بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال نهم– شماره (۳۴)– پاییز 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.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

دانشگاه الزهرا (س) – دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

صاحب امتیاز : دانشگاه الزهرا

سردبیر: ابوالفضل شاه‌آبادی

مدیر مسئول : محمدرضا رستمی

مدیر داخلی : حجت‌الله انصاری

کارشناس اجرایی : اعظم امیری خواه

ویراستار فارسی: علی مرادی

ویراستار انگلیسی: وحید امیدی

تدوین و صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده علی‌آبادی

دوره چاپ :فصلنامه

شماره شاپا: ۳۲۱۴-۲۳۴۵

نشانی : تهران- میدان شیخ بهائی – خیابان ده ونک- دانشگاه الزهرا (س)-

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

آدرس الکترونیکی نشریه:

Email:jfm@alzahra.ac.ir

Web:http://jfm.alzahra.ac.ir

تلفن: ۸۸۲۱۲۵۷۸-۰۲۱

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
بررسی عوامل مالی موثر بر رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران	غلامرضا سلیمانی امیری سارا رازانی	۱-۱۶
شبیه‌سازی و برآورد احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس اوراق بهادار تهران	تایماز حمایلی مهربانی محسن مهرآرا	۱۷-۴۰
تأثیر تغییرات اهرم مالی و هزینه بدهی بر تطابق درآمد و هزینه	اسفندیار ملکیان کله بستی حسن حسنی مصطفی ملکیان کله بستی	۴۱-۶۰
بررسی چگونگی ارتباط مدیریت جریان وجوه نقد با ساختار سرمایه	محمد اسماعیل فدایی نژاد محمد اصولیان پروانه شمس	۶۱-۷۸
سرایت مالی مبتنی بر ریسک همپوشانی پرتفوی در گروه‌های صنعتی بورس اوراق بهادار تهران	علیرضا رعیتی شوازی قاسم بولو محمدحسین ابراهیمی سرو علیا مقصود امیری	۷۹-۱۰۲
تأثیر سیاست سرکوب مالی بر ریسک‌پذیری اعتباری در نظام بانکی ایران	آرمین ساعتیان ارکیده حامدی سید احسان حسینی‌دوست	۱۰۳-۱۲۲
بررسی رابطه بین قدرت مدیرعامل و اهرم مالی شرکت	روح اله عرب سیده زهرا حسینی محمد غلامرضاپور	۱۲۳-۱۴۰
تأثیر تقارن اطلاعاتی بر رابطه کیفیت اطلاعات داخلی و ریسک سیستماتیک با استفاده از مدل‌های ایستا و پویا	مهسا کفاش پوریزدی اکرم تفتیان محمود معین‌الدین	۱۴۱-۱۶۰
اثرگذاری تحریم‌های تجاری بر شاخص سهام صنایع مختلف پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران	ابراهیم رحمان‌پور بهاره عابد سمیرا الفتی	۱۶۱-۱۷۶
تدوین الگوی عوامل مؤثر بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه عمومی اولیه سهام	بیتا دهقان خانقاهی جمال بحری ثالث سعید جبارزاده کنگرلویی علی آشتاب	۱۷۷-۲۰۲

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۱۶-۱

مقاله پژوهشی

بررسی عوامل مالی موثر بر رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

غلامرضا سلیمانی امیری[۲]، سارا رازانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۱۲

چکیده

مدیریت رشد شرکت و هدایت آن در جهت بهبود سودآوری باعث شده شناسایی عوامل مؤثر بر رشد شرکت‌ها در مباحث حسابداری از اهمیت بالایی برخوردار باشد. در این راستا، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر عوامل مالی مؤثر بر رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۷ پرداخته و از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری این متغیر استفاده نموده است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس طی سال‌های ۱۳۹۴ لغایت ۱۳۹۷ به تعداد ۴۳۳ شرکت بود که تعداد ۸۲ شرکت به روش حذف سیستماتیک واجد شرایط لازم تشخیص داده شد و به‌عنوان نمونه آماری مورد بررسی قرار گرفت. برای بررسی فرضیه‌ها نیز از رهیافت داده‌های تابلویی و مـدل اثرات ثابت استفاده شد که نتایج برآوردی نشان داد بین جریان نقدی، سودآوری، سهم بازار، فروش صنعت و اهرم مالی با فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. اما، بین سن و اندازه شرکت با فرصت‌های رشد شرکت رابطه معنی‌داری مشاهده نشد.

واژگان کلیدی: فرصت‌های رشد، اهرم مالی، سودآوری، جریان نقدی

طبقه‌بندی موضوعی: $G19, M41$

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۶۱۳,۲۲۲۶

۲. دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهراء (س)، تهران، ایران.
Email:GH_soleimany@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهراء (س). نویسنده مسئول.
Email:Razani.sara@gmail.com

مقدمه

رشد مستمر و پایدار شرکت‌ها از اهمیت به سزایی در مباحث اقتصاد خرد و کلان برخوردار است. زیرا، از یک طرف سبب خلق ارزش و افزایش ثروت برای سهامداران می‌گردد. از طرف دیگر، زمینه ایجاد اشتغال، بهبود معیشت و تأمین رفاه اجتماعی را فراهم می‌سازد. به عبارتی، رشد مطلوب بنگاه تجاری ضامن تأمین منافع گروه‌های ذینفع مرتبط با آن در سطح خرد و عامل افزایش تولید و رشد اقتصادی در سطح کلان است. از این‌رو، شناسایی عوامل مؤثر بر رشد شرکت، ضمن کمک به مسئولان کلان اقتصادی در پیشگیری از اتلاف منابع و ثروت‌های طبیعی و غیرطبیعی کشور، سبب تصمیم‌گیری درست مدیران بنگاه‌های تولیدی در حیطه مسئولیت‌های محوله مانند انتخاب شیوه مناسب تأمین مالی می‌شود و این افزایش ارزش شرکت و حداکثرسازی ثروت سهامداران را به دنبال دارد (کاریزوسا[1]، ۲۰۰۷).

اما، اغلب پژوهش‌های انجام شده بر شناسایی عوامل بیرونی مؤثر بر رشد شرکت مانند نرخ بهره، ثبات اقتصادی و نرخ ارز تمرکز داشته و کمتر به نقش عوامل داخلی به‌ویژه عوامل مالی پرداخته‌اند (داویدسون[2]، ۲۰۰۲). مضافاً یافته‌های اندک پژوهش‌های انجام شده نیز با هم در تباین بوده و بعضاً با مبانی نظری نیز ناسازگار است (لودرر[3]، ۲۰۱۶). به‌علاوه، قلمرو مکانی اغلب آنها، بنگاه‌های تولیدی کشورهای توسعه‌یافته است. این درحالی است که گسترش تجارت جهانی و رقابت شدید در بازارهای جهانی باعث شده شناسایی ابعاد مؤثر بر رشد بنگاه‌های کشورهای درحال توسعه از اهمیت بیشتری برخوردار باشد. زیرا امکان برنامه-ریزی دقیق و مناسب برای افزایش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌ها، رشد تولید و تقویت جایگاه اقتصادی کشورهای درحال توسعه را در اقتصاد جهانی فراهم می‌سازد.

جستجوی نگارنده نشان داد در داخل کشور نیز شناسایی عوامل مؤثر بر رشد شرکت‌ها به‌صورت تک‌بعدی بررسی شده و صرفاً تأثیر متغیرهایی از قبیل سودآوری، ارزش شرکت و روش تأمین مالی بر آن مورد مطالعه قرار گرفته است. اما تعیین تأثیر این عوامل به‌صورت هم‌زمان و در قالب یک مدل جامع موضوع مطالعه نبوده است. بنابراین، پژوهش حاضر با هدف ارائه یک مدل جامع از عوامل مالی موثر بر رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به منصه ظهور رسیده تا ضمن پوشش شکاف پژوهش‌های بالا، پاسخگوی این پرسش باشد که عوامل مالی مؤثر بر رشد شرکت‌ها چیست؟

برای دستیابی به این هدف، مقاله در ادامه چنین ساماندهی شده که ابتدا مبانی نظری بیان و پیشینه پژوهش مرور شده است. سپس، روش‌شناسی پژوهش تشریح و شرایط انتخاب نمونه بیان گردیده است. در بخش بعد، مدل پژوهش معرفی و برآورد شده است. همچنین، نتایج برآوردی مورد بحث قرار گرفته و برابر نتیجه‌گیری به‌عمل آمده چند پیشنهاد کاربردی ارائه شده است.

---

۱. Carrizosa
۲. Davidsson
۳. Loderer

مبانی نظری

رشد شرکت نتیجه بهره‌برداری از فرصت‌هاست. در حقیقت یک شرکت دارای منابع محدودی است که در رویارویی با فرصت‌های پیش رو، از آنها به‌عنوان ابزارهای لازم جهت دستیابی به رشد استفاده می‌نماید (حسین و واسر[۱]، ۲۰۱۸). رشد شرکت توسط محققان متعدد بررسی شده و اصطلاحات مختلفی برای تعریف مراحل آن مورد استفاده قرار گرفته است. اما اکثر محققان بر این موضوع متفق‌القول‌اند که رشد شرکت یک فرآیند است. به‌بیان دیگر هر شرکت مانند یک کودک متولد می‌شود، سپس شروع به رشد می‌کند و در این مسیر با چالش‌ها و بحران‌های مختلف روبه‌رو می‌شود تا درنهایت بالغ و سپس منحل می‌گردد. در این مسیر، عوامل متعددی نیز وجود دارد که به موفقیت شرکت کمک می‌کند و به آن امکان می‌دهد تا از یک مرحله به مرحله دیگر حرکت کند. البته، در این خصوص دو اندیشه متفاوت در میان محققان وجود دارد؛ بعضی از آنها بیان معتقدند مسیر رشد اقتصادی شرکت خطی و قابل پیش‌بینی است. اما بعضی دیگر بر این باورند که رشد شرکت نتیجه بهره‌برداری از فرصت‌هاست و غیرقابل پیش‌بینی است. اما در کل این که چقدر رشد کرده؟ چه محصولی به بازار ارائه می‌دهد؟ چه دارایی آن را کنترل می‌کند و چه نوع شخصیت حقوقی دارد؟ به عوامل زیادی در داخل و خارج از شرکت بستگی دارد (گوها و همکاران[۲]، ۲۰۱۳). لیکن بررسی همه این عوامل در یک پژوهش امکان‌پذیر نیست. از این‌رو پژوهش حاضر صرفاً بر بررسی تأثیر متغیرهای مالی و اندازه و سن شرکت بر رشد شرکت تمرکز نموده و در ادامه این عوامل تشریح شده است.

انـدازه شـرکت[۳]: این عامل نمایـانگر ابعاد مختلف شرکت است که یکی از آنها برتری رقابتی است. زیرا، دسترسی شرکت‌های بزرگ به منـابع مـالی کـافی، این فرصت را برای آنها مهیا ساخته تا با تولیـد بیـشتر و صرفه‌جویی ناشی از مقیاس، مزیت رقـابتی بیشتری نسبت به رقبا داشته باشند و سود بیشتری نیز کسب نمایند (پارسـاییان، ۱۳۸۱). حال سؤال اصلی این است که آیا اندازه شرکت بر رشد آن مؤثر است؟ اکثر محققینی که به بررسی این موضوع پرداخته‌اند، به قانون گیبرت[۴] اشاره می‌نمایند که طبق آن هر شرکت اندازه بهینه دارد که توسط بازار تعیین می‌شود و افزایش اندازه شرکت بر رشد آن تأثیری ندارد (برنارد[۵]، ۲۰۱۴). این در حالی است که یافته‌های پژوهش‌های پیشین در خصوص تأثیر اندازه شرکت بر رشد آن متناقض بوده و در برخی، همانند قانون گیبرت رابطه این دو متغیر مستقل از هم بوده (لودرر، ۲۰۱۶) و در برخی دیگر ارتباط بین اندازه و رشد شرکت غیرهمسو و معنادار می‌باشد (برنارد، ۲۰۱۴).

---

۱. Hussain & Waseer
۲. Guha et al
۳. Firm Size
٤. Gibrat law
٥. Bernard

عمر یا سن شرکت[۱]: یکی دیگر از متغیرهای احتمالی موثر بر رشد شرکت است. زیرا طبق تئوری چرخه عمر[۲]، شرکت‌ها در مراحل مختلف چرخه عمر خود از نظر مالی و اقتصادی دارای نمودگرها و رفتارهای خاصی هستند و ویژگی‌های مالی و اقتصادی آنها تحت تأثیر مرحله‌ای از چرخه عمر است که شرکت در آن قرار دارد (بیکس[۳]، ۲۰۰۷). بر این اساس، بنگاه‌های اقتصادی از زمان شروع و پیدایش خود مراحل مختلف را طی می‌کنند و که هر شرکت با توجه مرحله‌ای که در آن قرار دارند باید راهبرد مناسبی را انتخاب کند. حال سؤال اساسی این است که آیا سن شرکت بر رشد آن مؤثر است. طبق تئوری جوانوویک[۴] (۱۹۹۲) سن از طریق فرآیند یادگیری بر رشد شرکت تأثیر می‌گذارد. بر اساس این تئوری، شرکت‌ها در بدو امر در رابطه با میزان کارایی و توانایی‌های خود ابهام دارند. بنابراین طبق مفروضات خود میزان ستانده بهینه را تعیین می‌کنند. اما به‌مرور و با شناخت توانایی‌های ذاتی و بالقوه خود تغییر خواهند نمود و یاد می‌گیرند که توانایی‌های ذاتی را از نوسانات تصادفی کسب‌وکار جدا کنند و موجبات افزایش رشد خود را فراهم نمایند (گوها، ۲۰۱۳). بنابراین، وی معتقد است که شرکت‌ها با افزایش سن به نقطه‌ای می‌رسند که بازدهی حاصل از یادگیری آنها کاهش یافته و احتمال این که یک شرکت سالخورده، بر اساس یادگیری و تجربه سود بیشتری کسب کند، کاهش می‌یابد. بنابراین، انتظار می‌رود شرکت‌های جوان با انتخاب راهبردهای جدید و بهره‌برداری مناسب از فرصت‌ها و برخورداری از توانایی‌های خاص از رشدی بالاتری برخوردار باشند. در مقابل، شرکت‌های مسن‌تر به دلیل قدیمی شدن تجهیزات و فناوری‌ها امکان کمتری برای تطابق با شرایط محیطی جدید داشته باشند و رشد کمتری را شاهد باشند (کود[۵]، ۲۰۱۴).

اهرم مالی[۶]: شرکت‌ها برای رشد نیازمند دسترسی به منابع مالی هستند و از ابزارهای مختلفی مانند سود انباشته، انتشار سهام جدید و ایجاد بدهی می‌توانند برای این منظور استفاده کنند. در کشورهای درحال توسعه که بازار مالی و پولی به‌صورت متوازن توسعه نیافته است، سود انباشته از منابع اصلی تأمین مالی است (دولو و بسطامی، ۱۳۹۷). به‌هرحال در شرکت‌های تازه تأسیس، هزینه‌های پروژه در ابتدای امر بیشتر از درآمد شرکت است و با کمبود منابع مالی برای سرمایه‌گذاری و رشد خود مواجه هستند. بنابراین به‌ناچار از منابع خارجی و استقراض برای تأمین منابع استفاده می‌نمایند. اما سطح دسترسی به منابع مالی خارجی محدود بوده و با افزایش اهرم مالی، ریسک شرکت افزایش و دسترسی به منابع مالی جهت سرمایه‌گذاری و رشد کاهش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر با توجه به افزایش بدهی در ساختار مالی، احتمال ورشکستگی افزایش می‌یابد و دسترسی به منابع مالی محدود می‌شود که این موضوع موجب کاهش فرصت‌های رشد آتی شرکت خواهد شد. بنابراین انتظار می‌رود بین فرصت رشد و بدهی رابطه غیرهمسو وجود داشته باشد (هرملو و واسلو[۷]، ۲۰۰۷؛ اتون[۸]، ۲۰۱۸ و دولو و بسطامی، ۱۳۹۷).

---

۱. Age
۲. Life cycle theory
۳. Bixia
٤. Jovanovic
٥. Coad
٦. Leverage
۷. Hermelo &Vassolo
۸. Eton

جریان نقدی مازاد[1]: طبق مبانی نظری، رشد شرکت نتیجه بهره‌برداری از فرصت‌ها است و توانایی کافی در ایجاد جریانات نقدی علاوه‌بر تأمین وجه نقد لازم برای پرداخت نیازهای عملیاتی، منابع کافی جهت بهره‌برداری از فرصت‌های آتی و سرمایه‌گذاری در بخش‌های با خالص ارزش خالص فعلی مثبت را فراهم می‌سازد. بنابراین، شرکت‌های دارای جریان نقد عملیاتی مثبت، فرصت‌های بیشتری برای تأمین مالی از طریق بدهی (تأمین مالی خارج از شرکت) دارند. زیرا احتمال بازپرداخت تعهدات توسط این شرکت‌ها بیشتر است و احتمال این که پروژه‌های سرمایه‌گذاری را به دلیل نبود منابع مالی از دست بدهند کمتر است. بنابراین، انتظار می‌رود بین جریان نقدی و رشد شرکت رابطه معنادار و همسو وجود داشته باشد (آلکس[2]، ۲۰۱۸ و اعتمادی، ۱۳۹۶).

سودآوری[3]: یکی دیگر از متغیرهای احتمالی مؤثر بر رشد شرکت است که رابطه بحث‌انگیزی دارند. طبق مبانی نظری، هدف نهایی شرکت حداکثرسازی سود و ثروت سهامداران است. بنابراین مدیران شرکت به دنبال برنامه‌ریزی و پیاده‌سازی سیاست‌هایی هستند که این هدف را به بهترین شکل محقق سازد. مطابق نظریه محدودیت تأمین مالی[4]، بین سود و رشد شرکت رابطه مستقیم وجود دارد. زیرا شرکت‌هایی که سود می‌نمایند، امکان استفاده از آن برای دستیابی به رشد مطلوب را دارند. در مقابل شرکت‌های با سود پایین یا زیان‌ده امکان استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری را ندارند و به رشد مطلوب دست نخواهند یافت. بنابراین طبق نظریه محدودیت تأمین مالی سود موجب افزایش رشد شرکت خواهد شد. از طرفی طبق نظریه حداکثرسازی رشد[5] ادعا می‌شود که مدیران به دنبال حداکثر نمودن رشد شرکت به‌جای حداکثرسازی سود هستند. بنابراین یک روابط رقابتی بین سود و رشد شرکت وجود دارد (جنگ[6]، ۲۰۱۴).

سهم بازار[7]: طبق مبانی نظری، شرکت‌ها به‌منظور کسب مزیت رقابتی، از منابع خود در جهت بهبود موقعیت نسبی خویش نسبت به رقبا استفاده می‌نمایند. به‌نحوی‌که این موضوع موجب ارتقای موقعیت شرکت و شکل‌گیری فرصت‌های بهتری برای آن در آینده می‌شود. در پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد دو رویکرد رقابتی برای توضیح این رابطه ارائه شده است. اولین رویکرد نظریه تبانی[8] است که بر مبنای آن، با متمرکز شدن سهم بازار در میان تعداد معدودی از شرکت‌های مقتدر، آنان را قادر می‌سازد قیمت محصول را بالاتر از سطح قیمت بازار رقابت کامل تعیین کنند. درنتیجه به سود متعارف بالاتری دست می‌یابند. بر اساس دومین رویکرد که دیدگاه کارایی[9] است کسب سهم بازار ناشی از افزایش کارایی شرکت و نوآوری بوده و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس آن سودهای اقتصادی را برای شرکت به همراه می‌آورد. صرف‌نظر از این دو رویکرد، اگر هدف مطلوب شرکت‌ها، کسب سهم بازار بیشتر باشد، انتظار می‌رود در آینده افزایش سودآوری و فرصت‌های رشد از

---

۱. Cash flows
۲. Alex
۳. Profit
٤. Financing Constraint Theory
٥. Growth Maximization Theory
٦. Jeng
۷. Market Share
۸. Collusion Theory
۹. Efficiency Perspective

آن شرکت‌هایی باشد که سهم بیشتری از بازار را به خود اختصاص داده‌اند، آنگاه تغییر در سهم بازار نشان‌دهنده عملکرد آتی و فرصت‌های رشد است (احمدپور، ۱۹۹۰ و نادری، ۱۳۹۷).

مروری بر پیشینه پژوهش

آنتن[۱] (۲۰۱۹) رابطه اهرم مالی و رشد شرکت را در نمونه‌ای آماری شامل ۱۱۰۵ شرکت واقع در کشورهای مرکزی، شرقی و جنوب شرقی اروپا در دوره ۲۰۰۶-۲۰۱۴ بررسی کرده‌اند که نتایج نشان داد اهرم مالی بر رشد شرکت تأثیر منفی دارد.

حسین و واسر (۲۰۱۸) با استفاده از مدل رگرسیون خطی چندگانه به بررسی عوامل مؤثر بر فرصت‌های رشد شرکت‌های فعال در صنعت شکر پاکستان طی سال‌های ۱۹۹۹ لغایت ۲۰۱۵ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد فرصت رشد شرکت‌های موجود در این صنعت مستقل از اندازه شرکت و فروش صنعت است. اما تأثیر سن شرکت، اهرم مالی، دارایی‌های شرکت، جریان نقدی و سهم بازار بر رشد شرکت‌های مذکور همسو و معنادار است.

هوانجرا و همکاران[۲] (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر عوامل مالی بر رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کشور پاکستان پرداخته‌اند. نتایج نشان داد بین سودآوری، اهرم مالی، نوآوری و اندازه شرکت با فرصت‌های رشد شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. اما بین سن شرکت و رشد شرکت رابطه منفی و معناداری وجود دارد. همچنین رابطه بین نقدینگی و رشد مثبت، ولی فاقد معناداری آماری است.

آنتن (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر اهرم مالی بر رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کشور رومانی طی سال‌های ۲۰۰۱ لغایت ۲۰۱۲ پرداخته که نتایج نشان داد اهرم مالی بر رشد شرکت تأثیر مثبت و معناداری دارد. علاوه‌بر این، رابطه سودآوری با رشد شرکت همسو و معنادار است. شایان ذکر است اگرچه طبق مبانی نظری انتظار بر این بود که شرکت‌های بزرگتر دارای رشد سریع در دارایی‌ها و فروش باشند، اما نتایج این پژوهش نشان داد با افزایش اندازه شرکت، رشد آن کاهش می‌یابد.

نصرت و بادور نهندی (۱۳۹۷) ارتباط بین حاکمیت شرکتی و رشد شرکت را با تأکید بر نقش محدودیت مالی در نمونه‌ای آماری شامل ۱۲۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌ها نشان داد مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت با رشد شرکت ارتباط مثبت و معناداری دارد. اما محدودیت مالی بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و رشد شرکت تأثیر معناداری ندارد.

حمیدیان و سعادتیان فریور (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های ۱۶۸ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۹ لغایت ۱۳۹۳ و به روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته به بررسی رابطه هزینه نمایندگی و رشد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. در این پژوهش، از دو متغیر رشد دارایی و رشد فروش برای تعریف عملیاتی رشد شرکت استفاده شد و نتایج نشان داد بین هزینه نمایندگی با رشد شرکت رابطه معناداری وجود دارد. همچنین، اندازه شرکت و سیاست تقسیم سود بر فرصت‌های رشد تأثیر معناداری دارند.

۱. Anton
۲. Hunjra et al

عیسی‌زاده و امین خاکی (۱۳۹۴) به بررسی رابطه بین جریان وجوه نقد و رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن تأثیر اندازه و سن شرکت پرداخته‌اند. نتایج نشان داد بین جریان وجوه نقد و رشد شرکت ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. اما رابطه بین اندازه و سن شرکت با فرصت‌های رشد منفی و معناداری است.

اعطایی‌زاده و دارابی (۱۳۹۴) به بررسی رابطه معیارهای مختلف رشد و نسبت تغییرات سود انباشته در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداخته‌اند. نتایج نشان داد از میان متغیرهای مؤثر بر رشد شرکت، بین سودآوری و اندازه شرکت با نسبت تغییرات سود انباشته رابطه همسو و معناداری وجود دارد. ولی در کل بین فرصت‌های رشد و تغییرات سود انباشته رابطه معنادار مشاهده نشد.

رحیمیان و توکل‌نیا (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر اهرم مالی بر درماندگی مالی و فرصت‌های رشد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش که با جمع‌آوری داده‌های ۱۱۱ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ و استفاده از آزمون رگرسیون انجام شد نشان داد بین درماندگی مالی و اهرم مالی رابطه معناداری وجود ندارد. اما، بین فرصت‌های رشد و اهرم مالی رابطه غیرخطی وجود دارد.

خواجوی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی رابطهٔ متقابل رشد و سودآوری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش که با جمع‌آوری داده‌های ۱۷۳ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۸۲ و استفاده از روش آزمون علیت گرنجری و سیستم معادلات هم‌زمان انجام شد نشان داد رشد و سودآوری تأثیر متقابل بر یکدیگر دارند.

بررسی مطالعات و پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد در مطالعات داخلی شناسایی عوامل مؤثر بر رشد شرکت‌ها به‌صورت تک‌بعدی بررسی شده و تعیین تأثیر این عوامل به‌صورت هم‌زمان و در قالب یک مدل جامع موضوع مطالعه نبوده است. بنابراین، موضوع پژوهش حاضر مبنی بر ارائه یک مدل جامع از عوامل مالی موثر بر رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارای نوآوری است.

فرضیه‌های پژوهش

- ✓ فرضیه اول: بین اندازه و رشد شرکت رابطه مثبت وجود دارد.
- ✓ فرضیه دوم: بین سن و رشد شرکت رابطه منفی وجود دارد.
- ✓ فرضیه سوم: بین اهرم مالی و رشد شرکت رابطه منفی وجود دارد.
- ✓ فرضیه چهارم: بین سهم بازار و رشد شرکت رابطه مثبت وجود دارد.
- ✓ فرضیه پنجم: بین جریانات نقدی مازاد و رشد شرکت رابطه مثبت وجود دارد.
- ✓ فرضیه ششم: بین سودآوری و رشد شرکت رابطه مثبت وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر نحوه گردآوری داده‌ها از نوع توصیفی- همبستگی است که بر پایه اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار

تهران، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و پایگاه اینترنتی مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار جمع‌آوری شده است. برای محاسبه داده‌ها از صفحه گسترده اکسل ۲۱۰۳ و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم‌افزار ایویوز و استاتا استفاده شده است.

جامعه‌ی آماری پژوهش نیز شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۴ لغایت ۱۳۹۷ (۴۳۳ شرکت) است که از این بین، تعداد ۸۲ شرکت که دارای شرایط زیر بوده‌اند به روش حذفی نظام‌مند به عنوان نمونه آماری انتخاب شده‌اند.

- ✓ پایان سال مالی شرکت‌ها پایان اسفندماه باشد و طی دوره زمانی ۱۳۹۴ لغایت ۱۳۹۷ تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
- ✓ جزء بانک‌ها و مؤسسات مالی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گران مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ‌ها نباشند.
- ✓ اطلاعات موردنیاز آنها در بازه زمانی مورد مطالعه در دسترس باشد.

مدل پژوهش و متغیرهای آن

مدل این پژوهش به شرح معادله رابطه زیر می‌باشد:

$$FG= \alpha+\alpha_1 LV+\alpha_2 AE+ \alpha_3 EQ+\alpha_4 AS+ \alpha_5 FZ+ \alpha_6 MS+ \alpha_7 FC+ \alpha_8 PR+€ \quad \text{رابطه (۱)}$$

در رابطه بالا، رشد شرکت (FG) متغیر وابسته پژوهش است که از متغیرهای مختلفی مانند تغییر در ارزش فروش، تغییر در اندازه شرکت و یا تغییر در ارزش سودآوری برای تعریف عملیاتی آن استفاده می‌شود است (بروش[۱]، ۲۰۰۰). اما در این پژوهش به پیروی از بارنی (۱۹۹۱)، پرنوس[۲] (۱۹۹۵)، چاهین[۳] (۲۰۰۷) و هوو[۴] (۲۰۰۶) که رشد شرکت را به‌عنوان فرصت‌های رشد آتی یا بازده آتی سرمایه‌گذاری تعریف نموده‌اند، از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری به‌عنوان شاخص رشد شرکت استفاده شده که ریلی و براون[۵] (۲۰۰۵) نشان دادند این نسبت از همبستگی بالایی با رشد شرکت برخوردار است.

متغیرهای مستقل مدل عبارتند از:

- ✓ اهرم مالی (LV): حاصل تقسیم بدهی‌های بلندمدت بر حقوق صاحبان سهام است.
- ✓ سن شرکت (AE): برابر تعداد سال‌هایی است که شرکت از تاریخ تأسیس تا به امروز فعالیت نموده است.
- ✓ اندازه شرکت (FZ): برابر لگاریتم مبلغ فروش شرکت است.
- ✓ سهم بازار (MS): حاصل تقسیم فروش شرکت بر فروش کل صنعت است.

---

۱. Brush
۲. Penrose
۳. Chahine
٤. Ho
٥. Reilly & Brown

- ✓ جریان نقدی آزاد در دسترس شرکت (FC): حاصل تقسیم مجموع جریان‌های نقدی حاصل از عملیات و جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری بر مجموع کل دارایی‌ها در پایان دوره مالی است.
- ✓ سودآوری (PR): این متغیر از طریق تقسیم سود قبل از کسر بهره و مالیات بر مجموع دارایی‌ها محاسبه می‌شود.
- ✓ متغیرهای کنترل نیز به پیروی از حسین و واسر (۲۰۱۸) به شرح زیر در نظر گرفته شده است:
- ✓ نسبت حقوق صاحبان سهام (EQ): حاصل تقسیم مجموع مبالغ سرمایه عادی و سودانباشته بر مجموع بدهی و حقوق صاحبان سهام است.
- ✓ نسبت دارایی‌های مشهود (AS): حاصل تقسیم ارزش دفتری دارایی‌های ثابت و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت شرکت بر کل ارزش دفتری دارایی‌های شرکت است.

یافته‌ها

اولین مرحله در تحلیل داده‌ها، بیان ویژگی‌های آنها از لحاظ میانگین، انحراف معیار، کمترین و بیشترین است که در جدول ۱ ارائه گردیده است. 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 سن شرکت برابر با ۳۷/۲۹ است 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 است. بیشترین و کمترین مقدار این پارامتر به ترتیب برای متغیر سن شرکت و اهرم مالی است. چولگی میزان عدم تقارن توزیع احتمالی داده‌ها را نشان می‌دهد که اگر داده‌ها نسبت به میانگین متقارن باشد چولگی صفر است و اگر متقارن نباشد چولگی به‌صورت منفی و یا مثبت در توزیع داده‌ها وجود دارد و توزیع از حالت نرمال خارج می‌شود. در این پژوهش بیش‌ترین چولگی (چولگی بیشتر از یک) مربوط به متغیر جریان نقدی مازاد است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

ویژگی	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
اهرم مالی (LV)	۰/۰۴۱۱	۰/۸۸۳۲	۰/۱۵۲۴	۰/۱۷۴۱	۰/۱۲۹۱	۱/۵۷	۶/۱۴۸
فرصت رشد (FG)	۰/۵۸	۶/۵۲	۱/۲۷	۱/۴۸	۰/۷	۲/۱۸	۳/۹۵
سودآوری (PR)	-۰/۸۸۷۷	۰/۶۸۱۴	۰/۱۳۷۲	۰/۱۴۷	۰/۱۴۴۲	-۰/۲۲	۶/۷۳۲
اندازه شرکت (FZ)	۰/۸۲۵	۲۰/۱۴	۱۲/۷۴	۱۲/۸	۱/۳۴	۰/۸۳	۵/۲۶۲
سن شرکت (AE)	۹	۶۶	۴۱	۳۷/۲۹	۱۲/۸	۰/۱۸	۲/۳۵
جریان نقدی مازاد (FC)	-۰/۴۴۳	۰/۶۳۳	۰/۱۰۸	۰/۱۲	۰/۱۳۳	۲/۲۳	۳/۹۲۹
نسبت دارایی های مشهود شرکت (AS)	۰/۰۱۹	۰/۸۵	۰/۲۲	۰/۲۵	۰/۱۸	۱/۰۱۲	۴/۲۰۱
نسبت حقوق صاحبان سهام (EQ)	۰/۰۲۸	۰/۹۶۷	۰/۴۵۰۲	۰/۴۵۸	۰/۲۱۵۴	۰/۱۲۷۵۲	۵/۶۷۲
سهم بازار (MS)	۰/۰۲۳۴	۰/۶۷	۰/۲۱	۰/۲۳	۱/۷۲	۰/۷۴	۱/۷۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

برای جلوگیری از مشکل رگرسیون کاذب ابتدا آزمون هم‌جمعی و آزمون پایایی (مانایی) با کمک نرم‌افزار Eviews انجام شد که نتایج از وجود رابطه بلندمدت متغیرها حکایت داشت. از سویی دیگر، بررسی پایایی متغیرهای با آزمون لوین، لین و چو نشان داد تمامی متغیرها به‌استثنای اندازه شرکت، ساختار سرمایه و نسبت دارایی‌های نامشهود در سطح اطمینان ۹۵درصد پایا هستند که آزمون لوین، لین و چو از تفاضل مرتبه اول این متغیرها نیز نشان داد آنها هم پایا هستند. به این معنی که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت است. درنتیجه استفاده از این متغیرها در مدل باعث ایجاد رگرسیون کاذب نمی‌شود. برای ارزیابی نرمال بودن متغیرها نیز از آزمون جارکوبرا استفاده گردید که نتایج دال بر نرمال بودن متغیرها بود.

پس از بررسی فرضیه‌های رگرسیون کلاسیک و مشاهده عدم وجود مشکل در این زمینه، قبل از تخمین مدل لازم است روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) مشخص گردد. برای این منظور از آزمون Fلیمر استفاده شده است. برای مشاهداتی که سطح احتمال آزمون آنها بیشتر از ٪۵ یا به‌عبارتی آماره آزمون آنها کمتر از آماره جدول است، از روش تلفیقی[۱] برای تخمین مدل استفاده می‌شود و برای مشاهداتی که احتمال آزمون آنها کمتر از ٪۵ است، از روش تابلویی[۲] برای تخمین مدل استفاده می‌شود. همچنین روش تابلویی خود با استفاده از دو مدل "اثرات تصادفی" و "اثرات ثابت" انجام می‌گیرد که برای انتخاب این که از کدام مدل استفاده شود از آزمون هاسمن استفاده گردیده است. مشاهداتی که احتمال آزمون آنها کمتر از ٪۵ است از مدل اثرات ثابت و برای مشاهداتی که احتمال آزمون آنها بیشتر از ٪۵ است از مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل استفاده شده است. نتایج آزمون روش‌های فوق در جدول شماره ۲ نشان داده شده است:

جدول ۲. نتایج آزمون لیمر و هاسمن

آزمون آثار	آماره	سطح معناداری (p-value)	نتیجه آزمون
F لیمر	۱۲/۷۵۰	۰/۰۰۰	روش داده های تابلویی
هاسمن	۵۵/۰۳	۰/۰۲۵	مدل آثار ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان داد مناسب‌ترین روش برای برآورد پارامترها و آزمون فرضیه‌ها، تابلویی با اثرات ثابت است.

در نهایت، اقدام به تشخیص رابطه موجود بین متغیرها در مدل پژوهش گردید که نتایج خروجی نرم‌افزار Eviews[۹] در جدول ۳ ارائه شده است:

۱. Pooled
۲. Panel

جدول ۳. نتایج آزمون رگرسیون

نام متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره T	سطح معناداری
ضریب ثابت	۰/۴۳۳۳	۱/۷۶۳	۰/۵۳۳	۰/۳۴۴۴
اهرم مالی(LV)	*-۰/۰۶۸۴	۰/۰۰۲۳۱	-۲/۱۵۴۵	۰/۰۴۵۷
سن شرکت(AE)	-۰/۵۴	۰/۰۶۵۵	-۱/۲۱	۰/۰۸۴۵
حقوق صاحبان سهام(EQ)	۲/۵۸	۰/۰۳۶۲	۱/۷۸۴۵	۰/۰۶۳۸
دارایی‌های شرکت (AS)	۰/۱۲۷۸۴	۰/۰۴۲۳۶	۱/۲۰۳۶	۰/۷۱۲
اندازه شرکت (FZ)	۰/۰۰۴۵	۰/۴۵۶	۰/۴۵۶	۰/۷۸۴
سهم بازار (MS)	*۲/۹۳	۰/۰۲۵	۳/۵۶	۰/۰۰۲
جریان نقدی(CF)	*۱/۵۲۰۶	۰/۰۰۴۵۶	۲/۰۲۳	۰/۰۳۲۲
سودآوری (PR)	*۰/۱۱۲۳۳	۰/۰۴۱۱۲	۲/۲۳۰	۰/۰۲۳۴
R۲	۰/۷۳۲	Fفیشر	۲۸/۲۲۳	
R۲تعدیلی	۰/۷۱۲	احتمال F فیشر	۰/۰۰۰۰	
DW	۱/۹۳۹			

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود سطح معناداری آماره آزمون F (۰/۰۰۰) کمتر از سطح خطای موردپذیرش (۵ درصد) است. بنابراین مدل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. همچنین با توجه به این‌که آماره آزمون دوربین واتسون (۱/۹۳۹) در فاصله بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بین جملات خطای مدل همبستگی وجود ندارد. ضمن این که عامل تورم واریانس (VIF) برای تمامی متغیرهای مدل کمتر از ۱۰ می‌باشد که حاکی از عدم وجود مشکل هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای مدل است. همچنین نتایج آزمون آماری نشان داد ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل رگرسیون ۰/۷۱۲ است که بیانگر آن است که متغیرهای مستقل حدود ۷۱ درصد تغییرات متغیر وابسته (رشد شرکت) را توضیح می‌دهند و این نشانگر قدرت توضیحی بالای مدل است.

سطح معناداری آماره آزمون متغیرهای اهرم مالی (۰/۰۴۵۶۷)، سهم بازار (۰/۰۰۲)، جریان نقدی (۰/۰۳۲۲) و سودآوری (۰/۰۲۳۴) کمتر از ۵ درصد بوده، از این رو در سطح اطمینان ۹۵ درصد این متغیرها دارای تأثیر معناداری بر فرصت‌های رشد شرکت هستند. همچنین بررسی ضرایب متغیرهای مذکور در مدل رگرسیون حاکی از این است که به ترتیب سهم بازار با ضریب ۲/۹۳، جریان نقدی با ضریب ۱/۵۲۰۶، سودآوری با ضریب ۰/۱۱۲۳ و اهرم مالی با ضریب ۰/۰۶۸۴- دارای بیشترین تأثیر بر فرصت‌های رشد بنگاه‌های تجاری هستند. به عبارتی یک واحد تغییر در سهم بازار به میزان ۲/۹۳ فرصت‌های رشد شرکت را تغییر می‌دهد. ضمناً با توجه به این که سطح معنادری آزمون T برای متغیرهای سن، اندازه، حقوق صاحبان سهام، دارایی‌های شرکت بیشتر از ۵ درصد است، تأثیر آنها بر فرصت‌های رشد تأیید نشد.

نتیجه‌گیری و بحث

از دیدگاه اقتصادی، رشد مستمر بنگاه‌های اقتصادی علاوه‌بر ایجاد زمینه اشتغال، به حفظ و تقویت تولید ناخالص ملی کمک می‌نماید. همچنین با توجه به این که هدف از تشکیل بنگاه اقتصادی کسب حداکثر ارزش برای سهامداران است، شناسایی عوامل مؤثر بر فرصت‌های رشد شرکت، به اتخاذ تصمیمات بهینه توسط مدیران کمک خواهد نمود. بنابراین پژوهش حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر فرصت‌های رشد شرکت پرداخته که بررسی فرضیه اول نشان داد اندازه شرکت با رشد شرکت رابطه معناداری ندارد. براساس مبانی نظری موجود و قانون گیبرت شرکت‌ها دارای اندازه بهینه بوده که توسط بازار تعیین می‌شود و افزایش اندازه شرکت بر فرصت‌های رشد شرکت تأثیری ندارد. بنابراین این نتایج با مبانی نظری منطبق است. البته یافته‌های پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد قانون گیبرت همیشه پابرجا نیست. زیرا، در بعضی از مواقع، بنگاه‌های تجاری زیر مقیاس صرفه اقتصادی فعالیت می‌نمایند و به‌مرور به این مقیاس دست پیدا می‌کنند (کراسنیکی و لجکیو، ۲۰۱۸).

بررسی فرضیه دوم پژوهش نشان داد بین سن شرکت و فرصت‌های رشد رابطه منفی وجود دارد. ولی سطح معناداری آماره بیش از ۵ درصد است. بنابراین، رابطه معنادار نیست و فرضیه دوم تأیید نمی‌گردد. البته این یافته با مبانی نظری موجود و مدل جووانیک مغایر است که طبق آن، شرکت‌ها در بدو تأسیس آگاهی دقیقی از میزان ستاده بهینه خود ندارند و به‌مرورزمان و با افزایش آگاهی میزان ستاده بهینه را کشف می‌نمایند و با افزایش سن بازدهی حاصل از یادگیری کاهش می‌یابد. هرچند، با یافته‌های اریکسون و پاک[۱] (۱۹۹۵) و آیگاری[۲] (۲۰۱۶) همخوان است که نشان دادند عدم توجه به تغییرات فناوری یکی از ضعف‌های مدل جونیک است که باعث عدم رابطه بین دو متغیر سن و فرصت‌های رشد شرکت می‌شود.

سطح معناداری آماره کمتر از ۵ درصد (۰/۰۴۵۶۷) متغیر اهرم مالی نشان داد بین اهرم مالی و رشد شرکت رابطه غیرهمسویی وجود دارد. بنابراین فرضیه سوم تأیید می‌شود که با نتایج پژوهش‌های حسین و واسر (۲۰۱۸)، هو (۲۰۰۶) و جانسون[۳] (۲۰۰۳) و دلوو و بسطامی (۱۳۹۷) نیز همخوانی دارد. زیرا، افزایش بدهی در ساختار سرمایه، احتمال ورشکستگی شرکت را افزایش و دسترسی به منابع مالی جهت بهره‌برداری از فرصت‌های پیش رو را کاهش می‌دهد.

فرضیه چهارم نیز با توجه به این که سطح معناداری آماره متغیر سهم بازار کمتر از ۵ درصد (۰/۰۰۲) است تأیید می‌شود. این نتیجه با یافته‌های حسین و واسر (۲۰۱۸)، کوهن[۴] (۲۰۱۰) و هرابی[۵] (۲۰۰۵) مبنی بر وجود رابطه همسو بین این سهم بازار و رشد شرکت همخوانی دارد.

همچنین، سطح معناداری آماره متغیر جریان نقدی که کمتر از ۵ درصد (۰/۰۳۲۲) است نشان داد فرضیه پنجم پژوهش مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنادار بین جریان نقدی آزاد و فرصت‌های رشد شرکت تأیید می‌شود. بر این اساس، افزایش جریان نقدی باعث شده شرکت از منابع کافی برای استفاده از

---

۱. Ericson & Park
۲. Ayyagari
۳. Johnson
٤. Cohen
٥. Harabi

فرصت‌های پیش‌رو برخوردار باشد. این نتیجه با یافته‌های بوروش و همکاران (۲۰۰۰) و الکس (۲۰۱۸) نیز همخوانی دارد.

سطح معناداری آماره آزمون متغیر سودآوری نیز کمتر از ۵ درصد (۰/۰۲۳۴) است. بر این اساس فرضیه ششم پژوهش مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنادار بین سودآوری و فرصت‌های رشد تأیید می‌شود که با یافته‌های هریس[۱] (۱۹۹۴) و جنگ (۲۰۱۴) نیز همخوانی دارد. بر این اساس می‌توان گفت شرکت‌هایی که اقدام به تولید سود می‌نمایند، امکان استفاده از آن برای دستیابی به رشد مطلوب را دارند.

در پایان به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود از یافته‌های این پژوهش در جهت تعیین دقیق‌تر ارزش ذاتی هر سهم استفاده نمایند. همچنین به دولت پیشنهاد می‌شود با اتکا به یافته‌های این پژوهش، نسبت به ارزیابی اولیه از شرکت‌ها و بنگاه‌های فاقد رشد مناسب اقدام گردد. به مدیران شرکت‌ها نیز توصیه می‌شود برای تأمین مالی به شیوه بدهی، حتماً به رشد شرکت توجه نمایند تا از بروز مسائل نمایندگی و عدم سرمایه‌گذاری بهینه پرهیز شود. همچنین به اعتباردهندگان توصیه می‌شود که در تعیین سطح اعتبار شرکت‌ها، به فرصت رشد آنها توجه کنند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

۱. Harris

منابع

احمدپور، احمد.، اجاغ، ســـحر.، اکبریان‌فرد، مریم و آراد، حامد. (۱۳۹۱). **بررســـی رابطه بین تغییرات در سهم بازار فروش و آثار آن بر بازده حقوق صاحبان سهام و فرصت‌های رشد آتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *بورس اوراق بهادار*، ۵(۱۹)، ۸۳-۶۵.

اعتمادی، حسین و اسمعیلی کجانی، محمد. (۱۳۹۶). **رابطه سود تقسیمی با فرصت‌های رشد و هزینه نمایندگی**. *پژوهش‌های حسابداری مالی وحسابرسی*، ۹(۳۴)، ۱۱۲-۸۵.

اعطایی‌زاده، رضـا و دارابی، رویا. (۱۳۹۴). **رابطه بین معیارهای مختلف ر شد شرکت و ن سبت تغییرات سود انباشته در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۳(۱)، ۵۰-۲۱.

حمیدیان، محســن و ســعادتیان‌فریور، محمدحســن. (۱۳۹۶). **هزینهٔ نمایندگی و ر شد شرکت**. *پژوهشنامهٔ اقتصاد و کسب‌وکار*، ۸(۱۴)، ۷۰-۶۱.

خواجوی، شکراله.، بهپور، سجاد.، ممتازیان، علیر ضا و صالحی‌نیا، محسن. (۱۳۹۳). **برر سی رابطهٔ متقابل ر شد و سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با ا ستفاده از سیستم معادلات همزمان**. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۱(۱)، ۸۸-۷۳.

دولو، مریم و بسطامی، فاطمه. (۱۳۹۷). **تأثیر فرصت رشد بر اهرم مالی**. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۰(۳۸)، ۹۱-۶۷.

ریاحی بلکویی، احمد. (۱۹۴۳). **تئوری‌های حسابداری**. ترجمه علی پارساییان، تهران: انتشارات صفار، چاپ پنجم.

رحیمیان، نظام‌الدین و توکل‌نیا، اسماعیل. (۱۳۹۲). **اهرم مالی و ارتباط آن با درماندگی مالی و فرصت‌های رشد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (روابط خطی و انحنایی)**. *حسابداری مالی*، ۵(۲۰)، ۱۲۹-۱۰۸.

عیسی‌زاده، سیروس و امین خاکی، علیرضا. (۱۳۹۴). **بررسی رابطه بین جریان وجوه نقد و رشد شرکت‌ها با در نظر گرفتن اندازه و عمر شرکت‌ها**. *سومین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری، تهران: دانشگاه شهید بهشتی، ۲۶ و ۲۷ بهمن ماه.*

نادری، ســـعید.، حیدرپور، فرزانه و یعقوب‌نژاد، احمد. (۱۳۹۷). **رابطه بین کیفیت اطلاعات حســـابداری و همبستگی نرخ رشد شرکت با صنعت**. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۰(۳۹)، ۲۱۸-۱۹۱.

نصرت، قاسم و بادآور نهندی، یونس. (۱۳۹۷). **ارتباط بین حاکمیت شرکتی و ر شد شرکت با تاکید بر نقش محدودیت مالی**. *مدیریت توسعه و تحول*، ۱۰(۳۲)، ۳۵-۲۵.

Acs, Z. J. & Audretsch, D. B. (۱۹۹۰). **The determinants of small-firm growth in US manufacturing**. *Applied Economics*, ۲۲(۲), ۱۴۳-۱۵۳.

Ahmadpour, A., Ojagh, S., Akbaryanfard, M. & Arad, H. (۲۰۱۲). **The study of relationship between changes in sale market share and its effects on return on equity and future growth opportunities in the listed companies of Tehran Stock Exchange.** *Journal of Securities Exchange*, ۵(۱۹), ۶۵-۸۳. (In Persian).

Alex, F. U., Marlina, W. & Agustina, H. (۲۰۱۸). **Profitability, growth opportunity and free cash flow: Dividend policy with debt policy as the intervening variable on the manufacturing companies listed in Indonesia stock Exchange**. *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, ۷۹(۷), ۲۱-۳۴.

Ataeizadeh, R. & Darabi, R. (۲۰۱۵). **The relationship between various measures of the company's growth and the ratio of changes in retained earnings of the companies listed in Tehran Stock Exchange.** *Journal of Financial Management Strategy*, ۳(۱), ۲۱-۵۰. (In Persian).

Anton, S. G. (۲۰۱۶). **The impact of leverage on firm growth. Empirical evidence from Romanian listed firms**. *Review of economic and Business Studies*, ۹(۲), ۱۴۷-۱۵۸.

Anton, S. G. (۲۰۱۹). **Leverage and firm growth: An empirical investigation of gazelles from emerging Europe**. *International Entrepreneurship and Management Journal*, ۱۵(۱), ۲۰۹-۲۳۲.

Ayyagari, M., Demirguc-Kunt, A. & Maksimovic, V. (۲۰۱۶). **Institution, firm financing and growth.** https://www.degruyter.com/document/ doi/۱۰,۱۵۱۵/۹۷۸۰۶۹۱۱۹۲۰۱۷-۰۱۸/html.

Barney, J. (۱۹۹۱). **Firm resources and sustained competitive advantage**. *Journal of Management*, ۱۷(۱), ۹۹-۱۲۰.

Bernard, A. B., Massari, R., Reyes, J. D. & Taglioni, D. (۲۰۱۴). **Exporter dynamics, firm size and growth, and partial year effects**. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. ۶۷۱۱.

Bixia, X. (۲۰۰۷). **Life cycle effect on the value relevance of common risk factor**. *Review of Accounting and Finance*, ۶(۲), ۱۶۲-۱۷۵.

Brush, T. H., Bromiley, P. & Hendrickx, M. (۲۰۰۰). **The free cash flow hypothesis for sales growth and firm performance**. *Strategic Management Journal*, ۲۱(۴), ۴۵۵-۴۷۲.

Carrizosa, M. T. (۲۰۰۷). **Firm growth, persistence and multiplicity of equilibria: An analysis of Spanish manufacturing and service industries**. *Doctoral Dissertation*, Universitat Rovira i Virgili.

Chahine, S., Filatotchev, I. & Piesse, J. (۲۰۰۷). **The effects of R&D investment and firm size on growth opportunities of newly listed firms: European evidence**. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=۹۵۹۱۵۵ or http://dx.doi.org/۱۰,۲۱۳۹/ssrn.۹۵۹۱۵۵.

Coad, A., Segarra, A. & Teruel, M. (۲۰۱۶). **Innovation and firm growth: Does firm age play a role?**. *Research policy*, ۴۵(۲), ۳۸۷-۴۰۰.

Davallou, M. & Bastami, F. (۱۹۷۹). **The impact of growth opportunity on financial crisis**. *Financial Accounting and Auditing Research*, ۱۰(۳۸), ۹۱-۶۷. (In Persian).

Davidsson, P., Delmar, F. & Wiklund, J. (۲۰۰۶). **Entrepreneurship as growth; growth as entrepreneurship**. *Entrepreneurship and the Growth of Firms*, ۱(۲), ۲۱-۳۸.

Ericson, R. & Pakes, A. (۱۹۹۵). **Markov-perfect industry dynamics: A framework for empirical work**. *The Review of economic studies*, ۶۲(۱), ۵۳-۸۲.

Etemadi, H. & Kouaii, M. S. (۲۰۱۷). **The relationship between earnings and expenditure opportunities and expenses**. Financial Accounting and Auditing Research, ۹(۳۴), ۸۵-۱۱۲. (In Persian).

Eton, M., Mwosi, F., Ebong, C. D., Mutesigensi, D. & Ogwel, B. P. (۲۰۱۸). **The role of firm resources in supporting firm growth in arua district, West Nile region Uganda.** *International Journal of Innovative Research & Growth*, ۳(۴), ۵۵۸-۵۶۵.

Gibrat, R. (۱۹۳۱). **Les inegalites economiques**. Paris, Librairie du Recueil Sirey.

Gupta, P. D., Guha, S. & Krishnaswami, S. S. (۲۰۱۳). **Firm growth and its determinants.** *Journal of innovation and entrepreneurship*, ۲(۱), ۱-۱۴.

Hamidian, M. & Saadatian Farivar, M. H. (۲۰۱۶). **The relationship between representation cost and company growth.** *Journal of Economics and Business Research*, ۸(۱۴), ۶۱-۷۰. (In Persian).

Harabi, N. (۲۰۰۵). **Determinants of firm growth: an empirical analysis from Morocco.** https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/۴۳۹۴.

Harris, F. H. D. (۱۹۹۴). **Asset specificity, capital intensity and capital structure: an empirical test**. *Managerial and Decision Economics*, ۱۵(۶), ۵۶۳-۵۷۶.

Hart, P. E. & Oulton, N. (۱۹۹۶). **Growth and size of firms**. *The Economic Journal*, ۱۰۶(۴۳۸), ۱۲۴۲-۱۲۵۲.

Hermelo, F. D. & Vassolo, R. (۲۰۰۷). **The determinants of firm's growth: An empirical examination**. *Revista Abante*, ۱۰(۱), ۳-۲۰.

Ho, Y. K., Tjahjapranata, M. & Yap, C. M. (۲۰۰۶). **Size, leverage, concentration, and R&D investment in generating growth opportunities**. *The Journal of Business*, ۷۹(۲), ۸۵۱-۸۷۶.

Hussain, S. & Waseer, W. A. (۲۰۱۸). **Firm size, age, leverage and growth opportunities: An initial inquiry by Pakistan.** *Advances in Social Sciences Research Journal*, ۵(۱), ۲۶۴-۲۷۸.

Isizadeh, S. & Amin Khaki, A. (۲۰۱۵). **Investigating the relationship between cash flow and corporate growth considering the size and life of firms**. *Third International Conference on Applied Research in Management and Accounting*, Tehran: Shahid Beheshti University, February ۱۶ and ۱۷. (In Persian).

Jeng, V. S. & Yang, S. S. (۲۰۱۴). **A new look at the dynamic interrelationship between growth and profitability in the Chinese property liability insurance industry**. *Academia Economic Papers*, ۴۲(۳), ۳۶۹-۴۰۱.

Johnson, S. A. (۲۰۰۳). **Debt maturity and the effects of growth opportunities and liquidity risk on leverage**. *The Review of Financial Studies*, ۱۶(۱), ۲۰۹-۲۳۶.

Jovanovic, B. (۱۹۸۲). Selection and the evolution of industry. *Econometric*, ۵۰(۳), ۶۴۹-۶۷۰.

Kallapur, S. & Trombley, M. A. (۱۹۹۹). **The association between investment opportunity set proxies and realized growth**. *Journal of Business Finance & Accounting*, ۲۶(۳۴), ۵۰۵-۵۱۹.

Khajavi, S., Behpur, S., Momtazian, A., & Salehinia, M. (۲۰۱۴). **Investigating the relationship between growth and profitability of the companies listed in Tehran Stock Exchange using a simultaneous equations system.** *Accounting and Auditing Review*, ۲۱(۱), ۷۳-۸۸. (In Persian)

Khurana, I. K., Pereira, R. & Martin, X. (۲۰۰۶). **Firm growth and disclosure: An empirical analysis.** *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, ۴۱(۲), ۳۵۷-۳۸۰.

Loderer, C., Stulz, R. & Waelchli, U. (۲۰۱۷). **Firm rigidities and the decline in growth opportunities**. *Management Science*, ۶۳(۹), ۳۰۰۰-۳۰۲۰.

Naderi, S., Heidarpour, F. & Yaghoubzadeh, A. (۲۰۱۸). **The relationship between accounting information quality and the correlation of the growth rate of an industrial firm.** *Financial Accounting and Auditing Research*, ۱۰(۳۹), ۱۹۱-۲۱۸. (In Persian).

Nosrat, Q. & Badarnandi, Y. (۱۹۷۹) **The relationship between corporate governance and corporate growth with emphasis on the role of financial restriction.** *Management Development*, ۹۷(۳۲), ۲۵-۳۵. (In Persian).

Penrose, E. & Penrose, E. T. (۲۰۰۹). **The theory of the growth of the firm**. Oxford University Press.

Rahimian, N. & Tavakolnia, E. (۲۰۱۳). **Financial leverage and its relationship to financial helplessness and growth opportunities in companies listed in Tehran Stock Exchange (linear and curvilinear relations).** *Quarterly Financial Accounting*, ۵(۲۰), ۱۰۸-۱۲۹. (In Persian).

Reilly, F. K. & Brown, K. C. (۲۰۱۱). **Investment analysis and portfolio management**. *Cengage Learning*.

Riahi Belkouy, A. (۱۹۴۳). **Accounting Theories.** Publisher Fort Worth : Dryden Press.

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۴۰-۱۷

مقاله پژوهشی

شبیه‌سازی و برآورد احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

تایماز حمایلی مهربانی[۲]، محسن مهرآرا[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۳۰

چکیده

تقارن اطلاعات یکی از مهم‌ترین ملزومات اثبات‌شده بازارهای مالی کارا است و ریسک ناشی از عدم تقارن اطلاعات و اطلاعات نهانی نیز یکی از ریسک‌های تأثیرگذار برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. هدف اصلی این پژوهش، بررسی عدم تقارن اطلاعاتی در معاملات بورس اوراق بهادار تهران و تعیین دقت تخمین شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی با استفاده از الگوریتم‌های مختلف تقسیم‌بندی معاملات است. بر این‌منظور، پس از انتخاب ۴۰ سهم از سهام حاضر در بازار سرمایه ایران که در بیش از ۷۵ درصد از روزهای معاملاتی این بازار فعال بوده‌اند و با بهره‌گیری از الگوریتم‌های LR و EMO در تقسیم‌بندی معاملات، میزان معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی محاسبه و مشاهده شد که شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی از مقدار قابل‌ملاحظه‌ای (به‌طور متوسط ۰/۲۵) در بورس اوراق بهادار تهران برخوردار است که با حرکت به سمت دهک‌ها با حجم کمتر، سطح آن افزایش می‌یابد. همچنین با استفاده از روش شبیه‌سازی ریزساختار ملاحظه گردید هرگونه انحراف در تقسیم صحیح معاملات خرید و فروش، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را متأثر نموده و می‌تواند دقت سیستم نظارتی را تا حد قابل‌ملاحظه‌ای تحت تأثیر قرار دهد.

واژگان کلیدی: ریسک اطلاعاتی، عدم تقارن اطلاعاتی، معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، تقسیم معاملات.

طبقه‌بندی موضوعی: G۱۷, G۱٤

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۱,۳۴۵۱۸,۲۴۸۳

۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشکده پردیس بین‌المللی کیش، دانشگاه تهران، کیش، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**tmehrabani@ut.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، ایران. **Email:**mmehrara@ut.ac.ir

مقدمه

ماهیت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به‌گونه‌ای است که کسب بازده، مستلزم تحمل ریسک است. بنابراین، ریسک در بازارهای مالی نقش کلیدی ایفا می‌کند و باید آن را شناخت، اندازه‌گیری نمود و پیش‌بینی کرد. علاوه‌بر این، شناخت عوامل مؤثر بر ریسک سرمایه‌گذاری نیز حائز اهمیت است؛ چراکه سرمایه‌گذاران با در نظرگرفتن این عوامل و میزان تأثیر آنها، در ارتباط با سرمایه‌گذاری خود برنامه‌ریزی می‌کنند تا به یک ریسک سرمایه‌گذاری مطلوب دست یابند. در این بین ریسک اطلاعاتی و عدم وجود شفافیت کافی از مهم‌ترین ریسک‌های بازار سرمایه محسوب می‌شود (ایزلی و همکاران[۱]، ۱۹۹۶). بنابراین وجود معیاری برای سنجش ریسک اطلاعات در بازار سرمایه، خصوصاً بازار سرمایه کشورهای درحال توسعه مانند ایران از ملزومات این بازارها است. بنابراین، در این پژوهش، وجود عدم تقارن اطلاعاتی به‌عنوان یکی از عناصر ریسک سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار گرفته و نتایج حاصله می‌تواند توسط پژوهشگران و نظریه‌پردازان مالی و اقتصادی، سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی و نهادهای ناظر مورد بهره‌برداری قرار گیرد.

از طرفی، ریزساختارهای بازار۲ یکی از مباحث نوین مالی است و مدل‌های ریزساختار که با استفاده از اطلاعاتی مانند اطلاعات معاملات میان‌روزی۳ سهام ایجاد می‌شوند در مدل‌سازی‌های مالی استفاده‌های متنوعی دارند (ایزلی و همکاران، ۱۹۹۶). در این بین، یکی از کاربردهای مهم ریزساختارها بررسی تقارن اطلاعاتی بازارهای مالی با استفاده از مدل‌های مبتنی بر اطلاعات است. زیرا، کمبود اطلاعات شفاف در بازار، موجب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و سقوط بازار خواهد شد. به همین دلیل، در بسیاری از سقوط‌های اخیر بازار سرمایه، نبود شفافیت و عدم تقارن اطلاعاتی از عوامل تأثیرگذار قلمداد شده است (دیپیازا و اکلس۴، ۲۰۰۲). عدم تقارن اطلاعاتی باعث افزایش عدم اطمینان در تصمیمات ذی‌نفعان بازار شده و ریسک سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

بنابراین، تأثیر اطلاعات نهانی بر معاملات سهام از مهم‌ترین مسائل در بازارهای مالی است و شاخص‌های مختلفی برای این منظور ارائه شده که با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار به بررسی عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سهام می‌پردازند. در این بین، شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی[۵] یکی از روش‌های مهم مطالعاتی در این زمینه است که اولین بار توسط چهار محقق در سال ۱۹۹۶ ارائه شد (ایزلی و همکاران، ۱۹۹۶) که به احترام آن‌ها به مدل EKOP[۶] شهرت یافت. یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در تخمین این مدل‌ها، تقسیم معاملات به خرید و فروش به‌عنوان ورودی‌های شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی است که برای این منظور الگوریتم‌های مختلفی ارائه شده است. اما تغییر یا انحراف در تقسیم معاملات به خرید و فروش باعث تغییر در محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی شده و نتایج را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین یکی از مهم‌ترین مسائل در محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، دقت تقسیم‌بندی معاملات خرید و فروش

---

۱. Easley et al
۲. Market Microstructure
۳. Intraday Information
٤. Dipiazza & Eccles
٥. Probability of Informed Trading
٦. Easley., Kiefer., O'Hara, & Paperman

است. از این‌رو، در پژوهش حاضر علاوه‌بر بررسی سطح عدم تقارن اطلاعاتی در معاملات سهام بورس اوراق بهادار تهران، دقت تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی به روش شبیه‌سازی ریزساختار در تقسیم‌بندی معاملات بررسی شده است.

در ادامه، این پژوهش چنین ساماندهی شده که ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان و مرور شده است. سپس روش‌شناسی پژوهش نظیر نحوه شکل‌گیری شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، دسته‌بندی معاملات خرید و فروش و شبیه‌سازی ریزساختاری تشریح شده است. پس از آن یافته‌های پژوهش ارائه و با توجه به نتیجه‌گیری به‌عمل‌آمده چند پیشنهاد کاربردی ارائه شده است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بررسی تأثیر اطلاعات بر معاملات سهام سابقه طولانی دارد. اما شروع مدل‌سازی تأثیر اطلاعات و تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات به مطالعه ایزلی و اوهارا[1] در سال‌های ۱۹۸۷ و ۱۹۷۲ برمی‌گردد که بررسی‌های اولیه روی وجود اطلاعات در معاملات صورت گرفت (ایزلی و اوهارا، ۱۹۸۷). پس از ارائه اولین مدل نظری، یعنی شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی توسط ایزلی و همکاران در سال ۱۹۹۶، پژوهش‌های بسیاری در زمینه‌های مختلف بر روی مدل‌های اطلاعاتی صورت گرفت. آنها در پژوهش دیگری، بررسی‌های بیشتری روی شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی انجام دادند و مدل خود را با حالات مختلف بررسی کردند. در این پژوهش درخت فرآیند معاملات روزانه بسط داده شد و حالات جدیدی از قبیل حالات عدم معامله نیز به آن اضافه گردید. همچنین ایزلی و همکاران (۱۹۹۷) در پژوهش دیگری، تأثیر سایر متغیرها از قبیل اندازه شرکت را بر محتوای اطلاعاتی معاملات سهام بررسی کردند. چان و همکاران[2] (۲۰۰۲) طی پژوهشی نشان دادند بین شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و دو عامل قیمت و خودهمبستگی تقسیم‌بندی معاملات، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. بر اساس این پژوهش، هر میزان معاملات سریع‌تر انجام شوند یا به‌عبارتی فاصله زمانی بین معاملات کمتر باشد، نرخ تغییرات قیمت بیشتر و هم‌بستگی بین سفارش‌ها افزایش می‌یابد و مقدار شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی افزایش می‌یابد. لی و وو[3] (۲۰۰۵) در پژوهش خود مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را برای ۴۰ سهم در بورس اوراق بهادار نیویورک بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای سهم‌های مختلف متفاوت بوده و با گذشت زمان متغیر است. از دیگر نتایج این پژوهش احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات تخمین زده شده از نوع زمان-متغیر بود که پیش‌بینی‌کننده مناسبی برای تفاوت خرید- فروش هستند. کوبوتا و تاکاهارا[4] (۲۰۰۹) به بررسی متغیرهای مربوط به احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات با استفاده از اطلاعات در بورس سهام توکیو پرداختند. نتایج

۱. Easley & O'Hara
۲. Chan et al
۳. Lei & Wu
٤. Kubota & Takehara

این پژوهش نشان داد اندازه شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای سهام شرکت‌های کوچک‌تر مقادیر بزرگ‌تری داشته و مقدار آن ارتباط کاملاً معناداری با اندازه شرکت دارد. جای و همکاران[۱] (۲۰۱۰) با بسط مدل EKOP، مدل‌های شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی اشخاص حقوقی[۲] و شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی اشخاص حقیقی[۳] را طراحی کردند و معامله‌گران حقیقی و حقوقی را از هم تفکیک و درخت فرآیند جدیدی بر این اساس طراحی کردند. آنها احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را برای دو حالت مختلف محاسبه نمودند و پس از طراحی مدل جدید و تخمین پارامترهای مدل‌های طراحی‌شده با استفاده از سهم‌های بورس شانگهای به این نتیجه رسیدند که معامله‌گران حقوقی با احتمال بیشتری نسبت به معامله‌گران حقیقی از اخبار نهانی آگاه هستند. یان و ژانگ[۴] (۲۰۱۲) با ارائه راهکار جدید در انتخاب مقادیر اولیه جهت تخمین تابع حداکثر درست‌نمایی[۵] سعی نمودند تورش تخمین پارامترهای مدل را کاهش دهند. از مهم‌ترین نتایج این پژوهش آن بود که نشان داد انتخاب مقادیر اولیه حدی می‌تواند خطای تخمین را افزایش دهد. آگودلو و همکاران[۶] (۲۰۱۵) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، وجود اطلاعات را اندازه‌گیری می‌کند. آنها همچنین تأثیر معاملات با استفاده از اطلاعات نهانی را بر بازده و نقدشوندگی در ۶ بازار سهام بزرگ آمریکای لاتین مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش، شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی به‌عنوان متغیری کارآمد تعریف شد که تغییرات بازدهی و اطلاعات محتوای آن را حتی بیشتر از نقدشوندگی می‌تواند توجیه کند. چاکرابارتی و همکاران[۷] (۲۰۱۵) به بررسی و مقایسه دقت الگوریتم بسته حجمی در مقابل دو الگوریتم مختلف جست[۸] و لی- ردی[۹] پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که الگوریتم‌های جست و لی- ردی عملکرد نسبتاً بهتری نسبت به الگوریتم بسته حجمی دارند. ایزلی و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهش دیگری به بررسی و مقایسه سه روش بسته حجمی، جست و جست تجمعی با استفاده از اطلاعات سهم‌های بورس نیویورک پرداختند. طبق نتایج این پژوهش، روش‌های بسته حجمی و جست عملکرد بسیار مناسبی از خود نشان دادند. ولی الگوریتم بسته حجمی بهترین عملکرد را داشت و جزء روش‌های ایده‌آل محسوب می‌شود. یان و هانگ‌بینگ[۱۰] (۲۰۱۸) به اندازه‌گیری احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای سهام موجود در شاخص CSI۳۰۰ بورس شانگهای با استفاده از مدل احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی پویا پرداختند. نتایج نشان داد مدل احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی پویا با دقت مناسبی اطلاعات تأثیرگذار بر

---

۱. Cai et al
۲. Probability of Informed trading of Institutions
۳. Probability of Informed trading of Individuals
٤. Yan & Zhang
٥. Maximum Likelihood Equation
٦. Agudelo et al
۷. Chakrabarty et al
۸. Tick Rule
۹. Lee – Ready
۱۰. Yan & Hongbing

قیمت را رصد و اندازه‌گیری می‌کند. بوسکیو و همکاران[1] (۲۰۲۰) از روشی جدید مبتنی بر الگوریتم محاسباتی بیزین برای تخمین پارامترهای موجود در شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی استفاده کردند که نتایج نشان داد روش بیزین[2] سرعت و دقت تخمین را افزایش می‌دهد.

