰,۰۴۴۸ *	۰,۰۲۶۹ *
متغیر موهومی رشد فروش	۰,۰۷۱۹	۰,۱۱۶۸	.۰,۰۹۹۴	۰,۱۷۱۱
متغیر موهومی سود انباشته به دارایی	۰,۰۰۱۶ **	۰,۰۰۱۹ **	۰,۰۰۹۲ **	۰,۰۱۳۵ *
متغیر موهومی سرمایه در گردش به دارایی	۸,۲۸-۰۵ ***	۰,۰۰۰۴ ***	۰,۰۰۹۴ **	۰,۰۳۰۶ *
متغیر موهومی سود عملیاتی به دارایی	۰,۰۱۸۷ *	۰,۰۱۰۹ *	۰,۰۲۳۱ *	۰,۰۱۳۵ *
متغیر موهومی ارزش بازار به بدهی‌ها	۰,۰۱۷۳ *	.۰,۰۵۳۹	۰,۱۷۸۶	۰,۴۰۶۴
متغیر احتمال نکول مدل KMV	-	.۰,۰۶۸۲	-	.۰,۰۶۰۰۲
متغیر مدل Z آلتمن	-	-	۰,۰۴۱۳ *	۰,۰۳۰۰۲ *
AIC	۱۶۱,۷۸	۱۶۰,۶۹	۱۷۱.۲۵	۱۶۹,۸۴
McFadden Pseudo-R۲	۴۶ %	۴۷ %	۴۳ %	۴۴ %
Cragg & Uhler Pseudo-R۲	۶۲ %	۶۳ %	۵۸ %	۶۰ %

منبع: برگرفته از نتایج پژوهش

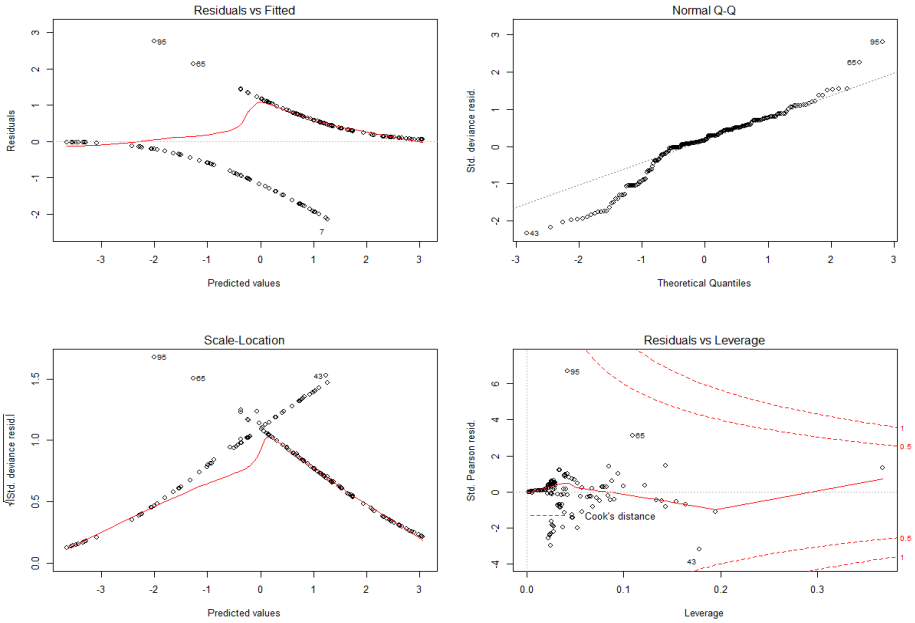
در مورد مدل KMV، احتمال خطای نوع اول برابر با ۲۷٪ و احتمال خطای نوع دوم برابر با ۷۷٪ است؛ اما در مدل Z آلتمن، احتمال خطای نوع اول برابر با ۹٪ و احتمال خطای نوع دوم برابر با ۴۳٪ بوده است. توان آماری مدل Z از مدل KMV بهتر بوده است.

معیار اطلاعاتی AIC معیاری برای سنجش نیکویی برازش است. با توجه به داده‌ها، چند مدل رقیب ممکن است با توجه به مقدار AIC رتبه‌بندی شوند و مدل دارای کمترین AIC بهترین است. با توجه به جدول (۹)، دو مدل غیرساختاری و مدل هیبریدی با اضافه کردن KMV دارای کمترین AIC بوده که میزان کمتر مربوط به مدل هیبریدی می‌تواند اشاره به بهتر بودن این مدل باشد. با توجه به نزدیکی دو عدد بهتر است که معیارها و ویژگی‌های دیگر بررسی شود. با بررسی مقدار R^2 نیز می‌توان به بهتر بودن مدل هیبریدی KMV اشاره کرد. نکته حائز اهمیت، ضریب معناداری متغیر KMV در مدل هیبریدی است که در سطح معناداری ۷ درصد معنادار است. با بررسی دو مدل دیگر هیبریدی یعنی ترکیب مدل ساختاری با مدل Z آلتمن و KMV نشان می‌دهد که این دو مدل نیز می‌تواند گزینه مناسبی برای پیش‌بینی و تحلیل نکول شرکت‌ها باشد. شکل شماره ۱ به بررسی مشخصات آماری رگرسیون هیبریدی می‌پردازد. نمودار پسماندها در مقابل برازش شده‌ها[۱] کمک می‌کند تا انحنای روند مشاهده شود. یک مدل برازش شده برای داده‌ها خوب است اگر تفاوت بین مقادیر مشاهده شده و مقادیر پیش‌بینی مدل اندک و ناااریب باشند. قبل از آنکه به مقادیر آماری برای برازش خوب نگاه شود، بایستی نمودار باقیمانده‌ها بررسی شود. نمودارهای باقیمانده می‌تواند الگوهای موجود در باقیمانده و نتایج اریب را نشان دهند. پس از بررسی نمودار باقیمانده‌ها و در صورت عدم مشاهده الگوی خاصی در این نمودار، مقادیر آماری برای برازش خوب مثل ضریب تعیین R^2 را می‌توان بررسی کرد. مدل پرابیت به‌صورت طبیعی دارای انحنا است. نمودار Normal Q-Q نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها را نشان می‌دهد. نرمال بودن یا نبودن باقیمانده به‌خودی‌خود چیزی را نشان نمی‌دهد. نمودار Scale-Location کمک می‌کند تا ناهمسانی واریانس شناسایی شود. مدل پرابیت به‌طور طبیعی دارای ناهمسانی واریانس است. نمودار پسماند در مقابل اهرم[۲] کمک می‌کند تا داده‌های پرت شناسایی شود. همان‌طور که در جدول(۹) شرح داده شد، تفاوت بسیار اندکی بین مدل‌های هیبریدی وجود دارد و مدل هیبریدی KMV اندکی از دو مدل دیگر برتری دارد. بنابراین با توجه به فرضیه پژوهش می‌توان گفت مدل هیبریدی نسبت به مدل‌های ساختاری و مدل‌های غیرساختاری، پیش‌بینی دقیق‌تری از ریسک

---

۱. Residuals vs Fitted
۲. Residuals vs Leverage

نکول می‌دهد. زیرا با وارد کردن نتایج هریک از این دو مدل به مدل هیبریدی، توان آماری مدل هیبریدی افزایش یافت و یا حداقل بدتر نشده است.



شکل ۱. نمودارهای تحلیلی رگرسیون هیبریدی KMV

نتیجه‌گیری و بحث

در پژوهش حاضر این فرضیه بررسی شد که مدل هیبریدی نسبت به مدل‌های ساختاری و مدل‌های غیرساختاری می‌تواند پیش‌بینی دقیق‌تری از ریسک نکول ارائه دهد. در ابتدا مدل ساختاری مرتون (KMV) برای کلیه شرکت‌ها محاسبه شده که حداکثر احتمال محاسبه شده مربوط به شرکت صدرا در سال ۱۳۹۳ با احتمال ۳۹,۹ درصد و سپس شرکت پارس پامچال با ۲۷,۳ درصد در سال ۱۳۹۰ بوده است. سپس به‌منظور تبیین قدرت مدل KMV در پیش‌بینی احتمال نکول از مقایسه میانگین احتمال نکول محاسبه شده با این روش با مدل رتبه Z آلتمن استفاده شده است. از میان ۲۱۰ داده سالانه موردبررسی برای ۲۰ شرکت طی ده سال، مدل Z التمن، ۱۵۶ مورد را به‌عنوان ورشکسته طبقه‌بندی کرده است که این عدد در مدل KMV، تعداد ۱۵۵ شرکت است؛ بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد، می‌توان گفت که بین نتایج حاصل از مدل Z آلتمن و KMV رابطه معناداری وجود دارد و تفاوت چندانی بین این دو روش نیست. در مورد مدل KMV، احتمال خطای نوع اول برابر با ۲۷٪ و احتمال خطای نوع دوم برابر با ۷۷٪ است؛ اما در مدل Z آلتمن، احتمال خطای نوع اول برابر با ۹٪ و احتمال خطای نوع دوم برابر با ۴۳٪ بوده است. توان آماری مدل Z از مدل KMV بهتر بوده است.

در مدل ساختاری متغیرهای مربوط به صورت‌های مالی شرکت‌ها به‌عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل می‌شوند. برای انتخاب این متغیرها ابتدا رگرسیون‌ها و آزمون‌های مختلف صورت گرفته شده تا متغیرهای معنی‌دار از بین متغیرها انتخاب شوند. سپس متغیرها به متغیرهای موهومی تبدیل شده‌اند. بدین‌صورت که ابتدا تمامی متغیرهای جدول ۱ وارد رگرسیون شده و سپس تک‌تک متغیرهایی که معنی‌دار نبوده‌اند کنار گذاشته شده‌اند تا متغیرهای معنی‌دار به دست آیند. به دلیل اینکه متغیرها اثرات متقابل بر هم دارند، حالات مختلف دیگر نیز در نظر گرفته شده تا متغیرهایی که در تمام حالات معنی‌دار نبوده‌اند مشخص شوند. از میان متغیرهای بررسی شده، ۶ متغیر معنی‌دار بوده‌اند که در جدول ۹ در ذیل مدل M(۱) ارائه شده است.

نسبت بدهی به دارایی بالای ۰,۹، نرخ رشد فروش کمتر از ۰,۲، سود انباشته به دارای کمتر از ۰,۱، سرمایه در گردش به دارایی کمتر از ۰,۱-، سود عملیاتی به دارایی منفی، ارزش بازار به بدهی کمتر از ۰,۲ به‌عنوان عدد ۱ و سیگنال احتمال نکول در آینده و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته شده است. در مدل M(۲)، شش متغیرهای منتخب به همراه خروجی مدل KMV تحلیل رگرسیونی شده است. این در حالی است که در مدل M(۳)، شش متغیرهای منتخب به همراه خروجی مدل Z آلتمن تحلیل رگرسیونی شده است. هدف از مدل M(۲) و M(۳) بررسی تأثیر ترکیب هر یک از این دو مدل بر قابلیت پیش‌بینی و ارزیابی نکول شرکت‌ها ارزیابی می‌شود. در مدل M(۴) هم متغیر خروجی مدل KMV و هم خروجی مدل Z آلتمن وارد مدل رگرسیونی شده است تا اثر معنی‌داری ترکیب هر دو مدل بررسی شود. با توجه به این یافته‌ها فرضیه پژوهش حاضر تائید می‌شود و می‌توان گفت که مدل هیبریدی نسبت به مدل‌های ساختاری و مدل‌های غیرساختاری، پیش‌بینی دقیق‌تری از ریسک نکول می‌دهد. نتایج این پژوهش سازگار با نتایج پژوهش بلالا و همکاران (۲۰۱۶)، امانوئل و هلن و ادوقبانیا[۱] (۲۰۱۴) و راموز و محمودی (۱۳۹۶) می‌باشد که در آن عملکرد مدل‌های هیبریدی را بهتر از مدل‌هایی که صرفاً مبتنی بر نسبت‌های مالی و حسابداری یا مدل‌های بازاری است، می‌دانستند.

با توجه به محدودیت‌هایی که در پژوهش حاضر با آن مواجه بوده است در راستای پیشبرد پژوهش‌های آتی در حوزه مدل‌های ساختاری و غیرساختاری، پیشنهادهای زیر را ارائه کرد:

- بررسی احتمال نکول با افق‌های زمانی متفاوت و مقایسه تفاوت پیش‌بینی در افق‌های زمانی مختلف که در این پژوهش به دلیل عدم دسترسی به داده‌های با بازه کمتر از یک سال میسر نبوده است.
- مقایسه عملکرد مدل‌های مبتنی بر داده‌های تجربی مانند مدل‌های رگرسیونی و هوش مصنوعی با مدل‌های ساختاری
- در نظر گرفتن وجود همبستگی بین نرخ بهره متغیر و ارزش دارایی‌های شرکت

---

۱. Emmanuel and Helen, ۲۰۱۴

- گسترش مدل با در نظر گرفتن امکان سوییچینگ وضعیت کسب‌وکار و یا سوییچینگ رتبه اعتباری شرکت، همچنین افزودن امکان سوییچینگ جریانات نقد شرکت، هزینه‌های ورشکستگی و هزینه‌های تأمین مالی طی دوره (مدل‌های ساختاری وابسته به وضعیت)

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

رامو‌ز، نجمه و محمودی، مریم.(۱۳۹۶). **پیش‌بینی ریسک ورشکستگی مالی با استفاده از مدل ترکیبی در بورس اوراق بهادار تهران**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۵(۱)، صص. ۵۱-۷۵.

صالحی، مهدی و بذرگر، حمید.(۱۳۹۴). **رابطه بین کیفیت سود و ریسک ورشکستگی**. *راهبرد مدیریت مالی*،۳(۱)، صص. ۱۱۳-۱۴۰.

فلاح‌پور، سعید و طادی، م سعود.(۱۳۹۵). **پیش‌بینی ری سک نکول با ا ستفاده از مدل ساختاری تو سعه یافته در بورس اوراق بهادار تهران**، *مجله مهند سی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۷ (۲۸)، صص. ۱-۲۱.

قالیباف اصل، حسن و افشار، منیژه.(۱۳۹۳). **برر سی کاربرد ا ستفاده از مدل KMV در پیش‌بینی ریسک ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و مقایســـه مدل با نتایج مدل رتبه Z آلتمن**، *مهندســـی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۵(۲۱)، صص. ۷۵-۸۸.

نمازی، محمد، حاجیها، زهره و چناری بوکت، ح سن.(۱۳۹۷). **مدل‌بندی و تعیین اولویت معیارهای مؤثر مدیریت سود واقعی بر پیش‌بینی ور شک ستگی**، *راهبرد مدیریت مالی*، ۶ (۴)، صص. ۱-۲۷.

Altman, E. Haldeman, R.& Naranan, P. (۱۹۷۷). **ZETA analysis: a new model to identify bankruptcy prediction risk of corporations**. *Journal of Banking & Finance,* ۱(۱), pp.۲۹–۵۴.

Altman, E.I. (۱۹۹۳). **Corporate financial distress and bankruptcy: a complete guide to predicting and avoiding distress and profiting from bankruptcy (۳th ed.).** *New Jersey, Wiley finance edition.*

Bellalah, Zouari. & Levyne (۲۰۱۶). **The performance of hybrid models in the assessment of default risk,** *Economic Modeling*, ۵۲(Part A), pp.۲۵۹-۲۶۵.

Benos, **Alexandros. & Papanastasopoulos, George. (۲۰۰۷). Extending the Merton Model: A hybrid approach to assessing credit quality**. *Mathematical and Computer Modelling*.۴۶(۱–۲), pp.۴۷-۶۸.

Beytollahi, A & Zeinali, H. (۲۰۲۰). **Comparing Prediction Power of Artificial Neural Networks Compound Models in Predicting Credit**

Default Swap Prices through Black–Scholes–Merton Model. *Iranian Journal of Management Studies*, ۱۳(۱), pp.۶۹-۹۳.

Black, F & Scholes, M. (۱۹۷۳). **On the pricing of options and corporate liabilities**. *Journal of Political Economy*, ۸۱, pp.۶۳۷–۵۴.

Black, F. & Cox, J. C. (۱۹۷۶). **Valuing corporate securities: Some effects of bond indenture provisions**. *The Journal of Finance*, ۳۱(۲), pp.۳۵۱-۳۶۷.

Brockman, Paul. & Turtle, H.J. (۲۰۰۲). **A barrier option framework for corporate security valuation**. *Journal of Financial Economics*. ۶۷ (۳), pp.۵۱۱–۵۲۹.

Emmanuel, Fadugba Sunday & Helen, **Edogbanya Olaronke. (۲۰۱۴). On hybrid model for the valuation of credit risk**. *Applied and Computational Mathematics*; ۳(۶-۱), pp.۸-۱۱

Huang, J & Huang, M (۲۰۰۲), **How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk?** Pennsylvania State University and Stanford University, mimeo.

Joel, B. (۲۰۰۹). **Risk management in banking**. *New Jersey, John Willey & sons publications.*

Kocagil, A E, Escott, P, Glormann, F, Malzkom, W & Scott, A (۲۰۰۲), Moody's riskcalcTM for private companies: UK', Moody's Investor Service, Global Credit Research, Rating Methodology.

Kreis, Yvonne & Leisen, P.J. (۲۰۱۸). **Systemic risk in a structural model of bank default linkages**. *Journal of Financial Stability*, ۳۹, pp.۲۲۱-۲۳۶.

Merton, R C (۱۹۷۴), **The pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates**, *Journal of Finance*, ۲۹(۲), pp.۴۴۹–۷۰.

Ohlson, James A. Spring (۱۹۸۰). **Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy.** *Journal of Accounting Research*, ۱۸(۱), pp.۱۰۹-۱۳۱.

Roychowdhury, S. (۲۰۰۶). **Earnings management through real activities manipulation**. *Journal of Accounting and Economics*, ۴۲, pp.۳۳۵–۳۷۰.

Saunders, A. (۲۰۰۲). **Credit Risk Measurement: New Approaches to Value at Risk and Other Paradigms**. *New Jersey, John Wiley & Sons.*

Sobehart, J R, Stein, R, Mikityanskaya, V & Li, L (۲۰۰۰), **Moody's public risk firm risk model: A hybrid approach to modeling short term default risk**, *Moody's Investor Service, Global Credit Research, Rating Methodology*.

Tudela, M & Young, G. (۲۰۰۵). **A Merton-model approach to assessing the default risk of UK public companies**. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*. ۸(۶), pp.۷۳۷–۷۶۱.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، زبهار ۱۴۰۰ / صفحات ۲۰۲-۱۷۷

تعیین الگوی غالب ساختار سرمایه در صنعت خودرو و ساخت قطعات[۱]

رویا منعم[۲]، حمیدرضا وکیلی‌فرد[۳]، فریدون رهنمای رودپشتی[۴] و هاشم نیکومرام[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۰۶

چکیده

ساختار سرمایه به‌عنوان مهم‌ترین پارامتر مؤثر بر ارزش‌گذاری و جهت‌گیری بنگاه اقتصادی در بازارهای سرمایه مطرح شده است. با توجه به نبود پژوهش جامع و مطالعه موردی در این زمینه، هدف پژوهش حاضر، تعیین الگوی غالب ساختار سرمایه در صنعت خودرو و ساخت قطعات می‌باشد. دوره زمانی پژوهش، ۱۳۹۵-۱۳۸۵ بوده و در صنعت مذکور، ۲۶ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب شده است. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش، از مدل‌های رگرسیونی تلفیقی/ترکیبی و از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۹ استفاده‌شده است. در این پژوهش، جهت تعیین ساختار سرمایه از ۳ معیار اهرم دفتری، اهرم بازار و اهرم بلندمدت استفاده‌شده است. همچنین به‌منظور سنجش عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه، بر اساس نظریه‌های مختلف، از متغیرهایی نظیر سود نقدی سهام، سودآوری، ریسک تجاری، ساختار دارایی، نقدینگی، رشد شرکت، اندازه شرکت، صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی، ظرفیت بدهی، صرفه‌جویی مالیاتی بدهی و نسبت پوشش بهره استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در صنعت خودرو و ساخت قطعات، نظریه‌های سلسله مراتبی، خوش‌بینی مفرط و زمان‌بندی بازار، الگوهای غالب در بازار سرمایه ایران هستند.

واژگان کلیدی: نظریه توازی، نظریه سلسله مراتبی، نظریه خوش‌بینی مفرط مدیریتی، نظریه زمان‌بندی بازار و صنعت خودرو و ساخت قطعات

طبقه‌بندی موضوعی: *G۳۲۰ , G۱۹۰*.

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹,۲۰۵۴۳,۱۶۸۰

۲. دانشجوی دکتری حسابداری، گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، نویسنده مسئول، **Email:**roya.monem@gmail.com

۳. دانشیار مدیریت و توسعه سازمانی، گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، **Email:**vakilifard_phd@yahoo.com

۴. استاد مدیریت بازرگانی، گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، **Email:**f-rahnamayroudposhti@srbiau.ac.ir

۵. استاد مدیریت بازرگانی، گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، **Email:**h-nikoumaram@srbiau.ac.ir

مقدمه

بدهی یکی از اجزای اصلی ساختار سرمایه اکثر شرکت‌هاست که نقش مهمی در تأمین مالی آن‌ها ایفا کرده و روند استفاده از آن در شرکت‌ها طی سال‌های گذشته سیر صعودی داشته است. در کل شواهد بیانگر آن است که بدهی شرکت‌ها در دوره‌های اخیر افزایش یافته است، اگرچه ارقام آن در بین شرکت‌های مختلف متفاوت بوده است. یکی از دلایل اشتیاق روزافزون به استفاده از بدهی، وجود صرفه‌جوئی مالیاتی و کاربرد اهرم مالی می‌باشد که بازده دارایی‌ها را افزایش می‌دهد.

فعالان دانش مالی برای حداکثر سازی ثروت سهامداران، نظریه‌ها و الگوهای متعددی را توسعه داده‌اند. در این میان، نظریه ساختار سرمایه منشأ طیف گسترده‌ای از تحقیقات در زمینه دانش مالی است و گاهی از آن به‌عنوان مهم‌ترین نظریه مالی یاد می‌کنند. در متون مالی پیشرفته، بحث ساختار سرمایه به‌طور نزدیکی با کار مودیلیانی[۱] و میلر[۲] (۱۹۵۸ و ۱۹۶۳) مربوط است. مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) بیان کردند در دنیای بدون اصطکاک[۳]، هیچ تفاوتی بین تأمین مالی از طریق بدهی و حقوق صاحبان سهام در رابطه با ارزش شرکت وجود ندارد. شواهد به‌دست‌آمده در دنیای واقعی این موضوع را تأیید نمی‌کنند (النجّار و تیلور[۴]، ۲۰۰۸).

ازاین‌رو، از دهه ۵۰ تاکنون، نظریه‌های متعددی به بررسی ساختار سرمایه شرکت‌ها پرداخته‌اند. نظریه مودیلیانی-میلر، نظریه بودجه‌ای (مالی)، نظریه سلسله مراتبی[۵]، نظریه توازی یا بده - بستان ایستا[۶]، نظریه خوش‌بینی مفرط مدیریتی[۷]، نظریه دریچه‌های فرصت و یا نظریه زمان‌بندی بازار[۸] ازجمله این نظریه‌ها است.

تصمیم‌گیری در مورد ساختار سرمایه، یکی از چالش‌برانگیزترین و مشکل‌ترین مسائل پیش روی شرکت‌ها، امّا درعین‌حال حیاتی‌ترین تصمیم در مورد ادامه‌ی بقای آن‌هاست. شناخت و آگاهی از ساختار سرمایه شرکت‌ها، از یک‌سو برای سهامداران و سرمایه‌گذاران بالقوه حائز اهمیت است و از سوی دیگر، اطلاعات در مورد ساختار سرمایه، مورداستفاده اعتباردهندگان قرار می‌گیرد. ازاین‌رو، با توجه به نظریه‌های مختلف در رابطه با ساختار سرمایه، هدف اصلی این پژوهش تعیین الگوی غالب ساختار سرمایه شرکت‌ها در صنعت خودرو و ساخت قطعات از طریق مشخص کردن عوامل تعیین‌کننده و مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها بر طبق نظریه‌های مختلف ساختار سرمایه در صنعت موردبررسی است. درواقع؛ بر اساس نتایج حاصل از فرضیه‌های مطرح شده در این مقاله، می‌توان به این نتیجه رسید که کدام‌یک از نظریه‌های ساختار سرمایه با بازار سرمایه ایران در صنعت خودرو و ساخت قطعات، سنخیت بیش‌تری دارد. این نظریه را می‌توان الگوی غالب بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در صنعت مذکور نامید. به‌عبارت‌دیگر، درصورتی‌که عمده فرضیه‌های مربوط به نظریه توازی یا بده-بستان ایستا در صنعت موردبررسی تأیید شوند، این نظریه حاکم بر بازار سرمایه در صنعت مذکور است.

---

۱. Modigliani
۲. Miller
۳. Friction
٤. Al-Najjar & Taylor
٥. The Pecking-Order Theory
٦. The Static Trade-Off Theory
۷. The Extreme Management Optimism Theory
۸. The Market-Timing Theory

مبانی نظری پژوهش

سابقه بنیادین مطالعات ساختار سرمایه به مودیلیانی و میلر در سال ۱۹۵۸ برمی‌گردد. فرضیه اصلی مطالعات مودیلیانی و میلر آن بود که ارزش شرکت از ساختار سرمایه آن مستقل است. در مقاله‌ای در سال ۱۹۶۳، مودیلیانی و میلر مطالعات اولیه خود را با واردکردن فرض مالیات تغییر داده و به آن عنوان نظریه بودجه‌ای (مالی) داده و نتیجه‌گیری کردند که شرکت‌ها «بدهی» را به سایر منابع تأمین مالی ترجیح می‌دهند، چراکه پرداخت‌های بهره، کاهنده مالیات است. بعد از سلسله نقدها و نظرها بر نوشته‌های مودیلیانی و میلر، مطالعات متکی به نظریه توازی یا بده-بستان ایستا مورد بررسی قرار گرفت. در این مدل، نه‌تنها مزایای به‌کارگیری بدهی، بلکه مضار آن یعنی تقبل هزینه‌های ورشکستگی و هزینه‌های نمایندگی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. طبق این نظریه، نسبت بدهی بهینه یک شرکت، بر اساس توازی هزینه‌ها و منافع استقراض تعیین می‌شود؛ به‌بیان‌دیگر، طبق این نظریه شرکت سعی می‌کند بین ارزش صرفه‌جویی‌های مالیاتی و هزینه‌های ورشکستگی و نمایندگی، تعادل برقرار سازد (اسلامی بیدگلی و مظاهری، ۱۳۸۸).

نظریه سلسله مراتبی بیانگر این موضوع است که شرکت‌ها در استفاده از منابع مالی، سلسله مراتبی را رعایت می‌کنند: نخست از وجوه داخلی، سپس از بدهی و درنهایت وقتی این منابع در اختیار نباشد، اقدام به افزایش سرمایه جدید می‌کنند. شکل‌گیری این سلسله مراتب؛ نتیجه یا پیامد عدم تقارن اطلاعات است. در این تئوری، برخلاف تئوری توازی، هیچ ترکیب بدهی به حقوق صاحبان سهام هدف و از قبل تعریف شده‌ای وجود ندارد؛ زیرا دو نوع حقوق مالکانه وجود دارد: داخلی و خارجی، یکی در اولویت اول و دیگری در اولویت آخر (مایرز[۱]، ۱۹۸۴). ازاین‌رو، نسبت بدهی هر شرکتی، نیازهای انباشته آن را برای تأمین مالی منعکس می‌سازد.

بر اساس نظریه خوش‌بینی مفرط مدیریتی، اگر مدیران نسبت به بازده دارایی‌های شرکت بیش‌ازحد خوش‌بین باشند، ترجیح می‌دهند که قسمت عمده دارایی‌ها را از طریق بدهی‌های بلندمدت تأمین مالی نمایند (اسلامی بیدگلی و مظاهری، ۱۳۸۸).

بر اساس نظریه دریچه‌های فرصت، مدیران در هر زمان با توجه به هزینه حقوق صاحبان سهام و هزینه بدهی، به تأمین مالی می‌پردازند. به‌عنوان‌مثال اگر قیمت سهام شرکت پایین آمده باشد، آن‌ها ترجیح می‌دهند از طریق انتشار سهام تأمین مالی نکنند (اسلامی بیدگلی و مظاهری، ۱۳۸۸). به‌بیان‌دیگر، تصمیمات تأمین مالی بسیاری از شرکت‌ها به ارزش بازار سهام آنان بستگی دارد. شرکت‌ها برای تأمین مالی بیشتر، زمانی به انتشار سهام اقدام می‌کنند که ارزش بازار سهام زیاد است و زمانی به بازخرید سهام اقدام می‌کنند که ارزش بازار سهام کم است (بیکر و ورگلر[۲]، ۲۰۰۲). این مطلب حاکم بر نظریه زمان‌بندی بازار است.

با توجه به مطالب مذکور، سؤال اصلی این پژوهش به قرار زیر است: طبق نظریه‌های مختلف، عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه در بازار سرمایه ایران در صنعت خودرو و ساخت قطعات کدام‌اند؟

---

۱. Myers
۲. Baker & Wurgler

مروری بر پیشینه پژوهش

طی سال‌های اخیر، پژوهش‌های داخلی و خارجی در زمینه عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها افزایش چشمگیری داشته است. البته در تعداد بسیار اندکی از آن‌ها، عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه به تفکیک نظریه‌های مختلف حاکم بر این مقوله و در سطح صنایع مختلف بررسی شده‌اند. برای نمونه سانگ[۱] (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کند که تعاریف مختلفی از اهرم وجود دارد و پژوهش‌ها نباید تنها متکی بر نسبت کل بدهی باشد. سهیلا و محمود[۲] (۲۰۰۸) طی دوره‌های زمانی ۲۰۰۰ الی ۲۰۰۵ به این نتیجه رسیدند که متغیرهای اندازه شرکت، نسبت پوشش بهره و فرصت‌های رشد با ساختار سرمایه شرکت‌های بورسی مالزی دارای رابطه مستقیم و معناداری هستند. کیو و لا[۳] (۲۰۱۰) با بررسی شرکت‌های استرالیایی طی سال‌های ۱۹۹۲ الی ۲۰۰۶ نشان دادند که بین ساختار سرمایه و دارایی‌های مشهود، یک رابطه مستقیم و معنادار و میان ساختار سرمایه و فرصت‌های رشد، سودآوری و ریسک تجاری، یک رابطه معکوس و معنادار وجود دارد. همچنین، آن‌ها بین ساختار سرمایه و اندازه شرکت رابطه معناداری پیدا نکردند. این نتایج مطابق با تئوری-های سلسله مراتبی و تئوری هزینه‌های نمایندگی و در تناقض با تئوری موازنه ایستا است. یانگ[۴] (۲۰۱۱) بر این باور است که مطالعه زمان‌بندی بازار و ساختار پویای سرمایه بیانگر آن است که اهرم بهینه به تفاوت باورهای مدیران درون سازمانی و سرمایه‌گذاران برون سازمانی بستگی دارد و متفاوت از الگوهای توازی استاندارد است. ست‌یاوان[۵] (۲۰۱۲) با آزمون تجربی نظریه زمان‌بندی بازار در بورس اندونزی، شواهدی مبنی بر تأیید نظریه را فراهم کرده است و آن حاکی از تأثیر منفی نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام بر اهرم بازار است. پرات[۶] (۲۰۱۲) در رساله دکتری خود با عنوان «آیا ساختار سرمایه مربوط است؟ بررسی تجربی گزینه‌های ساختار سرمایه» در کشور امریکا طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۰ به این نتیجه رسید که در دوره اول پژوهش (بین سال‌های ۱۹۷۰ الی ۱۹۸۷) تئوری سلسله مراتبی، الگوی غالب و روش دائمی حسابداری برای تصمیم‌های تأمین مالی شرکت‌ها بوده است. ولی در این دوره، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد تئوری‌های توازی ایستا و زمان‌بندی بازار در تبیین ساختار سرمایه شرکت‌ها جایگاه ضعیفی دارند. این در حالی است که در دوره دوم پژوهش (بین سال‌های ۱۹۸۸ الی ۲۰۱۰) شواهد مستحکمی در پشتیبانی و حمایت از نظریه توازی ایستا نسبت به تئوری سلسله مراتبی وجود دارد. وو و الیس[۷] (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های حسابداری و بازار ۱۲۱۴ سال- شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار شهر هو

---

۱. Song
۲. Sohaila & Mahmood
۳. Qiu & La
٤. Yang
٥. Setyawan
٦. Pratt
۷. Vo & Ellis

چی مین[1] در ویتنام طی دوره زمانی ۲۰۰۷ الی ۲۰۱۳ به این نتیجه رسیدند که بین اهرم مالی و ارزش سهامدار، رابطه معکوس وجود دارد و هزینه تأمین مالی از طریق بدهی برای شرکت‌های ویتنامی، بیشتر از مزایای آن برای شرکت‌های مذکور است. علاوه بر آن، نتایج حاکی از آن است که تنها شرکت‌هایی که به میزان کمتری از طریق بدهی، تأمین مالی نموده‌اند، برای سهامداران، ارزش ایجاد می‌کنند. اردلان[2] (۲۰۱۷) به این نتیجه رسید که نتایج مدل‌های ریاضی پیچیده ساختار سرمایه با تغییر در مفروضات (پیش‌فرض‌های) بنیادی[3] آن‌ها، تغییر می‌کند.

همچنین، نمازی و شیرزاده (۱۳۸۴) با بررسی ۱۰۸ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۷۵ به این نتیجه رسیدند که بین ساختار سرمایه و سودآوری رابطه وجود دارد و این رابطه بستگی به نوع صنعت و تعریف سودآوری دارد و می‌توان ساختار مطلوب سرمایه را در صنایع گوناگون تعیین نمود. کیمیاگری و عینعلی (۱۳۸۷) با بررسی ۷۸ شرکت بورسی طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۰، به بررسی متغیرهای تأثیرگذار بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در تئوری توازن، تئوری سلسله مراتبی، تئوری هزینه‌های نمایندگی و تئوری زمان‌سنجی بازار، هم در سطح کل شرکت‌ها و هم در سطح هر یک از صنایع پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که متغیرهای فرصت رشد، ساختار دارایی و بازده سهام دارای اثر منفی بر نسبت بدهی و متغیر ریسک تجاری دارای اثر مثبت بر نسبت فوق است. کردستانی و نجفی عمران (۱۳۸۷) با بررسی داده‌های ۹۳ شرکت بورسی طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۵ به این نتیجه رسیدند که بین اندازه شرکت و نسبت بدهی بر مبنای ارزش دفتری رابطه مثبت و معنادار و بین صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی و نسبت بدهی بر مبنای ارزش دفتری و ارزش بازار رابطه منفی و معنادار وجود دارد که مطابق با نظریه موازنه ایستا است. بین فرصت‌های رشد و نسبت بدهی بر مبنای ارزش دفتری مطابق با نظریه سلسله مراتبی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بین نوسان‌پذیری سود و نسبت بدهی بر مبنای ارزش دفتری و ارزش بازار و بین نسبت پرداخت سود و نسبت بدهی بر مبنای ارزش دفتری برخلاف پیش‌بینی‌های دو مدل موازنه ایستا و سلسله مراتبی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بین قابلیت مشاهده دارایی‌ها و نسبت بدهی بر مبنای ارزش دفتری و بین سودآوری شرکت و نسبت بدهی بر مبنای ارزش دفتری و ارزش بازار مطابق با نظریه سلسله مراتبی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. اسلامی بیدگلی و مظاهری (۱۳۸۸) نشان دادند علی‌رغم این‌که شرکت‌های ایرانی به دنبال تأمین ساختار سرمایه بهینه هستند، ولی در این مسیر از نظریه سلسله مراتبی پیروی نمی‌کنند. اربابیان و صفری گرایلی (۱۳۸۸) با بررسی ۱۰۰ شرکت بورسی در قالب ۱۳ صنعت مختلف طی دوره ۶ ساله از ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ نشان دادند که بین نسبت بدهی کوتاه‌مدت به دارایی و سودآوری شرکت و همچنین بین نسبت کل بدهی به دارایی و سودآوری، رابطه مثبت وجود دارد، ولی بین نسبت بدهی بلندمدت به دارایی و سودآوری رابطه منفی وجود دارد. ستایش و کاشانی پور (۱۳۹۰) با

---

۱. Ho Chi Minh
۲. Ardalan
۳. Underlying assumptions

بررسی ۱۱۷ شرکت بورسی در قالب ۷ گروه صنعت طی دوره زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۸ نشان دادند، در سطح کل شرکت‌ها، تمام عوامل به‌جز مالکیت نهادی از عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه بوده‌اند. این در حالی است که در صنایع شیمیایی، درصد مالکیت نهادی، درصد سود نقدی سهام، ریسک تجاری، نقدینگی و اندازه شرکت‌ها؛ در صنایع غذایی، نقدینگی، ساختار دارایی‌ها و اندازه شرکت؛ در صنایع فلزی، درصد مالکیت نهادی، درصد سود نقدی سهام، ریسک تجاری، ساختار دارایی‌ها، نقدینگی و اندازه شرکت؛ در صنایع کانی غیرفلزی، نقدینگی؛ در صنایع کاشی و سرامیک، ریسک تجاری و نقدینگی و در صنایع مواد و محصولات دارویی، نقدینگی و اندازه شرکت بر ساختار سرمایه مؤثر بوده‌اند. کردستانی و پیرداوری (۱۳۹۱) با بررسی ۱۰۱ شرکت بورسی طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۶ نشان دادند رابطه معنادار بین ارزش‌های گذشته بازار با ساختار سرمایه و تغییرات ساختار سرمایه است. این شواهد نظریه زمان‌بندی بازار را تأیید نمی‌کند. حجازی و همکاران (۱۳۹۱) با بررسی ۱۲۷ شرکت تولیدی طی دوره زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۸ به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های ایرانی در الگوی ساختار سرمایه خود از نظریه ترجیحی (سلسله مراتبی) پیروی می‌کنند. عربی و ربیعی (۱۳۹۵) با بررسی ۱۵۸ شرکت بورسی طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ به این نتیجه رسیدند که بین نسبت بدهی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) با بازده حقوق صاحبان سهام/ بازده دارایی‌ها رابطه منفی و معناداری وجود دارد. حسنی و پاک‌مرام (۱۳۹۶) با بررسی ۱۰۲ شرکت بورسی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۵ به این نتیجه رسیدند که معیارهای سودآوری، اندازه شرکت، دارایی‌های مشهود و ریسک تجاری بر ساختار سرمایه شرکت‌ها تأثیر معنی‌دار و قوی دارند. حقیقی طلب و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر کسری/ مازاد مالی و سپس تأثیر سه ویژگی صنعت (تمرکز، شکوفایی و پویایی) بر سرعت تعدیلات ساختار سرمایه طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج نشان داد که کسری/ مازاد تأمین مالی، تمرکز و شکوفایی صنعت به‌صورت مجزا تأثیر معناداری بر سرعت تعدیلات در ساختار سرمایه ندارند. این در حالی است که در صنایع دارای پویایی بالا/ پایین، شرکت‌ها مایل به افزایش اهرم مالی هستند. شرکت‌های با مازاد تأمین مالی و بدهی بالاتر/ پایین‌تر از هدف، تمایل به کاهش اهرم مالی دارند. شرکت‌های با تمرکز بالا/ پایین و بدهی کمتر از هدف، مایل‌اند اهرم مالی خود را کاهش دهند. شرکت‌ها در صنایع دارای شکوفایی بالا (پایین) و بدهی کمتر از هدف، به ترتیب تمایل به کاهش (افزایش) اهرم مالی خود دارند. شرکت‌ها در صنایع دارای پویایی پایین (با ثبات‌تر) و بدهی کمتر از هدف، با بیش‌ترین سرعت به سمت کاهش اهرم مالی پیش می‌روند.

فرضیه‌های پژوهش

در این پژوهش، چهار نظریه (نظریه توازی یا بده - بستان ایستا، نظریه سلسله مراتبی، نظریه خوش-بینی مفرط مدیریتی و نظریه دریچه‌های فرصت و یا نظریه زمان‌بندی بازار)، اساس تدوین فرضیه‌ها در صنعت خودرو و ساخت قطعات قرار گرفت. فرضیه‌های پژوهش (پیش‌بینی‌های مورد انتظار) بر اساس نظریه‌های مختلف به شرح جدول ۱ قابل صورت‌بندی است:

جدول ۱. پیش‌بینی‌های مورد انتظار بر اساس نظریه‌های مختلف

عوامل تأثیرگذار / نظریه‌ها		نظریه توازی یا بده - بستان ایستا	نظریه سلسله مراتبی	نظریه خوش‌بینی مفرط مدیریتی	نظریه دریچه‌های فرصت و یا نظریه زمان‌بندی بازار
سود نقدی سهام	اهرم دفتری	-	-		-
	اهرم بازار	-	-		
	اهرم بلندمدت				
سودآوری	اهرم دفتری	+	-		
	اهرم بازار				
	اهرم بلندمدت			+	
ریسک تجاری	اهرم دفتری	-	-		
	اهرم بازار				
	اهرم بلندمدت				
ساختار دارایی	اهرم دفتری	+	-		
	اهرم بازار				
	اهرم بلندمدت				
نقدینگی	اهرم دفتری	+	-		
	اهرم بازار				
	اهرم بلندمدت			+	
رشد شرکت	اهرم دفتری	-	+		-
	اهرم بازار	-	-		-
	اهرم بلندمدت				-
اندازه شرکت	اهرم دفتری	+	-		
	اهرم بازار				
	اهرم بلندمدت				
صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی	اهرم دفتری	-			
	اهرم بازار				
	اهرم بلندمدت				
ظرفیت بدهی	اهرم دفتری	+	+		
	اهرم بازار	+	+		
	اهرم بلندمدت	+	+		
صرفه‌جویی مالیاتی بدهی	اهرم دفتری	+			
	اهرم بازار	+			
	اهرم بلندمدت	+			
نسبت پوشش بهره	اهرم دفتری	+	+		
	اهرم بازار	+	+		
	اهرم بلندمدت	+	+		

منبع: یافته‌های پژوهش

روش‌شناسی پژوهش

روش پژوهش در این پژوهش از نوع «علّی» یا «پس‌رویدادی» است. در این نوع پژوهش‌ها، امکان دست‌کاری متغیرها توسط پژوهشگر و یا ایجاد شرایط «مصنوعی» و یا آزمایشگاهی توسط وی، بنا به علل متعددی امکان‌پذیر نمی‌باشد (سید عباس زاده، ۱۳۸۰). این پژوهش از لحاظ روش اجرا در زمره پژوهش

های همبستگی قرار دارد. همچنین بر اساس هدف، پژوهشی کاربردی است. فرضیه‌های پژوهش بر اساس داده‌های تلفیقی/ترکیبی آزمون و تحلیل‌های آماری به کمک نرم‌افزار EViews ۹ انجام شده است.

جامعه موردمطالعه این پژوهش کلیه شرکت‌ها در صنعت خودرو و ساخت قطعات طی دوره زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۵ (دوره ۱۳ ساله) می‌باشد که شرایط زیر را داشته‌اند:

۱- تا پایان اسفند ۱۳۸۲ در بورس پذیرفته شده و سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.

۲- نباید سال مالی خود را طی دوره‌های موردنظر تغییر داده باشند.

۳- طی دوره پژوهش فعالیت مستمر داشته و سهام آن‌ها مورد معامله قرار گرفته باشد.

۴- اطلاعات مالی موردنیاز در دوره زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۵ به‌طور کامل ارائه کرده باشند.

از اطلاعات سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ تنها در محاسبه انحراف معیار بازده دارایی‌ها به‌عنوان معیار ریسک تجاری استفاده گردید. بنابراین دوره نهایی محدود به سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ شد.

با توجه به محدودیت‌های یاد شده، تعداد ۲۶ شرکت در صنعت خودرو و ساخت قطعات در دوره زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ به‌عنوان جامعه موردمطالعه، انتخاب و بررسی شدند.

در پژوهش حاضر رابطه بین ساختار سرمایه و سازه‌های مؤثر بر آن با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی تلفیقی/ترکیبی[۱] (بسته به نظریه‌های مختلف ساختار سرمایه) در صنعت خودرو و ساخت قطعات به‌صورت رابطه ۱ بررسی گردید:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta' X_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در این رابطه داریم:

$Y_{it} = LEV =$ معیار ساختار سرمایه (اهرم مالی) در شرکت i در سال t که به‌منظور سنجش آن از سه معیار مختلف استفاده شد.

$\alpha_{it} =$ عرض از مبدأ شرکت i در سال t.

$\beta' =$ بردار سطری ضرایب رگرسیونی سازه‌های مؤثر بر اهرم مالی.

$X_{it-1} =$ بردار ستونی سازه‌های مؤثر بر اهرم مالی برای شرکت i در زمان t-۱.

$X_1 = DPO =$ نسبت پرداخت سود نقدی (سود نقدی هر سهم بر عایدی هر سهم).

$X_2 = ROE =$ نسبت بازده حقوق صاحبان سهام (سود خالص بر حقوق مالکانه).

$X_3 = BR = \sigma_{ROA} =$ انحراف معیار بازده دارایی‌ها (سود خالص بر کل دارایی‌ها).

$X_4 = TANG =$ نسبت دارایی‌های ثابت (دارایی‌های ثابت بر کل دارایی‌ها).

$X_5 = LIQ =$ نسبت جاری (دارایی‌های جاری بر بدهی‌های جاری).

$X_6 = MB =$ نسبت ارزش بازار به دفتری (ارزش بازار بر ارزش دفتری هر سهم).

---

۱. Pooled/Panel

$SIZE = X_7$ = اندازه (لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت).

$NDTS = X_8$ = صرفه‌جویی‌های مالیاتی از محلی غیر از بدهی (نسبت هزینه‌های اداری و فروش به فروش سالیانه شرکت).

$TADR = X_9$ = ظرفیت بدهی (نسبت دارایی‌های مشهود به کل بدهی شرکت).

$IC = X_{10}$ = نسبت پوشش بهره (سود قبل از کسر بهره و مالیات به کل بهره شرکت).

$DTS = X_{11}$ = صرفه‌جویی‌های مالیاتی بدهی (تقسیم تفاضل بین سود قبل از بهره و مالیات و سود قبل از بهره بر سود قبل از بهره و مالیات).

ε_{it} = خطای باقیمانده (پسماند) شرکت i در سال t.

قبل از تخمین مدل‌های رگرسیونی در هر حالت جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، به انتخاب الگوی مناسب برای مدل رگرسیونی پرداخته شد. ابتدا با استفاده از آزمون F لیمر به انتخاب مدل داده‌های تلفیقی در برابر مدل داده‌های ثابت پرداخته شده است. درصورتی‌که مقدار احتمال آماره F لیمر کم‌تر از سطح معناداری ۵٪ باشد، استفاده از روش داده‌های تلفیقی منتفی است. در غیر این صورت اگر سطح معناداری از ۵٪ بیش‌تر باشد، استفاده از روش داده‌های تلفیقی مناسب است (یافی[۱]، ۲۰۰۳).

اگر مدل داده‌های تلفیقی در برابر داده‌های ثابت انتخاب نشود، به انجام آزمون هاسمن به‌منظور انتخاب الگوی اثرات ثابت در برابر الگوی اثرات تصادفی پرداخته شده است. درصورتی‌که مقدار احتمال آماره هاسمن کم‌تر از سطح معناداری ۵٪ باشد؛ دلیل کافی برای رد الگوی اثرات ثابت نداریم و برای آزمون فرضیه باید از الگوی اثرات ثابت استفاده کنیم. در غیر این صورت اگر سطح معناداری از ۵٪ بیش‌تر باشد، استفاده از الگوی اثرات تصادفی مناسب است (یافی، ۲۰۰۳).

متغیرهای مستقل (عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه شرکت‌ها)

سود نقدی سهام

گومز و فیلیپس[۲] (۲۰۰۷) معتقدند در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی، شرکت‌ها برای جلوگیری از زیان به سهامداران فعلی، پروژه‌های جدید را از محل اوراق بهاداری که احتمال قیمت‌گذاری کمتر از واقع آن در بازار کمتر است (از قبیل اوراق قرضه)، تأمین مالی می‌کنند. ازاین‌رو، بر اساس تئوری سلسله مراتبی، می‌توان انتظار داشت یک رابطه منفی بین پرداخت سود نقدی (معیار پایین بودن عدم تقارن اطلاعاتی) و اهرم (اعم از دفتری و بازار) وجود داشته باشد. همچنین، شرکت‌های دارای پرداخت بالای سود نقدی به دلیل ظرفیت بالای جریان‌های نقدی ممکن است بی نیاز از تأمین مالی از طریق بدهی باشند و یا به دلیلِ افزایش هزینه‌های نکول و ورشکستگی ناشی از افزایش بدهی، علی‌رغم صرفه‌جویی مالیاتی، تمایل کمتری

---

۱. Yafee
۲. Gomes & Phillips

به تأمین مالی از طریق بدهی داشته باشند؛ بنابراین، بر اساس تئوری توازی ایستا نیز انتظار می‌رود رابطه بین پرداخت سود نقدی و اهرم مالی (اعم از دفتری و بازار)، منفی باشد.