اما در داخل کشور پژوهش‌های اندکی در زمینه عدم تقارن اطلاعاتی با استفاده از مدل‌های ریزساختار انجام پذیرفته که آنها نیز معطوف به شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات حجم محور[3] بوده است. از جمله راعی و همکاران (۱۳۹۲) که شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را با استفاده از سهم‌های حاضر در بورس و اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ محاسبه نموده و به این نتیجه رسیدند که مقدار این معیار تفاوت معناداری با ۰ دارد. راعی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهش دیگری نیز با محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نشان دادند این مقدار رابطه معناداری با اندازه شرکت و بازدهی سهام دارد. عیوض‌لو و همکاران (۱۳۹۱) با محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات، اثرات تقویمی در این معیار را بررسی نموده و به این نتیجه رسیدند که مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در ماه دهم سال (دی‌ماه) افزایش و در ماه دوازدهم (اسفندماه) کاهش یافته است. همچنین مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۸۹ روند کاهشی داشته است. راعی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهش دیگری نشان دادند سهام با حجم بالا و نقدشوندگی زیاد نیز تحت تأثیر شدید اطلاعات نهانی قرار دارند و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات حجم‌محور بیشتری نیز دارند. مهرآرا و سهیلی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران پرداختند. آنها با استفاده از شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، ابتدا احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را اندازه‌گیری نموده و سپس پویایی آن را با استفاده از یک مدل رگرسیون تخمین زدند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، افزایش پیش‌بینی‌نشده معاملات نامتوازن در یک روز، مقدار انتظاری ورود هر دو گروه معامله‌گران به بازار در روز آتی را افزایش می‌دهد. از طرفی، مقدار ورود معامله‌گران مطلع در قیاس با معامله‌گران نامطلع پایداری کمتری نشان می‌دهد و تأثیرپذیری اندکی از رونق معاملات دارد. همچنین، افزایش حضور معامله‌گران مطلع لزوماً تعداد معامله‌گران نامطلع در بازار را کاهش نمی‌دهد. طالب‌لو و همکاران (۱۳۹۸) به مقایسه روش‌های مختلف تخمین احتمال معاملات آگاهانه در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. تمرکز آنها بر فرایند تخمین و نحوه تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی بود و به‌منظور پوشش خلأ مطالعاتی موجود از دو روش تقسیم‌بندی کلاسیک برای تقسیم معاملات به‌صورت هم‌زمان استفاده نمودند. همچنین جهت توسعه پژوهش، دقت تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهائی را با استفاده از روش شبیه‌سازی مورد بررسی قرار دادند.

---

۱. Bosque et al

۲. Bayesian inference

۳. Volume Synchronized Probability of Informed trading

بنابراین نوآوری پژوهش پیش‌رو را می‌توان استفاده از روش شبیه‌سازی به‌منظور بررسی انحراف الگوریتم‌های تقسیم‌بندی معاملات بر دقت تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی دانست که میتواند دقت فرآیند تخمین را افزایش دهد.

فرضیه‌های پژوهش

- ✓ عدم تقارن اطلاعاتی در معاملات بورس اوراق بهادار تهران اختلاف معناداری با ۰ داشته و نتایج برآوردی از وجود سطح بالایی از اطلاعات نهانی در معاملات بورس تهران حکایت دارد.
- ✓ استفاده از روش‌های مختلف تقسیم‌بندی معاملات باعث ایجاد تفاوت معناداری در محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی و انحراف شاخص اندازه‌گیری آن می‌شود.
- ✓ وجود هرگونه انحراف در تقسیم‌بندی صحیح معاملات به دو دسته معاملات خرید و فروش باعث ایجاد انحراف معنادار در محاسبه شاخص عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

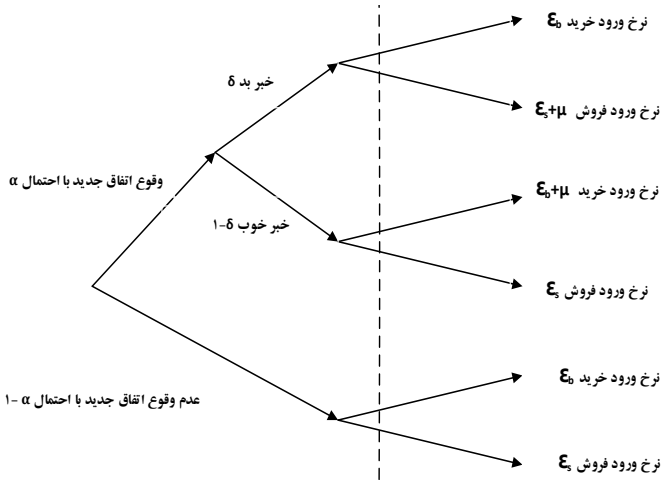
شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی

مدل ایزلی و همکاران (۱۹۹۶) جزء نخستین مدل‌های محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات است که با ترکیب مدل‌های ترتیبی معامله گسسته و پیوسته، فرآیند معامله را طراحی و سپس احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را محاسبه می‌کند. در این شاخص فرض می‌شود معاملات سهام توسط دو گروه معامله‌گر انجام می‌شود. گروه اول، معامله‌گران عادی هستند که از اخبار نهانی آگاه نبوده و بر اساس تحلیل به معامله می‌پردازند. گروه دوم، معامله‌گرانی هستند که از اخبار نهانی مربوط به سهم آگاه بوده و بر اساس این اطلاعات به معامله می‌پردازند. همچنین می‌توان فرض نمود که بازار به‌صورت کاملاً رقابتی بوده و قیمت‌ها خنثی نسبت به ریسک[۱] هستند. در فرآیند انجام معامله، یک دارایی ریسکی با حضور بازارگردان و طی روزهای معاملاتی $i = ۱ , \dots , I$ معامله می‌شود. در هر روز معاملاتی زمان به‌صورت پیوسته است و در بازه $t \in [۰, T]$ قرار دارد. حوادث و رویدادهای اطلاعاتی که پیرامون سهم رخ می‌دهند، با توجه به ماهیت مدل، از توزیع پواسون[۲] تبعیت می‌کنند که از یکدیگر نیز مستقل هستند. در هر روز معاملاتی ممکن است یک رویداد خبری رخ دهد یا نه و اخباری پیرامون سهم وجود نداشته نباشد. طبیعتاً سهم در هر روز کاری توسط معامله‌گران نامطلع معامله می‌شود تا این‌که رویدادی اطلاعاتی رخ دهد. در صورت وقوع رویداد اطلاعاتی، معامله‌گران مطلع نیز وارد بازار شده و با توجه به نوع خبر اقدام به خرید یا فروش سهم می‌کنند. شکل زیر خلاصه فرآیند معامله را در طی هر روز کاری نشان می‌دهد.

---

۱. Risk Neutral

۲. Poisson Distribution



شکل ۱. فرآیند معاملاتی طی هر روز کاری

منبع: ایزلی و همکاران (۲۰۰۲)

در هر روز معاملاتی ورود خریداران و فروشندگان نامطلع نیز دارای توزیع پواسون خواهد بود. براساس مدل ایزلی و همکاران (۲۰۰۲)، نرخ ورود خریداران و فروشندگان نامطلع طی هر روز کاری و در هر دقیقه برابر با ε_b و ε_s است. در صورت ورود معامله‌گران مطلع به بازار، نرخ خرید و یا نرخ فروش معامله‌گران مطلع برابر با μ خواهد بود. با توجه به شکل، در اولین گره درخت فرآیند معاملاتی، ممکن است رویداد اطلاعاتی رخ دهد یا رخ ندهد. اگر رویداد اطلاعاتی رخ بدهد، می‌تواند از نوع خبر خوب یا خبر بد باشد. حال اگر اتفاق اطلاعاتی رخ دهد و خبر از نوع خبر بد باشد، تعدادی معامله‌گر نامطلع فروشنده ولی همه معامله‌گران مطلع نیز فروشنده خواهند بود که در این حالت نرخ ورود فروشنده‌ها برابر $\varepsilon_s + \mu$ خواهد بود. در این حالت تعدادی معامله‌گر نامطلع نیز خواهند بود که خریدار سهم بوده و نرخ ورود آن‌ها برابر ε_b است. اگر اتفاق اطلاعاتی رخ دهد و خبر از نوع خبر خوب باشد، تعدادی معامله‌گر نامطلع خریدار ولی همه معامله‌گران مطلع نیز خریدار خواهند بود که در این حالت نرخ ورود خریداران برابر $\varepsilon_b + \mu$ خواهد بود. همچنین در این حالت نیز تعدادی معامله‌گر نامطلع فروشنده سهم بوده و نرخ ورود آنها برابر ε_s است. نهایتاً اگر خبر خاصی پیرامون سهام رخ ندهد، تعدادی خریدار و فروشنده نامطلع با نرخ ε_b و ε_s اقدام به خرید و فروش سهم می‌کنند. حال می‌توان این دو حالت خرید و فروش را بر روی وقوع و یا عدم وقوع رویداد اطلاعاتی شرطی کرد. بنابراین شش حالت مختلف به‌صورت شرطی می‌تواند رخ دهد که هر یک با استفاده از قوانین احتمال و قضیه بیز[۱] قابل اثبات هستند. نهایتاً مقدار PIN به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$PIN_{(t)} = \frac{(1 - P_t(n))\mu}{\big(1 - P_t(n)\big)\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \qquad \text{رابطه (۱)}$$

۱. Bayes Theorem

که در این رابطه $\mu\alpha$ برابر با نرخ سفارش‌های صادره مبتنی بر اطلاعات نهانی، ε_b برابر با نرخ سفارش‌های عادی خرید، ε_s برابر با نرخ سفارش‌های عادی فروش و $\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s$ برابر با نرخ تمامی سفارش‌ها است. با توجه به رابطه PIN مشخص می‌شود که مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات، وابسته به نرخ‌های ورود معامله‌گران مطلع، معامله‌گران نامطلع و هم‌چنین احتمال رخ دادن رویداد اطلاعاتی است.

تخمین شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی

برای محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، بایستی از تمامی مقادیر مجموعه پارامترهای مدل شامل $\theta = (\alpha, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \delta, \mu)$ آگاه بود که این خود کار بسیار مشکلی است. زیرا پارامترها با توجه به معاملات قابل‌مشاهده نیستند. بنابراین بهترین راه‌حل، تخمین پارامترها با توجه به روند معاملات است. در این مدل خریدها و فروش‌ها از توزیع پواسون تبعیت می‌کنند. برای یک روز معاملاتی می‌توان سه حالت مختلف در نظر گرفت: رخداد اطلاعاتی روی ندهد، رخداد اطلاعاتی بد روی دهد و رخداد اطلاعاتی خوب روی دهد. در هریک از این حالت‌ها، تعداد خریدها و فروش‌ها متفاوت بوده و از توزیع‌های پواسون مختلفی پیروی می‌کنند. ابتدا تابع حداکثر درست‌نمایی برای حالت‌های مختلف محاسبه شده و درنهایت تابع حداکثر درست‌نمایی برای کل مدل تعیین می‌شود. بنابراین با در نظر گرفتن تمامی حالت‌ها، تابع حداکثر درست‌نمایی به‌صورت رابطه زیر تعیین می‌شود.

$$
\begin{aligned}
&L(\,(B,S)|\,\theta\,) = \\
&(1-\alpha)\,.\,[\,e^{-\varepsilon_b T}\frac{(\varepsilon_b T)^B}{B!}\,.\,e^{-\varepsilon_s T}\frac{(\varepsilon_s T)^S}{S!}\,] \\
&+\alpha\delta\,.\,[\,e^{-\varepsilon_b T}\frac{(\varepsilon_b T)^B}{B!}\,.\,e^{-(\varepsilon_s+\mu)T}\frac{((\varepsilon_s+\mu)T)^S}{S!}\,] \\
&+\alpha(1-\delta)\,.\,[\,e^{-(\varepsilon_b+\mu)T}\frac{((\varepsilon_b+\mu)T)^B}{B!}\,.\,e^{-\varepsilon_s T}\frac{(\varepsilon_s T)^S}{S!}\,]
\end{aligned}
$$

رابطه (۲)

حال با استفاده از تعداد خریدها و فروش‌های روزانه می‌توان مقدار PIN روزانه را محاسبه کرد. معمولاً برای این‌که نتایج مدل قابل اتکا بوده و قدرت تجزیه‌وتحلیل آن افزایش یابد. مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را می‌توان برای چند روز متوالی (برای مثال یک ماه یا دو ماه یا هر بازه زمانی دلخواه) محاسبه کرد. در این صورت مقدار تابع حداکثر درست‌نمایی با در نظر گرفتن خریدها و فروش‌های یک دوره زمانی $M = (B_i, S_i)_{i=1}^{I}$ و با در نظر گرفتن استقلال روزهای کاری به‌صورت ضرب توابع حداکثر درست‌نمایی روزانه مطابق رابطه زیر تعیین می‌شود.

$$L(M|\theta) = \prod_{i=1}^{I} L(B_i, S_i|\theta)$$

رابطه (۳)

با حداکثرسازی رابطه فوق با راه‌کارهای مختلف که برخی نیازمند تعیین مقادیر اولیه نیز هستند، می‌توان پارامترهای مدل را برای دوره زمانی مدنظر تخمین زد و مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را برای آن دوره زمانی محاسبه کرد.

دسته‌بندی معاملات خرید و فروش

همان‌گونه که در بالا بیان شد، ورودی‌های تخمین پارامترهای PIN، تعداد خرید و فروش‌های روزانه است. بنابراین معاملات روزانه باید به دو دسته خرید و فروش تقسیم شوند. در پژوهش‌های مختلف، الگوریتم‌های متعددی برای این تقسیم‌بندی ارائه شده که برخی از آنها عبارتند از:

- ✓ الگوریتم جست[۱]: این الگوریتم از قیمت معامله انجام‌شده برای دسته‌بندی آنها به معاملات خرید و فروش استفاده می‌کند. اگر قیمت معامله انجام‌شده بیشتر از قیمت معامله قبلی باشد، معامله را به‌عنوان خرید و اگر قیمت معامله انجام‌شده کمتر از قیمت معامله قبلی باشد، معامله را به‌عنوان فروش در نظر می‌گیرد. همچنین اگر قیمت معامله انجام‌شده با قیمت معامله قبلی برابر باشد، معیار دسته‌بندی معامله قبلی خواهد بود.
- ✓ الگوریتم مظنه‌محور[۲]: این الگوریتم از مظنه جاری و قیمت معاملات انجام‌شده برای دسته‌بندی آنها به معاملات خرید و معاملات فروش استفاده می‌کند. اگر قیمت معامله انجام‌شده به مظنه فروش نزدیک‌تر باشد، معامله را به‌عنوان خرید و اگر قیمت معامله انجام‌شده به مظنه خرید نزدیک‌تر باشد، معامله را به‌عنوان فروش درنظر می‌گیرد. اما این روش نمی‌تواند معاملاتی را که در نقطه میانی مظنه خرید و فروش قرار دارند طبقه‌بندی نماید.
- ✓ الگوریتم لی-ردی: لی و ردی (۱۹۹۱) روش جدیدی برای تقسیم‌بندی معاملات ارائه دادند که از کارآمدترین راهکارهای تقسیم‌بندی معاملات خرید و فروش است. الگوریتم لی-ردی را می‌توان ترکیبی از دو الگوریتم جست و مظنه‌محور درنظر گرفت که ابتدا معاملات با روش دسته‌بندی مظنه‌محور تقسیم‌بندی می‌شوند. سپس معاملاتی که دقیقاً در قیمتی برابر با میانگین قیمت خرید و فروش انجام‌شده با روش جست تقسیم‌بندی می‌شوند.
- ✓ الگوریتم الیس- مایکلی- اوهارا[۳] (EMO): این الگوریتم که توسط الیس و همکاران[۴] (۲۰۰۰) ارائه‌شده پس از الگوریتم لی-ردی جزء پذیرفته‌شده‌ترین روش‌های تقسیم معاملات است. بر اساس روش الیس- مایکلی- اوهارا، معاملاتی که در قیمت سر خط سفارش‌های فروش انجام می‌شوند، به‌عنوان معامله خرید و معاملاتی در قیمت سر خط سفارش‌های خرید انجام می‌شوند، به‌عنوان معامله فروش درنظر گرفته می‌شوند. برای سایر معاملات نیز از الگوریتم جست استفاده می‌شود.

لازم به ذکر است این پژوهش از دو روش معتبر لی-ردی و الیس- مایکلی- اوهارا استفاده نموده است.

۱. Binary Search
۲. Quote Rule
۳. Ellis, Michaely & O'Hara
۴. Ellis et al

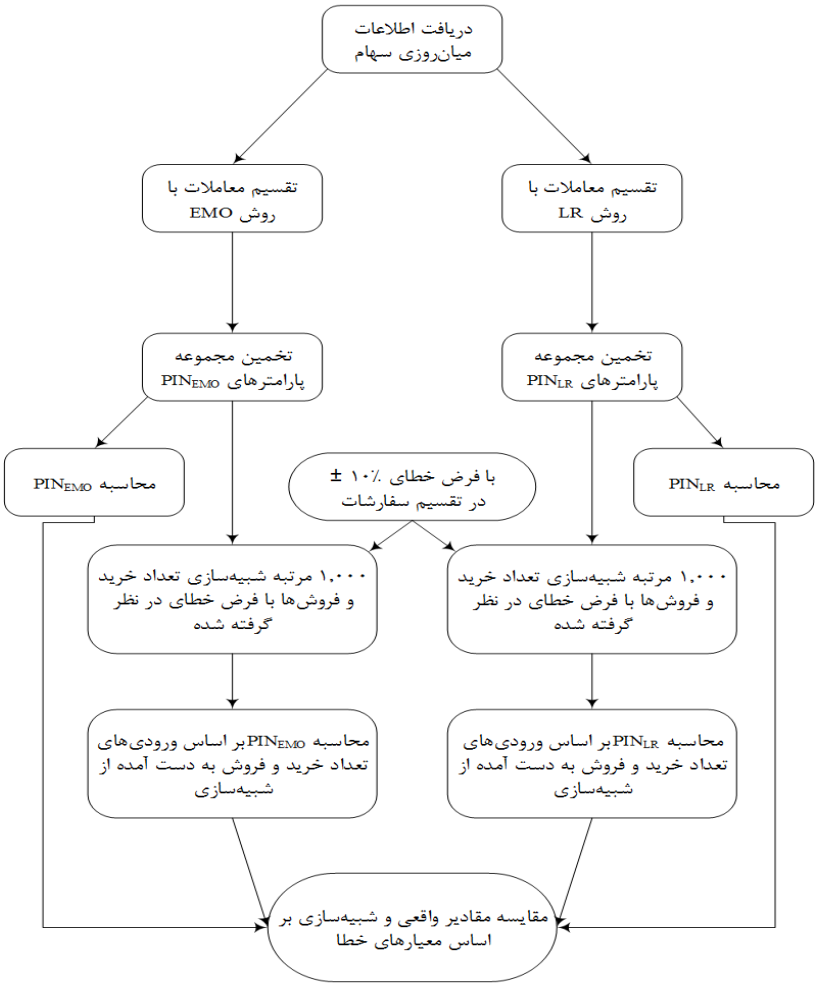
شبیه‌سازی ریزساختاری

به‌منظور بررسی تأثیر طبقه‌بندی اشتباه معاملات خرید و فروش در تخمین PIN از داده‌های سهم‌های نمونه استفاده می‌شود. در هر روز معاملاتی، طبقه‌بندی اشتباه، الزاماً به یکی از دو نتیجه کاهش تفاوت خرید- فروش یا افزایش آن منتهی می‌شود. در حالتی که تعداد معاملات خرید بیشتر از فروش باشد، با این فرض که درصد مشخصی از معاملات به‌اشتباه طبقه‌بندی شده باشند، این اشتباه منجر به کاهش تعداد خریدها گشته و تفاضل تعداد خرید-تعداد فروش را کاهش می‌دهد. در حالت دیگر، اگر این اشتباه منجر به افزایش تعداد خریدها شده باشد، تفاضل مذکور افزایش پیدا می‌کند. فرایند شبیه‌سازی به این صورت است که برای روزهای معاملاتی، فرض شده که درصد طبقه‌بندی اشتباه به‌صورت تصادفی در بازه ۱۰- و ۱۰+ متغیر است. این بدان معنی است که در فرآیند شبیه‌سازی هر روز معاملاتی ممکن است، تفاضل خرید- فروش در یک روز معاملاتی کاهش یافته و در یک روز دیگر افزایش یابد. در این شبیه‌سازی به ازای هر دو الگوریتم لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا، ۱،۰۰۰ مرتبه محاسبه صورت گرفته و نتایج مربوط به معیار خطای جذر میانگین مربعات [۱] و تورش PIN برای هر دو روش گزارش شده است. در مجموعه اول و تحت شمای شبیه‌سازی تصادفی، مقدار PIN برای هر سهم محاسبه شده و با نتایج مدل لی- ردی مقایسه شده است. در مجموعه دوم، مقادیر PIN محاسبه شده با نتایج تخمین مدل الیس- مایکلی- اوهارا مقایسه شده است. درنتیجه، مرحله نهایی بررسی دقت و کیفیت تخمین PIN و اثر انحراف تعداد معاملات خرید و فروش بر آن است. درواقع در این مرحله هدف این است که هرگونه انحراف در تعیین تعداد معاملات خرید و فروش تا چه حد می‌تواند بر تخمین PIN و انحراف تخمین آن اثرگذار باشد. بدین منظور از روش شبیه‌سازی ریزساختاری استفاده خواهد شد. با توجه به توضیحات ارائه شده مراحل شبیه‌سازی عبارت‌اند از:

- ✓ تعیین تعداد خرید و فروش‌های روزانه در دوره ۱ ماهه با استفاده از الگوریتم‌های دسته‌بندی معاملات (الگوریتم‌های لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا).
- ✓ تخمین مجموعه پارامترهای PIN و محاسبه PIN ماهانه برای هر سهم و در نظر گرفتن آن به‌عنوان PIN واقعی ماهانه هر سهم.
- ✓ شبیه‌سازی بردار خرید و فروش در دوره زمانی معین بر اساس مقادیر محاسبه شده توسط الگوریتم‌های لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا و شبیه‌سازی با فرض وقوع خطای تعیین تعداد معاملات خرید و معاملات فروش (در بازه $[-\theta\%, \theta\%]$ که در پژوهش جاری $\theta = ۱۰٪$ است). درواقع در این مرحله برای بازه زمانی ماهانه هر سهم ۱،۰۰۰ مرتبه شبیه‌سازی انجام گرفته و میانگین آنها به‌عنوان PIN شبیه‌سازی‌شده آن ماه سهم در نظر گرفته می‌شود.
- ✓ محاسبه PIN های جدید با استفاده از تعداد خرید و فروش‌های شبیه‌سازی شده.
- ✓ تعیین انحراف مقادیر PIN های جدید نسبت به PIN واقعی بر اساس معیارهایی از قبیل خطای جذر میانگین مربعات و میانگین خطای مطلق[۲] و بررسی اثر آن در روش‌های مختلف تقسیم‌بندی معاملات.

۱. Root-Mean-Square Error
۲. Mean Absolute Error

شکل زیر شمای کلی تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و نحوه سنجش اثر وقوع خطای تعیین تعداد معاملات خرید و معاملات فروش بر آن را به روش شبیه‌سازی ریزساختاری نشان می‌دهد.



شکل ۲. فرآیند محاسبات PIN و شبیه‌سازی ریزساختاری

انتخاب نمونه آماری

سهام پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران جامعه آماری و این پژوهش هستند و اول فروردین تا پایان اسفند ۱۳۹۸ قلمرو زمانی پژوهش است. در این بازه، تعداد ۵۰۰ سهم که حداقل در ۷۵ درصد از روزهای کاری قابل معامله بودند به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. سپس سهم‌ها بر اساس معیار میانگین حجم روزانه معاملات و از بیشترین میانگین حجم به کمترین میانگین حجم دسته‌بندی و دهک‌بندی شدند و از هر دهک ۵۰

تایی موجود، ۴ سهم به‌صورت تصادفی و به‌عنوان نماینده آن دهک انتخاب شد. نهایتاً تعداد ۴۰ سهم به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند که اطلاعات آنها به شرح جدول زیر است.

جدول ۱. سهم‌های نمونه آماری پژوهش

نماد	دهک	میانگین حجم	نماد	دهک	میانگین حجم
ولساپا	1	96,326,639	شپاکسا	6	3,225,544
خزامیا	1	61,791,123	اپرداز	6	3,152,648
فملی	1	45,128,433	زبینا	6	2,793,289
اخابر	1	30,995,186	چکاوه	6	2,578,220
کگل	2	16,994,504	پخش	7	2,401,324
بترانس	2	15,944,416	تپمپی	7	2,263,676
فارس	2	13,193,869	زماهان	7	1,975,392
ثعمرا	2	12,226,538	حسینا	7	1,690,076
تکمبا	3	10,462,730	بالاس	8	1,499,250
توریل	3	8,302,987	شاوان	8	1,409,674
ونفت	3	7,678,676	لابسا	8	1,230,794
تبرک	3	6,762,777	تابا	8	1,168,348
میدکو	4	6,196,406	زنگان	9	994,566
کنور	4	5,524,524	لپارس	9	915,019
دتولید	4	5,432,895	کمرجان	9	838,718
سبزوا	4	4,787,348	ساینا	9	720,243
پکرمان	5	4,402,779	قصفها	10	551,203
حاسا	5	3,870,528	گکیش	10	436,191
همراه	5	3,473,195	بسویچ	10	188,155
شپدیس	5	3,388,130	فنورد	10	99,535

منبع: محاسبات پژوهش

معاملات و سفارش‌ها

در گام اول، تمام اطلاعات مربوط به دفتر سفارش‌ها و معامله‌های میان‌روزی سهم‌های منتخب از طریق شرکت مدیریت فناوری بورس تهران جمع‌آوری شد.

دسته‌بندی معاملات

نحوه تقسیم معاملات توسط دو الگوریتم لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا و همچنین مقایسه عملکرد دو روش به شرح جدول زیر نشان داد با توجه به نحوه دسته‌بندی، برخی معاملات در یک الگوریتم مخالف جهت الگوریتم دیگر می‌باشند.

جدول ۲. تقسیم‌بندی معاملات توسط الگوریتم LR و EMO – سهام شرکت مخابرات ایران

تاریخ	ساعت معامله	حجم معامله	قیمت معامله	قیمت سفارش خرید پیشین	قیمت سفارش فروش پیشین	LR	EMO
1398/01/17	11:12:39	18,000	2,458	2,457	2,458	خرید	خرید
1398/01/17	11:12:39	12,000	2,458	2,458	2,460	فروش	فروش
1398/01/17	11:12:41	25,600	2,458	2,458	2,460	فروش	فروش
1398/01/17	11:12:41	30,000	2,457	2,454	2,458	خرید	فروش
1398/01/17	11:12:41	5,000	2,457	2,454	2,458	خرید	فروش
1398/01/17	11:12:42	2,775	2,454	2,452	2,454	خرید	خرید

منبع: محاسبات پژوهش

دسته‌بندی روزانه معاملات خرید و فروش

پس از دسته‌بندی معاملات به خرید و فروش در هر روز، معاملات به‌صورت روزانه تجمیع و تعداد خرید و فروش در هر روز تعیین شد. نحوه تجمیع خرید و فروش‌ها به‌صورت روزانه برای سهم شرکت مخابرات ایران جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۳. نمونه دسته‌بندی روزانه معاملات خرید و فروش سهام شرکت مخابرات ایران

تاریخ	روش LR		روش EMO	
	تعداد معامله خرید	تعداد معامله فروش	تعداد معامله خرید	تعداد معامله فروش
1398/01/17	847	676	899	624
1398/01/18	700	1,016	874	842
1398/01/19	532	441	607	366
1398/01/20	1,259	1,965	1,295	1,929
1398/01/21	1,331	1,150	1,543	938
1398/01/24	643	890	789	744
1398/01/25	605	488	660	433

منبع: محاسبات پژوهش

شاخص معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی

پس از دسته‌بندی روزانه معاملات خرید و فروش، بردار خرید و فروش‌های روزانه (هم برای روش لی- ردی و هم روش الیس- مایکلی- اوهارا) به ازای هر ماه وارد رابطه حداکثر درست‌نمایی شاخص PIN شده و پارامترهای شاخص و درنهایت متغیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی محاسبه می‌شود و جدول زیر نمونه‌ای از این محاسبات را برای سهام شرکت مخابرات ایران نشان می‌دهد.

جدول ۴. مقادیر PIN سهام شرکت مخابرات ایران

تاریخ	روش دسته‌بندی LR						روش دسته‌بندی EMO					
	α	μ	ε(b)	ε(s)	δ	PIN	α	μ	ε(b)	ε(s)	δ	PIN
1398/01	0/2000	906	670	791	0/5000	0/1103	0/2000	1,030	805	632	0/5000	0/1254
1398/02	0/3809	577	690	634	0/8750	0/1424	0/3333	657	767	558	0/8571	0/1419
1398/03	0/3571	1,197	953	1,087	0/4000	0/1732	0/3571	1,308	1,062	939	0/4000	0/1893
1398/04	0/2857	860	699	799	0/3333	0/1409	0/3333	807	791	680	0/4286	0/1547
1398/05	0/2632	1,850	647	795	0/4000	0/2524	0/2632	1,960	730	683	0/4000	0/2674
1398/06	0/8421	672	903	876	0/8750	0/2413	0/8947	482	1,290	619	0/9412	0/1841
1398/07	0/3000	1,599	991	1,138	0/5000	0/1839	0/2468	1,835	1,211	940	0/6055	0/1740
1398/08	0/2353	320	440	449	0/5000	0/0780	1/0000	310	570	84	1/0000	0/3218
1398/09	0/4000	710	592	943	0/0000	0/1562	0/2500	793	931	692	0/4000	0/1088
1398/10	0/2500	2,743	1,344	1,074	0/8000	0/2209	0/4000	2,142	1,258	985	0/7500	0/2764
1398/11	0/7647	1,629	1,976	1,005	0/9999	0/2947	0/8823	1,584	2,360	519	0/9999	0/3268
1398/12	0/7778	1,834	2,104	562	0/9999	0/3485	0/8333	1,629	2,382	382	0/9999	0/3293
میانگین	0/1952						0/2167					

منبع: محاسبات پژوهش

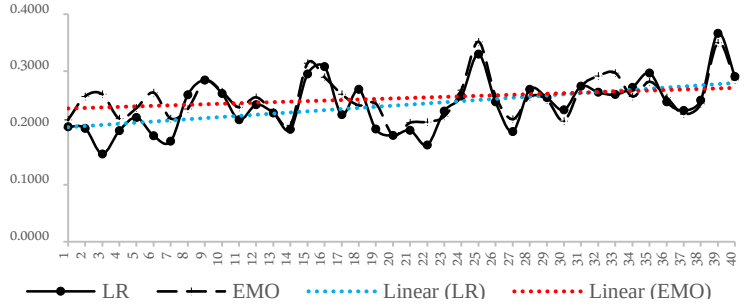
بر این اساس، جدول زیر خلاصه‌ای از مقادیر متوسط PIN محاسبه‌شده برای سهام منتخب که از میانگین مقادیر ماهانه بر اساس الگوریتم‌های دسته‌بندی لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا حاصل شده را نشان می‌دهد.

جدول ۵. خلاصه نتایج محاسبات PIN برای سهم‌های منتخب

نماد	دهک	PIN (LR)	PIN (EMO)	نماد	دهک	PIN (LR)	PIN (EMO)
ولساپا	1	0/2023	0/2143	شپاکسا	6	0/1958	0/2092
خزامیا	1	0/1995	0/2558	اپرداز	6	0/1701	0/2107
فملی	1	0/1545	0/2594	زبینا	6	0/2296	0/2205
اخابر	1	0/1952	0/2167	چکاوه	6	0/2558	0/2670
کگل	2	0/2185	0/2351	پخش	7	0/3297	0/3517
بترانس	2	0/1864	0/2622	تپمپی	7	0/2459	0/2558
فارس	2	0/1765	0/2167	زماهان	7	0/1938	0/2154
ثعمرا	2	0/2583	0/2338	حسینا	7	0/2682	0/2552
تکمبا	3	0/2842	0/2829	بالاس	8	0/2531	0/2496
توریل	3	0/2608	0/2641	شاوان	8	0/2317	0/2124
ونفت	3	0/2144	0/2363	لابسا	8	0/2734	0/2726
تبرک	3	0/2408	0/2540	تابا	8	0/2627	0/2914
میدکو	4	0/2265	0/2280	زنگان	9	0/2587	0/2969
کنور	4	0/1976	0/2051	لپارس	9	0/2715	0/2555
دتولید	4	0/2948	0/3138	کمرجان	9	0/2968	0/2814
سبزوا	4	0/3077	0/2890	ساینا	9	0/2460	0/2539
پکرمان	5	0/2235	0/2596	قصفها	10	0/2307	0/2245
حاسا	5	0/2678	0/2398	گگیش	10	0/2489	0/2427
همراه	5	0/1979	0/2429	بسویچ	10	0/3667	0/3502
شپدیس	5	0/1869	0/1876	فنورد	10	0/2904	0/2850
میانگین PIN (LR)						0/2۴۰۳	
میانگین PIN (EMO)						0/2۵۲۵	
میانگین کل						0/2۴۶4 ≈ 0/25	

منبع: محاسبات پژوهش

شکل زیر نیز تغییرات مقادیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی که توسط مقادیر خرید و فروش روش‌های لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا محاسبه شده را به همراه خط روند هر یک نشان می‌دهد.



شکل ۳. تغییرات PIN سهم‌های نمونه آماری پژوهش

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج مندرج در جدول و شکل بالا:

- ✓ محاسبات متغیر PIN بر اساس هر دو روش تقسیم‌بندی لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا در سهم‌های منتخب هم جهت بوده و تفاوت معناداری ندارند.
- ✓ خط روند در هر دو نمودار شیب مثبت داشته که نشان می‌دهد با حرکت از سمت دهک‌های دارای حجم بالا به سمت دهک‌های پایین‌تر، مقادیر PIN محاسباتی افزایش می‌یابد و این نشان‌دهنده افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و وجود اطلاعات نهانی در دهک‌های کم حجم و کم معامله سهام است.

شبیه‌سازی

جدول زیر نمونه‌ای از فرایند شبیه‌سازی را برای یکی از دوره‌های ماهانه سهام شرکت مخابرات ایران با نماد اخابر نشان می‌دهد.

جدول ۶. نمونه شبیه‌سازی PIN سهام شرکت مخابرات ایران

تاریخ	مرتبه شبیه‌سازی	روش دسته‌بندی LR						روش دسته‌بندی EMO					
		α	μ	ε(b)	ε(s)	δ	PIN	α	μ	ε(b)	ε(s)	δ	PIN
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
1398/01	1	0/3809	587	687	633	0/8750	0/1448	0/3333	704	770	539	0/8571	0/1520
1398/01	2	0/3809	580	689	634	0/8750	0/1431	0/3333	634	764	569	0/8571	0/1369
1398/01	3	0/3809	595	684	633	0/8750	0/1469	0/3333	652	766	562	0/8571	0/1406
1398/01	4	0/3809	593	685	633	0/8750	0/1463	0/3333	638	765	568	0/8571	0/1377
1398/01	5	0/3809	571	692	634	0/8750	0/1409	0/3333	655	767	559	0/8571	0/1415
1398/01	6	0/3809	595	684	633	0/8750	0/1467	0/3333	668	767	554	0/8571	0/1443
1398/01	7	0/3809	569	693	634	0/8750	0/1404	0/3333	662	767	556	0/8571	0/1430
1398/01	8	0/3809	573	692	634	0/8750	0/1414	0/3333	700	770	541	0/8571	0/1512
1398/01	9	0/3809	616	679	631	0/8750	0/1521	0/3333	662	767	556	0/8571	0/1429
1398/01	10	0/2857	698	692	688	0/8333	0/1263	0/3333	631	764	570	0/8571	0/1361
1398/01	11	0/3809	588	687	633	0/8750	0/1452	0/3333	632	764	570	0/8571	0/1364
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

منبع: محاسبات پژوهش

در ادامه، جدول زیر نمونه‌ای از PIN های ماهانه شبیه‌سازی شده برای سهام مخابرات ایران را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است مقدار PIN شبیه‌سازی‌شده هرماه برابر میانگین مقدار ۱،۰۰۰ مرتبه PIN شبیه‌سازی شده در همان ماه در نظر گرفته شده است.

جدول ۷. مقادیر PIN شبیه‌سازی‌شده سهام شرکت مخابرات ایران

روش LR			روش EMO		
تاریخ	تعداد شبیه‌سازی	مقدار PIN میانگین	تاریخ	تعداد شبیه‌سازی	مقدار PIN میانگین
1398/01	1,000	0/1192	1398/01	1,000	0/1249
1398/02	1,000	0/1363	1398/02	1,000	0/1422
1398/03	1,000	0/1703	1398/03	1,000	0/1754
1398/04	1,000	0/1424	1398/04	1,000	0/1513
1398/05	1,000	0/2538	1398/05	1,000	0/2660
1398/06	1,000	0/2360	1398/06	1,000	0/2069
1398/07	1,000	0/1829	1398/07	1,000	0/1743
1398/08	1,000	0/0778	1398/08	1,000	0/3224
1398/09	1,000	0/1562	1398/09	1,000	0/1088
1398/10	1,000	0/2206	1398/10	1,000	0/2769
1398/11	1,000	0/2799	1398/11	1,000	0/3488
1398/12	1,000	0/3217	1398/12	1,000	0/3292
میانگین		0/1914	میانگین		0/2189

منبع: محاسبات پژوهش

بررسی سطح عدم تقارن اطلاعاتی

به منظور بررسی وجود سطح معناداری از عدم تقارن اطلاعاتی می‌توان از آزمون مقایسه زوجی به ازای مقادیر PIN محاسبه شده برای هر سهم به‌طور جداگانه و همچنین کل سهم‌ها به‌صورت یکجا استفاده کرد. بنابراین برای هر سهم هم به ازای PIN محاسبه‌شده با روش لی- ردی و هم PIN محاسبه شده با روش الیس- مایکلی- اوهارا تعداد ۱۲ داده وجود دارد که برای هر سهم و به ازای روش‌های مختلف تقسیم‌بندی معاملات، آزمون مقایسه زوجی انجام می‌گیرد. فرضیه‌ها آزمون مقایسه زوجی به شرح زیر است:

- ✓ فرض صفر: میانگین PIN ها نسبت به صفر اختلاف معنادار ندارند.
- ✓ فرض یک: میانگین PIN ها نسبت به صفر اختلاف معنادار دارند.

جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی را به ازای کل سهم‌های نمونه به‌صورت یکجا نشان می‌دهد.

جدول ۸. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه اول (کل نمونه)

نماد	احتمال آماره t	
	PIN (LR)	PIN (EMO)
کل نمونه آماری	0/0000	0/0000

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج مندرج در جدول بالا و به ازای هر دو روش محاسبه PIN، احتمال آماره آزمون کمتر از مقدار ۰/۰۵ برآوردی شده و درنتیجه فرض صفر رد و فرض مخالف مبنی بر وجود اختلاف معنادار بین مقادیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و مقدار صفر پذیرفته می‌شود.

همچنین جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه آزمون را به تفکیک هر یک از سهم‌های نمونه آماری نشان می‌دهد.

جدول ۹. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه اول (به تفکیک سهم)

نماد	دهک	احتمال آماره t		نماد	دهک	احتمال آماره t	
		PIN (LR)	PIN (EMO)			PIN (LR)	PIN (EMO)
ولساپا	1	0/0000	0/0000	شپاکسا	6	0/0000	0/0000
خزامیا	1	0/0000	0/0001	اپرداز	6	0/0000	0/0000
فملی	1	0/0000	0/0000	زبینا	6	0/0000	0/0000
اخابر	1	0/0000	0/0000	چکاوه	6	0/0000	0/0000
کگل	2	0/0001	0/0000	پخش	7	0/0000	0/0000
بترانس	2	0/0000	0/0000	تپمپی	7	0/0000	0/0000
فارس	2	0/0000	0/0000	زماهان	7	0/0000	0/0000
ثعمرا	2	0/0000	0/0000	حسینا	7	0/0000	0/0000
تکمبا	3	0/0000	0/0000	بالاس	8	0/0000	0/0000
توریل	3	0/0000	0/0000	شاوان	8	0/0000	0/0000
ونفت	3	0/0000	0/0000	لابسا	8	0/0000	0/0000
تبرک	3	0/0000	0/0000	تابا	8	0/0000	0/0000
میدکو	4	0/0000	0/0000	زنگان	9	0/0000	0/0000
کنور	4	0/0000	0/0001	لپارس	9	0/0000	0/0000
دتولید	4	0/0000	0/0000	کمرجان	9	0/0000	0/0000
سبزوا	4	0/0000	0/0000	ساینا	9	0/0000	0/0000
پکرمان	5	0/0000	0/0000	قصفها	10	0/0000	0/0000
حاسا	5	0/0000	0/0000	گکیش	10	0/0000	0/0000
همراه	5	0/0000	0/0000	بسویچ	10	0/0000	0/0001
شپدیس	5	0/0000	0/0000	فنورد	10	0/0000	0/0000

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج درج شده در جدول بالا، احتمال آماره آزمون هر یک از سهم‌های منتخب (برای هر دو روش محاسبه PIN) کمتر از مقدار ۰/۰۵ برآورد شده و درنتیجه فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل مبنی بر وجود اختلاف معنادار بین مقادیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و مقدار صفر پذیرفته می‌شود. بنابراین با توجه به نتایج مشاهده می‌شود معاملات در بورس اوراق بهادار تهران دارای سطح قابل ملاحظه‌ای از اطلاعات نهانی است که این میزان در سهم‌های کوچک‌تر با حجم معاملاتی کمتر بیش‌تر است و نیازمند توجه بیشتر سازمان‌های نظارتی بر معاملات است.

بررسی اثر روش‌های مختلف تقسیم‌بندی بر محاسبه PIN

به منظور بررسی اثر روش‌های مختلف تقسیم‌بندی بر محاسبه PIN می‌توان از آزمون مقایسه زوجی به ازای مقادیر PIN محاسبه شده برای هر سهم به‌طور جداگانه و همچنین کل سهم‌ها به‌صورت یکجا استفاده کرد. بنابراین برای هر سهم هم به ازای PIN محاسبه‌شده با روش لی- ردی و هم PIN محاسبه‌شده با روش الیس- مایکلی- اوهارا تعداد ۱۲ داده وجود دارد که به ازای روش‌های مختلف آزمون مقایسه زوجی انجام می‌گیرد. فرضیه‌ها آزمون مقایسه زوجی به شرح زیر است:

- ✓ فرض صفر: میانگین PIN محاسبه‌شده با استفاده از روش لی- ردی نسبت به میانگین PIN محاسبه‌شده با استفاده از روش الیس- مایکلی- اوهارا تفاوت معناداری ندارد.

- ✓ فرض یک: میانگین PIN محاسبه‌شده با استفاده از روش لی- ردی نسبت به میانگین PIN محاسبه‌شده با استفاده از روش الیس- مایکلی- اوهارا تفاوت معناداری دارد.

جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی را به ازای کل سهم‌های نمونه و به‌صورت یکجا نشان می‌دهد.

جدول ۱۰. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه دوم (کل نمونه)

نماد	احتمال آماره t (LR-EMO)
کل نمونه آماری	0/0624

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج مندرج در جدول بالا، احتمال آماره آزمون بیشتر از مقدار ۰/۰۵ برآورد شده و درنتیجه دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر وجود تفاوت معنادار میانگین PIN محاسبه‌شده توسط دو روش لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا وجود ندارد و این فرض پذیرفته می‌شود.

همچنین جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه آزمون را به تفکیک تک‌تک سهم‌های منتخب نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه دوم (به تفکیک سهم)

نماد	دهک	احتمال آماره t (LR-EMO)	نماد	دهک	احتمال آماره t (LR-EMO)
ولساپا	1	0/6562	شپاکسا	6	0/6803
خزامیا	1	0/2828	اپرداز	6	0/1030
فملی	1	0/0021	زبینا	6	0/8406
اخابر	1	0/5220	چکاوه	6	0/8054
کگل	2	0/7108	پخش	7	0/6295
بترانس	2	0/0461	تیمپی	7	0/7923
فارس	2	0/1676	زماهان	7	0/6332
ثعمرا	2	0/5908	حسینا	7	0/7754
تکمبا	3	0/9684	بالاس	8	0/9197
توریل	3	0/9395	شاوان	8	0/5787
ونفت	3	0/4672	لابسا	8	0/9838
تبرک	3	0/7343	تابا	8	0/4876
میدکو	4	0/9605	زنگان	9	0/2926
کنور	4	0/8383	لپارس	9	0/6948
دتولید	4	0/7067	کمرجان	9	0/7614
سبزوا	4	0/7012	ساینا	9	0/7987
پکرمان	5	0/1794	قصفها	10	0/8341
حاسا	5	0/5037	گکیش	10	0/8092
همراه	5	0/2405	بسویچ	10	0/8252
شپدیس	5	0/9793	فنورد	10	0/8967

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج جدول بالا نشان می‌دهد جز در دو سهم، در مابقی سهام منتخب، احتمال آماره آزمون بیشتر از مقدار ۰/۰۵ برآورد شده و دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر وجود تفاوت معنادار میانگین PIN محاسبه‌شده توسط دو روش وجود ندارد. درنتیجه فرض صفر پذیرفته می‌شود. بنابراین استفاده از روش‌های مختلف دسته‌بندی معاملات تفاوت

قابل ملاحظه‌ای در سیستم نظارتی ایجاد نکردی و سیستم‌های نظارتی می‌توانند از روش‌های مختلف تقسیم‌بندی استفاده کنند.

بررسی اثر انحراف تقسیم معاملات خرید و فروش بر PIN

به منظور بررسی اثر انحراف تقسیم معاملات خرید و فروش بر PIN می‌توان از آزمون مقایسه زوجی به ازای مقادیر PIN محاسبه شده و شبیه‌سازی شده برای هر سهم به‌طور جداگانه و همچنین کل سهم‌ها به‌صورت یکجا استفاده کرد. روش دیگر نیز استفاده از مقادیر خطای جذر میانگین مربعات (برای تک‌تک سهم‌ها و یا کل سهام به‌صورت یکجا) PIN واقعی و شبیه‌سازی شده و استفاده از آزمون مقایسه زوجی جهت بررسی وجود اختلاف معنادار بین مقادیر خطای جذر میانگین مربعات و مقدار صفر است. بنابراین برای هر سهم هم به ازای PIN محاسبه شده و شبیه‌سازی شده با روش لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا تعداد ۱۲ داده وجود دارد که ابتدا مقادیر خطای جذر میانگین مربعات محاسبه شده و معناداری اختلاف آن با صفر برای سهم‌های نمونه آماری پژوهش و به ازای روش‌های مختلف با استفاده از آزمون مقایسه زوجی انجام می‌گیرد.

فرضیه‌ها آزمون مقایسه زوجی به شرح زیر است:

- ✓ فرض صفر: مقادیر خطای جذر میانگین مربعات حاصل از مقادیر PIN واقعی و PIN شبیه‌سازی‌شده بر اساس هر دو روش دسته‌بندی نسبت به صفر اختلاف معناداری ندارند.
- ✓ فرض یک: مقادیر خطای جذر میانگین مربعات حاصل از مقادیر PIN واقعی و PIN شبیه‌سازی‌شده بر اساس هر دو روش دسته‌بندی نسبت به صفر اختلاف معناداری دارند.

جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی را به ازای کل سهم‌های نمونه و به‌صورت یکجا نشان می‌دهد.

جدول ۱۲. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه سوم (کل نمونه)

نماد	احتمال آماره t	
	PIN (LR)	PIN (EMO)
کل نمونه آماری	0/0000	0/0000

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج در جدول بالا و به ازای هر دو روش محاسبه PIN، احتمال آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ برآورد شده، درنتیجه فرض صفر رد و فرض یک مبنی بر وجود اختلاف معنادار بین مقادیر خطای شبیه‌سازی و مقدار صفر پذیرفته شده و فرضیه مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین هرگونه تقسیم نادرست معاملات با هر دو روش لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا می‌تواند بر محاسبه PIN تأثیر معناداری بگذارد.

همچنین، نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه آزمون به تفکیک هر یک از سهام منتخب در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۱۳. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه سوم (به تفکیک سهم)

نماد	دهک	احتمال آماره t		نماد	دهک	احتمال آماره t	
		PIN (LR)	PIN (EMO)			PIN (LR)	PIN (EMO)
ولساپا	1	0/0184	0/0297	شپاکسا	6	0/0093	0/0172
خزامیا	1	0/0254	0/0204	اپرداز	6	0/0105	0/0189
فملی	1	0/0168	0/0182	زبینا	6	0/0065	0/0292
اخابر	1	0/0142	0/0087	چکاوه	6	0/0211	0/0023
کگل	2	0/0187	0/0078	پخش	7	0/0243	0/0073
بترانس	2	0/0185	0/0048	تپمپی	7	0/0161	0/0164
فارس	2	0/0264	0/0190	زماهان	7	0/0088	0/0240
ثعمرا	2	0/0046	0/0098	حسینا	7	0/0171	0/0051
تکمبا	3	0/0064	0/0025	بالاس	8	0/0256	0/0210
توریل	3	0/0043	0/0124	شاوان	8	0.0124	0/0191
ونفت	3	0/0114	0/0172	لابسا	8	0/0153	0/0009
تبرک	3	0/0248	0/0243	تابا	8	0/0081	0/0031
میدکو	4	0/0294	0/0058	زنگان	9	0/0083	0/0085
کنور	4	0/0181	0/0153	لپارس	9	0/0053	0/0075
دتولید	4	0/0088	0/0051	کمرجان	9	0/0313	0/0149
سبزوا	4	0/0062	0/0197	ساینا	9	0/0117	0/0295
پکرمان	5	0/0017	0/0285	قصفها	10	0/0095	0/0051
حاسا	5	0/0103	0/0185	گکیش	10	0/0269	0/0296
همراه	5	0/0028	0/0101	بسویچ	10	0/0180	0/0117
شپدیس	5	0/0220	0/0057	فنورد	10	0/0108	0/0227

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول فوق، برای تک‌تک سهم‌های نمونه آماری و به ازای هر دو روش محاسبه PIN، احتمال آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ برآورد شده و درنتیجه فرض صفر رد و فرض یک آزمون مبنی بر وجود اختلاف معنادار بین مقادیر خطای شبیه‌سازی و مقدار صفر پذیرفته شده و فرضیه مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین، هرگونه تقسیم نادرست معاملات با هر دو روش لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا می‌تواند بر محاسبه PIN تأثیر معناداری بگذارد. بنابراین هر چند نتیجه حاصله نشان داد استفاده از روش‌های مختلف دسته‌بندی تفاوت خاصی در شاخص نظارتی ایجاد نمی‌کند، اما هرگونه انحراف در تقسیم معاملات در

روش‌های مختلف تقسیم معاملات خرید و فروش می‌تواند دقت شاخص نظارتی را به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای کاهش داده و کارایی آن را کمتر نماید.

نتیجه‌گیری و بحث

در پژوهش حاضر، با استفاده از دو الگوریتم معتبر و پذیرفته شده لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا، معاملات روزانه به دو دسته خرید و فروش تقسیم‌بندی شدند. سپس، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات (PIN) بر اساس معاملات تفکیک شده توسط هر دو الگو محاسبه شده و سطح عدم تقارن اطلاعاتی بررسی گردید. در ادامه با فرض اشتباه در تشخیص صحیح نوع معاملات، احتمال معامله بر اساس اطلاعات نهانی شبیه‌سازی شده و اثر نادرستی تقسیم معاملات بر آن بررسی شد. برای این منظور، ۴۰ سهم که حداقل در ۷۵ درصد از روزهای کاری سال ۱۳۹۸ قابل معامله بودند به‌عنوان نمونه آماری انتخاب گردید. با گردآوری اطلاعات میان‌روزی مربوط به آنها، ابتدا با استفاده از دو الگوریتم لی- ردی و الیس- مایکلی- اوهارا معاملات روزانه به دو دسته خرید و فروش تقسیم شدند. سپس، پارامترهای شاخص نظارتی و درنتیجه مقدار PIN ماهانه و میانگین کل برای هر سهم منتخب به ازای هر دو روش ذکرشده محاسبه گردید، بر این اساس مشاهده گردید که عدم تقارن اطلاعاتی در معاملات سهام بورس اوراق بهادار از مقدار قابل‌توجهی (به‌طور متوسط ۰/۲۵) برخوردار است و فرضیه اول پژوهش تأیید شد. این عدم تقارن اطلاعاتی با حرکت به سمت دهک‌های با حجم کم و سهم‌های کوچک‌تر افزایش می‌یابد. علاوه‌بر این مشاهده شد استفاده از روش‌های مختلف تقسیم معاملات، تفاوت معناداری در محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی و دقت شاخص PIN ایجاد نمی‌نماید. درنتیجه فرضیه دوم پژوهش تایید نشده است. در ادامه با در نظر گرفتن احتمال خطا در تقسیم صحیح معاملات، مقادیر PIN با شبیه‌سازی ۱،۰۰۰ مرتبه‌ای به ازای هر روش دسته‌بندی برای هر سهم در بازه‌های ماهانه محاسبه شد. میانگین مقادیر ۱،۰۰۰ مرتبه PIN شبیه‌سازی‌شده در هرماه به‌عنوان PIN شبیه‌سازی شده آن ماه در نظر گرفته شد. سپس مقادیر خطای شبیه‌سازی با استفاده از تفاضل مقادیر PIN واقعی و شبیه‌سازی‌شده به دست آمد. با بررسی خطای حاصل از انحراف تقسیم صحیح معاملات، مشاهده شد که وجود هرگونه انحراف در تقسیم صحیح معاملات به دو دسته معاملات خرید و فروش باعث ایجاد انحراف معنادار در محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی توسط شاخص PIN می‌گردد. درنتیجه فرضیه سوم پژوهش نیز مورد تأیید قرار گرفت.

نتایج پژوهش در مقایسه با نتایج سایر پژوهش‌هایی پیشین که در این حوزه انجام شده نشان داد سطح عدم تقارن اطلاعاتی همچنان از مقدار قابل‌توجهی برخوردار است. بنابراین، استفاده از شاخص‌هایی از قبیل PIN، جهت رصد معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی و بررسی اثرگذاری اطلاعات بر روند معاملات سهام به‌خصوص در معاملات سهام با حجم‌های کوچکتر ضروری به نظر می‌رسد. از طرفی شاخص برآوردی، خود باید بر اساس الگوریتم‌های دقیق و معتبر بنا نهاده شود. زیرا انحراف الگوریتم‌های تقسیم معاملات می‌تواند دقت شاخص را به‌صورت قابل‌توجهی تحت تأثیر قرار دهد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

راعی، ر ضا.، عیوض‌لو، ر ضا و محمدی، شاپور. (۱۳۹۲). **برر سی ریسک اطلاعات با ا ستفاده از مدل‌های ریزساختار بازار**. *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱۷(۳)، ۸۵-۷۱.

راعی، رضا.، محمدی، شاپور و عیوض‌لو، رضا. (۱۳۹۲). **تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار**. *تحقیقات مالی*، ۱۵(۱)، ۲۸-۱۷.

راعی، رضـا.، عیوض‌لو، رضـا و عباس‌زاده اصـل، امیرعلی. (۱۳۹۶). **بررسـی رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و نقد شوندگی در بورس اوراق بهادار تهران با ا ستفاده از مدل‌های ریز ساختار بازار**. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۰(۳۴)، ۲۴-۱۳.

طالب‌لو، رضـا.، شـاکری، عباس و رحمانیانی، میلاد. (۱۳۹۸). **مقایسه روش‌های مختلف تخمین احتمال مبادله آگاهانه در بورس اوراق بهادار تهران**. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴(۷۸)، ۲۹-۱.

عیوض‌لو، رضا.، راعی، رضا و محمدی، شاپور. (۱۳۹۱). **اثرات تقویمی در احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی**. *بورس اوراق بهادار*، ۵(۱۸)، ۰-۰.

مهرآرا، محسن؛ سهیلی، حبیب (۱۳۹۷)، **پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران**. *تحقیقات* مالی، ۲۰(۳)، ۲۸۸-۲۶۵.

Agudelo, D. A., Giraldo, S. & Villarraga, E. (۲۰۱۵). **Does PIN measure information? Informed trading effects on returns and liquidity in six emerging markets**. *International Review of Economics & Finance*, ۳۹(C), ۱٤۹-۱٦۱.

Bosque, L., Albuquerque, P., Peng, Y., Da-Silva, C. & Nakano, E. (۲۰۲۰). **Probability of informed trading: A bayesian approach**. *International Journal of Applied Decision Sciences*, ۱۳(۲), ۱۸۳-۲۱٤.

Cai, J., He, J. & He, J. (۲۰۱۰). **How better informed are the institutional investors**?. *Economics Letters*, ۱۰٦(۳), ۲۳٤-۲۳۷.

Chakrabarty, B., Pascual, R. & Shkilko, A. (۲۰۱۵). **Evaluating trade classification algorithms: Bulk volume classification versus the tick rule and the Lee-Ready algorithm**. *Journal of Financial Markets*, ۲۵(C), ۵۲-۷۹.

Chan, K., Chung, Y. P. & Fong, W. M. (۲۰۰۲). **The informational role of stock and option volume.** *The Review of Financial Studies*, ۱۵(٤), ۱۰٤۹-۱۰۷۵.

Dipiazza, J., Samual A. & Eccles, R. G. (۲۰۰۲). **Building public trust: The future of corporate reporting.** New York: Jon Wily & Sons, Inc.

Easley, D., De Prado, M. L. & O'Hara, M. (۲۰۱٦). **Discerning information from trade data.** *Journal of Financial Economics*, ۱۲۰(۲), ۲٦۹-۲۸۵.

Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'hara, M. (۲۰۰۲). **Is information risk a determinant of asset returns**?. *The journal of finance*, ۵۷(۵), ۲۱۸۵-۲۲۲۱.

Easly, D. & O'Hara, M. (۱۹۸۷). **Prices, trade size and information in security markets.** *Journal of Financial Economics*, ۳۳(۱), ۱۷۳-۱۹۹.

Easley, D. & O'Hara, M. (۱۹۹۲). **Time and the process of security price adjustment.** *The Journal of finance*, ٤٧(٢), ٥٧٧-٦٠٥.

Easley, D., Kiefer, N. M. & O'Hara, M. (۱۹۹۷). **One day in the life of a very common stock**. *Review of Financial Studies*, ١٠(٣), ٨٠٥-٨٣٥.

Easley, D., Kiefer, N. M. & O'Hara, M. (۱۹۹۷). **The information content of the trading process**. *Journal of Empirical Finance*, ٤(٢), ١٥٩-١٨٦.

Easley, D., Kiefer, N. M., O'Hara, M. & Paperman, J. B. (۱۹۹٦). **Liquidity, information, and infrequently traded stocks.** *The Journal of Finance*, ٥١(٤), ١٤٠٥-١٤٣٦.

Eyvazlu, R,. Raei, R. & Mohammadi, S. (۲۰۱۲). **Calendar effects on the probability of informed trading**. *Journal of Securities Exchange.* ١٧. ٥-١٧. (In Persian)

Kubota, K. & Takehara, H. (۲۰۰۹). **Information based trade, the PIN variable, and portfolio style differences: Evidence from Tokyo stock exchange firms.** *Pacific-Basin Finance Journal*, ١٧(٣), ٣١٩-٣٣٧.

Lee, C. & Ready, M. J. (۱۹۹۱). **Inferring trade direction from intraday data.** *The Journal of Finance*, ٤٦(٢), ٧٣٣-٧٤٦.

Lei, Q. & Wu, G. (۲۰۰٥). **Time-varying informed and uninformed trading activities**. *Journal of Financial Markets*, ٨(٢), ١٥٣-١٨١.

Mehrara, M. & Soheyli Ahmadi, H. (۲۰۱۸). **Arrival dynamics of informed and uninformed traders into Tehran Stock Exchange**. *Financial Research Journal*, ٢٠(٣), ٢٦٥-٢٨٨. (In Persian)

Raei, R,. Eyvazlu, R. & Mohammadi, S. (۲۰۱۳). **Survey on information risk using microstructure models**. *Management Research in Iran*, ١٧(٣), ٧١-٨٦. (In Persian)

Raei, R,. Mohammadi, S. & Eyvazlu, R. (۲۰۱۳). **Estimating probability of private information based trade using microstructure model**. *Financial Research Journal*, ١٥(١), ١٧-٢٨. (In Persian)

Raei, R,. Eyvazlu, R. & Abbaszade Asl, A. A. (۲۰۱۷). **Investigation on relation between information asymmetry and liquidity via market microstructures model in Tehran Stock Exchange**. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, ١٠(٣٤), ١-١٠. (In Persian)

Talebloo, R,. Shakeri, A. & Rahmaniani, M. (۲۰۱۹). **Comparison of different methods for estimating the probability of informed trading in Tehran Stock Exchange.** *Iranian Journal of Economic Research*, ٢٤(٧٨), ١-٢٩. (In Persian)

Yan, Y. & Hongbing, O. (۲۰۱۸). **Dynamic probability of informed trading and price movements: evidence from the CSI۳۰۰ index futures market.** *Applied Economics Letters*, ٢٥(١٤), ٩٩٨-١٠٠٣.

Yan, Y. & Zhang, S. (۲۰۱۲). **An improved estimation method and empirical properties of the probability of informed trading**. *Journal of Banking & Finance*, ٣٦(٢), ٤٥٤-٤٦٧.

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-

NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۶۰-۴۱

مقاله پژوهشی

تأثیر تغییرات اهرم مالی و هزینه بدهی بر تطابق درآمد و هزینه[۱]

اسفندیار ملکیان کله بستی[۲]، حسن حسنی[۳]، مصطفی ملکیان کله بستی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۲۸

چکیده

در قوانین حسابداری مقرر شده که هزینه بدهی باید به عنوان هزینه ثبت شود. این در حالی است که هزینه حقوق صاحبان سهام در صورت سود و زیان درج نمی‌شود. بنابراین، میزان هزینه تأمین مالی و در نتیجه سود خالص در صورت سود و زیان به نحوه تأمین مالی بنگاه‌ها بستگی دارد. لذا، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر اهرم مالی و میزان هزینه بهره بر میزان تطابق درآمد و هزینه در نمونه آماری شامل ۱۹۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ پرداخته است. نتایج نشان داد تطابق درآمد و هزینه در شرکت‌هایی که کاهش زیادی در اهرم مالی دارند، بیشتر است. علاوه‌بر این، تغییرات افزایشی در اهرم مالی تأثیر منفی بر رابطه بین درآمد و هزینه‌های غیرعملیاتی همزمان دارد. همچنین، فقط تغییرات کاهشی هزینه بهره به بهبود تطابق درآمد و هزینه‌های غیرعملیاتی همزمان منجر می‌گردد. بنابراین، بطور کلی نتایج نشان داد که رفتار حسابداری متفاوت در برخورد با هزینه بدهی و حقوق صاحبان سهام می‌تواند از طریق تغییر در ساختار سرمایه روی ویژگی‌های سود تأثیر بگذارد.

واژگان کلیدی: تطابق درآمد و هزینه، ساختار سرمایه، تصمیمات تأمین مالی، اهرم مالی، هزینه بدهی.
طبقه‌بندی JEL: *M۴۱, G۳۲*

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۱.۳۳۰۲۷,۲۴۱۶

۲. استاد گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. **Email:**e.malekian@umz.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**h.hassani۱۳@yahoo.com

۴. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تهران، ایران. **Email:**mostafa.malekian@ut.ac.ir

مقدمه

اصل تطابق[۱] حسابداری در گزارشگری مالی نقش مهمی دارد و به اعتقاد برخی از صاحب‌نظران مانند کیسو و همکاران[۲] (۲۰۱۳) و دیچو و همکاران[۳] (۲۰۱۳) تطابق؛ اصل اساسی و بنیادی حسابداری است. با این توضیح که این اصل به تطابق درآمدهایی که در دوره حسابداری به‌دست می‌آیند با هزینه‌های انجام شده برای ایجاد آن درآمدها تعریف می‌شود. در فرآیند تطابق، ابتدا درآمدها شناسایی شده، سپس هزینه‌ها با این درآمدها مطابقت می‌یابد. در نتیجه، تطابق هزینه و درآمد حاصل از آن باعث ایجاد صورت سود و زیان برای دوره حسابداری می‌شود و امکان ارزیابی سود شرکت به‌عنوان تفاوت بین درآمد و هزینه‌ها فراهم می‌شود. از آنجا که سود نیز مهم‌ترین خروجی سیستم حسابداری است (گراهام و همکاران[۴]، ۲۰۰۵)، تطابق بسیار حائز اهمیت است. بنابراین، پژوهش درباره تطابق می‌تواند بینش ارزشمندی در مورد ویژگی‌های سود حسابداری ارائه دهد و به درک ویژگی‌های سود کمک شایان توجهی نماید. به‌ویژه، تطابق درآمد و هزینه باعث کاهش نوسان و افزایش پایداری و پیش‌بینی‌پذیری بیشتر سود نسبت به جریان‌های نقدی می‌شود و این بر تأثیر تطابق بر کیفیت سود دلالت دارد (دیچو و تانگ[۵]، ۲۰۰۸ و دیچو و همکاران، ۲۰۱۳).

از سویی، تغییرات اخیر در اقتصاد و استانداردهای حسابداری بر ویژگی‌های سود حسابداری تأثیر دارد (دیچو و تانگ، ۲۰۰۸؛ دانلسون و همکاران[۶]، ۲۰۱۱ و هی و شان[۷]، ۲۰۱۶). از جمله، تطابق ضعیف می‌تواند از ضعف قابلیت پیش‌بینی هزینه‌ها و عدم دسترسی به سایر اطلاعات از قبیل تصمیمات مدیریت (مانند نظریه حمام بزرگ[۸])، قوانین حسابداری (هزینه‌کرد هزینه‌های تحقیق و توسعه) و موارد دیگر ناشی شود. همچنین، تغییرات ساختار سرمایه و به تبع آن تغییر هزینه سرمایه شرکت‌ها از دیگر عواملی است که می‌تواند سیاست‌های تأمین مالی شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد و در ادبیات پژوهشی اخیر نیز به آن توجه ویژه‌ای شده است.

اما، در ایران، تلاش‌های اندکی در این زمینه صورت پذیرفته است. علاوه‌بر این، در همین پژوهش‌های اندک انجام شده نیز بررسی تأثیر هزینه بهره به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی هزینه بر تطابق درآمد و هزینه مغفول مانده است. این در صورتی است که آرمسترانگ و همکاران[۹] (۲۰۱۰) و گراهام و همکاران[۱۰] (۲۰۱۵) نشان داده‌اند شرکت‌های آمریکایی به‌طور سنتی از تأمین مالی از طریق بدهی منشأ هزینه بهره، به عنوان منبع مهم و اصلی بودجه سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند. بنابراین، انجام پژوهش حاضر با موضوع بررسی تأثیر تغییرات اهرم مالی و میزان هزینه بهره شرکت‌ها بر میزان تطابق درآمد و هزینه شرکت‌های

---

۱. Matching Principle
۲. Kieso et al
۳. Dichev
٤. Graham et al
٥. Dichev & Tang
٦. Donelson et al
۷. He & Shan
۸. Big Bath
۹. Armstrong et al
۱۰. Graham et al

پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند به توضیح چگونگی اثر تغییرات ساختار سرمایه و رفتار متفاوت با هزینه‌های بدهی و حقوق صاحبان سهام بر ویژگی سود حاصل از تطابق درآمد و هزینه کمک نماید. به‌علاوه، بررسی دقیق‌تر اقلام هزینه در صورت سود و زیان شرکت‌های با ساختار سرمایه متفاوت، درک بهتری از تطابق درآمد و هزینه به‌دست می‌دهد.