پرداخت سود نقدی سهام طبق مدل‌های مختلف ارزش‌گذاری سهام از قبیل مدل فیشر، گوردون و ... منجر به افزایش قیمت بازار سهام می‌گردد. همچنین، بر اساس نظریه زمان‌بندی بازار، شرکت‌ها برای تأمین مالی بیشتر، زمانی به انتشار سهام اقدام می‌کنند که ارزش بازار سهام زیاد است و بالعکس (بیکر و ورگلر، ۲۰۰۲)؛ بنابراین، بر طبق نظریه زمان‌بندی بازار انتظار می‌رود شرکت‌های دارای میزان بالای پرداخت سود نقدی، به میزان کمتری از طریق بدهی تأمین مالی نمایند؛ یعنی؛ رابطه بین پرداخت سود نقدی و اهرم مالی (به‌ویژه اهرم دفتری)، باید منفی باشد. این نسبت از طریق تقسیم سود نقدی بر عایدی هر سهم به‌صورت رابطه ۲ محاسبه شد (النجّار و تیلور، ۲۰۰۸، ۹۲۱):

$$DPO_{it} = DPS_{it} / EPS_{it} \qquad (۲)$$

سودآوری

شرکت‌های سودآور احتمالاً سود انباشته بیش‌تری دارند. بنابراین، بر طبق تئوری سلسله مراتبی، یک رابطه منفی بین اهرم و سودآوری شرکت، انتظار می‌رود (مایرز و ماجلوف[۱]، ۱۹۸۴). از طرف دیگر، با توجه به پژوهش‌های انجام شده توسط مولر و مودیلیانی (۱۹۶۳) و دانبولت و همکاران[۲] (۲۰۰۰) ممکن است شرکت‌های سودآور به خاطر توانایی بالا در پوشش هزینه بهره وام‌های دریافتی، بدهی را به خاطر مزیت سپر مالیاتی به انتشار سهام ترجیح دهند که این یافته‌ها توسط تئوری توازی ایستا تأیید می‌شود. همچنین، انتظار می‌رود مدیران در شرکت‌های سودآور، نسبت به بازده دارایی‌های شرکت بیش‌ازحد خوش‌بین بوده و بر اساس نظریه خوش‌بینی مفرط مدیریتی، ترجیح دهند که قسمت عمده دارایی‌ها را از طریق بدهی‌های بلندمدت تأمین مالی نمایند. ازاین‌رو، بر طبق نظریه خوش‌بینی مفرط مدیریتی، رابطه مثبت بین سودآوری و نسبت بدهی‌های بلندمدت بر دارایی‌ها (اهرم بلندمدت) پیش‌بینی می‌گردد. این نسبت از طریق تقسیم سود خالص بر حقوق مالکانه به‌صورت رابطه ۳ محاسبه گردید (النجّار و تیلور، ۲۰۰۸، ۹۲۱):

$$ROE_{it} = NI_{it} / OE_{it} \qquad (۳)$$

ریسک تجاری

بر اساس نظریه توازی ایستا زمانی که میزان نوسان‌پذیری سود بیش‌تر باشد، شرکت‌ها به‌منظور اجتناب از مخارج نابسامانی مالی از بدهی کم‌تری استفاده می‌کنند. بنابراین، بر اساس این نظریه بین ریسک سود و نسبت بدهی رابطه منفی وجود دارد. همچنین، بر اساس نظریه سلسله مراتبی در شرکت‌هایی که

---

۱. Majluf
۲. Danbolt et al.

جریان وجوه نقد نوسان‌پذیرتری دارند، مزایای بدهی با ریسک بالا کمتر از سهام است. بنابراین، در این شرایط آن‌ها باید سلسله مراتب تأمین مالی خود را تغییر دهند به‌گونه‌ای که در زمان نیاز به تأمین مالی خارجی به ترتیب به سراغ سهام و بدهی‌ها بروند (هونگ و جاسون[۱]، ۲۰۰۶). بنابراین؛ با توجه به تئوری ورشکستگی[۲] و بر اساس نظریه‌های سلسله مراتبی و توازی ایستا، یک رابطه منفی بین ریسک تجاری و ساختار سرمایه پیش‌بینی می‌شود. این متغیر از طریق انحراف معیار بازده دارایی‌های شرکت در طی سه سال گذشته به‌صورت رابطه ۴ محاسبه شد (النجّار و تیلور، ۲۰۰۸، ۹۲۲):

$$\sigma_{ROA_{it}} = \sigma(NI_{it} / TA_{it}) \qquad (۴)$$

ساختار دارایی

ساختار دارایی‌های یک شرکت می‌تواند بیانگر هزینه‌های نمایندگی و مخارج نابسامانی مالی باشد. وقتی دارایی‌های مشهود یک شرکت زیاد باشد، این دارایی‌ها را می‌توان به‌عنوان وثیقه مورداستفاده قرار داد و ریسک هزینه‌های نمایندگی بدهی وام‌دهنده را کاهش داد. بنابراین، هر چه دارایی‌های مشهود شرکت بیش‌تر باشد، اهرم مالی آن بیش‌تر است (هوانگ[۳] و سونگ، ۲۰۰۶). بنابراین، بر اساس نظریه توازی ایستا، یک رابطه مثبت بین دارایی‌های مشهود و بدهی‌ها انتظار می‌رود.

این در حالی است که نتایج مطالعات قبلی از قبیل گرین و جگادیش[۴] (۲۰۰۶) و کیمیاگری و عینعلی (۱۳۸۷) نشان داده است که بین نسبت بدهی شرکت و میزان دارایی‌های مشهود آن، رابطه معکوس و معناداری برقرار است. این نتایج با نظریه سلسله مراتبی سازگار است. بر اساس این نظریه، شرکت‌های دارای نسبت بالای دارایی‌های مشهود به میزان کمتری از طریق بدهی تأمین مالی می‌کنند. به‌بیان‌دیگر، بر اساس نظریه سلسله مراتبی، هر چه میزان دارایی‌های مشهود یک شرکت بیش‌تر باشد، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سرمایه‌گذاران برون سازمانی آن کمتر است و این‌گونه شرکت‌ها تمایل بیش‌تری به انتشار سهام دارند. بنابراین، این نظریه پیش‌بینی می‌کند که بین قابلیت مشاهده دارایی‌ها و نسبت بدهی رابطه منفی وجود دارد (جنسن[۵]، ۱۹۸۶). این متغیر از طریق نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های شرکت به‌صورت رابطه ۵ محاسبه گردید (النجّار و تیلور، ۲۰۰۸، ۹۲۲):

$$TANG_{it} = FA_{it} / TA_{it} \qquad (۵)$$

---

۱. Hong & Jason
۲. Bankruptcy Theory
۳. Huang
٤. Green & Jegadeesh
٥. Jensen

نقدینگی

نسبت‌های نقدینگی هم تأثیر مثبت و هم تأثیر منفی بر روی تصمیمات ساختار سرمایه دارند و بنابراین میزانِ خالص تأثیر ناشناخته است. اولاً، شرکت‌های با نسبت‌های بالای نقدینگی ممکن است به‌طور نسبی، نسبت‌های بدهی بالاتری به علت توانایی بیش‌ترشان برای ایفای تعهدات کوتاه‌مدت داشته باشند. این استدلال بیانگر یک رابطه مثبت بین نقدینگی و میزان بدهی جذب‌شده توسط شرکت به دلیل صرفه جویی مالیاتی بدهی و بر اساس نظریه توازی ایستا است.

از سوی دیگر، شرکت‌های دارای دارایی‌های نقدینه[1] بیش‌تر، ممکن است چنین دارایی‌هایی را به‌عنوان منابع مالی برای سرمایه‌گذاری در فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی استفاده کنند. بنابراین وضعیت نقدینگی یک شرکت، دارای تأثیر منفی بر روی میزان ساختار سرمایه توسط شرکت است. بنابراین، یک رابطه منفی بین میزان بدهی و نقدینگی بر اساس نظریه سلسله مراتبی انتظار می‌رود.

انتظار می‌رود مدیران در شرکت‌های دارای نقدینگی بیش‌تر نیز، بیش‌ازحد خوش‌بین بوده و بر اساس نظریه خوش‌بینی مفرط مدیریتی، ترجیح دهند که قسمت عمده دارایی‌ها را از طریق بدهی‌های بلندمدت تأمین مالی نمایند. ازاین‌رو، بر طبق نظریه خوش‌بینی مفرط مدیریتی، رابطه مثبت بین نقدینگی و نسبت بدهی‌های بلندمدت بر دارایی‌ها پیش‌بینی می‌گردد. این نسبت از طریق تقسیم دارایی‌های جاری بر بدهی های جاری به‌صورت رابطه ۶ محاسبه شد (النجّار و تیلور، ۲۰۰۸، ۹۲۲):

$$LIQ_{it} = CA_{it} / CL_{it} \qquad (۶)$$

رشد شرکت

بر اساس نظریه توازی ایستا، شرکت‌هایی که فرصت‌های رشد آتی بیش‌تری دارند در مقایسه با شرکت های با رشد کم، به استقراض کمتر روی می‌آورند؛ زیرا فرصت‌های رشد به‌عنوان یک دارایی نامشهود را نمی‌توان به‌عنوان وثیقه مورداستفاده قرار داد (چن، ۲۰۰۴). به‌عبارت‌دیگر، هر چه فرصت‌های رشد یک شرکت بیش‌تر باشد، ریسک شرکت بیش‌تر بوده و هزینه نابسامانی مالی بیش‌تری را متحمل می‌شود (هونگ و جاسون، ۲۰۰۶). بنابراین؛ انتظار می‌رود که بین سطح بدهی و فرصت‌های رشد یک شرکت رابطه معکوس وجود داشته باشد. بر اساس نظریه سلسله مراتبی، شرکت‌هایی که دارای ارزش بازار (فرصت‌های رشد) بالاتری هستند، می‌توانند از بدهی بیش‌تری استفاده کنند؛ زیرا از یک‌سو بدهی دارای هزینه‌هایی است که ممکن است باعث ورشکستگی شرکت‌های کم ارزش شود و از سوی دیگر در شرکت‌های با فرصت‌های رشد بیش‌تر، عدم تقارن اطلاعاتی مرتبط با کیفیت پروژه‌های سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و امکان استفاده بیشتر از بدهی فراهم می‌شود. بنابراین؛ این نظریه پیش‌بینی می‌کند بین فرصت‌های رشد و نسبت بدهی به ارزش دفتری رابطه مثبت وجود دارد (کردستانی و نجفی عمران، ۱۳۸۷).

---

۱. Liquid

همچنین، نظریه توازی ایستا رابطه بین نسبت بدهی به ارزش بازار و فرصت‌های رشد را منفی پیش بینی می‌کند؛ زیرا با افزایش مبالغ مصرفی بابت سرمایه‌گذاری، ارزش بازار یک شرکت افزایش می‌یابد. در شکل ساده نظریه سلسله مراتبی، سطح بدهی از طریق تفاوت تجمعی بین سودهای انباشته و مبلغ سرمایه-گذاری تعیین می‌شود؛ بنابراین، با فرض پایدار بودن سرمایه‌گذاری و سودهای یک شرکت، رابطه بین فرصت‌های رشد و نسبت بدهی به ارزش بازار منفی است (کردستانی و نجفی عمران، ۱۳۸۷).

همان‌طور که بیان شد بر اساس نظریه زمان‌بندی بازار، شرکت‌ها برای تأمین مالی بیش‌تر، زمانی به انتشار سهام اقدام می‌کنند که ارزش بازار سهام زیاد است و زمانی به بازخرید سهام اقدام می‌کنند که ارزش بازار سهام کم است (بیکر و ورگلر، ۲۰۰۲)؛ بنابراین، بر طبق نظریه زمان‌بندی بازار انتظار می‌رود شرکت‌های دارای رشد بیش‌تر (شرکت‌های دارای نسبت ارزش بازار به دفتری بیش‌تر)، به میزان کمتری از طریق بدهی تأمین مالی نمایند؛ یعنی؛ رابطه بین رشد شرکت و اهرم مالی (طبق معیارهای مختلف)، باید منفی باشد. این متغیر از طریق تقسیم ارزش بازار هر سهم بر ارزش دفتری هر سهم به‌صورت رابطه ۷ محاسبه گردید (النجّار و تیلور، ۲۰۰۸):

$$MB_{it} = MVPS_{it} / BVPS_{it} \qquad (۷)$$

اندازه شرکت

از دیدگاه نظری رابطه بین اندازه شرکت و اهرم مالی روشن نیست. بر اساس نظریه توازی ایستا، شرکت‌های بزرگ‌تر دارای ظرفیت استقراض بیش‌تری بوده و می‌توانند سودهای بیش‌تری را تحصیل کنند. شرکت‌های بزرگ‌تر معمولاً بیش‌تر متنوع هستند و بنابراین دارای جریان‌های نقدی پایدارتری هستند که ثبات وجه نقد باعث کاهش ریسک ورشکستگی آن‌ها می‌شود. آن‌ها همچنین در زمان استفاده از بدهی دارای قدرت چانه‌زنی بیش‌تری هستند و می‌توانند هزینه‌های مبادله مرتبط با انتشار بدهی‌های بلندمدت را کاهش دهند. احتمال دیگر این است که شرکت‌های بزرگ‌تر، سهامداران متنوع‌تری داشته باشند که موجب می‌شود کنترل کم‌تری بر مدیریت شرکت اعمال شود. ازاین‌رو، این احتمال وجود دارد که مدیران بر ای کاهش ریسک زیان شخصی حاصل از ورشکستگی، از بدهی بیش‌تری استفاده کنند؛ بنابراین، انتظار می‌رود رابطه بین اندازه شرکت و اهرم مالی مثبت باشد. بااین‌وجود، در زمانی که اندازه شرکت به‌عنوان متغیر جانشین ریسک نکول در نظر گرفته شود، در جایی که هزینه‌های نابسامانی مالی بی‌اهمیت باشد، نباید بین اهرم مالی و اندازه شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود داشته باشد (چن و روگر، ۲۰۰۵). روی‌هم‌رفته، شرکت‌های بزرگ‌تر به دلیل روبرو شدن با مشکلات عدم تقارن اطلاعاتیِ کم‌تر، باید سهام بیش‌تر و اهرم مالی کمتری داشته باشند (هوانگ و سونگ، ۲۰۰۶)؛ بنابراین، بر اساس نظریه سلسله مراتبی، انتظار می‌رود رابطه بین اندازه شرکت و اهرم مالی منفی باشد. بر اساس تئوری نمایندگی شرکت‌های بزرگ بدهی‌های بلندمدت‌تری را منتشر می‌کنند تا بتوانند از این طریق رفتار و تصمیمات مدیریت را کنترل کنند؛ ولی شرکت‌های کوچک‌تر، چون تحت کنترل سهامداران هستند و مشکلات نمایندگی آن‌ها کم‌تر است،

تمایل کمتری به انتشار بدهی بلندمدت دارند (چن، ۲۰۰۴). این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت به‌صورت رابطه ۸ محاسبه شد (نمازی و خواجوی، ۱۳۸۳):

$$SIZE_{it} = Ln(MV_{it}) \qquad (۸)$$

صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی[۱]

هر چه درآمد مشمول مالیات یک شرکت بیش‌تر باشد، مالیات پرداختی توسط آن شرکت بیش‌تر است. بنابراین؛ هر چه صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی یک شرکت بیش‌تر باشد، درآمد مشمول مالیات کم‌تری خواهد داشت. درنتیجه نرخ مالیات مورد انتظار شرکت، کم‌تر و بازدهی حاصل از صرفه‌جویی‌های مالیاتی بهره کمتر خواهد بود. بنابراین ازآنجاکه بدهی به دلیل وجود هزینه بهره باعث صرفه‌جویی مالیاتی می‌گردد، انتظار می‌رود بر اساس **نظریه توازی ایستا** بین سطح صرفه‌جویی‌های مالیاتی از محلی غیر از بدهی و نسبت بدهی رابطه منفی وجود داشته باشد (هونگ و جاسون، ۲۰۰۶). برای سنجش صرفه‌جویی‌های مالیاتی از محلی غیر از بدهی از نسبت هزینه‌های اداری و فروش به فروش سالیانه شرکت استفاده گردید (هونگ و جاسون، ۲۰۰۶).

ظرفیت بدهی (نسبت دارایی مشهود به کل بدهی)[۲]

هر چه میزان دارایی‌های مشهود یک شرکت بیش‌تر باشد، توانایی و پشتوانه آن شرکت برای استفاده از بدهی در ساختار سرمایه بیش‌تر است. بنابراین؛ انتظار می‌رود بر اساس نظریه‌های توازی ایستا و سلسله مراتبی بین ظرفیت بدهی و نسبت بدهی رابطه مثبت وجود داشته باشد. برای سنجش ظرفیت بدهی از نسبت دارایی‌های مشهود به کل بدهی شرکت استفاده شد (پرات[۳]، ۲۰۱۲).

نسبت پوشش بهره[٤]

هر چه سود یک شرکت بیش‌تر باشد، توانایی آن شرکت برای استفاده از بدهی در ساختار سرمایه بیش‌تر است. بنابراین؛ انتظار می‌رود بر اساس نظریه‌های توازی ایستا و سلسله مراتبی بین نسبت پوشش بهره و نسبت بدهی نیز رابطه مثبت وجود داشته باشد. برای سنجش نسبت پوشش بهره از نسبت سود قبل از کسر بهره و مالیات به کل بهره شرکت استفاده گردید (پرات، ۲۰۱۲).

---

۱. Non Debt Tax Saving (NDTS)
۲. Tangible Assets to Debt Ratio (TADR)
۳. Pratt
٤. Interest Coverage (IC)

صرفه‌جویی مالیاتی بدهی[1]

ازآنجاکه بدهی به دلیل وجود هزینه بهره باعث صرفه‌جویی مالیاتی می‌گردد انتظار می‌رود بر اساس نظریه‌های توازی ایستا و سلسله مراتبی بین سطح صرفه‌جویی‌های مالیاتی بدهی و نسبت بدهی رابطه مثبت وجود داشته باشد. برای سنجش صرفه‌جویی‌های مالیاتی بدهی از تقسیم تفاضل بین سود قبل از بهره و مالیات و سود قبل از بهره بر سود قبل از بهره و مالیات استفاده شد (پرات، ۲۰۱۲).

متغیر وابسته

در این پژوهش، اهرم مالی یعنی میزان استفاده از بدهی، از طریق سه نسبت ذیل محاسبه شد:

۱. اهرم دفتری[2]: ارزش دفتری کل بدهی‌ها بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال مالی.

۲. اهرم بازار[3]: مجموع ارزش دفتری کل بدهی‌ها بر مجموع ارزش دفتری کل بدهی‌ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

۳. نسبت بدهی‌های بلندمدت بر دارایی‌ها (اهرم بلندمدت)[4]: ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت بر ارزش دفتری دارایی‌ها.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

بررسی آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در صنعت خودرو و ساخت قطعات

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در صنعت خودرو و ساخت قطعات در جدول ۲ ارائه شده است. نتایج حاکی از آن است که شرکت‌های موردبررسی در صنعت خودرو و قطعات از لحاظ اهرم بلندمدت، تفاوت چشمگیری با هم داشته‌اند. این در حالی است که شرکت‌های موردمطالعه در صنعت مذکور از نظر میزانِ اهرم دفتری و اهرم بازار نسبتاً مشابه بوده‌اند. همچنین، شرکت‌های مذکور از لحاظ میزانِ سودآوری و نسبت پوشش بهره، تفاوت چشمگیری با هم داشته‌اند.

دیگر نتایج آمار توصیفی حاکی از آن است که شرکت‌های موردبررسی در صنعت مذکور، به‌طور متوسط از اهرم دفتری برابر با ۶۹٪، اهرم بازار برابر با ۶۱٪، اهرم بلندمدت برابر با ۸٪، میانگین بازده حقوق صاحبان سهام برابر با ۱۵٪، میانگین نسبت پرداخت سود نقدی برابر با ۳۷٪، میانگین نسبت دارایی‌های ثابت مشهود برابر با ۱۹٪ و متوسط رشد شرکت برابر با ۱/۷۶ (بر اساس نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری) برخوردار بوده‌اند. متوسط نسبت هزینه‌های اداری و فروش به فروش سالیانه (صرفه‌جویی مالیاتی غیر از

---

۱. Debt Tax Shelter (DTS)

۲. Book leverage (LEV۱)

۳. Market leverage (LEV۲)

٤. Long-term leverage (LEV۳)

بدهی) برابر با ۹٪، میانگین صرفه‌جویی مالیاتی بدهی برابر با ۵٪ و متوسط نسبت دارایی‌های مشهود به کل بدهی (ظرفیت بدهی) برابر با ۶۷٪ بوده است. نتایج آماره جارک‌برا حاکی از نرمال بودن ساختار سرمایه بر اساس معیارهای مختلف است؛ چراکه مقدار احتمال این آماره برای متغیرهای مذکور، بیش‌تر از ۵٪ بوده است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در صنعت خودرو و قطعات

معیارها / متغیرها	تعداد	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	ضریب تغییرات	آماره جارک‌برا	احتمال جارک‌برا
اهرم دفتری LEV۱	۲۸۶	۰/۶۹	۰/۷۱	۰/۹۵	۰/۰۷	۰/۱۸	۰/۲۶	۳/۴۶۲	۰/۱۷۷
اهرم بازار LEV۲	۲۸۶	۰/۶۱	۰/۶۴	۰/۹۱	۰/۰۶	۰/۲۰	۰/۳۳	۳/۶۴۹	۰/۱۶۱
اهرم بلندمدت LEV۳	۲۸۶	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۵۲	۰/۰۰۵	۰/۰۹	۱/۱۳	۵/۵۵۳	۰/۰۶۲
سود نقدی سهام DPO	۲۸۶	۰/۳۷	۰/۳۱	۰/۹۵	۰	۰/۳۷	۱/۰۰	۳۲/۹	۰/۰۰۰
سودآوری ROE	۲۸۶	۰/۱۵	۰/۱۶	۱/۷۰	-۱/۰۸	۰/۳۷	۲/۴۷	۳۵۷/۳	۰/۰۰۰
ریسک تجاری BR	۲۸۶	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۳۰	۰/۰۰۳	۰/۰۴	۰/۸۰	۱۳۴/۳	۰/۰۰۰
ساختار دارایی TANG	۲۸۶	۰/۱۹	۰/۱۶	۰/۶۲	۰/۰۰۴	۰/۱۳	۰/۶۸	۴۰/۹	۰/۰۰۰
نقدینگی LIQ	۲۸۶	۱/۲۷	۱/۱۳	۵/۱۷	۰/۳۴	۰/۶۱	۰/۴۸	۲۸۴/۹	۰/۰۰۰
رشد شرکت MB	۲۸۶	۱/۷۶	۱/۲۵	۱۴/۲۰	-۰/۴۳	۲/۰۷	۱/۱۸	۳۴۶/۴	۰/۰۰۰
اندازه شرکت SIZE	۲۸۶	۲۷/۱۶	۲۶/۹۳	۳۱/۵۴	۲۳/۹۳	۱/۶۹	۰/۰۶	۱۵/۰	۰/۰۰۱
صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی NDTS	۲۸۶	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۸۵	۰/۰۱	۰/۱۱	۱/۲۲	۶۸۰/۷	۰/۰۰۰
ظرفیت بدهی TADR	۲۸۶	۰/۶۷	۰/۶۶	۲/۵۲	۰/۰۳	۰/۳۵	۰/۵۲	۱۸۲/۹	۰/۰۰۰
صرفه‌جویی مالیاتی بدهی DTS	۲۸۶	۰/۰۵	۰/۰۰۲	۰/۲۵	۰	۰/۰۶	۱/۲۰	۵۵/۰	۰/۰۰۰
نسبت پوشش بهره IC	۲۸۶	۸/۴۲	۱/۸۸	۱۶۰/۲۷	-۰/۶۶	۲۶/۸۹	۳/۲۰	۶۹۲/۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه‌های پژوهش در صنعت خودرو و ساخت قطعات

به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش در صنعت مذکور، سه مدل رگرسیونی در قالب عوامل مؤثر بر معیارهای مختلف ساختار سرمایه (شامل اهرم دفتری، اهرم بازار و اهرم بلندمدت)، تخمین زده شده است. قبل از آزمون فرضیه‌ها در صنعت خودرو و قطعات، به انتخاب الگوی مناسب برای مدل‌های رگرسیونی پرداخته شد. نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن حاکی از پذیرشِ الگوی ترکیبی اثرات ثابت بر اساس معیارهای مختلف ساختار سرمایه به‌جز اهرم بلندمدت است. این در حالی است که برای اهرم بلندمدت، بایستی از الگوی ترکیبی اثرات تصادفی استفاده کرد.

مدل‌های رگرسیونی عواملِ مؤثر بر معیارهای مختلف ساختار سرمایه در صنعت خودرو و قطعات، در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که در صنعت مذکور، در بین عوامل مؤثر بر اهرم دفتری، تأثیر سود نقدی سهام، نقدینگی، اندازه شرکت و ظرفیت بدهی بر اهرم دفتری، منفی و معنی‌دار و در مقابل، تأثیر رشد شرکت و صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی بر اهرم دفتری، مثبت و معنی‌دار بوده است. این امر نشان می‌دهد که در صنعت مذکور، در شرکت‌های بزرگ بورسی، در شرکت‌های دارای سطح بالای نقدینگی و پرداخت بالای سود نقدی سهام و در شرکت‌های دارای ظرفیت بالایِ بدهی، میزانِ استفاده از بدهی دفتری در ساختار سرمایه شرکت به‌طور چشمگیری پایین بوده است. این در حالی است که در شرکت‌های دارای نسبت بالای ارزش بازار به ارزش دفتری (رشد بالا) و در شرکت‌های دارای میزان بالای صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی، میزانِ استفاده از بدهی دفتری در ساختار سرمایه شرکت به‌طور چشمگیری بالا بوده است.

همچنین، در صنعت خودرو و قطعات، در بین عوامل مؤثر بر اهرم بازار، تأثیر سود نقدی سهام، رشد شرکت و ظرفیت بدهی بر اهرم بازار، منفی و معنی‌دار بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که در صنعت خودرو و قطعات، در شرکت‌های دارای میزان بالای پرداختِ سود نقدی سهام، نسبت بالای ارزش بازار به ارزش دفتری (رشد بالا) و در شرکت‌های دارای ظرفیت بالایِ بدهی، میزانِ استفاده از بدهی بازار در ساختار سرمایه شرکت به‌طور چشمگیری پایین بوده است.

دیگر نتایج حاکی از آن است که در صنعت مذکور، در بین عوامل مؤثر بر اهرم بلندمدت، تأثیر ظرفیت بدهی، صرفه‌جویی مالیاتی بدهی و نسبت پوشش بهره، منفی و معنی‌دار و در مقابل، تأثیر سودآوری و نقدینگی، مثبت و معنی‌دار بوده است. این امر نشان می‌دهد که در صنعت خودرو و قطعات، در شرکت‌های دارای سطح بالای نقدینگی و سودآوری، میزانِ استفاده از بدهی بلندمدت در ساختار سرمایه شرکت به‌طور چشمگیری بالا بوده است. این در حالی است که در شرکت‌های دارای نسبت بالای ظرفیت بدهی، میزان بالایِ صرفه‌جویی مالیاتی بدهی و در شرکت-های دارای میزان بالای نسبت پوشش بهره، میزانِ استفاده از بدهی بلندمدت در ساختار سرمایه شرکت به‌طور چشمگیری پایین بوده است. نتایج مربوط به آماره F نیز نشان می‌دهد که مدل‌ها در حالت کلی معنی‌دار بوده و با توجه به آماره دوربین–واتسون (البته بعد از اضافه نمودن جملات خود رگرسیونی مرتبه اول بر اساس معیارهای مختلف ساختار سرمایه به‌جز اهرم بلندمدت)، فاقد مشکل خودهمبستگی شده‌اند. نتایج آماره جارک‌برا حاکی از نرمال بودن باقی‌مانده‌های رگرسیونی است.

جدول ۳. عوامل مؤثر بر معیارهای مختلف ساختار سرمایه در صنعت خودرو و قطعات

آماره‌ها- متغیر وابسته / متغیرها	اهرم دفتری LEV۱			اهرم بازار LEV۲			اهرم بلندمدت LEV۳		
	ضرایب رگرسیونی	مقدار آماره t	احتمال آماره t	ضرایب رگرسیونی	مقدار آماره t	احتمال آماره t	ضرایب رگرسیونی	مقدار آماره t	احتمال آماره t
مقدار ثابت C	۱/۵۲	۹/۲۳	۰/۰۰۰۰	۰/۷۳	۲۴/۹۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷	۴/۱۳	۰/۰۰۰۰
سود نقدی سهام DPO	-۰/۰۳	-۲/۰۰	۰/۰۴۶۵	۰/۰۷	۲/۵۶	۰/۰۱۱۲	--	--	--
سودآوری ROE	۰/۰۰۴	۰/۴۳	۰/۶۷۰۵	--	--	--	۰/۰۴	۲/۹۷	۰/۰۰۳۲
ریسک تجاری BR	۰/۱۶	۱/۳۲	۰/۱۸۷۱	--	--	--	--	--	--
ساختار دارایی TANG	-۰/۱۱	-۱/۸۳	۰/۰۶۹۳	--	--	--	--	--	--
نقدینگی LIQ	-۰/۰۹	-۷/۶۲	۰/۰۰۰۰	--	--	--	۰/۰۴	۳/۹۵	۰/۰۰۰۱
رشد شرکت MB	۰/۰۱	۳/۲۴	۰/۰۰۱۴	-۰/۰۱	-۴/۸۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۵	۰/۹۶۰۵
اندازه شرکت SIZE	-۰/۰۲	-۳/۴۰	۰/۰۰۰۸	--	--	--	--	--	--
صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی NDTS	۰/۰۹	۱/۹۸	۰/۰۴۹۱	--	--	--	--	--	--
ظرفیت بدهی TADR	-۰/۱۹	-۸/۴۸	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۷	-۵/۱۹	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۵	-۲/۷۲	۰/۰۰۶۹
صرفه‌جویی مالیاتی بدهی DTS	-۰/۱۷	-۱/۹۵	۰/۰۵۲۸	-۰/۰۸	-۰/۴۸	۰/۶۳۰۲	-۰/۳۱	-۳/۹۰	۰/۰۰۰۱
نسبت پوشش بهره IC	-۰/۰۰۱	-۱/۶۹	۰/۰۹۲۸	-۰/۰۰۱	-۱/۶۳	۰/۱۰۵۰	-۰/۰۰۱	-۳/۲۸	۰/۰۰۱۲
خودرگرسیونی مرتبه ۱ AR(۱)	۰/۳۵	۵/۴۴	۰/۰۰۰۰	۰/۴۸	۷/۷۲	۰/۰۰۰۰	--	--	--

اهرم دفتری- مدل رگرسیونی ترکیبی اثرات ثابت

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	مقدار و احتمال آماره جارک‌برا باقیمانده	احتمال آماره F	آماره دوربین-واتسون
۰/۹۳۳	۰/۹۲۲	۴/۳۱۱ (۰/۱۱۶)	۰/۰۰۰۰	۲/۱۳۵

اهرم بازار- مدل رگرسیونی ترکیبی اثرات ثابت

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	مقدار و احتمال آماره جارک‌برا باقیمانده	احتمال آماره F	آماره دوربین-واتسون
۰/۷۶۶	۰/۷۳۴	۴/۳۷۹ (۰/۱۱۲)	۰/۰۰۰۰	۲/۱۸۴

اهرم بلندمدت- مدل رگرسیونی ترکیبی اثرات تصادفی

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	مقدار و احتمال آماره جارک‌برا باقیمانده	احتمال آماره F	آماره دوربین-واتسون
۰/۴۳۷	۰/۴۱۸	۴/۰۹۹ (۰/۱۲۹)	۰/۰۰۰۰	۱/۷۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش به تعیین الگوی غالب ساختار سرمایه در صنعت خودرو و ساخت قطعات طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ پرداخته شد.

به‌طورکلی نتایج حاکی از آن است که در صنعت موردمطالعه، نظریه سلسله مراتبی الگوی غالب در بازار سرمایه ایران بوده است. در صنعت خودرو و قطعات، ۱۰۰٪ فرضیه‌های مرتبط با نظریه خوش‌بینی مفرط و ۵۰٪ فرضیه‌های مربوط به نظریه زمان‌بندی بازار نیز تحقق یافته است. ازاین‌رو، علاوه بر نظریه سلسله مراتبی، نظریه‌های خوش‌بینی مفرط و زمان‌بندی بازار نیز در بازار این صنعت غالب بوده است. غالب بودن نظریه سلسله مراتبی در صنعت خودرو و قطعات، هم‌راستا با نتایج پژوهش‌های قبلی کیو و لا (۲۰۱۰) و حجازی و همکاران (۱۳۹۱) و مغایر با نتایج پژوهش‌های قبلی پرات (۲۰۱۲) و اسلامی بیدگلی و مظاهری (۱۳۸۸) است. این در حالی است که غالب بودن نظریه زمان‌بندی بازار در صنعت مذکور، هم‌راستا با نتایج پژوهش‌های قبلی بیکر و ورگلر (۲۰۰۲) و ست‌یاوان (۲۰۱۲) و مغایر با نتایج پژوهش‌های قبلی پرات (۲۰۱۲) و کردستانی و پیرداوری (۱۳۹۱) است. خلاصه نتایج به شرح جدول ۴ است:

جدول ۴. خلاصه یافته‌های پژوهش

نوع اهرم	عوامل مؤثر	نتایج مورد انتظار بر اساس نظریات				نتایج حاصله
		توازی	سلسله مراتبی	خوش‌بینی مفرط	زمان‌بندی نظریه	ساخت خودرو و قطعات
اهرم دفتری	سود نقدی سهام DPO	منفی	منفی	--	منفی	منفی
	سودآوری ROE	مثبت	منفی	--	--	غ م
	ریسک تجاری BR	منفی	منفی	--	--	غ م
	ساختار دارایی TANG	مثبت	منفی	--	--	غ م
	نقدینگی LIQ	مثبت	منفی	--	--	منفی
	رشد شرکت MB	منفی	مثبت	--	منفی	مثبت
	اندازه شرکت SIZE	مثبت	منفی	--	--	منفی
	صرفه‌جویی مالیاتی غیر از بدهی NDTS	منفی	--	--	--	مثبت
	ظرفیت بدهی TADR	مثبت	مثبت	--	--	منفی
	صرفه‌جویی مالیاتی بدهی DTS	مثبت	مثبت	--	--	غ م
	نسبت پوشش بهره IC	مثبت	مثبت	--	--	غ م
درصد مورد انتظار تحقق فرضیه‌ها بر اساس نظریات مختلف		۱۱/۱۱	۱۰/۱۰	--	۲/۲	--
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه توازی ایستا						۱/۱۱
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه سلسله مراتبی						۴/۱۰
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه خوش‌بینی مفرط						--
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه زمان‌بندی بازار						۱/۲
اهرم بازار	سود نقدی سهام DPO	منفی	منفی	--	--	مثبت
	رشد شرکت MB	منفی	منفی	--	منفی	منفی
	ظرفیت بدهی TADR	مثبت	مثبت	--	--	منفی
	صرفه‌جویی مالیاتی بدهی DTS	مثبت	مثبت	--	--	غ م
	نسبت پوشش بهره IC	مثبت	مثبت	--	--	غ م
درصد مورد انتظار و تحقق فرضیه‌ها بر اساس نظریات مختلف		۵/۵	۵/۵	--	۱/۱	--
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه توازی ایستا						۱/۵
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه سلسله مراتبی						۱/۵
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه خوش‌بینی مفرط						--
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه زمان‌بندی بازار						۱/۱
اهرم بلندمدت	سودآوری ROE	--	--	مثبت	--	مثبت
	نقدینگی LIQ	--	--	مثبت	--	مثبت
	رشد شرکت MB	--	--	--	منفی	غ م
	ظرفیت بدهی TADR	مثبت	مثبت	--	--	منفی
	صرفه‌جویی مالیاتی بدهی DTS	مثبت	مثبت	--	--	منفی
	نسبت پوشش بهره IC	مثبت	مثبت	--	--	منفی
درصد مورد انتظار و تحقق فرضیه‌ها بر اساس نظریات مختلف		۳/۳	۳/۳	۲/۲	۱/۱	--
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه توازی ایستا						۰
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه سلسله مراتبی						۰
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه خوش‌بینی مفرط						۲/۲
میزان تحقق فرضیه بر اساس نظریه زمان‌بندی بازار						۰
درصد کلی مورد انتظار و تحقق فرضیه‌ها بر اساس نظریات مختلف		۱۹/۱۹	۱۸/۱۸	۲/۲	۴/۴	--
میزان تحقق کلی فرضیه بر اساس نظریه توازی ایستا						۲/۱۹
میزان تحقق کلی فرضیه بر اساس نظریه سلسله مراتبی						۵/۱۸
میزان تحقق کلی فرضیه بر اساس نظریه خوش‌بینی مفرط						۲/۲
میزان تحقق کلی فرضیه بر اساس نظریه زمان‌بندی بازار						۲/۴

منبع: یافته‌های پژوهش

پیشنهادها

با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه داد:

با توجه به تأثیر منفی نقدینگی بر ساختار سرمایه بر حسب اهرم دفتری (هم‌راستا با نظریه سلسله مراتبی) در صنعت خودرو و ساخت قطعات، به نظر می‌رسد که شرکت‌های دارای دارایی‌های نقدینه بیش‌تر (نسبت جاری بالاتر) در صنعت خودرو و ساخت قطعات، ممکن است چنین دارایی‌هایی را به‌عنوان منابع مالی برای سرمایه‌گذاری در فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی استفاده کنند و نیازی به تأمین مالی از طریق بدهی‌ها نداشته باشند. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود که استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی شرکت‌ها در صنعت خودرو و ساخت قطعات، نسبت جاری بالای شرکت‌ها در صنعت مذکور را به‌عنوان یک پیام منفی تلقی نکنند و در این راستا دقت بیش‌تری به خرج دهند.

همچنین، با توجه به تأثیر مثبت رشد شرکت بر ساختار سرمایه بر حسب اهرم دفتری (هم‌راستا با نظریه سلسله مراتبی) در صنعت خودرو و ساخت قطعات، به نظر می‌رسد که شرکت‌های دارای نسبت بالای ارزش بازار به ارزش دفتری در صنعت خودرو و ساخت قطعات، به میزان زیادی از طریق بدهی‌ها، تأمین مالی نموده‌اند. ازاین‌رو، به استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی شرکت‌ها و به‌ویژه به سهامداران و اعتباردهندگان بالقوه در شرکت‌های بورسی صنعت مذکور پیشنهاد می‌شود به‌منظور اطمینان از دریافت سود و بازیافت اصل و فرع سرمایه خود، در راستای سرمایه‌گذاری در/ اعطای اعتبار به شرکت‌های بورسی دارای نسبت بالای ارزش بازار به ارزش دفتری در صنعت مذکور، دقت بیش‌تری به خرج دهند؛ چراکه این قبیل شرکت‌ها، به دلیل استفاده زیاد از بدهی، دارای ظرفیت بدهی پایینی بوده و اعتباردهندگان باید متوجه این موضوع باشند و همچنین در این قبیل شرکت‌ها، عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر بوده و سهامداران باید به این مقوله توجه نمایند.

از سوی دیگر، با توجه به تأثیر منفی رشد شرکت بر ساختار سرمایه برحسب اهرم بازار (هم‌راستا با نظریه‌های توازی، سلسله مراتبی و زمان‌بندی بازار) در صنعت خودرو و ساخت قطعات، به نظر می‌رسد که شرکت‌های دارای نسبت بالای ارزش بازار به ارزش دفتری، به میزان کمتری از اهرم بازار، تأمین مالی نموده‌اند. به‌بیان‌دیگر، در شرکت‌های بورسی دارای فرصت رشد بیش‌تر در صنعت خودرو و ساخت قطعات، نسبت ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام نسبتاً پایین بوده است. ازاین‌رو، به استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی شرکت‌ها و به‌ویژه به سهامداران و اعتباردهندگان بالقوه در شرکت‌های بورسی در صنعت مذکور پیشنهاد می‌شود به این مقوله نیز توجه نمایند.

و در آخر این‌که با توجه به تأثیر منفی ظرفیت بدهی بر ساختار سرمایه برحسب اهرم دفتری و بازار (برخلاف نظریه‌های توازی و سلسله مراتبی) در صنعت خودرو و ساخت قطعات، به نظر می‌رسد که شرکت‌های بورسی دارای نسبت بالای دارایی مشهود به کل بدهی (ظرفیت بدهی بیشتر) در صنعت مذکور، برخلاف انتظار، به میزان کمتری از طریق بدهی‌ها، تأمین مالی نموده‌اند. به‌بیان‌دیگر، می‌توان گفت این قبیل شرکت‌ها، چنین دارایی‌هایی را به‌عنوان منابع مالی برای سرمایه‌گذاری در فرصت‌های سرمایه‌گذاری

آتی استفاده نموده و نیازی به تأمین مالی از طریق بدهی‌ها نداشته‌اند. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود که استفاده-کنندگان از اطلاعات مالی شرکت‌ها در صنعت خودرو و ساخت قطعات، نسبت بالای دارایی مشهود به کل بدهی شرکت‌ها در صنعت مذکور را به‌عنوان یک پیام منفی تلقی نکنند و در این راستا دقت بیش‌تری به خرج دهند. موارد زیر نیز جهت پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود:

۱. بررسی تأثیر شرایط اقتصادی از قبیل رکود، رونق، بحران مالی و ... بر عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها طبق نظریه‌های مختلف ساختار سرمایه.
۲. بررسی و آزمون عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه در شرکت‌های زیان ده در مقایسه با شرکت‌های سود ده طبق نظریه‌های مختلف ساختار سرمایه.
۳. تأثیر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی از قبیل ویژگی‌های هیئت‌مدیره، ساختارهای مختلف مالکیت از قبیل مالکیت نهادی، مالکیت مدیریتی، مالکیت شرکتی و ... بر عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها طبق نظریه‌های مختلف ساختار سرمایه.
۴. بررسی و آزمون عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها طبق نظریه‌های مختلف ساختار سرمایه با استفاده از وقفه‌های زمانی (تأثیر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سنوات گذشته بر ساختار سرمایه آنان در سال جاری و سنوات آتی) و تعیین افزایش وقفه‌های زمانی در بهبود پیش‌بینی این قبیل مدل‌های پویا.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

اربابیان، علی اکبر و صفری گرایلی ، مهدی .(۱۳۸۸). **برر سی تأثیر ساختار سرمایه بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، *چ شم‌انداز مدیریت*، (۳۳)، صص. ۱۷۵-۱۵۹.

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و مظاهری، طهماسب.(۱۳۸۸). **برر سی نظریه‌های توازی ایستا و سلسله مراتبی در تبیین ساختار سرمایه شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران**، *تحقیقات حسابداری*، (۱۲)، صص. ۲۱-۴.

حجازی، ر ضوان؛ ولی پور، ها شم و سیامر، مهرنوش. (۱۳۹۱). **کاربرد نظریه ترجیحی در تأمین مالی**، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، (۱۵)، صص. ۴۶-۳۱.

حسنی، حسن و پاک‌مرام ، عسگر .(۱۳۹۶). **عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه‌ی شرکت‌ها با تأکید بر چرخه تجاری**، *راهبرد مدیریت مالی*، (۱۶)، صص. ۹۷-۷۷.

حقیقی طلب، بهاره؛ عباس زاده، محمد رضا و صالحی، مهدی. (۱۳۹۶). **بررسی اثرات تعاملی وضعیت مالی شرکت و ویژگی‌های صنعت بر تعدیلات ساختار سرمایه**، *مدیریت دارایی و تأمین مالی، مقالات پذیرفته شده و آماده انتشار*. ۶ (۴)، صص. ۱۹-۴۲

ستایش، محمدحسین وکاشانی پور، فرهاد.(۱۳۹۰). **برر سی عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، *تحقیقات مالی*، ۱۲(۳۰)، صص. ۷۴-۵۷.

سید عباس زاده، میرمحمد.(۱۳۸۰). **روش‌های عملی پژوهش در علوم انسانی**. چاپ اول، ارومیه: دانشگاه ارومیه.

عربی، سیدهادی و ربیعی، ریحانه.(۱۳۹۵). تئوری نمایندگی، **ساختار سرمایه و عملکرد شرکت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، *چ ستارهای اقت صادی ایران*، ۱۳(۲۵)، صص. ۱۴۲-۱۲۱.

کرد ستانی، غلامر ضا و پیرداوری ، طناز.(۱۳۹۱). **ساختار سرمایه، آزمون تجربی نظریه زمان‌بندی بازار**، *دانش حسابداری*، ۳(۹)، صص. ۱۴۲-۱۲۳.

کردستانی، غلامرضا و نجفی عمران ، مظاهر.(۱۳۸۷). **بررسی عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه: آزمون تجربی نظریه موازنه ای ستا در مقابل نظریه سل سله مراتبی**، *تحقیقات مالی*، ۱۰، (۲۵)، صص. ۹۰-۷۳.

کیمیاگری، علی‌محمد و عینعلی، سودابه. (۱۳۸۷). **ارائه الگوی جامع ساختار سرمایه (مطالعه موردی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران)**، *تحقیقات مالی*، (۲۵)، صص. ۹۱-۱۰۸.

نمازی، محمد و خواجوی، شـــکراله.(۱۳۸۳). **ســـودمندی متغیرهای حســـابداری در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، (۳۸)، صص. ۱۱۹-۹۳.

نمازی، محمد و شیرزاده ، جلال.(۱۳۸۴). **بررسی رابطه ساختار سرمایه با سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، (۴۲)، صص. ۹۵-۷۵.

Al-najjar, B.& P. Taylor (۲۰۰۸). T**he Relationship between Capital Structure and Ownership Structure**, *Managerial Finance* (۳٤),pp.۳۳-۹۱۹.

Arabi, S. & R. Rabie (۲۰۱٦). **Agency Theory, Capital Structure and Performance of Companies Listed in Tehran Stock Exchange**, *Iranian Journal of Economic Research*، ۱۳(۲٥), pp.۱۲۱-۱٤۲. (In Persian)

Arbabian, A. A. & M. Safari Grayli (۲۰۰۹). **Investigating the Effect of Capital Structure on Profitability of Companies Listed in Tehran Stock Exchange**, *Management Perspective*,(۳۳),pp.۱٥۹-۱۷٥. (In Persian)

Ardalan, K. (۲۰۱۷). **Capital structure theory: Reconsidered**, *Research in International Business and Finance(* ۳۹),pp.٦۹٦-۷۱۰.

Baker, M. & Wurgler, J. (۲۰۰۲). **Market Timing and Capital Structure,** *Journal of Finance*(٥۷),pp.۱-۳۲.

Bhaduri, S. (۲۰۰۲). Determinants of Corporate Borrowing: Some Evidence from the Indian Corporate Structure, *Journal of Economic and Finance(* ۲٦), pp.۱٥-۲۰۰.

Chen, J (۲۰۰٤). **Determinants of Capital Structure of Chinese Listed Companies**, *Journal of Business Research* (٥۷),pp.۱۳٤۱-۱۳٥۱.

Chen, J. & Roger, S. (۲۰۰٥). **The Determinants of Capital Structure: Evidence from Chinese Listed Companies**, *Economic Change and Restructuring*, ۱۱-۳٥.

Danbolt, Jo, Rees, W. and Shamsher, M. (۲۰۰۰). **Disadvantaged capital access - impediments to Scotland's economic growth,** *University of Glasgow & University Putra Malaysia.*

Gomes, A. & G. Phillips (۲۰۰۷). **Why Do Public Firms Issue Private and Public Securities**, *University of Pennsylvania?*

Green T. C. & N. Jegadeesh (۲۰۰٦). **Trade-off, Timing, and Capital Structure**, *Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=* ۹۰۸٤٦.

Haghighitalab, B. Abbaszadeh, M. R. & M. Salehi (۲۰۱۷). **Investigating the interactive effects of the company's financial position and industry characteristics on capital structure adjustments,** *Asset Management and Financing Magazine*, *accepted papers and ready for publication*. (In Persian)

Hasani, H. & A. Pakmaram (۲۰۱۷). **Factors influencing Capital Structure of Companies with Emphasis on the Business Cycle,** *Journal of Financial Management Strategy*, (۱٦), pp.۷۷-۹۷. (In Persian)

Hejazi, R. Valipour, H. & M. Siamar (۲۰۱۲). **Application of the Pecking-Order Theory in Financing**, *Quarterly Journal of Financial Knowledge of Securities*, (۱٥), pp.۳۱-٤٦. (In Persian)

Hong, Z & Z. X, Jason (۲۰۰٦). The **Financing Behavior of Listed Chinese Firms**, *the British Accounting Review* (۳۸), pp.۲۳۹-۲٥۸.

Huang, S. G. & F. M. Song (۲۰۰٦). **The Determinants of Capital Structure: Evidence from China**, *China Economic Review* (۱۷), ۱-۲۳.

Islami Bidgoli, G. & T. Mazaheri (۲۰۰۹). **A Study of the Static Trade-Off**
and the Pecking-Order Theories in Explaining the Capital Structure of Companies in Tehran Stock Exchange, *Accounting Research*, (۳), pp.٤-۲۱. (In Persian)

Kimiagari, A. M. & S. Ein Ali (۲۰۰۸). **A Comprehensive Pattern of Capital Structure (Case Study of Companies Listed in Tehran Stock Exchange)**, *Financial Research*, (۲٥), pp.۹۱-۱۰۸. (In Persian)

Kordestani, G. & T. Pidvari (۲۰۱۲). **Capital structure, empirical test of market timing theory**, *Journal of Accounting Knowledge* ۳(۹), pp.۱۲۳-۱٤۲. (In Persian)

Kordestani, G. & M. Najafi Omran (۲۰۰۸). **Investigating the determinants of capital structure: the empirical test of the static trade-off theory versus the pecking-order theory**, *Financial Research*, ۱۰(۲٥), pp.۷۳-۹۰. (In Persian)

Modigiliani, F. & M. Miller (١٩٥٨). **The Cost of Capital, Corporation Finance & the Theory of Investment**, *American Economic Review* (٤٨), pp.٢٦١-٢٩٧.

Modigliani, F. & M. Miller (١٩٦٣). **Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction**, *American Economic Review (*٥٣), pp.٤٣٣-٤٣.

Myers, S. C. (١٩٨٤). **The Capital Structure Puzzle**, *Journal of Finance* (٣٩), pp.٥٧٥-٩٢.

Myers, S. C. & N. S. Majluf (١٩٨٤). **Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have**, *Journal of Financial Economics* (١٣), pp.١٨٧-٢٢١.

Myers, S.C. & R. G. Rajan (١٩٩٨). **The Paradox of Liquidity**, *Quarterly Journal of Economics* (١١٣), pp.٧٣٣-٧١.

Namazi, M. and S. Khajavi (٢٠٠٤). **The usefulness of accounting variables in predicting the systematic risk of companies listed in Tehran Stock Exchange**, *Accounting and Auditing Reviews*, (٣٨), pp.١١٩-٩٣. (In Persian)

Namazi, M. & J. Sherzadeh (٢٠٠٥). **Investigating the Relationship between Capital Structure and Profitability of Companies listed in Tehran Stock Exchange**, *Accounting and Auditing Reviews*, (٤٢), pp. ٩٥-٧٥. (In Persian)

Pratt, W. A. (٢٠١٢). IS CAPITAL STRUCTURE RELEVANT? AN EMPIRICAL EXAMINATION OF CAPITAL STRUCTURE CHOICES, A Dissertation Submitted to the Graduate School of The University of Texas-Pan American in partial fulfillment of the requirements for the degree of DOCTOR OF PHILOSOPHY.

Qiu, M. and B. La. (٢٠١٠). **Firm Characteristics as Determinants of Capital Structure in Australia,** *International Journal of the Economics of Business* ١٧ (٣), pp. ٢٧٧-٢٨٧.