برای دستیابی به این هدف، مقاله پیش رو چنین ساماندهی شده که ابتدا مبانی نظری بیان و پیشینه پژوهش مرور شده است. پس از آن، روش‌شناسی پژوهش تشریح و شرایط انتخاب نمونه آماری مورد مطالعه بیان شده است. همچنین، مدل پژوهش معرفی و برآورد شده است. آن‌گاه یافته‌ها ارائه و مورد بحث قرار گرفته است. در پایان نیز برابر نتیجه‌گیری به عمل آمده چند توصیه سیاستی پیشنهاد شده است.

مبانی نظری

ساختار تأمین مالی یا سرمایه عبارت است از ترکیب ویژه‌ای از بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام یا سرمایه که شرکت برای تأمین مالی در زمینه عملیات خود برمی‌گزینند. ساختار تأمین مالی به گزینش بین منابع داخلی تأمین سرمایه و منابع خارجی شامل سرمایه و بدهی می‌پردازد. شرکت‌ها به دلایلی از جمله اجرای پروژه‌های سودآور، تسویه بدهی‌های سررسید شده، افزایش سرمایه در گردش و پرداخت سود به سهامداران به منابع مالی متعددی نیاز دارند (کردستانی و نجفی عمران، ۱۳۸۷) که به دو دسته کلی زیر تقسیم می‌شوند:

- ✓ منابع داخل شرکت (درون سازمانی)
- ✓ منابع مالی خارج از شرکت (برون سازمانی).

با این توضیح، منابع حاصل از وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی و فروش دارایی‌ها در دسته اول و استقراض و وام بانکی، انتشار اوراق مشارکت و انتشار سهام جدید در دسته دوم قرار می‌گیرند (رحیمیان، ۱۳۸۰). ساختار سرمایه ترکیب منابع نقدی بلندمدت مورد استفاده واحد اقتصادی است و تغییر در آن موجب تغییر هزینه سرمایه واحد اقتصادی می‌شود. بنابراین، ساختار سرمایه با هزینه سرمایه رابطه نزدیکی دارد.

گراهام و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند که شرکت‌ها در دهه ۱۹۹۰ همزمان با کاهش وام دولت، افزایش عدم اطمینان در اقتصاد کلان و توسعه بخش مالی، به تأمین مالی از طریق بدهی بیشتر اعتماد داشتند. اما، اخیراً بسیاری از شرکت‌ها اهرم مالی خود را کاهش داده‌اند. میچلی و همکاران[۱] (۲۰۱۷) نیز از کاهش اهرم شرکت‌های آمریکایی خبر داده و آن را ناشی از نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی عنوان کرده‌اند. اما این کاهش اخیر در اهرم مالی می‌تواند واکنشی به افزایش رقابت در بازار محصول باشد. زیرا، شرکت‌های آمریکایی به دلیل مقررات‌زدایی و جهانی‌شدن با رقابت شدیدی در بازار محصول روبه‌رو هستند (گاسپر و ماسا[۲]، ۲۰۰۶ و ایروین و پونتیف[۳]، ۲۰۰۹) و از آنجا که این تکانه در سطح صنعت باعث کاهش سودآوری

۱. Michaely et al
۲. Gaspar & Massa
۳. Irvine & Pontiff

شرکت می‌شود، تصمیمات اهرم مالی شرکت را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. به‌عنوان مثال، اوتچینیکوف[۱] (۲۰۱۰) و ژیو[۲] (۲۰۱۲) مقررات‌زدایی در صنعت و نفوذ واردات را تکانه‌های بیرونی در رقابت صنعت می‌دانند و نشان دادند اهرم مالی پس از مقررات‌زدایی در صنعت یا افزایش نفوذ واردات کاهش می‌یابد.

کاهش گسترده اقتصادی با تغییر تأمین مالی بدهی می‌تواند بر تطابق درآمد و هزینه تأثیر بگذارد. زیرا تطابق، هماهنگی هزینه‌ها با درآمدهای محقق شده است و می‌تواند به سه شکل رابطه علت و معلولی مستقیم (مانند بهای تمام شده)، تخصیص سیستماتیک و غیرمستقیم هزینه (مانند هزینه استهلاک) و شناخت بلادرنگ هزینه‌های سرمایه‌گذاری نامشهود (مانند هزینه تبلیغات و تحقیق و توسعه) انجام شود (زیمرمن و بلووم[۳]، ۲۰۱۶). هیون و چو[۴] (۲۰۱۸) بر این موضوع تمرکز کردند که چگونه تغییر گسترده اقتصادی در ساختار سرمایه رابطه بین درآمد و هزینه همزمان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. زیرا هزینه بهره به‌عنوان هزینه تحقق‌یافته تأمین مالی بدهی جزء مهمی از هزینه‌های غیرعملیاتی در صورت سود و زیان است. بسته به انتخاب شرکت برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری خود، رابطه بین درآمد و هزینه‌های همزمان به‌ویژه هزینه بهره می‌تواند متفاوت باشد. به‌عنوان مثال، تعداد بنگاه‌های آمریکایی با اهرم صفر یا بسیار کم (کمتر از ٪۵) در سال‌های اخیر افزایش یافته است (استرابلاف و یانگ[۵]، ۲۰۱۳). سیاست اهرم صفر منجر به هزینه بهره صفر می‌شود و در این حالت، به‌طور بالقوه همبستگی کمتری بین درآمد و هزینه بهره وجود دارد. به‌عنوان مثال، اگر تعدادی شرکت با میزان درآمد یکسان و هزینه بهره مساوی تأمین مالی بدهی وجود داشته باشد، همبستگی بین درآمد و هزینه بهره این نمونه ۱۰۰٪ است. با این حال، هنگامی که شرکتی شروع به استفاده از یک سیاست اهرم صفر می‌کند، ارتباط بین درآمد و هزینه بهره به زیر ۱۰۰٪ کاهش می‌یابد. بنابراین، تغییرات اهرم مالی می‌تواند بر تطابق درآمد و هزینه تأثیر بگذارد. اصول حسابداری رایج، شرکت‌ها را ملزم می‌کند که هزینه تأمین مالی بدهی را به‌عنوان هزینه جاری ثبت کنند، این در حالی است که هزینه‌های تأمین مالی سهام را نادیده می‌گیرد. این قاعده ایجاب می‌کند که صورت‌های مالی با هزینه بدهی و سهام به‌طور متفاوتی برخورد کند. به‌ویژه، بیانیه استاندارد حسابداری مالی شماره ۳۴ هیأت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا و استاندارد شماره ۱۳ ایران، بنگاها را ملزم می‌کند هزینه‌های وام را هنگام تحمل به‌عنوان هزینه شناسایی کنند. بنابراین، هزینه بهره بخش تحقق‌یافته هزینه تأمین مالی بدهی است که بر هزینه کل و سود خالص تأثیر می‌گذارد. با این حال، هزینه تأمین مالی سهام به‌عنوان یک هزینه شناخته نمی‌شود و باعث می‌شود بخش قابل توجهی از هزینه‌های تأمین مالی در صورت‌های مالی به رسمیت شناخته نشود (فروت و فرانکل[۶]، ۱۹۸۹ و التون[۷]، ۱۹۹۹). بنابراین، مطابق استانداردهای حسابداری هزینه بهره (یعنی بخش تحقق‌یافته هزینه بدهی) در صورت سود و زیان به‌عنوان بخشی از هزینه‌های غیرعملیاتی منعکس می‌شود، در حالی که هزینه تأمین مالی سهام شناسایی نمی‌شود.

---

۱. Ovtchinnikov
۲. Xu
۳. Zimmerman & Bloom
٤. Hyun & Cho
٥. Strebulaev & Yang
٦. Froot & Frankel
۷. Elton

هیون و چو (۲۰۱۸) این رفتار متفاوت با هزینه‌های بدهی و حقوق صاحبان سهام در صورت اهرم‌زدایی توسط شرکت‌های آمریکایی را یک دلیل اساسی برای کاهش اخیر رابطه بین درآمد و هزینه بهره عنوان کردند. به‌طور مثال، فرض کنید دو شرکت دارای تجارت یکسان و ساختار دارایی‌های عملیاتی یکسان، اما با ساختار سرمایه متفاوت، یکی دارایی‌های خود را از تأمین مالی بدهی و دیگری از طریق انتشار سهام تأمین می‌کند. این تصمیمات مختلف تأمین مالی منجر به سود خالص پایین‌تر (بالاتر) برای شرکت با تأمین مالی بدهی (سهام) می‌شود. همبستگی بین درآمد و هزینه بهره برای اولی ٪۱۰۰ و برای دومی ٪۰ است. اما هرگاه هزینه حقوق صاحبان سهام به‌عنوان هزینه شناخته شود، تفاوت در ساختار سرمایه تأثیر کمتری بر رابطه بین درآمد و هزینه تأمین مالی یعنی جمع هزینه بدهی و هزینه سهام خواهد داشت. اگر هزینه حقوق صاحبان سهام برابر با هزینه بدهی باشد، تفاوت اهرم باعث تغییر هزینه سرمایه برای دو شرکت با اندازه یکسان اما ساختارهای متفاوت سرمایه نمی‌شود. بنابراین نباید بین دو شرکت از نظر تطابق درآمد و هزینه‌های سرمایه تفاوت وجود داشته باشد. بنابراین، روش حسابداری سنتی شناسایی هزینه بهره و تغییرات بنیادی اهرم‌زدایی از دهه ۱۹۹۰ ممکن است به بدتر شدن تطابق درآمد و هزینه در طول زمان منجر شود (هیون و چو، ۲۰۱۸).

مروری بر پیشینه پژوهش

ویتولا و همکاران[1] (۲۰۲۰) تأثیر کیفیت گزارشگری یکپارچه بر هزینه سرمایه را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد کیفیت گزارشگری یکپارچه با هزینه سرمایه ارتباط منفی و معنی‌داری دارد و این یعنی کیفیت گزارشگری یکپارچه، روشی نوآورانه برای کاهش هزینه سرمایه است.

لایتینن[2] (۲۰۱۹) رویکرد عملکردی تطابق در تجزیه و تحلیل تطابق در گزارشگری مالی کشور فنلاند را بررسی کرده است. نتایج نشان داد ضریب همبستگی درآمد و هزینه به‌وسیله مدل ضریب تعیین لگاریتمی بهبود می‌یابد، مدل ضریب تعیین لگاریتمی نشان‌دهنده وابستگی منفی ضعیف کشش تطابق هزینه دستمزد، وابستگی مثبت ضعیف کشش تطابق هزینه مواد، وابستگی منفی ضعیف کشش تطابق استهلاک است. بنابراین، تفاوت در دقت تطابق بین صنایع با تأکید بر طبقه‌بندی‌های مختلف هزینه معنی‌دار است.

هیون و چو (۲۰۱۸) اهرم‌زدایی و کاهش تطابق درآمد و هزینه در طول زمان در شرکت‌های آمریکایی را طی سال های ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۳ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد شرکت‌هایی که تغییر بیشتری در اهرم مالی یا هزینه بهره داشته‌اند، رابطه درآمد و هزینه‌های غیرعملیاتی همزمان آنها کمتر است. همچنین رابطه درآمد و سایر هزینه همزمان (غیر از بهای تمام شده کالای فروش رفته، هزینه‌های فروش، عمومی و اداری، استهلاک، مالیات و اقلام استثنایی) کاهش یافته است. آنها با بخش‌بندی سایر هزینه‌ها به هزینه بهره و سایرین، تأثیر فعالیت‌های تأمین مالی در کاهش تطابق درآمد و هزینه را بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد هنگامی‌که هزینه بهره از سایر هزینه‌ها حذف می‌شود کاهش تطابق بین درآمد و سایر هزینه از بین می‌رود، درحالی که تطابق درآمد و هزینه بهره در نمونه مورد بررسی کاهش می‌یابد. همچنین شرکت‌هایی که هزینه بهره پایین‌تری دارند و کاهش قابل توجهی در اهرم مالی را تجربه کرده‌اند، بدتر شدن رابطه بین درآمد و سایر

۱. Vitolla et al
۲. Laitinen

هزینه‌های همزمان در آنها از بین می‌رود. به‌طور کلی، نتایج این مطالعه از آن حکایت داشت که تغییرات هزینه بهره ناشی از تغییرات بین دوره‌ای اهرم مالی، به‌طور قابل توجهی با کاهش تطابق بین درآمد و هزینه همراه است.

کیم و همکاران[1] (۲۰۱۷) تأثیر اهرم مالی و سرمایه‌گذاری مازاد بر تطابق درآمد و هزینه را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد تطابق بین درآمدها و هزینه‌های دوره جاری برای شرکت‌های دارای اهرم بالا ضعیف‌تر از شرکت‌های دارای اهرم پایین می‌باشد. در عوض، تطابق بین درآمدهای دوره جاری و هزینه‌های دوره بعدی برای شرکت‌های دارای اهرم بالا از شرکت‌های دارای اهرم پایین قوی‌تر است. این نتیجه نشان داد شرکت‌های دارای اهرم بالا برای بهبود سودآوری شناسایی هزینه‌ها را از دوره جاری به دوره بعدی به تأخیر می‌اندازند. علاوه‌بر این، تطابق همزمان ضعیف بین درآمد و هزینه‌ها برای شرکت‌هایی با اهرم بالا و سرمایه‌گذاری مازاد کم در مقایسه با شرکت‌هایی با اهرم بالا و سرمایه‌گذاری مازاد بیشتر تضعیف می‌شود. این نشان می‌دهد وقتی شرکت‌های دارای اهرم بالا، سرمایه‌گذاری مازاد انجام نمی‌دهند، تطابق ضعیف آنها تا حدی بازگردانده می‌شود.

دانلسون و همکاران (۲۰۱۱) اثر عوامل حسابداری و اقتصادی بر تغییرات رابطه بین درآمد و هزینه در شرکت‌های آمریکایی را طی دوره ۱۹۶۷ تا ۲۰۰۵ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد تغییرات رابطه بین درآمد و هزینه در درجه اول از افزایش اقلام استثنایی ناشی می‌شود. همچنین عوامل اقتصادی در افزایش اقلام استثایی نقش مهم‌تر و پایدارتری نسبت به اتخاذ استانداردهای حسابداری جدید دارند.

هی و شان (۲۰۱۶) رابطه تطابق درآمد و هزینه بین ۴۲ کشور از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۱ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد کاهش تطابق بیان شده توسط دیچو و تانگ (۲۰۰۸) فقط مختص کشور آمریکا نیست بلکه یک پدیده جهانی است. دیگر نتایج نشان داد در کشورهایی که حسابداری تعهدی بیشتر، شرکت‌هایی با اقلام استثایی قابل توجه‌تر، رشد اقتصادی کندتر، فعالیت‌های تحقیق و توسعه بیشتر، بخش خدماتی بزرگتر و محافظت از سرمایه‌گذاران قوی‌تر است، تطابق درآمد و هزینه ضعیف است. به‌طور کلی، نتایج نشان داد هر دو عامل حسابداری و اقتصادی عوامل تعیین‌کننده تطابق در طول زمان و در کلیه کشورها هستند.

دیچو و تانگ (۲۰۰۸) با بررسی سود حسابداری ۱۰۰۰ شرکت بزرگ آمریکایی در بازه‌ای ۴۰ ساله به این نتیجه رسیدند که تطابق ضعیف (کاهش در تطابق میان درآمدها و هزینه‌ها) باعث کاهش همبستگی بین درآمدها و هزینه‌های همزمان و نیز کاهش در پایداری سود و افزایش نوسان سود می‌شود. آنها بیان کردند که سود تابعی از عوامل اقتصادی و درجه موفقیت در تطابق قوی بین درآمدها و هزینه‌ها است.

اما در بازار سرمایه ایران تأثیر تغییرات ساختار سرمایه بر تطابق درآمد و هزینه به‌طور مستقیم با استفاده از داده‌های تجربی بررسی نشده است؛ اما چند پژوهش درباره برخی از این مفاهیم انجام شده که در ادامه مورد اشاره قرار گرفته است.

طاهری‌نیا و همکاران (۱۳۹۹) تأثیر تمرکززدایی مالی بر رابطه بین اهرم مالی و گزارشگری مالی متهورانه را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ بررسی کرده‌اند. نتایج

۱. Kim et al

بیانگر رابطه مستقیم و معنی‌دار بین اهرم مالی و گزارشگری مالی متهورانه بود. همچنین تمرکززدایی مالی بر رابطه بین اهرم مالی و گزارشگری مالی متهورانه تأثیر ندارد.

فاضلی و جعفری تجن گوکه (۱۳۹۸) رابطه کیفیت سود، کسری (مازاد) اهرم مالی و سیاست‌های تأمین مالی در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد کسری اهرم مالی با کیفیت سود ضعیف در شرکت‌ها ارتباطی ندارد. در شرکت‌های دارای مازاد (کسری) اهرم مالی نیز بین کیفیت سود و تأمین مالی از طریق صدور سهام ارتباطی وجود ندارد. دیگر یافته‌های پژوهش نشان داد شرکت‌های دارای مازاد اهرم مالی در مقایسه با شرکت‌های دارای کسری اهرم مالی، قبل از تأمین مالی از طریق صدور سهام، دست به مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و مدیریت سود از طریق اقلام واقعی می‌زنند تا راحت‌تر بتوانند سهام خود را انتشار دهند. از طرفی، در شرکت‌های دارای مازاد اهرم مالی در مقایسه با شرکت‌های دارای کسری اهرم مالی، بین تأمین مالی از طریق بدهی و مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و واقعی ارتباطی وجود ندارد.

بادآور نهندی و همکاران (۱۳۹۵) اثر رعایت اصل تطابق بر کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های سالم، درمانده و ورشکسته مالی را بررسی و مقایسه کرده‌اند. نتایج نشان داد بین رعایت اصل تطابق با دقت اطلاعات حسابداری در پیش‌بینی جریان‌های نقد آینده رابطه مستقیم و معنی‌دار و بین رعایت اصل تطابق با محتوای عایدات حسابداری رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد. تقسیم شرکت‌ها به گروه‌های سالم، درمانده و ورشکسته مالی و مقایسه اثر رعایت اصل تطابق بر کیفیت گزارشگری مالی در آنها نشان داد بین میزان اثر رعایت اصل تطابق بر کیفیت گزارشگری مالی در کل تفاوت وجود دارد.

مشایخی و پارسایی (۱۳۹۲) رابطه تأمین مالی شرکت از طریق بدهی‌ها با کیفیت سود را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان داد افزایش میزان بدهی شرکت‌ها سبب کاهش میزان اقلام تعهدی، افزایش پایداری سود و بهبود کیفیت سود شده است.

کرمی و قربان‌زاده (۱۳۹۲) به بررسی اثر اصل تطابق بر عدم اطمینان اطلاعاتی در بازه زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد هر چه تطابق بین درآمدها و هزینه‌ها بیشتر باشد، نوسان بازده و خطای پیش‌بینی سود هر سهم کمتر خواهد بود. بنابراین، تطابق قوی بین درآمدها و هزینه‌ها منجر به کاهش در عدم اطمینان نسبت به اطلاعات حسابداری و اصلاح و بهبود در پیش‌بینی و تصمیم‌گیری استفاده کنندگان از اطلاعات حسابداری شده است.

کاظمی و طرینی (۱۳۹۰) رابطه تطابق درآمد و هزینه با نوسان‌پذیری و پایداری سود در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد اختلال در رابطه اقتصادی درآمد و هزینه (تطابق ضعیف) و نوسان‌پذیری سود را کاهش و پایداری سود را افزایش داده است.

همان‌گونه که ملاحظه شد در پژوهش‌های انجام شده، تأثیر هزینه بهره به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی هزینه بر تطابق درآمد و هزینه نادیده انگاشته شده است. بنابراین، پژوهش حاضر با هدف پوشش شکاف تحقیقاتی یاد شده به بررسی تأثیر تغییرات اهرم مالی و میزان هزینه بهره شرکت‌ها بر میزان تطابق درآمد و هزینه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه مباحث مطروحه در بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش، رابطه بین تغییرات ساختار سرمایه (اهرم مالی)، هزینه بدهی و تطابق درآمد و هزینه به وضوح مشخص نیست و تعیین این موضوع هدف اصلی پژوهش را شکل می‌دهد. به منظور دستیابی به این هدف، فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرار گرفته است:

- ✓ فرضیه اول: میزان تغییرات اهرم مالی بر تطابق درآمد و هزینه همزمان تاثیر دارد.
- ✓ فرضیه دوم: میزان تغییرات هزینه بهره بر تطابق درآمد و هزینه همزمان تاثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع تجربی است و در حوزه پژوهش‌های اثباتی حسابداری مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌ها قرار می‌گیرد. از طرفی از نوع پسارویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) است که بر اساس اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و گزارش هیأت مدیره به مجمع عمومی انجام پذیرفته است. داده‌های مورد نیاز در بخش مبانی و پیشینه از کتب، مجلات تخصصی فارسی و لاتین، مقالات، رسانه‌ها و پژوهش‌های مرتبط جمع‌آوری شده (روش کتابخانه‌ای) است. داده‌های تجربی متغیرها نیز از بانک اطلاعاتی نرم‌افزارهای ره‌آورد نوین و پایگاه بورس اوراق بهادار استخراج شده است. برای تجزیه و تحلیل نهایی و واکاوی داده‌ها از نرم‌افزارهای اکسل و ایویوز استفاده شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش نیز از روش رگرسیون خطی چندمتغیره استفاده شده است.

جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که انتخاب نمونه آماری به روش حذفی سیستماتیک و با توجه به شرایط زیر انتخاب شده است:

- ✓ جزو صنایع واسطه‌گری، سرمایه‌گذاری، لیزینگ و بیمه نباشند.
- ✓ داده‌های مورد نظر آن‌ها در دسترس باشند.
- ✓ طی سال‌های مالی ۸۲ تا ۹۷ تغییر فعالیت نداشته باشند.

در نهایت تعداد ۱۹۹ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب و در مجموع ۲۴۶۴ مشاهده (سال-شرکت) در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ آزمون شده است. لازم به ذکر است با توجه به تعریف عملیاتی متغیرها از اطلاعات سال‌های ۸۳ و ۹۷ نیز استفاده شده است.

از رابطه (۱) مبتنی بر کار هیون و چو (۲۰۱۸) که بسط مدل تطابق درآمد و هزینه دیچو و تانگ (۲۰۰۸) است نیز برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است:

$$REV_{i,t}=\beta_0+\beta_1 EXP_{i,t-1}+\beta_2 EXP_{i,t-1}\times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}(INT\text{-}INCREASE_{i,t})+\beta_3 EXP_{i,t-1}\times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}(INT\text{-}DECREASE_{i,t})+\beta_4 EXP_{i,t}+\beta_5 EXP_{i,t}\times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}(INT\text{-}INCREASE_{i,t})+\beta_6 EXP_{i,t}\times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}(INT\text{-}DECREASE_{i,t})+\beta_7 EXP_{i,t+1}+\beta_8 EXP_{i,t+1}\times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}(INT\text{-}INCREASE_{i,t})+\beta_9 EXP_{i,t+1}\times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}(INT\text{-}DECREASE_{i,t})+\beta_{10}.LEV\text{-}INCREASE_{i,t}(INT\text{-}INCREASE_{i,t})+\beta_{11} LEV\text{-}$$

$DECREASE_{i,t}(INT\text{-}DECREASE_{i,t})+\beta_k INDUSTRY\ FIXED\ EFFECTS+\beta_j YEAR\ FIXED\ EFFECTS+\varepsilon$ رابطه (۱)

شرح متغیرهای مدل بالا عبارتند از:

REV= درآمد شرکت i در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t است.

EXP= هزینه‌های شرکت i در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t که هزینه‌های شرکت برابر با درآمد منهای سود خالص قبل از اقلام استثنایی است.

LEV-INCREASE (LEV-DECREASE)= متغیر دامی (مصنوعی) افزایش (کاهش) اهرم مالی است و در صورتی که تغییرات اهرم مالی در سال t نسبت به سال t-۱ بیشتر از ۵ درصد افزایش (کاهش) یابد برابر یک و در غیر این‌صورت برابر صفر در نظر گرفته شده است.

INT-INCREASE (INT -DECREASE)= متغیر دامی (مصنوعی) افزایش (کاهش) هزینه بهره است و در صورتی که تغییرات هزینه بهره در سال t نسبت به سال t-۱ ببیشتر از ۵ درصد افزایش (کاهش) یابد برابر یک و در غیر این‌صورت صفر در نظر گرفته شده است.

INDUSTRY FIXED EFFECTS و YEAR FIXED EFFECTS نیز به ترتیب نشان‌دهنده اثرات ثابت صنعت و اثرات ثابت سال هستند.

در پژوهش حاضر به پیروی از هیون و چانگ (۲۰۱۸) و به منظور بررسی بیشتر هزینه‌ها با توجه به این که هزینه بدهی در قسمت هزینه‌های غیرعملیاتی صورت سود و زیان منعکس می‌شود، هزینه‌ها به دو بخش عملیاتی و هزینه‌های غیر عملیاتی تقسیم شده و سپس مدل (۲) دوباره برای فرضیه‌ها آزمون شده است.

$REV_{i,t}= \beta_0 + \beta_1 EXP_{i,t-1} + \beta_2 EXP_{i,t-1} \times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}\ (INT\text{-}INCREASE_{i,t}) + \beta_3 EXP_{i,t-1} \times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}\ (INT\text{-}DECREASE_{i,t}) + \beta_4 OEXP_{i,t} + \beta_5 OEXP_{i,t} \times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}\ (INT\text{-}INCREASE_{i,t}) + \beta_6 OEXP_{i,t} \times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}\ (INT\text{-}DECREASE_{i,t}) + \beta_7 NOEXP_{i,t} + \beta_8 NOEXP_{i,t} \times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}\ (INT\text{-}INCREASE_{i,t}) + \beta_9 NOEXP_{i,t} \times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}\ (INT\text{-}DECREASE_{i,t}) + \beta_{10} EXP_{i,t+1} + \beta_{11} EXP_{i,t+1} \times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}\ (INT\text{-}INCREASE_{i,t}) + \beta_{12} EXP_{i,t+1} \times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}\ (INT\text{-}DECREASE_{i,t}) + \beta_{13} LEV\text{-}INCREASE_{i,t}\ (INT\text{-}INCREASE_{i,t}) + \beta_{14} LEV\text{-}DECREASE_{i,t}\ (INT\text{-}DECREASE_{i,t}) + \beta_k INDUSTRY\ FIXED\ EFFECTS + \varepsilon;$ رابطه(۲)

که در رابطه بالا:

OEXP= هزینه‌های عملیاتی شرکت i در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t که هزینه‌های عملیاتی شرکت برابر با بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه‌های فروش، اداری و عمومی است.

NOEXP= هزینه‌های غیرعملیاتی شرکت i در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t که هزینه‌های غیر عملیاتی شرکت برابر با مجموع هزینه‌های شرکت به کسر هزینه‌های عملیاتی است.

یافته‌ها

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای مورد آزمون شامل شاخص‌های میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و حداکثر در جدول ۱ ارائه شده است. در این جدول، میانگین گردش کل دارایی‌ها برابر ۰/۹۶۴۵ است و این کارایی استفاده از دارایی‌های شرکت را نشان می‌دهد. همچنین میانگین اهرم مالی برابر با ۰/۵۹۹۹ است و بر این اساس می‌توان گفت ۶۰ درصد از ساختار سرمایه شرکت‌ها از طریق بدهی تأمین مالی شده است. به‌علاوه میانگین هزینه بهره برابر ۰۳۸۶/ درصد است. بنابراین، ۴ درصد از هزینه‌های شرکت را هزینه تسهیلات بانکی تشکیل می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
REV	۰/۹۶۴۵	۰/۸۵۶۸	۰/۵۰۷۷	۵/۷۱۳۰	۰/۰۶۹۱
EXP_{t-1}	۰/۸۱۵۳	۰/۷۰۶۱	۰/۴۸۵۸	۵/۶۹۶۴	۰/۰۶۱۷
EXP_t	۰/۸۲۸۳	۰/۷۰۶۴	۰/۵۰۲۷	۵/۶۹۶۴	۰/۰۶۷۶
EXP_{t+1}	۰/۸۴۲۱	۰/۷۱۱۴	۰/۵۲۱۰	۵/۶۹۶۴	۰/۰۵۵۹
COGS	۰/۶۹۸۹	۰/۵۷۰۰	۰/۴۸۲۳	۵/۴۹۴۶	۰/۰۴۸۵
SGA	۰/۰۶۱۲	۰/۰۵۱۰	۰/۰۴۱۵	۰/۳۷۳۷	۰/۰۰۲۹
TAX	۰/۰۲۲۲	۰/۰۱۳۴	۰/۰۲۶۵	۰/۱۵۸۰	۰
INT	۰/۰۳۸۶	۰/۰۳۲۷	۰/۰۳۱۸	۰/۲۶۲۲	۰
OTH	۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۸۵	۰/۱۶۰۱	-۰/۰۴۴۲
LEV	۰/۵۹۹۹	۰/۶۰۹۶	۰/۲۰۱۴	۱/۵۶۵۵	۰/۰۹۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

ایستایی متغیرها

بر اساس آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲)، چنان‌چه معناداری آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش پایا هستند. نتایج بررسی پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از این آزمون در جدول ۲ نشان داد سطح معناداری کلیه متغیرهای مستقل و وابسته کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. در نتیجه متغیرها پایا هستند. بنابراین، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، شرکت‌های مورد بررسی تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث تشکیل رگرسیون کاذب نمی‌شود (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

جدول ۲. نتایج آزمون پایایی متغیرها

نام متغیر	آماره ازمون	معناداری
REV	-۱۲/۲۶۳۱	۰/۰۰۰۰
EXP_{t-1}	-۱۱/۰۲۷۹	۰/۰۰۰۰

۱. Levin, Lin & Chui

EXP_t	-۱۱/۳۴۷۳	۰/۰۰۰۰
EXP_{t+1}	-۹/۴۱۸۳	۰/۰۰۰۰
$OEXP_t$	-۱۱/۰۳۰۴	۰/۰۰۰۰
$NOEXP_t$	-۱۳/۱۲۷۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول

با توجه به نتایج برآورد الگوی پژوهش در جداول ۳ و ۴ و آماره F و سطح خطای به دست آمده برای آنها که برابر با (۰/۰۰۰) و کمتر از ۰/۰۱ است، در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌توان گفت الگوی پژوهش به خوبی برازش شده و از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده الگو که به ترتیب برابر ۰/۹۷۴ و ۰/۹۷۳ است، می‌توان گفت متغیرهای مستقل بیش از ۹۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. نتایج بررسی خودهمبستگی جملات خطا با آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است که برای رفع آن، از مدل اتو رگرسیون AR(۱) استفاده شده است. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه مدل‌ها، نتایج آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با آزمون وایت[۱]، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است که برای رفع آن از تصحیح وایت استفاده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه اول

متغیرهای توضیحی	ضرایب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
β_0	۰/۰۵۳۷	۰/۰۴۲۴	۱/۲۶۴۷	۰/۲۰۶۱
$\beta_1 EXP_{i,t-1}$	۰/۰۱۷۶	۰/۰۱۲۳	۱/۴۳۵۴	۰/۱۵۱۳
$\beta_2 EXP_{i,t-1} \times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}$	۰/۰۱۵۴	۰/۰۱۷۴	۰/۸۸۷۰	۰/۳۷۵۲
$\beta_3 EXP_{i,t-1} \times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}$	-۰/۰۳۶۰	۰/۰۲۰۳	-۱/۷۷۳۲	۰/۰۷۶۳***
$\beta_4 EXPi,t$	۱/۰۴۷۵	۰/۰۱۱۸	۸۸/۴۳۵۹	۰/۰۰۰۰*
$\beta_5 EXP_{i,t} \times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}$	-۰/۰۱۷۹	۰/۰۲۲۳	-۰/۸۰۵۷	۰/۴۲۰۵
$\beta_6 EXP_{i,t} \times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}$	۰/۰۹۴۰	۰/۰۲۷۴	۳/۴۲۹۱	۰/۰۰۰۶*
$\beta_7 EXP_{i,t+1}$	-۰/۰۲۸۸	۰/۰۱۱۱	-۲/۵۸۶۱	۰/۰۰۹۸*
$\beta_8 EXP_{i,t+1} \times LEV\text{-}INCREASE_{i,t}$	۰/۰۰۶۹	۰/۰۱۶۷	۰/۴۱۳۱	۰/۶۷۹۶
$\beta_9 EXP_{i,t+1} \times LEV\text{-}DECREASE_{i,t}$	-۰/۰۴۷۳	۰/۰۱۵۹	-۲/۹۷۳۹	۰/۰۰۳۰*
$\beta_{10} LEV\text{-}INCREASE_{i,t}$	-۰/۰۲۴۲	۰/۰۰۶۷	-۳/۶۱۷۷	۰/۰۰۰۳*
$\beta_{11} LEV\text{-}DECREASE_{i,t}$	۰/۰۱۸۶	۰/۰۰۷۵	۲/۴۶۷۷	۰/۰۱۳۷**
اثرات سال و صنعت		لحاظ شده است		

۱. White test

آماره F (احتمال)	۲۲۸۳/۷۶ (۰/۰۰۰۰)	ضریب تعیین	۰/۹۷۴۵
آماره دوربین واتسون	۲/۰۵۱۸	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۷۴۱

منبع: یافته‌های پژوهش (*، ** و *** به ترتیب در سطح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است.)

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه اول به تفکیک هزینه‌های عملیاتی و غیرعملیاتی

متغیرهای توضیحی	ضرایب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
β۰	۰/۰۲۹۸	۰/۰۱۷۶	۱/۶۹۰۵	۰/۰۹۱۱***
β۱ EXPi,t-۱	۰/۰۰۹۷	۰/۰۱۰۹	۰/۸۸۴۹	۰/۳۷۶۳
β۲ EXPi,t-۱ × LEV-INCREASEi,t	۰/۰۲۴۹	۰/۰۱۸۱	۱/۳۷۱۵	۰/۱۷۰۳
β۳ EXPi,t-۱ × LEV-DECREASEi,t	-۰/۰۳۷۵	۰/۰۲۳۲	-۱/۶۱۹۹	۰/۱۰۵۴
β۴ OEXPi,t	۱/۰۵۳۶	۰/۰۱۰۸	۹۷/۲۷۵۳	۰/۰۰۰۰*
β۵ OEXPi,t × LEV-INCREASEi,t	-۰/۰۱۶۰	۰/۰۲۲۳	-۰/۷۱۸۱	۰/۴۷۲۸
β۶ OEXPi,t × LEV-DECREASEi,t	۰/۰۹۶۴	۰/۰۲۸۸	۳/۳۴۶۴	۰/۰۰۰۸*
β۷ NOEXPi,t	۱/۱۳۴۳	۰/۱۲۳۴	۹/۱۸۷۸	۰/۰۰۰۰*
β۸ NOEXPi,t × LEV-INCREASEi,t	-۰/۲۶۷۱	۰/۰۸۹۹	-۲/۹۶۹۸	۰/۰۰۳۰*
β۹ NOEXPi,t × LEV-DECREASEi,t	۰/۱۷۰۴	۰/۰۸۱۶	۲/۰۸۸۵	۰/۰۳۶۹**
β۱۰ EXPi,t+۱	-۰/۰۱۵۵	۰/۰۱۱۱	-۱/۳۹۱۴	۰/۱۶۴۲
β۱۱ EXPi,t+۱ × LEV-INCREASEi,t	۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۲۷	۰/۱۵۷۳	۰/۸۷۵۰
β۱۲ EXPi,t+۱ × LEV-DECREASEi,t	-۰/۰۵۱۷	۰/۰۱۲۸	-۴/۰۵۲۹	۰/۰۰۰۱*
β۱۳ LEV-INCREASEi,t	-۰/۰۱۳۶	۰/۰۰۶۶	-۲/۰۷۴۱	۰/۰۳۸۲**
β۱۴ LEV-DECREASEi,t	۰/۰۱۸۹	۰/۰۰۴۹	۳/۸۵۲۳	۰/۰۰۰۱*
اثرات صنعت	لحاظ شده است			
آماره F (احتمال)	۲۷۶۴/۸۲ (۰/۰۰۰۰)		ضریب تعیین	۰/۹۷۳۰
آماره دوربین واتسون	۲/۰۱۸۲		ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۷۲۶

منبع: یافته‌های پژوهش (*، ** و *** به ترتیب در سطح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است.)

بر اساس فرضیه اول پژوهش، میزان تغییرات اهرم مالی بر تطابق درآمد و هزینه همزمان تأثیر معنی داری دارد. همان طور که در جدول ۳ نشان داده شده ضریب $\beta_{۵}$ ($EXP_{i,t}$×LEV-$INCREASE_{i,t}$) منفی و برابر با ۰/۰۱۷۹ است که از لحاظ آماری معنی‌دار نیست، ولی علامت منفی ضریب $\beta_{۵}$ بیانگر این است که افزایش بیشتر از ۵٪ در اهرم مالی منجر به کاهش تطابق درآمد و هزینه همزمان می‌گردد. از طرفی، ضریب $\beta_{۶}$ ($EXP_{i,t}$×LEV-$DECREASE_{i,t}$) مثبت و برابر با ۰/۰۹۴۰ است که در سطح خطای ۱٪ معنی دار می‌باشد و مثبت بودن ضریب $\beta_{۶}$ بیانگر این است کاهش بیشتر از ۵٪ در اهرم مالی منجر به افزایش تطابق درآمد و هزینه همزمان می‌گردد. همان‌طور که در جدول ۴ نشان داده شده ضرایب $\beta_{۵}$ ($OEXP_{i,t}$× LEV-$INCREASE_{i,t}$) منفی و برابر با ۰/۰۱۶۰ و $\beta_{۸}$ ($NOEXP_{i,t}$×LEV-$INCREASE_{i,t}$) منفی و برابر با ۰/۲۶۷۱ است که ضریب $\beta_{۸}$ در سطح خطای ۱٪ معنی‌دار است و منفی بودن ضریب $\beta_{۸}$ بیانگر این است که افزایش بیش از ۵٪ در اهرم مالی به کاهش تطابق درآمد و هزینه غیرعملیاتی همزمان منجر می

شود. از طرفی، ضرایب $\beta_۶$ ($OEXP_{i,t}$×$LEV\text{-}DECREASE_{i,t}$) مثبت و برابر با ۰/۰۹۶۴ و $\beta_۹$ ($NOEXP_{i,t}$ × $LEV\text{-}DECREASE_{i,t}$) مثبت و برابر با ۰/۱۷۰۴ است که ضریب $\beta_۶$ در سطح خطای ۱٪ و ضریب $\beta_۹$ در سطح خطای ۵٪ معنی‌دار می‌باشد و مثبت بودن ضرایب $\beta_۶$ و $\beta_۹$ بیانگر این است کاهش بیشتر از ۵٪ در اهرم مالی منجر به افزایش تطابق درآمد و هزینه‌های عملیاتی و غیرعملیاتی همزمان می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که تطابق درآمد و هزینه برای شرکت‌هایی که کاهش زیادی در اهرم مالی دارند بیشتر است، علاوه‌بر این، تغییرات مثبت در اهرم مالی بر رابطه بین درآمد و هزینه‌های غیرعملیاتی تأثیر منفی دارد. بنابراین می‌توان بیان نمود تغییرات ساختار سرمایه تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر تطابق درآمد و هزینه همزمان دارد. از این رو، فرضیه اول پژوهش مورد پذیرش قرار گرفت.

آزمون فرضیه دوم

با توجه به نتایج برآورد الگوی پژوهش در جداول ۵ و ۶ و آماره F و سطح خطای به دست آمده برای آنها که برابر با (۰/۰۰۰) و کمتر از ۰/۰۱ است، در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌توان گفت الگوی پژوهش به خوبی برازش شده و از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده در جداول ۵ و ۶ که برابر ۰/۹۶۷ و ۰/۹۷۰ است، می‌توان گفت متغیرهای مستقل بیش از ۹۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. نتایج بررسی خودهمبستگی جملات خطا با آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن از مدل اتو رگرسیون AR(۱) استفاده شد. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه مدل‌ها، نتایج آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با آزمون وایت، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود که برای رفع آن از تصحیح وایت استفاده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه دوم

متغیرهای توضیحی	ضرایب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
β_0	۰/۱۰۷۶	۰/۰۴۲۰	۲/۵۶۲۱	۰/۰۱۰۵**
β_1 $EXP_{i,t-1}$	۰/۰۲۴۹	۰/۰۴۹۵	۰/۵۰۳۰	۰/۶۱۵۰
β_2 $EXP_{i,t-1}$ × $INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	-۰/۰۳۶۳	۰/۰۴۹۹	-۰/۷۲۸۵	۰/۴۶۶۴
β_3 $EXP_{i,t-1}$ × $INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	-۰/۰۰۳۰	۰/۰۴۹۱	-۰/۰۶۲۰	۰/۹۵۰۶
β_4 $EXPi,t$	۱/۱۴۳۴	۰/۰۵۸۱	۱۹/۶۷۳۴	۰/۰۰۰۰*
β_5 $EXP_{i,t}$ × $INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	-۰/۰۳۷۱	۰/۰۶۲۹	-۰/۵۹۰۶	۰/۵۵۴۸
β_6 $EXP_{i,t}$ × $INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	-۰/۰۹۳۸	۰/۰۶۲۵	-۱/۵۰۲۱	۰/۱۳۳۲
β_7 $EXP_{i,t+1}$	-۰/۱۳۴۵	۰/۰۲۸۹	-۴/۶۴۰۵	۰/۰۰۰۰*
β_8 $EXP_{i,t+1}$ × $INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	۰/۰۷۰۸	۰/۰۳۰۱	۲/۳۴۹۱	۰/۰۱۸۹**
β_9 $EXP_{i,t+1}$ × $INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	۰/۱۱۲۱	۰/۰۳۱۳	۳/۵۸۴۴	۰/۰۰۰۳*
β_{10} $INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	-۰/۰۱۴۳	۰/۰۱۰۵	-۱/۳۶۰۹	۰/۱۷۳۷
β_{11} $INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	-۰/۰۰۹۷	۰/۰۱۰۶	-۰/۹۱۴۰	۰/۳۶۰۸

اثرات سال و صنعت	لحاظ شده است		
آماره F (احتمال)	۱۷۵۸/۳۹ (۰/۰۰۰۰)	ضریب تعیین	۰/۹۶۷۵
آماره دوربین واتسون	۲/۱۲۲۳	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۶۷۰

منبع: یافته‌های پژوهش (*، ** و *** به ترتیب در سطح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است.)

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه دوم به تفکیک هزینه‌های عملیاتی و غیرعملیاتی

متغیرهای توضیحی	ضرایب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
β_0	۰/۰۳۴۷	۰/۰۲۳۴	۱/۴۸۰۱	۰/۱۳۹۰
$\beta_1 EXP_{i,t-1}$	۰/۰۱۶۶	۰/۰۴۴۱	۰/۳۷۶۷	۰/۷۰۶۴
$\beta_2 EXP_{i,t-1} \times INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	-۰/۰۲۰۷	۰/۰۴۶۰	-۰/۴۴۹۶	۰/۶۵۳۰
$\beta_3 EXP_{i,t-1} \times INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	-۰/۰۲۲۲	۰/۰۴۵۹	-۰/۴۸۳۶	۰/۶۲۸۷
$\beta_4 OEXPi,t$	۱/۱۰۵۸	۰/۰۶۰۲	۱۸/۳۶۲۰	۰/۰۰۰۰*
$\beta_5 OEXP_{i,t} \times INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	-۰/۰۱۱۱	۰/۰۶۳۹	-۰/۱۷۳۰	۰/۸۶۲۶
$\beta_6 OEXP_{i,t} \times INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	-۰/۰۳۸۰	۰/۰۶۲۷	-۰/۶۰۶۴	۰/۵۴۴۳
$\beta_7 NOEXPi,t$	۰/۹۹۲۵	۰/۱۶۷۰	۵/۹۴۲۹	۰/۰۰۰۰*
$\beta_8 NOEXP_{i,t} \times INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	۰/۱۵۲۰	۰/۱۶۶۱	۰/۹۱۴۷	۰/۳۶۰۴
$\beta_9 NOEXP_{i,t} \times INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	۰/۳۴۰۴	۰/۱۵۹۱	۲/۱۳۹۸	۰/۰۳۲۵**
$\beta_{10} EXP_{i,t+1}$	-۰/۰۵۴۳	۰/۰۲۷۱	-۲/۰۰۷۷	۰/۰۴۴۸**
$\beta_{11} EXP_{i,t+1} \times INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	۰/۰۰۹۱	۰/۰۲۹۸	۰/۳۰۵۴	۰/۷۶۰۱
$\beta_{12} EXP_{i,t+1} \times INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	۰/۰۳۲۳	۰/۰۲۸۷	۱/۱۲۵۵	۰/۲۶۰۵
$\beta_{13} INT\text{-}INCREASE_{i,t}$	-۰/۰۰۹۴	۰/۰۱۵۲	-۰/۶۱۸۷	۰/۵۳۶۲
$\beta_{14} INT\text{-}DECREASE_{i,t}$	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۵۸	۰/۰۴۶۳	۰/۹۶۳۱
اثرات صنعت	لحاظ شده است			
آماره F (احتمال)	۲۵۱۹/۱۴ (۰/۰۰۰۰)		ضریب تعیین	۰/۹۷۰۴
آماره دوربین واتسون	۲/۰۴۷۲		ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۷۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش (*، ** و *** به ترتیب در سطح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است.)

طبق فرضیه دوم پژوهش، میزان تغییرات هزینه بهره بر تطابق درآمد و هزینه همزمان تأثیر معنی داری دارد. همان طور که در جدول ۵ نشان داده شده ضرایب β_5 ($EXP_{i,t} \times INT\text{-}INCREASE_{i,t}$) منفی و برابر با ۰/۰۳۷۱-، ضریب β_6 ($EXP_{i,t} \times INT\text{-}DECREASE_{i,t}$) منفی و برابر با ۰/۰۹۳۸ است که از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. همان طور که در جدول ۶ نشان داده شده ضریب β_5 ($OEXP_{i,t} \times INT\text{-}INCREASE_{i,t}$) منفی و برابر با ۰/۰۱۱۱- و β_8 ($NOEXP_{i,t} \times INT\text{-}INCREASE_{i,t}$) مثبت و برابر با ۰/۱۵۲۰ است که از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. از طرفی، ضرایب β_6 ($OEXP_{i,t} \times INT\text{-}DECREASE_{i,t}$) منفی و برابر با ۰/۰۳۸۰- و β_9 ($NOEXP_{i,t} \times INT\text{-}DECREASE_{i,t}$) مثبت و برابر با ۰/۳۴۰۴ است که

ضریب β_1 در سطح خطای ۵٪ معنادار است و مثبت بودن β_1 بیانگر این است کاهش بیشتر از ۵ درصد در هزینه مالی منجر به افزایش تطابق درآمد و هزینه‌های غیرعملیاتی همزمان می‌گردد. این نتایج نشان می‌دهد میزان تغییرات در هزینه بهره بر تطابق درآمد و هزینه تأثیر معناداری ندارد. ولی، تغییرات کاهشی در هزینه بهره بر رابطه بین درآمد و هزینه‌های غیرعملیاتی تأثیر مثبت دارد. از این رو، فرضیه دوم پژوهش در خصوص هزینه‌های عملیاتی تأیید نمی‌گردد. اما، برابر نتایج مندرج در جدول ۶ فرضیه دوم پژوهش در خصوص هزینه‌های غیر عملیاتی مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

تجزیه و تحلیل تکمیلی

نتایج پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۷) نشان داد تطابق بین درآمدها و هزینه‌های دوره جاری برای شرکت‌های دارای اهرم بالا ضعیف‌تر از شرکت‌های دارای اهرم پایین است. در عوض، تطابق بین درآمدهای دوره جاری و هزینه‌های دوره بعدی برای شرکت‌های دارای اهرم بالا از شرکت‌های دارای اهرم پایین قوی‌تر است. این نتایج نشان می‌دهد شرکت‌های دارای اهرم بالا برای بهبود سودآوری شناسایی هزینه‌ها را از دوره جاری به دوره بعد به تأخیر می‌اندازند. همچنین، مطابق با استانداردهای حسابداری هزینه بهره (یعنی بخش تحقق یافته هزینه بدهی) در صورت سود و زیان به عنوان بخشی از هزینه‌های غیرعملیاتی منعکس می‌شود، در حالی که هزینه تأمین مالی سهام شناسایی نمی‌شود. شواهد حاکی از آن است که به رسمیت شناختن هزینه تأمین مالی بدهی به عنوان هزینه بهره می‌تواند رابطه بین درآمد و هزینه همزمان را تضعیف کند. بنابراین برای بررسی بیشتر تأثیر ساختار سرمایه و متعاقباً هزینه بهره در تطابق درآمد و هزینه، نمونه پژوهش به دو گروه شرکت‌هایی با اهرم مالی بالا (هزینه بهره بالا) و اهرم مالی پایین (هزینه بهره پایین) تقسیم شد. برای این تقسیم‌بندی ابتدا میانه آنها برای هر سال-شرکت محاسبه شد. در این مرحله به سال-شرکت‌هایی که بالاتر از عدد میانه بودند، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص یافت. عدد ۱ در این مرحله نشان‌دهنده گروه شرکت‌های دارای اهرم مالی بالاتر (هزینه بهره بالاتر) است. همچنین برای بررسی بیشتر اقلام هزینه بر تطابق درآمد و هزینه، هزینه‌ها به پیروی از هیون و چو (۲۰۱۸) و دانلسون و همکاران (۲۰۱۱) به بهای کالای فروش رفته، هزینه‌های عمومی، اداری و فروش، هزینه مالیات، هزینه بهره و سایر هزینه‌ها تقسیم شد. سپس مدل (۳) برای هر یک از گروه‌ها به‌طور جداگانه آزمون شد.

$$REV_{i,t}= \beta. + \beta_1 EXP_{i,t-1} + \beta_2 COGS_{i,t} + \beta_3 SGA_{i,t} + \beta_4 TAX_{i,t} + \beta_5 INT_{i,t} + \beta_6 OTH_{i,t} + \beta_7 EXP_{i,t+1} + \varepsilon; \quad \text{رابطه (۳)}$$

در رابطه بالا:

COGS= بهای کالای فروش رفته در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t

SGA= هزینه‌های عمومی، اداری و فروش در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t

TAX= هزینه مالیات در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t

INT= هزینه بهره در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t

OTH= سایر هزینه‌ها در سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در سال t است که برابر با مجموع هزینه‌ها به کسر بهای کالای فروش رفته، هزینه‌های عمومی، اداری و فروش، هزینه مالیات و هزینه بهره می‌باشد.

جدول ۷. نتایج آزمون تأثیر ساختار سرمایه و هزینه بدهی بر تطابق درآمد و هزینه

$$TAX_{i,t} + \beta_5 INT_{i,t} + \beta_6 OTH_{i,t} + \beta_7 EXP_{i,t+1} + \varepsilon_i + \beta_8 REV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EXP_{i,t-1} + \beta_2 COGS_{i,t} + \beta_3 SGA_{i,t}$$

طبقه بندی گروه متغیرهای توضیحی	متغیرها	شرکت‌هایی با ضرایب رگرسیون	شرکت‌هایی با اهرم ضرایب رگرسیون	شرکت‌هایی با ضرایب رگرسیون	شرکت‌هایی با ضرایب رگرسیون
c	β_0	۰/۰۵۳۴	۰/۱۶۵۶	۰/۰۷۸۳	۰/۱۴۵۸
$EXP_{i,t-1}$	β_1	-۰/۰۱۸۱	-۰/۰۲۴۷۶	-۰/۰۱۷۰	-۰/۰۱۲۹
$COGS_{i,t}$	β_2	۱/۰۳۴۱	۱/۰۶۰۱	۱/۰۴۲۷	۱/۰۲۹۲
$SGA_{i,t}$	β_3	۰/۹۶۹۸	۱/۱۶۰۶	۰/۹۹۱۹	۱/۰۶۳۲
$TAX_{i,t}$	β_4	۴/۸۲۳۳	۳/۶۲۲۲	۴/۴۴۹۸	۳/۷۳۲۷
$INT_{i,t}$	β_5	۰/۶۰۳۵	-۰/۲۰۲۶	۰/۴۸۷۹	-۰/۵۳۶۰
$OTH_{i,t}$	β_6	۰/۳۶۱۱	۰/۸۶۲۹	۰/۳۲۱۱	۰/۵۸۷۱
$EXP_{i,t+1}$	β_7	-۰/۰۱۸۹	-۰/۰۶۰۵	-۰/۰۳۱۸	-۰/۰۳۰۹
آماره F (احتمال)		۹۶۹۱/۹۰	۲۹۵۱/۷۸	۶۴۵۱/۱۶	۴۳۹۷/۲۴
آماره دوربین واتسون		۱/۴۰۳	۲/۰۷۲	۲/۰۵۸	۲/۰۲۴
ضریب تعیین		۰/۹۸۲	۰/۹۵۲	۰/۹۷۷	۰/۹۶۷
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۹۸۲	۰/۹۵۱	۰/۹۷۶	۰/۹۶۶

منبع: یافته‌های پژوهش (*، ** و *** به ترتیب در سطح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است.)

همانطور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود ضرایب اقلام هزینه دوره جاری با درآمد دوره جاری رابطه مثبت و معناداری دارند که نشان‌دهنده تطابق بهتر درآمد و هزینه همزمان است. همچنین ضرایب اقلام هزینه دوره جاری با درآمد دوره جاری در شرکت‌های دارای اهرم مالی پایین و هزینه بهره پایین، بیشتر است که نشان‌دهنده این است که تطابق درآمد و اقلام هزینه همزمان در شرکت‌های دارای اهرم مالی پایین و هزینه بهره پایین، بهبود می‌یابد. علاوه‌بر این، ضرایب هزینه‌های دوره پیشین و آتی با درآمد دوره جاری رابطه منفی و معناداری دارد که نشان‌دهنده این است که شرکت‌ها شناسایی و انتقال هزینه‌ها از دوره پیشین به جاری و یا از جاری به آتی را به منظور بهبود سودآوری خود به تأخیر نمی‌اندازند. در عوض، ضرایب منفی تطابق بین درآمدهای دوره جاری و هزینه‌های دوره پیشین و آتی برای شرکت‌های دارای اهرم بالا از شرکت‌های دارای اهرم پایین، کمتر است که نشان می‌دهد شرکت‌های دارای اهرم بالا برای بهبود سودآوری شناسایی هزینه‌ها را به تأخیر می‌اندازند. بنابراین، طبق نتایج به‌دست آمده می‌توان این‌گونه استنباط کرد که ساختار سرمایه و میزان هزینه بدهی شرکت‌ها در تطابق درآمد و هزینه همزمان نقش مهمی دارد. به‌طوری که شرکت‌هایی که در ساختار سرمایه خود به تأمین مالی از طریق بدهی و به‌ویژه از طریق تسهیلات بانکی پایین‌تری اقدام نموده‌اند از تطابق درآمد و هزینه بهتری برخوردارند. در نتیجه سود با کیفیت‌تری را گزارش می‌کنند.

نتیجه‌گیری و بحث

ساختار سرمایه شامل ترکیب ویژه‌ای از بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام است که شرکت برای تأمین مالی در زمینه عملیات خود برمی‌گزینند. ساختار سرمایه واحد اقتصادی با هزینه سرمایه آن رابطه نزدیکی دارد. کوتاری و همکاران (۲۰۱۴) و فرانک و شن (۲۰۱۶) نشان دادند که رابطه بین سرمایه‌گذاری و هزینه سرمایه با رابطه بین سرمایه‌گذاری و هزینه سهام متفاوت است. بنابراین آنها به تأمین مالی از طریق بدهی و سهام به عنوان منبع تأمین سرمایه‌گذاری جداگانه تأکید دارند. تغییرات ساختار سرمایه و به تبع آن تغییر در هزینه سرمایه شرکت‌ها از عواملی است که بر سیاست‌های تأمین مالی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. به‌طوری که طبق استانداردهای حسابداری هزینه بهره بخش تحقق‌یافته از هزینه‌های تأمین مالی از طریق بدهی بوده و به‌عنوان مؤلفه‌ای از هزینه‌های غیرعملیاتی ثبت می‌شود، در حالی که هزینه تأمین مالی از طریق سهام در صورت‌های مالی به رسمیت شناخته نمی‌شود. این رفتار متفاوت با هزینه‌های بدهی و حقوق صاحبان سهام می‌تواند یکی از عوامل تاثیرگذار بر تطابق درآمد و هزینه همزمان باشد. لذا در این پژوهش، تأثیر تغییرات اهرم مالی و میزان هزینه بهره شرکت‌ها بر میزان تطابق درآمد و هزینه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت که نتایج نشان داد افزایش (کاهش) بیشتر از ۵ درصد در اهرم مالی منجر به کاهش (افزایش) تطابق درآمد و هزینه همزمان می‌گردد. با طبقه‌بندی هزینه‌ها به عملیاتی و غیرعملیاتی نتایج نشان داد افزایش بیشتر از ۵ درصد در اهرم مالی منجر به کاهش تطابق درآمد و هزینه غیرعملیاتی همزمان می‌گردد. این نتایج با یافته‌های هیون و چو (۲۰۱۸) همسو می‌باشد. از طرفی، کاهش بیشتر از ۵ درصد در اهرم مالی منجر به افزایش تطابق درآمد و هزینه‌های عملیاتی و غیرعملیاتی همزمان می‌گردد. این نتایج برای هزینه‌های عملیاتی همسو و برای هزینه‌های غیرعملیاتی مغایر با یافته‌های هیون و چو (۲۰۱۸) است که نشان می‌دهد تطابق درآمد و هزینه برای شرکت‌های با کاهش زیاد در اهرم مالی بیشتر است. علاوه‌بر این، تغییرات مثبت در اهرم مالی تأثیر منفی بر رابطه بین درآمد و هزینه‌های غیرعملیاتی دارد. همچنین نتایج نشان داد فقط کاهش بیش از ۵ درصد در هزینه بهره منجر به افزایش تطابق درآمد و هزینه‌های غیرعملیاتی همزمان می‌گردد. این نتایج با یافته‌های هیون و چو (۲۰۱۸) مغایر است. علت مغایرت را نیز به ساختار سرمایه و کاهش میزان استفاده شرکت‌های آمریکایی از اهرم مالی به استناد پژوهش‌های میچلی و همکاران (۲۰۱۷) می‌توان نسبت داد. به‌طوری که به استناد آمار توصیفی، میانگین اهرم مالی شرکت‌های ایرانی برابر با ۰/۵۹۹ و به استناد آمار پژوهش میچلی و همکاران (۲۰۱۷) میانگین اهرم مالی شرکت‌های آمریکایی برابر با ۰/۳۱۱ است. همچنین به نرخ بهره پایین تأمین مالی از طریق بدهی شرکت‌های آمریکایی می‌توان اشاره نمود که به استناد آمار توصیفی، میانگین آن برای شرکت‌های ایرانی برابر با ۰۳۸۶/ و به استناد پژوهش هیون و چو (۲۰۱۸) برای شرکت‌های آمریکایی برابر با ۰/۰۲۰ است که نشان می‌دهد هزینه تأمین مالی از طریق بدهی در ایران بالا و دو برابر شرکت‌های آمریکایی است.

نتایج این پژوهش از چند جهت حایز اهمیت است و به غنای ادبیات حسابداری و تأمین مالی کمک می‌کند. نخست، این نتایج نشان داد بررسی دقیق‌تر اقلام هزینه در صورت سود و زیان، درک بهتری از

تطابق درآمد و هزینه را فراهم می‌کند. همچنین تغییر در هزینه بهره و اهرم مالی به دلیل فعالیت‌های تأمین مالی می‌تواند بر رابطه بین درآمد و هزینه تأثیر بگذارد. از آنجا که پژوهش‌های حسابداری فعلی تمایل به اتکا به ویژگی‌های سود بر اساس آخرین خط سود دارند، محتمل است که محققان تأثیر گزینه‌های تأمین مالی (یعنی ساختار سرمایه) را بر ویژگی‌های سود مورد توجه قرار ندهند. در همین راستا، پژوهش حاضر شواهدی ارائه می‌کند که پژوهشگران هنگام بررسی ویژگی‌های سود باید هزینه بدهی و همچنین هزینه حقوق صاحبان سهام را در نظر بگیرند. دوم، نتایج نشان داد تغییرات تصمیمات تأمین مالی (یعنی ساختار سرمایه) بر تطابق درآمد و هزینه همزمان تأثیرگذار است. از این رو، تغییرات در ساختار سرمایه می‌تواند به‌طور مستقیم بر ویژگی‌های سود موثر باشد. سوم، پژوهش حاضر شواهد غیرمستقیمی مبنی بر تفاوت ارزش سود عملیاتی از سود غیرعملیاتی ارائه می‌دهد. یعنی توانایی و ریسک ایجاد درآمد متفاوتی دارد (فلتهام و اولسون[1]، ۱۹۹۵). اگرچه اقلام غیرعملیاتی مانند هزینه‌های تأمین مالی و اقلام استثنایی در صورت سود و زیان آورده می‌شود و از این رو هنگام محاسبه خط پایین سود در نظر گرفته می‌شوند، اما پیامدهای ارزشی آنها متفاوت از اقلام اصلی عملیاتی– بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه‌های فروش، اداری و عمومی است. پژوهش حاضر شواهدی از لزوم تفکیک هزینه‌ها به دو گروه اصلی عملیاتی و غیرعملیاتی هنگام ارزیابی ویژگی‌های سود از جمله تطابق درآمد و هزینه ارائه می‌کند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

۱. Feltham & Ohlson

منابع

افلاطونی، عباس و نیکبخت، لیلی. (۱۳۸۹). **کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری**، *مدیریت مالی و علوم اقتصادی*. انتشارات ترمه، چاپ اول.

بادآورنهندی، یونس، شریف‌زاده، غفور و خجسته، هیوا. (۱۳۹۵). **مقایسه اثر رعایت اصل تطابق بر کیفیت گزارشگری مالی در بین شرکت‌های سالم، درمانده و ورشکسته‌مالی**. *حسابداری مالی*، ۸(۲۹)، ۵۴-۲۷.

رحیمیان، نظام الدین. (۱۳۸۰). **تأملی در شیوه‌های تأمین مالی در واحدهای اقتصادی**. *حسابدار*، ۱۴۶، ۳۳-۲۸.

فاضلی، نقی و جعفری تجن گوکه، ابوذر. (۱۳۹۸). **کیفیت سود، کسری (مازاد) اهرم مالی و سیاست های تأمین مالی در بورس اوراق بهادار تهران**. *دانش سرمایه گذاری*، ۸(۳۲)، ۱۷۰-۱۵۱.

کاظمی، حسین و طرینی، مصطفی. (۱۳۹۰). **رابطه تطابق درآمد و هزینه با نو سان‌پذیری و پایداری سود**. *مطالعات حسابداری*، ۲۹، ۱۷۰-۱۵۵.

کردستانی، غلامرضا و نجفی عمران، مظاهر. (۱۳۸۷). **مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه**. *حسابدار*، ۲۳(۱۹۸)، ۴۸-۴۰.

کرمی، غلامرضا و قربان‌زاده، علیرضا. (۱۳۹۲). **تأثیر ا صل تطابق بر عدم اطمینان اطلاعاتی**. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۲(۶)، ۱۲-۱.

طاهری نیا، م سعود.، جعفری، محمد و ح سنوند، علی. (۱۳۹۹). **برر سی تأثیر تمرکز زدایی مالی بر رابطه بین اهرم مالی و گزارشگری مالی متهورانه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۳(۴۵)، ۸۰-۶۵.

م شایخی، بیتا و پار سایی، منا. (۱۳۹۲). **رابطه تأمین شرکت از طریق بدهی‌ها با کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *دانش حسابرسی*، ۱۳(۵۳)، ۱۱۱-۹۱.

Aflatoni, A. & Nikbakht, L. (۲۰۱۰). **Application of econometrics in accounting, financial management and economics research**. Termeh Press. (In Persian)

Armstrong, C. S., Guay, W. R. & Weber, J. P. (۲۰۱۰). **The role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting**. *Journal of Accounting and Economics*, ۵۰(۲-۳), ۱۷۹-۲۳٤.

Badavarnahandi, Y., Sharifzadeh, G. & Khojaste, H. (۲۰۱٦). **Comparing the matching principle effect on the quality of financial reporting for financially healthy, financially distressed and bankrupt companies**. *Quarterly Financial Accounting Journal*, ۸(۲۹), ۲۷-٥٤. (In Persian)

Dichev, I. D. & Tang, V. W. (۲۰۰۸). **Matching and the change properties of accounting earnings over the Last ٤٠ Years**. *The Accounting Review*, ۸۳(٦), ۱٤۲٥-۱٤٦۰.

Dichev, I. D., Graham, J. R., Harvey, C. R. & Rajgopal, S. (۲۰۱۳). **Earnings quality: Evidence from the field.** *Journal of Accounting and Economics*, ٥٦(۲-۳), ۱-۳۳.

Donelson, D. C., Jennings, R. & McInnis, J. (۲۰۱۱). **Change over time in the revenue-expense relation: Accounting or economics?**. *The Accounting Review*, ۸٦(۳), ۹٤٥-۹۷٤.

Elton, E. (۱۹۹۹). **Expected return, realized return, and asset pricing tests.** ***The Journal of Finance,*** ٥٤(٤), ۱۱۹۸-۱۲۲۰.

Fazeli, N. & Jafari Tajangooke, A. (۲۰۱۹). **Earnings Quality, Leverage Deficit (Surplus), and Financing Policy in companies listed in Tehran Stock Exchange**. *Journal of Investment Knowledge*, ۸(۳۲), ۱٥۱-۱۷۰. (In Persian)

Feltham, G. A. & Ohlson, J. A. (۱۹۹٥). **Valuation and clean surplus accounting for operating andfinancial activities**. *Contemporary Accounting Research*, ۱۱ (۲), ٦۸۹-۷۳۱.

Frank, M. Z., & Shen, T. (۲۰۱٦). **Investment and the weighted average cost of capital.** *Journal of Financial Economics*, ۱۱۹ (۲), ۳۰۰-۳۱٥.

Froot, K. & Frankel, K. (۱۹۸۹). **Forward discount bias: Is it an exchange risk premium?**. *Quarterly Journal of Economics*, ۱۰٤(۱), ۱۳۹-۱٦۱.

Gaspar, J. M. & Massa, M. (۲۰۰٦). **Idiosyncratic volatility and product market competition.** *Journal of Business*, ۷۹(٦), ۳۱۲٥-۳۱٥۲.

Graham, J.R. Harvey, C.R. and Rajgopal, S. (۲۰۰٥). **The Economic Implications of Corporate Financial Reporting**. *Journal of Accounting and Economics*, ٤۰ (۱-۳): ۳-۷۳.

Graham, J. R., Leary, M. T. & Roberts, M. R. (۲۰۱٥). **A century of capital structure: The leveraging of corporate America**. *Journal of Financial Economics*, ۱۱۸(۳), ٦٥۸-٦۸۳.

He, W. & Shan, Y. (۲۰۱٦). **International evidence on the matching between revenues and expenses**. *Contemporary Accounting Research*, ۳۳(۳), ۱۲٦۷-۱۲۹۷.

Hyun, J. H. & Cho, H. (۲۰۱۸). **Deleveraging and decline in revenue-expense matching over time**. *Journal of Business, Finance & Accounting*, ٤٥(۹-۱۰), ۱۰۳۱-۱۰٥۰.

Irvine, P. J. & Pontiff, J. (۲۰۰۹). **Idiosyncratic return volatility, cash flows, and product market competition**. *Review of Financial Studies*, ۲۲(۳), ۱۱٤۹-۱۱۷۷.

Karami, G. & Ghorbanzadeh, A. (۲۰۱۳). **The effect of the matching principle on information uncertainty.** *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, ۲(٦), ۱-۱۲. (In Persian)

Kazemi, H. & Toreini, M. (۲۰۱۰). **Relation between matching of revenues and expenses with earnings volatility and earnings persistence**. *Journal of Empirical Studies of Financial Accounting*, ۸(۲۹), ۱٥٥-۱۷۰. (In Persian)

Kieso, D. E. Weygandt, J. J. & Warfield, T. D. (۲۰۱۳). *Intermediary Accounting* (Wiley).

Kim, D, Y., Paek, W. & Lee, B. (۲۰۱۷). **The effect of leverage and excess investment on matching between revenues and expenses.** *Journal of Korean Accounting Review*, ٤۲(۳), ۱-۳٦.

Kordestani, G. & Najafi Omran, M. (۲۰۰۸). **A review of capital structure theories**. *Journal of Hesabdar*, ۲۳(۱۹۸), ٤۰-٤۸. (In Persian)

Kothari, S. P., Lewellen, J., & Warner, J. B. (۲۰۱٤). T**he behavior of aggregate corporate investment**. *ssrn.com/sol۳/papers.cfm?abstract_id=* ۲٥۱۱۲٦۸.

Laitinen, E. K. (۲۰۱۹**). Matching of expenses in financial reporting: a matching function approach.** *Journal of financial reporting and accounting*, ۱۸(۱), ۱۹-٥۰.

Mashayekhi, B. & Parsaei, M. (۲۰۱٤). **The relation between corporate debt financing and earnings quality in Tehran Stock Exchange**. *Journal of Auditing Knowledge*, ۱۳(٥۳), ۹۱-۱۱۱. (In Persian)

Michaely, R., Popadak, J. & Vincent, C. (۲۰۱۷). **The deleveraging of U.S. firms and institutional investors' role**. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/ abstract_id=۱۹٤۱۹۰۲.

Ovtchinnikov, A. V. (۲۰۱۰). **Capital structure decisions: Evidence from deregulated industries**. *Journal of Financial Economics*, ۹٥(۲), ۲٤۹-۲۷٤.

Rahimian, N. (۲۰۰۱). **Reflections on financing methods in economic units**. *Journal of hesabdar*, ۱٤٦, ۲۸-۳۳. (In Persian)

Strebulaev, I. A. & Yang, B. (۲۰۱۳). **The mystery of zero-leverage firms**. *Journal of Financial Economics*, ۱۰۹(۱), ۱-۲۳.

Taherinia, M., Jafari, M. & Hassanvand, A. (۲۰۲۰). **Investigating the effect of financial decentralization on the relationship between financial leverage and cautious financial reporting in companies admitted to Tehran Stock Exchange**. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, ۱۳(٤٥), ٦٥-۸۰. (In Persian)

Vitolla, F., Salvi, A., Raimo, N., Petruzzella, F. & Rubino, M. (۲۰۲۰). **The impact on the cost of equity capital in the effects of integrated reporting quality**. *Business Strategy and the Environment*, ۲۹(۲), ٥۱۹-٥۲۹.

Xu, J. (۲۰۱۲). **Profitability and capital structure: Evidence from import penetration**. *Journal of Financial Economics*, ۱۰٦(۲), ٤۲۷-٤٤٦.

Zimmerman, A. B. & Bloom, R. (۲۰۱٦). **The matching principle revisited.** *Accounting Historians Journa*l, ٤۳(۱), ۷۹-۱۱۹.

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۷۸-۶۱

مقاله پژوهشی

بررسی چگونگی ارتباط مدیریت جریان وجوه نقد با ساختار سرمایه[۱]

محمد اسماعیل فدایی نژاد [۲]، محمد اصولیان[۳]، پروانه شمس[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۰۹

چکیده

این مطالعه به بررسی تأثیر نوسانات جریان وجوه نقد بر تصمیمات ساختار سرمایه و نسبت بدهی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. برای این منظور، داده‌های ۸۰ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۷ با تواتر ۶ ماهه با رهیافت داده‌های تابلویی و استفاده از نرم افزار Eviews ۱۰ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت که نتایج نشان داد ریسک جریانات نقدی بر نسبت بدهی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. اما با توجه به نتایج آماری این تأثیر قابل ملاحظه نیست که بیانگر آن است که بسیاری از مدیران در تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه تأثیر ریسک نوسانات جریان وجه نقد را درنظر نمی‌گیرند. علاوه‌بر این، نتایج آزمون فرضیه دوم نشان داد این تأثیرگذاری در کوانتیل‌های بالا و پایین از شدت بیشتری برخوردار است. به این معنی که در شرکت‌هایی که جریان نقد عملیاتی کمتر یا بیشتری دارند، تأثیر نوسانات جریان نقد بر نسبت بدهی از شدت بیشتری برخوردار است.

واژگان کلیدی: جریان وجه نقد، ساختارسرمایه، نسبت بدهی، رگرسیون کوانتایل

طبقه‌بندی موضوعی: $G11, G51, H63$

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۱,۳۳۰۰۷,۲۴۱۵

۲. دانشیار گروه مدیریت، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. نویسنده مسئول.
Email:m-fadaei@sbu.ac.ir

۳. استادیار گروه مدیریت، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
Email:m_osoolian@sbu.ac.ir

۴. دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
Email:parvanehshams۷۴@gmail.com

مقدمه

بنگاه‌های اقتصادی برای حفظ قدرت رقابت‌پذیری و رشد و توسعه خود نیازمند منابع مالی هستند و این منابع را از محل حقوق صاحبان سهام یا ایجاد بدهی (اهرم مالی) تأمین می‌نمایند. بر این اساس، ساختار سرمایه[۱] یک شرکت به ترکیبی از بدهی‌های کوتاه‌مدت و بدهی‌های بلندمدت و حقوق صاحبان سهام اطلاق می‌گردد که دارایی‌های شرکت از طریق آن تأمین مالی شده است.

درنتیجه، شرکت‌ها با توجه به منابع تأمین مالی از بازده و ریسک متفاوتی نزد بازارهای تأمین سرمایه برخوردارند و تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه در کارایی و اعتبار آنها نزد موسسات تأمین سرمایه نقش موثری دارد. همچنین، انتخاب نوع تأمین مالی اعم از انتشار سهام جدید، انتشار اوراق قرضه و دریافت وام بر ساختار سرمایه و ساختار سرمایه نیز بر ارزش کل شرکت تأثیر دارد. بنابراین، استفاده بهینه از منابع مالی به‌عنوان موضوع اصلی بحث ساختار سرمایه به مدیران فرصت می‌دهد تا ارزش شرکت و ثروت صاحبان سهام را بیشینه نمایند.

از سویی، شرکت‌های فاقد مدیریت بهینه جریانات وجوه نقد، برای تداوم فعالیت نیازمند تأمین مالی هستند که نوع تأمین مالی آنها بر ساختار سرمایه شرکت تأثیرگذار است. به‌عنوان مثال، بسیاری از شرکت‌های تازه تأسیس (فاما و فرنچ[۲]، ۲۰۰۴) یا شرکت‌هایی که جریانات نقدی مثبت تولید نمی‌کنند (دنیس و مک کیون[۳]، ۲۰۱۸) در معرض ریسک کسری نقدینگی قرار دارند و مستعد انتشار بدهی بوده و همین امر می‌تواند ساختار سرمایه آنها را تحت تأثیر قرار دهد (هوانگ و ریتر[۴]، ۲۰۲۱).

بنابراین با توجه به اهمیت موضوع و عدم بررسی آن در مطالعات داخلی، پژوهش حاضر به پیروی از هریس و روارک[۵] (۲۰۱۸) و با استفاده از رگرسیون کوانتایل[۶] به دنبال پاسخ به این پرسش است که ریسک مدیریت جریان وجوه نقد چه تأثیری بر ساختار سرمایه (نسبت بدهی) شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد؟

در این راستا، مقاله پیش‌رو در ادامه به پنج بخش کلی تقسیم‌بندی شده است. در ابتدا، مبانی نظری موضوع بیان شده است. سپس، پیشینه پژوهش مرور گردیده است. در بخش سوم، روش انجام پژوهش تشریح شده است. بخش چهارم نیز به تجزیه و تحلیل داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش پنجم و پایانی نیز درباره یافته‌ها بحث شده و برابر نتیجه‌گیری به‌عمل آمده چند پیشنهاد کاربردی ارائه شده است.

مبانی نظری

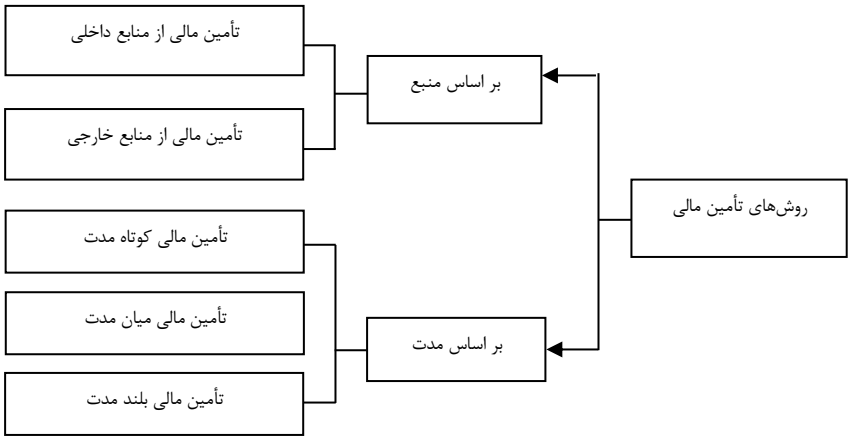
تأمین مالی

تأمین منابع مالی از مهم‌ترین مباحث در مدیریت مالی است و آگاهی مدیران مالی از شیوه‌های مختلف تأمین مالی موجب می‌گردد تداوم فعالیت شرکت‌ها امکان‌پذیر، ساختار مالی آنها کمتر ضربه‌پذیر و جریان عملیات تسهیل یابد (نیکو مرام و همکاران، ۱۳۹۶).

---

۱. Capital Structure
۲. Fama & French
۳. Denis & McKeon
٤. Huang & Ritter
٥. Harris & Roark
٦. Quantile Regression

بحث ساختار سرمایه نیز به چگونگی ترکیب منابع تأمین مالی شرکت از قبیل بدهی‌های کوتاه‌مدت، اوراق قرضه، بدهی بلندمدت، سهام ممتاز و سهام عادی اشاره دارد. نمودار زیر درخت تصمیم‌گیری مربوط به شیوه‌های مختلف تأمین مالی را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. طبقه‌بندی روش‌های تأمین مالی

منبع:برادلی و همکاران (۱۹۸۴)

در یک دسته‌بندی کلی، تأمین مالی بر اساس منبع تأمین مالی و مدت زمان تأمین مالی تقسیم‌بندی می‌شود. بر اساس منبع، تأمین مالی می‌تواند داخلی (شامل فروش دارایی‌های ثابت اضافی، سود انباشته و اندوخته و سود تقسیم نشده) و خارجی (شامل اخذ وام از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، خریدهای نسیه و اقساطی، به تعویق انداختن یا افزایش بدهی‌ها و صدور و انتشار اوراق قرضه، سهام عادی و سهام ممتاز) باشد. معمولاً، بیشترین وجوه مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری از وجوه داخلی (سود انباشته به اضافه استهلاک) تأمین می‌شود. زیرا، تأمین مالی از محل درآمدهای داخلی نسبت به تأمین مالی از محل فروش سهام و اوراق قرضه راحت‌تر، سریعتر و کم‌هزینه‌تر است. البته، در خصوص تکیه بر تأمین مالی از محل وجوه داخلی چندین دلیل دیگر دارد. مانند این‌که شرکت نباید هزینه انتشار اوراق بهادار جدید را تحمل نماید. گذشته از این، اعلام انتشار سهام جدید معمولاً برای سرمایه‌گذاران خبر خوشایندی نیست. زیرا نگران این هستند که مبادا این اعلامیه به معنی کاهش سودهای آینده یا افزایش ریسک باشد. اگر انتشار، پرهزینه باشد و پیام ناخوشایندی به سرمایه‌گذاران بدهد، در آن صورت شاید اقدام شرکت‌هایی که در مورد پروژه‌هایی که نیاز به انتشار سهام جدید دارد دقت بیشتری می‌نمایند، قابل توجیه است (برادلی[۱] و همکاران، ۱۹۸۴). از میان روش‌های تأمین مالی خارج از شرکت، هزینه استقراض از هزینه انتشار سهام یا استفاده از منابع داخلی (سود تقسیم نشده) کمتر است. از میان انتشار سهام و استفاده از منابع داخلی، سیاست عدم توزیع سود

۱. Bradley

میان سهامداران هزینه کمتری در بر دارد. در نتیجه میان دو روش تأمین سرمایه بر اساس منبع، سود انباشته ارجحیت بیشتری نسبت به سایر روش‌ها دارد. اگر منابع داخلی برای نیاز مالی شرکت جهت سرمایه‌گذاری کافی نباشد، آن‌گاه شرکت‌ها به سوی تأمین مالی خارج از واحد انتفاعی متوسل می‌شوند که در گام نخست استقراض، سپس انتشار اوراق بهادار قابل تبدیل و در نهایت انتشار سهام در کانون توجه خواهد بود. مایرز[1] (۱۹۸۴) این سلسله مراتب را با عنوان نظریه ترتیب هرمی تأمین مالی معرفی نموده است (کارلین و مایر[2]، ۲۰۰۳).

از طرف دیگر، روش‌های تأمین مالی بر اساس مدت به سه نوع کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت تقسیم می‌شوند. تأمین مالی کوتاه‌مدت دارای سررسیدهای کمتر از یکسال، میان‌مدت دارای سررسیدهای بیش از ۱ سال و کمتر از ۷ سال و بلندمدت دارای سررسیدهای بیش از ۷ سال است که هر یک مزایا و معایب خاص خود را دارند.

در زمینه ساختار سرمایه، نظریه‌های متعددی مطرح شده که مهم‌ترین آنها در ادامه به اجمال مورد اشاره قرار گرفته است.

- ✓ نظریه سود خالص[3]: این نظریه بر این نکته استوار است که بنگاه اقتصادی می‌تواند با استفاده از بدهی هزینه سرمایه خود را کاهش دهد. بر طبق این نظریه ساختار سرمایه بهینه زمانی به دست می‌آید که هزینه سرمایه در حداقل باشد (ایزدی‌نیا و رحیمی دستجردی، ۱۳۸۸).
- ✓ نظریه درآمد خالص عملیاتی[4]: طبق این نظریه، هزینه سرمایه شرکت مستقل از درجه اهرم مالی شرکت بوده و واحد انتفاعی با استفاده از اهرم مالی قادر به تأثیرگذاری بر کل هزینه سرمایه نیست و این امر به افزایش حساسیت سهامداران نسبت به افزایش میزان بدهی در ساختار سرمایه برمی‌گردد (همان منبع).
- ✓ نظریه‌های سنتی: این نظریه‌ها بر این فروض بنا شده‌اند که ساختار سرمایه بهینه وجود دارد و هزینه سرمایه بر ساختار سرمایه متکی است و شرکت می‌تواند با استفاده از اهرم، ارزش خود را به حداکثر برساند. با وجود این‌که سرمایه‌گذاران هزینه سهام عادی را افزایش می‌دهند. ولی این افزایش با منافعی که از به‌کارگیری بدهی ارزان‌تر حاصل می‌شود خنثی و جبران می‌گردد. این هزینه بدهی تا درجه معینی از اهرم تقریباً ثابت باقی می‌ماند. ولی پس از آن با نرخ فزاینده‌ای رشد می‌کند.
- ✓ نظریه مودیلیانی و میلر[5]: در این نظریه، مودیلیانی و میلر[6] (۱۹۶۳) با انتقاد از نظریه سنتی ثابت کردند هزینه سرمایه شرکت‌ها به درجه اهرم مالی شرکت بستگی ندارد و در تمامی سطوح ثابت

---

۱. Myers
۲. Carlin & Mayer
۳. Net Income Method
٤. Earnings Before Income and Tax (EBIT) Method
٥. Modigliani & Miller
٦. Modigliani & Miller

است. همچنین در شرایط خاص، ارزش یک شرکت بدون توجه به تأمین مالی آن از طریق وام یا انتشار سهام یکسان است (انصاری و همکاران، ۱۳۹۲).

- ✓ نظریه تبادل ایستا: در قالب این نظریه شرکت سعی دارد بین ارزش صرفه‌جویی مالیاتی بهره و هزینه ورشکستگی و هزینه نمایندگی تعادل برقرار سازد. لذا، شرکت بایستی آن‌قدر بدهی را با سهام و سهام را با بدهی تعویض و جایگزین کند تا ارزش آن حداکثر گردد (فرانک و گویال[۱]، ۲۰۰۸). بر اساس این مدل، شرکت‌های بزرگتر دارای ظرفیت استقراض بیشتری بوده و می‌توانند سودهای بیشتری را تحصیل کنند. شرکت‌های بزرگتر معمولا از تنوع بیشتری برخوردار بوده 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 دارند که موجب می‌شود کنترل کمتری بر مدیریت شرکت اعمال شود. از این رو احتمال دارد که مدیران برای کاهش ریسک زیان شخصی حاصل از ورشکستگی از بدهی بیشتری استفاده کنند (تانگ و نینگ[۲]، ۲۰۰۴).
- ✓ نظریه سلسله مراتب گزینه‌های تامین مالی[۳]: بر اساس این نظریه شرکت‌ها در تأمین منابع مالی مورد نیاز خود، سلسله مراتب معینی را طی می‌کنند، شکل‌گیری این سلسله مراتب، نتیجه یا پیامد عدم تقارن اطلاعات است. طبق این نظریه، مواردی که بین مدیران و سرمایه‌گذاران برون سازمانی عدم تقارن اطلاعات وجود داشته باشد. مدیران تأمین مالی از محل منابع داخلی شرکت را به منابع بیرونی ترجیح می‌دهند. یعنی ابتدا از محل سود انباشته یا اندوخته‌ها تأمین مالی می‌کنند. پس اگر منابع داخلی تکافو نکرد، از بین منابع خارج از شرکت ابتداء به انتشار کم ریسک‌ترین اوراق بهادار یعنی اوراق قرضه (استقراض) متوسل می‌شوند و در صورتی که استقراض تکافو نکند به انتشار سهام مبادرت می‌ورزند (تانگ و نینگ ، ۲۰۰۴).
- ✓ نظریه ساختار سازمانی: نسبت بدهی بالا، شرکت‌هایی که به حد بلوغ رسیده‌اند را به تحرک وا می‌دارد و آنها را از به‌کارگیری سرمایه در طرح‌های با ارزش فعلی منفی باز می‌دارد. بدهی یک چارچوب قراردادی است که شرکت‌ها را مجبور به توزیع وجوه نقد بین سرمایه‌گذاران می‌نماید. تئوری سازمان دقیقاً بر اساس موارد فوق شکل گرفته و همچنین به رفتار طبیعی هزینه‌های نمایندگی مدیران در جهت کسب حداکثر منافع تاکید دارد و به تجزیه تحلیل کنترل‌ها در راستای حداقل کردن این هزینه‌ها می‌پردازد.

---

۱. Frank and Goyal

۲. Tong and Ning

۳. Peaking Order Theory Of financing Choice

مدیریت وجوه نقد

صورت جریان وجوه نقد توانایی شرکت در ایجاد جریان‌های نقدی، توانایی پرداخت تعهدات و نیاز به تأمین مالی را نشان می‌دهد (طالب‌نیا و همکاران، ۱۳۹۴). از سوی دیگر بیشتر شرکت‌های ایرانی به علت موقعیت تورمی موجود ترجیح می‌دهند وجه نقد خود را به دارایی‌های دیگر تبدیل کنند. هر چند چنین پدیده رایجی سپر مقاومت در برابر تورم تلقی می‌شود. لیکن اثر ثانویه آن این است که شرکت‌ها در سررسید بدهی‌ها درمانده شده و به اعتبار آنها لطمه وارد می‌شود. تجربه نشان داده که اغلب شرکت‌هایی که با درماندگی مالی و ورشکستگی مواجه شده‌اند همواره از سوء مدیریت سرمایه در گردش و نیز ضعف در کنترل وجه نقد رنج برده‌اند. اگرچه وجه نقد نگهداری شده در تاریخ ترازنامه، دارایی مهمی برای شرکت به حساب می‌آید. لیکن نگهداری بیش از اندازه این دارایی می‌تواند نشانه‌ای از عدم کارایی در تخصیص منابع باشد و هزینه‌های زیادی را بر شرکت تحمیل نماید (الیوت و همکاران[۱]، ۲۰۱۰).

با توجه به اهمیت وجود نقدینگی کافی در شرایط متفاوت اقتصادی، لازم است مدیران حوزه اختیارات و حیطه اقتدار خود در زمینه کنترل وجوه نقد را مورد شناسایی قرار داده و مجموعه عوامل مؤثر بر نگهداشت وجه نقد را در شرایط مختلف مورد بررسی قرار دهند. برای نمونه در دوران رشد اقتصادی شرکت، همان طور که ذخایر وجه نقد افزایش می‌یابد، مدیران تصمیم می‌گیرند که آیا وجه نقد بین سهامداران توزیع شود یا صرف مخارج داخلی شود. در زمینه میزان بهینه نگهداری وجه نقد، تئوری‌های متعددی ارائه شده که در ادامه به آنها اشاره می‌شود:

- ✓ نظریه موازنه: طبق این نظریه، شرکت‌ها میزان بهینه وجه نقد خود را با برقراری یک موازنه (تعادل) میان منافع و هزینه‌های نگهداری وجه نقد تعیین می‌کنند. در حقیقت، شرکت‌ها سطح بهینه وجه نقد خود را با تعیین میزان اهمیت هزینه‌های نهایی و منافع نهایی ناشی از نگهداری وجه نقد تنظیم می‌کنند. نکته مهم این نظریه این است که سطح مطلوبی از وجه نقد برای شرکت‌ها وجود دارد که در آن مدیریت با رویکردی فعالانه براساس تجزیه و تحلیل هزینه-منفعت در مورد نگهداری وجه نقد تصمیم‌گیری می‌کنند. بر اساس این نظریه، مدیریت برای حداکثرسازی ثروت سهامداران باید مانده وجه نقد شرکت را به‌نحوی تنظیم نماید که منافع نهایی ناشی از نگهداری وجه نقد با هزینه‌های نهایی آن برابر شود.
- ✓ نظریه سلسله مراتب تأمین مالی: طبق این نظریه که توسط میرز و مجلوف[۲] (۱۹۸۴) مطرح شد، شرکت‌ها تأمین مالی از داخل شرکت را به تأمین مالی خارجی که به اطلاعات حساس است ترجیح می‌دهند. این نظریه بر مبنای این فرض قرار دارد که افراد داخل شرکت آگاه‌تر از سهامداران هستند. اگر منابع داخل شرکت، برای تأمین مالی برنامه‌های سرمایه‌گذاری بهینه کافی نباشد و عدم تقارن اطلاعاتی نیز مانع شود، مدیران ممکن است مجبور به صرف‌نظر از

۱. Elliott et al
۲. Myers & Majluf

پروژه‌های سودآور شوند. در این حالت، وجه نقد بسیار ارزشمند است و تنها فرصت برای انتشار سهام بدون از دست دادن ارزش بازار، زمانی رخ می‌دهد که عدم تقارن اطلاعات وجود نداشته و بسیار کم باشد (کاسترو[1] و همکاران، ۲۰۱۶).

- ✓ نظریه جریان وجه نقد آزاد: این نظریه توسط جنسن (۱۹۸۶) مطرح شده و بیان می‌دارد که وجوه نقد داخلی بیشتر به مدیران اجازه می‌دهد تا از کنترل بازار اجتناب کنند. در این حالت، آنها به موافقت سهامداران نیاز ندارند و برای تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری‌ها بر حسب اختیار خود آزاد هستند. مدیران مایل به پرداخت وجه نقد (مانند سود سهام) نبوده و حتی زمانی‌که هیچ سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت موجود نباشد، دارای انگیزه برای سرمایه‌گذاری هستند (کاسترو و همکاران، ۲۰۱۶).
- ✓ نظریه کینز: بر اساس نظریه کینز سه دلیل شامل انگیزه مبادلاتی، انگیزه احتیاطی و انگیزه سفته‌بازی برای نگهداری وجه نقد وجود دارد. منظور از دلایل "هزینه مبادلات" این است که پل ارتباطی بین وجه دریافتی فروش و پرداخت‌های مربوط به هزینه، وجه نقد است و هر قدر هزینه‌های ناشی از تهیه وجه نقد (مانند وام کوتاه‌مدت، انتشار اوراق بهادار و فروش دارایی‌ها) بیشتر باشد، میل بیشتری به نگهداری وجه نقد بیشتر وجود خواهد داشت. منظور از "دلایل احتیاطی" این است که همیشه امکان دارد شرکت‌ها با هزینه‌های پیش‌بینی‌نشده و ناگهانی رو در رو شوند؛ در چنین شرایطی در صورت وجود منابع کافی وجه نقد، نیازی به تأمین مالی یا فروش دارایی‌ها نخواهد بود. در نهایت منظور از "سفته‌بازی" وجه نقد زمانی است که شرکت‌ها ترجیح می‌دهند سود ناشی از سرمایه‌گذاری‌های خود را در قالب وجه نقد نگهداری کنند. زیرا در چنین شرایطی، حفظ دارایی در قالب وجه نقد از بیشترین سطح اطمینان برخوردار است.

مروری بر پیشینه پژوهش

تان[2] و همکاران (۲۰۲۰) یک مدل زمان پیوسته از خدمات بدهی راهبردی[3] با اثرات جانبی مثبت تهیه و تأثیر اثرات جانبی مثبت در سیاست‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی را مورد بررسی قرار داده‌اند. جنبه نوآوری این مدل آن بود که وام‌دهنده‌ها تنها پیشنهادهای بازسازی ساختار بدهی را که توسط سهامداران ارائه شده و برای آنها مفید است دریافت می‌کنند. مقایسه خدمات بدهی راهبردی با اثرات جانبی مثبت با خدمات بدهی راهبردی با اثرات جانبی منفی نشان داد خدمات بدهی راهبردی با اثرات جانبی مثبت، سرمایه‌گذاری را سرعت بخشیده و بازسازی ساختار را به تأخیر می‌اندازد. علاوه‌بر این، خدمات بدهی راهبردی با اثرات جانبی مثبت، ارزش شرکت را افزایش داده و انگیزه برای دریافت وام بیشتر در ساختار سرمایه را تقویت می‌کند. رائو و همکاران[4] (۲۰۱۹) عوامل موثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های کوچک و متوسط در کشور هند را بررسی کرده‌اند. آنها به طور خاص تأثیر سودآوری شرکت،

---

۱. Castro
۲. Tan
۳. Strategic Debt Service
٤. Rao, Kumar, and Madhavan

دارایی‌های مشهود، اندازه، سن، رشد، نقدینگی، سپر مالیاتی ناشی از بدهی، نسبت جریان نقدی و بازده سهام بر اهرم شرکت مورد بررسی قرار داده‌اند و نتایج به‌طور کلی مشابه نظریه‌های سلسه مراتبی بود. هریس و روارک[1] (۲۰۱۸) ارتباط بین جریان نقد، تصمیمات ساختار سرمایه و جریان نقد عملیاتی را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد شرکت‌هایی با نوسانات جریان نقد بیشتر، بدهی بیشتری دارند و این رابطه مثبت صرفاً متعلق به شرکت‌هایی است که از نظر مالی عملکرد ضعیفی دارند که در این پژوهش به‌وسیله جریان نقد عملیاتی سنجیده شد. در واقع اگر شرکت‌ها براساس جریان نقد عملیاتی‌شان رتبه‌بندی گردند، آنهایی که در چارک‌های پایینی قرار دارند در مواجه با ریسک جریان نقد میزان استفاده از اهرم را افزایش می‌دهند. سئو و چانگ[2] (۲۰۱۷) در مطالعه خود با عنوان «ساختار سرمایه و واکنش شرکت‌ها به تکانه‌های منفی بازده سهام» نشان دادند که شرکت‌ها معمولاً پس از این تکانه‌ها ارزش سهام را افزایش می‌دهند و بعد از این تکانه‌ها به جای این که بدهی خود را برای متعادل کردن ساختار سرمایه تعدیل کنند، با بازخرید آن باعث انحراف ساختار سرمایه می‌شوند. همچنین نتیجه گرفته‌اند که انگیزه‌های اقتصادی و مالی شرکت‌ها (به عنوان مثال وجوه نقد بالا یا تقریباً صفر) نسبت به تمایل مدیران برای حفظ اهرم بهینه نقش مهم‌تری در تعیین چگونگی واکنش شرکت‌ها به نوسانات قیمت سهام ایفا می‌کنند. وو و الیس[3] (۲۰۱۷) به بررسی رابطه ساختار سرمایه و ارزش سهام شرکت‌ها در ویتنام طی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۷ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد بین اهرم مالی و ارزش سهام شرکت‌ها رابطه معکوسی وجود دارد و این نشان‌دهنده هزینه نسبتاً بالاتر تأمین مالی بدهی، نسبت به سودآوری شرکت‌های ویتنامی است. علاوه‌بر این نتایج نشان داد شرکت‌های با اهرم مالی کمتر، ارزش بیشتری برای سهامداران خود ایجاد می‌کنند. آکیلدریم و اتم گونی[4] (۲۰۱۴) رابطه نگهداشت وجه نقد و بحران مالی را در بازارهای درحال توسعه و توسعه‌یافته شامل ۲۳ کشور درحال توسعه و ۲۶ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۱ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد میزان نگهداشت وجه نقد در دوره مورد بررسی در هر دو گروه از کشورها رشد مثبتی داشته است. اما بعد از بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷ الی ۲۰۰۹، نگه‌داشت وجه نقد به طور متوسط در کشورهای در حال توسعه افزایش و در کشورهای توسعه‌یافته اندکی کاهش یافته است. همچنین هر دو نظریه مبادله‌ای و سلسله مراتبی در توضیح عوامل تعیین‌کننده وجه نقد در دوره قبل از بحران نقش مهمی بازی می‌کنند. با این حال، نقش نظریه مبادله‌ای در نگهداری وجه نقد پس از بحران مالی بسیار کم‌رنگ شده است.

در مطالعات داخلی نیز نظری و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی ارتباط بین ساختار سرمایه و نقدشوندگی سهام با تأکید بر نظریه‌های موازنه ایستا و سلسله مراتبی را در نمونه آماری شامل ۱۴۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد با افزایش تأمین مالی از طریق اهرم مالی، درصد اختلاف قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام به عنوان معیار نقدشوندگی افزایش و در نتیجه، نقدشوندگی سهام کاهش می‌یابد. رحیمیان و همکاران (۱۳۹۵) رابطه ساختار سرمایه و نظریه نمایندگی را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد اهرم مالی بر هزینه‌های نمایندگی اثر منفی و معنی‌داری دارد. موسوی و کشاورز (۱۳۹۱) رابطه عوامل ساختار سرمایه و طبقات ریسک

۱. Harris & Roark
۲. Seo & Chung
۳. Vo & Ellis
٤. Akyildirim & Guney

سیستماتیک در ۹۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را در دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۷۸ بررسی کرده‌اند. در این پژوهش شرکت‌ها بر اساس متوسط تغییرات ریسک سیستماتیک به سه طبقه بالا، متوسط و پایین تقسیم شده و عوامل ساختار سرمایه موثر بر تأمین مالی از طریق بدهی‌های بلندمدت و کوتاه مدت بر اساس سه تئوری توازی ایستا، ترتیب هرمی و جریان نقد آزاد انتخاب شده‌اند. در نهایت نتایج نشان داد شرکت‌های با ریسک متوسط و پایین به نوبت از بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشتر استفاده می‌کنند. از این رو شرکت‌های با ریسک بالا تمایلی به بالا بردن تأمین مالی از طریق سهام عادی ندارند. علامه‌حائری و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی روش‌های تأمین مالی، هزینه سرمایه و تئوری‌های مرتبط به آن پرداخته‌اند. همچنین اهمیت رابطه هزینه سرمایه، ساختار سرمایه و ارزش کل شرکت را از دیدگاه مدیریت بیان نموده‌اند. زیرا با استفاده از ساختار سرمایه می‌توان بر ارزش کل شرکت تأثیر گذاشت و با در نظر گرفتن مفروضات خاص و با مشخص کردن نحوه استنباط یا پنداشت سرمایه‌گذاران و واکنش آنان نسبت به درجه تغییرات ریسک مالی می‌توان ساختار مطلوب سرمایه شرکت را تعیین نمود. ولی تضاد منافع دارندگان اوراق قرضه و سهام عادی شرکت را به طور کامل نمی‌توان حل کرد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف، بنیادی و به لحاظ ماهیت از نوع علّی است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که نمونه آماری با توجه به شروط زیر انتخاب شده است:

- ✓ سال مالی آنها منتهی به ۱۲/۲۹ باشد.
- ✓ جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشند.
- ✓ اطلاعات مورد نیاز آنها در دوره مورد بررسی موجود و نماد آنها در این دوره متوقف نشده باشد.

دوره زمانی پژوهش شامل ۸ سال از ابتدای ۱۳۹۰ تا انتهای ۱۳۹۷ با تواتر ۶ ماهه است که با توجه به شروط بالا، تعداد ۸۰ شرکت (۱۲۸۰ مشاهده) به عنوان نمونه آماری انتخاب شد.

از رویکرد داده‌های پانل برای تخمین مدل استفاده شد. البته قبل از برآورد مدل، آزمون‌های لازم مانند آزمون پایایی پانلی، آزمون F لیمر و ... اجرا شد. هدف اصلی پژوهش نیز بررسی مدیریت جریان وجوه نقد و ساختار سرمایه بود که برای دستیابی به این هدف، فرضیه‌های زیر ارائه گردید:

- ✓ فرضیه اول: ریسک جریان نقد شرکت با نسبت بدهی شرکت رابطه مثبت دارد.
- ✓ فرضیه دوم: ارتباط مثبت بین نسبت بدهی و نوسانات جریان نقد در شرکت‌های با جریان نقد عملیاتی کمتر، بیشتر است.

با الهام از هریس و روارک (۲۰۱۸) از مدل رگرسیونی زیر برای بررسی ارتباط تصمیمات ساختار سرمایه (نسبت بدهی) و نوسانات جریان وجوه نقد استفاده شده است:

$$TDM_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 INDTDM_{i,t} + \beta_2 MB_{i,t} + \beta_3 TANG_{i,t} + \beta_4 PROF_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 INFL_{i,t} + \beta_7 CFV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۱)

در رابطه بالا، نسبت بدهی متغیر اصلی وابسته پژوهش است. منظور از بدهی نیز حقوق مالی شخاص غیر مالک نسبت به دارایی‌های واحد اقتصادی است. به بیان دیگر بدهی معرف تعهدات مالی مؤسسه بابت دارائی‌ها یا خدمات نسیه دریافتی از دیگران است که در گذشته و حال ایجاد و با انتقال دارائی‌ها یا ارائه خدمات در آینده پرداخت می‌شود. تعریف عملیاتی نسبت بدهی در این پژوهش شامل کل بدهی‌ها به ارزش بازار دارایی‌ها است که خود برابر با مجموع بدهی‌های جاری و بلندمدت تقسیم بر ارزش بازار دارایی‌ها است. ارزش بازار دارایی‌ها نیز برابر با مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و مجموع بدهی است.

رابطه (۲) $\text{TDM} = \text{بدهی کوتاه مدت} + \text{بدهی بلند مدت}/\text{ارزش بازار داراییها}(\text{MVA})$

رابطه (۳) $\text{MVA} = \text{بدهی کل} + \text{ارزش بازاری سهام}$

ارزش بازاری سهام نیز به روش زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۴) مجموع ارزش بازاری سهام= قیمت پایانی هر سهم × تعداد سهام

متغیر مستقل مدل ریسک جریان نقدی است که برای شناسایی نوسانات جریان نقد با توجه به سطح بدهی شرکت در نظر گرفته شده است. در این پژوهش، نوسانات جریان نقد برابر با انحراف معیار جریان‌های نقدی صنعت در طی پنج دوره گذشته تعریف شده است. منظور از جریان نقد، جریان نقد عملیاتی[۱] است. برای محاسبه این متغیر در هر دوره برای هر صنعت، ابتدا میانگین جریان نقد ۵ دوره قبل از آن محاسبه و سپس انحراف معیار آن برآورد شده است.

متغیرهای کنترل نیز مدل نیز عبارتند از:

متوسط بدهی صنعت[۲](INDTDM) : برابر با مجموع بدهی به ارزش بازاری کل دارایی‌ها است.

رابطه (۵) $\text{INDTDM} = \frac{\text{مجموع بدهی}}{\text{MVA}}$

نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری (MB[۳]): این نسبت شاخصی برای نشان دادن فرصت‌های رشد است. هرچند ممکن است تحت تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام قرار گیرد.

روش محاسبه آن برابر است با نسبت ارزش بازاری کل دارایی‌ها (MVA) به ارزش دفتری کل دارایی‌ها.

رابطه (۶) $\text{MB} = \frac{\text{ارزش بازاری کل داراییها}(\text{MVA})}{\text{ارزش دفتری کل داراییها}}$

۱. Cash Flow Volatility
۲. Average Industry Debt Level
۳. Market to Book Ratio

دارایی‌های مشهود (TANG[1]): به دارایی‌هایی که شکل فیزیکی دارند گفته می‌شود و شامل ارزش دفتری زمین و تجهیزات و کارخانه به ارزش دفتری کل دارایی‌ها است.

سودآوری (PROF[2]): منظور سود عملیاتی پیش از استهلاک است که از رابطه زیر به دست آمده است:

رابطه (۷)
$$PROF = \frac{\text{سود عملیاتی پیش از استهلاک}}{\text{مجموع داراییها}}$$

اندازه شرکت (SIZE[3]): برابر با لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت است.

تورم (INFL[4]): تورم مصرف‌کننده ۶ ماهه است که از پایگاه بانک مرکزی استخراج شده است.

همچنین برای بررسی تأثیر نوسانات جریان وجه نقد بر میزان بدهی در ساختار سرمایه با در نظر گرفتن مقدار وجوه نقد عملیاتی شرکت، ابتدا جریان نقد عملیاتی هر یک از شرکت‌های نمونه محاسبه و به روش رگرسیون کوانتایل[5]، تأثیر نامتقارن ریسک جریانات نقدی وجه نقد بر ساختار سرمایه آنها بررسی شده است. لازم به ذکر است در رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی، یک دیدگاه کلی در خصوص رابطه بین متغیرهای توضیحی و وابسته بیان می‌گردد که موجب پنهان ماندن حجم وسیعی از اطلاعات در ارتباط بین متغیرهای توضیحی و وابسته می‌شود. لذا برای آگاهی از شدت و جهت رابطه بین متغیرهای توضیحی و وابسته در نقاط (چندک‌های) مختلف متغیر وابسته از رگرسیون کوانتایل استفاده می‌گردد. از طرفی، نتایج رگرسیون حداقل مربعات معمولی تا حد زیادی تحت تأثیر مشاهدات پرت قرار دارد و رگرسیون کوانتایل یکی از راه رفع حذف یا ویرایش مشاهدات پرت است. در این روش رگرسیونی، معادله مورد نظر در qهای مختلف (چندک‌های متفاوت) نتایج متفاوتی برای ضرایب برآوردی خواهد داشت. بنابراین، تأثیر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در چندک‌های متفاوت محاسبه شده و قابل مقایسه است. درنتیجه، در این روش، عرض از مبدا و ضرایب شیب در هر یک از چندک‌های مختلف برآورد و مقایسه می‌شود.

یافته‌های پژوهش

در این بخش با استفاده از داده‌های نمونه آماری شامل ۸۰ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۰ با تواتر ۶ ماهه، فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار گرفته‌اند. آزمون فرضیه‌ها به روش داده‌های پانل و با بهره‌گیری از نرم‌افزار Eviews ۱۰ انجام شده است.

---

۱. Asset Tangibility
۲. Profit
۳. Firm Size
٤. Inflation Rate
٥. Quantile

آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول زیر آمده است:

جدول ۱. آماره‌های توصیفی

متغیر	میانگین	کمترین	بیشترین	چولگی	کشیدگی	آماره جارگ برا	سطح احتمال
TDM	۰/۲۷۷	۰/۰۶۲	۰/۶۲۶	۰/۰۵۸	۲/۳۰۴	۱۰۲۰۹	۰,۰۰۰
CFV	۱,۲۸۵,۲۹۱	۱۲,۶۹۰	۱۱۹,۷۰۳,۴۱۱	۴/۱۴	۲۸/۹۱	۳۷,۰۰۳	۰,۰۰۰
INDTDM	۰/۲۹۱	۰/۰۰۶	۰/۹۰۱	۰/۸۱۷	۷/۲۱	۱۰۲۰	۰,۰۰۰
M/B	۱/۶۱۹	۰/۳۳۵	۰/۳۲۷	-۰/۶۱	۳/۵۴	۹۱	۰,۰۰۰
TANG	۰/۴۲۳	۰/۱۰۴	۰/۷۶۸	۰/۰۱۲	۲/۰۸	۴۲	۰,۰۰۰
PROF	۱۳/۶۹	-۰/۴۴۹	۰/۷۹۷	۰/۹۵۳	۸/۸	۱۶۷	۰,۰۰۰
SIZE	۱۳/۶۹	۹/۷۹	۱۹/۶۵	۰/۷۳	۴/۰۷	۴۲	۰,۰۰۰
INF	۰/۱۰۴	۰/۰۳	۰/۳۲	۱/۷۰	۵/۳	۸۵۴	۰,۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار استنباطی

در این مطالعه از آماره لوین لین چو[۱] (LLC) و ایم پسرا و شین[۲] (IPS) برای آزمون مانایی متغیرها استفاده شده که نتایج به شرح مندرج در جدول ۲ است. طبق این نتایج، کلیه متغیرهای پژوهش در سطح پایا می‌باشند. زیرا آماره‌های لوین، لین چو و ایم پسران شین برآوردی برای هر یک از متغیرها در خارج منطقه بحرانی قرار دارد و سطح احتمال مربوط به هر متغیر کوچکتر از ۵ درصد است. بنابراین فرضیه صفر آزمون‌های پایایی با اطمینان حداقل ۹۵ درصد رد و با حداکثر ۵ درصد خطا می‌توان گفت کلیه متغیرهای پژوهش در سطح مانا بوده و فاقد ریشه واحد هستند. بنابراین، نیازی به آزمون هم‌انباشتگی نمی‌باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون پایایی متغیرها

متغیر	نوع آزمون	سطح متغیر		نتیجه
		مقدار آماره	سطح احتمال	
TDM	LLC	-۱۰۲۶۲	۰/۰۰	I(۰)
	IPS	-۱۳۳۲	۰/۰۰	I(۰)
CFV	LLC	-۲۵/۹	۰/۰۰	I(۰)
	IPS	-۶/۳	۰/۰۰	I(۰)
INDTDM	LLC	-۱۱۳/۸	۰/۰۰	I(۰)
	IPS	-۵۸/۱	۰/۰۰	I(۰)
M/B	LLC	-۲۹/۷	۰/۰۰	I(۰)
	IPS	-۱۲/۵	۰/۰۰	I(۰)
TANG	LLC	-۴۲/۶	۰/۰۰	I(۰)
	IPS	-۸/۵	۰/۰۰	I(۰)
PROF	LLC	-۱۸/۹	۰/۰۰	I(۰)
	IPS	-۸/۵	۰/۰۰	I(۰)
SIZE	LLC	-۷۱/۱	۰/۰۰	I(۰)
	IPS	-۱۱/۵	۰/۰۰	I(۰)
INF	LLC	-۱۲/۵	۰/۰۰	I(۰)
	IPS	-۵/۸	۰/۰۰	I(۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. Levin, Lin & Chui
۲. Im, Pesara & Shin Test

هدف از آزمون فرضیه‌های این پژوهش، بررسی اثر ریسک جریان وجه نقد بر بدهی‌های شرکت است. برای این منظور دو فرضیه تدوین و در قالب دو مدل جداگانه مورد آزمون قرار گرفته که در ادامه نتایج آزمون هر یک از فرضیه‌ها ارائه و تفسیر می‌شود.

در فرضیه اول پژوهش رابطه میان ریسک جریان وجه نقد و میزان بدهی‌های شرکت‌های نمونه مورد بررسی قرار گرفته و فرضیه آماری آن به صورت زیر است:

H_0: ریسک جریان نقد دارای رابطه مثبت با بدهی شرکت است.

H_1: ریسک جریان نقد فاقد رابطه مثبت با بدهی شرکت است.

در مدل معرفی شده در بخش سوم برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های پانل یا تلفیقی در برآورد مدل کارآمد خواهد بود یا نه از آزمون F لیمر و در صورتی که ضرورت به اجرای مدل به روش پانلی وجود داشته، به منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است از آزمون هاسمن استفاده شده است. جدول ذیل نتایج آزمون F را نشان می‌دهد که طبق آن، مقدار آماره F برای فرضیه عدم وجود اثرات ثابت مقطعی برابر ۱/۰۰۹ است و در ناحیه بحرانی قرار نمی‌گیرد (مقدار سطح احتمال آزمون بزرگتر از ۰/۰۵ است (۰/۴۵۸)). لذا، نمی‌توان فرضیه صفر آزمون را پذیرفت. بر این اساس، می‌توان گفت شرکت‌های نمونه از لحاظ مجموع بدهی تفاوت معنی‌داری با یکدیگر ندارند. نتیجه آن‌که می‌توان از روش تلفیقی به جای رگرسیون پانلی برای تخمین ضرایب استفاده نمود.

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر

فرضیه صفر	آماره آزمون	سطح احتمال	نتیجه
عدم وجود اثرات ثابت فردی	۱/۰۰۹	۰/۴۵۸	اثرات ثابت مقطعی وجود ندارد

منبع: یافته‌های پژوهش

در نهایت، برای آزمون فرضیه نخست، مدل پژوهش با روش داده‌های پانل برآورد شد و نتایج برآوردی در جدول ۴ ارائه شده که بر اساس آن، سطح معنی‌داری آماره t متغیر «ریسک جریانات نقدی» کوچکتر از ۰/۰۵ (۰/۰۰۰) و ضریب آن (۰/۰۰۰۰۰۵) مثبت است. بنابراین می‌توان گفت ریسک جریانات نقدی بر نسبت مجموع بدهی‌ها به ارزش بازاری دارایی‌های شرکت‌های منتخب تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. لذا فرضیه نخست پژوهش در سطح اطمینان حداقل ۹۵ درصد تأیید می‌شود. البته، با توجه به مقدار ضریب برآوردی، میزان ریسک جریانات نقدی نسبت به سایر متغیرهای مدل تأثیر ضعیفی بر نسبت بدهی‌های شرکت‌ها دارد. دیگر نتایج برآوردی نشان داد تورم و نسبت B/M تأثیر معنی‌داری بر نسبت بدهی به ارزش بازاری دارایی‌های شرکت ندارد. زیرا سطح احتمال‌های مربوط به آنها بزرگتر از ۰/۰۵ است. لذا، حذف متغیرهای مذکور از مدل لازم به‌نظر می‌رسد. سودآوری شرکت‌ها نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر میزان بدهی‌های شرکت دارد. به‌طوری که شرکت‌ها عمدتاً به منابع داخلی خود اتکا خواهند داشت. همچنین اندازه شرکت که با لگاریتم مجموع دارایی‌ها محاسبه شده بر نسبت بدهی به ارزش بازاری دارایی‌های شرکت‌های مننخب تأثیر منفی و معنی‌داری دارد.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه اول

متغیر وابسته: بدهی شرکت (نسبت مجموع بدهی‌های شرکت به ارزش بازاری دارایی‌ها)				
متغیر	ضریب	آماره t	*Value*	*VIF*
ضریب ثابت	۰/۰۸	۴/۵۲	۰/۰۰۰	-
ریسک جریان نقدی (CFV)	۰/۰۰۰۰۰۵	۴/۸۱	۰/۰۰۰	۱/۰۶۶
میانگین بدهی صنعت(INDTDM)	۰/۲۴۴	۴/۸۱۷	۰/۰۰۰	۱/۲۵۳
نسبت M/B	۰/۰۰۶	۱/۴۷۱	۰/۱۴۱	۱/۰۸۴
نسبت دارایی‌های مشهود به ارزش دفتری دارایی‌ها(TANG)	-۰/۰۵۵	۶/۲۰۵	۰/۰۰۰	۱/۴۴۶
سودآوری شرکت (PROF)	-۰/۰۳۲	-۱/۸۹۵	۰/۰۵۸	۱/۰۳۱
اندازه شرکت (SIZE)	-۰/۰۰۶	۵/۶۹۴	۰/۰۰۰۰	۱/۴۸۰
تورم (INF)	۰/۰۱۰	۰/۵۶۰	۰/۵۷۵	۱/۰۰۷
ضریب تعیین مدل	۰/۳۴	آماره Jarque-Bera (*P-Value*)	۳۲۳۴/۵۴ (۰/۰۰۰۰)	
آماره F مدل (*P-Value*)	۷/۳۹۷ (۰/۰۰۰۰)	آماره دوربین واتسن	۲/۰۹	
منبع: یافته‌های پژوهش				

در فرضیه دوم پژوهش تأثیر نامتقارن ریسک جریانات نقدی وجه نقد بر ساختار سرمایه شرکت‌های نمونه مورد مقایسه قرار گرفته و فرضیه آماری آن به صورت زیر است:

H_0: ارتباط مثبت بین ساختار سرمایه و نوسانات جریان نقد در شرکت‌هایی با جریان نقد عملیاتی کمتر، بیشتر است.

H_1: ارتباط مثبت بین ساختار سرمایه و نوسانات جریان نقد در شرکت‌هایی با جریان نقد عملیاتی کمتر، کم‌تر است.

به منظور آزمون فرضیه دوم پژوهش از رگرسیون کوانتایل استفاده گردیده است. لازم به ذکر است در رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی، یک دیدگاه کلی در خصوص رابطه متغیرهای توضیحی و وابسته بیان می‌گردد که موجب پنهان ماندن حجم وسیعی از اطلاعات درباره ارتباط بین متغیرهای توضیحی و وابسته می‌شود. برای آگاهی از شدت و جهت رابطه بین متغیرهای توضیحی و وابسته در نقاط (چندک‌های) مختلف متغیر وابسته، از رگرسیون کوانتایل استفاده می‌گردد. از طرفی، نتایج رگرسیون حداقل مربعات معمولی تا حد زیادی تحت تأثیر مشاهدات پرت قرار می‌گیرد. یکی از راه‌حل‌های رفع این مشکل، حذف یا ویرایش مشاهدات پرت می‌باشد که به روش رگرسیون کوانتایل این مشکل قابل رفع می‌باشد. در این روش رگرسیونی، معادله مورد نظر در qهای مختلف (چندک‌های متفاوت) نتایج متفاوتی را برای ضرایب‌های برآوردی خواهد داشت. بنابراین، تأثیر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در چندک‌های متفاوت محاسبه شده و قابل مقایسه می‌باشند. در این روش، عرض از مبدا و ضرایب شیب را در هر یک از چندک‌های مختلف برآورد و مقایسه می‌گردد. در پژوهش حاضر، معادله پیشنهادی برای حالت‌های , 0.5 ,q=0.05 0.95 برآورد می‌گردد. ضرایب برآوردی برای0.95 , q=0.05 برای حالت‌های حدی جریات نقدی پایین و

بالا و q=0.50 برای جریانات نقدی متوسط تفسیر خواهد شد. نتایج برآوردی رگرسیون کووانتایل به شرح جدول زیر است.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه دوم

	q=۰٫۰۵		q=۰٫۵		q=۰٫۹۵	
متغیر	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
ضریب ثابت	۰/۰۵۴***	۱/۷۲	۰/۲۷***	۵۴۶۶	۰/۰۲۵***	۶/۳۸
ریسک جریان نقدی(CFV)	۰/۰۰۰۰۰۰۲***	۳/۰۱	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۱	۱/۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۱	۱/۴۹
میانگین بدهی صنعت (INDTDM)	۰/۲۹۹***	۹/۲۷	۰/۰۰۲***	۶/۹۷	۰/۳۳۷***	۲۰/۰۹
نسبت M/B	۰/۰۵***	۱۰/۰۶	۰/۰۰۲	۰/۳۴	-۰/۰۹۳***	-۹/۷۸
نسبت دارایی‌های مشهود به ارزش دفتری دارایی‌ها (TANG)	۰/۰۵***	۳/۵۴	-۰/۰۰۱	-۱/۴۶	۰/۰۰۴	۰/۶۴
سودآوری شرکت(PROF)	-۰/۰۸***	-۲/۹۰	-۰/۰۰۰۴**	-۲/۰۱	۰/۰۰۱	۰/۱۳
اندازه شرکت (SIZE)	-۰/۰۰۲	-۱/۲۷	۰/۰۰۰۲***	۸/۶۱	۰/۰۰۹***	۴/۸۱
تورم (INF)	۰/۱۰***	۳/۶۸	۰/۰۰۰۹***	۵/۳۵	-۰/۰۱	-۱/۴۱
ضریب تعیین جعلی (یا مک فادن)	۰/۳۵		۰/۰۰۶		۰/۴۶	
آماره نسبت راستنمایی (Quasi-LR Statistis)	۳۶۳ (معنی‌داری کل رگرسیون)		۶۱۶ (معنی‌داری کل رگرسیون)		۱۵۰۳ (معنی‌داری کل رگرسیون)	

منبع: یافته‌های پژوهش (***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد)

آزمون فرضیه دوم به روش رگرسیون کووانتایل در صدک ۵ام، ۵۰ام و ۹۵ام نتایج جالبی را نمایان نمود. نتایج برآوردی صدک پنجم متغیر وابسته نشان داد ریسک جریانات نقدی بر متغیر نسبت بدهی به ارزش روز دارایی‌ها تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد و برای صدک ۹۵ام نیز این تأثیر مثبت اما بی‌معنی است. همچنین برای صدک ۵۰ام نیز این اثر مثبت برآورد شده است (اما به لحاظ آماری بی‌معنی)، لیکن مقایسه این ضرایب نشان می‌دهد تأثیرگذاری در کوانتیل‌های بالا و پایین به مراتب بیشتر از کوانتیل‌های میانی است. بنابراین فرضیه دوم پژوهش نیز مورد تأیید آماری قرار گرفت. البته نکته قابل توجه این‌که میزان تأثیرگذاری ریسک جریانات نقدی بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در قیاس با سایر متغیرهای پژوهش بسیار ناچیز ارزیابی شده و این نشان می‌دهد تصمیم‌گیران مالی شرکت‌ها، ریسک جریانات نقدی را چندان در تصمیم‌گیری‌های خود لحاظ نمی‌نمایند. نمودار زیر نیز میزان ضریب برآوردی برای کووانتیل‌های مختلف را نمایش می‌دهد که در آن ملاحظه می‌گردد ارتباط بین متغیرهای پژوهش در کووانتیل‌های بالا و پایین به مراتب از کووانتیل‌های میانی بیشتر است.

بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مهم‌ترین مباحث در سرمایه‌گذاری بحث تصمیمات ساختار سرمایه و بدهی هر شرکت است. در واقع انتخاب نوع مناسب ساختار سرمایه و نسبت‌های بدهی از مهم‌ترین تصمیمات مدیران شرکت‌ها است. در این پژوهش به بررسی تأثیر نوسانات جریان نقد بر تصمیمات ساختار سرمایه (بدهی) پرداخته شد. سپس تأثیر میزان بدهی در ساختار سرمایه بر نوسانات جریان وجوه نقد با درنظر گرفتن مقدار وجه نقد عملیاتی شرکت مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش نشان داد ریسک جریانات نقدی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نسبت مجموع بدهی‌ها به ارزش بازاری دارایی‌های شرکت‌های نمونه دارد. بنابراین فرضیه نخست پژوهش در سطح احتمال حداقل ۹۵ درصد تأیید می‌شود. البته نکته قابل توجه این که مقدار ضریب برآوردی از تأثیرگذاری ضعیف ریسک جریانات نقدی بر نسبت بدهی‌های شرکت‌ها نسبت به سایر متغیرهای حاضر در مدل حکایت دارد. این نتیجه با نتایج پژوهش‌های طالب نیا و همکاران (۱۳۹۴)، موسوی و کشاورز (۱۳۹۱)، هریس و روارک (۲۰۱۸) و سئو و چانگ (۲۰۱۷) سازگار است. همچنین آزمون فرضیه دوم با استفاده از روش رگرسیون کووانتایل در صدک ۵ام، ۵۰ام و ۹۵ام نتایج قابل توجهی را نمایان ساخت. به‌طوری که این تأثیر در کوانتیل‌های بالا و پایین به مراتب بیشتر از کوانتیل‌های میانی است. بنابراین فرضیه دوم پژوهش نیز مورد تأیید آماری قرار گرفت و این با نتایج پژوهش هریس و روارک (۲۰۱۸) مطابقت دارد.

در نهایت با عنایت به نتایج به‌دست آمده و اهمیت آن بر فرآیند سودآوری شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود به منظور تبیین هرچه دقیق‌تر موضوع، تأثیر جریان‌های نقدی بر ساختار سرمایه در صنایع مختلف بررسی و از سایر متغیرهای کنترلی نظیر سن شرکت، نرخ رشد شرکت، میزان سپر مالیاتی ناشی از ایجاد بدهی، ساختار دارایی‌ها و نسبت تقسیم سود در مدل استفاده شود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

انصاری، عبدالمهدی.، یوسف‌زاده، نسرین و زارع، زهرا. (۱۳۹۲). **مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه.** *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، ۲(۷)، ۱۹-۱.

ایزدی‌نیا، ناصر و رحیمی دستجردی، محسن. (۱۳۸۸). **تأثیر ساختار سرمایه بر نرخ بازده سهام و سود هر سهم.** *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱(۳)، ۱۶۱-۱۳۶.

رحیمیان، نظام الدین.، قادری، بهمن و رسولی، پیمان. (۱۳۹۵). **ساختار سرمایه و نظریه نمایندگی: شواهدی تجربی از بورس اوراق بهادار تهران.** *حسابداری و منافع اجتماعی*، ۶(۴)، ۶۶-۴۱.

طالب نیا، قدرت اله.، دسینه، مهدی و مریدی، فاطمه. (۱۳۹۴). **اثر تصمیمات تأمین مالی مدیریت بر جریان‌های نقدی.** *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۷(۲۶)، ۱۰۶-۸۷.

علامه حائری، فریدالدین و عزیزی، محمدعلی. (۱۳۹۱). **مبانی نظری روش های تامین مالی، هزینه سرمایه و ساختار سرمایه.** *حسابداری و مدیریت مالی*، ۹، ۱۲۹-۱۰۷.

موسوی، سیدعلیرضا و کشاورز، حمیده. (۱۳۹۰). **بررسی رابطه عوامل ساختار سرمایه و طبقات ریسک سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.** *پژوهشگر (مدیریت)*، ۸(ویژه‌نامه)، ۳۶-۱۹.

نظری، هیراد.، بوژمهرانی، مهدی و تحریری، آرش. (۱۳۹۸). **ساختار سرمایه و نقد شوندگی سهام: آزمون تجربی نظریه موازنه ایستا در مقابل نظریه سلسله مراتبی.** *تحقیقات مالی*، ۲۱(۳)، ۴۹۲-۴۷۲.

نیکومرام، هاشم.، رهنمای رودپشتی، فریدون و هیبتی، فرشاد. (۱۳۹۶). *مبانی مدیریت مالی*. انتشارات ترمه.

Allameh Haeri, F. & Azizi, M. (۲۰۱۲). **Theoretical foundations of financing methods, cost of capital and capital structure**. *Accounting and Financial Management*, ۹, ۱۰۷-۱۲۹. (In Persian).

Ansari, A., Yosefzadeh, N. & Zare, Z. (۲۰۱۳). **An overview of the theories of capital structure**. *Accounting and Auditing Studies*, ۲(۷), ۳٤-٤۷. (In Persian).

Bradley, M., Jarrell, G. A. & Kim, E. H. (۱۹۸٤). **On the existence of an optimal capital structure: Theory and evidence.** *The Journal of Finance*, ۳۹(۳), ۸۵۷-۸۷۸.

Carlin, W. & Mayer, C. (۲۰۰۳). F**inance, investment, and growth**. *Journal of Financial Economics*, ٦۹(۱), ۱۹۱-۲۲٦.

Castro, P., Fernández, M. T. T., Amor-Tapia, B. & De Miguel, A. (۲۰۱٦). **Target leverage and speed of adjustment along the life cycle of European listed firms**. *Business Research Quarterly*, ۱۹(۳), ۱۸۸-۲۰۵.

Denis, D. J. & McKeon, S. B. (۲۰۱۸). P**ersistent operating losses and corporate financial policies**. *Available at SSRN* ۲۸۸۱۵۸٤.

Eizadinia, N., Rahimi Dastjerdi, M. (۲۰۰۹). **The effect of capital structure on the rate of return on stocks and earnings per share**. *Accounting and Auditing Research*, ۱(۳), ۱۳٦-۱٦۱. (In Persian)

Elliott, W. B., Krische, S. D. & Peecher, M. E. (۲۰۱۰). **Expected mispricing: The joint influence of accounting transparency and investor base.** *Journal of Accounting Research*, ٤٨(٢), ٣٤٣-٣٨١.

Fama, E. F. & French, K. R. (۲۰۰٤). **New lists: Fundamentals and survival rates.** *Journal of Financial Economics*, ٧٣(٢), ٢٢٩-٢٦٩.

Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (۲۰۰۸). **Trade-off and pecking order theories of debt**. *Handbook of Empirical Corporate Finance*, ١٣٥-٢٠٢.

Harris, C. & Roark, S. (۲۰۱۹). **Cash flow risk and capital structure decisions**. *Finance Research Letters*, ٢٩(C), ٣٩٣-٣٩٧.

Huang, R. & Ritter, J. R. (۲۰۲۱). **Corporate cash shortfalls and financing decisions.** *The Review of Financial Studies*, ٣٤(٤), ١٧٨٩-١٨٣٣.

Jensen, M. C. (١٩٨٦). **Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers**. *The American Economic Review*, ٧٦(٢), ٣٢٣-٣٢٩.

Modigliani, F. & Miller, M. H. (١٩٦٣). **Corporate income taxes and the cost of capital: A correction.** *The American Economic Review*, ٥٣(٣), ٤٣٣-٤٤٣.

Moosavi, S. & Keshavarz, H. (۲۰۱۱). **The relationship between capital structure determinants and systematic risk classes: Evidence TSE companies.** *Journal of Industrial Strategic Management*, ٨, ١٩-٣٦. (In Persian).

Myers, S. C. (١٩٨٤). **Finance theory and financial strategy**. *Interfaces*, ١٤(١), ١٢٦-١٣٧.

Myers, S. C. & Majluf, N. S. (١٩٨٤). **Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have.** *Journal of Financial Economics*, ١٣(٢), ١٨٧-٢٢١.

Nazari, H., Bozh Mehrani, M. & Tahriri, A. (۲۰۱۹). **Capital structure and stock liquidity: Experimental test of the trade-off theory versus the peeking order theory.** *Financial Research Journal*, ٢١(٣), ٤٧٢-٤٩٢. (In Persian).

Rahimian, N., Qaderi, B. & Rasouli, P. (۲۰۱٦). **Capital structure and agency theory: Empirical evidence from listed companies in Tehran stock exchange**. *Journal of Accounting and Social Interests*, ٦(٤), ٤١-٦٦.

Rao, P., Kumar, S. & Madhavan, V. (۲۰۱۹). **A study on factors driving the capital structure decisions of small and medium enterprises (SMEs) in India**. *IIMB Management Review*, ٣١(١), ٣٧-٥٠.

Seo, S. W. & Chung, H. J. (۲۰۱۷). **Capital structure and corporate reaction to negative stock return shocks.** *International Review of Economics & Finance*, ٤٩(C), ٢٩٢-٣١٢.

Talebnia, G., Dasineh, M. & Moridi, F. (۲۰۱٥). **The effect of management financing decisions on cash flows**. *The Financial Accounting and Auditing Research*, ٧(٢٦), ٨٧-١٠٦. (In Persian).

Tan, Y., Luo, P., Yang, J. & Ling, A. (۲۰۲۰). **Investment and capital structure decisions under strategic debt service with positive externalities**. *Finance Research Letters*, ٣٣(C), ١٠١١٩٣.

Tong, S. & Ning, Y. (۲۰۰٤). **Does capital structure affect institutional investor choices?**. *The Journal of Investing*, ١٣(٤), ٥٣-٦٦.

Vo, X. V. & Ellis, C. (۲۰۱۷). **An empirical investigation of capital structure and firm value in Vietnam**. *Finance Research Letters*, ۲۲(C), ۹۰-۹٤.

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۱۰۲-۷۹

مقاله

سرایت مالی مبتنی بر ریسک همپوشانی پرتفوی در گروه‌های صنعتی بورس اوراق بهادار تهران[۱]

علیرضا رعیتی شوازی[۲]، قاسم بولو[۳]، محمدحسین ابراهیمی سرو علیا[۴]، مقصود امیری[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۰۷

چکیده

سرایت مالی و ریسک همپوشانی پرتفوی از روابط و وابستگی‌های متداخل نهادهای سرمایه‌گذاری و بازارهای مالی ناشی می‌شود و می‌تواند ثبات کل سیستم را به مخاطره اندازد؛ بنابراین، پژوهش حاضر با هدف کمک به نهادهای نظارتی در پیشگیری از بحران‌های مالی ناشی از ریسک همپوشانی پرتفوی، با استفاده از روش توصیفی داده‌کاوی به ارائه مدلی جهت سنجش سرایت مالی بر اساس ریسک همپوشانی پرتفوی در صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. براین‌اساس، گروه‌های بورسی با توجه به تأثیرپذیری و تأثیرگذاری بر سایر گروه‌های بورسی و با در نظر گرفتن متغیرها و مؤلفه‌های پرتفوی نهادهای مالی فعال در بازار سرمایه ایران در چهار خوشه بخش‌بندی و در قالب ماتریس ناقل و گیرنده سرایت نمایش داده شده است. همچنین، مقایسه احتمال سرایت و احتمال توزیع سرایت داده‌های دو مقطع زمانی پایان سال‌های ۹۴ و ۹۵ نشان داد علاوه‌بر تفاوت پایین اعداد ارائه شده، پایابی مدل ارائه شده با توجه به یکسان بودن گروه‌های بورسی ناقل و پذیرنده سرایت در هر دو سال به اثبات می‌رسد که بیانگر آن است که احتمال سرایت ناشی از کانال همپوشانی پرتفوی در بازار سرمایه ایران پایین است.

واژگان کلیدی: طبقه‌بندی گروه‌های صنعتی، سرایت مالی، ریسک همپوشانی پرتفوی، کانال انتقال سرایت
طبقه‌بندی موضوعی: G۲۳, G۱۷, G۱۱, C٤٦

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۱۹,۲۷۶۵۴,۲۱۷۵

۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. **Email:**alireza_rayati@yahoo.com

۳. دانشیار گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**ghblue۲۰@yahoo.com

۴. استادیار گروه مدیریت مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. **Email:**m.ebrahimi@atu.ac.ir

۵. استاد گروه مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.**Email:**amiri@atu.ac.ir

مقدمه

دستیابی به رشد اقتصادی مستمر و باثبات، نیازمند تجمیع منابع مالی خُرد در سطح جامعه و تخصیص بهینه آن به فعالیت‌های مولد اقتصادی است که تحقق این مهم بدون وجود بازارهای مالی توسعه‌یافته - به‌ویژه بازار سرمایه گسترده کارآمد و استوار - و ایجاد هماهنگی همه‌جانبه بین این بازارها و ابزارهای مالی امکان‌پذیر نیست.

مخصوصاً بحران مالی پیش‌آمده طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ در آمریکا و سرایت آن به جهان، روابط پیچیده بین مؤسسات مالی را برجسته‌تر ساخته و نیاز به درک مفهوم سرایت مالی[۱] را بیش از پیش آشکار نمود (گای و همکاران[۲]، ۲۰۱۱ و می و آرینامینپاتی[۳]، ۲۰۱۰). سرایت مالی نیز می‌تواند از مجاری مختلف پدیدار شود که ریسک نگهداری دارایی‌های مشترک یا به عبارتی، ریسک پرتفوهای همپوشان[۴] از جمله آنها است. با این توضیح که سرایت مالی ناشی از همپوشانی پرتفوی از طریق نگهداری دارایی‌های مشترک ایجاد می‌شود (می و آرینامینپاتی، ۲۰۱۰ و بیل و همکاران[۵]، ۲۰۱۱). اما، بیشتر مطالعات انجام شده درباره مجاری سرایت مالی بر دیگر مجاری مانند ریسک سیستمی و ریسک چرخشی تمرکز نموده‌اند و علی‌رغم اهمیت ریسک همپوشانی پرتفوی، کمتر به این نوع ریسک پرداخته شده است (کاسیولی و همکاران[۶]، ۲۰۱۴).

لازم به ذکر است که در زمان بحران مالی که بودجه مورد نیاز خرید دارایی توسط خریداران بالقوه افزایش و ارزش دارایی‌ها کاهش می‌یابد این وضعیت حادتر می‌شود (کارستی و همکاران[۷]، ۲۰۰۵). در نتیجه، عدم نقدشوندگی در بازار بیش از پیش تشدید می‌شود و این باعث می‌شود هیچ‌کس قادر به انجام معامله نباشد و فروش دارایی در این حالت جز با تحمل کاهش قیمت شدید سهام میسر نخواهد بود؛ بنابراین، با توجه به نوسانات اخیر بازار سرمایه ایران و پایین بودن سطح نقدشوندگی اوراق، بررسی سرایت مالی مبتنی بر ریسک همپوشانی پرتفوی و پارامترهای وابسته به آن می‌تواند در تبیین احتمال وقوع بحران از اهمیت و ضرورت بالایی برخوردار باشد؛ بنابراین، پژوهش حاضر برای اولین‌بار با استفاده از داده‌های موجود در دو مقطع پایان سال‌های ۹۴ و ۹۵ و بر اساس مفروضات ترازنامه نمونه در دسترس همه نهادهای مالی فعال در بازار سرمایه یک کشور و تعدیلات مورد نیاز در آن، به سنجش سرایت مالی مبتنی بر همپوشانی پرتفوی پرداخته است.