Setayesh, M. H. & F. Kashanipour (٢٠١١). **Investigating Factors Affecting the Capital Structure of Companies listed in Tehran Stock Exchange**, *Financial Research Journal*,١٢(٣٠), pp.٧٤-٥٧. (In Persian)

Setyawan, R. I. (٢٠١٢). **Empirical Tests for Market Timing Theory of Capital Structure on the Indonesian Stock Exchange**, *http://ssrn.com/abstract= ١٩٨٠٠١٤*.

Seyyed Abbaszadeh, M. M. (٢٠٠١). **Practical research methods in humanities. First Edition**, Urmia: *Urmia University*. (In Persian)

Song, H. (٢٠٠٥). **Capital Structure Determinants an Empirical Study of Swedish Companies,** *The Royal Institute of technology Centre of Excellence for Science and Innovation Studies*, January ٢٠٠٥.

Suhaila, M.K. and W.M.W. Mahmood. (٢٠٠٨). **Capital Structure and Firm Characteristics: Some Evidence from Malaysian Companies**, Available at: *http://mpra.ub.uni-muenchen.de/١٤٦١٦/*.

Vo, X. V. & C. Ellis (٢٠١٧). **An empirical investigation of capital structure and firm value in Vietnam**, *Finance Research Letters (*٢٢), pp.٩٠-٩٤.

Yafee, R. (٢٠٠٣). **A Primer for Panel Data Analysis**, *New York University, derivation from: http://www.nyu.edu/its/*

pubs/connect/fall٠٣/yafee_primer.html.

Yang, B. (٢٠١١). **Dynamic Capital Structure with Heterogeneous Beliefs and Market Timing**, *http://ssrn.com/ abstract=* ١٧٣٢٨١٧٠.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی / سال نهم، شماره سی و دوم، بهار ۱۴۰۰ / صفحات ۲۲۴-۲۰۳

نقش کیفیت سود در برآورد ریسک اعتباری[۲۱]

رضا دانشور بنداری[۳]، ابوالقاسم مسیح آبادی[۴] و محمدرضا شوروزی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۹/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۲۵

چکیده

هدف از انجام این پژوهش مقایسه چهار شاخص کیفیت سود که صرفاً از داده‌های حسابداری جهت تعیین میزان کیفیت سود استفاده می‌کنند و تعیین میزان تأثیر آن‌ها بر درجه ریسک اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور اطلاعات ۱۵۶ شرکت بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ جمع‌آوری و در این ارتباط از ۲۰ شاخص مالی جهت تعیین ریسک اعتباری و سپس رتبه‌بندی آن به روش تحلیل پوششی داده‌ها، استفاده شده است. رابطه شاخص‌های موردنظر با رتبه اعتباری هر شرکت نیز مورد آزمون قرار گرفت و تائید شد. همچنین از چهار شاخص کیفیت سود شامل ویژگی‌های پایداری و قابلیت پیش‌بینی، رابطه سود و وجه نقد، اقلام تعهدی و نهایتاً ضریب واکنش سود و ضریب واکنش تعدیل‌شده سود، استفاده شد. ابتدا رابطه شاخص‌های مالی با رتبه اعتباری تعیین‌شده به روش تحلیل پوششی داده‌ها، در قالب مدل رگرسیون آزمون و اعتبار مدل تائید شد سپس رابطه چهار شاخص کیفیت سود با رتبه اعتباری هر شرکت مورد آزمون قرار گرفت.از این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که میان ریسک اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و شاخص‌های عمده کیفیت سود آن‌ها رابطه معناداری وجود دارد.

واژگان کلیدی: ریسک اعتباری، رتبه اعتباری، کیفیت سود، امتیازدهی اعتباری.

---

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده دوم در دانشگاه آزاد اسلامی واحد نیشابور تحت عنوان «شاخصهای کیفیت سود و ریسک اعتباری» می‌باشد.

۲. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹,۲۳۳۳۸,۱۸۶۹

۳. دانشجوی دکترای حسابداری، دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد نیشابور، ایران. **Email:**Daneshvar_۷۸@msn.com

۴. استادیار حسابداری دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد سبزوار، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**Msihabadi_۳۸@gmail.com

۵. دانشیار حسابداری دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد نیشابور، ایران. **Email:**m.shorvarzi@gmail.com

طبقه‌بندی موضوعی: G۲۲ ،G۲٤

مقدمه

سرمایه‌گذاران فعال در بازارهای مالی نیاز به اندازه‌گیری ریسک، ازجمله ریسک اعتباری شرکت‌ها و ناشران را دارند تا در مورد پذیرش و میزان سرمایه‌گذاری تصمیم‌گیری کنند (مارسیا و همکاران[۱]، ۲۰۱۴).

شرکت‌ها این انگیزه را دارند که کیفیت اعتباری خود را به اطلاع سرمایه‌گذاران برسانند تا بالاترین قیمت ممکن را برای اوراق بهادار خود دریافت کنند. روش اثربخش، استفاده از متخصصان برون‌سازمانی نظیر مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری است که به‌عنوان واسطه‌های اطلاعات عمل می‌کنند و فرصت‌های باکیفیت اعتباری برتر را به بازار نشان می‌دهند. آن‌ها نسبت به اینکه هر یک از سرمایه‌گذاران به‌طور جداگانه این کار را انجام دهند با هزینه‌ای کمتر به ارزیابی اعتباری می‌پردازند (روسا و استیفن[۲]، ۲۰۰۴). درجه ریسک اعتباری پایین برای شرکت‌ها، شرایط را برای ورود به بازار با اطمینان تسهیل می‌کند و سبب تأمین مالی با نرخ‌های پایین‌تر می‌شود. رتبه‌بندی اعتباری، اظهارنظری رسمی و تکنیکی در مورد درجه نسبی ریسک عدم بازپرداخت به‌موقع اصل و بهره یک ابزار بدهی (ریسک اعتباری) بوده که صلاحیت اعتباری نهاد ناشر آن را پیش‌بینی می‌کند (ای. اس.ام. ا[۳]، ۲۰۱۳). سنجش ریسک اعتباری توسط مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری بزرگ، مانند استاندارد اند پورز[۴]، مودیز[۵] و فیچ[۶] بر اساس وضعیت درونی و بیرونی شرکت تعیین می‌شود. عواملی را که آن‌ها در فرایند تعیین رتبه اعتباری شرکت در نظر می‌گیرند، اگرچه کاملاً شفاف نیست، به‌طورکلی دربرگیرنده هم عوامل کمی نظیر نسبت‌های مالی و هم عوامل کیفی، مانند کیفیت مدیریت، ویژگی‌های صنعت، موقعیت رقابتی شرکت و غیره می‌شود (مشایخ و شاهرخی، ۱۳۹۴).

آنچه در حوزه پیش‌بینی ریسک مالی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین چالش‌ها قابل‌بررسی و تعمق بیشتر است، آن است که در ایران و بورس اوراق بهادار تهران کدام دسته از مدل (حسابداری، بازاری و یا ترکیبی) توانایی بیشتری در پیش‌بینی ریسک ورشکستگی مالی دارند و استفاده از چه مدلی قابل توجیه است (راموز و محمودی، ۱۳۹۶). شواهد به‌دست‌آمده مؤید این است که مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری برای محاسبه درجه ریسک شرکت‌ها از داده‌های سیستم حسابداری استفاده می‌کنند؛ بنابراین شاخص‌های مالی ازجمله نسبت‌های سودآوری در ارزیابی ریسک اعتباری نقش بااهمیتی را ایفا می‌نماید. یکی از مهم‌ترین و محوری‌ترین اعداد حسابداری، سود حسابداری است که مبنای بسیاری از الگوهای تصمیم‌گیری به شمار می‌رود. سود حسابداری تا حدی تأثیرگذار است که در محور هرگونه بحث و اظهارنظر حسابداری مشاهده می‌شود (جمالیان پور و ثقفی، ۱۳۹۲)، ولی باید به این نکته توجه شود که سود به‌عنوان مهم‌ترین منبع اطلاعاتی، ممکن است منعکس کنندهٔ عملکرد واقعی شرکت‌ها و مدیریت آنان نباشد؛ زیرا به دلیل قابلیت انعطاف ذاتی استانداردهای حسابداری، تفسیر و به‌کارگیری روش‌های حسابداری در بسیاری از موارد، تابع قضاوت و اعمال‌نظر مدیران می‌شود؛ ازاین‌رو باید علاوه بر کمیت سود به کیفیت سود نیز

---

۱. Murcia, Flávia Cruz de Souza and et al
۲. Rousseau, Stéphane
۳. European securities and markets authority
٤. Standard & Poor’s
٥. Moody’s Investor Service
٦. Fitch Ratings

توجه شود (دستگیر و همکاران، ۱۳۹۱). بنابراین، کیفیت سود از جنبه‌های با اهمیت ارزیابی سلامت مالی شرکت‌هاست که در سال‌های اخیر و به‌خصوص در نتیجهٔ رسوایی‌های مالی اخیر، در کانون توجه قرار گرفته است (صالحی و برزگر، ۱۳۹۴).

رابطه شاخص‌های مالی با ریسک اعتباری توسط پژوهشگران داخلی و خارجی به‌طور وسیع موردبررسی قرار گرفته است. هنگام برآورد ریسک اعتباری توسط متخصصین و تحلیل گران، شاخص‌های مالی یکی از ابزارهای مورداستفاده می‌باشد. رابطه این شاخص‌ها با ریسک اعتباری توسط پژوهشگران داخلی و خارجی به‌طور وسیع موردبررسی قرار گرفته است. طی بررسی‌های به‌عمل‌آمده تاکنون پژوهشی در رابطه با ارتباط میان کیفیت سود و برآورد ریسک اعتباری انجام نشده است. بنابراین انجام این پژوهش به افزایش کارآمدی برآورد ریسک اعتباری توسط بانک‌ها و مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری، کمک خواهد نمود. با عنایت به اهمیت موضوع، این پژوهش قصد دارد رابطه کیفیت سود و ریسک اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار را بررسی نماید. بنابراین با شناسایی کارایی شرکت‌ها با توجه به برخی از شاخص‌های مرتبط با ریسک اعتباری، اقدام به رتبه‌بندی شرکت‌ها شده است. این فرآیند به کمک روش تحلیل پوششی داده‌ها انجام و بدین منظور از ۴ شاخص مالی به‌عنوان متغیرهای ورودی و ۱۶ شاخص مالی به‌عنوان متغیرهای خروجی استفاده شده است. همچنین از چهار شاخص کیفیت سود شامل ویژگی‌های پایداری و قابلیت پیش‌بینی (لئوز و همکاران[۱]، ۲۰۰۳) رابطه سود و وجه نقد (بارتون و سیمکو[۲]، ۲۰۰۲) رابطه سود و اقلام تعهدی (پنمن[۳]، ۲۰۰۱) و نهایتاً ضریب واکنش سود و ضریب واکنش تعدیل‌شده سود (باروا[۴]، ۲۰۰۶) استفاده می‌شود. ریسک اعتباری به‌عنوان متغیر وابسته و چهار شاخص کیفیت سود به‌عنوان متغیرهای مستقل در مدل، مورد آزمون قرارگرفته‌اند.

مبانی نظری پژوهش

ریسک اعتباری

طبق تعریف کمیته بین‌المللی نظارت بر بانکداری[۵] «ریسک اعتباری عبارت است از احتمال قصور وام‌گیرنده یا طرف مقابل اعتباردهنده به انجام تعهداتش، طبق شرایط توافق شده می‌باشد» (کمیته نظارت بر بانکداری، ۲۰۰۰). زمانی که یک سرمایه‌گذار به شخص حقیقی یا حقوقی وام می‌دهد، این احتمال وجود دارد که گیرنده وام در پرداخت‌های بهره و اصل وام قصور کند. به‌احتمال نکول در پرداخت اصل‌وفرع وام، ریسک اعتباری (نکول) گفته می‌شود. نقد شوندگی بیشتر دارایی‌های شرکت در هر سطحی از جریان‌های نقدی عملیاتی و تعهدات مالی، منجر به ریسک نکول کمتری برای شرکت می‌شود (دمودران[۶]، ۲۰۱۳).

---

۱. C. Leuz,D. Nanda, and P.Wysocki.
۲. J.Barton, andP.J Simko.
۳. S.Penman.
٤. A.Braua.
٥. The Basel Committee on Banking Supervision
٦. Demoders, Aswat

در کنار موضوع ریسک اعتباری، شناسایی شاخص‌های مؤثر بر این ریسک به موضوع قابل‌توجهی تبدیل می‌شود .یکی از عوامل موفقیت تصمیمات اعتباری، انتخاب صحیح شاخص‌های مؤثر بر ریسک اعتباری برای ارزیابی دقیق و کامل است (صفری وهمکاران، ۱۳۸۹).

رتبه‌بندی اعتباری و اعتبار سنجی

اعتبار سنجی یا امتیازدهی اعتباری فرآیندی است که به هر فرد یا شرکت، کمیتی تخصیص داده می‌شود. این کمیت نشانگر برآوردی از توانایی وی در بازپرداخت تعهداتش است. اعتبار سنجی، فرآیندی است که توسط آن، بانک‌ها و با مؤسسات اعتباری ریسک اعتباری متقاضیان دریافت تسهیلات را با استفاده از اطلاعات گذشته و حال متقاضی ارزیابی و امتیازبندی می‌کنند (ارضاء وهمکاران ۱۳۹۶).

نقطه مقابل اعتبار سنجی، رتبه اعتباری قرار دارد که به دنبال تعیین میزان ریسک اعتباری یک ناشر یا ورقه بهادار است. در این مفهوم قضاوت افراد نیز دخالت دارد. به‌بیان‌دیگر فرآیند رتبه‌بندی در بیشتر موارد به این‌گونه است که ابتدا اعتبار سنجی و نمره دهی اعتباری انجام می‌شود و سپس نتایج حاصل از این مدل توسط کمیته رتبه‌بندی و تحلیلگران موردبررسی قرار می‌گیرد و در نهایت، بر اساس نمره اعتبار سنجی و قضاوت کمیته، رتبه اعتباری ناشر یا اوراق بهادار یا کشور تعیین می‌شود؛ بنابراین مفهوم رتبه‌بندی نسبت به اعتبار سنجی (که معمولاً برای مشتریان بانک‌ها صورت می‌گیرد) وسیع است و شامل آن نیز می‌شود (وب‌سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران).

همچنین مؤسسات رتبه‌بندی مستقل بوده و گزارش خود را در سطح عموم منتشر می‌سازند اما در اعتبار سنجی هر بانک سیستم منحصربه‌فرد را ایجاد می‌کند و رتبه‌های برآوردی را نیز خود نگه‌داشته و حتی به متقاضی نیز اعلام نمی‌کند چون مزیت رقابتی در مقابل سایر بانک‌ها محسوب می‌شود (کمیته بازل[۱]، ۲۰۰۶).

ریسک اعتباری و رتبه‌بندی اعتباری

رتبه‌بندی اعتباری می‌تواند به‌عنوان یک معیار نسبی از ریسک اعتباری مبتنی بر تجزیه‌وتحلیل متغیرهای کمی و کیفی تلقی شود (مارسیا و همکاران[۲]، ۲۰۱۴). همچنین می‌توان گفت همبستگی شفاهی میان رتبه اعتباری بالا و احتمال کمتر نکول پس از آن (ریسک اعتباری کمتر) وجود دارد (جولینیاو همکاران[۳]، ۲۰۱۴). بدون شک مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری خدمات ارزشمندی برای بازار سرمایه ارائه می‌دهند. اگر آن‌ها ارزیابی معتبر و مستقلی از درجه ریسک اعتباری را ارائه دهند با وجود عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران را قادر به تصمیمات بهتر خواهد نمود (پاپی کانومو[۴]، ۲۰۱۰). ریسک نکول رابطه

---

۱. Basel Committee on Banking
۲. Murcia, Flávia Cruz de Souza
۳. Jllinea, S.Jane; Tanlu, Lloyd and Winn, Amanda
٤. V.L.Papaikonomou.

معنی‌داری با رتبه‌های تخصیص داده شده توسط مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری دارد (مارسیا و همکاران، ۲۰۱۴).

سنجش ریسک توسط مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری بزرگ، مانند استاندارد اند پورز، مودیز و فیچ بر اساس وضعیت درونی و بیرونی شرکت تعیین می‌شود. عواملی را که آن‌ها در فرآیند تعیین رتبه اعتباری شرکت در نظر می‌گیرند، اگرچه کاملاً شفاف نیست، به‌طورکلی دربرگیرنده هم عوامل کمی نظیر نسبت‌های مالی و هم عوامل کیفی، مانند کیفیت مدیریت، ویژگی‌های صنعت، موقعیت رقابتی شرکت و غیره می‌شود. نسبت‌های مالی به‌سادگی بر اساس اطلاعات صورت‌های مالی قابل‌محاسبه هستند و بنابراین اطلاعات عمومی در دسترسی برای تعیین رتبه‌بندی اعتباری شرکت تلقی می‌شوند. آن‌ها همچنین به‌طور سنتی در مطالعات پیش‌بینی ورشکستگی استفاده می‌شوند برای نمونه آلتمن، ۱۹۶۸ که مشابه مطالعات برآورد و پیش‌بینی رتبه‌بندی هستند (شاهرخی و مشایخ، ۱۳۹۵).

از نظر استاندارد اند پورز[۱] سودآوری عامل تعیین‌کننده مهمی از حفاظت اعتباری محسوب می‌شود. شرکت با حاشیه عملیاتی و بازده سرمایه بالاتر، توانایی ایجاد سرمایه داخلی، جذب سرمایه خارجی و مقاومت در مقابل ناتوانی‌های کسب‌وکار بیشتری دارد. از طرفی نسبت‌های پوششی، نسبت‌های ساختار سرمایه، اهرمی و حفاظت از دارایی دسته‌ای دیگر از نسبت‌های بکار گرفته‌شده توسط استاندارد اند پورز است (استاندارد اند پورز، ۲۰۰۱).

مودیز برای تعیین رتبه اعتباری، سودآوری عملیاتی، نسبت‌های پوشش تأمین بدهی، شدت سرمایه در گردش و جریان‌های نقدی را تجزیه‌وتحلیل می‌کند (مودیز[۲]، ۲۰۰۴).

رتبه‌بندی رَم عوامل مالی شرکت را از طریق سه بخش گسترده ویژگی‌های تاریخی، پیش‌بینی‌های مالی آتی و انعطاف‌پذیری مالی ارزیابی می‌کند. او برای تعیین ریسک اعتباری شرکت از نسبت‌های سودآوری، نقدینگی و ساختار تأمین مالی، پوششی و اهرمی، جریان‌های نقدی و انعطاف‌پذیری مالی استفاده می‌کند (رم ریتینگ[۳]، ۲۰۰۸).

کیفیت سود و ریسک اعتباری

همان‌طور که در بررسی ادبیات مربوط به ریسک اعتباری توضیح داده شد شاخص‌های مالی ازجمله نسبت‌های سودآوری در ارزیابی ریسک اعتباری نقش بااهمیتی را ایفا می‌نماید.

بنابراین با توجه به اینکه سود یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی است، آگاهی استفاده‌کنندگان از قابل‌اتکا بودن سود می‌تواند آن‌ها را در برآورد توان سودآوری و تصمیمات اعتباری یاری دهد. تحلیل گران مالی در ارزیابی خود از سود خالص گزارش شده و یا سود هر سهم شرکت (بدون

---

۱. Standard & Poor's
۲. Moody's Investor Service
۳. Ram Rating

تعدیل)، جانب احتیاط را رعایت می‌نمایند. بنابراین در تعیین ارزش شرکت فقط به کمیت سود پرداخته نمی‌شود، بلکه به کیفیت آن نیز توجه می‌شود (ظریف فرد و جهانخانی، ۱۳۷۸).

کیفیت سود از جنبه‌های با اهمیت ارزیابی سلامت مالی شرکت‌هاست که در سال‌های اخیر و به‌خصوص در نتیجهٔ رسوایی‌های مالی اخیر، در کانون توجه قرار گرفته است (صالحی و بذرگر، ۱۳۹۴).

با توجه به ابهام موجود در مورد چگونگی تأثیر کیفیت سود بر ریسک اعتباری و عدم وجود پژوهش در این زمینه، رابطه بین کیفیت سود و ریسک اعتباری مسئله قابل‌بررسی می‌باشد.

مروری بر پیشینه پژوهش

مارسیا و همکاران(۲۰۱۴) به تعیین عوامل تعیین‌کننده رتبه اعتباری طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۱ پرداختند، آن‌ها ده متغیر اهرم، سودآوری، اندازه شرکت، پوشش مالی، رشد، نقدینگی، حاکمیت شرکت، کنترل، عملکرد بازار مالی و بین‌المللی بودن را به‌عنوان متغیرهای مستقل و رتبه اعتباری منتشرشده توسط استاندارد اند پورز و مودیز را برای ۱۵۳ مشاهده به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفتند.

داماسنو و همکاران[۱] (۲۰۰۸) با بررسی سی و نه شرکت برزیلی نشان دادند که نسبت مجموع بدهی به مجموع دارایی و بازده دارایی‌ها رابطه معناداری با ریسک اعتباری دارند.

ارضاء و همکاران (۱۳۹۶) با بررسی ۱۰۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس تهران ، ۳۱ متغیر کمی که در تعیین ریسک اعتباری مؤثر هستند را شناسایی نمودند.

امیری و همکاران (۱۳۹۲) نسبت‌های مالی که بیانگر میزان توانایی پرداخت اصل‌وفرع وام می‌باشند را از روی صورت‌های مالی ۱۸۱ شرکت تولیدی پذیرفته‌شده در بورس، استخراج و به تعیین درجه ریسک اعتباری شرکت‌ها پرداختند.

ماتوسک و استوارت[۲] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای بر روی ششصد و هشتادویک بانک بین‌المللی نشان دادند که نسبت حقوق صاحبان سهام به مجموع دارایی‌ها، نقدینگی، اندازه، حاشیه بهره خالص، نسبت هزینه‌های عملیاتی به سود عملیاتی و بازده دارایی‌ها عوامل اثرگذار بر رتبه اعتباری هستند.

تانسل و یارداکول[۳] (۲۰۱۰) در پژوهش خود به رتبه‌بندی شرکت‌ها و صنایع در ترکیه پرداختند. ابتدا با استفاده از متغیرهای کلان صنعت و اقتصاد به رتبه‌بندی صنایع مختلف پرداخته و سپس با توجه به نسبت‌های مالی شرکت‌ها اقدام به رتبه‌بندی شرکت‌ها با روش تاپسیس فازی نمود.

مارسیس[۴] (۲۰۰۹) به رتبه‌بندی اعتباری ۱۴۰۸ شرکت با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداخت. او از نسبت بدهی به حقوق مالکانه، بدهی جاری به فروش خالص و هزینه‌های مالی به فروش خالص به‌عنوان ورودی و فروش خالص به حقوق مالکانه، نسبت کفایت سرمایه و حقوق مالکانه به دارایی

---

۱. D.L. Damasceno, R.Artes, and A.M.A.F. Minardi.
۲. R.Matousek, and C.Stewart.
۳. Y.Tansel, M.Yardakul.
٤. Marcin Tomasz

به‌عنوان خروجی مدل استفاده کرد. این پژوهش با استفاده از مدل CCR تحلیل پوششی داده‌ها با رهیافت ورودی محور نشان داد که تنها ۲۷ شرکت کاملاً کارا هستند.

مین و لی[۱] (۲۰۰۸) با استفاده از نسبت‌های مالی مستخرج از صورت‌های مالی حسابرسی شده، ۱۰۶۱ شرکت تولیدی شامل پرتفوی اعتباری از بزرگ‌ترین سازمان‌های تضمین کننده اعتباری در کره، عملکرد کل شرکت‌ها را با یک امتیاز اعتباری مالی واحد ارائه کردند. آن‌ها نسبت‌های هزینه‌های مالی به فروش، بدهی‌های جاری به سرمایه و کل بدهی به کل دارایی را به‌عنوان ورودی و نسبت‌های سرمایه به کل دارایی و دارایی جاری به بدهی جاری را به‌عنوان خروجی الگو در نظر گرفتند. اعتقاد پژوهشگران بر این بود که نتیجه پژوهش، شامل رتبه اعتباری به‌دست‌آمده با استفاده از شیوه تحلیل پوششی داده‌ها نتیجه قابل‌اعتماد و قابل اتکایی است.

چنگ و همکاران[۲] (۲۰۰۷) با بکار گیری روش تحلیل پوششی داده‌ها، ارزیابی وام گیرندگان با در نظر گرفتن پروژه‌های مالی خصوصی یک رویکرد چندگزینه‌ای» به رتبه‌بندی اعتباری را به‌وسیله تحلیل پوششی داده‌ها به‌منظور ارزیابی وام گیرندگان برای پروژه‌های مالی خصوصی، پیشنهاد می‌دهند. در این پژوهش تکنیک‌های مختلف رتبه‌بندی اعتباری نظیر تجزیه‌وتحلیل ممیزی، درخت تصمیم، شبکه‌های عصبی و... مقایسه شده‌اند.

گری و همکاران[۳] (۲۰۰۶) به بررسی تأثیر متغیرهای مالی و صنعتی مورداستفاده مؤسسه استاندارد و پورز بر روی رتبه اعتباری شرکت‌های استرالیایی پرداختند. نتایج نشان داد که نسبت‌های اهرم مالی و پوشش بهره بیشترین تأثیر را بر رتبه اعتباری دارد.

لیانگ و همکاران[۴] (۲۰۰۶) تحقیقی را با عنوان «یک تحلیل پوششی داده‌ها از رتبه‌بندی اسناد قرضه صنعت کشتی‌سازی» در تایوان انجام دادند. هدف آن‌ها ارائه یک رویکرد عینی و ساده به‌منظور رتبه‌بندی اسناد قرضه بود. پژوهشگران شیوه تحلیل پوششی داده‌ها را برای دستیابی به اهداف پژوهش خود در دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۷ مورداستفاده قرار دادند. نتیجه بیانگر موفقیت الگو در رتبه‌بندی اسناد قرضه بود.

امل و همکاران[۵] (۲۰۰۳) به رتبه‌بندی اعتباری مشتریان بانک ترکیه با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداختند. آن‌ها از ۶ نسبت مالی ۸۲ شرکت تولیدی که اطلاعات آماری آن‌ها تفاوت معناداری با میانگین صنعت داشت، استفاده کردند. از میان این نسبت‌ها، ورودی‌های مدل شامل وام‌های کوتاه‌مدت بانک/ بدهی جاری، بدهی جاری/ فروش خالص، قدر مطلق (دارایی ثابت/ حقوق مالکانه) و خروجی‌های آن شامل (دارایی جاری- موجودی کالا)/ بدهی جاری، حقوق مالکانه / دارایی، خالص سود/ دارایی می‌باشند.

شاهرخی و همکاران (۱۳۹۵) با هدف رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌ها، اطلاعات ۱۴۶ شرکت تولیدی پذیرفته در بورس و اوراق بهادار تهران طی سال ۱۳۹۲ را جمع‌آوری و از مدل سوپر تحلیل پوششی داده‌ها

---

۱. Min, Jae H and Lee.
۲. EWL Cheng, YH. Chaing,BS. Tang.
۳. S.Gray, A.Mirkovic, andV. Ragunathan.
٤. G.S. Liang, C.F. Liu, W.C. Lin, and C.X.Yeh.
٥. A.B. Emel, M.Oral, A. Reisman Ve & O. R. Yalaln

استفاده نمودند. نتایج این تحقیق بیانگر رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌های نمونه است و اولین و آخرین رتبه به لحاظ تک‌تک متغیرها با هم مقایسه شده‌اند.

راعی و سروش (۱۳۹۱) با استفاده از اطلاعات ۲۵۰ مشتری حقوقی سه بانک مدلی برای اعتبارسنجی مشتریان حقوقی ارائه کردند .برای این منظور، آن‌ها مشتریان را در دو گروه مشتریان خوب و مشتریان بد تقسیم کردند و از مدل لوجیت و پروبیت بر اساس معیارهای ارزیابی عملکرد استفاده کردند .آن‌ها برای ارزیابی از ۵ نسبت مالی، نسبت جاری، نسبت بدهی، نسبت سود قبل از کسر بهره و مالیات به هزینه‌های مالی، سود خالص به کل دارایی‌ها، سود خالص به فروش استفاده کردند.

محمودآبادی و غیوری مقدم (۱۳۹۰) به تعیین رتبه اعتباری از لحاظ توان مالی پرداخت اصل‌وفرع بدهی‌ها با استفاده از شیوه تحلیل پوششی داده‌ها پرداختند .آن‌ها نسبت‌های ساختار سرمایه ۲۸۱ شرکت را برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ به‌عنوان ورودی الگوی تحلیل پوششی داده‌ها و نسبت‌های نقدینگی و سودآوری را به‌عنوان خروجی الگو قرار دارند و بر اساس کارایی رتبه‌ای را برای شرکت‌های موردبررسی تعیین کردند.

رویها ئو[1] (۲۰۱۲) از شاخص‌های کیفیت سود در پیش‌بینی درماندگی مالی استفاده کرد و نشان داد کیفیت سود می‌تواند پیش‌بینی درماندگی مالی را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین شاخص‌های کیفیت سود می‌توانند به‌عنوان متغیرهای پیش‌بینی کنندهٔ درماندگی مالی مدنظر قرار گیرند.

انجی[2] (۲۰۱۱) تأثیر کیفیت اطلاعات بر هزینه سرمایه از طریق ریسک نقد شوندگی را موردمطالعه قرار داد. وی به‌منظور اندازه‌گیری ریسک نقد شوندگی از معیار معرفی‌شده توسط پاستور و استمباغ (۲۰۰۳) استفاده کرد.

نخعی و مهرانی (۱۳۹۳) بررسی رابطه میان کیفیت سود و ریسک نقد شوندگی، با استفاده از اطلاعات ۷۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان‌دهنده وجود رابطه منفی و معنادار بین کیفیت اقلام تعهدی به‌عنوان معیاری از کیفیت سود و ریسک نقد شوندگی سهام می‌باشد؛ اما یافته‌های پژوهش رابطه معناداری میان پایداری سود و ارتباط با ارزش سود به‌عنوان معیارهای کیفیت سود و ریسک نقد شوندگی نشان نداد.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری ارائه‌شده و پیشینه پژوهش فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر ارائه گردیده است.

۱) کیفیت سود بر مبنای سری زمانی با ریسک اعتباری شرکت‌ها رابطه دارد.

۲) کیفیت سود بر مبنای رابطه بین سود و وجه نقد با ریسک اعتباری شرکت‌ها رابطه دارد.

۳) کیفیت سود بر مبنای رابطه بین سود و اقلام تعهدی با ریسک اعتباری شرکت‌ها رابطه دارد.

۴) کیفیت سود بر مبنای ضریب واکنش سود و ضریب واکنش تعدیل‌شده سود با ریسک اعتباری شرکت‌ها رابطه دارد.

---

۱. K.Ruihao.
۲. J.Ng.

۵) کیفیت سود بر مبنای شاخص‌های ذکرشده در فرضیه‌های ۱ تا ۴ با ریسک اعتباری شرکت‌ها رابطه دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از جنبه منطقی، قیاسی- استقرایی- قیاسی، از لحاظ هدف از نوع پژوهش‌های کاربردی، از لحاظ آماری مدل رگرسیون و به لحاظ روش، پس رویدادی است.

برای این منظور اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌صورت مقطعی برای ده سال (سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۶) جمع‌آوری شد. شرط اصلی انتخاب شرکت‌ها برای حضور در جامعه پژوهش این است که هزینه مالی ۹ شرکت صفر نباشد؛ زیرا محاسبه نسبت‌های پوششی میسر نخواهد شد و این نسبت‌ها در برآورد ریسک اعتباری حائز اهمیت است. همچنین شرکت‌های مزبور می‌باید جزء بانک‌ها و واسطه‌گری مالی نباشند و طی این ده سال حضور مداوم در بازار بدون خروج و یا ورود مجدد باشند.

نهایتاً تعداد ۱۵۶ شرکت به‌عنوان نمونه جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش مورداستفاده قرار گرفتند.

متغیرهای پژوهش

متغیرهای مستقل

به‌کارگیری تعاریف و مفاهیم مختلف در خصوص کیفیت سود توسط پژوهشگران و تحلیلگران موجب ایجاد مدل‌های مختلف اندازه‌گیری شده است ولی تاکنون رویکرد پذیرفته‌شده مشخصی برای اندازه‌گیری کیفیت سود تبیین نشده است (عبدالغنی[۱]، ۲۰۰۵). در پژوهش حاضر از چهار مدل کیفیت سود به شرح زیر استفاده شده است.

۱- برای محاسبه کیفت سود بر مبنای سری زمانی (ویژگی‌های پایداری، قابلیت پیش‌بینی و سود به ارزش سهام) از مدل استفاده شده در پژوهش لئوز و همکاران[۲] (۲۰۰۳) استفاده شد.

$$EQ\ i,t = S.\ d\ OI\ i,t\ /\ S.\ d\ CFO\ i,t$$

که در آن:

EQi,t = کیفیت سود شرکت i در سال t

S.d OIi,t = انحراف معیار سود عملیاتی شرکت i در سال t

S.d CFOi,t = انحراف معیار وجه نقد حاصل از عملیات شرکت i در سالt

هر چه نسبت EQ پایین‌تر باشد، نشان‌دهنده پایین بودن کیفیت سود است.

۲- برای محاسبه کیفیت سود مبتنی بر رابطه بین سود و وجه نقد از مدل پژوهش پنمن (۲۰۰۱) استفاده شد.

$$EQ\ i,t = CFO\ i,t\ /\ OI\ i,t$$

---

۱. Khaled ElMoatasem Abdelghany.

۲. Leuz,C., Nanda,D.and Wysocki, P.

که در آن:

EQi,t =کیفیت سود شرکت i در سالt

CFOi,t = وجه نقد حاصل از عملیات شرکت i در سالt

OIi,t = سود عملیاتی شرکت i در سالt

هر چه قدر نسبتEQ بالاتر باشد، نشان‌دهنده بالا بودن کیفیت سود است.

۳- برای محاسبه کیفیت سود بر مبنای رابطه سود و اقلام تعهدی از مدل پژوهش بارتون و سیمکو(۲۰۰۲) استفاده شده است.

$$EQ\ i,t = BNOA\ i,t / S\ i,t$$

که در آن:

EQi,t = کیفیت سود شرکت i در سال t

BNOAi,t = خالص دارایی‌های عملیاتی اول دوره شرکت i در سالt

Si,t = فروش شرکت i در سالt

هر چه نسبت EQ پایین‌تر باشد، نشان‌دهنده بالا بودن کیفیت سود است .

۴- برای محاسبه کیفیت سود بر مبنای ضریب واکنش سود و ضریب واکنش تعدیل‌شده سود از مدل پژوهش باروا (۲۰۰۶) استفاده شده است.

$$Price\ i,t = \delta_0 + \delta_1 BVE\ i,t + \delta_2 EPS\ i,t + \delta_4 (EPS * Growth) + \delta_4 (EPS * DE)\ i,t + \delta_5 (EPS * EVAR)\ i,t + C$$

که در آن:

δ۲ = ضریب واکنش سود در مدل باروا (کیفیت سود شرکت i در سال t)

BVE i,t = ارزش دفتری هر سهم شرکت i در سالt

EPS i,t = سود هر سهم قبل از اقلام غیرمترقبه شرکت i در سالt

Growth = متوسط رشد ارزش دفتری شرکت i طی شش سال

DE i,t = نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام شرکت i در سالt

EVAR i,t = درصد تغییرات سود هر سهم شرکت i در سالt

هر چه قدر مقدار δ۲ بالاتر باشد، نشان‌دهنده بالا بودن کیفیت سود است.

متغیرهای کنترلی

پژوهش‌های زیادی نیز در مدل‌های خود از اهرم مالی شرکت به منزلهٔ متغیر نشانگر ریسک شرکت استفاده کرده‌اند. مطالعات گوناگون انجام شده، تأثیر اهرم مالی ۱۰ بر عملکرد شرکت را منفی ارزیابی کرده‌اند، این ارزیابی‌ها نشان می‌دهد، اهرم مالی شرکت‌ها، ریسک آن‌ها را افزایش می‌دهد (سانگ[۱]، ۲۰۰۹)

---

۱. C. Sung.

(کوه و همکاران[1]، ۲۰۰۹) (پارک ولی[2]، ۲۰۰۹) (تسای و گو[3]، ۲۰۰۷). در این پژوهش اهرم مالی را به‌عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته ایم. اهرم مالی برابر است با نسبت بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام (لی و همکاران[4] ۲۰۱۱).

ازآنجاکه درجه ریسک اعتباری شرکت در هرسال تحت تأثیر ریسک اعتباری شرکت در سال قبل قرار دارد بنابراین ریسک اعتباری سال قبل هر شرکت نیز به‌عنوان دومین متغیر کنترلی و نهایتاً لگاریتم طبیعی مبلغ فروش معیاری برای اندازه شرکت به‌عنوان سومین متغیر کنترلی در این پژوهش در نظر گرفته شده است.

متغیر وابسته پژوهش

در این پژوهش ریسک اعتباری شرکت‌ها به‌عنوان متغیر وابسته تعیین و جهت ارزیابی آن صرفاً از نسبت‌ها مالی مستخرج از گزارش‌های مالی سالانه شرکت‌ها استفاده شده است.

متغیرهای ورودی و خروجی جهت تعیین رتبه اعتباری شرکت‌ها

پس از مطالعه ادبیات نظری و پیشینه پژوهش برای رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌ها به کمک تحلیل پوششی داده‌ها، ۴ متغیر ورودی و ۱۶ خروجی همه از نوع داده‌های مالی در نظر گرفته شده است.

متغیرهای ورودی عبارت‌اند از:

نسبت بدهی‌های جاری به دارایی‌ها، نسبت بدهی‌های بلندمدت به دارایی‌ها، نسبت وام‌های دریافتی بلندمدت به دارایی‌ها، نسبت حقوق صاحبان سهام و متغیرهای خروجی شامل موارد زیر می‌باشد:

بازدهی سرمایه ROE ، بازده دارایی‌ها ROA ، نسبت حاشیه سود خالص، نسبت حاشیه سود ناخالص، نسبت جاری، حاشیه سود عملیاتی، نسبت آنی، نسبت وجوه نقد به بدهی جاری، جریان نقدی عملیات به کل بدهی‌ها، جریان نقد آزاد بر بدهی، نسبت گردش موجودی کالا به فروش، نسبت گردش دارایی‌ها، نسبت مالکانه، دارایی‌ها، خالص فروش، سود خالص.

مدل قابل آزمون

$$C.R = \beta_1 LEUZ_{i,t} + \beta_2 PENMAN_{i,t} + \beta_3 BARTON.SIMKO_{i,t} + \beta_4 BRAUA_{i,t} + LEVERAGE + SIZE + CR_{i,t-1} + \varepsilon$$

C.R : امتیاز تخصیص‌یافته به رتبه اعتباری

Leverage : اهرم مالی

Size : اندازه شرکت

---

۱. Y.Koh,,S. Lee, &S.Y. Boo.
۲. S.Y.Park, and S. Lee.
۳. H.Tsai, and Z.Gu.
٤. F. Li, I.Abeysekera, and S. Ma.

CR i,t-۱ : ریسک اعتباری شرکت در سال قبل

LEUZ : شاخص لئوز (۲۰۰۳)

PENMAN : شاخص پنمن (۲۰۰۱)

BARTON.SIMKO : شاخص بارتون و سیمکو (۲۰۰۰)

BRAUA : شاخص باروا (۲۰۰۶)

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

تعیین رتبه اعتباری شرکت‌های نمونه

با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها که یک روش ناپارامتریک است، بر اساس نسبت خروجی و ورودی و سپس مقایسه شرکت‌ها با هم بهترین شرکت را انتخاب و رتبه‌بندی با استفاده از نرم‌افزار DEA master انجام پذیرفت.

آمار توصیفی متغیرهای اصلی مدل رگرسیون

به‌منظور بررسی و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در این پژوهش در جدول (۱) ارائه‌شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

آماره	لئوز	پنمن	بارتون و سیمکو	باروا	ریسک اعتباری	اهرم مالی	اندازه شرکت
میانگین	۱/۱۰۳۱۷۴	۰/۹۸۴۵۸۷	۱/۲۷۳۱۶	۰/۵۸۳۳۹۲	۰/۸۶۸۶۲	۲/۲۴۳۷۴۲	۱۳/۵۵۸۰۰
میانه	۰/۸۳۲۲۲۰	۰/۸۱۲۶۳۴	۰/۹۴۰۷۹۸	۰/۴۱۶۵۵۰	۰/۹۵۲۰۳۰	۱/۶۷۰۱۲۰	۱۳/۴۷۱۷۴
حداکثر	۱۱/۰۹۴۳۹	۱۰۱/۴۸۳۸	۱۹/۹۴۴۵۸	۴/۶۹۹۰۰۰	۱/۰۰۰۰۰۰	۴۶/۴۶۴۴۸	۱۸/۹۳۶۲۲
حداقل	۰/۰۰۱۶۸۶	-۱۱۶/۲۲۷۸	۰/۰۶۵۸۶۴	۰/۰۰۵۳۰۰	۰/۰۳۱۲۴۰	-۴۵/۱۱۲۸۳	۹/۱۶۳۹۸۲
انحراف معیار	۱/۱۱۵۴۸۴	۶/۵۲۵۸۳۶	۱/۴۷۴۷۰۱	۰/۵۵۱۵۳۰	۰/۱۹۴۰۴۸	۳/۸۷۶۷۶۶	۱/۳۵۵۱۰۴
چولگی	۳/۵۵۸۳۶۶	-۳/۵۰۱۵۲۶	۶/۰۴۳۷۰۷	۲/۴۶۸۵۱۳	-۱/۹۴۱۵۰۰	۰/۹۵۷۴۸۳	۰/۵۶۳۱۵۸
کشیدگی	۲۲/۵۰۶۸۲	۱۸۷/۶۱۳۹	۵۲/۳۷۷۱۵	۱۱/۴۴۷۳۳	۶/۴۱۳۷۲۷	۵۳/۶۵۸۵۵	۴/۲۹۹۱۸۴
مشاهدات	۱۵۶۰	۱۵۶۰	۱۵۶۰	۱۵۶۰	۱۵۶۰	۱۵۶۰	۱۵۶۰

منبع: محاسبات پژوهش

در این جدول شاخص‌های مرکزی و انحراف آن‌ها از تمام مشاهدات ارائه‌شده است. اصلی‌ترین شاخص مرکزی میانگین می‌باشد که مرکزیت تمام متغیرها را نشان می‌دهد. این شاخص برای متغیر لئوز (کیفت سود بر مبنای سری زمانی) مقدار ۱/۱۰۳، برای متغیر پنمن (کیفیت سود مبتنی بر رابطه بین سود و وجه نقد) مقدار ۰/۹۸۴، برای متغیر بارتون و سیمکو (کیفیت سود بر مبنای رابطه سود و اقلام تعهدی) مقدار ۱/۲۷۳ و نهایتاً برای متغیر باروا (کیفیت سود بر مبنای ضریب واکنش سود و ضریب واکنش

تعدیل‌شده سود) مقدار ۰/۵۸۳ می‌باشد که نشان‌دهنده تمرکز داده‌های مربوط به هر متغیر حول اعداد مربوطه می‌باشد.

اطلاعات اجمالی مربوط به سایر متغیرها بدین شرح می‌باشد، ریسک اعتباری کمینه و بیشینه آن در نمونه به ترتیب ۰/۰۳۱ و ۱/۰۰۰ و دارای میانه ۰/۹۵۲ در نمونه آماری می‌باشد. بیشترین چولگی در بین متغیرهای پژوهش مربوط به متغیر بارتون و سیمکو و بیشترین کشیدگی مربوط به متغیر پنمن می‌باشد. بیشترین پراکندگی مربوط به متغیر پنمن و کمترین پراکندگی متعلق به متغیر ریسک اعتباری می‌باشد. اختلاف میان کمینه و بیشینه داده‌ها بیانگر دامنه مناسب برای استفاده از متغیرهاست. ضریب کشیدگی نشان می‌دهد که داده‌ها از انسجام مناسبی برخوردارند. تفاوت ناچیز میانه و میانگین مربوط به هر داده نیز حاکی از نرمال بودن آن‌ها است.

آزمون ریشه واحد (بررسی مانایی)

نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چاو[1] به قرار زیر است:

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد (بررسی مانایی)

متغیر	آماره چاو	احتمال	نتیجه
ریسک اعتباری	-۴۲/۷۱۸۸	۰/۰۰۰۰	تائید مانایی
شاخص لئوز	-۱۰/۸۶۵۸	۰/۰۰۰۰	تائید مانایی
پنمن	-۱۶/۲۵۲۸	۰/۰۰۰۰	تائید مانایی
بارتون و سیمکو	-۵/۸۷۲۵۵	۰/۰۰۰۰	تائید مانایی
باروا	-۱۱/۵۴۴۹	۰/۰۰۰۰	تائید مانایی
اهرم مالی	-۹/۸۹۴۲۹	۰/۰۰۰۰	تائید مانایی
ریسک اعتباری سال قبل	-۵۸/۲۹۸۱	۰/۰۰۰۰	تائید مانایی
اندازه شرکت	-۱۷/۰۱۳۰	۰/۰۰۰۰	تائید مانایی

منبع: محاسبات پژوهش

جدول (۲) نشان می‌دهد سطح معنی‌داری متغیر وابسته و متغیرهای مستقل پژوهش همگی کوچک‌تر از مقدار خطای در نظر گرفته شده برای آزمون (۰/۰۵) است، بنابراین فرض ریشه واحد داشتن متغیرها رد و پایایی (مانایی) آن‌ها تائید می‌شود.

آزمون هم انباشتگی

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی (هم جمعی)

آماره t	احتمال	واریانس باقیمانده	واریانس AHC
-۱۰/۹۴۲۹۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۱۴۸۴	۰/۰۲۵۹۷۱

منبع: محاسبات پژوهش

۱. Levin, Lin & chu Unit Root

ازآنجایی‌که سطح معنی‌داری برای آماره آزمون هم انباشتگی کائو (Kao) کمتر از خطای در نظر گرفته شده برای آزمون (۰/۰۵) می‌باشد، در نتیجه فرض عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل رد می‌شود و بنابراین هم انباشته بودن متغیرهای مدل تائید می‌شود.

آزمون تشخیص مدل

برای بررسی تشخیص نوع مدل (پولینگ یا پانل)، از آزمون F لیمر استفاده می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون اف لیمر

آزمون اثرات	آماره	درجه آزادی	احتمال
اف لیمر	۲/۳۹۰۹۶۳	(۱۳۶۹,۱۵۵)	۰/۰۰۰۰
کای مربع	۳۶/۲۹۵۴۴۰	۱۵۵	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۴)، ازآنجاکه سطح معنی‌داری صفر و کوچک‌تر از مقدار خطای در نظر گرفته شده برای آزمون (۰/۰۵) است، بنابراین مدل پانل برای برآورد رگرسیون انتخاب شده و مدل پولینگ قابل استفاده نیست.

انتخاب اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل پانل

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن

آزمون اثرات	آماره کای مربع	درجه آزادی	احتمال
دوره تصادفی	۳۷۰/۶۰۰۰۰۶	۸	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به اینکه سطح معنی‌داری صفر و بیشتر از مقدار خطای در نظر گرفته شده برای آزمون (۰/۰۵) است، بنابراین مدل اثرات تصادفی با اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، بنابراین فرض مدل با اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

آزمون معنی‌دار بودن رگرسیون

نتایج حاصل از برآورد رگرسیون در جدول (۶) ارائه‌شده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، نتیجه آزمون معنی‌دار بودن معادله رگرسیون بیانگر آن است که با توجه به مقدار به‌دست‌آمده (۵/۵۱۶۳۴۶) برای آماره F فیشر و سطح معنی‌داری صفر، فرض بی معنی بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) رد می‌شود و می‌توان ادعا نمود که مدل پژوهش معنی‌دار است. در این مدل ضریب تعیین تعدیل‌شده معادل ۲۷ درصد می‌باشد.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل رگرسیون

متغیرها	ضریب	آماره تی استیودنت	معناداری
شاخص لئوز	-۰/۰۰۰۲۲۶	-۰/۰۷۵۳۸۴	۰/۹۳۹۹
پنمن	۰/۰۰۰۰۱۴۸	۰/۰۲۳۴۴۸	۰/۹۸۱۳
بارتون و سیمکو	۰/۰۰۶۴۹۸	۰/۶۳۲۰۸۴	۰/۰۰۸۶
باروا	-۰/۰۱۲۹۵۹	-۲/۲۸۳۵۵۷	۰/۰۲۲۵
اهرم مالی	-۰/۰۰۰۵۲۵	-۰/۴۵۱۵۲۵	۰/۶۵۱۷
ریسک اعتباری سال قبل	-۰/۱۶۱۴۹۱	-۶/۰۹۱۰۴۹	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۰۶۳۵۷۵	۹/۷۱۶۳۸۳	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ	۰/۱۴۵۷۵۸	۱/۶۷۲۰۶۹	۰/۰۹۴۷
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۲۶۸۸۱۸	دوربین - واتسون	۱/۸۸۱۷۹۸
آماره فیشر (معناداری)	۴/۵۱۶۳۴۶ (۰/۰۰۰۰)	آماره چاو (معناداری)	۱۰۰/۵۲۷۵ (۰/۰۰۰۰)

منبع: محاسبات پژوهش

آزمون استقلال خطاها

برای بررسی استقلال خطاها مجدداً به جدول (۶) مراجعه می‌نماییم. در این جدول، مقدار آماره دوربین واتسون برابر ۱/۸۸ است که در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار می‌گیرد. بنابراین وجود همبستگی بین خطاها رد شده و می‌توان از مدل رگرسیون استفاده کرد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش و بررسی معنی‌دار بودن ضرایب

همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، مقدار آماره و سطح معنی‌داری برای متغیرLUEZ به ترتیب برابر ۰/۰۷۵۳۸۴- و ۰/۹۳۹۹ می‌باشد و چون سطح معنی‌داری از مقدار خطای ۰/۰۵ بیشتر است بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته می‌شود و این نشانگر آن است که بین کیفیت سود بر مبنای ویژگی‌های سری زمانی (مدل پژوهش لئوز و همکاران ۲۰۰۳) و ریسک اعتباری رابطه معنی‌داری وجود ندارد. در نتیجه فرضیه اول پژوهش تائید نمی‌شود.

مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیر PENMAN به ترتیب برابر ۰/۰۲۳۴۴۸ و ۰/۹۸۱۳می‌باشد و چون سطح معنی‌داری از مقدار ۰/۰۵ بیشتر است بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته می‌شود و این نشانگر آن است که بین کیفیت سود بر مبنای رابطه بین سود و وجه نقد (مدل پژوهش پنمن ۲۰۰۱) و ریسک اعتباری رابطه معنی‌داری وجود ندارد. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش تائید نمی‌شود.

مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیرBARTON.SIMKO به ترتیب برابر ۰/۶۳۲۰۸۴ و ۰/۰۰۸۶ می‌باشد و چون سطح معنی‌داری از مقدار ۰/۰۵ کمتر است بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته نمی‌شود و این نشانگر آن است که بین کیفیت سود بر مبنای رابطه بین سود و اقلام تعهدی (مدل پژوهش بارتون و سیمکو ۲۰۰۲) و ریسک اعتباری رابطه معنی‌داری وجود دارد. در نتیجه فرضیه سوم پژوهش تائید می‌شود.

مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیر BRAUA به ترتیب برابر ۲/۲۸۳۵۵۷- و ۰/۰۲۲۵ می‌باشد و چون سطح معنی‌داری از مقدار ۰/۰۵ کمتر است بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته نمی‌شود و این نشانگر آن است که بین کیفیت سود بر مبنای ضریب واکنش سود و ضریب واکنش تعدیل‌شده سود (مدل پژوهش باروا ۲۰۰۶) و ریسک اعتباری رابطه معنی‌داری وجود دارد. در نتیجه فرضیه چهارم پژوهش تائید می‌شود.

بررسی ضرایب سایر متغیرهای کنترلی در مورد شرکت‌های موردبررسی نمایانگر معناداری ضرایب و وجود رابطه مثبت معنادار میان رتبه اعتباری سال قبل و اندازه شرکت با ریسک اعتباری است.

همان‌طور که آزمون معنی‌دار بودن رگرسیون نشان داد، فرض بی معنی بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) رد می‌شود بنابراین می‌توان ادعا نمود که مدل پژوهش معنی‌دار است. در نتیجه فرضیه پنجم پژوهش تائید می‌شود.

نتیجه‌گیری و بحث

یکی از راه‌های کمی سازی و اندازه‌گیری ریسک اعتباری و در نتیجه مدیریت مناسب آن، استفاده از رتبه‌بندی اعتباری است. رتبه‌بندی اعتباری رویکردی است برای اندازه‌گیری ویژگی‌ها و عملکرد دریافت‌کنندگان تسهیلات بر اساس معیارهای کمی و کیفی تا از این طریق پیش‌بینی عملکرد آتی متقاضیان اخذ تسهیلات مقدور شود. مؤسسات رتبه‌بندی در تعیین رتبه اعتباری شرکت‌ها از شاخص‌های مالی گوناگونی استفاده می‌کنند. یکی از شاخص‌های مورداستفاده این مؤسسات نسبت سودآوری است که نقش مهمی را در تعیین رتبه اعتباری شرکت‌ها ایفا می‌کند.

بنابراین مبلغ سود به‌عنوان یکی از داده‌های حسابداری مورداستفاده در محاسبه این شاخص‌ها از اهمیت خاصی برخوردار است، زیرا اکثر سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان در فرآیند تصمیم‌گیری‌شان از شاخص‌هایی که توان سودآوری شرکت‌ها را نشان می‌دهد استفاده می‌نمایند؛ بنابراین آگاهی استفاده‌کنندگان از میزان قابلیت اتکا سود گزارش شده شرکت‌ها ممکن است آن‌ها را در اتخاذ تصمیمات بهتر کمک کند بنابراین در فرآیند تحلیل هم به کمیت سود و هم به کیفیت سود توجه می‌شود. بنابراین، در ارزیابی ریسک اعتباری و نیز رتبه‌بندی مؤسسات بر اساس آن، مطالعه رابطه‌ی کیفیت سود و ریسک اعتباری ضروری به نظر می‌رسد.

با توجه به اهمیت موضوع، این پژوهش به بررسی رابطه کیفیت سود و ریسک اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. بدین منظور با استفاده از مفهوم کارایی و شیوه تحلیل پوششی داده‌ها میزان ریسک اعتباری شرکت‌ها محاسبه و رتبه‌بندی انجام شد. ریسک اعتباری محاسبه شده به‌عنوان متغیر وابسته پژوهش لحاظ گردید. همچنین چهار شاخص کیفیت سود شامل ویژگی‌های پایداری و قابلیت پیش‌بینی (لئوز و همکاران، ۲۰۰۳)، رابطه سود و وجه نقد (بارتون و سیمکو، ۲۰۰۲)، رابطه سود و اقلام تعهدی (پنمن، ۲۰۰۱) و ضریب واکنش سود و ضریب واکنش تعدیل‌شده سود (باروا، ۲۰۰۶)، محاسبه و به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده شدند.

یافته‌های پژوهش در نمونه‌ای متشکل از ۱۵۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ از تأثیر معنی‌دار دو شاخص کیفیت سود یکی بر مبنای ویژگی‌های سری زمانی (مدل لئوز و همکاران، ۲۰۰۳) و دیگری بر مبنای رابطه بین سود و اقلام تعهدی (مدل بارتون و سیمکو، ۲۰۰۲) بر ریسک اعتباری خبر می‌دهد. همچنین عدم وجود رابطه معنی‌دار دو شاخص کیفیت سود، یکی بر مبنای رابطه بین سود و وجه نقد (مدل پنمن، ۲۰۰۱) و نهایتاً بر مبنای ضریب واکنش سود و ضریب واکنش تعدیل‌شده سود (مدل باروا، ۲۰۰۶) بر ریسک اعتباری از یافته‌های پژوهش بودند.

پیش از این نخعی و مهرانی (۱۳۹۳) به پژوهشی در خصوص رابطه کیفیت سود و ریسک نقد شوندگی پرداخته‌اند اما پژوهش حاضر از اولین مطالعاتی است که رابطه بین کیفیت سود و درجه ریسک اعتباری شرکت‌ها را آزمون می‌کند. ازآنجاکه درجه ریسک اعتباری، موضوعی با اهمیت برای ناشران و نهادهای ناظر به حساب می‌آید بنابراین به استناد نتایج این پژوهش به سرمایه‌گذاران، تحلیل گران مالی، بانک‌های تأمین سرمایه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و کارگزاران بورس اوراق بهادار تهران خصوصاً مؤسسات رتبه‌بندی و اعتبارسنجی، پیشنهاد می‌شود برای ارزیابی وضعیت مالی و اعتبار سنجی شرکت‌های ایرانی و تصمیمات مربوط به اعطای اعتبار از شاخص‌های کیفیت سود بکار برده شده در این پژوهش در قالب مدل ارائه‌شده استفاده نمایند. همچنین استفاده از این مدل توسط بانک‌ها و مؤسسات اعتباری جهت اعتبار سنجی مقدمه‌ای است بر ورود مبحث کیفیت سود به این فرآیند که در واقع شاخه مهمی در حوزه دانش مالی می‌باشد.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، مشخص شدکه ابعاد مختلف کیفیت سود عاملی اثرگذار بر درجه ریسک اعتباری است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاران، مشاوران مالی، اعتباردهندگان، مدیران شرکت‌ها، دولت و به‌طورکلی تمامی فعلان در بازار سرمایه، با استفاده از مدل‌های شناسایی رتبه و جایگاه مالی شرکت‌ها، پیش از اتخاذ تصمیمات اقتصادی به شناخت بهتری از محتوای اطلاعاتی اعداد و ارقام حسابداری مربوط به سود گزارش شده دست یابند تا از این طریق در تخصیص بهینه منابع محدود به سرمایه‌گذاری‌های و در نهایت ارتقای رفاه اجتماعی موفق‌تر عمل نمایند.

همچنین پیشنهاد می‌شود که نهادهای ناظر بر بازار سرمایه با استفاده از تکنیک‌های نوین ارائه‌شده در کشورهای پیشرفته به‌منظور شناسایی جایگاه مالی شرکت‌ها پیش از اعمال وظایف نظارتی‌شان به محتوای اطلاعاتی مربوط به ارقام سود گزارش شده نیز توجه نمایند.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع: بنا براظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

ارضاء، امیرحسین؛ پیمانی، مسلم و صیفی، فرناز.(۱۳۹۶). **محاسبه ریسک اعتباری و تأثیر آن بر بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران**. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۴(۵۵)، صص. ۱۶۹-۱۹۶.

امیری، مقصود؛ بکی حسکوئی، مرتضی و بیگلری کامی، مهدی.(۱۳۹۲). **رتبه‌بندی شرکت‌های تولیدی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های تصمیم‌گیری با معیارهای چندگانه و شبکه عصبی مصنوعی**. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۲(۷)، صص. ۲۵-۴۱.

جمالیان پور، مظفر و ثقفی، علی.(۱۳۹۲). **اقلام تعهدی غیرمنتظره، انحراف پایداری سود و بحران مالی**. *دانش حسابداری*، ۴ (۱۲)، صص. ۷-۳۳.

دستگیر، محسن؛ حسین زاده، علی حسین، خدادادی، ولی و واعظ، سید علی.(۱۳۹۱). **کیفیت سود در شرکت‌های درمانده مالی**. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۴(۱)، صص. ۱-۱۶.

دمودران، آسوات.(۱۳۹۲). **مالی شرکتی پیشرفته، رویکرد کاربردی**. ترجمه سازمان بورس اوراق بهادار، تهران، نشر نص.

راعی، رضا و ابوذر، سروش.(۱۳۹۱). **اعتبارسنجی مشتریان حقوقی کوچک و متوسط بانک‌ها با استفاده از مدل‌های لوجیت و پرویت**. *پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی ایران)*، ۱۲(۴۴)، صص. ۱۳۱-۱۴۵.

راموز، نجمه و محمودی، مریم.(۱۳۹۶). **پیش‌بینی ریسک ورشکستگی با استفاده از مدل ترکیبی در بورس اوراق بهادار تهران**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۵(۱۶)، صص.۵۱-۷۵.

شاهرخی، سمانه و مشایخ، شهناز.(۱۳۹۵). ***شناسایی شاخص‌های تعیین‌کننده رتبه اعتباری شرکت‌ها***. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۵(۱۹)، صص. ۲۵-۵۱.

صالحی، مهدی و بذرگر، حمید.(۱۳۹۴). **رابطهٔ بین کیفیت سود و ورشکستگی**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۳(۸)، صص.۱۱۳-۱۴۰.

صفری، سعید؛ ابراهیمی شقاقی، مرضیه و شیخ، محمدجواد.(۱۳۸۹). **مدیریت ریسک اعتباری مشتریان حقوقی در بانک‌های تجاری با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها (رتبه‌بندی اعتباری)**. *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۴ (۴)، صص. ۱۳۷– ۱۶۴.

ظریف فرد، احمد.(۱۳۷۸). **شنا سایی و تحلیل عوامل مرتبط با ارزیابی کیفیت سود بنگاه‌های اقتصادی ایران**، پایان‌نامه دکتری دانشگاه تهران.

کمیته نظارت بر بانکداری (سپتامبر ۲۰۰۰). **ا صول مدیریت ریـ سک اعتباری**. ترجمه: رنجبر مطلق، لیدا. تهران، نشر بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

محمودآبادی حمید و غیوری مقدم، علی.(۱۳۹۰). **رتبه‌بندی اعتباری از لحاظ توان مالی پرداخت اصل‌وفرع بدهی‌ها با استفاده از شیوه تحلیل پوششی داده**. *دانش حسابداری*، ۱(۴)، صص. ۱۲۵-۱۴۵.

مشایخ، شهناز و شاهرخی، سمانه.(۱۳۹۴). **نظام رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌ها در دنیا**، *پژوهش حسابداری*، ۵(۱۶)، صص. ۱۳۱-۱۴۸.

منصور، نخعی و مهرانی، کاوه.(۱۳۹۳). **رابطه کیفیت سود و ریسک نقد شوندگی**. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱(۳)، صص. ۳۷-۵۳.

Amiri, M, Beki Hascoei, Morteza & Biglari Kami, M (۲۰۱۳). **Ranking of Manufacturing Companies in Tehran Stock Exchange Using Multiple Decision Making Models and Artificial Neural Network.** *Journal of Investment Knowledge*, ۱۲(۷), pp.۲۵-۴۱. (In Persian)

Author's Collection (۲۰۰۶). **Principles of Credit Risk Management, Publication of Banking Supervision Committee of the International Settlement Bank**, *Translation of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran*. (In Persian)

Barton, J. & Simko, P.J. (۲۰۰۲). **The balance sheet as an earnings management constraint**. *The Accounting Review*, (۷۷)۴, pp.۱-۲۷.

Basel committee on Banking. (۲۰۰۶). **Studies on the Validation of Internal Rating Systems**. Working paper.

Braua, A. (۲۰۰۶). **Using the FASB's qualitative characteristics in earnings quality measures**. LSU Doctoral Dissertations. ۲۶۷۱.

Cheng EWL. Chaing, YH & Tang, BS (۲۰۰۷). **Alternative approach to credit Rating by DEA: evaluating borrowers with respect to PFI project.** *Journal of Building and Environment*, ۴۲(۴), pp.۱۷۵۲-۱۷۶۰

Damasceno, D. L. Artes, R. & Minardi, A. M. A. F. (۲۰۰۸). **Estimating credit rating of Brazilian companies using accounting ratios. Revista de Administração**, ۴۳(۴), pp.۳۴۴-۳۵۵.

Dastgir, M, Hosseinzadeh, AH, Khodadadi, Vali & Vaez, A (۲۰۱۲). **Quality of profit in financially helpless financial companies**. *Financial accounting research*, ۴(۱), pp.۱-۱۶. (In Persian)

Demoders, Aswat (۲۰۱۳). **Advanced financial company, practical approach, publishers**. Securities and Exchange Organization. Credit Rating Institute. Ir.seo website. (In Persian)

Emel, A. B. Oral, M. A. Reisman Ve & O. R. Yalaln (۲۰۰۳). **A Credit Scorning Methodolgy for the Commercial Banking Sector**. S*ocio Economic Planning Sciences*, ۳۷(۲), pp. ۱۰۳-۱۲۳.

Erza, A H, Peymani, M & Saifi, F (۲۰۱۷). **Calculation of Credit Risk and its Effect on Return on Tehran Stock Exchange**. *Journal of Empirical Financial Accounting Studies*, ۱۴ (۵۵), pp.۱۶۹-۱۹۶. (In Persian)

European Securities & Markets Authority (۲۰۱۳). **Credit rating agencies**, *Annual Report*.

Fitch Ratings (۲۰۰۶). **Corporate Ratings Methodology**. *Corporate finance criteria report*. pp.۱-۷.

Information website: www.moodys.com/methodologies

Gray, S. Mirkovic, A. & Ragunathan, V. (۲۰۰۶). **The determinants of credit ratings: Australian evidxnce**. *Australian Journal of Management*, ۱۳(۲), pp.۳۳۳– ۳۵۴.

Jamaliyanpour, M & Saghafi, A (۲۰۱۳). **Unexpected Accruals, Profitability Deviation and Financial Crisis**. *Journal of Accounting Knowledge*, ۴ (۱۲), pp.۷-۳۳. (In Persian)

Jllinea, S.J, Tanlu, L & Winn, A (۲۰۱۴). **Evaluating proposed remedies for credit rating agency failures**. *The Accounting Review*, ۸۹(۴), pp.۱۳۹۹-۱۴۱۲.

Khaled ElMoatasem, A (۲۰۰۵). **Measuring the quality of earnings**. *Managerial Auditing Journal*, ۲۰ (۹), pp.۱۰۰۱-۱۰۱۵.

Koh, Y. Lee, S. & Boo, S.Y. (۲۰۰۹). **Does franchising help restaurant firm value?** *International Journal of Hospitality Management*, ۲۸(۲), pp. ۲۸۹–۲۹۶.

Leuz,C, Nanda, D. & Wysocki, P.(۲۰۰۳). **Earning Management and Investor Protection: an International Comparison**. *Journal of Financial Economics*, ۶۹, pp.۵۰۵-۵۲۷

Li, F. Abeysekera, I. & Ma, S. (۲۰۱۱). **Earnings management and the effect of earnings quality in relation to stress level and bankruptcy level of Chinese listed firms**. *Corporate Ownership and Control*, ۹ (۱), pp.۳۶۶-۳۹۱.

Liang, G.S; Liu, C.F. Lin, W.C. anx Yeh. C.x. (۲۰۰۶). **A data envelopment analysis of shipping industry bond rating**. Tamhang *Journal of Science and Engineering*, ۹(۴), pp.۴۰۳-۴۰۸.

Mahmoud Abadi, H & Ghayouri Moghadam, A (۲۰۱۱), **Credit Rating in terms of financial power of debt payment, using the data envelopment analysis method.** *Journal of Accounting Knowledge*, ۱(۴), pp.۱۲۵-۱۴۵. (In Persian)

Nakheli, M & Mehrani, K (۲۰۱۳). **The Relationship between Quality of Profit and Liquidity Risk**. Empirical Accounting Research, ۱(۳), pp.۳۷-۵۳. (In Persian)

Marcin Tomasz Krzysztofik School (۲۰۰۹). **Application of Data Envelopment Analysis in Credit Scoring**. *Master's Thesis in Financial Mathematics*. Technical Report.

Mashayekh, SH & Shahrokhi, S (۲۰۱۵). **Credit rating system of companies in the world**. *Accounting research*, ۵(۱۶), pp. ۱۳۱-۱۴۸. (In Persian)

Matousek, R. & Stewart, C. (۲۰۰۹). **A note on ratings of international banks**. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, ۱۷(۲), pp.۱۴۶-۱۵۵.

Min, JH & Lee. Y-Ch (۲۰۰۸). **A practical approach to credit scoring.Expert Systems with Applications**. ۳۵, pp.۱۷۶۲–۱۷۷۰

Moody's Investor Service (۲۰۰۴), **Special Report: Annual Default Study Addendum.** *Global Corporate Rating Transition Rates*.

Murcia, Flávia Cruz de Souza & et al (۲۰۱۴). **The determinants of credit rating: Brazilian evidence**. *BAR - Brazilian Administration Review*,۱۱(۲), pp.۱۸۸-۲۰۹.

Ng, J. (۲۰۱۱). **The effect of information quality on liquidity risk**. *Journal of Accounting & Economics*, ۵۲, pp.۱۲۶–۱۴۳.

Papaikonomou, V. L. (۲۰۱۰). **Credit rating agencies and global financial crisis: need for a paradigm shift in financial market regulation**. *Studies in Economics and Finance*, ۲۷(۲), pp.۱۶۱-۱۷۴.

Park, S.Y. & Lee, S. (۲۰۰۹). **Financial rewards for social responsibility: a mixed picture for restaurant companies**. *Cornell Hospitality Quarterly*, ۵۰(۲), pp.۱۶۸–۱۷۹.

Pastor, L & Stambaugh, R. (۲۰۰۳). **Liquidity risk and expected stock returns**. *Journal of Political Economy* ۱۱۱, pp.۶۴۲–۶۸۵.

Penman, S. (۲۰۰۱). **Financial Statement Analysis and Security Valuation.** New York: McGraw Hill/Irwin.

Raei, R & Abuzar, S (۲۰۱۲). **Validation of small and medium-sized legal clients by banks using Logite and Probit models**. *Journal of Economic Research*, ۱۲ (۴۴), pp.۱۳۱-۱۴۵. (In Persian)

RAM Rating (۲۰۰۸). **Rating Methodology: Corporate Credit Ratings, Rating Agency Malaysia Merhad, Rating Agencies**, Annual Report.

Ramoz, N & Mahmoudi, M (۲۰۱۷). **Risk and Bankruptcy Expectations Using the Hybrid Model in Tehran Stock Exchange**. *Journal of Financial Management Strategy*, ۵(۱۶), pp.۵۱-۷۵. (In Persian)

Rousseau, Stéphane, (۲۰۰۶). **Enhancing the Accountability of Credit Rating Agencies: The Case for a Disclosure-Based Approach**. *McGill Law Journal* ۵۱(۴), pp.۶۱۷-۶۲۱.

Ruihao, K. (۲۰۱۲). **Predicting financial distress in debt contracting. University of California**, Los Angeles.

Safari, S, Ebrahimi Shaghaghi, M & Sheikh, MJ (۲۰۱۰). **Credit Risk Management of Legal Customers in Commercial Banks with Data Envelopment Analysis Approach (Credit Rating).** Management Research in Iran, ۴(۴), pp.۱۳۷-۱۶۴. (In Persian)

Salehi, M & Bazrgar, H (۲۰۱۵). **The Relationship Between Quality of Earnings and Bankruptcy**. *Journal of Financial Management Strategy*, ۳ (۸), pp.۱۱۳-۱۴۰. (In Persian)

Shahrokhi, S & Mashayekh, SH (۲۰۱۵). **Identification of Indicators Determining Credit Rating Companies**. *Journal of Investment Knowledge*, ۵(۱۹), pp.۲۵-۵۱. (In Persian)

Standard & Poor's (۲۰۰۱). **Rating Methodology: Evaluating the Issuer. Corporate Rating Criteria**. *New York: Standard & Poor's*.

Sung C. Bae. (۲۰۰۹). **On the interactions of financing and investment decisions**. *Managerial Finance*, ۳۵ (۸), pp.۶۹۱-۶۹۹.

Tansel, Y. &Yardakul, M. (۲۰۱۰). **Development of a quick credibility scoring decision support system using fuzzy topsis.** *https://www.sciencedirect.com/journal/expert-systems-with-applications*۱, ۳۷, pp.۵۶۷–۵۷۴.

Tsai, H. & Gu, Z. (۲۰۰۷). **Institutional ownership and firm performance: empirical evidence from U.S.-based publicly traded restaurant firms**. *Journal of Hospitality & Tourism Research*, ۳۱(۱), pp.۱۹–۳۸.

Zarif Fard, A (۱۹۹۹). **Identification and Analysis of Factors Related to the Estimation of the Profit Quality of Iranian Enterprises**, Ph.D thesis, Tehran University. (In Persian)

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

The Role of Earnings Quality in Estimating Credit Risk

Reza Daneshvar Bondari[۱], Abolghasem Masihabadi[۲], Mohamadreza Shorvarzi[۳]

Received: ۲۰۱۸/۱۱/۳۰ Accepted: ۲۰۱۹/۰۹/۱۶

Abstract

The purpose of this research is to compare the four indicators of earnings quality that use only accounting data in order to determine the quality of profit and determine their impact on the degree of credit risk of listed companies in Tehran Stock Exchange.

In so doing, the data related to ۱۵٦ companies were gathered between ۲۰۰۸ and ۲۰۱۷. In keeping with, ۲۰ financial indicators were used to determine the risk of credit and then their ranking by data envelopment analysis method. The significant relationship between the indices with the credit rating of each company was also tested. Likewise, four indicators of earnings quality including sustainability and predictability features, profit / cash relationship, accruals, and, finally, earnings response coefficient and adjusted earnings response coefficient were used. First, the relationship of the ۲۰ financial ratios applied with the credit rating determined by the data envelopment analysis method was verified in the form of a regression model tested and validated by the model. Then, the significant relationship between the four indicators of earnings quality with the credit rating of each company was tested.

The results showed that companies with lower credit risk enjoyed higher earnings quality. Likewise, with a decrease in the quality of profit indicators, their credit risk will also increase. Based on the findings in the research, it can be concluded that there is a significant relationship between credit risk of listed companies in Tehran Stock Exchange and their main indicators of earnings quality. In this research, credit rating is the amount of credit risk calculated and ranked by data envelopment analysis method.

---

۱. Ph.D. student of accounting ,Department of accounting, faculty of human sciences, Islamic Azad University, Neyshabour Branch, Iran,(Corresponding Author), Email: daneshvar_۷۸@msn.com

۲. Assistant Professor of Accounting ,Department of accounting, faculty of human sciences, Islamic Azad University, Sabzevar Branch, Iran, Email: Msihabadi_۳۸@gmail.com

۳. Assistant Professor of Accounting ,Department of Accounting, faculty of human sciences, Islamic Azad University, Neyshabour Branch, Iran, Email: m.shorvarzi@gmail.com

Keywords: Credit Risk, Credit Rating, Earning Quality, Credit Scoring
JEL Classification: G۲۴

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

Determining the Dominant Pattern of the Capital Structure in Automotive and Parts Industry

Roya Monem[۱], Hamidreza Vakilifard[۲], Fereydon Rahnamayroudposhti[۳], Hashem Nikoumaram[٤]

Received: ۲۰۱۸/۰۵/۲۸ Accepted: ۲۰۱۹/۰۱/۲۶

Abstract

Capital structure as the most important and effective parameter on the orientation and valuation of the firm in the capital markets has been considered. Given the lack of comprehensive research and case study in this field, the aim of this research is the determination of the dominant pattern of the capital structure in automotive and parts industry. The research period was ۲۰۰٦-۲۰۱٦ and in the mentioned industry, ۲٦ companies were selected as statistical sample. The pooled/paned regression models were applied to analyze the research data in econometric software Eviews ۹. In the study, such criteria as book leverage (LEV۱), market leverage (LEV۲), and long-term leverage (LEV۳) were applied to determine the capital structure. Likewise, such variables as DPS to EPS (DPO), return on equity (ROE), business risk (BR), asset structure (TANG), liquidity (LIQ), market to book value (MB), company size (SIZE), non debt tax saving (NDTS), tangible assets to debt ratio (TADR), debt tax shelter (DTS), and interest coverage (IC) were exerted to measure the effective factors on capital structure based on different theories.