در ادامه، مقاله پیش رو چنین ساماندهی شده که ابتدا مبانی نظری پژوهش بیان و پیشینه مرتبط با آن مرور شده است. سپس، سؤال‌های اصلی پژوهش مطرح و روش‌شناسی پژوهش به تفصیل شرح داده شده است. آن‌گاه داده‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در پایان نیز یافته‌های پژوهش مورد بحث قرار گرفته و بر اساس نتیجه‌گیری به عمل آمده چند توصیه سیاستی پیشنهاد شده است.

---

۱. Financial Contagion
۲. Gai et al
۳. May & Arinaminpathy
٤. Overlapping Portfolios
٥. Beale et al
٦. Caccioli et al
۷. Krishnamurth

مبانی نظری

ریسک؛ مفهومی ذهنی و غیر کمی است. از آنجا که در ادبیات حسابداری از کمّی کردن ریسک به عنوان یکی از محاسن اطلاعات حسابداری از دید سرمایه‌گذاران یاد شده است، صاحب‌نظران و فعالان بازار سرمایه همواره بر سنجش ریسک به شیوه‌های متعددی متوسل شده‌اند. بدین جهت، تلاش بیشتر صاحب نظران اقتصادی و مالی بر شناخت و اندازه‌گیری ریسک متمرکز شده است (پی نو، ۱۳۹۲).

از طرفی، انتقال بحران موضوع قابل‌توجهی از پژوهش‌ها درباره نهادهای تصمیم‌گیرنده و بخش‌های دانشگاهی است. یکی از مؤلفه‌های قابل‌توجه هم‌حرکتی در بازارهای مالی است که در طول بحران به‌طور قابل‌توجهی تغییر می‌کند. اگر هم‌حرکتی‌ها در دوره بحران نسبت به دوره عادی بزرگتر شوند، سرایت پدیدار می‌شود. به طور معمول سرایت عامل مشترک در آشفتگی همه بازارهای مالی است. نظریه‌پردازان اقتصادی این عامل را به‌عنوان بازتاب نقش سرمایه‌گذاران و ماهیت بخش خدمات مالی توصیف می‌کنند که موجب تصمیمات گروهی سرمایه‌گذاران، عدم تقارن اطلاعاتی، تعادل پورتفولیو و یا محدودیت‌های ثروت یا استخراج می‌گردد (باور و فرای[۱]، ۲۰۰۹). اما هیچ تعریف مورد توافقی برای سرایت در ادبیات مالی وجود ندارد. با این وجود پرسیلو و سبراکیا[۲] (۲۰۰۳) پنج تعریف به شرح ذیل از مفهوم سرایت ارائه نموده‌اند که طیف وسیعی از معانی این عبارت را شامل می‌شود:

- ✓ سرایت عبارت است از افزایش قابل‌توجه احتمال بحران در یک کشور مشروط به بحرانی که در یک کشور دیگر اتفاق می‌افتد.
- ✓ سرایت زمانی اتفاق می‌افتد که نوسانات یک کشور بحران‌زده به بازار مالی دیگر کشورها سرریز شود.
- ✓ سرایت یک افزایش قابل‌ملاحظه در همپایی حرکت قیمت‌ها و مقادیر در سراسر بازار است به طوری که بحرانی در یک بازار یا گروهی از بازارها اتفاق بیافتد.
- ✓ سرایت زمانی اتفاق می‌افتد که کانال انتقال بعد از شوک ایجاد شده در یک بازار متفاوت از گذشته باشد.
- ✓ سرایت در شرایطی که امکان توضیح همپایی حرکت با اصول و مبانی میسر نباشد اتفاق می‌افتد.
- ✓ سرایت مالی از طریق کانال‌های مختلف پدیدار می‌شود که از آن جمله می‌توان به ریسک سیستمی، ریسک چرخشی و ریسک نگهداری دارایی‌های مشترک و به عبارت بهتر ریسک پرتفوهای همپوشان اشاره کرد.

وام‌دهی و روابط بین نهادهای مالی، ریسک سیستمی و ریسک چرخشی را به ارمغان می‌آورد. ریسک سیستمی زمانی به وجود می‌آید که نهاد مالی درمانده قادر به پرداخت بدهی‌ها و تعهدات خود نبوده و در نتیجه این وضعیت آشفته را به سایر نهادهای مالی انتقال داده و آنها را به گرداب درماندگی می‌کشاند (استوام[۳]، ۲۰۱۳). ریسک چرخشی نیز زمانی پدیدار می‌شود که مؤسسات مالی، به وام‌های کوتاه‌مدت جهت تأمین نقدینگی خود وابسته بوده و در مقابل، اعتباردهندگان به دلیل آشفتگی مالی این مؤسسات از اعطای اعتبار به آنها امتناع می‌کنند؛ بنابراین، آنها نیز قادر به اعتباردهی نخواهند بود و در نتیجه تحت فشار قرار گرفته و نهایتاً دچار درماندگی می‌شوند (گای و همکاران، ۲۰۱۱).

۱. Baur & Fry
۲. Pericoli & Sbracia
۳. Staum

در رابطه با بررسی کانال‌های سرایت مالی، تا کنون پژوهش‌های متعددی روی ریسک سیستمی و ریسک چرخشی صورت گرفته است، این در حالی است که علی‌رغم اهمیت ویژه ریسک همپوشانی پرتفوی، در ادبیات سرایت مالی کمتر به این نوع ریسک پرداخته شده است (کاسیولی و همکاران، ۲۰۱۴). سرایت مالی ناشی از همپوشانی پرتفوی، از طریق نگهداری دارایی‌های مشترک ایجاد می‌شود (می و آرینامینپاتی، ۲۰۱۰ و بیل و همکاران، ۲۰۱۱). درصورتی‌که نوسانات قیمت یک دارایی، باعث آشفتگی یک موسسه مالی شود، منتج به پدیده «فروش آتشین» در آن دارایی توسط نهاد مالی مذکور شده و این پدیده، کاهش قیمت آن دارایی را تشدید می‌کند. این کاهش قیمت، سایر مؤسسات صاحب آن دارایی را تحت تأثیر قرار داده و آشفتگی مالی آنها را رقم می زند و باعث ایجاد یک سیکل فروش و افت مضاعف قیمت آن دارایی می‌گردد و همچنین روابط بین دارایی‌های مختلف را تحت تأثیر قرار داده و بحران را تشدید می‌کند (کنت و واگالاس[۱]، ۲۰۱۲). پدیده همپوشانی پرتفو بسیار شایع و معمول است و هر چند ممکن است در مؤسسات غیراهرمی رخ دهد، اما استفاده از اهرم می‌تواند به‌صورت ویژه آن را تشدید نماید.

مروری بر پیشینه پژوهش

در این بخش، مطالعات انجام شده در سه حوزه سرایت مالی و شبکه مالی، سرایت مالی از کانال‌های آن و نهایتاً ریسک همپوشانی پرتفوی مورد بررسی قرار گرفته است.

غالب مطالعات انجام شده در حوزه سرایت مالی به دوره بعد از بحران مالی سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ آمریکا برمی‌گردد و عمدتاً خارجی هستند. از آن جمله می‌توان به پیکاتی[۲] (۲۰۱۷)، اینستاپلاس[۳] (۲۰۱۸)، روی و روی[۴] (۲۰۱۷)، اکتورزمن و شمس‌الدین[۵] (۲۰۱۶)، باور و فرای (۲۰۰۹) و ... اشاره کرد. مطالعات داخلی انجام شده در این زمینه بسیار محدود است و آنها نیز صرفاً با نگاه به سطح بررسی بازارها صورت پذیرفته که باستان‌زاد و داودی (۱۳۹۶)، دهقان جبارآبادی (۱۳۹۶)، کشاورز و مقاره (۱۳۹۲)، سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) و زمانی و همکاران (۱۳۸۹) از این دسته‌اند.

مهم‌ترین مطالعات انجام شده در حوزه شبکه مالی و سرایت مالی از کانال‌های آن عبارتند از:

زاین و همکاران[۶] (۲۰۱۷) با توجه به روابط متقابل نهادهای مالی و اثرات منفی سرایت بحران‌های مالی، در پژوهش خود به مطالعه سرایت مالی از دیدگاه تحلیل شبکه پرداخت. آنها با تمرکز بر یک سیستم مالی متشکل از تعداد زیادی از نهادهای مالی که براساس ارتباط مستقیم ترازنامه با یکدیگر در تعامل هستند به مدل‌سازی سیستم مالی و مکانیسم‌های سرایت پرداختند و در این راستا مفاهیم ماتریس در معرض، ارزش دفتری، ارزش بازار و هزینه نقدشوندگی را تعریف نمودند.

---

۱. Cont & Wagalath
۲. Piccotti
۳. Anastasopoulos
۴. Roy & Roy
۵. Akhtaruzzaman & Shamsuddin
۶. Xian et al

سپس الگوریتم ساده سرایت را بر مبنای این فرایند مدل‌سازی نمودند و با بکارگیری الگوریتم پیشنهادی، اثرات ناهنجاری سیستم روی شدت سرایت مالی را مورد مطالعه قرار دادند.

امینی و همکاران[1] (۲۰۱۳) در پژوهش خود حالت ارتجاعی سرایت در شبکه‌های مالی را مورد مطالعه قرار دادند و با بررسی نتایج به شدت نامتقارن از بزرگی سرایت در یک شبکه بزرگ متقابل، مفاهیمی تحلیلی از نکول شکست نامتقارن بر حسب ویژگی‌های شبکه ارائه نمودند. نتایج پژوهش آنها، مطالعات گذشته در زمینه سرایت در گراف‌های تصادفی در گراف‌های ناهمگن مستقیم با دنباله درجه خاص و توزیع وزن‌های اختیاری را توسعه داد.

آرینامینپاسی و همکاران[2] (۲۰۱۲) به بررسی اندازه و پیچیدگی سیستم در بحران‌های مالی پرداختند و در این راستا از مدلی پویا و ساده‌سازی شده برای سیستم بانکی استفاده نمودند که دربردارنده سه کانال مختلف انباشت نقدینگی، افزایش قیمت دارایی‌ها و افزایش نکول از طریق ریسک اعتباری را برای سرایت و انتقال مستقیم ریسک از یک بانک به بانک دیگر بود.

آرینامینپاتی و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهش خود با تأکید بر ریسک سیستمی به تحلیل نقش عوامل اندازه و پچیدگی سیستم‌های مالی در توضیح استواری سیستم پرداختند و استنباط کردند که اثرات نقدشوندگی به مراتب با اهمیت‌تر از ریسک سیستمی و ریسک چرخشی می‌باشد. می و آرینامینپاتی (۲۰۱۰)، گای و کاپادیا[3] (۲۰۱۰)، نیر و همکاران[4] (۲۰۰۷) و سیفونتز و همکاران[5] (۲۰۰۵) با بررسی سطح استواری سیستم‌های مالی دارای نهادهای اهرمی نشان دادند که سرایت به دلیل فروش آتشین و زیان‌های منتج از آن، ایجاد شده و ثبات سیستم را دچار مخاطره می‌کند. در ادامه به برخی از این پژوهش‌ها نیز اشاره می‌شود.

کای و همکاران[6] (۲۰۱۱) در مطالعه خود تحت عنوان «سندیکا، همبستگی و ریسک سیستمی» به بررسی رابطه بین‌بانکی در بازار بدهی به‌عنوان منبع اصلی ریسک سیستمی پرداختند و مجموعه جدیدی از سنجه‌ها را جهت تشریح تفاوت بین پرتفوهای مبتنی بر وام بانکی ارائه دادند و دریافتند که این تفاوت، چگونگی روابط بین بانک‌ها در بازار را تشریح می‌کند.

می و آرینامینپاتی (۲۰۱۰) اشاره کردند که بحران‌های بانکی اخیر به‌خوبی نشان می‌دهد که استراتژی‌های پیچیده برای مدیریت ریسک بانک‌های مشخص، همخوانی چندانی با ریسک سیستمی کل ندارد. بر این اساس، آنها بر رابطه بین ویژگی‌های خاص بانک‌های خصوصی مانند ذخیره سرمایه بر کل دارایی‌ها و... با رفتار جامع سیستم پویا ذکر شده، تأکید داشتند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که می‌توان با ایجاد ضوابط و مقررات بالقوه‌ای در جهت کاهش ریسک سیستمیک اقدام نمود.

گای و کاپادیا (۲۰۱۰) در پژوهش خود به بررسی سرایت در شبکه‌های مالی پرداختند و مدلی تحلیلی برای سرایت در شبکه‌های مالی با ساختار آزاد ارائه نمودند و در این راستا احتمال بروز و تأثیرات بالقوه سرایت ناشی از شوک‌ها را ارزیابی و تغییرات در ساختار شبکه و نقدشوندگی بازار دارایی‌ها را مورد مطالعه

---

۱. Amini et al
۲. Arinaminpathy et al
۳. Gai & Kapadia
٤. Nier et al
٥. Cifuentes et al
٦. Cai et al

قرار دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که سیستم‌های مالی حالتی استوار اما شکننده دارند به طوری که احتمال بروز سرایت در آن پایین است اما در صورت وقوع آن اثراتی قابل‌توجه و مخرب دارد.

سیفونتز و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهش خود با مطالعه روی ریسک نقدشوندگی و سرایت، به بررسی ریسک نقدشوندگی در یک سیستمی از نهادهای مالی به‌هم‌پیوسته پرداختند که این نهادها دارای محدودیت‌های قانونی در پرداخت بدهی بوده و دارایی‌های خود را در بازار عرضه می‌کند. آنها عنوان کردند زمانی که تقاضای بازار برای دارایی‌های با نقدشوندگی پایین کمتر از سایر دارایی‌هاست، فشار فروش از سوی نهادهای مالی تحت‌فشار، باعث سوق دادن قیمت‌ها به سمت پایین می‌شود. عرضه دارایی‌ها به بازار می‌تواند محرک یک دوره فروش درون‌زا گردد که قیمت‌ها را بیش از پیش تحت فشار قرار داده و فروش بیشتر از سوی بازار را در پی داشته باشد که این سرایت ورشکستگی ناشی از یک شوک کوچک خواهد بود. سیفونتز و همکاران با بررسی مبانی نظری سرایت مالی، از طریق فعالیت‌های شبیه سازی به سنجش آن پرداختند و نشان دادند که الزامات نقدشوندگی نهادها، می‌تواند به مثابه الزامات سرمایه‌ای در پیش‌بینی سرایت اثربخش باشد.

غزالی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی مبسوط مدل سنجش و پیش‌بینی ریسک سیستمی در بورس اوراق بهادار تهران را مورد مطالعه قرار داده‌اند و ریسک سیستمی به‌عنوان یکی از کانال‌های انتقال سرایت مالی را مدل‌سازی و ارائه داده‌اند. در این پژوهش، ریسک سیستمی، ریسک ناشی از ارتباطات درونی و وابستگی در یک سیستم یا بازار معرفی شده است که در آن ناتوانی یک شرکت یا گروهی از شرکت‌ها می‌تواند موجب ایجاد بحران در کل سیستم شود. همچنین در این پژوهش نهایتاً با استفاده از رویکردهای ارزش در معرض خطر شرطی[۱] و ریزش مورد انتظار نهایی[۲] که به تازگی در ادبیات ریسک سیستمی مورد توجه قرار گرفته‌اند چارچوبی جهت سنجش و پیش‌بینی ریسک سیستمی در بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است.

دستخوان و شمس (۱۳۹۶) پژوهشی با مقایسه شاخص‌های ارزیابی ریسک سیستمی در شبکه‌های مالی نشان دادند که به‌کارگیری شبکه مالکیت با در نظر گرفتن مالکیت ترکیبی و معیارهای متناسب با آن می‌تواند به واقعی‌تر شدن نتایج حاصل از شناسایی شرکت‌های مهم از نظر ریسک سیستمی کمک نماید. علاوه بر این آنها با بررسی آماری شاخص‌های مختلف دریافتند که شرکت‌های مهم از نظر سیستمی از قاعده پارتو پیروی کرده و تعداد اندکی از شرکت‌ها دارای اثرگذاری بسیار بالایی در ایجاد ریسک سیستمی هستند.

محدود مطالعات صورت‌گرفته در حوزه ریسک همپوشانی نیز پرتفوی عبارتند از:

کاسیولی و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی مشابه سرایت مالی و استواری سیستم را مورد بررسی قرار دادند و ریسک سیستمی و ریسک همپوشانی پرتفو را به ترتیب به‌عنوان مهم‌ترین کانال‌های سرایت معرفی کردند. علاوه‌بر این آنها با انجام تست‌های استرس و ایجاد شک براساس پروتکل‌های مختلف، نشان دادند که این دو کانال سرایت به تنهایی، تأثیر قابل توجهی بر بازار نداشته و درصورتی که هر دو کانال سرایت به صورت هم‌زمان فعال شوند، اثرات سیستمی قابل‌توجهی را رقم زده و باعث ایجاد ورشکستگی فراگیر می‌شوند.

کاسیولی و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهش خود به بررسی تحلیل استواری سیستم و سرایت مالی از طریق پرتفوهای هم‌پوشان پرداختند و با استفاده از تکنیک‌های شبیه سازی نشان دادند که ناپایداری سیستم تابعی از پارامترهای اهرم،

---

۱. Conditional Value at Risk
۲. Marginal Expected Shortfall

ازدحام بازار، سطح متنوع سازی و اثر بازار است؛ به طوریکه متنوع سازی پرتفوی علی‌رغم مزایای آن باعث ایجاد ریسک سیستمی شده و سرایت مالی را تسریع می بخشد. همچنین دریافتند که اهرم دارای یک آستانه بحرانی است و مقادیر پایین‌تر از این آستانه، سیستم دارای ثبات بوده و مقادیر بالای آن ناپایداری سیستم را افزایش می‌دهد.

هوانگ و همکاران[1] (۲۰۱۰) برای مدل‌سازی اثرات ریسک سیستمیک و بررسی شکست‌های پشت‌سرهم در پرتفوهای همپوشان، از اطلاعات صورت‌های مالی در تأثیر فروش‌های آتشین بر بانک‌های تجاری استفاده نمود. نهایتاً پژوهشگر ادعا می‌کند مدل طراحی شده توانسته است سرایت رخ داده بین بانک‌های تجاری آمریکا را با مقایسه بانک‌های ورشکسته ناشی از اجرای مدل و بانک‌های ورشکسته بعد از بحران سال ۲۰۰۷ آمریکا درست تشخیص دهد.

سؤال‌های پژوهش

سؤال‌هایی طرح شده به منظور دستیابی به راه حل مساله پژوهش عبارتند از:

- ✓ مدل سنجش سرایت مالی مبتنی بر ریسک همپوشانی پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران چگونه است؟
- ✓ اجزا مدل سنجش سرایت مالی چگونه است؟

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش به‌منظور دستیابی به چارچوبی جهت مدل‌سازی ریسک همپوشانی پرتفوی از طریق شناسایی پارامترهای مهم مرتبط با آن (نظیر ازدحام بازار، تنوع، تأثیر بازار و اهرم) با مطالعه مقالات مرتبط و اخذ اطلاعات مورد نیاز در سال‌های ۹۴ و ۹۵ جهت سنجش مدل ارائه شده از نرم‌افزار آماری R و جهت خوشه‌بندی گروه‌های صنعتی از نرم‌افزار SPSS استفاده خواهد شد. در این پژوهش با توجه به اهداف و روش‌های مورد استفاده در مراحل مختلف، از روش پژوهش توصیفی داده کاوی استفاده خواهد شد.

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه نهادهای سرمایه‌گذاری فعال در بازار سرمایه ایران می‌باشد که شامل پرتفوی کلیه شرکت‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های هلدینگ، صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و صندوق‌های بازنشستگی می‌باشد. در پژوهش حاضر نمونه در دسترس از جامعه انتخاب شده است و داده‌های کلیه نهادهای سرمایه‌گذاری که پرتفوی بورسی داشته و اطلاعات مربوط به پرتفوی آن‌ها در معرض دید عموم قرار گرفته است، مورد بررسی قرار گرفته است.

داده‌های ورودی

داده‌های پژوهش عبارت است از داده‌های متناظر با مؤلفه‌های شناسایی شده که برای تمامی نهادهای سرمایه‌گذاری در دسترس در بازار سرمایه ایران استخراج شده است. برای احصاء داده‌های موردنیاز از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سایر داده‌های گزارش شده از طریق شرکت‌های نرم‌افزاری ارائه‌دهنده خدمات نرم‌افزاری در بازار سرمایه، پایگاه شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[2] و سامانه کدال[3] استفاده شد.

---

۱. Huang et al
۲. www.fipiran.com
۳. www.codal.ir

به‌منظور توضیح بیشتر لازم به ذکر است داده‌های مورد نیاز در خصوص صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک از طریق درخواست به شرکت‌های نرم‌افزاری تدبیر پرداز و رایان هم‌افزا با رمزنگاری نام صندوق‌ها، داده‌های سایر نهادهای سرمایه‌گذاری مانند شرکت‌ها هلدینگ و سرمایه‌گذاری از طریق نرم‌افزار ره‌آورد نوین و نهایتاً داده‌های نهادهای سرمایه‌گذاری که در بورس پذیرفته نشده و یا یک شرکت بورسی نفوذ قابل‌کنترل بر آن ندارد با یاری گرفتن از معاونت نظارت بر نهادهای مالی سازمان بورس اوراق بهادار، قابلیت وصول یافته‌اند.

با مطالعه منابع محدود موضوع پژوهش، مهم‌ترین مؤلفه‌هایی که جهت مدل‌سازی سنجش سرایت مالی از طریق همپوشانی پرتفوی گروه‌های بورسی تأثیرگذار است انتخاب می‌گردد. برخی از این مؤلفه‌ها شامل ارزش سهام موجود در پرتفوی، میزان بدهی، جمع حقوق صاحبان سهام و میزان دارایی جاری با قابلیت نقدشوندگی بالای نهادهای سرمایه‌گذاری انتخاب شده در پژوهش می‌باشد. داده‌های متناظر با تمامی ۴۹ گروه صنعت بورسی (که به اختصار در پژوهش حاضر، تحت عنوان گروه‌های بورسی ذکر شده است)، برای مؤلفه‌های مذکور استخراج می‌گردد؛ بنابراین تعداد داده‌های نهایی عبارت است از:

الف: داده‌های سال ۹۴:

(۲۱۹ نهاد سرمایه‌گذاری)*(۴۹ گروه بورسی)*(یک (مقطع زمانی ۱۳۹۴/۱۲/۲۸))

(۲۱۹ نهاد سرمایه‌گذاری)*(n مؤلفه تأثیرگذار)*(یک (مقطع زمانی ۱۳۹۴/۱۲/۲۸))

ب: داده‌های سال ۹۵:

(۲۲۰ نهاد سرمایه‌گذاری)*(۴۹ گروه بورسی)*(یک (مقطع زمانی ۱۳۹۵/۱۲/۲۸))

(۲۲۰ نهاد سرمایه‌گذاری)*(n مؤلفه تأثیرگذار)*(یک (مقطع زمانی ۱۳۹۵/۱۲/۲۸))

برای مثال در سال ۹۵ برای آماده‌سازی داده‌ها جهت پردازش در برنامه‌های مورد استفاده در پژوهش دو ماتریس، یکی متناظر با ۲۲۰ نهاد سرمایه‌گذاری، ماتریسی با ۲۲۰ سطر و ۴۹ ستون و همچنین ماتریسی با ۲۲۰ سطر و n مؤلفه تأثیرگذار در مدل‌سازی خواهیم داشت.

مراحل و فرایند انجام پژوهش

فرایند طراحی مدل و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با توجه به اهداف پژوهش و مسئله بیان شده به صورت زیر است:

ابتدا با تعریف مؤلفه‌های مؤثر بر سنجش سرایت مالی مبتنی بر ریسک همپوشانی پرتفوی، مدل بخش اول پژوهش طراحی می‌گردد.

در مرحله دوم، داده‌های موردنیاز بر اساس متغیرهای معرفی شده در مدل، احصاء و به‌عنوان ورودی مدل بخش اول پژوهش در نظر گرفته می‌شود. در ادامه مدل ذکر شده بر اساس داده‌های جمع‌آوری شده در محیط برنامه‌نویسی R و با توجه به الگوریتم ارائه شده در مرحله پیشین اجرا می‌گردد. در این مرحله با درنظرگرفتن خروجی مدل، خوشه‌بندی گروه‌های بورسی بر اساس سرایت مالی با استفاده از روش آماری KmeansC و همچنین خوشه‌بندی گروه‌های بورسی با تفسیر ماتریس ناقل و پذیرنده سرایت ارائه می‌شود.

نهایتاً در مرحله سوم به مقایسه نتایج خروجی مدل پژوهش سنجش سرایت مالی مبتنی بر ریسک همپوشانی پرتفوی بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از داده‌های دو سال ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ می‌پردازیم.

مرحله اول: طراحی و اجرای مدل سنجش سرایت مالی از طریق ریسک همپوشانی پرتفوی

برای تشریح شبکه و پارامترهای آن، شبکه‌ای از نهادهای سرمایه‌گذاری (N نهاد سرمایه‌گذار) و گروه های صنعتی (M گروه صنعتی) در نظر گرفته می‌شود؛ با سرمایه‌گذاری نهادهای سرمایه‌گذار در گروه‌های صنعتی، لینک‌هایی (نودها) بین نهادهای سرمایه‌گذار و گروه‌های صنعتی برقرار می‌شود. تعداد گروه‌های صنعتی موجود در پرتفو نهاد سرمایه‌گذاری i که بیانگر تعداد لینک‌های نود متقابل است درجه k_i آن را مشخص می‌کند. میانگین متنوع‌سازی که به مفهوم میانگین درجه نهادهای سرمایه‌گذار در شبکه است از طریق معادله شماره یک قابل احتساب است:

رابطه ۱
$$\mu_b = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} k_i$$

در مقابل، تعداد نهادهای سرمایه‌گذاری که گروه صنعتی j را در پرتفو خود دارند، درجه l_j آن را مشخص می کنند؛ بنابراین، میانگین درجه گروه‌های صنعتی در شبکه از طریق معادله شماره دو قابل حصول است:

رابطه ۲
$$\mu_a = \frac{1}{M}\sum_{j=1}^{M} l_j$$

با توجه به این که هر لینک، یک نهاد سرمایه‌گذاری را به یک گروه صنعتی مرتبط می‌سازد؛ مجموع درجه نهادهای سرمایه‌گذار با درجه گروه‌های صنعتی برابر خواهد بود و بنابراین رابطه ۳ برقرار خواهد بود:

رابطه ۳
$$\mu_b N = \mu_a M$$

گرچه شرح کامل توپولوژی شبکه نیازمند اطلاعات بیشتری است، اما دو پارامتر تنوع‌بخشی[۱] (μ_a) و ازدحام[۲] ($n = N/M$) می‌تواند تا حدودی خصوصیات شبکه را تشریح نماید. پارامتر ازدحام سنجه‌ای از چگالی نهادهای سرمایه‌گذاری است که سرمایه‌گذاری خود را از یک مجموعه همسان از گروه‌های صنعتی انتخاب نموده‌اند. درصورتی که مقدار این پارامتر کمتر از یک باشد، نشان می‌دهد که بازار ازدحام چندانی نداشته و تعداد نهادهای سرمایه‌گذار بسیار کمتر از تعداد گروه‌های صنعتی موجود جهت سرمایه‌گذاری است. در این حالت، احتمال ریسک هم‌پوشانی پرتفو بسیار کم است. در مقابل، زمانی که این پارامتر اعداد بزرگتر از یک را به خود اختصاص دهد، ازدحام بازار را تبیین می‌کند؛ به این دلیل که تعداد نهادهای سرمایه‌گذار بسیار بزرگتر از تعداد گروه‌های صنعتی است و از این نظر، ریسک هم‌پوشانی پرتفو به شدت بالاست.

۱. Diversification parameter
۲. Crowding parameter

هر نهاد سرمایه‌گذاری اهرمی، در چند گروه صنعتی بورسی سرمایه‌گذاری کرده که ارزش این سبد در هر لحظه از طریق رابطه ۴ قابل محاسبه است:

$$A_i^t = \sum_{j=1}^{M} p_j^t$$ رابطه ۴

که در آن p_j^t ارزش گروه صنعتی j در زمان t است. لازم به ذکر است درصورتی‌که برای یک نهاد مالی بجای در نظر گرفتن گروه‌های بورسی، ملاک پژوهش سرمایه‌گذاری در سهام در نظر گرفته شود در رابطه بالا درصد سرمایه‌گذاری در هر سهم نیز در ارزش سهام ضرب خواهد شد.

هر نهاد سرمایه‌گذاری اهرمی، دارای وجوه نقد C_i و بدهی جاری L_i است که این مقادیر وابسته به زمان هستند. اگر A_i ارزش اولیه پرتفوی بورسی نهاد سرمایه‌گذار باشد (ارزش پرتفو بورسی در زمان صفر) (ارزش دارایی‌های دارای ریسک)، بنابراین می‌توان گفت سرمایه اولیه این نهاد برابر با $E_i = A_i + C_i - L_i$ است. E_i در این فرمول از طریق رابطه ۵ محاسبه می‌گردد:

$E_i =$ سایر دارایی ها $-$ بدهی غیر جاری $+$ حقوق صاحبان سهام رابطه ۵

لازم به ذکر است در این پژوهش سایر دارایی‌ها به همه دارایی‌ها به‌جز وجه نقد و تفاوت ارزش بازار و ارزش دفتری پرتفوی بورسی اطلاق می‌گردد.

اهرم نهاد سرمایه‌گذاری نیز برابر با نسبت بین مقدار دارایی‌های دارای ریسک در ترازنامه و سرمایه آن خواهد بود. با فرض اینکه ریسکی برای وجوه نقد وجود ندارد، اهرم اولیه نهاد i برابر با $\lambda_i = A_i/E_i$ است. شرط توانایی ایفای تعهدات مالی نهاد i در زمان t از به صورت رابطه ۶ است:

$\sum_{j=1}^{M} p_j^t + C_i \geq L_i$ رابطه ۶

و با توجه به معادله $E_i = A_i + C_i - L_i$، شرط فوق به صورت رابطه ۷ قابل طرح است:

$A_i - \sum_{j=1}^{M} p_j^t \leq E_i$ رابطه ۷

سمت چپ معادله بیانگر سطح ضرر احتمالی با توجه به سرمایه‌گذاری اولیه است. درصورتی‌که زیانی فراتر از سطح سرمایه اولیه نهاد سرمایه‌گذاری محقق شود، این نهاد دچار آشفتگی مالی خواهد شد. لازم به ذکر است که اهرم شرط ضروری برای درماندگی نهاد مالی محسوب می‌شود. نهاد سرمایه‌گذاری که تنها با سرمایه شخصی خودش سرمایه‌گذاری می‌کند، همیشه شرط ایفای تعهدات مالی خود را خواهد داشت، زیرا که حداکثر زیان آن، برابر با حقوق صاحبان سهامش خواهد بود؛ بر این اساس می‌توان شرط زیر را (فرمول شماره هشت) برای اهرم در نظر گرفت:

رابطه ۸

$$\lambda_i \leq \frac{\sum_{j=1}^{M} p_j^t}{E_i} + 1$$

حتی در بدترین شرایط زمانی که ارزش تمامی دارایی‌ها برابر با صفر است ($p_j^t = 0$)، این شرط تنها زمانی نقض می‌شود که $\lambda_i \geq 1$ باشد. زمانی که که نهاد سرمایه‌گذار، از توانگری لازم برخوردار نباشد، اقدام به فروش آتشین سبد سرمایه‌گذاری خود نموده و خواهان تبدیل فوری دارایی‌ها به وجه نقد است. این امر، باعث سقوط ارزش گروه‌های صنعتی پرتفو نهاد سرمایه‌گذار شده و متقابلاً زیانی را برای سایر نهادهای سرمایه‌گذار که در همان گروه‌های صنعتی سرمایه‌گذاری نموده‌اند به ایجاد می‌کند. درصورتی‌که که x_j بخشی از گروه صنعتی j باشد که به وجه نقد تبدیل شده، ارزش به روز شده به صورت فرمول شماره نه خواهد بود:

رابطه ۹

$$x_j \rightarrow p_j f_{j(x_j)}$$

در این پژوهش فرض شد که تابع تأثیر بازار به فرم $f_j(x_i^t) = e^{-\alpha x_i^t}$ است که در آن x_i^t کسری از گروه بورسی j، نقد شده تا زمان t است. قبلا بیان کردیم پارامتر α طوری انتخاب می‌گردد که وقتی ۱۰ درصد گروه بورسی، تبدیل به پول نقد می‌شود، قیمت تا ۱۰ درصد کاهش می‌یابد.

بر این اساس، پاسخ سیستم به شک اولیه مورد بررسی قرار می‌گیرد. دو نوع شک اولیه می‌توان در نظر گرفت:

۱. حضور یک دارایی سمی[۱]: گروه صنعتی j به صورت تصادفی انتخاب و ارزش آن در زمان صفر تنزل می‌یابد.
۲. شکست اولیه یک نهاد سرمایه‌گذار: نهاد سرمایه‌گذاری i به صورت تصادفی انتخاب و به حالت درمانده در نظر گرفته می‌شود.

در هر حالت، زنجیره‌ای از رویدادهای معلول تکانه اولیه مورد بررسی قرار می‌گیرد. پس از هر تکانه در سیستم در زمان $t = 0$، شرط توانگری و ایفای تعهدات (۶) برای هر نهاد سرمایه‌گذار مورد ارزیابی قرار گرفته، پرتفوی نهادهای سرمایه‌گذار ناتوان و درمانده نقد شده و قیمت‌های جدید برای هر گروه صنعتی محاسبه می‌شود. این فرایند زمانی که هیچ درماندگی جدیدی بین دو مرحله متوالی رخ ندهد، متوقف خواهد شد. بنابراین این موضوع از طریق الگوریتم زیر تبیین می‌گردد:

۱. معرفی یک تکانه اولیه در سیستم
۲. نقد کردن پرتفو نهاد سرمایه‌گذاری ناتوان
۳. ارزیابی مجدد ارزش گروه‌های صنعتی
۴. درصورتی که نهاد جدیدی ناتوان شود، بازگشت به مرحله ۲ و در غیر این صورت توقف فرایند (کاسیولی و همکاران، ۲۰۱۴).

لازم به ذکر است که نهاد سرمایه‌گذاری جدیدی در طول فرایند به سیستم اضافه نمی‌شود و درصورتی که یک نهاد سرمایه‌گذار در طول فرایند درمانده اعلام شود، در ادامه فرایند کنار گذاشته می‌شود. هدف اصلی این پژوهش بررسی این موضوع است که تکانه‌های اولیه چگونه و چه زمانی باعث ایجاد آبشار کلی شکست‌ها می‌شود. آبشار کلی شکست‌ها به مفهوم یک آبشار اثرگذار بر بخش محدودی از نهادهای سرمایه

۱. Toxic Asset

گذار در سیستم نامتناهی است. از این نظر، سنجش میزان احتمال و نیز وسعت سرایت حائز اهمیت است. احتمال سرایت به‌عنوان احتمال رخداد یک آبشار کلی از شکست‌ها و متوسط وسعت سرایت به‌عنوان میانگین اندازه آبشار کلی شکست تعریف می‌شود.

گام اول مرحله دوم: جمع‌آوری داده‌های پژوهش و ارائه خروجی مدل سنجش سرایت مالی مبتنی بر ریسک همپوشانی پرتفوی

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش (ویژگی‌های نهادهای سرمایه‌گذاری) به شرح جدول زیر است:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش (ارقام به میلیون ریال)

آماره توصیفی	ارزش پرتفوی بورسی	بدهی	حقوق صاحبان سهام تعدیلی	وجه نقد و اوراق مشارکت	ارزش سرمایه‌گذاری در گروه‌های بورسی
میانگین	۳,۲۵۶,۷۹۰	۱,۲۷۶,۶۱۷	۴,۸۷۳,۲۳۸	۲,۲۱۶,۴۴۲	۶۶,۴۶۵
ماکزیمم	۱۰۱,۳۹۰,۳۹۲	۱۰۷,۱۸۱,۷۵۵	۱۲۸,۰۷۵,۳۵۸	۱۲۲,۲۵۰,۸۷۴	۷۲,۲۶۱,۸۳۶
مینیمم	۵۳	۰	۷,۹۷۶,۵۴۴	۸	۰
چولگی	۶	۱۲	۵	۷	۴۰
کشیدگی	۳۷	۱۶۰	۳۲	۶۲	۱۸۲۹
انحراف معیار	۳۱۰۸۳	۱۳۲۲۸	۵۸۸۴۶	۲۹۲۷۶	۱۹۸۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی داده‌های اخذ شده حاکی از آن است که در تاریخ ۱۳۹۵/۱۲/۲۸ از مجموع سرمایه‌گذاری ۷۱۶,۴۹۳ میلیارد ریالی نهادهای مالی مورد بررسی (۲۲۰ نهاد مالی در دسترس) در گروه‌های بورسی، بیشترین سرمایه‌گذاری در سهام بورسی معادل ۳۹۰,۱۰۱ میلیارد ریال، توسط شرکت گسترش نفت و گاز پارسیان و همچنین بالاترین سرمایه‌گذاری در یک گروه بورسی نیز توسط این شرکت به میزان ۷۲,۲۶۱,۸۳۶ میلیون ریال در گروه صنعتی صنایع شیمیایی رخ داده است. به طور میانگین نهادهای مالی مورد بررسی معادل ۳/۲۵۶ میلیارد ریال در بازار سهام سرمایه‌گذاری کرده و کمترین ارزش پرتفوی بورسی نیز متعلق به صندوق سرمایه‌گذاری نیکوکاری نیک‌اندیشان هنر معادل ۵۳ میلیون ریال می‌باشد.

میانگین بدهی نهادهای مالی در تاریخ مذکور معادل ۱/۲۷۶ میلیارد ریال و بیشترین بدهی متعلق به شرکت صنایع پتروشیمی خلیج فارس می‌باشد. ۷۷ صندوق سرمایه‌گذاری دارای بدهی صفر بوده و چولگی مقادیر بدهی معادل ۱۲ می‌باشد.

بیشترین حقوق صاحبان سهام تعدیلی (توضیحات در معرفی مدل ذکر شده است) متعلق به صندوق رایان ۹۶ معادل ۱۲۸/۰۷۵ میلیارد ریال و کمترین آن نیز معادل منفی ۷/۹۷ میلیارد ریال و متعلق به شرکت سرمایه‌گذاری توسعه معادن و صنایع معدنی خاورمیانه به دلیل دارا بودن دارایی‌های غیر بورسی با حجم بالا می‌باشد.

میانگین حقوق صاحبان سهام تعدیلی تحت تأثیر حجم بالای چند نهاد مالی که مبالغ قابل توجهی به سرمایه‌گذاری در پرتفوی بورسی اختصاص داده و پرتفوی غیربورسی محدود دارند نظیر شرکت‌های صندوق رایان ۹۶، شرکت صنایع پتروشیمی خلیج فارس، شرکت گسترش نفت و گاز پارسیان، صندوق‌های رایان ۵۸ و ۴، صندوق سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت کوثر یکم، شرکت سرمایه‌گذاری توسعه معادن و فلزات و شرکت سرمایه‌گذاری امید معادل ۴/۸۷۳ میلیارد ریال مشاهده شده است. میانگین وجوه نقد و اوراق مشارکت نهادهای مالی مورد بررسی به دلیل حجم بالای اوراق مشارکت نگهداری شده در صندوق‌های با درآمد ثابت به ترتیب نظیر رایان ۹۶، ۵۸، ۴، صندوق سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت کوثر یکم، صندوق سرمایه‌گذاری اوج ملت و غیره، معادل ۲/۲۱۶ میلیارد ریال گزارش شده است. کمترین حجم نقدینگی متعلق به صندوق رایان ۲۴ و معادل ۸ میلیون ریال می‌باشد.

نهادهای مالی به طور متوسط هرکدام در گروه‌های بورسی ۴۹ گانه معادل ۶۶ میلیارد ریال سرمایه‌گذاری نموده‌اند که از این حیث چنانچه ذکر شد شرکت گسترش نفت و گاز پارسیان در گروه صنایع شیمیایی بیشترین سرمایه‌گذاری را داشته است. میانگین ارزش سهام سرمایه‌گذاری شده توسط ۲۲۰ نهاد مالی در گروه‌های بورسی با چولگی ۴۰، انحراف معیار و کشیدگی بسیار بالا طبیعتاً از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند که این موضوع در مورد سایر متغیرهای مورد بررسی نیز صدق می‌کند.

احتمال سرایت و احتمال توزیع سرایت در اثر تکانه به گروه‌های بورسی

در این بخش مطابق توضیحات ارائه شده در مرحله اول، برای تشریح شبکه و پارامترهای آن، شبکه‌ای از نهادهای سرمایه‌گذاری (N نهاد سرمایه‌گذار) و گروه‌های صنعتی (M گروه صنعتی) در نظر گرفته می‌شود و مدل سنجش سرایت مالی از طریق ریسک همپوشانی پرتفوی اجرا می‌شود.

در خصوص بند اول الگوریتم ارائه شده در مرحله اول، لازم به ذکر است تکانه اولیه در این پژوهش به گروه بورسی است. در این نوع تکانه، به‌صورت مجازی، ارزش تک تک گروه‌های بورسی به میزان معینی (۳۵ درصد) کاهش می یابد و با در نظر گرفتن مدل اصلی پژوهش، تأثیر تکانه وارده از طریق الگوریتم ذکر شده بر نهادهای مالی دیگر با محاسبه احتمال سرایت و متوسط وسعت سرایت سنجیده می‌شود. در این پژوهش تأثیر تکانه یک گروه بورسی بر سایر گروه‌های بورسی نیز اندازه‌گیری شده است و نتایج آن در قالب

خوشه‌بندی ارائه شده است. در نهایت پس از اجرای مدل مطابق توضیحات ارائه شده در مرحله اول، درصورتی که تکانه نوع اول یعنی کاهش ۳۵ درصدی در ارزش یک گروه بورسی رخ دهد خروجی مدل بر اساس جدول دو ارائه می‌شود.

جدول ۲. نتایج تأثیر تکانه وارده گروه‌های بورسی بر نهادهای سرمایه‌گذاری

ردیف	نام گروه بورسی	سرایت	اندازه	شماره نهادهای سرمایه‌گذار درمانده	احتمال اندازه سرایت
۴	استخراج کانه‌های فلزی	۱	۱۶۱	۶۶ ۲۰۲ ۲۰۸ ۲۰۱ ۱۹۵ ۱۸۷ ۱۸۳ ۱۷۷ ۱۷۳ ۱۶۶ ۱۲۹ ۱۰۴ ۹۴ ۸۷ ۴۸ ۲۶ ۲۱۸ ۲۱۷ ۱۱۲ ۸۴ ۳۵ ۳۴ ۳۳ ۲۱۴ ۲۱۱ ۲۰۶ ۲۰۵ ۲۰۰ ۱۹۳ ۱۸۶ ۱۸۵ ۱۸۴ ۱۷۵ ۱۷۴ ۱۶۹ ۱۶۸ ۱۶۰ ۱۵۹ ۱۵۷ ۱۵۴ ۱۳۳ ۱۳۰ ۱۲۵ ۱۲۳ ۱۲۲ ۱۱۴ ۱۰۹ ۱۰۷ ۱۰۵ ۸۹ ۸۳ ۸۰ ۷۹ ۷۴ ۷۳ ۶۸ ۵۵ ۴۶ ۴۴ ۴۲ ۳۹ ۲۱۳ ۲۰۷ ۲۰۴ ۱۹۹ ۱۹۸ ۱۹۶ ۱۹۲ ۱۸۹ ۱۸۸ ۱۸۲ ۱۸۰ ۱۷۹ ۱۷۲ ۱۷۱ ۱۶۷ ۱۶۵ ۱۶۱ ۱۵۳ ۱۵۰ ۷۱ ۷۰ ۶۹ ۶۷ ۶۳ ۶۰ ۵۸ ۵۷ ۵۶ ۵۴ ۵۲ ۵۰ ۴۹ ۴۷ ۴۵ ۴۳ ۴۱ ۳۸ ۳۶ ۳۲ ۲۸ ۲۴ ۱۹ ۱۲۷ ۱۲۶ ۱۲۴ ۱۲۱ ۱۲۰ ۱۱۸ ۱۱۳ ۱۱۱ ۱۱۰ ۱۰۸ ۱۰۲ ۱۰۱ ۱۰۰ ۹۹ ۹۶ ۹۵ ۹۳ ۹۲ ۹۱ ۸۸ ۸۵ ۷۶ ۳۱ ۲۷ ۲۲ ۲۱۶ ۲۱۵ ۱۹۴ ۱۵۵ ۱۵۲ ۱۴۹ ۱۴۸ ۱۴۷ ۱۴۳ ۱۴۲ ۱۴۱ ۱۳۹ ۱۳۸ ۱۳۶ ۱۳۵ ۱۲۸ ۴۰ ۲۹ ۲۲۰ ۲۱۲ ۲۱۰ ۲۰۹ ۱۷۶ ۱۶۴ ۱۶۳ ۱۵۸ ۱۵۱ ۱۴۴ ۱۳۷ ۱۰۳ ۹۰ ۸۲ ۷۸	۷۳/۲
۱۴	خودرو و ساخت قطعات	۱	۱۷	۱۴۷ ۱۳۳ ۱۲۷ ۱۱۸ ۹۴ ۸۵ ۷۴ ۶۳ ۴۶ ۳۶ ۲۸ ۲۰۷ ۲۰۰ ۱۹۹ ۱۹۳ ۱۶۶ ۹۶	۷/۷
۲۷	فلزات اساسی	۱	۱۶۲	۱۷۵ ۱۷۴ ۱۶۹ ۱۶۸ ۱۵۷ ۱۱۲ ۱۰۴ ۸۷ ۶۶ ۲۶ ۲۱۸ ۱۸۷ ۱۷۷ ۲۱۷ ۱۶۶ ۱۲۹ ۲۰۸ ۱۹۵ ۱۷۳ ۹۴ ۱۲۲ ۱۰۷ ۱۰۵ ۸۴ ۸۰ ۷۹ ۵۵ ۴۸ ۴۴ ۴۲ ۳۴ ۲۰۶ ۲۰۵ ۲۰۲ ۲۰۱ ۲۰۰ ۱۹۳ ۱۸۵ ۱۸۴ ۱۸۳ ۲۰۷ ۲۰۴ ۱۹۹ ۱۹۸ ۱۹۲ ۱۸۸ ۱۸۶ ۱۸۲ ۱۸۰ ۱۷۹ ۱۶۷ ۱۶۱ ۱۶۰ ۱۵۹ ۱۵۴ ۱۵۳ ۱۵۰ ۱۳۳ ۱۳۰ ۵۶ ۵۴ ۵۲ ۵۰ ۴۹ ۴۷ ۴۶ ۴۵ ۴۳ ۴۱ ۳۹ ۳۸ ۳۶ ۳۵ ۳۳ ۳۲ ۲۸ ۲۴ ۱۹ ۲۱۴ ۲۱۳ ۲۱۱ ۱۰۲ ۱۰۱ ۱۰۰ ۹۹ ۹۶ ۹۵ ۹۳ ۹۲ ۹۱ ۸۹ ۸۸ ۸۵ ۸۳ ۷۴ ۷۳ ۷۱ ۷۰ ۶۹ ۶۸ ۶۳ ۶۰ ۵۸ ۵۷ ۱۴۱ ۱۳۹ ۱۳۸ ۱۳۶ ۱۳۵ ۱۲۸ ۱۲۷ ۱۲۶ ۱۲۵ ۱۲۳ ۱۲۱ ۱۲۰ ۱۱۸ ۱۱۴ ۱۱۳ ۱۱۱ ۱۱۰ ۱۰۹ ۱۰۸ ۷۶ ۶۷ ۳۱ ۲۷ ۲۲ ۲۱۶ ۲۱۵ ۱۹۶ ۱۹۴ ۱۸۹ ۱۷۲ ۱۷۱ ۱۶۵ ۱۵۵ ۱۵۲ ۱۴۹ ۱۴۸ ۱۴۷ ۱۴۳ ۱۴۲ ۷۲ ۴۰ ۲۹ ۲۲۰ ۲۱۲ ۲۱۰ ۲۰۹ ۱۷۶ ۱۶۴ ۱۶۳ ۱۵۸ ۱۵۱ ۱۴۴ ۱۳۷ ۱۲۴ ۱۰۳ ۹۰ ۸۲ ۷۸	۷۳/۶
۳۳	محصولات شیمیایی	۱	۱۶۱	۸۷ ۸۴ ۸۰ ۷۹ ۶۶ ۵۲ ۴۱ ۲۶ ۲۲۰ ۲۱۶ ۲۱۵ ۲۱۲ ۲۱۰ ۲۰۹ ۱۹۶ ۱۹۴ ۱۷۵ ۱۶۵ ۱۵۹ ۱۵۴ ۱۲۹ ۲۴ ۱۹ ۲۱۴ ۲۱۳ ۲۱۱ ۲۰۵ ۲۰۴ ۲۰۱ ۲۰۰ ۱۹۸ ۱۸۲ ۱۸۰ ۱۷۹ ۱۶۸ ۱۶۷ ۱۶۰ ۱۳۰ ۱۲۱ ۱۰۹ ۹۴ ۸۵ ۸۳ ۷۴ ۷۳ ۷۱ ۷۰ ۶۸ ۶۳ ۶۰ ۵۵ ۵۴ ۴۷ ۴۶ ۴۵ ۴۴ ۴۳ ۴۲ ۳۹ ۳۸ ۳۶ ۳۵ ۳۲ ۱۲۶ ۱۲۵ ۱۲۳ ۱۲۲ ۱۲۰ ۱۱۸ ۱۱۴ ۱۱۳ ۱۱۲ ۱۰۸ ۱۰۷ ۱۰۵ ۱۰۰ ۹۹ ۹۶ ۹۵ ۹۲ ۹۱ ۸۹ ۸۸ ۱۶۶ ۱۶۳ ۱۶۱ ۱۵۷ ۱۵۵ ۱۵۳ ۱۵۰ ۱۴۹ ۱۴۸ ۱۴۷ ۱۴۴ ۱۴۳ ۱۴۲ ۱۴۱ ۱۳۹ ۱۳۶ ۱۳۵ ۱۳۳ ۱۲۷ ۲۰۸ ۲۰۷ ۲۰۶ ۲۰۲ ۱۹۹ ۱۹۳ ۱۹۲ ۱۸۹ ۱۸۸ ۱۸۷ ۱۸۶ ۱۸۵ ۱۸۴ ۱۸۳ ۱۷۷ ۱۷۳ ۱۷۲ ۱۷۱ ۱۶۹ ۱۰۱ ۹۳ ۹۰ ۷۸ ۷۶ ۶۹ ۶۷ ۵۸ ۵۷ ۵۶ ۵۰ ۴۹ ۴۸ ۴۰ ۳۴ ۳۳ ۳۱ ۲۹ ۲۸ ۲۷ ۲۲ ۲۱۸ ۱۷۴ ۱۰۴ ۲۱۷ ۱۹۵ ۱۷۶ ۱۶۴ ۱۵۸ ۱۵۲ ۱۵۱ ۱۳۸ ۱۳۷ ۱۲۸ ۱۲۴ ۱۱۱ ۱۱۰ ۱۰۳ ۱۰۲	۷۳/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشانگر آن است که با در نظر گرفتن اطلاعات مدل ارائه شده و به‌کارگیری داده‌های مورخ ۹۵/۱۲/۲۹ در بورس ایران، درصورتی که آلفا در سطح ۱/۰۵۶ در نظر گرفته شود در تکانه نوع اول با توجه به رابطه ۱۰ با احتمال ۱۰/۲ درصد سرایت مالی رخ داده و احتمال توزیع سرایت نیز با توجه به رابطه ۱۱ معادل ۶۰/۲ درصد می‌باشد. لازم به ذکر است تعداد نهادهای مالی در دسترس در این تاریخ ۲۲۰ نهاد و تعداد گروه‌های بورسی ۴۹ مورد می‌باشد.

رابطه ۱۰ $$\text{احتمال سرایت} = \frac{H}{M} = \frac{۵}{۴۹} = ۰.۱۰۲$$

که در رابطه بالا H بیانگر تعداد گروه‌های بورسی است که سرایت در آن‌ها معادل یک می‌باشد یا به عبارتی دیگر گروه‌های بورسی هستند که کاهش ارزش آنها حداقل ۵ درصد نهادهای مالی را با شرط عدم توانگری (ورشکستگی) تطابق داده است.

$$\text{احتمال اندازه سرایت} = \frac{1}{H}\left(\frac{\sum_{i=1}^{H} T_i}{N}\right) = \frac{1}{5}\left(\frac{161+17+162+161+161}{220}\right) = 0.602 \qquad \text{رابطه ۱۱}$$

در رابطه محاسبه احتمال اندازه سرایت، T_i معادل تعداد نهادهای مالی درمانده است که در اثر کاهش ارزش در پرتفوی گروه‌های بورسی طی تکرارهای مدل ذکر شده در فصل سوم با شرط عدم توانگری مواجه می‌شوند.

گام دوم مرحله دوم: خوشه‌بندی گروه‌های بورسی بر اساس سرایت مالی با استفاده از تکنیک KmeansC

بر اساس ماتریسی که احتمال سرایت در گروه‌های بورسی را به صورت دوبه‌دو نشان می‌دهد و با استفاده از تکنیک KmeansC در نرم‌افزار SPSS می‌توان مطابق جدول سه اذعان نمود گروه‌های بورسی را بر حسب احتمال سرایت مالی می‌توان در چهار گروه طبقه‌بندی نمود.

جدول ۳. نتایج خوشه‌بندی گروه‌های بورسی بر اساس سرایت مالی پرتفوهای همپوشان مرکز هر خوشه

	خوشه			
	۱	۲	۳	۴
ناقل سرایت	۰/۳۷	۱۶/۲۷	۰/۴۹	۲۵/۹۷
پذیرنده سرایت	۰/۹	۲/۷۱	۲/۷۵	۲/۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. تعداد گروه‌های بورسی در هر خوشه

شماره خوشه	۱	۱۰
	۲	۱
	۳	۳۵
	۴	۳
تعداد گروه‌های بورسی		۴۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در خصوص اطلاعات این جدول می‌توان گفت گروه‌های بورسی بر اساس خروجی نرم‌افزار SPSS، در چهار خوشه بخش‌بندی می‌گردند که در گروه اول گروه‌های بورسی قرار می‌گیرند که مرز ویژگی انتقال سرایت در آن‌ها ۰/۳۷ و مرز پذیرش سرایت توسط آن‌ها ۰/۹ می‌باشد. در این گروه ۱۰ گروه بورسی قرار دارند.

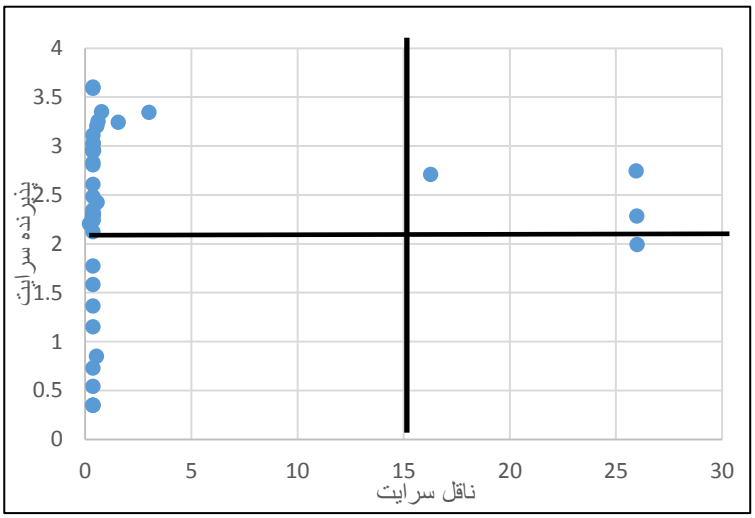
در خوشه دوم که مرز ویژگی انتقال سرایت در آنها ۱۶/۲۷ و مرز پذیرش سرایت توسط آنها ۲/۷۱ می‌باشد تنها یک گروه بورسی قرار می‌گیرد که ناقل سرایت بوده و در عین حال در مرز سرایت‌پذیری بالا نیز می‌باشد.

در خوشه سوم، گروه‌های بورسی قرار می‌گیرند که مرز ویژگی انتقال سرایت در آنها ۰/۴۹ و مرز پذیرش سرایت توسط آنها ۲/۷۵ می‌باشد. در این گروه ۳۵ گروه بورسی قرار دارند این آمار نشانگر این واقعیت است که بیش از نیمی از گروه‌های صنعتی بورسی اوراق بهادار تهران به عللی چون ناچیز بودن مبالغ سرمایه‌گذاری در آنها، نرمال بودن تعداد نهادهای مالی سرمایه‌گذار در آنها و یا پذیرش حداقلی شرکت‌ها در این گروه‌ها، توانایی انتقال سرایت را نداشته و به شدت پذیرنده سرایت نیز می‌باشند.

سه گروه بورسی موجود در خوشه چهارم با مرز ویژگی انتقال سرایت ۲۵/۹۴ و مرز پذیرش سرایت ۲/۳۴ ، هم‌زمان به دلیل ویژگی‌های اقلام ترازنامه و وضعیت پرتفوی نهادهای مالی که حجم بالایی از سهام این گروه‌ها را در اختیار دارند از تأثیرپذیری و تأثیرگذاری بسیار بالایی در سرایت مالی ناشی از پرتفوهای همپوشان شبکه نهادها و گروه‌های بورسی به‌هم‌تنیده این مطالعه، برخوردار می‌باشند.

گام سوم مرحله دوم: خوشه‌بندی گروه‌های بورسی بر اساس سرایت مالی با استفاده از ارائه و تفسیر ماتریس ناقل و گیرنده سرایت

چنانچه ذکر شد پس از تحصیل ماتریسی از مدل ارائه شده با ابعاد ۴۹ در ۴۹ که تأثیر احتمال سرایت در گروه‌های بورسی به صورت دوبه‌دو را ارائه می‌نماید می‌توان مطابق شکل یک اذعان نمود گروه‌های بورسی را بر حسب احتمال سرایت مالی می‌توان در چهار گروه طبقه‌بندی نمود.



شکل ۱. ماتریس ناقل و پذیرنده سرایت

منبع: یافته‌های پژوهش

برای تفسیر شکل یک می‌توان گفت با توجه به عملیات صورت گرفته در محیط اکسل، گروه‌های بورسی در ۴ خوشه با توجه به کم یا زیاد بودن انتقال سرایت و پذیرش سرایت قرار می‌گیرند.

الف: خوشه ۱ (ناقل سرایت کم - پذیرنده سرایت کم) ب: خوشه ۲ (ناقل سرایت زیاد - پذیرنده سرایت کم)

پ: خوشه ۳ (ناقل سرایت کم - پذیرنده سرایت زیاد) ت: خوشه ۴ (ناقل سرایت زیاد - پذیرنده سرایت زیاد)

جدول ۴. خوشه‌بندی گروه‌های بورسی بر اساس تحلیل ناقل - پذیرنده سرایت

خوشه ۱	خوشه ۲	خوشه ۳	خوشه ۴
استخراج نفت گاز و خدمات جنبی	فلزات اساسی	ابزار پزشکی اپتیکی و اندازه	استخراج کانه‌های فلزی
حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباط		استخراج زغال‌سنگ	محصولات شیمیایی
خدمات ارزش افزوده		انبوه‌سازی، املاک و مستغلات	واسطه‌گری‌های مالی و پولی
سیمان، آهک و گچ		انتشار، چاپ و تکثیر	
عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم		بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	
فعالیت‌های کمکی به نهادهای م		بیمه و صندوق بازنشستگی به جز	
مخابرات		پیمانکاری صنعتی	
مواد و محصولات دارویی		خدمات فنی و مهندسی	
هتل و رستوران		خرده‌فروشی انواع مواد غذایی	
صندوق سرمایه‌گذاری		خودرو و ساخت قطعات	
		و سایر گروه‌ها...	

منبع: یافته‌های پژوهش

قبل از توضیح جدول ۴ لازم است ذکر شود که بیشترین سرمایه‌گذاری نهادهای مالی در گروه‌های بورسی در تاریخ ذکر شده به لحاظ ارزش ریالی به ترتیب در گروه‌های محصولات شیمیایی (۳۶/۶ درصد)، استخراج کانه‌های فلزی (۱۲/۲ درصد)، فلزات اساسی (۶/۱۲ درصد)، فراورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای (۶/۰۸ درصد) و واسطه‌گری‌های پولی و مالی (۵/۹۷ درصد) می‌باشد و ذکر این نکته نیز حائز اهمیت است که در این مطالعه، گروه‌هایی مورد بررسی قرار گرفته‌اند که در سال‌های مورد مطالعه حداقل یک نهاد مالی در آن سرمایه‌گذاری کرده باشد. در همین راستا بیشترین درجه - سرمایه‌گذاری در - گروه‌های بورسی (l_j) به ترتیب مربوط به خودرو و ساخت قطعات (۱۳۱ ارجاع)، محصولات شیمیایی (۱۳۰)، عرضه برق، گاز، بخاروآب گرم (۱۲۶)، فلزات اساسی (۱۱۵)، بانک ها و مؤسسات اعتباری (۱۱۷)، انبوه‌سازی، املاک و مستغلات (۹۶) و استخراج کانه‌های فلزی (۹۲) می‌باشد. همچنین در بررسی تعداد گروه‌های صنعتی موجود در پرتفو نهاد سرمایه‌گذاری i یا به عبارت دیگر درجه نهادهای سرمایه‌گذار در شبکه (k_i) می‌توان اذعان نمود به ترتیب نهادهای سرمایه‌گذاری شامل شرکت پتروشیمی سرمایه‌گذاری ایرانیان (۲۷ ارجاع)، شرکت سرمایه‌گذاری توسعه گوهران امید (۲۶)، شرکت سرمایه‌گذاری ساختمان نوین (۲۴)، صندوق سرمایه‌گذاری مشترک توسعه بازار سرمایه، صندوق رایان

۸۲ و شرکت سرمایه‌گذاری صنعت و معدن (۲۲)، صندوق سرمایه‌گذاری مشترک آسمان یکم و شرکت سرمایه‌گذاری پویا (۲۰) دارای بیشترین میزان این درجه بودند.

با توجه به اطلاعات جدول های ۴ و ۵ و توضیحات ارائه شده می‌توان این‌گونه تحلیل نمود که گروه‌های بورسی موجود در خوشه اول با توجه به ارجاعات کم و ارزش پرتفوی بورسی پایین با ویژگی‌های ناقل سرایت کم و پذیرنده سرایت کم همراه می‌باشند. در خوشه دوم تنها گروه فلزات اساسی با ارزش پرتفوی بالا (۶/۱۲ درصد) و درجه l_j قابل‌توجه می‌تواند سرایت مالی بالایی ناشی از ریسک همپوشانی پرتفوی ایجاد کرده در حالیکه در معرض پذیرش سرایت قرار نگیرد.

در خوشه سوم، بیش از نیمی از گروه‌های بورسی (۳۴ گروه بورسی) قرار می‌گیرند که به عللی همچون ناچیز بودن مبالغ سرمایه‌گذاری در آن‌ها، نرمال بودن تعداد نهادهای مالی سرمایه‌گذار در آن‌ها و یا پذیرش حداقلی شرکت‌ها در این گروه‌ها، توانایی انتقال سرایت را نداشته و به شدت پذیرنده سرایت نیز می‌باشند.

در خوشه چهارم، سه گروه بورسی قرار دارند که به علت ارزش بالای پرتفوی و ارجاعات زیادی که به آن‌ها از طریق نهادهای مالی می‌شود به شدت ناقل و گیرنده سرایت می‌باشند و تا حد زیادی باید موردتوجه سیاست‌گذاران و ناظران بازار سرمایه ایران قرار گیرند.

مقایسه خروجی مدل طی دو سال ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵

با توجه به اخذ اطلاعات در سال ۹۴ و ۹۵ هم اکنون به مقایسه نتایج این دو سال پرداخته شده است. نتایج نشانگر آن است که با در نظر گرفتن اطلاعات مدل ارائه شده و به‌کارگیری داده‌های مورخ ۹۴/۱۲/۲۹ در بورس ایران، درصورتی‌که آلفا در سطح ۱/۰۵۶ برای شوک کاهش ارزش گروه‌های بورسی در نظر گرفته شود با توجه به فرمول شماره دوازده سرایت مالی با احتمال ۱۶/۳ درصد در این مقطع زمانی رخ می‌دهد و احتمال توزیع سرایت با توجه به فرمول شماره سیزده معادل ۰/۵ می‌باشد. گروه‌های بورسی متأثر از سرایت در این سال عبارت‌اند از استخراج کانه‌های فلزی، انبوه‌سازی و املاک و مستغلات، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، خودرو و ساخت قطعات، عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم، فلزات اساسی، محصولات شیمیایی و واسطه‌گری‌های مالی و پولی.

بنابراین طبق توضیحات ذکر شده درصورتی‌که آلفا برابر با ۱/۰۵۳۶ باشد خواهیم داشت:

$N = ۲۱۹, \qquad M = ۴۹,$

رابطه ۱۲ $\text{احتمال سرایت} = \frac{۸}{۴۹} = ۰.۱۶۳$

رابطه۱۳ $\text{احتمال اندازه سرایت} = \frac{۱}{۸}\left(\frac{۲۰۱+۲۰+۱۳+۲۸+۱۱+۲۰۱+۲۰۱+۲۰۱}{۲۱۹}\right) = ۰.۵$

مطابق جدول شماره پنج مقایسه احتمال سرایت و احتمال توزیع سرایت در دو سال ۹۴ و ۹۵ بیانگر این مطلب است که گروه‌های بورسی ناقل و پذیرنده سرایت نیز در هر دو سال بسیار شبیه می‌باشند که این امر پایایی مدل ارائه شده را به اثبات می‌رساند.

جدول ۵. مقایسه خروجی مدل سنجش سرایت مالی مبتنی بر همپوشانی پرتفوی طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۵

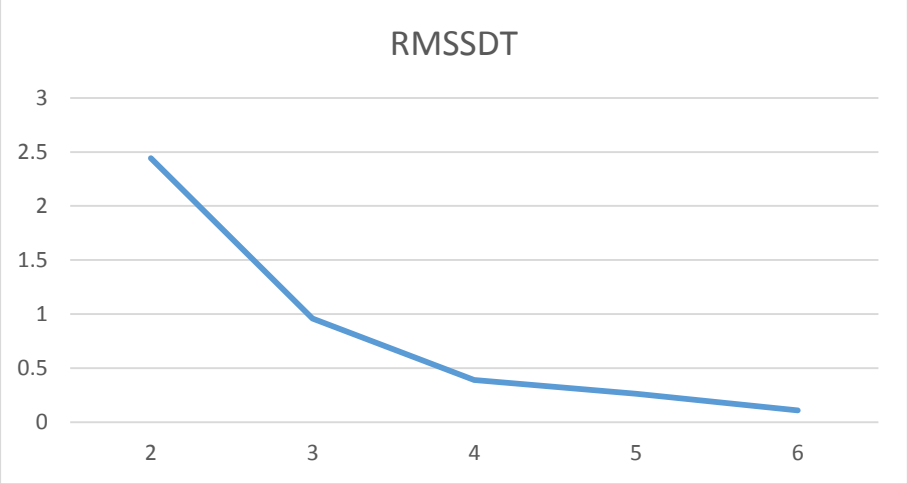
سال	احتمال سرایت (درصد)	احتمال اندازه سرایت (درصد)
۹۴	۱۶/۳	۵۰
۹۵	۱۰/۲	۶۰/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

برای تست مجدد مدل می‌توان اعتبار خوشه‌بندی ارائه شده را با استفاده از دو معیار ریشه میانگین مربعات انحراف استاندارد (RMSSTD)[۱] و ضریب تعیین[۲] اثبات نمود.

با این توضیح که برای مشخص کردن تعداد خوشه‌ها در خوشه‌بندی تفکیکی می‌توان از شاخص ریشه میانگین مربعات انحراف استاندارد استفاده کرد. این شاخص میزان شباهت مقدارهای درون خوشه‌ها را اندازه‌گیری می‌کند. برای تعیین بهترین تعداد خوشه، کافی است RMSSTD را به‌ازای مقدارهای مختلف محاسبه و در یک نمودار ترسیم کرد. در نقطه‌ای از محور افقی که شیب منحنی دارای تغییر محسوسی باشد، مناسب‌ترین خوشه‌بندی صورت گرفته است زیرا بعد از این شکستگی، با افزایش تعداد خوشه‌ها، تغییر زیادی در شاخص RMSSTD رخ نمی‌دهد. این نمودار را با نام «آرنج» (Elbow) می شناسند زیرا خمیدگی آن شبیه آرنج دست است. چنانچه در شکل ۲ مشاهده می‌شود مناسب‌ترین تعداد خوشه ۴ می‌باشد.

۱. Root-mean-square standard deviation
۲. R Square



شکل ۲. نمودار روش ارزیابی RMSSTD صحت خوشه‌بندی

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. نتایج خروجی روش‌های ارزیابی خوشه‌بندی ارائه شده در پژوهش

تعداد خوشه	۲	۳	۴	۵	۶
RMSSDT	۲/۴۴۳	۰/۹۶۰	۰/۳۹۲	۰/۲۶۳	۰/۱۱۰
RS	۰/۹۴۵	۰/۹۷۹	۰/۹۹۱	۰/۹۹۴	۰/۹۹۸

هرچند این شاخص‌ها معمولاً در اعتبارسنجی الگوریتم‌های سلسله‌مراتبی مورد استفاده قرار می‌گیرند. ولی قابلیت ارزیابی نتایج سایر تکنیک‌های خوشه‌بندی را نیز دارد. در شاخص اعتبارسنجی RMSSDT از واریانس خوشه‌ها استفاده می‌شود .

با توجه به رابطهٔ بالا و این‌که این معیار میزان همگنی خوشه‌ها را اندازه می‌گیرد، می‌توان دریافت که هرچه مقدار آن کمتر باشد نشان‌دهندهٔ خوشه‌بندی بهتر داده‌ها است. با توجه به اطلاعات جدول ۶ صحت خوشه‌بندی بر اساس مدل با توجه به این معیار قابل اثبات می‌باشد.

شاخص اعتبارسنجی ضریب تعیین، معیاری برای بیان عدم تشابه بین خوشه‌ها است. به این شاخص درجهٔ همگنی بین گروهی نیز گفته می‌شود. مقادیر آن به بازهٔ اعداد بین صفر تا یک محدود می‌باشد که صفر نشان‌دهندهٔ نبودن هیچ تفاوتی بین خوشه‌ها و یک نشان‌دهندهٔ وجود تفاوتی قابل‌توجه بین خوشه‌ها است. با توجه به اطلاعات جدول ۶ و نزدیک بودن مقادیر به یک، صحت خوشه‌بندی مدل ارائه شده اثبات می‌گردد.

نتیجه‌گیری و بحث

سرایت مالی از طریق کانال‌های مختلف پدیدار می‌شود که از آن جمله می‌توان به ریسک سیستمی، ریسک چرخشی و ریسک نگهداری دارایی‌های مشترک و به عبارت بهتر ریسک پرتفوهای همپوشان اشاره

کرد. این پژوهش بر تجزیه‌وتحلیل ریسک همپوشانی پرتفوی به‌عنوان یک کانال در جهت تحقق سرایت مالی در درون شبکه‌ای از نهادهای مالی سرمایه‌گذار در بورس اوراق بهادار تهران در دو مقطع زمانی انتهای سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ جهت تحقق اهداف مطالعه شامل ارائه مدلی جهت سنجش سرایت مالی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ریسک همپوشانی پرتفوی، سنجش سرایت مالی در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران، امکان‌سنجی کاربرد مدل سنجش سرایت مالی مبتنی بر ریسک همپوشانی پرتفوی در سطوح عالی تصمیم‌گیری سازمان بورس اوراق بهادار و استفاده از آن در تصمیم‌گیری مدیران پرتفوی بورسی تمرکز نموده است. با توجه به اهداف پژوهش و مبتنی بر بیان مسئله پژوهش، فرایند طراحی مدل و تجزیه‌وتحلیل این پژوهش در سه مرحله انجام شد و نتایج اصلی به قرار زیر است.

گروه‌های بورسی بر اساس تأثیرپذیری و تأثیرگذاری بر سرایت مالی سایر گروه‌های بورسی با درنظر گرفتن مؤلفه‌های پرتفوی نهادهای مالی فعال در بازار سرمایه ایران در چهار خوشه، بخش‌بندی شدند که گروه‌های بورسی موجود در خوشه اول (۱۰ گروه بورسی) با توجه به ارجاعات کم و ارزش پرتفوی بورسی پایین با ویژگی‌های ناقل سرایت کم و پذیرنده سرایت کم همراه می‌باشند. در خوشه دوم تنها گروه فلزات اساسی با ارزش پرتفوی بالا (۶/۱۲ درصد) و درجه l_j قابل‌توجه می‌تواند سرایت مالی بالایی ناشی از ریسک همپوشانی پرتفوی ایجاد کرده در حالی که در معرض پذیرش سرایت قرار نگیرد. در خوشه سوم، ۳۵ گروه بورسی قراردارند که بیش از نیمی از گروه‌های صنعتی بورسی اوراق بهادار تهران به عللی همچون ناچیز بودن مبالغ سرمایه‌گذاری در آنها، نرمال بودن تعداد نهادهای مالی سرمایه‌گذار در آنها و یا پذیرش حداقلی شرکت‌ها در این گروه‌ها، توانایی انتقال سرایت را نداشته و به شدت پذیرنده سرایت نیز می‌باشند. سه گروه بورسی موجود در خوشه چهارم، هم‌زمان به دلیل ویژگی‌های اقلام ترازنامه و وضعیت پرتفوی نهادهای مالی که حجم بالایی از سهام این گروه‌ها را در اختیار دارند از تأثیرپذیری و تأثیرگذاری بسیار بالایی در سرایت مالی ناشی از پرتفوهای همپوشان شبکه نهادها و گروه‌های بورسی به‌هم‌تنیده این مطالعه برخوردارند.

نهایتاً ضمن مدل‌سازی سنجش سرایت مالی از طریق ریسک همپوشانی پرتفوی و مشخص نمودن اجزای آن و تحقق سؤال‌های اصلی پژوهش، مقایسه احتمال سرایت و احتمال توزیع سرایت در دو سال ۹۴ و ۹۵ بیانگر این مطلب است که علاوه‌بر تفاوت پایین اعداد ارائه شده، گروه‌های بورسی ناقل و پذیرنده سرایت نیز در هر دو سال بسیار شبیه می‌باشند که این امر پایایی مدل ارائه شده را به اثبات می‌رساند. برای اثبات مجدد پایایی روش داده‌کاوی ذکر شده در مقاله از دو شاخص ضریب تعیین و استفاده شده است که نتایج هر دو روش صحت خوشه‌بندی را به اثبات می‌رساند. لازم به ذکر است پژوهش حاضر تنها پژوهش موجود در منابع داخلی و خارجی است که در دنیای واقعی و بر اساس داده‌های موجود در دو مقطع زمانی و بر اساس مفروضات ترازنامه نمونه در دسترس همه نهادهای مالی فعال در بازار سرمایه یک کشور و تعدیلات مورد نیاز در آن، به سنجش سرایت مالی مبتنی بر همپوشانی پرتفوی پرداخته است.

استفاده از مدل‌های ارائه شده در این پژوهش جهت سنجش و پیش‌بینی ریسک سرایت مالی مبتنی بر پرتفوهای همپوشان به صورت دوره‌ای و مقطعی توسط نهادهای ناظر و ایجاد مرکز ملی نظارت بر کانال‌های سرایت مالی از جمله پیشنهادهای کاربردی ناظر بر پژوهش و همچنین پیشنهادهای پژوهش‌های آتی شامل تجزیه‌وتحلیل و تعیین

خوشه‌های نهادهای سرمایه‌گذاری، بررسی شوک نوع دوم یعنی ورشکستگی یک نهاد سرمایه‌گذاری و مدل تعیین حد کفایت سرمایه نهادهای سرمایه‌گذاری با توجه به سهم ریسک همپوشانی پرتفوی آن‌ها می‌باشد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

باستان‌زاد، حسین و داودی، پدارم. (۱۳۹۶). **بررسی سازوکار انتقال ریسک بین بازارهای ارز، مسکن و سهام اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد پارامتریک و ناپارامتریک ارزش در معرض خطر**. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۵(۴)، ۵۰-۳۳.

پی نوو، ریموند. (۱۳۹۲). **مدیریت مالی**. ترجمه علی جهانخانی و علی پارساییان، جلد دوم، انتشارات سمت.

دستخوان، حسین و شمس قارنه، ناصر. (۱۳۹۶). **مقایسه شاخص‌های ارزیابی ریسک سیستمی در شبکه‌های مالی: شناسایی شرکت‌های مهم از نظر سیستمی در بازار بورس تهران**. *مدلسازی ریسک و مهندسی مالی*، ۲(۱)، ۲۱-۱.

دهقان جبارآبادی، شهرام. (۱۳۹۶). **بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از ترکیبی از فرایند اورنشتاین اولنبک و تبدیل موجک پیوسته**. پایانامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه رازی.

زمانی، شیوا.، سوری، داوود و ثنایی اعلم، محسن. (۱۳۸۹). **بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل دینامیک چندمتغیره**. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۵(۹۳)، ۵۴-۲۹.

سیدحسینی، سیدمحمد و ابراهیمی، سید بابک. (۱۳۹۲). **مدل‌سازی مقایسه‌ای سرایت تلاطم با در نظر گرفتن حافظه بلندمدت**. *تحقیقات مالی*، ۱۵(۱)، ۷۴-۵۱.

غزالی، امین. (۱۳۹۶). مدل سنجش و پیش‌بینی ریسک سیستمی در بورس اوراق بهادار تهران. رساله دکتری رشته مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی.

کشاورز حداد، غلامرضا و مقاره عابد، سپهر. (۱۳۹۲). **آیا بحران مالی جهانی به بازار سهام تهران سرایت کرد؟**. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۲)، ۱۹۹-۱۷۹.

Akhtaruzzaman, M. & Shamsuddin, A. (۲۰۱٦). **International contagion through financial versus non-financial firm**s. *Economic Modelling*, ٥٩(C), ١٤٣-١٦٣.

Amini, H., Cont, R. & Minca, A. (۲۰۱۳). **Resilience to contagion in financial networks.** *Mathematical Finance*, ٢٦(٢), ٣٢٩-٣٦٥.

Anastasopoulos. A. (۲۰۱۸). T**esting for financial contagion: New evidence from the Greek crisis and yuan devaluation**. *Research in International Business and Finance*, ٤٥(C), ٤٩٩-٥١١.

Arinaminpathy, N., Kapadia, S. & May, R. M. (۲۰۱۲). **Size and complexity in model financial systems.** *Proceedings of the National Academy of Sciences*. ١٠٩(٤٥), ١٨٣٣٨–١٨٣٤٣.

Bastanzad, H. & Davoudi, P. (۲۰۱۷). **An evaluation of risk transmission over foreign exchange, real estate and stock markets in Iran`s economy (an application**

of parametric and non-parametric value at risk approach). *Journal of Asset Management and Financing*, ۵(۴), ۳۳-۵۰. (In Persian).

Baur, D. G. & Fry, R. A. (۲۰۰۹). **Multivariate contagion and interdependence.** *Journal of Asian Economics*, ۲۰(٤), ۳٥۳-۳٦٦.

Beale, N., Rand, D. G., Battey, H., Croxson, K., May, R. M. & Nowak, M. A. (۲۰۱۱). I**ndividual versus systemic risk and the regulator's dilemma.** *Proceedings of the National Academy of Sciences*, ۱۰۸(۳۱), ۱۲۶۴۷–۱۲۶۵۲.

Caccioli, F., Farmer, J. D., Foti, N. & Rockmore, D. (۲۰۱۵). **Overlapping portfolios. contagion. and financial stability**. *Journal of Economic Dynamics & Control*, ۵۱, ۵۰-۶۳.

Caccioli, F., Shrestha, M. Moore, C. & Farmer, J. D. (۲۰۱۴). **Stability analysis of financial contagion due to overlapping portfolios.** *Journal of Banking & Finance*, ۴۶, ۲۳۳–۲۴۵.

Cifuentes, R., Ferrucci, G. & England, S. S. (۲۰۰۵). **Liquidity risk and contagion**. *Journal of the European Economic Association*, ۳(۲/۳), ۵۵۶–۵۶۶.

Cont, R. & Wagalath, L. (۲۰۱۲). Running for the exit: Distressed selling and endogenous correlation in financial markets. *Mathematical Finance*, ۲۳(۴), ۷۱۸-۷۴۱.

Corsetti, G., Pericoli, M. & Sbracia, M. (۲۰۰۵). **Some contagion, some interdependence: More pitfalls in tests of financial contagion**. *Journal of International Money and Finance*. ۲۴(۸), ۱۱۷۷–۱۱۹۹.

Dastkhan, H. & Shams Gharneh, N. (۲۰۱۷). **Systemic risk measures in financial markets: Identifying the systemically important companies in TSE**. *Journal of Risk modeling and Financial Engineering*, ۲(۱), ۱-۲۱. (In Persian).

Fattahi, S., Soheili, K. & Dehghan Jabarabady, S. (۲۰۱۷). **Examination of contagion in financial markets in Iran using a combination of ornstein uhlenbeck process and continuous wavelet transform**. *Journal of Econometric Modelling*, ۲(۴), ۳۳-۵۴. (In Persian).

Gai, P. & Kapadia, S. (۲۰۱۰). C**ontagion in financial networks.** *Proceedings of the Royal Society A*, ۴۶۶(۲۱۲۰), ۲۴۰۱–۲۴۲۳.

Gai, P., Haldane, A. & Kapadia, S. (۲۰۱۱). **Complexity. concentration and contagion.** *Journal of Monetary Economics*, ۵۸(۵), ۴۵۳-۴۷۰.

Ghazali., A. (۲۰۲۰), **Evaluation and predicting the counterparty risk in TSE**. *Ph.D Dissertation*, Allame Tabatabaei University. Tehran. (In Persian).

Huang, I., Francis, I. & Kim, T. S. (۲۰۱۰). **Contagion effects of the U.S. subprime crisis on international stock markets**. http://dx.doi.org/۱۰,۲۱۳۹/ssrn.۱۵۳۶۳۴۹.

Keshavarz Haddad, G. & Maghareh Abed, S. (۲۰۱۳). **Contagion effects of global financial crisis on Tehran Stock Exchange**. *Journal of Economic Research*, ۴۸(۲), ۱۷۹-۱۹۹. (In Persian).

May, R. M. & Arinaminpathy, N. (۲۰۱۰). **Systemic risk: The dynamics of model banking systems.** *Journal of the Royal Society Interface*, ۷(۴۶), ۸۲۳–۸۳۸.

Nier, E., Yang, J., Yorulmazer, T. & Alentorn, A. (۲۰۰۷). **Network models and financial stability.** *Journal of Economic Dynamics and Control*, ۳۱(۶), ۲۰۳۳–۲۰۶۰.

Pericoli, M. & Sbracia, M. (۲۰۰۳). A **Primer on Financial Contagion.** *Journal of Economic Survey*. ۱۷(۴), ۵۷۱–۶۰۸.

Piccotti. Louis R. (۲۰۱۷). **Financial contagion risk and the stochastic discount factor**. *Journal of Banking & Finance*, ۷۷, ۲۳۰-۲۴۸.

Raymond, P. N. (۲۰۱۳). **Fundamentals of managerial finance**. Translated by: Jahankhani, A. & Parsayian, A. *Samt Publication*, Tehran. (In Persian).

Roy, R. R. & Roy, S. (۲۰۱۷). F**inancial contagion and volatility spillover: An exploration into Indian commodity derivative market**. *Economic Modelling*, ۶۷(C), ۳۶۸-۳۸۰.

Seyedhosseini, S. & Ebrahimi, S. (۲۰۱۳). **Comparing of volatility transmission model with consideration of long memory effect; case study: Three selected industry index**. *Financial Research Journal*, ۱۵(۱), ۵۱-۷٤. (In Persian).

Staum, J. C. (۲۰۱۳). **Counterparty contagion in context: contributions to systemic risk.** http://dx.doi.org/۱۰,۲۱۳۹/ssrn.۱۹۶۳۴۵۹

Xian, C., Wu, L. & Liao, S. S. (۲۰۱۱). **Individual versus systemic risk and the regulator's dilemma**. *Neurocomputing*, ۱۰۸(۳۱), ۱۲۶۴۷-۱۲۶۵۲.

Zamani, S., Souri, D. & Sanaei Alam, M. (۲۰۱۱). **A dynamic investigation to indexes spillovers in Tehran Stock Exchange using a multivariate dynamic model.** *Journal of Economic Research*, ۴۵(۴), ۲۹-۵۴. (In Persian).

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۱۲۲-۱۰۳

مقاله پژوهشی

تأثیر سیاست سرکوب مالی بر ریسک‌پذیری اعتباری در نظام بانکی ایران[۱]

آرمین ساعتیان[۲]، ارکیده حامدی[۳]، سید احسان حسینی‌دوست[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۱/۲۸

چکیده

مشکل مطالبات معوقه و مشکوک الوصول و بالتبع آن ریسک اعتباری همواره یکی از چالش‌های نظام بانکی ایران بوده است. از سویی، سیاست سرکوب مالی در اغلب اقتصادهای درحال توسعه از جمله ایران سیاستی معمول است. بر این اساس، پژوهش حاضر با روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) به بررسی اثر درازمدت سیاست‌های پولی بانک مرکزی تحت شرایط سرکوب مالی بر میزان ریسک‌پذیری اعتباری در نظام بانکی ایران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ پرداخته است. یافته‌ها نشان داد سیاست تعیین سقف نرخ بهره و اعمال محدودیت بر نسبت ذخیرهٔ قانونی، ریسک اعتباری را کاهش داده است. اما، تخصیص نامناسب منابع، ریسک اعتباری را افزایش داده است. البته، افزایش دوره‌ای نرخ ارز برای شرکت‌های تابعه بانک‌ها درآمدزا بوده و از این طریق تا حدودی اثر وام‌های ریسکی در نظام بانکی ایران خنثی شده است. بنابراین، طبق یافته‌های این پژوهش می‌توان چنین استنباط کرد که سیاست سرکوب مالی، ریسک اعتباری در نظام بانکی ایران را کاهش داده است.

واژگان کلیدی: ریسک اعتباری، بانک مرکزی، سرکوب مالی

طبقه‌بندی موضوعی: *E۵۸*

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۷۰۱,۲۲۳۶

۲. دانش آموخته کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**Armin.saatian۷@gmail.com

۳. استادیار گروه مدیریت، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.**Email:**orkideh.hamedi@gmail.com

۴. استادیار گروه اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.**Email:**hosseinidoust@basu.ac.ir

مقدمه

اثر سیاست‌های پولی مداخله‌جویانه دولت و بانک مرکزی در اقتصاد کلان و کارآمدی آنها در بسیاری از اقتصادهای درحال توسعه و نوظهور به‌ویژه در دوران گذار مالی[1] همواره بین پژوهشگران این حوزه محل اختلاف نظر بوده است. به‌طوری که گروهی از صاحب‌نظران عمدتاً طرفدار آزادسازی اقتصادی مخالف سیاست‌های مداخله‌جویانه دولت هستند و در مقابل، گروه دیگری موافق این سیاست‌ها می‌باشند. همچنین، در یک دهه اخیر به‌ویژه بعد از وقوع بحران مالی ۲۰۰۸ مباحث نوین مطرح توسط صاحب‌نظران اقتصادی سبب تمرکز سیاست‌گذاران پولی بر مقوله مدیریت ریسک و مدیریت بحران‌های مالی شده است. در شبکه بانکی ایران نیز وجود مشکلات متعدد از جمله معوقات بالای بانکی، مطالبات مشکوک الوصول و کیفیت دارایی‌ها باعث شده بحث ریسک بانکی و عوامل موثر بر آن از اهمیت مضاعفی برخوردار باشد (آقایی و رضا قلی‌زاده، ۱۳۹۵). به‌طور مشخص، مطالبات مشکوک‌الوصول که یکی از شاخص‌های تعیین‌کننده سطح ریسک و کارایی بانکی است طی سال‌های اخیر در نظام بانکی ایران افزایش قابل توجهی یافته است (حساس یگانه و همکاران، ۱۳۹۵).

از طرفی، سطح بالای ریسک بانکی می‌تواند از نشانه‌های وجود بحران بانکی باشد و ایران به عنوان کشوری درحال توسعه علی‌رغم اعمال سیاست‌های پولی و بانکی مختلف، در طی دهه‌های اخیر همواره به‌صورت دوره‌ای با بحران پولی و بانکی مواجه بوده است. بنابراین بررسی اثر سیاست‌های پولی اعم از سرکوب یا آزادسازی مالی بر شاخص‌های عملکردی نظام بانکی ایران از اهمیت بالایی برخوردار است. زیرا اعمال سیاست‌های پولی مداخله‌جویانه و به‌عبارتی سرکوب مالی بیشتر در کشورهای درحال توسعه به‌ویژه ایران عمومیت دارد.

در بین شاخص‌های عملکردی بانک‌ها نیز ریسک اعتباری از مهم‌ترین آنها است. از این‌رو به عنوان متغیر وابسته پژوهش حاضر انتخاب شده و نرخ بهرهٔ واقعی، نرخ ارز غیررسمی، نرخ ذخیره قانونی[2] و عمق مالی[3] به عنوان نماینده سیاست‌های پولی و سیاست سرکوب مالی و متغیرهای مستقل و تعیین‌کننده آن در نظر گرفته شده‌اند. بر این اساس، پژوهش با هدف تعیین اثر بلندمدت سیاست‌های پولی و سیاست سرکوب مالی اعمال شده توسط بانک مرکزی بر ریسک اعتباری انجام شده تا پاسخگوی این مسئله باشد که اثر سیاست‌های پولی مداخله‌جویانه بانک مرکزی ایران بر ریسک‌پذیری اعتباری در مجموعه نظام بانکی چگونه است؟.

در ادامه، ساختار مقاله چنین بخش‌بندی شده که ابتدا، مبانی نظری پژوهش بیان و پیشینه مرتبط با آن مرور شده است. در بخش بعد، فرضیه‌های پژوهش مطرح شده است. سپس، توضیحات لازم پیرامون روش‌شناسی پژوهش ارائه و فرضیه‌ها مورد آزمون قرار گرفته‌اند. در پایان، نتایج برآوردی مورد بحث و بررسی قرار گرفته و چند توصیه سیاستی پیشنهاد شده است.

---

۱. Transiting Financial System
۲. Required Reserve Ratio
۳. Financial Depth

مبانی نظری

ریسک اعتباری یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سنجش ثبات و پایداری مالی نظام بانکی است و آن زمانی ایجاد می‌شود که بدهکار بانکی از بازپرداخت بدهی خود امتناع ورزد یا نتواند به تعهدات خود در زمان مقرر عمل نماید. این ریسک در ارتباط با کیفیت دارایی‌های نظام بانکی و احتمال ورشکستگی بانک ها مطرح می‌شود و معمولاً خود را در صورت‌های مالی آنها نشان می‌دهد. بنابراین، طبق این تعریف از ریسک اعتباری، درآمد خالص بانک‌ها و ارزش سهام آنها همواره با عدم قطعیت مواجه است که خود تحت تأثیر عدم پرداخت اصل و سود بدهی‌ها به نظام بانکی قرار دارد (خان و احمد[۱]، ۲۰۰۱).

در نظام بانکی ایران، سیاست‌های پولی انبساطی توأم با افزایش ریسک‌پذیری اعتباری و اقدام به اعطای وام‌های ریسکی سبب افزایش نسبت بدهی به دارایی‌های بانکی و در نهایت وقوع بی‌ثباتی مالی شده است (اسلاملوییان و همکاران، ۱۳۹۷). اما این ریسک‌پذیری به افزایش سودآوری شبکه بانکی در ایران منجر نشده است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۷). همچنین، ریسک اعتباری به لحاظ کیفیت تسهیلات بر ریسک درماندگی بانک‌ها تأثیر مثبت و به لحاظ حجم تسهیلات بر ریسک درماندگی بانک‌ها تأثیر منفی دارد (میرعسکری و همکاران، ۱۳۹۸).

از طرفی، ریسک اعتباری بانک‌ها خود تحت تأثیر عوامل مختلف از جمله متغیرهای اقتصاد کلان قرار دارد. به‌گونه‌ای که نرخ سود حقیقی تسهیلات، نرخ تورم، بدهی دولت و نرخ بیکاری می‌تواند آن را افزایش و رشد تولید ناخالص داخلی می‌تواند آن را کاهش دهد. به‌علاوه، متغیرهای بخش بانکی نظیر اندازه و سودآوری بانک‌ها نیز بر ریسک اعتباری آنها تأثیر دارد (نوروزی، ۱۳۹۳).

در این بین، بسیاری از صاحب‌نظران مقولهٔ ریسک اعتباری نظام بانکی را از جنبهٔ سیاست‌های پولی و بانکی بررسی کرده‌اند. اما اثر آزادسازی مالی بر ثبات و ریسک مالی و در نقطه مقابل آن اثر سرکوب مالی بر ثبات مالی و در نتیجه آن ریسک مالی و بانکی در بین صاحب‌نظران اقتصادی محل اختلاف نظرهای پردامنه و بحث‌برانگیز بوده است. به نحوی که از یک سو، شاو و مکینون[۲] (۱۹۷۳) معتقدند پایین بودن و منفی بودن نرخ بهره واقعی ناشی از کاهش نرخ بهره اسمی یا افزایش تورم، مانع تشکیل پس‌انداز شده و بر انباشت سرمایه و درآمد اثر منفی دارد. حتی اگر سرمایه‌گذاری هم انجام شود، رشد اقتصادی در سطح پایین‌تری از نرخ بالقوه خواهد بود. بنابراین آزادسازی مالی در کشورهای درحال توسعه را عامل افزایش پس‌انداز داخلی و نرخ رشد اقتصادی و کاهش وابستگی به سرمایه خارجی می‌دانند. به همین دلیل سیاست‌های مداخله‌جویانه دولت در تعیین سقف نرخ بهره را سرکوب مالی می‌نامند و معتقدند سرکوب مالی سیاستی نامطمئن و ناکارآمد است که باعث بی‌ثباتی مالی می‌شود. به نظر جفروف و همکاران[۳] (۲۰۱۹) نیز سرکوب مالی می‌تواند نرخ بازده پس‌انداز را زیر حد نرخ حداکثریِ بهره بازار برساند و مسببِ کاهش سرمایه و وجوه در دسترس سرمایه‌گذاران و واسطه‌های مالی شود و دسترسی فعالین اقتصادی به اعتبارات

۱. Khan & Ahmad
۲. Shaw & MacKinnon
۳. Jafrov et al

را کاهش دهد. همچنین، کاهش نرخ بهره، تقاضای دریافت اعتبار را افزایش می‌دهد و به ایجاد سیستم وام‌دهی بر اساس معیار غیراقتصادی سهمیه‌بندی منجر می‌شود و این به نوبه خود ناکارآمدی بانکی را بیشتر می‌کند. تعیین سقف نرخ بهره نیز به نظام بانکی هزینه‌های مازاد تحمیل می‌کند و باعث کاهش سودآوری و ظرفیت بانک‌ها برای افزایش نسبت کارآمدی سرمایه می‌شود و در نهایت می‌تواند عملکرد ریسکی و بی‌ثباتی مالی را افزایش دهد. تجزیه و تحلیل‌های مرتبط به بازار نیز نشان می‌دهد با تضعیف سیگنال‌های قیمت در بازار سرمایه، سرکوب مالی باعث تخصیص ناکارآمد سرمایه و کاهش کیفیت و نرخ بازده آن می‌شود. یا این که سرکوب مالی می‌تواند با اعطای امتیازات ویژه به تعداد محدودی از ذینفعان، اقدام به رانت‌جویی تشویق کند و اشکال غیرقانونی مانند فساد را افزایش دهد.

از سوی دیگر، گوربان و همکاران[1] (۱۹۹۹) با دیدگاهی متفاوت نظریهٔ شاو و مکینون را با برخی ملاحظات جزئی بررسی کرده و چنین نتیجه گرفته‌اند که بحران‌های سیستماتیک بانکی در دو موضوع خاص مشترک‌اند، نخست عدم نظم بازار که باعث افزایش وام‌دهی دارای ریسک می‌شود. دوم آزادسازی و خصوصی‌سازی مالی که به وام‌دهی‌هایی با ریسک بالا منجر می‌شود. بر این اساس، در کشورهای با بازارهای بی‌نظم، وام‌های ریسکی در شرایط آزادسازی اقتصادی به‌طور معناداری افزایش می‌یابد و در کشورهای که سپرده‌گذاری قانونمند باشد، رفتار ریسکی بانک‌ها در شرایط آزادسازی اقتصادی کمتر افزایش می‌یابد.

اما، برای بررسی اثر دخالت دولت در بخش بانکی یا سرکوب مالی بر ریسک مالی و پایداری مالی باید شاخص‌های سنجش سرکوب مالی و پایداری مالی به تفکیک روشن شود. برای این منظور از نرخ سود واقعی سپرده، تسهیلات اعطایی تبصره‌ای بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و نسبت بدهی بخش دولتی به مجموع بدهی یا دارایی بخش بانکی و روش تحلیل اجزای اصلی می‌توان برای اندازه‌گیری میزان سرکوب مالی استفاده نمود. برای سنجش پایداری مالی نیز از شاخص Score-Z استفاده نمود که بر مبنای یافته‌های برخی از پژوهش‌ها، دخالت دولت در بخش بانکی، تأثیر منفی بر پایداری مالی این بخش دارد و باعث افزایش آسیب‌پذیری مالی و در نتیجه آن ریسک مالی این بخش می‌شود. همچنین افزایش نسبت بدهی به دارایی، باعث افزایش آسیب پذیری مالی بخش بانکی و افزایش اندازه بانک‌ها (لگاریتم دارایی‌ها) شده و در نهایت پایداری مالی این بخش را کاهش می‌دهد (اخلاقی مدیر و همکاران، ۱۳۹۵). البته با توجه به شرایط اقتصادی ایران که نظام نرخ ارز ثابت است، بازار غیررسمی ارز نیز در واقع نمودی از مداخلات بانک مرکزی است. به‌عبارتی، سیاست چندنرخی در بازار ارز یا ایجاد شکاف ارزی و تقسیم بازار ارز به رسمی (مبتنی بر تعیین نرخ ارز) و غیررسمی (مبتنی بر عرضه و تقاضا) به خودیِ خود نوعی مداخلهٔ در بازار عرض محسوب می‌شود. در ارتباطِ با تخصیص نامناسب منابع بانکی و اعتبارات نیز باید گفت توسعه مالی و افزایش نسبت اعتبارات بر تولید ناخالص داخلی لزوماً مانع تخصیص مناسب منابع و اعتبارات نمی‌شود. به‌طوری که نوعی توسعه مالی معیوب توام با مداخلات و اعمال نفوذهای سیاسی در رابطه با تخصیص نامناسب اعتبارات می‌تواند مزید بر علت شود و ریسک بانکی و بی‌ثباتی مالی را افزایش دهد

۱. Gurben et al

(لی و همکاران[1]، ۲۰۱۶). سرکوب مالی در اقتصاد می‌تواند ماحصل وام‌های ارزان بانک‌های دولتی باشد که به عنوان جایگزین بازارهای مالی نیازهای بخش خصوصی را پوشش می‌دهد و منجر به ظهور پدیدهٔ سایه سیستم بانکی می‌شود. تحت شرایط سایه سیستمِ بانکی، با کنترل نرخ سپرده و وام، بانک‌ها ترجیح می‌دهند به‌جای وام دادن به شرکت‌های کوچک و متوسط، وام‌ها را به شرکت‌های بزرگ دولتی و مطئن‌تر اختصاص دهند. به‌خاطر عدم امکان رقابت برای سپرده‌ها، بانک‌ها با انتقال مبالغی خارج از ترازنامه به موسسات مالی غیربانکی مانند مؤسسات مالی و اعتباری، نرخ بازده سپرده‌های بسیار بالاتری را ارائه می‌دهند که با این روش به‌صورت غیرمستقیم به بنگاه‌های کوچک و متوسط وام داده می‌شود که این نوع نرخ بالای بهره هزینهٔ ریسک را جبران می‌کند (مکینون و اشنابل[2]، ۲۰۱۴).

اما در حالی که به لحاظ نظری، نگاه غالب صاحب‌نظران اقتصادی در چند دهه اخیر حمایت تام از آزادسازی مالی در کشورهای درحال توسعه بوده است. در مقابل برخی معتقدند تجربه اقتصادی کشورها نتیجه یکسانی را نشان نمی‌دهد و بعضاً آزادسازی مالی نتایج نامطلوبی به دنبال داشته است. به نحوی که مطالعه میزان کارآمدی سیاست آزادسازی مالی و در نقطه مقابل آن سرکوب مالی در کشورهای درحال توسعه نشان می‌دهد کنترل نرخ بهره، نرخ ذخیره قانونی و هدایت و تخصیص منابع و اعتبارات به سمت بخش‌های خاص اقتصاد بر سطح توسعه مالی اثر مثبت دارد و برخی محدودیت‌های مالی و سرکوب مالی به پیشرفت توسعه مالی کمک می‌کند (آنگ[3]، ۲۰۰۹).

به منظور بررسی عوامل تأثیرگذار بر مدیریت ریسک صنعت بانکداری ایران می‌توان از نسبت کفایت سرمایه به عنوان شاخص کارآمدی مدیریت ریسک بانکی استفاده نمود و عوامل موثر بر آن نیز به دو گروه شاخص‌های درون بانکی و عوامل اقتصادی تقسیم‌بندی کرد. بر این اساس، به‌منظور جمع‌بندی مباحث مطروحه بالا، در این پژوهش، سیاست سرکوب مالی مطابق چهارچوب نظری تبیین شده، تحت ویژگی‌ها و نشانه‌های زیر تحلیل و بررسی شده است:

- ✓ افزایش نرخ غیررسمی ارز و مداخله نظام عرضه و تقاضا در بازار ارز، به‌عبارتی، کاهش ارزش پول رایج توسط اقدامات مداخله‌جویانه دولت که به درآمدزایی برای دولت منجر می‌شود نشانهٔ سرکوب مالی است.
- ✓ افزایش نسبت ذخیره قانونی بانکی نشانهٔ سرکوب مالی است.
- ✓ هدایت اعتبارات و تسهیلات بانکی به بخش‌های خاص اقتصادی از قبیل بخش‌های دولتی، نیمه دولتی یا خصوصی و تولیدی یا خدماتی از طریق کنترل و اعمال نفوذ بانک مرکزی و دولت، نشانهٔ سرکوب مالی است.
- ✓ کنترل و تعیین سقف نرخ بهره و سیاست کاهش نرخ بهره واقعی نشانهٔ سرکوب مالی است.

۱. Li et al
۲. Mackinon & Schnabl
۳. Ang

مروری بر پیشینه پژوهش

اوزیلی[1] (۲۰۱۹) با مطالعه عوامل مؤثر بر قصور در بازپرداخت وام به عنوان یکی از شاخص‌های اصلی ریسک اعتباری نشان داد نسبت اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی بر قصور در بازپرداخت وام یا همان ریسک اعتباری تأثیر مثبت دارد. به این معنی که در بخش بانکی با عمق مالی بزرگتر قصور در بازپرداخت بدهی بیشتری مشاهده می‌شود.

ژو و جیو[2] (۲۰۱۹) نیز نسبت اعتبارات اعطایی بر تولید ناخالص داخلی را از عوامل تعیین‌کننده بحران‌های مالی و ریسک مالی معرفی نموده و نشان دادند افزایش این نسبت توام با سرکوب مالی، امکان افزایش ریسک مالی را بیشتر می‌کند.

چانگ و همکاران[3] (۲۰۱۷) با بررسی سیاست‌های پولی بانک مرکزی چین نشان دادند این بانک به‌طور متناوب نرخ ذخیره قانونی را برای حفاظت از بانک‌های تجاری در برابر نوسانات اقتصادی تنظیم می‌کند که این سیاست بر تأمین اعتبارات بنگاه‌های اقتصادی تأثیر دارد و باعث تجمیع و حفظ منابع می‌شود. از طرفی نتایج نشان داد افزایش نرخ ذخیره قانونی باعث افزایش عدم توازن ترازنامه‌های بانکی می‌شود و شرایط نامناسبی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند. زیرا، در چین معمولاً بنگاه‌های مولد بیش از بنگاه‌های غیرمولد از وام‌ها منتفع می‌شوند. اما تحت شرایطی خاص، افزایش نرخ ذخیره قانونی برای حفظ ثبات اقتصادی مناسب ارزیابی می‌شود. در حوزه سیاست‌گذاری‌های پولی، نرخ سود از جمله ابزارهای مستقیم است که تحت شرایط سرکوب مالی به‌صورت دستوری از سوی مقامات پولی کشور به نظام بانکی کشور ابلاغ می‌شود و رفتار بانک‌ها از آن تأثیر می‌پذیرد.

پان[4] (۲۰۱۶) تأثیر آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی چین را بررسی و نتیجه گرفته که آزادسازی مالی از یک طرف توسعه مالی را ارتقاء داده و باعث رشد اقتصادی شده است. از طرف دیگر، باعث تشدید شکنندگی مالی و ایجاد بحران و ریسک مالی شده و رشد اقتصادی را کاهش داده است. در نتیجه، ضمن بررسی علل ریسکی آزادسازی مالی، چهار راهبرد شامل نظارت بر کارآیی، ایجاد سیستم چندنظارتی، بهبود شبکه ایمنی مالی و ارتقاء آزادسازی مالی برای مدیریت ریسک بانکی و مالی در دوران آزادسازی مالی پیشنهاد نموده است.

چو و همکاران[5] (۲۰۱۶) اثر سرکوب مالی بر رفتار ریسک‌پذیر ۱۶ بانک تجاری چین در طول دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۸ را بررسی کرده‌اند. برای این منظور از متغیرهای نرخ ذخیره قانونی، نرخ اولیه سپرده[6]، نرخ اولیه وام‌دهی[7] به عنوان شاخص‌های سرکوب مالی استفاده شد و یافته‌ها نشان داد نسبت ذخایر قانونی

---

۱. Ozili
۲. Xu & Giu
۳. Chang et al
٤. Pan
٥. Chu et al
٦. Deposit Prime Rate
۷. Loan Prime Rate

بانکی و نرخ اولیه وام‌دهی بر ریسک بانکی اثر منفی و نرخ اولیه سپرده بر ریسک بانکی اثر مثبت دارد. بنابراین با توجه به نتایج این پژوهش، سیاست سرکوب مالی در دوران‌گذار برای بانک‌های تجاری مفید بوده است.

افوینگ[۱] (۲۰۱۶) با بررسی اثر ریسک نرخ ارز بر عملکرد بانک‌های نیجریه نشان داد افزایش نرخ ارز عامل کاهش سود بانک‌های تجاری در نیجریه است.

بورست و لاردی[۲] (۲۰۱۵) کاهش مصنوعی نرخ بهره و متوسط نرخ بهره واقعی منفی و رقابت بر سر وام‌دهی توسط بانک‌ها و اعطای تسهیلات با نرخ بهره حداقلی را علت اصلیِ اعطای اعتبارات ارزان در سیستم بانکی چین عنوان نموده که سبب افزایش تقاضای بیش از حد برای دریافت وام‌های با نرخ پایین شده است. از سوی دیگر نتایج نشان داد اکثر بانک‌ها در چین تمایل دارند اعتبارات را به شرکت‌های با سابقهٔ بالا اعطاء کنند که این شرایط باعث تخصیص نامناسب وام‌ها شده است.

چو و همکاران[۳] (۲۰۱۵) ارتباطِ نرخ بهره با ریسک بانکی در بانک‌های تجاری چین را بررسی کرده اند. در این تحقیق ریسک شامل ریسک کل[۴]، ریسک ویژه[۵] و ریسک ورشکستگی[۶] بود که نتایج نشان داد نرخ بهره در کوتاه‌مدت با ریسک بانکی رابطهٔ منفی و در بلندمدت رابطهٔ مثبت دارد.

دل آرسیا و همکاران[۷] (۲۰۱۴) اثر نرخ بهره بر ریسک بانکی را بررسی نموده و نشان دادند، زمانی که بانک‌ها می‌توانند ساختار سرمایه خود را منظم و با شرایط سازگار کنند کاهش نرخ بهرهٔ واقعی به افزایش اهرم مالی و متعاقباً ریسک بالاتر تقاضای وام منجر می‌شود. اما درصورتی که ساختار بانکی ثابت باشد اثر نرخ بهره واقعی بر ریسک بانکی به درجه اهرم مالی[۸] بستگی دارد. بدین صورت که با کاهش نرخ بهره، بانک‌هایی که آسان‌تر وام می‌دهند[۹]، ریسک کاری خود را افزایش داده و بانک‌هایی که سرمایه کمتری دارند و تحت فشار اهرم‌های مالی باشند ریسک کاری خود را کاهش می‌دهند. علاوه‌بر این قطع جریان‌های سپرده‌گذاری و سرمایه‌گذاری می‌تواند در نتیجهٔ رقابت شدید بین بانکی رخ دهد که این اثر می‌تواند در طول زمان در کشورهای مختلف متفاوت باشد.

کوبلیس و گونزالز[۱۰] (۲۰۱۴) نشان دادند آزادسازی مالی ریسک بانکی را در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه افزایش می‌دهد. همچنین آزادسازی مالی سبب ایجاد رقابت بیشتر در بخش بانکی و افزایش عوامل ریسکی در کشورهای توسعه یافته می‌شود. در کشورهای درحال توسعه نیز آزادسازی مالی با افزایش

---

۱. Offoing
۲. Borst & Lardy
۳. Chu et al
٤. Total Risk
٥. Idiosyncratic Risk
٦. Default Risk
۷. Dell Arriccia et al
۸. Leverage
۹. Well Capitalized Banks
۱۰. Cublis & Gonzalez

فرصت‌های سرمایه‌گذاری ریسکی، ریسک بانکی را افزایش می‌دهد. افزایش ذخایر بانکی نیز به کاهش تأثیر منفی آزادسازی مالی کمک می‌نماید و بر ثبات مالی کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه اثر مثبت دارد. اما نظارت رسمی و شفافیت مالی فقط در کشورهای درحال توسعه مؤثر است.

بجوئا و اولیسیا[۱] (۲۰۱۲) با بررسی آزادسازی مالی با تمرکز بر چند کشور درحال توسعه شرق اروپا و اروپای مرکزی نشان دادند آزادسازی مالی باید توأم با سیاست‌های نظارتی اجرایی شود. در غیر این صورت سیاست آزادسازی مالی بسیار سریع به دلیل عدم هماهنگی بین سرعت آزادسازی مالی و به‌روز شدن سیاست‌های احتیاطی و نظارتی و قوانین و مقررات مالی و بانکی و سیاست‌های پولی می‌تواند مشکلاتی نظیر بی‌ثباتی مالی ایجاد کند.

دلیس و کورتس[۲] (۲۰۱۱) با بررسی اثر نرخ بهره بر ریسک‌پذیری بانکی نشان دادند در مجموع کاهش نرخ بهره ریسک بانکی را افزایش می‌دهد. نتایج اثرات توزیعی[۳] نرخ بهره بر ریسک‌پذیری بانک‌ها باتوجه به ویژگی‌ها و شاخص‌های جداگانه هر بانک نشان داد در بانک‌هایی که دارای ارزش ویژه بالا (پیشی گرفتن دارایی از بدهی) در ترازنامه هستند اثر منفی نرخ بهره پایین بر ریسک نقدینگی کمتر است و بانک‌هایی که ترازنامه نامتوازن دارند (پیشی گرفتن بدهی از دارایی) این اثر مضاعف می‌شود.

کینون و ویولایدن[۴] (۲۰۰۷) با بررسی رابطه نرخ ارز و ریسک بانکی در کشور استونی نشان دادند در کوتاه‌مدت کاهش ارزش پول محلی[۵] باعث افزایش ریسک وام‌دهی شده است. اما از نظر این مطالعه شگفت آور بود که در میان‌مدت افزایش نرخ ارز و در واقع کاهش ارزش پول محلی باعث کاهش ریسک اعتباری شده است. آنها علت این نتیجه را در ترازنامه بانکی جستجو می‌دانند.

عرفانی و همکاران (۱۳۹۷) یک الگوی پایه‌ای با هدف بررسی عوامل موثر بر بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران در بازۀ زمانی ۱۳۷۹ الی ۱۳۹۴ طراحی نموده‌اند که در آن، شاخص بی‌ثباتی مالی در واکنش به شکاف نرخ رشد اعتبارات، شکاف تولید، شاخص درجه اعتبار بانک مرکزی، تورم و نرخ رشد بدهی بخش دولتی به کل سیستم بانکی تعدیل می‌شود. با این توضیح که از شاخص ترکیبی موزن نسبت مطالبات غیرجاری (مجموع مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک‌الوصول) به کل مطالبات و نوسانات شاخص سهام، برای ارزیابی احتمال بحران مالی و سنجش بی‌ثباتی مالی استفاده شد که نتایج این مطالعه نشان داد افزایش شکاف نرخ رشد تسهیلات اعطایی به کاهش بی‌ثباتی مالی می‌انجامد. شکاف تولید بر بی‌ثباتی اثر منفی و معنی‌داری دارد. همچنین، افزایش درجه اعتبار بانک مرکزی در پایبندی به اهداف تورم، ثبات مالی را افزایش می‌دهد. به‌علاوه، مطابق انتظار، افزایش تورم و بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی موجب افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود. درنهایت، برای بررسی توانمندی نتایج، الگویی برآورد شد که در آن، مجذور شکاف نرخ رشد اعتبارات به الگوی پایه‌ای افزوده شد. نتایج نشان داد نرخ رشد تسهیلات اعطایی بر ثبات مالی و وجود سطح بهینه‌ای از نرخ رشد اعتبارات اثر غیرخطی دارد. به‌طوری که اعتبارات بیش از حد بانکی موجب افزایش آسیب‌پذیری و بی‌ثباتی مالی می‌شود.

---

۱. Bejua & Ulicia
۲. Delise & Kouretas
۳. Distributional Effects
٤. Kinnun & Vehviläinen
٥. Domestic Money

رحمانی و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از روش داده‌های تابلویی اثر سیاست پولی نرخ سود بر ریسک‌پذیری بانک‌های کشور را در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۵ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، نسبت مطالبات غیرجاری به تسهیلات اعطایی به عنوان شاخص ریسک‌پذیری بانک‌ها در نظر گرفته شد. یافته‌ها نشان داد کاهش نرخ سود و سرکوب مالی باعث افزایش ریسک‌پذیری سیستم بانکی می‌شود. همچنین اثر سیاست پولی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها به ثبات مالی بانک‌های کشور بستگی دارد. به‌طوری که بانک‌های باثبات بیشتر بهتر می‌توانند ریسک ناشی از تغییرات نرخ سود را کنترل نمایند. از سوی دیگر بررسی اثرات سیاست پولی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها بر اساس نوع مالکیت نشان داد اثر نرخ سود در بانک‌های دولتی از بانک‌های خصوصی بزرگ‌تر است.

مهرآرا و مهران‌فر (۱۳۹۲) نشان دادند نسبت‌های نقدینگی، سودآوری و کارایی عملیاتی و همچنین رشد اقتصادی اثر مثبت و میزان ریسک اعتباری و نرخ تورم اثر منفی بر نسبت کفایت سرمایه به عنوان شاخص کارایی مدیریت ریسک بانکی در ایران دارند.

عبادی و جهانگردی (۱۳۹۱) مداخلهٔ ارزی سیاستگذاران پولی در بازار ارز را با توجه به شرایط بازار ارز در کشورها به دو دسته تقسیم نموده‌اند. دسته اول زمانی ایجاد می‌شود که ثبات نرخ ارز هدف سیاست پولی است. بنابراین سیاستگذاران پولی با مداخله مستقیم در بازار ارز (خرید و فروش ارز) سعی در تثبیت نرخ ارز در بازار ارز (بازار مبتنی بر عرضه و تقاضا) دارند. این نوع مداخله ارزی در نظام‌های نرخ ارز ثابت به وقوع می‌پیوندد. در نظام نرخ ارز ثابت، مداخله در بازار به‌منظور تثبیت نرخ ارز نامحدود است. دسته دوم سیستم نرخ ارز شناور است که سیاستگذاران به شکل رسمی در بازار ارز مداخله‌ای ندارند.

با بررسی تحقیقات پیشین می‌توان گفت، پژوهش حاضر از آن حیث جدید و دارای دانش‌افزایی است که از دو بُعد متفاوت به مسئله سرکوب مالی پرداخته است. یک بُعد بررسی اثر سرکوب مالی با توجه به مدل‌های رشد اقتصادی و دیگری اثر سرکوب مالی بر ثبات پولی و مالی و بانکی در اقتصاد، این در صورتی است که در اغلب پژوهش‌های انجام شده و به‌ویژه داخلی، سرکوب مالی صرفاً از دیدگاه توسعه‌ای واکاوی شده و بررسی اثرات آن بر ثبات مالی مغفول مانده است.

فرضیه‌های پژوهش

- ✓ فرضیه اول: نرخ غیر رسمی ارز با میزان ریسک اعتباری رابطهٔ منفی دارد.
- ✓ فرضیه دوم: نسبت ذخیر قانونی با میزان ریسک اعتباری رابطهٔ منفی دارد.
- ✓ فرضیه سوم: نسبت اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی با میزان ریسک اعتباری رابطهٔ منفی دارد.
- ✓ فرضیه چهارم: نرخ بهرهٔ واقعی با میزان ریسک اعتباری رابطهٔ مثبت دارد.

روش‌شناسی پژوهش

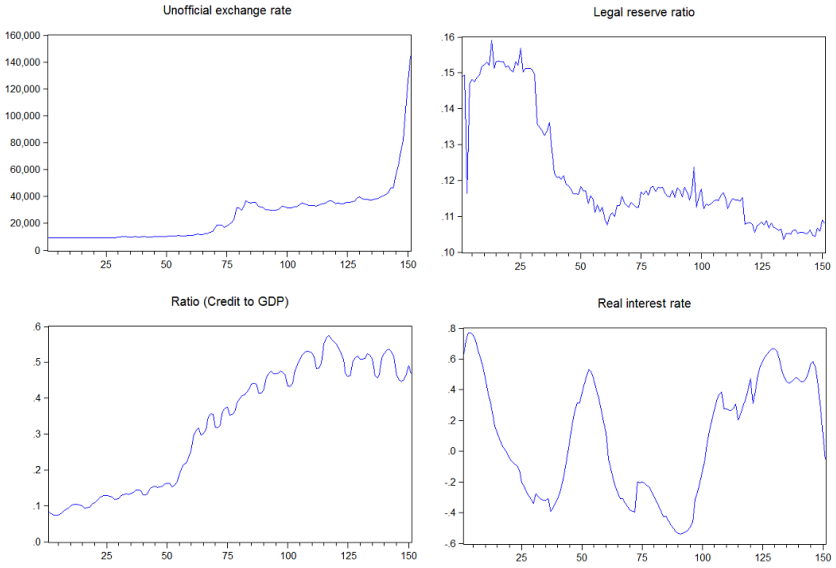
این مطالعه که به بررسی تأثیر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک‌پذیری بانکی پرداخته از نوع پژوهش‌های کاربردی است که به روش موردی و زمینه‌ای انجام شده است. به این صورت که پس از بررسی‌های لازم از طریق مطالعه مقالات داخلی و خارجی، مدل آماری و اقتصادسنجی مورد نظر استخراج و با نرم افزار ایویوز[1] برآورد شده است.

۱. Eviews

بنابراین، در ابتدا با مطالعات کتابخانه‌ای از طریق اینترنت، مبانی نظری مورد نیاز جمع‌آوری و آمار و اطلاعات مور نیاز از داده‌های سری زمانی ماهیانه بانک مرکزی ایران استخراج شده است. البته ریسک اعتباری که بر مبنای داده‌های خام ترازنامهٔ بانکی مرکزی ایران و از طرق روابط ریاضی که در ادامه می‌آید محاسبه شده است. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی بانک‌های تجاری و خصوصی، نیمه خصوصی، دولتی و نیز موسسات اعتباری در ایران است و بازه زمانی مورد مطالعه نیز سال‌های ۱۳۸۵ لغایت ۱۳۹۷ است.

متغیرهای مدل

در این پژوهش سرکوب مالی از ۴ کانال پولی و مالی ارزیابی شده است. متغیرِ نرخ بهرهٔ واقعی، نرخ ذخیره قانونی ، نرخ غیر رسمی ارز[۱] و نسبت مقدار تسهیلات اعطایی بانکی بر تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص‌های اساسی سرکوب مالی در اقتصاد ایران ارزیابی شده و درنتیجه این متغیرها، متغیرهای مستقل پژوهش هستند.



نمودار ۱. متغیرهای مستقل در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

نرخ بهره واقعی که نشان دهنده فاصله نرخ بهره از نرخ تورم است از معادله فیشر[۲] استخراج شده‌است:

رابطه (۱) $r = [(1+ i)/(1+\pi)]-1$

در این رابطه: r نرخ بهره واقعی و i نرخ بهره اسمی و π نشان‌دهنده نرخ تورم است.

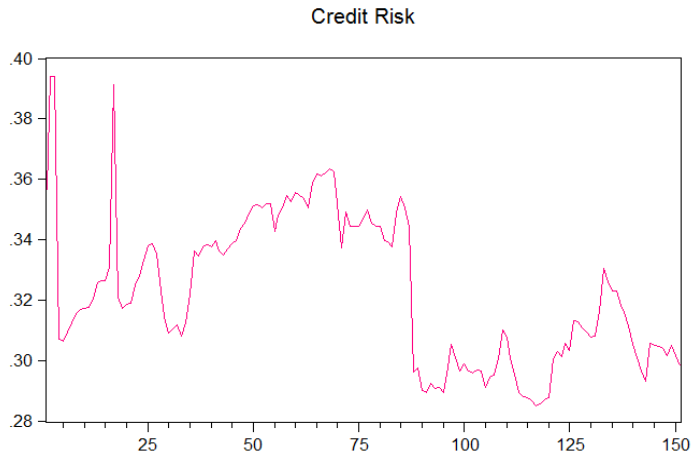
۱. *Unofficial Exchange Rates* (Parallel Exchange Rates)
۲. Fisher Equation

همچنین متغیری بنام Ratio تعریف شده که نشان‌دهنده نسبت کل اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی است که عمق مالی نظام بانکی در ایران را نشان می‌دهد:

رابطه (۲) Ratio = (اعتبارت کل) / (داخلی ناخالص تولید)

همچنین ریسک اعتباری نظام بانکی ایران با استفاده از داده‌های بانک‌های دولتی و نیمه دولتی[۱] محاسبه شده است. داده‌های کل وام‌ها[۲] و کل دارایی‌های نقدی[۳] نیز از ترازنامه ماهیانه بانک مرکزی ایران استخراج و از طریق رابطه زیر میزان ریسک اعتباری محاسبه شده است.

رابطه (۳) ریسک اعتباری = (دارایی کل) / (وام کل)



نمودار ۲. ریسک اعتباری در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

مدل رگرسیونی این پژوهش به صورت خطی لگاریتمی به شرح زیر تعریف شده است:

LOG CREDIT-RISK= β۰+ß۱LOG RESERVE+ß۲LOG RATIO+ß۳LOG EXCHANGE + ß۴ REAL INTEREST + ε رابطه (۴)

در این رابطه LOG CREDIT-RISK لگاریتم طبیعی ریسک اعتباری، LOG RESERVE لگاریتم طبیعی نسبت ذخیره قانونی، LOG RATIO لگاریتم طبیعی نسبت اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی و LOG EXCHANGE نشان دهنده لگاریتم طبیعی نرخ غیر رسمی ارز است.

۱. *Government and Semi-Government Banks*
۲. Total Loans
۳. Total Assets

همچنین، از مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL[1]) برای تخمین خط رگرسیون و روابط بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. وجود یا عدم وجود ارتباط بین متغیرهای سطح صفر یا تفاضل مرتبه اول از طریق آزمون باند یا F bound بررسی شده که یک آزمون قدرتمند اقتصادسنجی برای ارزیابی رابطه بین متغیرهایی در سطح صفر یا یک و یا تلفیقی از هر دو است. به‌عبارت دیگر این آزمون بررسی می‌کند که اگر متغیرها در سطح صفر یا یک، دارای مانایی باشند آیا بین این متغیرها به‌طور احتمالی روابط بلندمدتی می‌تواند وجود داشته باشد یا خیر؟ (نکرو و یوکو[2]، ۲۰۱۶). در پژوهش حاضر مدل ARDL با استفاده از متغیرهای توضحی در سطح I(d) به‌صورت زیر توضیح داده می‌شود:

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \ldots + \Phi_p y_{t-p} + \theta . x_t + \theta_1 x_{t-1} + \ldots + q_1 x_{t-p} + u_{1t}$$

or

$$x_t = \Phi_2 x_{t-1} + \ldots + \Phi_p x_{t-p} + \theta . y_t + \theta_1 y_{t-1} + \ldots + q_1 y_{t-p} + u_{2t}$$

$$t = 1,2,\ldots T$$

$$\mu t \sim iid(0, \delta 2) : \mu t$$ رابطه (۵)

μt دارای توزیع مستقل و یکسان[3] است. به‌طوری که Φ و θ. و θ_1 پارامترهای تعیین نشده‌ای هستند که $x_t(y_t)$ را از طریق روش وقفه‌های گذشته آنها توضیح می‌دهند. در این روابط $x_t(y_t)$ خود همبسته نمی‌باشند.

$$x_t = x_{t-1} + \square_t;$$

or

$$y_t = y_{t-1} + \square_t;$$

$$x_t \text{ (or } y_t)$$

در این روابط در صورتی که دینامیک $|\Phi| < 1$ است مدل ARDL ایستایی بین متغیرها را تأیید می‌کند و در صورتی که دینامیک $\Phi = 1$ است مدل ARDL ایستایی را توضیح نمی‌دهد. به‌عبارت دیگر، برتری این روش زمانی روشن‌تر می‌شود که بین I(۰), I(۱) یا تلفیقی از آن روابط بلندمدت وجود داشته باشد. اگرچه وجود I(۱) به خودی خود نشان می‌دهد رابطه کوتاه‌مدتی بین متغیرها وجود ندارد (پسران و همکاران[4]، ۲۰۰۱). همچنین معادله تصریح شده ARDL می‌تواند به صورت زیر نمایش داده شود:

$$\Delta Y_t = \alpha_{.} + \lambda_1 \sum_{j=1}^{k} \Delta Y_{t-j} + \lambda_2 \sum_{j=1}^{k} \Delta X_{1,t-j} + \lambda_3 \sum_{j=1}^{k} \Delta X_{2,t-j} + \lambda_4 \sum_{j=1}^{k} \Delta X_{3,t-j} + \lambda_5 \sum_{j=1}^{k} \Delta X_{4,t-j} + D\lambda_6 \sum_{j=1}^{k} \Delta X_{4,t-j} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \beta_3 X_{3,t-1} + \beta_4 X_{4,t-1} + \beta_5 D + \mu_i$$

رابطه (۶)

رد فرضیه صفر نشان‌دهند وجود رابطه بلندمدت در رابطه فوق است.

فرضیه صفر $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$

۱. Autoregressive Distributed lLag
۲. Nkoro & Uko
۳. Independent Identically Distributed
٤. Pesaran et al

فرضیه جانشین $ß_1 \neq ß_2 \neq ß_3 \neq ß_4 \neq ß_5 \neq 0$

تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

در قسمت یافته‌های پژوهش، برای انتخاب روش مناسب جهت تخمین خط رگرسیون ابتدا مانایی هر یک از متغیرها را با استفاده از آزمون ریشه های واحد[1] (دیکی فولر) بررسی می‌کنیم سپس معتبر بودن مدل را با استفاده از آزمون باند و تست‌های مربوط به پایداری[2] مدل و تشخیص پسماندها[3] ارزیابی می‌کنیم.

جدول ۱. نتایج بررسی مانایی[4] متغیرها با آزمون دیکی فولر[5] بدون عرض از مبدا و روند زمانی

نام متغیر	آماره آزمون t	احتمال	مقدار بحرانی آماره t در سطح معناداری ۵ درصد	نتیجه
Log Credit Risk	- ۰/۰۹۳	۰/۷۸	- ۱/۹۴	نامانا
Real interest	- ۳/۲۲	۰/۰۰۱۴	- ۱/۹۴	مانا
Log Exchange	۱/۵۳	۰/۹۶	- ۱/۹۴	نامانا
Log Reserve ratio	۱/۳۸	۰/۹۵	- ۱/۹۴	نامانا
Δ[log(Bank credit to GDP)]	- ۴/۱۲	۰/۰۰۱	- ۱/۹۴	مانا
Δ [Log Reserve ratio]	- ۱۸/۵۹	۰/۰۰۰	- ۱/۹۴	مانا
Δ [Log Exchange]	-۲/۲	۰/۰۲	- ۱/۹۴	مانا
Δ [Log Credit Risk]	-۶/۸۷	۰/۰۰۰	- ۱/۹۴	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابراین با توجه به ترکیب داده‌ها و این که برخی داده‌ها در سطح صفر مانا و برخی دیگر در سطح تفاضل مرتبه اول مانا هستند. مدل ARDL می‌تواند روش مناسبی برای تخمین خط رگرسیون باشد. نامانایی برخی متغیرها در سطح صفر و مانایی برخی متغیرها در سطح تفاضل مرتبه اول نشان می‌دهد رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها وجود ندارد و قابل تفسیر نیست.

جدول ۲. نتایج تخمین بلندمدت تابع رشد ریسک اعتباری

نام متغیر	ضرایب	آماره آزمون t	انحراف معیار	احتمال
LOG(RESERVE)	-۰/۱۹	-۲/۸۸	۰/۰۶۹	۰/۰۰۴*
LOG(EXCHANGE)	-۰/۱۵	-۱۰/۵۶	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰*
LOG(RATIO)	۰/۰۳۸	۳/۶۷	۰/۰۱	۰/۰۰۰۳*
REAL_INTERST	۰/۰۳۵	۱/۷۸	۰/۰۱۹	۰/۰۷**

منبع: یافته‌های پژوهش (* و ** به ترتیب معناداری در سطح ۵ و ۱۰ درصد)

جدول ۳. آزمون F bound

آماره آزمون	سطح معناداری	باند پایینی	باند بالایی	نتیجه
۸/۳۱	٪۱۰	۱/۹	۳/۰۱	هم انباشتگی[6] وجود دارد
	٪۵	۲/۲۶	۳/۴۸	هم انباشتگی وجود دارد
	٪۲/۵	۲/۶۲	۳/۹	هم انباشتگی وجود دارد
	٪۴	۳/۰۷	۴۴/۴	هم انباشتگی وجود دارد

۱. Unit Root Test
۲. Stability
۳. Residual Diagnostics
٤. Stationary
٥. Dickey Fuller
٦. Cointegration

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های جدول ۳ را مطابق آزمون باند می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که در نتیجه وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها، ترکیب خطی آنها و به‌عبارتی مدل رگرسیونی آنها، در بلندمدت هیچ‌گونه اطلاعاتی را از دست نمی‌دهد.

جدول ۴. آزمون خودهمبستگی پسماندها به روش بریوش گودفاری[۱]

احتمال آماره ی آزمون F	احتمال آماره ی آزمون observation*R-Squared	نتیجه*
۰/۴۱	۰/۳۶	تایید فرضیه صفر

منبع: یافته‌های پژوهش (* معناداری در سطح ۵ درصد)

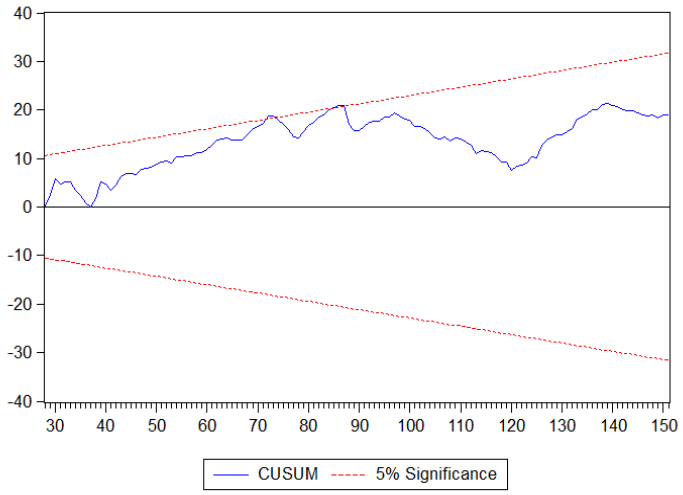
نتیجه این آزمون تأیید فرضیه صفر یعنی عدم وجود واریانس نوسانی است.

جدول ۵. آزمون رمزی رست[۲] جهت بررسی تصریح مدل

آماره آزمون F	احتمال در سطح معناداری ۵ درصد	نتیجه
۱/۰۱	۰/۳۶	مدل درست تصریح شده است

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون رمزی رست به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا نشانه‌هایی از غیرخطی بودن مدل رگرسیونی وجود دارد یا خیر؟ همچنین آیا مدل خطی می‌تواند برای تخمین رگرسیون مناسب باشد؟ مطابق این آزمون مدل خطی برای تخمین رگرسیون معتبر است.



نمودار ۳. آزمون CUSUM برای تشخیص پایداری مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
۲. Ramsey Reset

این نمودار نشان‌دهنده آن است که مدل شکست[۱] ساختاری ندارد و در سطح معناداری ۵ درصد پایدار است. با توجه به نتایج آزمون باند و آزمون‌های تشخیص پایداری مدل[۲] و همچنین آزمون رمزی رست و تشخیص پسماندها[۳] می‌توان این‌گونه نتیجه‌گیری کرد که مدل با تقریب مناسبی معتبر است. در نهایت با توجه به جدول ۲ و مدل ARDL در بلندمدت، موارد زیر استنباط می‌شود:

جدول۶. جمع‌بندی یافته‌ها بر اساس فرضیه‌های پژوهش

شرح فرضیه	نتیجه
ریسک اعتباری نسبت به نرخ ارز غیر رسمی کشش[۴] منفی دارد .	فرضیه اول تایید می‌شود
ریسک اعتباری نسبت به نسبت ذخیره قانونی کشش منفی دارد .	فرضیه دوم تایید می‌شود
ریسک اعتباری نسبت اعتبارات اعطایی بر تولید ناخالص داخلی کشش مثبت دارد.	فرضیه سوم رد می‌شود
نرخ بهره واقعی با ریسک اعتباری رابطه مثبت و معنا دار دارد .	فرضیه چهارم تایید می‌شود

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

در این بخش، نتایج آزمون فرضیه‌ها به تفکیک مورد بحث و بررسی قرار گرفته و در نهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری کلی ارائه شده است.

فرضیه اول: بین نرخ غیر رسمی ارز و ریسک اعتباری رابطهٔ منفی وجود دارد.

فرضیه براساس نتایج بلندمدت ARDL مورد تأیید قرار گرفته و شواهد نشان می‌دهد ریسک اعتباری نسبت به نرخ ارز غیرسمی کشش منفی دارد. علت این موضوع می‌تواند مسئله ورود بانک‌ها به بنگاه‌داری در اقتصاد ایران باشد. بنابراین اگر بانک‌ها بیش از آن‌که سرمایه‌گذاری مالی کنند وارد بنگاه‌داری شوند، در درازمدت می‌تواند به اقتصاد صدمه بزند. همچنین این مسئله بر دارایی‌های بانکی اثرگذار است. این نتیجه نشان‌دهنده آن است که اولاً افزایش نرخ ارز برای بانک‌های ایران سودده است. زیرا با افزایش نرخ ارز تقاضای دریافت ریال (واحد پول ملی ایران) افزایش می‌یابد و این منجر به تورم می‌شود. درثانی، بانک‌های دولتی و نیمه دولتی در ایران با سرمایه‌گذاری در بازار ارز و مستغلات و ساختمان و بیمه‌ها نه تنها زیان نمی‌کنند بلکه درآمدزایی می‌نمایند. از طرفی، از منظر اقتصاد سیاسی[۵]، تورمی بودن اقتصاد به نفع بانک‌ها و نیز به نفع گیرندگان تسهیلاتی است که ریال کم ارزش‌تر را در آینده به‌صورت اقساط پرداخت می‌کنند. این نتیجه با نتیجه مطالعه کینون و ویولایدن (۲۰۰۷) همراستا و با نتیجه پژوهش افوینگ (۲۰۱۶) در تضاد است.

فرضیه دوم: بین نسب دخیره قانونی و ریسک اعتباری رابطهٔ منفی وجود دارد.

---

۱. Structural Break

۲. Stability Diagnostic Test

۳. Residual Diagnostic Test Test

۴. مدل رگرسیون به صورت لگاریتمی است و مفهوم کشش در این قسمت کاربرد دارد:

$$\log y = \alpha + ß\log x$$

$$\frac{\partial y}{y} = ß\frac{\partial x}{x}$$

۵. Political Economy

این فرضیه براساس نتایج بلندمدت ARDL مورد تأیید قرار گرفته است. رابطه منفی نرخ ذخیره قانونی با ریسک اعتباری نشان‌دهنده این است که در صورت رعایت الزامات قانونی در ارتباط با نرخ ذخیرهٔ قانونی منجر به کاهش ریسک اعتباری می‌شود. دلیل این مسئله می‌تواند به این موضوع برگردد که سیاست های محتاطانه[1] منجر می‌شود بانک‌ها وام‌های ریسکی کمتری به متقاضیان اعطا کنند. این نتیجه‌گیری با یافته‌های پژوهشی چانگ و همکاران (۲۰۱۹) همراستا است.