Findings indicate that in the automotive and parts industry, pecking order, extreme management optimism, and market timing theories have been the dominant patterns in Iranian capital.

Keywords: Trade of Theory, Pecking Order theory, Extreme Management Optimism Theory, Market Timing Theory, Automotive and Parts Industry.

JEL Classification: G۱۹۰, G۳۲۰

---

۱. Ph.D. Student of Accounting, Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.(Corresponding Author), Email:roya.monem@gmail.com

۲. Associate Professor, Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:vakilifard_phd@yahoo.com

۳. Professor, Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:f-rahnamayroudposhti@srbiau.ac.ir

٤. Professor, Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:h-nikoumaram@srbiau.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

Performance of the Hybrid Model in Assessing the Default Risk for Companies Listed on the Tehran Stock Exchange

Ahmad Nabizade[۱], Mazyar Bahrami[۲]

Received: ۲۰۱۹/۰۵/۱۴ Accepted: ۲۰۲۰/۱۲/۰۲

Abstract

Measuring credit risk and estimating the likelihood of companies failing is one of the most important challenges in the credit sector. Structural and non-structural models are the two main frameworks for estimating default risk and credit risk. However, each of these models has its own strengths and weaknesses. It seems that combining these two frameworks and providing a hybrid model can provide a more accurate prediction of companies' default risk. In the present study, a hybrid model has been used to measure the default risk of listed and over-the-counter companies in the period between ۲۰۰۷-۲۰۱۷ when they have been transferred to the basic market based on the Iranian capital market laws. First, the Merton model (structural models) was used to measure the risk of default of these companies, and then the results of this model were compared with the Z-Altman model (from non-structural models). Then, by regression analysis of different financial ratios, significant variables were identified and Morton's and Z-Altman models were statistically and comparatively compared. The findings show that the hybrid model offers a more accurate prediction of the risk of default than structural and non-structural models. By entering the results of each of these two models into the hybrid model, the statistical power of the hybrid model increases. Therefore, using a combined model will help banks and credit institutions to provide resources to healthier companies with less risk.

Keywords: Default Risk, Structural Models, Non-structural Models, Hybrid Models

JEL Classification: C۵۹ ،G۲۱ ،G۳۳

---

۱. Assistant Prof, Department of Human Resource and Business Administration, Faculty of Management, Kharazmi University, Tehran, Iran.(Corresponding Author), Email ahmadnabizade@gmail.com

۲. MBA, Faculty of Management, Kharazmi University, Tehran, Iran. Email drbahrami۷۱@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

Effect of Principal-Principal Conflict on The Relationship between Financial Flexibility and Investment Propensity, Dividend

Sayed Ali Vaez[۱], Rahim Bonabi Ghadim[۲], Sanaz Gasemi[۳]

Received: ۲۰۱۹/۰۶/۰۱ Accepted: ۲۰۲۰/۰۱/۱۹

Abstract

Flexibility can be viewed as a linkage between domestic and foreign borrowing capacity. Using accumulated internal funds, it enables the company to make growth choices at a right time in a competitive manner and do projects with positive net present values. However, the existence of Principal-principal Conflict resulted from the separation of ownership from management can affect this effectiveness. The purpose of this study is to investigate the effect of financial flexibility on the intensity of investment and dividend with emphasis on role of principal-principal Conflict in the companies admitted to Tehran Stock Exchange. In general, the use of a sample (۱۰۲ companies) from Stock Exchange companies for the years ۲۰۱۱-۲۰۱۷, based on linear regression, suggests that the flexibility financial composite index has a significant positive effect on investment propensity and dividend policy. Likewise, the interactive effect of flexibility financial composite index and Principal-principal Conflict composite index have a moderating effect on investment propensity and dividend policy. It is also of a significant negative effect on the investment propensity and dividend policy.

Keywords: Financial Flexibility, Principal-Principal Conflict, Investment Intensity, Dividend.

JEL Classification: D۷۴ ،E۲۲ ،G۳۵.

---

۱. Associate Prof in Accounting. Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran. Email:sa.vaez@gmail.com

۲. Assistance Prof in Accounting, Department of accounting, Hashtrood Branch, Islamic Azad University, Hashtrood, Iran.(Corresponding Author).Email: rahim.bonabi@yahoo.com

۳. Master of Accounting, Marand Branch, Islamic Azad University, Marand, Iran. Email:ghasemi_۲۰۰۰@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

Financial Distress Prediction of the Listed Companies on Tehran Stock Exchange (TSE) and Iran Fara Burse (IFB) Using Support Vector Machine

Mohammad Namazi[۱], Shahla Ebrahimi[۲]

Received: ۲۰۱۹/۰۵/۰۸ Accepted: ۲۰۲۰/۰۶/۰۶

Abstract

The purpose of this article is to predict impending financial distress of the listed companies on Tehran Stock Exchange (TSE) and Iran Fara Bourse (IFB) using a wide range of features including accrual accounting variables, cash-based accounting variables, market-based variables, corporate governance mechanisms, and macroeconomic indicators. The final sample includes ٤٢١ firms leading to ٣،٦٧٠ firm-year observations. The prepared data, was then split into a train and test data set using a ٧٠/٣٠ ratio.

In this research, various data pre-processing machine learning techniques i.e., Z-score standardization, one-hot encoding, stratified K-fold validation combined with feature engineering are applied to improve classifier performance. Stratified K-fold cross validation method, (with k = ٥) was used for estimation of model prediction performance during training phase. During the training phase, hyper-parameter tuning of a model was carried out using a grid-search. Furthermore, a cost-sensitive meta-learning approach in conjunction with the proposed imbalance-oriented metric i.e., F١ score were used to overcome the extreme class imbalance issue.

Based on the experimental results, the tuned Support Vector Machine (SVM) model achieved f١-score, MCC, recall and precision of respectively, ٥٥٪, ٥٦٪, ٧٨٪ and ٤٣٪ on the training set. Finally, the proposed model was tested on the hold-out test set which resulted in f١-score, MCC, recall and precision of ٥٠٪, ٥٠٪, ٦٨٪ and ٤٠٪, respectively.

Keywords: Financial Distress Prediction, Support Vector Machine (SVM), Machine Learning, Data Mining, Tehran Stock Exchange.

JEL Classification: G٣٣, G٣٨, G٣٤, E٤٤, C١٩, M٤٠.

---

١. Professor of Accounting, Shiraz University, Shiraz, Iran. Email: mnamazi@rose.shirazu.ac.ir

٢. PhD Student of Accounting, Shiraz University, Shiraz, Iran.(Corresponding Author).Email: shebrahimi_٣٦٢٢@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

Competitive Effect of IPO's in Tehran Security Exchange: An Event Study Analysis

Hasan Ghalibaf Asl[۱], Hadi Gharehbaghi[۲], Zahra Rahimi[۳]

Received: ۲۰۱۹/۰۵/۱۲ Accepted: ۲۰۲۰/۰۶/۰۶

Abstract

IPOs are acknowledged as an important and continuous event in stock markets. A lot of research investigated the reasons why any company go public, how to price a new company and the abnormal return of IPOs in the short and long term. In another aspect, we can consider IPOs as an economic event or even critical news and examine its effects on the existing companies' return. In this paper, we attempted to investigate investors' behavior around an IPO and the competitive effect of IPO's in the Tehran Security Exchange using event study methodology. In so doing, we classified ۲۳۵ IPO for ۱٤ years based on their size, industry, P/E, and B/M. The results indicate that investors consider the big size and low P/E IPOs as a negative event on the existing portfolio. We also find that the initial filing of an IPO has a negative price impact on existing firms in the same industry.

Keywords: IPO, Stock Return, Competitive Effect, Event Study.

JEL Classification: G۱۰, G۱۱, G۱۴.

---

۱. Associate Professor, Alzahra University. Email:h.ghalibaf@alzahra.ac.ir

۲. Phd student of Financial engineering, Esfahan University.(Corresponding Author), Email:hadi.gharehbaghi@gmail.com

۳. Master of Finance, Alzahra University. Email:zahra_rahimiii@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

Measuring the Level of Adherence to the Random Walk Theory in Various Industry Indices Using Markov Switching Model

Saeid Tajdini[۱], Reza Tehrani[۲], Ezatollah Abbasian[۳], Sayed Mojtaba Mirlohi[٤]

Received: ۲۰۱۸/۰۳/۰۶ Accepted: ۲۰۱۹/۰۹/۱۶

Abstract

This study is to investigate the existence or absence of independence in return series in S&P index of the New York and ۱۱ different indexes in Tehran Stock Exchange and their adherence to the random walk model in two Low volatility and high volatility regimes using the Markov switching model. Research sample included daily price information of ۹ different industry indices of the bank, cement, oil products, machinery, chemicals, automobiles, sugar, food but sugar, metal minerals, index of ۵۰ Top Companies and price index (TEPIX) in Tehran Stock Exchange Market for the period from ۰۳/۲۵/۲۰۱۱ to ۰۳/۱۹/۲۰۱۹. The results of the Markov Switching and Arima model showed that only in the high volatility regimes of the S&P index of the New York Stock Exchanges, with a durability of ۳۲ percent, and the index of oil products in Tehran Stock Exchange with a ٦ percent survival, the Arima model was not significant and in the rest, the cases in the considered model were significant.

Keywords: Arima, Random Walk, Markov Switching, Weak-form Efficiency.

JEL Classification: F۶۵, G۱۴.

---

۱. Ph.D. financial management, University of Tehran, Tehran, Iran,(Corresponding Author), Email:saeidtajdini@ut.ac.ir

۲. Professor, Faculty of Financial management, University of Tehran, Tehran, Iran. Email:rtehrani@ut.ac.ir

۳. Associate Professor in Economics, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:e.abbasian@ut.ac.ir

٤. Assistant Professor Financial Management, Shahrood University, Semnan, Iran. Email:mirlohism@shahroodut.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

The Effectiveness Test of Customer Concentration on Cash Holdings Adjustment Speed in The Listed Companies in Tehran Stock Exchange

Mohammad Reza Nikbakht[۱], Masoumeh Sabermahani[۲], Mostafa Deldar[۳]

Received: ۲۰۱۸/۱۱/۲۴ Accepted: ۲۰۱۹/۰۴/۱۳

Abstract

The customer concentration can increase the cash input flow risk, the need to additional cash holdings and the risk of corporate future financial crisis, which could in turn affect cash holdings level and cash holdings adjustment speed. The purpose of this study was to examine the effectiveness test of customer concentration on cash holdings adjustment speed in listed companies in Tehran Stock Exchange. In this regard, ۱٤۰ companies (۹۸۰ firm-year observations) accepted in the Tehran Stock Exchange during the period from ۲۰۱۱ to ۲۰۱۷ were investigated. In order to test the hypotheses of the research, multiple linear regression model using combined data (panel method) was used. The results of this research indicate that the customer concentration on cash holdings level and cash holdings adjustment speed has positive and significant effect. In other words, in companies with major customer, cash holdings level and cash holdings adjustment speed are higher. These results can explain the importance and effectiveness of the role the company major customers in increasing the cash holdings level and cash holdings adjustment speed.

Keywords: Concentration Customer, Cash Holdings, Cash Holdings Adjustment Speed.

JEL Classification: M۱۱, G۳۲, L۱۱.

---

۱. Associate Professor, Tehran University, Iran. (Corresponding Author), Email:Mnikbakht@ut.ac.ir

۲. M.A in Audit, Tehran University, Iran. Email:Sabermahani.m@ut.ac.ir

۳. Phd in Accounting, Tehran University, Iran. Email:Mostafa.deldar@ut.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

Stock Allocation Strategy with Equal Risk Contribution

Maryam Davallou[۱], Habib Fadaei Moloudy[۲], Ali Safari Taherkhani[۳]

Received: ۲۰۱۹/۰۱/۱۰ Accepted: ۲۰۲۰/۰۲/۲۹

Abstract

Optimal asset allocation affects portfolio performance and decreases investor risk. In this regard, the most widely used models include asset allocation with equal-weighted and minimum variance. These models from the very beginning have faced much criticism. Following the financial crisis in America in ۲۰۰۸ equal risk contribution of asset allocation model was presented where special attention is the risk factor. In equal risk contribution (ERC), the risk contribution of each portfolio is equal. In this paper, the performance of these three strategies in terms of risk, return, Sharp ratio, diversification in terms of weight and risk, maximum drawdown, turnover, cost of transactions, risk in financial crises and cumulative returns are compared with each other. Samples included weekly data of ۲۵ main indexes in Tehran Stock Exchange from ۲۰۰٦ to ۲۰۱٤. The results of this study show that equal risk contribution of asset allocation strategy in most cases performs moderately well and in some cases performs better than the other two strategies. Likewise, the investors and portfolio managers have more reliable performance by applying it.

Keywords: Asset Allocation Models, Equally Weighted Portfolio, Minimum Variance Portfolio, Equal Risk Contributions (ERC) Portfolio.

JEL Classification: G۱۱, G۱۷.

---

۱. Associate Prof. Department of Finance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) Email:. m_davallou@sbu.ac.ir

۲. Master of financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email:fadaei.habib@gmail.com

۳. Master of financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: a.safari۹۹۱@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy \ Vol. ۹, No. ۳۲, Spring ۲۰۲۱

The Impact of External Financing Requirements on Corporate Governance Index and Company Value: Evidences from Tehran Stock Exchange

Saman Rahmani Noroozabad[۱], Ali Asghar Anvary Rostamy[۲], Karam Khalili[۳], Esfandiyar Modhammadi[٤]

Received: ۲۰۱۹/۰۶/۲۰ Accepted: ۲۰۲۰/۰۱/۰۴

Abstract

This study investigates the effects of external financing requirement on corporate governance index and the value of companies listed on Tehran Stock Exchange. This research in nature is a descriptive - correlational research. The sample consists of ۱۸۰ companies during ۲۰۱۳ to ۲۰۱۷. The hypotheses were tested by multivariable regression panel data. The results show that the corporate governance have an insignificant effect on the company's' value. However, the need for external financing has significant effects on both the value of the companies and corporate governance index. Based on the results, it is recommended that business managers seriously seek to enhance the quality of corporate governance in controlled entities if they seek to influence the factors that enhance capital structure. Capital structure selection is optimized.

Keywords: External Financing, Corporate Governance, Company Value.

JEL Classification: D۹۲, G۳۴.

---

۱. PhD in Financial Management, Ilam Branch, Islamic Azad University, Ilam Iran. Email:saman.rahmani۷@yahoo.com

۲. Professor of Finance, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.(Corresponding Author), Email:anvary@modares.ac.ir

۳. Assistant Professor of Management, Ilam Branch, Islamic Azad University, Ilam, Iran. Email:karam.khalili@yahoo.com

٤. Associate Professor of Management Department, Ilam University, Ilam, Iran. Email:e.mohamadi@ilam.ac.ir

Content

Title	Authors	Page
The Impact of External Financing Requirements on Corporate Governance Index and Company Value: Evidences from Tehran Stock Exchange	Saman Rahmani Noroozabad Ali Asghar Anvary Rostamy Karam Khalili Esfandiyar Modhammadi	۱-۲۴
Stock Allocation Strategy with Equal Risk Contribution	Maryam Davallou Habib Fadaei Moloudy Ali Safari Taherkhani	۲۵-۵۳
The Effectiveness Test of Customer Concentration on Cash Holdings Adjustment Speed in The Listed Companies in Tehran Stock Exchange	Mohammad Reza Nikbakht Masoumeh Sabermahani Mostafa Deldar	۵۵-۷۸
Measuring the Level of Adherence to the Random Walk Theory in Various Industry Indices Using Markov Switching Model	Saeid Tajdini Reza Tehrani Ezatollah Abbasian Sayed Mojtaba Mirlohi	۷۹-۹۲
Competitive effect of IPO's in Tehran Security Exchange: An Event Study Analysis	Hasan Ghalibaf Asl Hadi Gharehbaghi Zahra Rahimi	۹۳-۱۱۴
Financial Distress Prediction of the Listed Companies on Tehran Stock Exchange (TSE) and Iran Fara Burse (IFB) Using Support Vector Machine	Mohammad Namazi Shahla Ebrahimi	۱۱۵-۱۳۲
Effect of Principal-Principal Conflict on The Relationship between Financial Flexibility and Investment Propensity, Dividend	Sayed Ali Vaez Rahim Bonabi Ghadim Sanaz Gasemi	۱۳۳-۱۵۴
Performance of the Hybrid Model in Assessing the Default Risk for Companies Listed on the Tehran Stock Exchange	Ahmad Nabizade Mazyar Bahrami	۱۵۵-۱۷۶
Determining the Dominant Pattern of the Capital Structure in Automotive and Parts Industry	Roya Monem Hamidreza Vakilifard Fereydon Rahnamayroudposhti Hashem Nikoumaram	۱۷۷-۲۰۲
The Role of Earnings Quality in Estimating Credit Risk	Reza daneshvar bondari Abolghasem masihabadi Mohamadreza shorvarzi	۲۰۳-۲۲۴

JOURNAL INFORMATION

As a scientific-research quarterly, **Journal of Financial Management Strategy** is aimed to promote financial literacy in the country, identify financial management issues of Iranian organizations and offer suggestions.

- Journal of Financial Management Strategy publishes high quality basic, scientific research and development in the fields of financial management.
- Acceptance of submitted papers is subject to the approval of referees and editorial board to make the final decision to accept or reject the manuscript for publication.
- The journal is owned by Department of Social Sciences and Economics, Alzahra University and enjoys positions such as managing director, chief editor, internal manager and executive manager.

۱. The articles only have to be submitted electronically through the following website: http://jfm.alzahra.ac.ir
۲. All of the Professors and researchers are required to sign up and format their manuscripts according to instruction for authors.

۳. It is not required to visit in person or by phone; and all communications with authors and reviewers will be respected through the system.

٤. Based on the letter No. ۳/۱۸/۱۰۲٤۰۱ dated ۱۸/٥/۱۳۹٥ from Ministry of Sciences, Research and Technology, Journal of Financial Management Strategy has been published as a scientific-research quarterly since Spring ۱۳۹٥.

JOURNAL DECISION-MAKING PROCESS

After a paper is submitted to the journal; the originality of the manuscript will be examined by the internal department and decides whether or not to send it for journal's referees. Finally, after receiving reports by two or three referees, the journal's editorial board makes the final decision to accept or reject the manuscript for publication base on the given score. The accepted papers will be in the waiting list to be published in the upcoming issues.

JOURNAL MISSION

The mission of Quarterly Journal of Financial Management Strategy journal is the research in the field of capital markets, securities, and promotion of research-based education with an emphasis on financial management strategies.

JOURNAL AIMS

۱. To produce, distribute and present findings and results of scientific research in the field of financial management based on the identification of strategies, approaches, models, methods, experience and innovation theoretically, practically and strategically throughout the country.

۲. To promote international research in the field of capital market and raise motivation and the interaction between researchers in the country.

۳. To publish the results of scientific research of scientific and research centers and faculty members in accordance with strengthening the efficiency of capital markets, analysis of financial management issues and the publication of papers of university lecturers and postgraduate students of Al-Zahra University and other academic centers in the field of finance and securities especially the introduction of strategies and techniques for financial management of the companies.

JOURNAL SCOPE

١. Innovative financing strategies

٢. New financial instruments and Islamic securities

٣. Financial institutions in primary and secondary market

٤. Analysis of the country's capital market and analysis of finance of the companies

٥. Financial rights and regulations

٦. The introduction of new techniques in financial management strategies

٧. Financial planning and budgeting of the companies

٨. Policies and strategies of profit sharing

٩. Financial reporting and its new strategies

١٠. Policy making and financial decisions and strategies for capital structure

١١. Bankruptcy and dissolution of companies

١٢. Strategies of Takeover and merging companies

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

١. MANUSCRIPT FORMAT

Manuscripts are accepted in WORD ٢٠٠٧, size A٤ (margin should be set at Top= ٤, Bottom=٥/٦, left= ٤ and right =٥ cm), font Times New Roman Persian text B١٢ and English fonts ١١ with spacing ١ cm between the lines, only to be sent through the website:

http://Journal.alzahra.ac.ir/Jfm

٢. MANUSCRIPT STRUCTURE

The articles should include the following sections:

A. Cover page

Include full article title, author or authors (name of corresponding author with an asterisk to be determined), academic rank and the name of the institution or university or place of employment, full address of corresponding author as: mailing address, telephone number, fax number and e-mail. In addition, do not use the title and only academic rank and workplace should be included.

B. First page

The exact title of the article and abstract include the purpose of the study, methodology, discussion and conclusions (maximum of ۲۰۰ words) and keywords (maximum of ۵ words). Abstract must have JEL classification. Topic- based classification of Keywords is a code as number and English letters, which is known as the International Code of Keywords. It is available on the website http://www.aeaweb.org (You can also search Google).

C. *Second page*

The second page includes highlighted headlines as below.

۱. **Introduction** (includes general points of topic, significance of study and necessity of the research, research purposes, and the difference between this study with literature review, increasing knowledge of paper and introducing the paper structure).

۲. **Theoretical Background and Literature Review**:

Including theories and theories related to the research hypotheses, Iranian and foreign Literature review related to the research hypotheses and research topic.

۳. **Research Questions and Research Hypotheses:**

Including one or more hypotheses or research questions numerically.

۴. **Research Methodology**

Including participants, calculating sample size, study variables, the models and statistical procedures, databases, standardized software, time of study, data collection procedures.

۵. **Data Analysis**

Including descriptive data tables, validity and reliability of the questionnaire, homogeneity test, diagnostic testing, regression, parametric and non-parametric test, tables of related software to each of the hypotheses, accepting or rejecting the hypothesis, analysis and interpretation of the results for each of the hypotheses, test statistics and analysis of variable coefficients.

۶. **Results and Discussion**

Including the results of any of the hypotheses, the correlation of research results with literature review, the introduction of practical suggestions and strategies and related results.

۳. IN-TEXT CITATION

Persian references in the text should be placed in parentheses including (last name, year, and page number). English references should be inserted in the text in Persian and its English equivalent should be written in footnote. Details about the terms and English equivalents should also be included in footnote. English terms should not be provided in the test, except in the case of formulas and equations.

٤. REFERENCES

Persian references and then English references should be provided alphabetically as follows:

A Book: Last name, first name. (Publisher). Book with italics, translator, place of publication, publisher name.

B Article: last name, first name. (Publication year). "Title of the Article within quotation marks.«The name of the journal italics, issue number, volume number, place of publication, page number.

٥. CHARTS AND TABLES TITLES

Title of the tables should be written at the top and title of the charts should appear below. Number from ١ (number) so used.

٦. OTHER TERMS AND CONDITIONS

- The submitted paper should not be published elsewhere in Persian language Iranian and non-Iranian journals and has not been submitted elsewhere at the same time.
- Journal articles that do not follow the form and structure in the instructions for author section will not be considered for further process.
- Journal is eligible to edit the papers without changing its content and submitted papers will not be returned.
- The corresponding author or authors are responsible for the accuracy of the submitted paper.
- Word files should be named in English. It must include the first author's last name and date of submission.
- Submitted papers will be published after the approval of the referees and editorial board.

References in Text

In English text, references such as a name, year or page, should be noted in footnotes.

Others

- Essays sent to the Publication should not be sent simultaneously to other publications.
- The Publication will not accept and publish essays not meeting the above mentioned requirements.
- The Publication may edit sent essays without changing the content and it will not send them back.
- The responsibility of essays' content is on the author.
- The electronic file of essays should be named in English with family name of the author and sending date.
- The sent essays will be published after specialized adjudication and being approved by the editorial Board.

Guide to Essay Writing

All the following conditions should be met by professors and researchers in their essay writing in order to be accepted by the Journal to publish.

Essay Form

Essays should be sent exclusively to the web address http: //jfm. alzahra. ac. ir in the software word, A٤ papers (top margin ٤ cm, bottom margin ٦. ٥ cm, left margin ٤ cm and right margin ٥ cm) by Font ١١ Times New Roman and line spacing ١ cm.

Essay Structure

- The cover should contain the title; author (s) name (the author responsible for corresponding should be marked with an asterisk), scientific grade, and the name of institution or university where (s) he works in. Full office address, call number, fax and email of the author responsible for corresponding should be noted.
- The first page contains the essay's title, abstract, subject, research method, discussion and conclusion (in ٢٠٠ words) and key words (up to ٥ words). The abstract should have JEL taxonomy, which is available in the website www. aeaweb. org/jounal/jet_class_system. html.

The second page totally contains a question raising and the research goal and its importance; the research background and theoretical framework; questions and hypotheses; the research method including data gathering method, data analysis techniques, variables definition, statistical population, sampling method and sample volume; research findings including noting and comparing findings with the previous researches' findings and conforming them to the hypotheses; conclusion including a summary of the paper, total conclusion, suggestions based on the results and, if necessary, for future researches; resources.

Editorial Board:

Editorial Board	University	Scientific Degree	Course
Ebrahim Abbasi	Alzahra	Associate Professor	Finance
Ali Asghar AnvariRostami	Tarbiat Modares	Professor	Finance
Mohamad Esmail Fadaeenejad	Shahid Beheshti	Associate Professor	Finance
Hasan Ghalibaf-Asl	Alzahra	Associate Professor	Finance
Reza Raei	Tehran	Professor	Finance
Abolfazl Shahabadi	Alzahra	Professor	Economics
Reza Tehrani	Tehran	Professor	Finance

In The Name of God

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University

Vol. ۹, No. ۳۲

Spring ۲۰۲۱