فرضیه سوم: نسبت تسهیلات اعطایی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی با ریسک اعتباری رابطهٔ منفی دارد.

این فرضیه با توجه به نتایج به‌دست آمده در مدل ARDL تأیید نمی‌شود. کشش مثبت ریسک اعتباری نسبت به میزان تسهیلات بانکی بر تولید ناخالص داخلی نشان‌دهنده این است که هر چقدر عمق مالی نظام بانکی بیشتر باشد و پول ارزان[2] بیشتری در اختیار صاحبان سرمایه قرار گیرد و وام بیشتری پرداخت شود ریسک اعتباری افزایش می‌یابد. چرا که امکان از دست رفتن ارزش پول در اثر نوسانات ارزی و رد دیون وام‌گیرنده وجود دارد. به این معنی که در بخش بانکی با عمق مالی بزرگتر قصور در پرداخت بیشتر و ریسک اعتباری بزرگتری مشاهده می‌شود. در سنوات اخیر بنا به دلایل مختلف از جمله شرایط کلان اقتصادی و عدم اعتبارسنجی دقیق وام‌گیرندگان، آمار مطالبات غیرجاری به نحوی قابل ملاحظه و نامتعارفی در شبکه بانکی ایران افزایش یافته است. اگرچه به‌طور کلی ماهیت فعالیت بانکی تجهیز منابع از طریق سپرده‌گیری از آحاد جامعه و تخصیص منابع جمع‌آوری شده از طریق اعطای تسهیلات به اشخاص حقیقی و حقوقی است و در چنین شرایطی تبعاً ریسک اعتباری برای ایجاد مطالبات غیرجاری اجتناب ناپذیر می‌باشد. لیکن همواره باید تدابیر و اقداماتی در دستور کار قرار گیرد که ریسک مزبور به حداقل ممکن کاهش و کمترین آسیب به سپرده‌گذاران و سهامداران مؤسسات اعتباری وارد گردد و از این طریق ثبات و سلامت نظام بانکی تأمین شود. برخی از اقدامات و تدابیر قابل اتخاذ در این خصوص، پیشگیرانه و پیش‌نگر از قبیل اعتبارسنجی و اخذ وثایق کافی و قابل اطمینان است و برخی دیگر، از نوع اقدامات اصلاحی و پس از عمل نظیر ذخیره‌گیری، پیگیری و وصول مطالبات است که باید پس از اعطای تسهیلات در دستور کار شبکه بانکی کشور قرار گیرد.

از سوی دیگر به‌نظر می‌رسد علی‌رغم این‌که افزایش نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی یکی از نشانه‌های عمق مالی و افزایش اندازهٔ سیستم مالی و بانکی کشور است. اما این رشد در بستر سیاست سرکوب مالی صورت گرفته و نظام بانکی ایران از معضل تخصیص نامناسب بانکی رنج می‌برد. به‌گونه‌ای که منابع ارزان در اختیار بخش‌های خاص اقتصادی قرار گرفته و تخصیص منابع در شرایطی خوبی قرار ندارد. آن‌چنان که در نمودار ۱ ملاحظه شد نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی در طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۷ با رشد زیادی مواجه بوده که به خودی خود می‌تواند شاخصی برای افزایش اندازه نظام بانکی در ایران باشد که در طول این بازه زمانی حدوداً ۵ برابر شده است. درحالی که گزارش بانک جهانی در سال ۲۰۱۶ نشان می‌دهد تنها ۲۰ درصد کسانی که در ایران دارای حساب بانکی هستند در حساب‌های خود

۱. Cautious Policy
۲. Cheep Money

دارای سپرده می‌باشند و این با رشد حجم وام‌دهی در سیستم بانکی ایران تناسب خوبی ندارد و می‌تواند نشان‌دهنده تخصیص نامناسب منابع باشد. این بخش از یافته‌ها با پژوهش لی و همکاران (۲۰۱۶) و اوزیلی (۲۰۱۹) همراستا است.

فرضیه چهارم: نرخ بهره حقیقی با ریسک اعتباری رابطه مثبت دارد.

فرضیه بر اساس نتایج بلندمدت ARDL مورد تأیید قرار گرفته است. رابطه مستقیم بین نرخ بهرهٔ واقعی و نرخ رشد ریسک اعتباری نشان می‌دهد در اقتصاد ایران تقاضا برای دریافت پول و وام حتی در دوره هایی که نرخ بهره واقعی مثبت است با دوره‌های دیگر تفاوت چشم‌گیری ندارد و بنابر تجربه سنواتِ اخیر تقاضا همچنان زیاد است. اما در دوره‌هایی که نرخ بهره بانکی بالاتر می‌رود حجم مطالبات مشکوک الوصول افزایش می‌یابد که این مورد به ریسک بیشتر اعتباری و عدم بازپرداخت دارایی‌های بانک در درازمدت می‌انجامد. این نتیجه با یافته‌های پژوهش چو و همکاران (۲۰۱۵) همراستا است.

بنابراین، به‌طور کلی یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد سیاست‌های مداخله‌جویانهٔ بانک مرکزی در ارتباط با نرخ ارز و تعیین سقف نرخ بهره باعث کاهش ریسک اعتباری در شبکه بانکی ایران می‌شود. اما سیاست سرکوب مالی در تخصیص منابع بانکی کارآمد نبوده و تخصیص منابع به بخش‌های خاص اقتصادی و بعضاً توام با رانت، ریسک اعتباری را افزایش می‌دهد. به‌علاوه، هزینه و زیان این تخصیص نامناسب از طریق مالیات‌های تورمی که عموماً به‌صورت افزایش نرخ ارز در اقتصاد ایران ظهور می‌کند جبران می‌شود. بنابراین به‌نظر می‌رسد در نظام بانکی ایران ایجاد سیستم اعتبارسنجی کارآمد و شفافیت در شیوه تخصیص منابع بانکی باید در اولویت اول برنامه‌های بانک مرکزی قرار گیرد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

آقایی، مجید و رضـا قلی‌زاد، مهدیه. (۱۳۹۵). **برر سی عوامل مؤثر بر حجم مطالبات معوق و سررسید شده شعب منتخب بانک سپه.** *مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، ۲(۳)، ۱۱۱-۹۵.

اخلاقی مدیری، ندا، خوشنودی، عبداله و هراتی، جواد. (۱۳۹۶). **اثر دخالت دولت در بخش بانکی روی پایداری مالی این بخش در ایران در دوره ۹۲-۱۳۸۰.** *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۷(۴)، ۱۷۲-۱۴۷.

اسـلاملوییان، کریم، یزدان‌پناه، حمیده و خلیل‌نژاد، زهرا. (۱۳۹۷). **برر سی وجود کانال ریـ سک‌پذیری پولی در نظام بانکی ایران.** *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۸(۳۱)، ۴۱-۷.

پوررسـتمی، ناهید. (۱۳۸۷). **تأثیر سرکوب مالی بر ر شد اقت صادی (مقای سه اقت صادهای کمتر توسعه‌یافته و نوظهور).** *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۲(۳۷)، ۵۹-۳۹.

تقوی، مهدی و شاهوردیانی، شادی. (۱۳۸۹). **سرکوب مالی و رشد و توسعه اقتصادی.** *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۱(۴)، ۲۱۲-۱۹۷.

حسـاس‌یگانه، یحیی.، کوهی، حسـن و عبدی، امیر. (۱۳۹۵). **عوامل مؤثر بر ناکارایی ذخیره مطالبات مشکوک الوصول بانک‌ها.** *مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، ۲(۴)، ۱۱۷-۹۳.

رحمانی، تیمور.، احمدیان، اعظم و کیانوند، مهران. (۱۳۹۵). **تحلیلی بر رابطه سـیاسـت پولی و ریسک‌پذیری شبکه بانکی ایران.** *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۹(۲۹)، ۴۲۵-۴۰۵.

عبادی، جعفر و جهانگردی، هاجر. (۱۳۹۱). **الگوسازی مداخلهٔ ارزی در بازار ارز ایران.** *تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۳)، ۴۴-۲۳.

عرفانی، علیر ضا و طالب بیدختی، آزاده. (۱۳۹۷). **برر سی نقش اعتبارات و درجه اعتبار سیا ست‌گذار پولی بر ثبات مالی در اقتصاد ایران.** *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۶(۸۵)، ۲۴۱-۲۱۹.

فطرس، محمدحسـن.، فردوسـی، مهدی.، عیسـی‌زاده، سـعید و سـپهردوسـت، حمید. (۱۳۹۷). **عوامل تعیین‌کنندهٔ سـودآوری نظام بانکی ایران با تأکید بر سـاختار بازار و رفتار ریسـک‌پذیری.** *پژوهش‌های اقتصاد پولی* و مالی، ۲۵(۱۶)، ۲۰-۱.

مهرآرا، محسن و مهران‌فر، مهدی. (۱۳۹۲). **عملکرد بانکی و عوامل کلان اقتصادی در مدیریت ریسک.** *مدلسازی اقتصادی*، ۷(۲۱)، ۳۷-۲۱.

میرعسکری، سیدرضا.، رنجی، فریبرز و موسوی‌نیا، سیدمرتضی. (۱۳۹۸). **تحلیل تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک درماندگی بانک‌های ایران.** *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۲)، ۴۶-۲۹.

نوروزی، پیام. (۱۳۹۳). **تأثیر متغیرهای کلان بر ریسک اعتباری بانک‌ها در ایران.** *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۲۰(۷)، ۲۵۷-۲۳۷.

Aghaei, M. & Rezagholizadeh, M. (۲۰۱۶). **The factors affecting on non-performing loans in selected branches of Sepah Bank**. *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies*, ۲(۳), ۹۵-۱۱۱. (In Persian).

Akhlaghi Modiri, N., khoshnoodi, A. & Harati, J. (۲۰۱۸). **The effect of government intervention in banking sector on banks' financial stability in Iran**. *The Economic Research*, ۱۷(٤), ۱٤۷-۱۷۲. (In Persian).

Ang, J. (۲۰۰۹). Financial liberalization or repression?. ***Working Paper*, No.۱٤٤۹.**

Borst, N. & Lardy, N. (۲۰۱۵). Maintaining financial stability in the people's republic of China during financial liberalization. *Working paper*, No.۱۵-٤.

Bejua, D. G. & Ulicia, M. L. C. (۲۰۱۲). **The impact of financial liberalization on banking system.** *Procedia Economics and Finance*, ۳(۱), ۷۲۹-۷۹۹.

Chang, C., Liu, Z., Spiegel, M. M. & Zhang, j. (۲۰۱۹). **Reserve requirements and optimal Chinese stabilization policy**. *Journal of Monetary Economics*,۱۰۳(۲), ۳۳-۵۱.

Chu, S. H., Shao, Y. & Lin ,W. J. (۲۰۱٦). **Financial repression and bank risk-taking behavior: Evidence form listed commercial banks in China.** *The ۳rd International Conference on Industrial Economics System and Industrial Security Engineering* , Sydney, Australia.

Chu, S. H., Yang, W. J. & Chen, Y. (۲۰۱۵). **Interest rate and bank risk-taking: Evidence from Chinese listed banks**. *Journal of Macau University of Science and technology*, ۹(۱), ۲۱-۳۰.

Cublis, E. & Gonzalez, F. (۲۰۱٤). **Financial liberalization and bank risk-taking: International evidence**. *Journal of Financial Stability*, ۱۱(C), ۳۲-٤۸.

Delis, M. D. & Kouretas, G. P. (۲۰۱۱). Interest rates and bank risk-taking. *Journal of Banking & Finance*, ٤(۵), ۸٤۰-۸۵۵.

Dell Ariccia, G., Laeven, L. & Marquez, R. (۲۰۱٤). **Real interest rates, leverage and bank risk-taking.** *Journal of Economic Theory*, ۱٤۹(۲), ٦۵-۹۹.

Ebadi, J. & Jahangard, H. (۲۰۱۲). **Modeling of intervention in foreign exchange market of Iran.** *Journal of Economic Research*, ٤۷(۳), ۲۳-٤٤. (In Persian).

Erfani, A. & Taleb-bidokhti, A. (۲۰۱۳). **Evaluating and comparing of monetary policy instrumental rules for economic of Iran.** *Journal of Economic Research*, ٤۸(٤), ۱٤۵-۱٦٦. (In Persian).

Eslamloueyan, K., Yazdanpanah, H. & Khalilnezhad, Z. (۲۰۱۸). **The existence of a risk-taking channel of monetary policy transmission in Iran's banking system**. *Journal of Economic Modeling Research*, ۸(۳۱), ۷-٤۰. (In Persian)

Fetros, M. H., Ferdowsi, M., Isazadeh, S. & Sephrdoust, H. (۲۰۱۷). **Determinants of profitability in Iranian banking system with emphasis on market structure and risk behavior**. *Monetary & Financial Economics*, ۲۵(۱٦), ۱-۲۰. (In Persian).

Fisher, I. (۱۹۰۷). The rate of interes. ۱٤nd ed., New York: MacMillan Company.

Gurben, W. C., Koo, J. & Moore, R. R. (۲۰۰۳). **Financial liberalization, market discipline & bank risk**. *Center for Latin America Working Papers ۰۳۰۳, Federal Reserve Bank of Dallas.*

Gurben, W. C., Koo, J. & Moore, R. R. (۱۹۹۹). **When does financial liberalization make banks risky?: An empirical examination of Argentina, Canada & Mexico**. *Center for Latin America Working Papers ۰۳۹۹, Federal Reserve Bank of Dallas.*

Hasasyeganeh, Y., Kouhi, H. & Abdi, A. (۲۰۱۷). **Effective factors on the inefficiency of banks loan loss provisions**. *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies*, ۲(٤), ۹۳-۱۱۸. (In Persian).

Jafrov, E., Rodolfo, M. & Pani, M. (۲۰۱۹). F**inancial repression is knocking at the Door, Again**. *Working Paper*, No.۱۹/۲۱۱.

Khan, T. & Ahmed, H. (۲۰۰۱). Risk management: **An analysis of issues in Islamic financial industry**. *Occasional Papers ۹۱, The Islamic Research and Teaching Institute (IRTI)*.

Kinnun, R. & Vehviläinen, J. (۲۰۰۷). **Exchange rate expectations and commercial bank risk-taking: A VAR approach with evidence from Estonia**. *Working Paper*, No.٦۳۰.

Li, P., Wang, C. & Zhang, M. (۲۰۱٦). **Power, money and capital misallocation in China.** *International Conference in Finance*, Guangzhou, China.

Mckinnon, R. I. & Rostow, W .W. (۱۹۷٤). **Money and capital in economic development.** *The American Political Science Review*, ٦۸(۳), ۱۸۲۲-۱۸٤۲.

Mckinon, R. & Scnabl, G. (۲۰۱٤). **China's exchange rate and financial repression: The conflicted emergence of the renminbi as an international currency.** *China & World Economy*, ۲۲(۳), ۱-۳٥.

Mehrara, M. & Mehranfar, M. (۲۰۱٥). **Bank and macroeconomic variables efficiency in risk management**. *Economic Modeling*, ۷(۲۱), ۲۱-۳۷. (In Persian).

Miraskari, S., Ranji, F. & Mousavinia, S. (۲۰۱۹). **Analyzing the effect of macroeconomic variables on the insolvency risk of Iranian banks**. *Applied Theories of Economics*, ٦(۲), ۲۹-٤٦. (In Persian).

Nkoro, E. & Uko, A. K. (۲۰۱٦). **Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation**. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, ٥(٤), ٦۳-۹۱.

Noroozi, P. (۲۰۱٤). Th**e effect of macroeconomic variables on credit risk of banks in Iran.** *Journal of Monetary and Banking Research*, ۷(۲۰), ۲۳۷-۲٥۷. (In Persian).

Offiong, A. I., Riman, H. B. & Akpan, E. S. (۲۰۱٦). **Foreign exchange fluctuations and commercial banks profitability in Nigeria.** *Research Journal of Finance and Accounting*, ۷(۲), ۲۱-۱۲٦ .

Ozili, P. K. (۲۰۱۹). **Non-performing loans and financial development: New evidence**. *The Journal of Risk Finance*, ۲۰(۱), ٥۹-۸۱.

Pan, S. Q. (۲۰۱٦). **The risk management strategies of financial liberalization in China.** *Proceedings of the ۲۰۱٦ International Conference on Management Science and Management Innovation.*

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (۲۰۰۱). **Bounds testing approaches to the analysis of level relationship.** *Journal of Applied Economics*, ۱٦(۳), ۲۸۹-۳۲٦.

Pourrostami, N. (۲۰۰۸). **The effect of financial repression on economic growth a comparison of less developed and emerging market economies**. *Iranian Journal of Economic research*, ۱۲(۳۷), ۳۹-٥۹. (In Persian).

Rahmani, T., Ahmadian, A. & Kianvand, M. (۲۰۱٦). **An analysis of the relationship between monetary policy and banking network risk.** *Journal of Monetary and Banking Research*, ۹(۲۹), ٤۰٥-٤۲٥. (In Persian).

Shaw, E. S. (۱۹۷۳). **Financial deepening in economic**. *Journal of Development Economics*, ۱(۱), ۸۱-۸٤.

Söderlind, P. (۲۰۰۱). **Monetary policy and the Fisher effect**. *Journal of Policy Modeling*, ۲۳(۵), ٤۹۱-٤۹۵.

Taghavi, M. & Shahverdiani, H. (۲۰۱۰). **Financial repression and economic growth and development.** *Financial Engineering and Securities Management*, ۱(٤), ۱۹۷-۲۱۲. (In Persian).

Xu, G. & Gui, B. (۲۰۱۹). **From financial repression to financial crisis? the case of China.** *Asian Pacific Economic literature*, ۳۲(۲), ٤۸-٦۳.

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۱۴۰-۱۲۳

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه بین قدرت مدیرعامل و اهرم مالی شرکت[۱]

روح اله عرب[۲]، سیده زهرا حسینی[۳]، محمد غلامرضاپور[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۲۱

چکیده

بر اساس تئوری نمایندگی که به جدایی بین مالکیت و مدیریت شرکت‌ها اشاره دارد، مدیران به‌خصوص مدیران عامل که در رأس هرم مدیریت قرار دارند و تصمیمات مهم عملیاتی را اخذ می‌کنند بر اهرم مالی شرکت تأثیر به‌سزایی دارند. بنابراین با افزایش قدرت مدیرعامل، احتمال دارد تصمیمات فردی گرفته شود و اهرم مالی دچار نوسانات و تغییرات بیشتری گردد. بنابراین، پژوهش حاضر به بررسی رابطه قدرت مدیرعامل و اهرم مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ پرداخته است. برای این منظور، فرضیه‌های پژوهش با بهره‌گیری از الگوی رگرسیون چندمتغیره و مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای آماری شامل ۱۰۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفت که نتایج نشان داد تصدی مدیرعامل و مالکیت مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر منفی دارد و دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر مثبت دارد. همچنین، در آزمون تحلیل حساسیت یک معیار کلی برای قدرت مدیرعامل در نظر گرفته شد و نتیجه نشان داد قدرت مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر منفی دارد.

واژگان کلیدی: قدرت مدیرعامل، تصدی مدیرعامل، دوگانگی وظیفه مدیرعامل، مالکیت مدیرعامل، اهرم مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: G۳۲, H۶۳, M۱۲

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۶۴۵۷,۲۱۰۳

۲. استادیار گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی گلستان، گرگان، ایران. نویسنده مسئول، **Email:** arabroohollah@gmail.com

۳. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد حسابداری. **Email:**Zahra.asra۹۷@gmail.com

۴. دانش آموخته کارشناسی ارشد حسابداری، حسابرس موسسه امین محاسب پارس، تهران، ایران. **Email:**Mohammad.gh۵۷۳۶@gmail.com

مقدمه

با پیدایش انقلاب صنعتی، مکانیزه شدن عملیات تولیدی شرکت‌ها به عنوان امری ضروری تلقی شد. با توسعه شرکت‌ها، نیاز به سرمایه بیشتر احساس شد و همین امر موجب پیدایش شرکت‌های سهامی گردید، به‌گونه‌ای که در عمل مدیریت از مالکیت جدا و منابع عظیم شرکت‌ها در اختیار کسانی غیر از مالکان آنها قرار گرفت (انصاری و کریمی، ۱۳۸۷). اما جدایی مالکیت از مدیریت باعث ایجاد تضاد منافع شد و هزینه‌های نمایندگی ناشی از این تضاد منافع بین سهامداران و مدیران به وجود آمد. بنابراین به‌طور بالقوه این امکان به وجود آمد که مدیران اقداماتی انجام دهند که در جهت منافع خود باشد و ضرورتاً با منافع سهامداران و ذینفعان دیگر همراستا نباشد. بنابراین، اعمال نظارت و مراقبت در این زمینه ضروریست و تحقق این مهم مستلزم وجود سازوکارهای مناسب است. از جمله این سازوکارها، طراحی و اجرای حاکمیت شرکتی مناسب در شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی است تا باعث گردد منافع مدیران و مالکان در یک راستا قرار گیرد (نیکبخت و همکاران، ۱۳۸۹). منظور از نظام حاکمیت شرکتی نیز مجموعه روابط میان مدیریت اجرایی، هیأت‌مدیره، سهامداران و سایر طرف‌های ذینفع در یک شرکت است که با ایجاد ساختاری مناسب موجب تنظیم اهداف شرکت شده و راه‌های دستیابی به این اهداف و نظارت بر عملکرد آن را تعیین می‌کند (کریمی و اشرفی،۱۳۹۰).

از سویی، مدیران و به‌ویژه مدیرعامل در اداره شرکت‌ها نقش مهمی دارد و موفقیت یا شکست بسیاری از سازمان‌ها در گرو تصمیم‌گیری آنها است (فیضی و مقدسی، ۱۳۸۴). به‌طور مشخص، مدیرعامل منابع فراوانی در اختیار دارد و در تصمیم‌گیری‌های راهبردی و تخصیص منابع نقش کلیدی دارد. همچنین مدیرعامل در نقش رهبر بر عملکرد گروهی تاثیر به‌سزایی دارد و رکن اساسی پیشبرد اهداف سازمان محسوب می‌گردد. در این بین، قدرت از جمله راه‌هایی نفوذ مدیرعامل در پیروان است. در واقع، قدرت ویژگی اساسی نقش مدیرعامل است و زمینه اثربخشی او در سازمان را فراهم می‌سازد. درنتیجه، مدیران با توجه به ماهیت وجودی قدرت و چگونگی استفاده از آن می‌توانند زمینه رشد و تعالی یا انحراف و فساد سازمان را فراهم آورند (پورقاز و محمدی، ۱۳۹۰).

از طرف دیگر، اهرم مالی که میزان بدهی شرکت به منظور تأمین منابع مالی مورد نیاز برای کسب دارایی را نشان می‌دهد یکی از اجزای ساختار سرمایه و مهم‌ترین عامل مؤثر بر ارزش‌گذاری شرکت‌ها و جهت‌گیری آنان در بازارهای سرمایه است (کوهر و راهول[۱]، ۲۰۰۷). زیرا، اهرم مالی توانایی تغییر بازده و ریسک شرکت‌ها را دارد. زیرا، ساختار سرمایه هر شرکت با اهرم مالی آن رابطه متقابل و تنگاتنگ دارد. اما، میزان اهم مالی یا استفاده شرکت‌ها از شیوه‌های مختلف تأمین مالی برای کسب دارایی از شرایط و متغیرهای اقتضایی تأثیر می‌پذیرد که گاهی ناشی از موقعیت و جهت‌گیری شرکت‌ها در بازار و گاهی ناشی از ارزیابی آنها توسط مؤسسات تأمین اعتبار است (کریستی[۲]، ۱۹۸۲).

---

۱. Kohher & Rahul
۲. Christie

البته، شرکت‌ها از لحاظ تأمین مالی در دو دسته با درجه اهرم مالی بالا و پایین قابل تقسیم‌بندی هستند (میرز[۱]، ۱۹۸۴) و برخی معتقدند شرکت‌های با اهرم مالی بالا نمی‌تواند از فرصت‌های رشد آتی استفاده کنند (دموری و قدک فروشان، ۱۳۹۷). در مقابل برخی دیگر معتقدند بین اهرم مالی با فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه‌ای همسو وجود دارد (رازانی و سلیمانی امیری، ۱۴۰۰). بنابراین، دستیابی به یک اهرم مالی بهینه از اهداف و الویت‌های اصلی مدیران مالی برای کسب عایدات بیشتر از محل مدیریت هزینه‌ها است و فقدان ساختار سرمایه مناسب، زمینه‌های مختلف فعالیت شرکت را تحت تأثیر قرار داده و می‌تواند به بروز مسائلی چون عدم کارایی منجر شود (ولیان و همکاران، ۱۳۹۷).

میزان اهرم مالی نیز بر اساس اطلاعات محرمانه مدیران انتخاب می‌شود (دموری و قدک فروشان، ۱۳۹۷). بنابراین، مدیرعامل می‌تواند بر اهرم مالی شرکت تأثیر بالایی داشته باشد. در این راستا، گراهام و همکاران[۲] (۲۰۱۳) شواهدی مبنی بر ارتباط میان مدیرعامل خوش‌بین و اهرم مالی بالا ارائه داده‌اند. به‌طور مشابه، بن دیوید و همکاران[۳] (۲۰۱۳) دریافتند مدیران عاملی که به چشم‌انداز آینده شرکت توجه دارند، به استفاده از اهرم مالی بیشتر متمایل هستند. این یافته‌ها در مطالعه هاکبارث[۴] (۲۰۰۸) نیز تأیید شد و وی نیز نشان داد مدیران عامل خوش‌بین و بیش از حد مصمم از اهرم مالی قوی‌تر استفاده می‌کنند. چاوا و همکاران[۵] (۲۰۱۰) معتقدند که مدت تصدی بیشتر مدیرعامل، توانایی مدیرعامل برای شکل دادن به ساختار مدیریتی شرکت را افزایش می‌دهد. هرمالین و ویسبچ[۶] (۱۹۹۸) نیز دریافتند دوره تصدی بیشتر مدیر عامل می‌تواند بر ترکیب هیأت‌مدیره تأثیر بگذارد و استقلال آن را کاهش دهد. آدامز و همکاران[۷] (۲۰۰۵) دوگانگی مدیرعامل شرکت را یک ابزار اندازه‌گیری قدرت مدیرعامل معرفی می‌کند. لیو و جیراپورن[۸] (۲۰۱۵) استدلال نمودند که توانایی مدیران عامل با دوره تصدی بیشتر و نقش دوگانه برای اعمال نظر شخصی بر ساختار سرمایه شرکت بیشتر است.

بنابراین، با توجه به این که بررسی نقش ابعاد مختلف قدرت مدیرعامل شامل تصدی مدیرعامل، دوگانگی وظیفه مدیرعامل و مالکیت مدیرعامل) بر اهرم مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران سابقه ندارد، این مطالعه با هدف پاسخگویی به این پرسش شکل گرفت که آیا قدرت مدیرعامل (تصدی مدیرعامل، دوگانگی وظیفه مدیرعامل و مالکیت مدیرعامل) با اهرم مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران رابطه دارد؟ و در صورت مثبت بودن پاسخ، نوع رابطه چگونه است؟.

---

۱. Mayer
۲. Graham et al
۳. Ben-David et al
٤. Hackbarth
٥. Chava et al
٦. Hermalin & Weisbach
۷. Adams et al
۸. Liu & Jiraporn

پاسخ به این پرسش‌ها ضمن بسط مبانی نظری ارتباط ویژگی‌های مدیرعامل و اهرم مالی شرکت‌ها در کشورهای درحال توسعه نظیر ایران، اطلاعات سودمندی در اختیار سرمایه‌گذاران، قانون‌گذاران بازار سرمایه، تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری و سایر استفاده‌کنندگان اطلاعات حسابداری قرار می‌دهد و ایده‌های جدیدی برای پژوهش‌های آتی فراهم می‌نماید.

در ادامه، ساختار مقاله به این شکل است که ابتدا با ارائه مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش، فرضیه‌های پژوهش تبیین شده است. سپس، درباره روش‌شناسی، مدل پژوهش و نحوه اندازه‌گیری متغیرها توضیحات مبسوطی ارائه شده است. آن‌گاه مدل برآورد شده و نتایج حاصله مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. در خاتمه نیز چند پیشنهاد کاربردی ارائه شده است.

مبانی نظری

اقتصاددانان مالی از زمان انتشار مقاله «ساختار سرمایه مدرن» مودیلیانی و میلر[۱] (۱۹۵۸)، برای فهم سیاست‌های تأمین مالی شرکت‌ها تلاش‌های زیادی کرده‌اند. در ضمن، چهار نظریه مهم ساختار سرمایه شامل نظریه هزینه نمایندگی (جنسن و مکلینگ[۲]، ۱۹۷۶)، نظریه توازن (میلر[۳]، ۱۹۹۷)، نظریه سلسله مراتب (میرز، ۱۹۸۴ و میرز و ماجلوف[۴]، ۱۹۸۴) و نظریه زمان‌بندی بازار سرمایه (باکر و ورگلر[۵]، ۲۰۰۲) توسعه یافته‌اند تا نشان دهند سیاست‌های تأمین مالی شرکت هنگام ظهور نواقص و اصطکاک‌های بازار از اهمیت زیادی برخوردارند.

بر این اساس می‌توان گفت خصوصیات مرتبط با شرکت، صنعت و کشور در تعیین ساختار سرمایه شرکت نقش مهمی ایفاء می‌کند. هرچند، شرکت‌هایی که در این اصول یکسان هستند نیز اغلب اهرم مالی متفاوتی را انتخاب می‌کنند (کرونگویست و همکاران[۶]، ۲۰۱۲). به‌عبارت دیگر، بخش بزرگی از تغییرات ناشناخته ساختار سرمایه به اثرات ثابت شرکت بستگی دارد.

از جمله، خصوصیات شرکتی که اخیراً توجه زیادی را به خود جلب کرده، خصوصیات پرسنلی مدیران است (کرونگویست و همکاران، ۲۰۱۲). زیرا مدیران اجرایی ارشد شرکت به احتمال زیاد واجد برخی صفات شخصیتی همچون اعتماد به نفس بیش از حد، خوش بین بودن و خود شیفتگی زیاد هستند که هنگام اعمال تصمیمات شرکتی تأثیرگذار است. در نتیجه، تشخیص این‌که چگونه این صفات مدیریتی بازده شرکت و متعاقباً ثروت سهامداران را تحت تأثیر قرار می‌دهند، مهم است (هاکبارث، ۲۰۰۸). به نحوی که شرکت هایی با توانایی مدیریتی بالاتر، پس از کنترل دیگرِ عوامل تأثیرگذار بر نسبت اهرم مالی شرکت، اهرم مالی

---

۱. Modigliani & Miller
۲. Jensen & Meckling
۳. Miller
٤. Myers & Majluf
٥. Baker & Wurgler
٦. Cronqvist et al

پایین‌تری دارند (هو و همکاران[1]، ۲۰۱۸). همچنین، مدیران عاملی که به چشم‌انداز آینده شرکت توجه دارند، تمایل بیشتری به استفاده از اهرم مالی دارند (بن دیوید و همکاران، ۲۰۱۳). در نهایت این که دوگانگی وظیفه مدیرعامل می‌تواند بر اهرم مالی تأثیر مثبت داشته باشد. بنابراین، مدیران عاملی که در رأس هرم مدیریت شرکت قرار دارند و تصمیمات مهم عملیاتی و راهبردی اخذ می‌کنند بر اهرم مالی شرکت می‌توانند تأثیر به‌سزایی داشته باشند (کرکماکی و همکاران[2]، ۲۰۱۷).

مروری بر پیشینه پژوهش

شهابا و همکاران[3] (۲۰۲۰) ارتباط قدرت مدیرعامل با ریسک سقوط قیمت سهام و اثر تعدیل‌کنندگی مدیران زن و ساختار مالکیت را در این رابطه در مورد شرکت‌های چینی طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۱۵ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد با افزایش قدرت مدیرعامل شرکت، احتمال ریسک سقوط قیمت سهام به‌طور معنی داری کاهش می‌یابد. ضمن این‌که درصد مدیران زن و مالکان نهادی این رابطه را تشدید می‌کنند. بریت و همکاران[4] (۲۰۱۹) رابطه قدرت مدیرعامل با بهره‌وری، اثربخشی و هزینه نیروی کار را مورد بررسی قرار داده اند. نتایج پژوهش آنها نشان داد بین قدرت مدیرعامل و بهره‌وری نیروی کار رابطه مثبت وجود دارد. همچنین قدرت مدیرعامل، اثربخشی نیروی کار را افزایش و هزینه نیروی کار را کاهش می‌دهد. شیخ[5] (۲۰۱۹) ارتباط بین قدرت مدیرعامل و مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت را مورد بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش وی نشان داد بین قدرت مدیرعامل و مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت رابطه منفی وجود دارد. ضمناً این رابطه منفی تحت تأثیر نقاط قوت مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت قرار دارد و مدیران عامل قدرتمند، نقاط قوت مسئولیت‌پذیری اجتماعی را کاهش می‌دهند. اما نقاط ضعف مسئولیت‌پذیری اجتماعی را افزایش نمی‌دهند. شیخ (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر رقابت بازار محصول در رابطه قدرت مدیرعامل و ارزش شرکت پرداخته است. نتایج بیانگر آن بود که بین قدرت مدیرعامل و ارزش شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین رقابت بازار محصول در رابطه بین قدرت مدیرعامل و ارزش شرکت نقش تعدیلی دارد. هو و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین توانایی مدیریت و ساختار سرمایه شرکت پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که شرکت هایی با توانایی مدیریتی بالاتر، پس از کنترل دیگر عوامل تأثیرگذار بر اهرم مالی شرکت، اهرم مالی پایین‌تری دارند. کرکماکی و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی بر روی شرکت‌های غیر مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار فنلاند طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۵ به این نتیجه رسیده‌اند که دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. اما تصدی مدیرعامل و مالکیت مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر معنی‌داری ندارند.

---

۱. Hu et al
۲. Korkeamäki et al
۳. Shahaba et al
٤. Breit et al
٥. Sheikh

چاو و همکاران[1] (۲۰۱۷) نشان دادند که بین دوگانگی وظیفه مدیرعامل و مالکیت مدیرعامل با ساختار سرمایه رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. در واقع، هنگامی که قدرت یک مدیرعامل فراتر از آستانه مشخصی است، علاقه دارد ساختار سرمایه شرکت را در راستای منافع خود دستکاری نماید. لیو و جیراپورن (۲۰۱۵) ارتباط قدرت مدیرعامل، ساختار مالکیت و عملکرد پرداخت در صنعت بانکداری چینی طی دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ را بررسی و نتیجه گرفته‌اند ساختار مالکیت (اندازه‌گیری شده توسط غلظت مالکیت و شناسایی مالکیت) و کمیته جبران خسارت در تعیین تعرفه اجرایی در بانکداری چین نقش دارد. ونگر و استینر[2] (۲۰۱۴) به بررسی رابطه اهرم مالی و مالیات شرکت پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که نرخ مالیات اثر مثبت و معنی داری بر سودآوری شرکت‌ها دارد. همچنین، برای شرکت‌هایی که سود مثبت را گزارش می‌دهند، افزایش نرخ مالیات، اهرم مالی را افزایش می‌دهد. مک لیند و همکاران[3] (۲۰۱۲) به بررسی اثر افق حرفه‌ای و دوره تصدی مدیرعامل بر عملکرد آینده شرکت پرداخته‌اند. نتایج نشان داد مدیرعامل با افق حرفه‌ای کوتاه‌مدت بر عملکرد آینده شرکت تأثیر منفی دارد و افزایش دوره تصدی مدیرعامل به عملکرد آینده شرکت آسیب وارد می‌کند.

در پژوهش‌های داخلی مرتبط با موضوع اما مطالعه‌ای با محوریت بررسی رابطه قدرت مدیرعامل و اهرم مالی شرکت وجود ندارد. با این حال، برخی از مرتبط‌ترین پژوهش‌های انجام شده با موضوع پژوهش در ادامه مرور می‌شوند.

طاهری نیا و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۱۱۹ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رابطه بین اهرم مالی و گزارشگری مالی متهورانه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج نشان داد بین اهرم مالی و گزارشگری مالی متهورانه رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. همچنین تمرکززدایی مالی بر رابطه بین اهرم مالی و گزارشگری مالی متهورانه تأثیر ندارد. رحیمی و فروغی (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر مکانیزم‌های کنترلی بر رابطه بین قدرت مدیرعامل و ارزش شرکت پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان داد رقابت در بازار محصول و حاکمیت شرکتی به‌عنوان دو مکانیزم کنترلی، رابطه بین قدرت مدیرعامل و ارزش شرکت را تقویت می‌کنند. ساعدی و رضاییان (۱۳۹۸) تأثیر بیش‌اعتمادی مدیرعامل بر بازده و ریسک غیرسیستماتیک سهام را با توجه به نقش دوگانگی وظیفه مدیر عامل در نمونه آماری شامل ۱۴۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد مدیران بیش‌اعتماد هم باعث افزایش بازده سهام می‌شوند و هم ریسک بیشتری را تقبل می‌کنند. همچنین مدیرعامل بیش‌اعتماد اگر عضو هیأت‌مدیره نیز باشد بر بازده تأثیر مثبت و معنی‌دار و بر ریسک غیرسیستماتیک تأثیر منفی و معنی‌دار دارد. پورحیدری و فروغی (۱۳۹۸) تأثیر نفوذ مدیرعامل بر کیفیت افشای اطلاعات حسابداری در نمونه‌ای شامل ۱۲۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۶ مورد بررسی قرار دادند. آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد به‌موقع بودن اطلاعات حسابداری با قدرت مدیریتی رابطه منفی و معنی‌داری دارد؛ اما بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری با قدرت مدیریتی رابطه معنی‌داری یافت نشد. اخگر و زاهددوست (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های ۱۷۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵

---

۱. Chao et al

۲. Dwenger & Steiner

۳. McClelland et al

به بررسی رابطه عملکرد شرکت و گردش مدیرعامل با نقش تعدیلی نفوذ مدیرعامل پرداخته‌اند. نتایج نشان داد عملکرد شرکت با گردش مدیرعامل رابطه منفی و معنی‌داری دارد. اما نفوذ مدیرعامل بر رابطه بین عملکرد شرکت و گردش مدیرعامل تأثیر معنی‌داری ندارد. خدادادی و همکاران (۱۳۹۶) با بررسی رابطه بیش‌سرمایه‌گذاری و نوع مدیریت سود و دورهٔ تصدی مدیرعامل نشان دادند بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت‌ها با مدیریت سود تعهدی و مدیریت سود واقعی ارتباط مثبت و معنی‌داری دارد. علاوه بر این، تأثیر بیش‌سرمایه‌گذاری بر مدیریت سود واقعی در مورد مدیران عامل با دورهٔ تصدی بالا صادق است. اما دورهٔ تصدی مدیرعامل بر ارتباط بین بیش‌سرمایه‌گذاری و مدیریت اقلام تعهدی تأثیری ندارد. لاری دشت بیاض و اورادی (۱۳۹۶) رابطهٔ بین دورهٔ تصدی و دانش مالی مدیرعامل با حق‌الزحمهٔ حسابرسی را بررسی کرده‌اند که نتایج نشان داد بین دورهٔ تصدی مدیرعامل و حق‌الزحمهٔ حسابرسی رابطهٔ مثبت و معنی‌داری وجود دارد. به بیان دیگر، افزایش تعداد سال‌های حضور مدیرعامل در شرکت، حق‌الزحمهٔ حسابرسی را بیشتر می‌کند. همچنین نتایج نشان داد بین دانش مالی مدیرعامل و حق‌الزحمهٔ حسابرسی ارتباط منفی و معنی‌داری برقرار است. بر این اساس، شرکت‌هایی که مدیرعامل آنها دانش مالی بیشتری دارد، حق‌الزحمهٔ حسابرسی کمتری پرداخت می‌کنند. کریمی و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر اهرم مالی بر نقدشوندگی عملیاتی در نمونه آماری شامل ۱۱۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد اهرم مالی بر بازده دارایی‌ها تأثیر مستقیم دارد. اما بر نسبت جاری و چرخه تبدیل وجه نقد تأثیر معکوس دارد. مضافاً اهرم مالی برحاشیه جریان‌های نقدی تأثیری ندارد. عباسیان و همکاران (۱۳۹۵) تأثیر دوره تصدی مدیرعامل و ویژگی‌های هیأت‌مدیره بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد بین دوره تصدی مدیرعامل، اندازه هیأت مدیره، ترکیب اعضای هیأت‌مدیره، تعداد جلسات اعضای هیأت‌مدیره و دانش مالی اعضای هیأت‌مدیره با مدیریت سود رابطه معنی‌داری وجود. ابراهیمی و احمدی مقدم (۱۳۹۴) به بررسی رابطه اهرم مالی و محافظه‌کارانه بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها پرداخته‌اند. نتایج نشان داد اهرم مالی و محافظه‌کاری با ناکارایی سرمایه‌گذاری رابطه منفی دارند.

همان‌گونه که ملاحظه شد، این نخستین بار است که در داخل کشور، تأثیر قدرت مدیرعامل بر اهرم مالی در مورد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته و می‌تواند به توسعه ادبیات حسابداری و مالی درباره بازار سرمایه نوظهور ایران کمک شایانی توجهی نماید.

فرضیه‌های پژوهش

- ✓ فرضیه اول: تصدی مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر دارد.
- ✓ فرضیه دوم: دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر دارد.
- ✓ فرضیه سوم: مالکیت مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از منظر فرآیند اجراء (نوع داده‌ها) کمی، از منظر نتیجه اجراء کاربردی، از منظر هدف اجراء تحلیلی به روش همبستگی، از منظر منطق اجراء قیاسی- استقرایی و از منظر بعد زمانی، طولی (پس رویدادی) است. جامعه آماری مورد مطالعه پژوهش را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

طی سال‌های ۱۳۹۳ الی ۱۳۹۷ تشکیل می‌دهد و نمونه انتخابی پژوهش شامل شرکت‌هایی است که مجموعه شرایط زیر را دارا بوده‌اند:

- ✓ پذیرش آنها در بورس قبل از سال ۱۳۹۳ انجام شده و تا پایان سال ۱۳۹۷ در فهرست شرکت‌های بورسی بوده‌اند.
- ✓ به منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
- ✓ طی سال‌های مذکور تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
- ✓ جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند (به‌علت تفاوت ماهیت فعالیت با دیگر شرکت‌ها).

پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۱۰۶ شرکت (طبق جدول ۱) به عنوان نمونه آماری پژوهش انتخاب شدند. داده‌های مورد نیاز متغیرها نیز با مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران موجود در سامانه کدال، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار و نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج گردیده است. جهت تجزیه و تحلیل نهایی داده‌ها نیز از نرم افزارهای اقتصادسنجی Eviews استفاده شده است.

جدول ۱. روند انتخاب نمونه آماری

ردیف	شرح	تعداد شرکت‌ها
۱	کل شرکت‌هایی که تا پایان سال ۱۳۹۷ عضو بورس بودند.	۳۴۱
۲	قبل از سال ۱۳۹۳ در بورس اوراق بهادار پذیرفته نشده باشد و تا پایان سال ۱۳۹۷ از بورس خارج شده باشد	(۷۷)
۳	سال مالی آن منتهی به پایان اسفندماه نباشد	(۵۹)
۴	تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی داده باشد؛	(۳۵)
۵	جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی باشد	(۶۴)
۷	تعداد نمونه آماری منتخب	۱۰۶

مدل پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل رگرسیون چند متغیره زیر استفاده شده است:

$$LEV_{i,t} = \beta_{.} + \beta_{1}CEOten_{i,t} + \beta_{2}CEOdual_{i,t} + \beta_{3}CEOown_{i,t} + \beta_{4}SIZE_{i,t} + \beta_{5}ROA_{i,t} + \beta_{6}BTM_{i,t}$$ رابطه (۱)

در رابطه بالا:

$LEV_{i,t}$ اهرم مالی شرکت i در سال t؛ $CEOten_{i,t}$ دوره تصدی مدیرعامل شرکت i در سال t؛ $CEOdual_{i,t}$ دوگانگی وظیفه مدیرعامل شرکت i در سال t؛ $CEOown_{i,t}$ مالکیت مدیرعامل شرکت i در سال t؛ $SIZE_{i,t}$ اندازه شرکت i در سال t؛ $ROA_{i,t}$ سودآوری شرکت i در سال t؛ $BTM_{i,t}$ ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت i در سال t و $\varepsilon_{i,t}$ جزء خطای مدل رگرسیون است. درادامه هر یک از متغیرهای پژوهش معرفی می‌شود.

متغیرهای وابسته

اهرم مالی (LEV): به پیروی از کرکماکی و همکاران (۲۰۱۷) و ابراهیمی و احمدی مقدم (۱۳۹۴) از نسبت بدهی (تقسیم مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌های شرکت) به عنوان جایگزین آن استفاده شده است.

متغیر مستقل

قدرت مدیرعامل متغیر مستقل پژوهش است که با ۳ شاخص زیر اندازه‌گیری شده است:

تصدی مدیرعامل (CEOten): برابر با تعداد سال‌های عضویت مدیرعامل در هیأت‌مدیره شرکت است (کرکماکی و همکاران، ۲۰۱۷؛ خدادادی و همکاران، ۱۳۹۶؛ لاری دشت بیاض و اورادی، ۱۳۹۶ و عباسیان و همکاران، ۱۳۹۵)

دوگانگی وظیفه مدیرعامل (CEOdual): یک متغیر مجازی است و درصورتی که در سال مورد نظر مدیرعامل همزمان رئیس یا نایب رئیس هیأت‌مدیره باشد برابر ۱ و درغیر این صورت برابر ۰ است (کرکماکی و همکاران، ۲۰۱۷؛ لیو و جیراپورن، ۲۰۱۵ و اخگر و زاهددوست، ۱۳۹۷).

مالکیت مدیرعامل (CEOown): برابر با نسبت سهام نگهداری شده توسط مدیرعامل به مجموع سهام شرکت است (چاو و همکاران، ۲۰۱۷؛ لیو و جیراپورن، ۲۰۱۵ و اخگر و زاهددوست، ۱۳۹۷).

متغیرهای کنترلی

مهم‌ترین ویژگی‌های شرکت که از عوامل مؤثر بر اهرم مالی آن شناخته شده‌اند به شرح زیر به‌عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده است:

اندازه شرکت (SIZE): برابر لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت است.

سودآوری شرکت (ROA): برابر نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌های شرکت.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BTM): برابر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای مورد آزمون شامل برخی شاخص‌های مرکزی و پراکندگی به شرح جدول ۲ نشان می‌دهد میانگین متغیر اهرم ۰/۶۰۶ است. بنابراین به‌طور متوسط حدود ۶۰ درصد از دارایی‌های شرکت‌های مورد بررسی بدهی و استقراض است که بیشتر از مقادیر گزاش شده در پژوهش کرکماکی و همکاران (۲۰۱۷) می‌باشد. میانگین تصدی مدیرعامل (تعداد سال‌های عضویت مدیرعامل در هیأت‌مدیره) ۲/۲۸۱ است که کمترین و بیشترین مقدار آن به ترتیب ۱ و ۱۰ سال می‌باشد. همچنین، مالکیت مدیرعامل (درصد سهام در اختیار مدیران عامل) دارای مقدار میانگین ۰/۱۹۳ است. بنابراین مالکیت حدود ۱۹ درصد سهام شرکت‌های نمونه در اختیار مدیران عامل بوده است. درصد فراوانی عدد ۱ مربوط به متغیر دوگانگی وظیفه مدیرعامل نشان می‌دهد به طور متوسط ۲۹ درصد از مدیران عامل شرکت‌های مورد بررسی همزمان

رئیس یا نایب رئیس هیأت‌مدیره نیز بوده‌اند. نکته قابل توجه دیگر این که میانگین متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برابر ۰/۴۳۷ است و این نشان می‌دهد ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام اغلب شرکت‌های نمونه از ارزش بازار آنها کمتر است. سود خالص شرکت‌های نمونه نیز به طور متوسط، معادل ۱۰ درصد مجموع دارایی آنهاست. ضمناً از بین متغیرهای تحقیق، تصدی مدیرعامل بیشترین انحراف معیار را داشته است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار
اهرم مالی	LEV	۰/۶۰۶	۰/۵۹۳	۱/۷۸۸	۰/۱۶۷	۰/۲۱۶
تصدی مدیرعامل	CEOten	۲/۸۲۱	۲	۱۰	۱	۱/۹۴۱
مالکیت مدیرعامل	CEOown	۰/۱۹۳	۰	۰/۹۱۴	۰	۰/۲۷۴
اندازه شرکت	SIZE	۱۴/۷۵۴	۱۴/۴۸۸	۱۹/۷۷۴	۱۱/۱۱۶	۱/۵۲۱
سودآوری شرکت	ROA	۰/۱۰۱	۰/۰۷۵	۰/۶۵۱	-۰/۲۸۹	۰/۱۳۵
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BTM	۰/۴۳۷	۰/۳۶۴	۱/۶۹۳	-۰/۳۸۹	۰/۳۱۴
نماد	متغیر	درصد فراوانی ۱		درصد فراوانی ۰		مد
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	CEOdual	٪ ۲۴/۷۲		٪ ۷۵/۲۸		۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار استنباطی

داده‌های این پژوهش به صورت داده‌های ترکیبی است. بنابراین در ابتدا باید تلفیقی یا تابلویی بودن آنها با آزمون F لیمر[۱] مشخص گردد. سپس، در صورت تابلویی بودن، با آزمون هاسمن[۲] مشخص شود کدام یک از روش اثرات ثابت یا تصادفی برای برآورد مدل مناسب‌تر است. همچنین نرمال بودن توزیع اجزای اخلال مدل با آزمون جارک- برا[۳] و تشخیص ناهمسانی واریانس در مدل با آزمون بروش پاگان- گادفری[۴] بررسی گردد که نتایج این آزمون‌ها در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیص

نوع آزمون	آماره آزمون	معناداری	نتیجه آزمون
آزمون F لیمر	۱۰/۳۷۸	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۶۴/۸۱۸	۰/۰۰۰	روش اثرات تصادفی
آزمون جارک برا	۲/۱۳۵	۰/۴۳۴	نرمال بودن اجزای اخلال
آزمون بروش پاگان-گادفری	۷/۳۴۲	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. F Limer
۲. Hausman
۳. Jarque-Bera
٤. Breusch-Pagan-Godfrey

نتایج مندرج در جدول بالا نشان داد آزمون F لیمر و معنی‌داری آن (۰/۰۰۰) کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین فرضیه صفر آزمون رد شده و این نشان داد باید از روش داده‌های تابلویی استفاده شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و معنی‌داری آن (۰/۰۰۰)، باید مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد گردد. معنی‌داری آزمون جارک برا (۰/۴۳۴) نیز نشان می‌دهد جمله خطا دارای توزیع نرمال است و نتایج آزمون بروش پاگان- گادفری و معناداری آن (۰/۰۰۰) بیانگر مشکل ناهمسانی واریانس است که برای رفع آن از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای برآورد مدل استفاده شد. علاوه‌بر این، به منظور اطمینان از عدم وجود مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی، آزمون هم‌خطی با استفاده از عامل تورم واریانس[1] مورد بررسی قرار گرفت که نتایج به‌شرح جدول ۴ نشان داد مقادیر این آماره برای متغیرهای توضیحی کمتر از ۵ است و بین آنها هم‌خطی وجود ندارد.

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌خطی

متغیر	نماد	عامل تورم واریانس (VIF)
تصدی مدیرعامل	*CEOten*	۱/۰۱۹
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	*CEOdual*	۱/۰۲۱
مالکیت مدیرعامل	*CEOown*	۱/۰۰۷
اندازه شرکت	*SIZE*	۱/۰۹۳
سودآوری شرکت	*ROA*	۱/۱۰۱
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	*BTM*	۱/۰۸۲

منبع: یافته‌های پژوهش

در نهایت نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

$$LEV_{i,t}=\beta_0+\beta_1 CEOten_{i,t}+\beta_2 CEOdual_{i,t}+\beta_3 CEOown_{i,t}+\beta_4 SIZE_{i,t}+\beta_5 ROA_{i,t}+\beta_6 BTM_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره تی	معناداری
B.	۰/۰۰۸	۰/۰۰۵	۱/۵۸۲	۰/۱۱۴
CEOten	-۰/۱۵۲	۰/۰۳۰	-۴/۹۹۳	۰/۰۰۰
CEOdual	۰/۰۳۱	۰/۰۱۵	۲/۰۵۵	۰/۰۴۱
CEOown	-۰/۲۰۱	۰/۰۵۳	-۳/۷۶۵	۰/۰۰۰
SIZE	-۰/۱۲۳	۰/۲۶۶	-۰/۴۶۴	۰/۶۴۳
ROA	-۰/۰۶۷	۰/۰۱۷	-۳/۹۹۳	۰/۰۰۰۰
BTM	-۰/۰۳۷	۰/۰۷۲	-۰/۵۰۹	۰/۶۱۱
آماره F فیشر	۷۷/۹۶۶	آماره دوربین واتسون		۱/۹۸۹
معناداری آماره F فیشر	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۶۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. Variance Inflation Factors

مقدار آماره F در این جدول بیانگر معنی‌داری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح اطمینان ۹۹ درصد است. با توجه ضریب تعیین تعدیل شده مدل می‌توان ادعا نمود حدود ۶۴ درصد از تغییرات اهرم مالی توسط متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. همچنین، مقدار آماره دوربین- واتسن (۱/۹۸۹) حکایت از عدم وجود مشکل خود همبستگی میان جملات پسماند دارد. باتوجه به معنی‌داری و مناسب بودن مدل رگرسیون برازش شده، می‌توان فرضیه‌های پژوهش را به صورت زیر تجزیه و تحلیل نمود:

فرضیه اول پژوهش بیان می‌کند تصدی مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر دارد. بنابراین، با توجه به این که ضریب برآوردی و آماره t متغیر تصدی مدیرعامل (CEOten) منفی و در سطح خطای ۵ درصد معنی دار است، بنابراین، فرضیه اول پژوهش پذیرفته شد.

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌کند دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر دارد. بنابراین، با توجه به این‌که ضریب برآوردی و آماره t متغیر دوگانگی وظیفه مدیرعامل (CEOdual) مثبت و در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار است، بنابراین فرضیه دوم تحقیق پذیرفته می‌شود.

فرضیه سوم پژوهش بیان می‌کند مالکیت مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر دارد. بنابراین، با توجه به این که ضریب برآوردی و آماره t متغیر مالکیت مدیرعامل (CEOown) منفی و در سطح خطای ۵ درصد معنی دار است، بنابراین، فرضیه سوم تحقیق پذیرفته می‌شود.

تجزیه و تحلیل حساسیت

به منظور بررسی استحکام و قابلیت اتکای نتایج پژوهش، رابطه بین قدرت مدیرعامل و اهرم مالی شرکت‌ها براساس معیار جایگزین برای سنجش قدرت مدیرعامل مجدداً مورد بررسی قرار گرفت. برای اندازه‌گیری قدرت مدیرعامل از سه معیار تصدی مدیرعامل، دوگانگی وظیفه مدیرعامل و مالکیت مدیرعامل استفاده شده است. از آنجا که به‌کارگیری هر یک از معیارهای فوق به‌طور مجزا، ممکن است باعث بروز ابهام و حصول نتایج غیرقابل اتکا در اندازه‌گیری قدرت مدیرعامل شود، بنابراین معیارهای مذکور در یک شاخص با یکدیگر ترکیب شدند. بدین منظور ابتدا متغیرهای تصدی مدیرعامل، مالکیت مدیرعامل پس از محاسبه، به‌صورت اعداد ۰ یا ۱ استاندارد شد. به‌طوری‌که اگر تصدی مدیرعامل شرکت بالاتر از میانه شرکت‌های نمونه باشد به آن عدد ۱ و درغیر این‌صورت عدد ۰، در صورتی‌که مالکیت مدیرعامل شرکت بیشتر از میانه شرکت‌های نمونه باشد به آن عدد ۱ و درغیر این‌صورت عدد ۰ اختصاص داده شد. متغیر دوگانگی وظیفه مدیرعامل نیز خود به صورت ۰ و ۱ محاسبه می‌شود. در نهایت حاصل‌جمع مقادیر فوق برای هر شرکت- سال، بیانگر شاخص قدرت مدیرعامل آن شرکت خواهد بود. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش به شرح جدول ۶ بر اساس معیار جایگزین برای اندازه‌گیری قدرت مدیرعامل بیانگر آن است که شاخص کلی قدرت مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر منفی دارد.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه پژوهش بر اساس معیار جایگزین قدرت مدیرعامل

$$LEV_{i,t}=\beta_{.}+\beta_{1}CEOPOWER_{i,t}+\beta_{2}SIZE_{i,t}+\beta_{3}ROA_{i,t}+\beta_{4}BTM_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره تی	معناداری
B.	۰/۰۰۱	۰/۰۴۷	۰/۰۲۳	۰/۹۸۲
CEOPOWER	-۰/۲۵۵	۰/۰۸۶	-۲/۹۵۱	۰/۰۰۳
SIZE	-۰/۰۱۶	۰/۰۱۲	-۱/۳۱۶	۰/۱۸۹
ROA	-۰/۰۲۶	۰/۰۰۹	-۲/۸۶۵	۰/۰۰۴
BTM	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	-۱/۵۷۸	۰/۱۱۵
آماره F فیشر	۸۹/۸۸۲	آماره دوربین واتسون		۲/۰۱۰
معناداری آماره F فیشر	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۶۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

میزان اهرم مالی شرکت‌ها همواره از موضوعات مورد توجه سرمایه‌گذارن و فعالان بازار بورس بوده است. از طرفی، نگرش مدیران عامل و قدرت آنها می‌تواند عاملی موثر بر میزان اهرم مالی شرکت‌ها باشد. بنابراین در این پژوهش تأثیر تصدی مدیرعامل، دوگانگی وظیفه مدیرعامل و مالکیت مدیرعامل به‌عنوان شاخص‌های سنجش قدرت مدیرعامل بر اهرم مالی شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفته است.

آزمون فرضیه اول پژوهش مبنی بر تأثیر تصدی مدیرعامل بر اهرم مالی نشان داد تصدی مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر منفی دارد. به این معنا که هرچه دوره تصدی مدیرعامل بیشتر باشد اهرم مالی شرکت کمتر است. زیرا، مدیرعامل با افزایش دوره تصدی، ثبات و قدرت بیشتری پیدا می‌کند و نفوذ آن بر دیگران بیشتر می‌شود. از طرفی با افرایش دوره تصدی مدیرعامل، برنامه‌ها و چشم‌اندازهای بلندمدتی را اجرا می کند که باعث شده تأمین مالی شرکت کمتر از بدهی‌ها باشد. در نتیجه اهرم مالی شرکت کاهش یافته است که این نتیجه با یافته‌های کرکماکی و همکاران (۲۰۱۷) مغایرت دارد.

نتایج آزمون فرضیه دوم نشان داد دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر مثبت دارد. به این معنا که مدیران دوگانه باعث افزایش اهرم مالی شرکت می‌شوند. این نتیجه چنین قابل تحلیل است که مدیرعاملی که هر دو وظیفه را برعهده دارد، خود بر تصمیمات و فعالیت‌های خود نظارت می‌کند و با توجه به اختیارات بیشتری که دارد برای افزایش ارزش بازار و سود شرکت به تأمین مالی زیاد از طریق وام اقدام می‌کند و این باعث افزایش اهرم مالی شرکت می‌شود. البته بر اساس الزامات قانونی مقرر در ماده ۱۲۴ قانون تجارت، در بیشتر شرکت‌ها مدیرعامل همزمان رئیس هیأت‌مدیره شرکت نیست و این می‌تواند نتایج پژوهش را تحت تأثیر قرار داده باشد. ضمناً نتایج بررسی این فرضیه با دیدگاه کرکماکی و همکاران (۲۰۱۷) مبنی بر تاثیر مثبت دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر اهرم مالی مطابقت دارد.

نتایج آزمون فرضیه سوم نشان داد مالکیت مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر منفی دارد که این نتیجه را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که مدیران عاملی که جزء مالکین شرکت هستند، وضعیت مالی شرکت برای آنها اهمیت بیشتری دارد. بنابراین، با توجه به اهداف بلندمدتی که دارند دنبال ریسک کمتر و حفظ ثبات

بیشتر شرکت هستند و این باعث شده تا اهرم مالی شرکت کاهش یابد. ضمناً این نتیجه با یافته‌های کرکماکی و همکاران (۲۰۱۷) مشابه است.

در نهایت نتایج نشان داد قدرت مدیرعامل بر اهرم مالی تأثیر منفی دارد. بر اساس این نتیجه می‌توان گفت مدیران عاملی که قدرت زیاد دارند به‌خاطر نگرانی‌های شغلی به‌ویژه موضوعاتی که با شهرت آنها مرتبط است، از ریسک پرهیز و وام کمتری استفاده می‌کنند. بنابراین اهرم مالی شرکت کاهش می‌یابد.

در نهایت با توجه به یافته‌های بالا مبنی بر تأثیر منفی تصدی و مالکیت مدیرعامل بر اهرم مالی به سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه و افرادی که دنبال سرمایه‌گذاری با ریسک پایین هستند پیشنهاد می‌گردد در هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری به تصدی و مالکیت مدیرعامل شرکت‌ها توجه نموده و آن را به عنوان عاملی موثر بر اهرم مالی شرکت در تصمیم‌گیری خود لحاظ نمایند.

با توجه به وجود تأثیر مثبت دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر اهرم مالی به سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود به عامل دوگانگی وظیفه مدیرعامل در تصمیمات سرمایه‌گذاری توجه نمایند. زیرا شرکت‌هایی که مدیران دوگانه دارند از ریسک و اهرم مالی بیشتری برخوردارند.

به‌علاوه به سرمایه‌گذاران و فعالان بازار بورس پیشنهاد می‌شود در تصمیمات سرمایه‌گذاری به سه شاخص تصدی، دوگانگی وظیفه و مالکیت مدیرعامل که نشان‌دهنده معیار کلی قدرت مدیرعامل است به طور همزمان توجه داشته باشند. زیرا مدیران عامل قدرتمند در پی کاهش اهرم مالی شرکت هستند.

در نهایت، به سازمان بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود سالانه گزارشی مجزا به‌منظور افشای اطلاعات مرتبط با قدرت مدیرعامل برای دسترسی آسان به اطلاعات شرکت‌ها از آنها اخذ کند. یا شرکت‌ها را به ارائه این اطلاعات در گزارش فعالیت هیأت‌مدیره ذیل یک بخش جداگانه ملزم نماید.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

ابراهیمی، سید کاظم و احمدی مقدم، منصور. (۱۳۹۴). **تأثیر اهرم مالی و محافظه کاری شرطی بر ناکارایی سرمایه‌گذاری شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *حسابداری مالی*، ۷(۲۷)، ۱۲۰-۱۰۲.

اخگر، محمد امید و زاهددوست، حمزه. (۱۳۹۷). **بررسی تأثیر نفوذ مدیرعامل بر رابطه بین عملکرد شرکت و گردش مدیرعامل**. *حسابداری مالی*، ۱۰(۳۹)، ۸۱-۶۰.

انصاری، عبدالمهدی و کریمی، محسن. (۱۳۸۷). **برر سی معیارهای مالی ارزیابی عملکرد مدیریت در ارزش‌آفرینی برای سهامداران با تأکید بر معیارهای اقتصادی**. *مجله حسابدار* ۲۳(۵)، ۱۱۶-۹۶.

پورحیدری، امید و فروغی، عارف. (۱۳۹۸). **بررسی تأثیر نفوذ مدیرعامل بر کیفیت افشای اطلاعات حسابداری**. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۶(۶۱)، ۵۳-۲۷.

پورقاز، عبدالوهاب و محمدی، امین. (۱۳۹۰). **برر سی رابطه منابع قدرت مدیران با ویژگی‌های شخصیتی کارآفرینی کارکنان**. *پژوهش‌های مدیریت عمومی*، ۴(۱۲)، ۱۳۰-۱۱۱.

خدادادی، ولی.، افلاطونی، عباس.، نوروزی، محمد و محب‌خواه، محمد. (۱۳۹۶). **بیش سرمایه‌گذاری، نوع مدیریت سود متعاقب آن و دورهٔ تصدی مدیرعامل: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران**. *دانش حسابداری*، ۸(۳)، ۲۲۵-۲۰۳.

دموری، داریوش و قدک فروشان، مریم. (۱۳۹۷). **سیاست‌های تأمین مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۶(۴)، ۱۷۵-۱۵۷.

رازانی، سارا و سلیمانی امیری، غلامرضا. (۱۴۰۰). **بررسی عوامل مالی موثر بر رشد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۹(۳)، ۰-۰.

رحیمی، علیرضا و فروغی، عارف. (۱۳۹۸). **بررسی تأثیر مکانیزم‌های کنترلی بر رابطه بین قدرت مدیرعامل و ارزش شرکت**. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۱(۲)، ۱۸۲-۱۵۱.

ساعدی، رحمان و رضاییان، وحید. (۱۳۹۸). **بررسی تأثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیرعامل بر بازده و ریسک غیرسیستماتیک سهام با توجه به نقش دوگانگی وظیفه مدیر عامل: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران**. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۱)، ۱۰۰-۷۹.

طاهری نیا، مسعود.، جعفری، محمد و حسنوند، علی. (۱۳۹۹). **بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رابطه بین اهرم مالی و گزار شگری مالی متهورانه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۳(۴۵)، ۸۰-۶۵.

عباسیان، شهرام.، صفتی، فرید و غیاثوند، علیرضا. (۱۳۹۵). **بررسی تأثیر دوره تصدی مدیرعامل و ویژگی‌های هیأت مدیره بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *کنفرانس بین‌المللی ایده‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری*.

فیضی، کامران و مقدسی، علیرضا. (۱۳۸۴). **کاربرد سیستم‌های پشتیبان تصمیم در تصمیم‌گیری مدیران**. *مطالعات مدیریت*، ۱۲(۴۵)، ۱۶۰-۱۳۹.

کریمی، فرزاد و اشرفی، مهدی. (۱۳۹۰). **بررسی ارتباط سازوکارهای نظام راهبری شرکتی و ساختار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران**. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳(۲)، ۹۲-۷۹.

کریمی، کامران، شاهوردیانی، شادی و نعیمی‌فر، افسانه. (۱۳۹۶). **بررسی تأثیر اهرم مالی بر نقد شوندگی عملیاتی شرکت‌ها (در چارچوب مدل GOEL)**. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۸(۳۲)، ۲۰۵-۱۹۱.

لاری دشت بیاض، محمود و اورادی، جواد. (۱۳۹۶). **بررسی رابطهٔ بین دورهٔ تصدی و دانش مالی مدیرعامل با حق‌الزحمهٔ حسابرسی**. *بررسی‌های حسابداری وحسابرسی*، ۲۴(۱)، ۱۰۲-۸۱.

نیکبخت، محمدرضا، سیدی، سیدعزیز و هاشم‌الحسینی، روزبه. (۱۳۸۹). **بررسی تأثیر ویژگی‌های هیأت مدیره بر عملکرد شرکت**. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۲(۱)، ۲۷۰-۲۵۱.

ولیان، حسن، عبدلی، محمدرضا و استادهاشمی، علی. (۱۳۹۷). **بررسی تأثیر حساسیت تجدید ساختار دارایی‌ها بر اهرم مالی هدف شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۶(۱)، ۱۴۲-۱۱۵.

Abbasian, S., Sefati, F. & Ghiawvand, A. (۲۰۱٦). **Investigating the impact of managing director and board features on profit management in companies acquired in Tehran Stock Exchange.** *International Conference on New Ideas in Management, Economics and Accounting.* (In Persian)

Abdul Rahman, R., Wan, W. M. & Zaki, N. S. (۲۰۱۱). **A panel data analysis on the effects of independent directors characteristics, ethnicity and the level of risks on discretionary accruals in malaysian manufacturing companies**. *AFAANZ Conference*.

Adams, R. B., Almeida, H. & Ferreira, D. (۲۰۰۵). **Powerful CEOs and their impact on corporate performance.** *Review of Financial Studies*, ۱۸(٤), ۱٤۰۳-۱٤۳۲.

Akhgar, M. O. & Zaheddoust H. (۲۰۱۸). **The effect of CEO influence on the relationship between firm performance and CEO turnover**. *Quarterly Financial Accounting Journal*, ۱۰(۳۹), ٦۰-۸۱. (In Persian)

Ansari, A. & Karimi, M. (۲۰۰۸). **Examining financial criteria for assessing the performance of management in value creation for shareholders with emphasis on economic criteria**. *Journal of Accounting*, ۲۳(٥), ۹٦-۱۱٦. (In Persian)

Baker, M. & Wurgler, J. (۲۰۰۲). **Market timing and capital structure**. *Journal of Finance*, ٥۷(۱), ۱–۳۲.

Ben-David, I., Graham, J. & Harvey, C. R. (۲۰۱۳). **Managerial miscalibration.** *The Quarterly Journal of Economics*, ۱۲۸(٤), ۱٥٤۷-۱٥۸٤.

Breit, E., Song, X., Sun, L. & Zhang, J. (۲۰۱۹). **CEO power and labor productivity**. *Accounting Research Journa*l, ۳(۲), ۱٤۸-۱٦٥.

Chao, C. C., Hu, M., Munir, Q. & Li, T. (۲۰۱۷). **The impact of CEO power on corporate capital structure: New evidence from dynamic panel threshold analysis**. *International Review of Economics & Finance*, ٥۱(۱), ۱۰۷-۱۲۰.

Chava, S., Kumar, P. & Warga, A. (۲۰۱۰). **Managerial agency and bond covenants.** *Review of Financial Studies*, ۲۳(۳), ۱۱۲۰-۱۱٤۸.

Christie, A. A. (۱۹۸۲). **The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects.** *Journal of Financial Economics*, ۱۰(٤), ٤۰۷-٤۳۲.

Cronqvist, H., Makhija, A. & Yonker, S. (۲۰۱۲). **Behavioral consistency in corporate finance: CEO personal and corporate leverage.** *Journal of Financial Economics*, ۱۰۳(۱), ۲۰-٤۰.

Damoori, D. & Ghadakfroshan, M. (۲۰۱۸). **Financial policies and investment efficiency in the companies listed in tehran stock exchange**. *Financial Management Strategy*, ٦(٤), ۱٥۷-۱۷٥. (In Persian)

Dwenger, N. & Steiner, V. (۲۰۱٤). **Financial leverage and corporate taxation: evidence from German corporate tax return data**. *International Tax and Public Finance*, ۲۱(۱), ۱-۲۸.

Ebrahimi, K. & Ahmadi Moghaddam, M. (۲۰۱٤). **The effect of financial leverage and conditional conservatism on the inefficiency of investment in companies admitted to the Tehran Stock Exchange**. *Financial Accounting Quarterly*, ۷(۲۷), ۱۰۲-۱۲۰. (In Persian)

Faizi, K. & Moghadasi, A. (۲۰۰٥). **Implications of decision support systems In decision making of managers.** *Management Studies in Development and Evolution*, ۱۲(٤٥), ۱۳۹-۱٦۱. (In Persian)

Graham, J. R., Harvey, C. R. & Puri, M. (۲۰۱۳). **Managerial attitudes and corporate actions**. *Journal of Financial Economics*, ۱۰۹(۱), ۱۰۳-۱۲۱.

Hackbarth, D. (۲۰۰۸). **Managerial traits and capital structure decisions.** *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, ٤۳(٤), ۸٤۳-۸۸۲.

Hermalin, B. E. & Weisbach, M. (۱۹۹۸). **Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO**. *American Economic Review*, ۸۸(۱), ۹٦-۱۱۸.

Hu, M., Li, T. & Lin, C. T. (۲۰۱۸). **Managerial ability and corporate capital structure.** *Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract= ۳۱۰٦٦٤۲*

Jensen, M. & Meckling, W. (۱۹۷٦). **Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure**. *Journal of Financial Economics*, ۳(٤), ۳۰٥–۳٦۰.

Karimi, F. & Ashrafi, M. (۲۰۱۱). **Investigate relationship between corporate governance mechanisms and capital structure in tehran stock exchange**. *Financial Accounting Research*, ۳(۲), ۷۹-۹۲. (In Persian)

karimi, K., Shahverdiani, S. & Naeemifar, A. (۲۰۱٦). **The effect of financial leverage on the Company's operating liquidity (within the model GOEL).** *Financial Engineering and Management of Securities*, ۸(۳۲), ۱۹۱-۲۰٥. (In Persian)

khodadadi, V., Aflatooni, A., Noruzi, M. & Mohebkhah, M. (۲۰۱۷). **Overinvestment, type of subsequent earning management and CEO tenure: Evidences from TSE.** *Accounting Knowledge*, ۸(۳), ۲۰۳-۲۲٥. (In Persian)

Kohher, M. & Rahul, B. (۲۰۰۷). **Strategic assets, capital structure, and firm performance**. *Journal of Financial and Strategic Decisions*, ٤(۳), ۲۳-۳٦.

Korkeamäki, T., Liljeblom, E. & Pasternack, D. (۲۰۱۷). **CEO power and matching leverage preferences**. *Journal of Corporate Finance*, ٤٥(۱), ۱۹-۳۰.

Lari Dasht Bayaz, M., & Oradi, J. (۲۰۱۷). **The investigation of the association between CEO tenure and financial expertise to audit fee**. *Quarterly Journal of Accounting and Auditing*, ۲٤(۱), ۸۱-۱۰۲. (In Persian)

Liu, Y. & Jiraporn, P. (۲۰۱۵). T**he effect of CEO power on bond ratings and yields**. *Journal of Empirical Finance*, ۱۷(٤), ۷٤٤-۷٦۲.

McClelland, P. L., Barkerm. M., Vincent, L. & Won-Yang. O. (۲۰۱۲). **CEO career horizon and tenure: Future performance implications under different contingencies.** *Journal of Business Research*, ٦٥(۹), ۱۳۸۷-۱۳۹۳.

Miller, M. (۱۹۷۷). Debt and taxes. *Journal of Finance***,** ۳۲(۲), ۲٦۱-۲۷٥.

Modigliani, F. & Miller, M. (۱۹٥۸). **The cost of capital, corporation finance and the theory of investment.** *American Economic Review*, ٤۸(۳), ۲٦۱–۲۹۷.

Myers, S. & Majluf, N. (۱۹۸٤). **Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have**. *Journal of Financial Economics*, ۱۳(۲), ۱۸۷–۲۲۱.

Myers, S. C. (۱۹۸٤). **The capital structure puzzle**. *Journal of Finance*, ۳۹(۳), ٥۷٥-٥۹۲.

Nikbakht, M., Seyedi, A. & Hashemalhoseini, R. (۲۰۱۰). **Investigating the effect of board performance on company performance**. *Journal of Accounting Progress*, ۲(۱), ۲٥۱-۲۷۰. (In Persian)

Poorghaz, A. & Mohammadi, A. (۲۰۱۱). **A study of relationship between managers sources of power and personality characteristics of staff entrepreneurship (A case study in Melli Bank).** *Management Researches*, ٤(۱۲), ۱۱۱-۱۳۰. (In Persian)

Pourheidari, O. & Forughi, A. (۲۰۱۹). **Effect of management influence on disclosure quality of accounting information.** *Empirical Studies in Financial Accounting*, ۱٦(٦۱), ۲۷-۳٥. (In Persian)

Rahimi, A. & Forughi, A. (۲۰۱۹). **Control mechanisms, CEO power and firm value.** *Accounting Advances*, ۱۱(۲), ۱٥۱-۱٥۲. (In Persian)

Razani, S. & Soleimany Amiri, G. (۲۰۲۰). **Investigation of financial factors affecting the growth of listed companies**. *Financial Management Strategy*, ۹(۳), ۰-۰. (In Persian)

Saedi, R. & Rezaein, V. (۲۰۱۹). **The effect of the manager's excessive self-confidence on stock returns and unsystematic stock risk given the dual role of managing director: Evidence from tehran stock exchange**. *Financial Research Journal*, ۲۱(۱), ۷۹-۱۰۰. (In Persian)

Shahaba, Y., Ntimb, C. G., Ullaha, F., Yugangc, C. & Ye, Z. (۲۰۲۰). **CEO power and stock price crash risk in China: Do female directors' critical mass and ownership structure matter**?. *International Review of Financial Analysis*, ٦۸(۱), ۱۷-۳۲..

Sheikh, S. (۲۰۱۸). **The impact of market competition on the relation between CEO power and firm innovation**. *Journal of Multinational Financial Management*, ٤٤(۱), ۳٦-٥۰.

Sheikh, S. (۲۰۱۹). **An examination of the dimensions of CEO power and corporate social responsibility**. *Review of Accounting and Finance*, ۱۸(۲), ۲۲۱-۲٤٤.

Taherinia, M., Jafari, M. & Hasanwand, A. (۲۰۲۰). **Investigating the effect of financial decentralization on the relationship between financial leverage and cautious financial reporting in companies admitted to tehran stock exchange**. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, ۱۳(٤٥), ٦٥-۸۰. (In Persian)

Valiyan, H., Abdoli, M. & Ostadhashemi, A. (۲۰۱۸). **The effect of corporate asset restructuring sensitivity on the target leverage of companies listed in Tehran Stock Exchange**. *Financial Management Strategy*, ٦(١), ١١٥-١٤٢. (In Persian)

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۱۶۰-۱۴۱

مقاله پژوهشی

تأثیر تقارن اطلاعاتی بر رابطه کیفیت اطلاعات داخلی و ریسک سیستماتیک با استفاده از مدل‌های ایستا و پویا[1]

مهسا کفاش پوریزدی[2]، اکرم تفتیان[3]، محمود معین‌الدین[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۱/۲۸

چکیده

وجود مشکلات نمایندگی و تمایل مدیران برای مدیریت سود، تقارن اطلاعاتی را به یکی از چالش‌های پیش روی سرمایه‌گذاران تبدیل نموده است. از سویی، سرمایه‌گذاران در تخصیص بهینه منابع مالی به ریسک سیستماتیک شرکت‌ها توجه می‌کنند. بنابراین، انتظار می‌رود که بهبود محیط اطلاعاتی با تأثیر بر کیفیت اطلاعات داخلی، ریسک سیستماتیک شرکت‌ها را کاهش دهد. در این راستا، پژوهش حاضر با هدف بررسی تجربی اثر تقارن اطلاعاتی بر رابطه کیفیت اطلاعات داخلی و ریسک سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ به منصه ظهور رسیده است و برای این منظور تعداد ۶۵ شرکت به روش حذف سیستماتیک به عنوان حجم نمونه انتخاب شد و فرضیه‌ها به روش رگرسیون داده‌های تابلویی ایستا و پویا مورد آزمون قرار گرفتند که نتایج نشان داد تقارن اطلاعاتی بر ارتباط بین کیفیت اطلاعات داخلی و ریسک سیستماتیک شرکت تأثیر معنی‌داری دارد.

واژگان کلیدی: نوسانات قیمت سهام، کیفیت اطلاعات داخلی، خطای پیش‌بینی مدیریت، ریسک سیستماتیک.

طبقه‌بندی موضوعی: *C۳۳, G۱٤, G۱۷*

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۸۴۸,۲۲۴۳

۲. دانشجوی دکتری حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. **Email:** M.Kaffashpour@iauyazd.ac.ir

۳. استادیار گروه حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. نویسنده مسئول. **Email:** taftiyan@iauyazd.ac.ir

۴. دانشیار گروه حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. **Email:** mahmoudmoein@iauyazd.ac.ir

مقدمه

نیل به یک اقتصاد پیشرفته در جامعه امروز نیازمند توسعه همه‌جانبه بازارهای مالی است و تحقق این امر تنها از طریق دسترسی عوامل بازار به اطلاعات صحیح، به‌موقع و تحلیل‌های قوی امکان‌پذیر است. به‌بیان دیگر، سرمایه‌گذاران برای برنامه‌ریزی آتی نیازمند اطلاعات متنوعی ازجمله قیمت، بازدهی سهام و ریسک شرکت هستند. این موارد خود متأثر از عوامل متعدد داخلی اقتصادی و سیاسی است. در این بین، کیفیت اطلاعات داخلی یکی از مواردی است که می‌تواند قیمت و ریسک شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین، ضعف کنترل‌های داخلی شرکت‌ها می‌تواند ریسک را افزایش دهد. پیش‌بینی‌های مدیریت در خصوص سود و فروش از مهم‌ترین اطلاعاتی است که سرمایه‌گذاران با توجه به عدم دسترسی به اطلاعات نهانی شرکت‌ها به آن اتکا می‌نمایند. هرچه اطلاعات پیش‌بینی‌شده شرکت‌ها با کیفیت بیشتر به بازار ارائه شود، نه‌تنها مشارکت سرمایه‌گذاران در بازار بیشتر می‌شود، بلکه قیمت اوراق بهادار تعدیل شده و ریسک سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد (زانگ و همکاران[۱]، ۲۰۱۹). بااین‌وجود، این اطلاعات برآوردی بوده و مدیران می‌توانند آن‌ها را مطابق با میل خود تعدیل نمایند؛ همچنین پیش‌بینی‌های مدیران می‌تواند با خطا همراه باشد (رویچادوری و همکاران[۲]، ۲۰۱۹)؛ درنتیجه صحت پیش‌بینی‌های مدیریت به‌عنوان یکی از معیارهای کیفیت اطلاعات داخلی (چنگ و همکاران[۳]، ۲۰۱۸)، می‌تواند بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها تأثیرگذار باشد. چنانچه بتوان این فرضیه را اثبات نمود نتایج این پژوهش از اهمیت خاصی برخوردار خواهد بود. با توجه به پژوهش کیتاگاوا و اوکادا[۴] (۲۰۱۶) خطای پیش‌بینی مدیریت معیار مناسبی برای سنجش کیفیت اطلاعات داخلی شرکت‌ها است که با استفاده از متغیرهای خطای مدیریت در پیش‌بینی سود خالص، سود عملیاتی و فروش اندازه‌گیری می‌شود. از سوی دیگر، بامطالعه پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه رابطه افشا و هزینه سرمایه (مانند روبین و وو[۵]، ۲۰۱۵)، درمی‌یابیم ایجاد محیط اطلاعاتی مناسب می‌تواند با افزایش شفافیت بازار، فرآیند تصمیم‌گیری را برای سرمایه‌گذاری مطمئن، تسهیل نموده و ریسک شرکت را کاهش دهد. سازمان بورس اوراق بهادار با اصلاح دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های حاضر در بورس و فرابورس در تاریخ ۱۳۹۶/۱۰/۰۹، شرکت‌ها را ملزم به افشای اطلاعات مهم در قالب گزارش تفسیری به بازار نموده است. اجرایی شدن این دستورالعمل می‌تواند با افزایش شفافیت بازار سهام و گسترش فضای تحلیلی بورس اوراق بهادار، منجر به توسعه اقتصادی کشور شود؛ بنابراین، ازآنجاکه در ادبیات مربوط به افشا و ریسک، اثر محیط اطلاعاتی مغفول مانده است، هدف دیگر پژوهش حاضر، بررسی تأثیر محیط اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک سیستماتیک است. از طرفی، استفاده از مدل‌های پویا در کنار مدل ایستا می‌تواند منجر به نتایج تحلیلی قوی‌تری شود؛ بنابراین در این پژوهش در کنار روش رگرسیون

---

۱. Zhang et al
۲. Roychowdhury
۳. Cheng et al
٤. Kitagawa & Okuda
٥. Robin & Wu

با مدل حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) که در سایر پژوهش‌های انجام شده در این حوزه به‌کار رفته است، از روش پیشرفته گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] (GMM) استفاده شده که با توجه به در نظر گرفتن مقادیر دوره گذشته متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل، روابط میان متغیرها را به‌صورت پویا تخمین می‌زند؛ بنابراین بررسی فرضیه‌های پژوهش با استفاده از دو رویکرد ایستا و پویا و مقایسه نتایج حاصل از آن، از ویژگی‌های خاص این پژوهش است.

در ادامه، ابتدا، مبانی نظری پژوهش بیان و پیشینه مرتبط با آن مرور شده است. سپس، فرضیه‌های پژوهش ارائه و روش مورد استفاده برای آزمون آنها تشریح شده است. در بخش بعد، نتایج برآوردی مورد بحث و بررسی قرار گرفته و در پایان برابر نتیجه‌گیری به‌عمل آمده، پیشنهادهای کاربردی ارائه شده است.

مبانی نظری

گزارشگری مالی صحیح و به هنگام اهمیت به سزایی برای سرمایه‌گذاران دارد تا آن‌ها بتوانند با ارزیابی بهتر بازار و شرکت‌ها تصمیمات به‌موقع و صحیحی اتخاذ نموده و در کنار کسب بازدهی معقول، به هدایت سرمایه‌ها به چرخه تولید کمک نمایند. پژوهش‌های جدید نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌های مدیریت، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اطلاعات داخلی شرکت‌ها، نسبت به سایر منابع اطلاعاتی، محتوای بیشتری داشته (بیر و همکاران[3]، ۲۰۱۰ و بازانیک و همکاران[4]، ۲۰۱۸) و می‌تواند منجر به نقدشوندگی بیشتر و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شرکت شود (کیتاگاوا و اوکادا[5]، ۲۰۱۶). مطابق با فرضیه بازار کارا[6]، اطلاعات حال و انتظارات مربوط به آینده در قیمت‌های سهام لحاظ شده است و این قیمت‌ها به‌سرعت نسبت به اطلاعات جدید تعدیل می‌شود. مطابق با تئوری افشا نیز، افشای مناسب اطلاعات داخلی شرکت‌ها ازجمله پیش‌بینی‌های به‌موقع و دقیق مدیریت، می‌تواند با افزایش تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران، مسئله نمایندگی را تعدیل نماید (مهدوی و رضایی، ۱۳۹۷)؛ بنابراین، درصورتی که پیش‌بینی‌های مدیریت به‌صورت به‌موقع و با کیفیت مناسب به بازار ارائه شود، تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران می‌توانند آینده شرکت را با دقت بیشتری برآورد نمایند؛ اما یک بازار می‌تواند نسبت به برخی از اطلاعات کارآمد نباشد؛ به‌عبارت‌دیگر درصورتی‌که مدیران یا اعضای هیات مدیره، از انتشار برخی از اطلاعات خودداری نمایند، این اطلاعات در قیمت‌های بازار منعکس نمی‌شود. با توجه به تئوری نمایندگی[7]، نیز، جدایی مدیریت از مالکیت منجر می‌شود تا مدیران با استفاده از منابع شرکت، در جهت رسیدن به منافع شخصی خود استفاده نمایند که معمولاً در راستای اهداف مالکان و سهامداران شرکت نیست (اسعدی، ۱۳۹۵). این امر با ایجاد مشکلات نمایندگی، موجب تصمیم‌گیری غیر بهینه و افزایش ریسک شرکت‌ها می‌شود؛ بنابراین می‌توان انتظار داشت با افزایش خطای پیش‌بینی مدیریت

---

۱. Ordinary Least Squares
۲. Generalized Method of Moments
۳. Bever et al
٤. Bozanic et al
٥. Kitagawa & Okuda
٦. Efficient-market hypothesis
۷. Agency Theory

(خطای مدیریت در پیش‌بینی سود خالص، سود عملیاتی و فروش)، ریسک شرکت افزایش یابد. پژوهش‌های متنوعی به بیان رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری و ریسک غیرسیستماتیک پرداخته‌اند (راجگوپال و ونکاتاچالام[۱]، ۲۰۱۱ و کیتاگاوا و اوکادا، ۲۰۱۶)؛ با این وجود بررسی رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری به‌خصوص کیفیت اطلاعات داخلی با ریسک سیستماتیک کمتر مورد توجه بوده است. دلیل احتمالی این موضوع این است که کیفیت اطلاعات حسابداری به‌صورت سنتی تنها به اطلاعات خاص شرکت مربوط می‌شود که ریسک سیستماتیک را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز (شارپ[۲]، ۱۹۶۴ و لیتنر[۳]، ۱۹۶۵) بیان می‌کنند که ریسک سیستماتیک یک شرکت، حساسیت بازده‌های شرکت نسبت به اطلاعات بازار را نشان می‌دهد. با این وجود، مباحث جدید تئوریک بیان می‌نماید که گزارشگری مالی اطلاعات خاص شرکت‌ها شامل اطلاعاتی در مورد کل اقتصاد بوده و بنابراین دیدگاه سنتی کامل نیست. برای مثال پاتن و واردو[۴] (۲۰۱۲) بیان نمودند گزارش‌های مالی یک شرکت خاص، اطلاعات باارزشی را نه تنها در مورد چشم‌انداز شرکت گزارشگر ارائه می‌دهد، بلکه اطلاعات ارزشمندی را در خصوص سایر شرکت‌ها و حتی کل اقتصاد فراهم می‌آورد؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران می‌توانند از اطلاعات گزارش‌شده یک شرکت انتظارات خود را در خصوص سودآوری سایر شرکت‌ها و کل اقتصاد تعدیل نمایند. این فرایند یادگیری در بین شرکت‌ها کواریانس بازده‌های یک شرکت را نسبت به بازار تغییر داده و بنابراین بتای بازار شرکت را تغییر می‌دهد. براین اساس کیفیت اطلاعات داخلی نقشی کلیدی در تصمیمات سرمایه‌گذاران در خصوص اطلاعات بازار و ریسک سیستماتیک دارد. لامبرت و همکاران[۵] (۲۰۰۷) نشان دادند که کیفیت اطلاعات حسابداری ارزیابی سرمایه‌گذاران از کواریانس جریان‌های نقدی شرکت‌ها را با بازار آن‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این راستا، کور و همکاران[۶] (۲۰۱۵) اثبات نمودند که کیفیت بالای افشای اطلاعات داخلی، می‌تواند ریسک سیستماتیک را کاهش دهد. بر اساس پژوهش آن‌ها، کیفیت افشا، پارامترهای عدم قطعیت را که در برآورد بازده‌های مورد انتظار به‌کار می رود کاهش می‌دهد. هرچه تحقق جریان‌های نقدی آتی شناخته‌شده‌تر باشد، کواریانس بین جریان نقدی شرکت و جریان‌های نقدی سهام در پرتفوی بازار و همچنین بتای شرکت کاهش می‌یابد؛ بنابراین انتظار می‌رود کاهش کیفیت اطلاعات داخلی، افزایش ریسک سیستماتیک شرکت را به همراه داشته باشد. بااین‌وجود، به نظر می‌رسد تقارن اطلاعاتی بتواند رابطه کیفیت اطلاعات داخلی و ریسک شرکت را تعدیل نماید. مطابق با تئوری علامت‌دهی، بهبود محیط اطلاعاتی، با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و مالکان و همچنین بین گروه‌های مختلف سرمایه‌گذاران (آگاه و ناآگاه)، می‌تواند ریسک شرکت‌ها را کاهش دهد (جورگنسن و کرشنهیتر[۷]، ۲۰۰۳). اسکانفیلد[۸] (۲۰۱۷) نیز در پژوهشی بیان نمود که افشای اطلاعات با بهبود محیط اطلاعاتی، نقدشوندگی سهام شرکت‌ها را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، اگر محیط اطلاعاتی قوی بوده و سایر اطلاعاتی را که در سود سال جاری منعکس نشده ارائه نماید،

---

۱. Rajgopal & Venkatachalam
۲. Sharpe
۳. Lintner
٤. Patton & Verardo
٥. Lambert et al
٦. Core et al
۷. Jorgensen & Kirschenheiter
۸. Schoenfeld

سرمایه‌گذاران به‌جای اتکا به اطلاعات منتشره شرکت، خود با استفاده از اطلاعات موجود اقدام به پیش‌بینی سودهای آتی نموده که منجر به بهبود تصمیم‌گیری و سرمایه‌گذاری مطمئن می‌شود (چنگ و همکاران، ۲۰۱۴)؛ بنابراین در شرکت‌هایی که محیط اطلاعاتی قوی‌تر است، خطای پیش‌بینی مدیریت همبستگی کمتری با ریسک شرکت دارد. بر اساس پژوهش روبین و وو (۲۰۱۵)، محیط اطلاعاتی بر رابطه افشا و هزینه سرمایه مؤثر است. کیتاگاوا و اوکادا (۲۰۱۶) نیز بیان نمودند در شرکت‌هایی که محیط اطلاعاتی قوی‌تر است، خطای پیش‌بینی مدیریت همبستگی کمتری با ریسک شرکت دارد. محیط اطلاعاتی شرکت‌ها شامل کیفیت و کمیت اطلاعاتی است که شرکت‌ها و همچنین واسطه‌های اطلاعاتی مانند تحلیلگران، در اختیار بازار سرمایه قرار می‌دهند (شراف و همکاران[۱]، ۲۰۱۴) که عدم تقارن اطلاعاتی پایین نشان از کیفیت بالای محیط اطلاعاتی دارد (ستایش و همکاران، ۱۳۹۴)؛ بنابراین انتظار می‌رود در شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعاتی پایین و به دنبال آن محیط اطلاعاتی قوی، به دلیل وجود سایر منابع اطلاعاتی، سرمایه‌گذاران توجه کمتری به پیش‌بینی‌های افشاشده توسط مدیریت نمایند.

مروری بر پیشینه پژوهش

کابان گارسیا و همکاران[۲] (۲۰۲۰) تأثیر در دسترس بودن اطلاعات مربوط به جریان نقد عملیاتی را بر کیفیت پیش‌بینی‌های سود تحلیل‌گران بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد این اطلاعات منجر به بهبود پیش‌بینی‌های سود تحلیل‌گران و کاهش پراکندگی نظر آن‌ها می‌شود.

زین و یان[۳] (۲۰۱۹) رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری با ریسک سیستماتیک را با تحلیل رگرسیون و روش حداقل مربعات معمولی بررسی نموده و دریافتند دقت سود و اجماع پیش‌بینی تحلیل‌گران با ریسک سیستماتیک رابطه معکوس داشته و کیفیت اطلاعات حسابداری عامل‌های ریسک سیستماتیک مانند بتای شرکت‌ها را کاهش می‌دهد.

کیم و نا[۴] (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر فعالیت‌های اختیاری مدیریت بر پراکندگی پیش‌بینی تحلیل‌گران و بازده آتی سهام پرداخته‌اند. نتایج نشان داد سرمایه‌گذاران، پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه مدیریت را ترجیح داده و افزایش این پیش‌بینی‌ها، به‌عنوان یک رفتار فرصت‌طلبانه مدیریتی، منجر به ارزش‌گذاری بیش از حد سهام شرکت‌ها می‌شود.

بانجمک و همکاران[۵] (۲۰۱۸) رابطه افشای اختیاری مسئولیت مدیریت در خصوص گزارش‌های مالی را با استفاده از تحلیل رگرسیون و روش حداقل مربعات معمولی بررسی نموده و دریافتند که شرکت‌هایی که اقدام به افشای مسئولیت مدیریت در خصوص گزارش‌های مالی می‌نمایند، تقارن اطلاعاتی بیشتر و ریسک پایین‌تری دارند.

زیو[۶] (۲۰۱۶) رابطه پیش‌بینی مدیریت و عدم قطعیت در پارامترهای ریسک را بررسی نمود و دریافت کیفیت بالاتر پیش‌بینی‌های مدیریت، ریسک را برای سرمایه‌گذاران و مدیریت کاهش می‌دهد. وی با استفاده

---

۱. Shroff et al
۲. Cabán-García et al
۳. Xing & Yan
۴. Kim & Na
۵. Bangmek et al
۶. Zeyu

از معیارهای پوشش تحلیل‌گران و پراکندگی نظر آن‌ها برای سنجش محیط اطلاعاتی، دریافت محیط اطلاعاتی تأثیر پیش‌بینی‌های مدیریت بر ریسک را کاهش می‌دهد.

جان‌استون[1] (۲۰۱۶) با استفاده از روابط ریاضی نشان داد رابطه کیفیت اطلاعات داخلی و ریسک سیستماتیک می‌تواند مثبت باشد و افشای بهتر به کاهش قطعیت سرمایه‌گذاران درخصوص حوادث آتی منجر شود.

ساری و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی نقش کیفیت محیط اطلاعات داخلی در کاهش ریسک مالیاتی شرکت‌ها پرداختند. نتایج پژوهش با استفاده از روش رگرسیون خطی چندمتغیره، نشان داد بهبود کیفیت محیط اطلاعات داخلی می‌تواند بر کاهش ریسک مالیاتی مؤثر باشد.

خاوری و حیدرپور (۱۳۹۸) با استفاده از تحلیل رگرسیون با رویکرد آثار ثابت، تأثیر خطای پیش‌بینی سودهرسهم و سود تقسیمی را بر بازده غیرعادی سهام بررسی نموده و دریافتند خطای پیش‌بینی سود هر سهم با بازده غیرعادی سهام رابطه مستقیم دارد.

صالح نژاد و وقفی (۱۳۹۵) با استفاده از تحلیل رگرسیون و مدل داده‌های تلفیقی ایستا به بررسی رابطه نوسان برآورد مدیریت از سود هر سهم با ریسک سیستماتیک پرداخته‌اند. نتایج نشان داد پیش‌بینی سود هر سهم بر ریسک سهام شرکت‌ها تأثیر ندارد.

صالح‌نژاد و همکاران (۱۳۹۴) دیدگاه حسابرسان در خصوص تأثیر کیفیت اطلاعات بر ریسک سیستماتیک و هزینه سرمایه را با ابزار پرسشنامه بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد ریسک سیستماتیک و هزینه سرمایه متأثر از کیفیت سود بوده و با افزایش کیفیت سود، کاهش می‌یابد.

حیدرپور و خواجه محمود (۱۳۹۳) به بررسی رابطه پیش‌بینی سود با ریسک سیستماتیک با استفاده از روش رگرسیون با رویکرد حداقل مربعات معمولی پرداختند. نتایج نشان داد بین دقت و فراوانی پیش‌بینی سود با ریسک سیستماتیک رابطه معناداری وجود دارد.

همان‌گونه که ملاحظه شد درباره نحوه تأثیر کیفیت اطلاعات داخلی بر ریسک سیستماتیک پژوهش‌های متنوعی انجام شده است. درحالی که نتایج بیشتر این مطالعات به وجود رابطه معکوس بین این متغیرها اشاره دارد، لیکن، برخی به رابطه مستقیم بین آنها رسیده‌اند. بنابراین این تفاوت دیدگاه‌ها ارزش مطالعات تجربی در این حوزه را افزایش داده و مطالعه حاضر در این راستا انجام شده است.

فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش، دو فرضیه اصلی و ۶ فرضیه فرعی تدوین شده‌اند:

- ✓ فرضیه اصلی اول: بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک سیستماتیک رابطه وجود دارد.
- ✓ فرضیه ۱-۱: بین خطای پیش‌بینی فروش و ریسک سیستماتیک رابطه وجود دارد.
- ✓ فرضیه ۱-۲: بین خطای پیش‌بینی سود عملیاتی و ریسک سیستماتیک رابطه وجود دارد.
- ✓ فرضیه ۱-۳: بین خطای پیش‌بینی سود خالص و ریسک سیستماتیک رابطه وجود دارد.

۱. Johnstone

- ✓ فرضیه اصلی دوم: تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک سیستماتیک تأثیر دارد.
- ✓ فرضیه ۲-۱: تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی فروش و ریسک سیستماتیک تأثیر دارد.
- ✓ فرضیه ۲-۲: تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی سود عملیاتی و ریسک سیستماتیک تأثیر دارد.
- ✓ فرضیه ۲-۳: تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی سود خالص و ریسک سیستماتیک تأثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش ازنظر ماهیت اجرا توصیفی-همبستگی و به لحاظ ماهیت داده‌ها پس‌رویدادی است و با توجه به استفاده سرمایه‌گذاران و سایر تصمیم‌گیرندگان از نتایج آن، کاربردی محسوب می‌شود. برای دستیابی به مفاهیم نظری و پشتوانه پژوهش از منابع کتابخانه‌ای مانند پایگاه‌های علمی ملی و بین‌المللی استفاده شده است. داده‌های پژوهش نیز از صورت‌های مالی شرکت‌ها و بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج شده است. برای آزمون فرضیه‌ها، از دو روش ایستا و پویا برای بررسی داده‌های تلفیقی استفاده شد. در روش ایستا پس از انجام آزمون هاسمن[1] و انتخاب روش اثرات ثابت، اقدام به برآورد ضرایب مدل با استفاده از رگرسیون چندمتغیره با رویکرد حداقل مربعات گردید. همچنین به‌منظور افزایش قابلیت اعتماد به نتایج به‌دست‌آمده، ضرایب مدل در قالب فرآیند پویا و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نیز تخمین زده شد. آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱)، این روش را برای مدل‌های پویای پانلی پیشنهاد دادند که کاراتر از تخمین زننده‌های قبلی بوده و نسبت به سایر روش‌ها، دارای مزیت‌هایی ازجمله حل مشکل درون‌زا بودن توسط متغیرهای رگرسیون، کاهش یا رفع هم خطی در مدل، حذف متغیرهای ثابت در طی زمان و افزایش بعد زمانی متغیرها است (خلیلی و همکاران، ۱۳۹۶). جامعه آماری، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی آن برای آزمون داده‌ها، سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ و برای استخراج داده‌ها سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ است. برای انتخاب نمونه آماری، شرکت‌هایی که برخی از شرایط زیر را نداشتند از جامعه آماری حذف شده و ۶۵ شرکت برای انجام آزمون‌های آماری انتخاب شد.

۱. شرکت‌ها از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا پایان سال ۱۳۹۷ عضو بورس اوراق بهادار تهران باشند.
۲. سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.
۳. شرکت‌ها در گروه واسطه‌های مالی مانند شرکت‌های بیمه، بانک و سرمایه‌گذاری نباشد.
۴. شرکت‌ها حداقل ۱۲۰ روز معاملاتی داشته باشند.
۵. داده‌های موردنیاز شرکت‌ها در دسترس باشد.

مدل پژوهش

بر اساس پژوهش‌های قبلی مانند کیتاگاوا و اوکادا (۲۰۱۶) و زین و یان (۲۰۱۹) و با لحاظ ویژگی‌های شرایط محیطی ایران، فرضیه‌های پژوهش در قالب ۴ مدل اصلی به شرح جدول ۱ آزمون شده‌اند.

۱. Hausman test
۲. Arellano & Bond

جدول ۱. مدل‌های پژوهش

فرضیه	رویکرد	مدل
اصلی اول	ایستا	رابطه (۱) $Systematic\ Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1\ MFE_{i,t-1} + \alpha_2\ LEV_{i,t-1} + \alpha_3\ Growth_{i,t-1} + \alpha_4\ Size_{i,t-1} + \varepsilon$
	پویا	رابطه(۲) $Systematic\ Risk_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\ Systematic\ Risk_{i,t-1} + \alpha_2 MFE_{i,t-1} + \alpha_3\ LEV_{i,t-1} + \alpha_4\ Growth_{i,t-1} + \alpha_5\ Size_{i,t-1} + \varepsilon$
اصلی دوم	ایستا	رابطه (۳) $H4: Systematic\ Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1\ MFE_{i,t-1} + \alpha_2\ MFE_{i,t-1} * IS_{it-1} + \alpha_3\ IS_{i,t-1} + \alpha_4\ LEV_{i,t-1} + \alpha_5 Growth_{i,t-1} + \alpha_6 Size_{i,t-1} + \varepsilon$
	پویا	رابطه (۴) $H4: Systematic\ Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1\ Systematic\ Risk_{i,t-1} + \alpha_2\ MFE_{i,t-1} + \alpha_3\ MFE_{i,t-1} * IS_{it-1} + \alpha_4\ IS_{i,t-1} + \alpha_5\ LEV_{i,t-1} + \alpha_6 Growth_{i,t-1} + \alpha_7 Size_{i,t-1} + \varepsilon$

در روابط بالا: β: ضریب بتا بیانگر ریسک سیستماتیک است. MFE: خطای پیش‌بینی مدیریت که شامل خطای پیش‌بینی فروش؛ خطای پیش‌بینی سود عملیاتی؛ خطای پیش‌بینی سود خالص است؛ IS: تقارن اطلاعاتی؛LEV : اهرم مالی؛ Growth: رشد شرکت؛ Size: اندازه شرکت.

تعریف عملیاتی متغیرها

ریسک سیستماتیک: از ضریب بتا به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک استفاده می‌شود که از تقسیم کواریانس بازده اوراق بهادار با بازده پرتفوی بازار بر واریانس بازده پرتفوی به دست می‌آید (صالح‌نژاد و وقفی، ۱۳۹۵).

خطای پیش‌بینی مدیریت: این متغیر با استفاده از سه معیار خطای مدیریت در پیش‌بینی سود خالص (قدر مطلق تفاوت سود خالص با سود خالص ارائه‌شده در اولین پیش‌بینی مدیریت تقسیم‌بر جمع کل دارایی ها در پایان سال مالی)، خطای مدیریت در پیش‌بینی سود عملیاتی (قدر مطلق تفاوت سود عملیاتی واقعی با سود عملیاتی ارائه‌شده در اولین پیش‌بینی مدیریت تقسیم‌بر جمع کل دارایی‌ها در پایان سال مالی) و خطای مدیریت در پیش‌بینی فروش (قدر مطلق تفاوت فروش واقعی با فروش ارائه‌شده در اولین پیش‌بینی مدیریت تقسیم‌بر جمع کل دارایی‌ها در پایان سال مالی) به دست می‌آید (کیتاگاوا و اوکادا، ۲۰۱۶).

محیط اطلاعاتی: برای سنجش این متغیر از معیار عدم تقارن اطلاعاتی استفاده شده است (ستایش و همکاران، ۱۳۹۴). با توجه به نقش تعدیلی محیط اطلاعاتی، قبل از ورود به مدل، ابتدا باید به یک متغیر مجازی (دو ارزشی) تبدیل شود. مطابق با پژوهش وی‌ایرا و پینهو[1] (۲۰۱۱) و حیدری و همکاران (۱۳۹۶)، در شرکت‌هایی با شفافیت اطلاعاتی بیشتر، نوسانات بازده سهام پایین‌تر است. اوموکنید و همکاران[2] (۲۰۱۷) نیز دریافتند تقارن اطلاعاتی همراه با نوسانات پایین قیمت سهام است؛ بنابراین ابتدا انحراف معیار درصد تغییرات روزانه قیمت سهام به‌دست‌آمده و سپس به متغیر

۱. Vieira & Pinho
۲. Omokehinde et al

مجازی تبدیل‌شده است. بر این اساس به مقادیر پایین‌تر از میانه که نشان‌دهنده نوسانات پایین و تقارن اطلاعاتی است، عدد یک و به مقادیر بالاتر از میانه عدد صفر تخصیص داده‌شده است.

همچنین با الهام از کیتاگاوا و اوکادا (۲۰۱۶)، صالح‌نژاد و همکاران (۱۳۹۴) و زلقی و همکاران (۱۳۹۳) از متغیرهای اهرم مالی (جمع کل بدهی‌ها به جمع کل دارایی‌ها)، رشد شرکت (تفاوت فروش سال جاری و فروش سال قبل تقسیم‌بر فروش سال قبل) و اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت) به عنوان متغیر کنترل در مدل استفاده شده است.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

در این بخش ابتدا یافته‌های مربوط به آمار توصیفی و نتایج برخی از آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون ارائه شده و در ادامه یافته‌های مربوط به فرضیه‌ها بیان می‌شود.

نتایج آمار توصیفی

آمار توصیفی دربرگیرنده شاخص‌های مرکزی و پراکندگی ازجمله میانگین، میانه، بیشینه، کمینه و انحراف استاندارد است. جدول ۲، آمار توصیفی متغیرهای آزمون برای نمونه‌ای متشکل از ۴۵۵ سال - شرکت مشاهده‌شده در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ را نشان می‌دهد. اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز داده‌ها است. همان‌گونه که مشخص است در بیشتر متغیرها مقادیر میانگین و میانه به هم نزدیک است که می‌توان گفت توزیع داده‌ها تقریباً نرمال است.

جدول ۲. نتایج آمار توصیفی

نام متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف استاندارد
خطای پیش‌بینی فروش	۰/۲۶۵	۰/۱۶۳	۱/۹۳۶	۰/۰۰۱	۰/۲۸۳
خطای پیش‌بینی سود عملیاتی	۰/۰۸۴	۰/۰۵۴	۰/۸۲۲	۰/۰۰۰	۰/۱۰۱
خطای پیش‌بینی سود خالص	۰/۰۷۷	۰/۰۴۸	۰/۶۸۶	۰/۰۰۰	۰/۰۹۴
ریسک سیستماتیک	۰/۴۶۴	۰/۳۸۹	۵/۴۸۴	-۳/۴۳۰	۰/۸۵۱
تقارن اطلاعات	۰/۴۷۴	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۹۹
اهرم مالی	۰/۵۹۸	۰/۶۰۴	۱/۴۰۹	۰/۰۸۹	۰/۱۹۹
رشد شرکت	۰/۱۷۵	۰/۱۲۱	۷/۸۱۵	-۰/۹۳۱	۰/۶۰۳
اندازه شرکت	۱۳/۸۸۱	۱۳/۷۴۶	۱۸/۷۳۹	۱۰/۸۱۶	۱/۴۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

ایستایی (مانایی)

برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چیو[1] استفاده شد. بر اساس جدول ۳، کلیه متغیرها در سطح ایستا هستند و مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد.

۱. Levin & Chu

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی

متغیر	آماره	احتمال
خطای پیش‌بینی فروش	-۲۵/۲۲۰	۰/۰۰۰
خطای پیش‌بینی سود عملیاتی	-۱۸/۶۰۶	۰/۰۰۰
خطای پیش‌بینی سود خالص	-۱۶/۸۹۳	۰/۰۰۰
عدم تقارن اطلاعات	-۶/۳۵۸	۰/۰۰۰
ریسک سیستماتیک	-۱۴/۷۶۱	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۳/۷۲۹	۰/۰۰۱
رشد شرکت	-۱۲/۷۸۷	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۳/۰۲۶	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه‌ها

در این بخش از مقاله، نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش با دو رویکرد ایستا و پویا ارائه شده است. در رویکرد ایستا ابتدا باید درستی ادغام داده‌ها با استفاده از آزمون‌های F لیمر و هاسمن تشخیص داد. همچنین، ماهیت داده‌های تابلویی ایجاب می‌کند که در بسیاری از مطالعات مبتنی بر این‌گونه داده‌ها، مشکل ناهمسانی واریانس بروز نماید. برای آزمون برابری واریانس در داده‌های تابلویی، آزمون وایت انجام شده است. در روش پویا سازگاری تخمین زننده GMM به دو فرضیه اساسی متکی است. اول اینکه مجموعه متغیرهای ابزاری باید معتبر باشد؛ یعنی با جملات خطا همبسته نباشد. این فرضیه با استفاده از آزمون سارگان و هانسن[۱] (آماره J-statistic) سنجیده می‌شود. دوم اینکه باید عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم (AR۲) در پسماندها تأیید شود. برای سنجش این فرضیه از آزمون همبستگی پیاپی آرلانو و باند (آماره M) استفاده می‌شود؛ اگر جزء اخلال دارای همبستگی پیاپی مرتبه‌ی اول بوده و همبستگی پیاپی مرتبه دوم نداشته باشد، روش GMM از اعتبار لازم برخوردار است. در ادامه نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌ها ارائه می‌شود.

فرضیه اصلی اول: بین خطاهای پیش‌بینی مدیریت و ریسک سیستماتیک شرکت رابطه معنادار وجود دارد.

فرضیه اصلی اول متشکل از سه فرضیه فرعی است که نتایج آن‌ها با استفاده از دو رویکرد ایستا و پویا ارائه می‌شود. فرضیه فرعی ۱-۱، به بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی فروش و ریسک سیستماتیک می‌پردازد. مطابق با جدول (۴)، در رویکرد ایستا، آماره آزمون چاو در سطح ۵ درصد معنی‌دار است؛ بنابراین مدل تابلویی پذیرفته می‌شود. همچنین آماره آزمون هاسمن در سطح ۵ درصد رد شده و مدل با استفاده از اثرات تصادفی تخمین زده شده است. با توجه نتایج مربوط به سطح معناداری آزمون وایت که بیشتر از ۵ درصد است، وجود ناهمسانی واریانس در مدل رد شده و آزمون مدل به‌صورت رگرسیون اثرات تصادفی بدون متغیرهای ابزاری و به روش حداقل مربعات معمولی صورت می‌گیرد. آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۶۹ است و مشکل خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد. در رویکرد پویا مقدار آماره J مربوط به آزمون سارگان و هانسن، ۰/۳۵۸ است و اعتبار ابزارها تأیید می‌شود. با توجه به نتایج آزمون آرلانو و باند، احتمال آماره M در وقفه اول ۰/۰۲، کمتر از ۰/۰۵ و در وقفه دوم با احتمال ۰/۱۴، بیشتر از ۰/۰۵ است؛ درنتیجه آزمون آرلانو و باند اعتبار مدل را تأیید می‌کند. در خصوص آزمون والد نیز اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌گردد. نتایج در هردو رویکرد ایستا و پویا نشان می‌دهد بین خطای پیش‌بینی فروش و ریسک سیستماتیک رابطه مستقیم و معناداری

۱. Sargan & Hansen test

وجود دارد. اهرم مالی و رشد فروش شرکت با ریسک سیستماتیک رابطه مستقیم دارند. با توجه به تئوری نمایندگی، تضاد منافع میان مالکان و مدیران می‌تواند کاهش کیفیت گزارش‌های داخلی و افزایش ریسک شرکت را به همراه داشته باشد. مطابق با یافته‌های کیتاگاوا و اوکادا (۲۰۱۶) نیز خطای پیش‌بینی فروش، ریسک شرکت را افزایش می‌دهد.

جدول ۴. نتایج فرضیه فرعی ۱-۱

	روش OLS				روش GMM			
متغیرهای مدل	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۰/۴۸۸	۰/۴۵۰	۰/۹۹۳	۰/۳۲۱				
خطای پیش‌بینی فروش	۰/۴۲۰	۰/۱۴۱	۲/۹۷۱	۰/۰۰۳	۱/۳۲۵	۰/۷۳۰	۱/۸۱۶	۰/۰۷۰
اهرم مالی	۱/۵۰۹	۰/۲۱۴	۷/۰۳۸	۰/۰۰۰	۴/۰۸۶	۱/۵۳۶	۲/۶۵۸	۰/۰۰۸
اندازه شرکت	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۱	-۰/۳۳	۰/۷۳۶	۲/۵۲۱	۳/۴۹۶	۰/۷۲۱	۰/۴۷۱
رشد فروش	۰/۳۲۲	۰/۱۵۹	۲/۰۲۸	۰/۰۴۳	۰/۴۴۸	۰/۳۷۹	۱/۱۸۱	۰/۲۳۸
وقفه ریسک					۰/۱۶۶	۰/۱۰۴	۱/۵۹۰	۰/۱۱۲
آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه		آزمون	آماره	معنادار	نتیجه
چاو	۱/۴۱۱	۰/۰۲۸	داده‌های پانل		آماره J	۱۷/۴۲	۰/۳۵۸	اعتبار
هاسمن	۳/۹۹۸	۰/۴۰۶	اثرات تصادفی		والد	۲۵/۸۷	۰/۰۰۰	اعتبار
آزمون وایت	۰/۷۳۲	۰/۷۴۱	همسانی واریانس		AR(۱)	-۲/۲۹	۰/۰۲۱	اعتبار
آماره F	۱۶/۲۰۲	۰/۰۰۰	معناداری مدل		AR(۲)	-۱/۴۴	۰/۱۴۸	اعتبار
R^2 تعدیل‌شده	۰/۱۲۹	R^2	۰/۱۳۸					
دوربین واتسون	۱/۶۹۵		عدم خودهمبستگی					

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج فرضیه فرعی ۲-۱

	روش OLS				روش GMM			
متغیرهای مدل	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۳/۷۵۲	۱/۱۳۲	۳/۳۱۲	۰/۰۰۱				
خطای پیش‌بینی سود عملیاتی	۰/۰۳۲	۰/۰۴۰	۰/۰۸۱	۰/۹۳۴	۱/۸۹۸	۱/۱۲۲	۱/۶۹۰	۰/۰۹۲
اهرم مالی	۱/۰۸۲	۰/۳۵۸	۳/۰۱۷	۰/۰۰۲	۳/۰۳۳	۰/۸۹۵	۳/۳۸۸	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۲۸	۰/۰۷۹	-۳/۶۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۳	۰/۱۷۹	-۰/۲۰	۰/۸۳۸
رشد فروش	۰/۰۰۹	۰/۱۴۲	۰/۰۶۸	۰/۹۴۵	-۰/۱۹	۰/۲۶۸	-۰/۷۱	۰/۴۷۷
وقفه ریسک سیستماتیک					۰/۲۵۵	۰/۰۷۶	۳/۳۱۹	۰/۰۰۱
آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه		آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه
چاو	۱/۲۹۹	۰/۰۷۷	داده‌های پانل		آماره J	۱۲/۰۶	۰/۷۳۹	اعتبار ابزارها
هاسمن	۱۲/۵۸	۰/۰۱۳	اثرات ثابت		والد	۴۷/۵۰	۰/۰۰۰	اعتبار ضرایب
آزمون وایت	۱/۲۹۵	۰/۲۰۶	همسانی واریانس		AR(۱)	-۳/۸۰۸	۰/۰۰۰	اعتبار مدل
آماره F	۱/۷۱۳	۰/۰۰۱	معناداری مدل		AR(۲)	-۱/۰۵۱	۰/۲۹۳	اعتبار مدل
R^2 تعدیل‌شده	۰/۱۱۶	R^2	۰/۲۷۹					
دوربین واتسون	۲/۰۶۲		عدم خودهمبستگی					

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه فرعی ۲-۱ به بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی سود عملیاتی و ریسک سیستماتیک می‌پردازد. با توجه به جدول ۵، در رویکرد ایستا، خطای پیش‌بینی سود عملیاتی، تاثیر معناداری بر ریسک سیستماتیک ندارد. ریسک سیستماتیک با اهرم مالی رابطه مستقیم و با اندازه شرکت رابطه معکوس دارد. اثر کاهشی اندازه شرکت بر ریسک سیستماتیک را می‌توان به سازوکارهای کنترلی بیشتر و ارتباط قوی‌تر شرکت‌های بزرگ با مشتریان نسبت داد. در رویکرد پویا ، در سطح معناداری ۹۰٪، رابطه مستقیم بین متغیر ریسک سیستماتیک و خطای پیش‌بینی وجود دارد. اهرم مالی با ریسک سیستماتیک رابطه مستقیم دارند. زین و یان (۲۰۱۹) افزایش کیفیت اطلاعات داخلی را در کاهش ریسک سیستماتیک، مؤثر یافته‌اند. با توجه به تئوری نیاز سرمایه نیز، شرکت‌ها برای دریافت تسهیلات مالی، اقدام به تهیه گزارش‌های صحیح و استفاده از سازوکارهای کنترل داخلی می‌نمایند که می‌تواند ضمن بهبود گزارش‌های داخلی، با افزایش تقارن اطلاعاتی، ریسک سیستماتیک را کاهش دهد.

فرضیه فرعی ۳-۱ به بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی سود خالص و ریسک سیستماتیک می‌پردازد. مطابق با جدول ۶، در رویکرد ایستا بین خطای پیش‌بینی سود خالص و ریسک سیستماتیک رابطه مستقیم وجود داشته و رابطه اهرم مالی با ریسک سیستماتیک معنادار است. در رویکرد پویا نیز خطای پیش‌بینی سود خالص، ریسک سیستماتیک را افزایش می‌دهد. ریسک سیستماتیک با اهرم مالی رابطه مستقیم دارد. مطابق با مبانی نظری نیز دقت پیش‌بینی سود می‌تواند با ارائه اطلاعات مهم به سرمایه‌گذاران، با بهبود قیمت‌گذاری سهام، ریسک سیستماتیک شرکت را کاهش دهد. صالح‌نژاد و همکاران (۱۳۹۴) و حیدرپور و خواجه محمود (۱۳۹۳) نیز کیفیت سود را در کاهش ریسک سیستماتیک مؤثر دانسته‌اند؛ اما این نتایج با یافته‌های جان استون (۲۰۱۶) و صالح نژاد و وقفی (۱۳۹۵) همخوانی ندارد.

جدول ۶. نتایج فرضیه فرعی ۳-۱

	روش OLS				روش GMM			
متغیرهای مدل	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۰/۳۱	۰/۴۴۰	-۰/۷۱	۰/۴۷۷				
خطای پیش‌بینی سود خالص	۱/۱۴۴	۰/۴۴۸	۲/۵۵۲	۰/۰۱۱	۳/۰۴۹	۱/۴۱۴	۲/۱۵۶	۰/۰۳۱
اهرم مالی	۱/۶۳۹	۰/۲۱۳	۷/۶۷۸	۰/۰۰۰	۴/۹۲۹	۱/۶۵۴	۲/۹۷۹	۰/۰۰۳
اندازه شرکت	-۰/۰۲	۰/۰۳۱	-۰/۷۴	۰/۴۵۶	-۰/۰۲	۰/۲۳۷	-۰/۰۸	۰/۹۳۱
رشد فروش	۰/۱۹۰	۰/۱۵۸	۱/۲۰۱	۰/۲۳۰	-۰/۰۳	۰/۳۶۱	-۰/۰۹	۰/۹۲۴
وقفه ریسک سیستماتیک					۰/۰۵۵	۰/۰۹۵	۰/۵۸۵	۰/۵۵۸
آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه		آزمون	آماره	معناداری	نتیجه
چاو	۱/۴۰۹	۰/۰۲۹	داده‌های پانل		آماره J	۱۵/۵۲	۰/۴۸۶	اعتبار ابزارها
هاسمن	۶/۴۱۵	۰/۱۷۰	اثرات تصادفی		والد	۲۷/۷۶	۰/۰۰۰	اعتبار ضرایب
آزمون وایت	۱/۳۹۹	۰/۱۵۰	همسانی واریانس		AR(۱)	-۲/۳۷	۰/۰۱۷	اعتبار مدل
آماره F	۱۵/۷۱۸	۰/۰۰۰	معناداری مدل		AR(۲)	-۱/۵۴	۰/۱۲۱	اعتبار مدل
R^2 تعدیل‌شده	۰/۱۲۶	R^2	۰/۱۳۴					
دوربین واتسون	۱/۷۰۹		عدم خودهمبستگی					

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه اصلی دوم: تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطاهای پیش‌بینی مدیریت و ریسک سیستماتیک شرکت تأثیر معنادار دارد.

فرضیه اصلی دوم متشکل از سه فرضیه فرعی است. فرضیه فرعی ۱-۲ به بررسی تأثیر تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی فروش و ریسک سیستماتیک می‌پردازد. مطابق با جدول ۷، در رویکرد ایستا، خطای پیش‌بینی فروش با ریسک سیستماتیک رابطه مستقیم دارد. اثر تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی فروش و ریسک سیستماتیک معنادار است. متغیر اهرم مالی تأثیر معناداری بر ریسک سیستماتیک دارند. در رویکرد پویا با افزایش خطای پیش‌بینی فروش، ریسک سیستماتیک افزایش می‌یابد. همچنین هرچه محیط اطلاعاتی تقارن بیشتری داشته باشد، رابطه خطای پیش‌بینی فروش و ریسک سیستماتیک کمتر می‌شود. در سطح معناداری ۹۰٪ متغیر کنترلی اندازه شرکت با ریسک سیستماتیک رابطه معکوس دارد. با توجه به تئوری افشای اطلاعات، محیط اطلاعاتی متقارن موجب تأثیرگذاری بیشتر اطلاعات در قیمت‌های سهام و افزایش کارایی بازار سرمایه می‌شود. به‌طورکلی می‌توان نتایج را با پژوهش روبین و وو (۲۰۱۵) مرتبط نمود که بر تأثیر محیط اطلاعاتی در کاهش رابطه بین افشای اطلاعات با هزینه سرمایه و ریسک شرکت تأکید دارد.

جدول ۷. نتایج فرضیه فرعی ۱-۲

	روش OLS				روش GMM			
متغیرهای مدل	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۰۸	۰/۴۴۶	۰/۰۱۸	۰/۹۸۵				
خطای پیش‌بینی فروش	۰/۱۱۳	۰/۰۳۴	۳/۲۸۶	۰/۰۰۱	۰/۳۶۰	۰/۱۷۵	۲/۰۵۵	۰/۰۴۰
تقارن اطلاعاتی	-۰/۰۵	۰/۰۹۳	-۰/۶۰	۰/۵۴۶	۰/۳۸۵	۰/۳۱۵	۱/۲۲۰	۰/۲۲۳
تقارن اطلاعاتی*خطا	-۰/۳۵	۰/۲۱۵	-۱/۶۵	۰/۰۹۸	-۱/۳۴	۰/۷۱۶	-۱/۸۷	۰/۰۶۱
اهرم مالی	۱/۵۰۷	۰/۲۱۴	۷/۰۲۵	۰/۰۰۰	۰/۲۳۱	۱/۴۷۵	۰/۱۵۷	۰/۸۷۵
اندازه شرکت	-۰/۰۱	۰/۰۳۱	-۰/۳۸	۰/۷۰۱	-۰/۴۵۵	۰/۲۶۹	-۱/۶۸	۰/۰۹۲
رشد فروش	۰/۰۷۷	۰/۰۵۹	۱/۲۹۵	۰/۱۹۵	۰/۲۴۶	۰/۳۵۰	۰/۷۰۳	۰/۴۸۲
وقفه ریسک					-۰/۰۶	۰/۰۹۰	-۰/۶۹	۰/۴۸۶
آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه		آزمون	آماره	معنادار	نتیجه
چاو	۱/۶۵۱	۰/۰۰۲	داده‌های پانل		آماره J	۱۲/۲۵۱	۰/۵۸۶	اعتبار
هاسمن	۸/۶۶	۰/۱۹۳	اثرات تصادفی		والد	۱۴/۶۵	۰/۰۴۰	اعتبار
آزمون وایت	۰/۹۲۳	۰/۵۶۹	همسانی واریانس		AR(۱)	-۳/۲۴	۰/۰۰۱	اعتبار
آماره F	۱۲/۰۷	۰/۰۰۰	معناداری مدل		AR(۲)	۰/۱۸۱	۰/۸۵۵	اعتبار
R^2 تعدیل‌شده	۰/۱۲۷	R^2	۰/۱۳۹					
دوربین واتسون	۱/۸۲۶		عدم خودهمبستگی					

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه فرعی ۲-۲ به بررسی تأثیر تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی سود عملیاتی و ریسک سیستماتیک می‌پردازد. مطابق با جدول ۸، در رویکرد ایستا، خطای پیش‌بینی سود عملیاتی با ریسک

سیستماتیک رابطه مستقیم دارد. اثر تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی سود عملیاتی و ریسک سیستماتیک معنادار است. ضریب متغیر اهرم مالی در مدل معنادار و مثبت است. با این وجود در رویکرد پویا، ضریب متغیر خطای پیش‌بینی سود عملیاتی معنادار نیست اما اثر متقابل تقارن اطلاعاتی و خطای پیش‌بینی سود عملیاتی در مدل معنادار است. مطابق با مبانی نظری، افشای بیشتر اطلاعات ضمن افزایش تقارن اطلاعاتی، شرایط نظارت بر فعالیت‌های شرکت را فراهم نموده و مدیران شرکت‌ها را در جهت تأمین منافع سرمایه‌گذاران ترغیب می‌نماید. بر اساس یافته‌های زیو (۲۰۱۶) نیز بهبود گزارش‌های داخلی یکی از نتایج افشای بهتر اطلاعات بوده که می‌تواند در کاهش ریسک سیستماتیک مؤثر باشد.

فرضیه فرعی ۳-۲ به بررسی تأثیر تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی سود خالص و ریسک سیستماتیک می‌پردازد. با توجه به جدول ۹، در رویکرد ایستا با افزایش خطای پیش‌بینی سود خالص، ریسک سیستماتیک افزایش می‌یابد. اثر تقارن اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی سود خالص و ریسک سیستماتیک معنادار است. اهرم مالی نیز رابطه مستقیمی با ریسک سیستماتیک دارد. در رویکرد پویا نیز رابطه معناداری بین متغیر ریسک سیستماتیک و خطای پیش‌بینی سود خالص وجود دارد و ضرب تقارن اطلاعاتی در خطای پیش‌بینی سود خالص معنادار بوده و ریسک سیستماتیک را کاهش می‌دهد. متغیر اندازه شرکت نیز رابطه معنادار و مستقیم با ریسک سیستماتیک دارد. نتایج این فرضیه نیز در حمایت از پژوهش بانجمک و همکاران (۲۰۱۸)، بر تأثیر افشای بیشتر اطلاعات در افزایش تقارن اطلاعاتی و کاهش ریسک سیستماتیک تأکید دارد.

جدول ۸. نتایج فرضیه فرعی ۲-۲

	روش OLS				روش GMM			
متغیرهای مدل	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۳۲۵	۰/۴۷۶	۰/۶۸۲	۰/۴۹۵				
خطای پیش‌بینی سود عملیاتی	۰/۰۹۳	۰/۰۵۰	۱/۸۶۸	۰/۰۶۲	۰/۲۸۵	۰/۱۷۷	۱/۶۰۸	۰/۱۰۸
تقارن اطلاعاتی	۰/۰۴۸	۰/۱۱۳	۰/۴۲۴	۰/۶۷۱	۰/۳۲۴	۰/۳۰۱	۱/۰۷۵	۰/۲۸۳
تقارن اطلاعاتی*خطا	-۲/۴۶	۱/۲۱۸	-۲/۰۱	۰/۰۴۴	-۷/۴۷	۳/۳۹۵	-۲/۲۰	۰/۰۲۸
اهرم مالی	۱/۷۲۵	۰/۲۷۹	۶/۱۷۶	۰/۰۰۰	۱/۱۱۳	۱/۱۸۵	۰/۹۳۸	۰/۳۴۸
اندازه شرکت	-۰/۰۴	۰/۰۳۳	-۱/۲۹	۰/۱۹۷	-۰/۱۶	۰/۲۴۹	-۰/۶۷	۰/۵۰۲
رشد فروش	۰/۰۶۷	۰/۰۷۴	۰/۹۰۵	۰/۳۶۶	۰/۱۱۲	۰/۱۹۱	۰/۵۸۸	۰/۵۵۶
وقفه ریسک					۰/۰۷۶	۰/۰۴۳	۱/۷۶۶	۰/۰۷۸
آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه		آزمون	آماره	معناداری	نتیجه
چاو	۱/۵۵۰	۰/۰۰۸	داده‌های پانل		آماره J	۷/۵۱	۰/۹۱۳	اعتبار
هاسمن	۶/۷۸۱	۰/۳۴۱	اثرات تصادفی		والد	۲۷/۱۷	۰/۰۰۰	اعتبار
آزمون وایت	۱/۰۲۴	۰/۴۳۳	همسانی واریانس		AR(۱)	-۲/۸۲	۰/۰۰۴	اعتبار
آماره F	۷/۵۹۶	۰/۰۰۰	معناداری مدل		AR(۲)	۰/۴۱۷	۰/۶۷۶	اعتبار
R^2 تعدیل‌شده	۰/۰۹۶	R^2	۰/۱۱۱					
دوربین واتسون	۱/۸۲۸		عدم خودهمبستگی					

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. نتایج فرضیه فرعی ۳-۲

	روش OLS				روش GMM			
متغیرهای مدل	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۲۹	۰/۴۵۰	۰/۰۶۶	۰/۹۴۷				
خطای پیش‌بینی سود خالص	۰/۱۱۱	۰/۰۴۷	۲/۳۵۱	۰/۰۱۹	۰/۲۱۹	۰/۱۰۷	۲/۰۴۲	۰/۰۴۲
تقارن اطلاعاتی	۰/۰۷۳	۰/۱۰۴	۰/۷۰۵	۰/۴۸۰	۰/۲۸۰	۰/۱۹۵	۱/۴۳۱	۰/۱۵۳
تقارن اطلاعاتی*خطا	-۲/۶۹	۱/۱۰۳	-۲/۴۴	۰/۰۱۵	-۵/۵۵	۲/۲۲۳	-۲/۴۹	۰/۰۱۳
اهرم مالی	۱/۶۶۵	۰/۲۲۳	۷/۴۴۲	۰/۰۰۰	۰/۴۴۰	۰/۹۳۴	۰/۴۷۱	۰/۶۳۷
اندازه شرکت	-۰/۰۱	۰/۰۳۱	-۰/۴۴	۰/۶۵۴	-۰/۸۴	۰/۲۳۴	-۳/۶۰	۰/۰۰۰
رشد فروش	۰/۰۲۷	۰/۰۷۱	۰/۳۸۴	۰/۷۰۱	-۰/۳۸	۰/۲۳۲	-۱/۶۴	۰/۱۰۰
وقفه ریسک					-۰/۲۲	۰/۱۰۱	-۲/۲۴	۰/۰۲۵
آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه		آزمون	آماره	معناداری	نتیجه
چاو	۱/۵۹۱	۰/۰۰۵	داده‌های پانل		آماره J	۱۹/۷۲	۰/۱۳۸	اعتبار
هاسمن	۸/۸۰۵	۰/۱۸۴	اثرات تصادفی		والد	۳۸/۳۳	۰/۰۰۰	اعتبار
آزمون وایت	۱/۱۶۶	۰/۲۶۹	همسانی واریانس		AR(۱)	-۲/۹۴	۰/۰۰۳	اعتبار
آماره F	۱۰/۹۹	۰/۰۰۰	معناداری مدل		AR(۲)	-۱/۳۳	۰/۱۸۱	اعتبار
R^2 تعدیل‌شده	۰/۱۲۸	R^2	۰/۱۴۱					
دوربین واتسون	۱/۸۶۷		عدم خودهمبستگی					

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش بررسی رابطه کیفیت اطلاعات داخلی با ریسک سیستماتیک شرکت و تأثیر تقارن اطلاعاتی بر این رابطه است. متغیرهای خطای مدیریت در پیش‌بینی فروش، سود عملیاتی و سود خالص، به‌عنوان مؤلفه‌های کیفیت اطلاعات داخلی استفاده شده است. ضریب بتا نیز شاخص ریسک سیستماتیک بوده و نوسانات قیمت سهام نیز به‌عنوان معیار تقارن اطلاعاتی شرکت لحاظ شده است. در این راستا دو فرضیه اصلی و ۶ فرضیه فرعی با دو رویکرد ایستا و پویا بررسی شدند. فرضیه اصلی اول به بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی مدیریت (فروش، سود عملیاتی و سود خالص) و ریسک سیستماتیک شرکت اختصاص دارد. نتایج بیانگر این مطلب است که متغیر خطای پیش‌بینی مدیریت رابطه مستقیمی با ریسک سیستماتیک دارد؛ این نتایج با یافته‌های زین و یان (۲۰۱۹)، صالح نژاد و همکاران (۱۳۹۴) و حیدرپور و خواجه محمود (۱۳۹۳) منطبق است. خاوری و حیدرپور (۱۳۹۸) نیز دریافتند هرچه خطای پیش‌بینی سود مدیریت بیشتر باشد، بازده غیرعادی سهام افزایش یافته و ریسک شرکت کاهش می‌یابد؛ اما این نتایج با یافته‌های جان استون (۲۰۱۶) و صالح نژاد و وقفی (۱۳۹۵) همخوانی ندارد. به‌طورکلی می‌توان نتیجه گرفت هرچه کیفیت اطلاعات داخلی بیشتر باشد، ریسک سیستماتیک شرکت کاهش می‌یابد. بر اساس مبانی نظری نیز، با افشای مناسب اطلاعات داخلی، نقدشوندگی سهام افزایش یافته و ریسک شرکت کاهش می‌یابد. مطابق با تئوری‌های نمایندگی و نیاز سرمایه نیز شرکت‌ها برای تشریح توانایی خود در بیشتر نمودن ثروت سرمایه‌گذاران، پیش‌بینی‌های دقیق‌تری را ارائه می‌دهند؛ بنابراین وجود گزارش‌های پیش‌بینی

مدیریت در صورت‌های مالی و موارد افشاشده شرکت‌ها، درصورتی‌که فاقد اشتباه و یا تحریف بااهمیت باشد، می‌تواند باعث تقویت بازار و بهبود کارایی آن شود، اما اگر این گزارش‌ها همراه با خطا باشند، ریسک شرکت‌ها را افزایش می‌دهد. براین اساس وجود نظارتی قوی بر اطلاعات افشاشده شرکت‌ها از سوی بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند در بهبود شرایط بازار مؤثر بوده و باعث رونق بازار اوراق بهادار و هدایت سرمایه‌های اندک جامعه به سمت تولید ملی شود. همچنین به سازمان حسابرسی به‌عنوان متولی تدوین استانداردهای حسابداری در ایران، پیشنهاد می‌شود با همکاری سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، اقدام به تدوین استانداردهایی نماید که منجر به بهبود کیفیت اطلاعات داخلی شرکت‌ها شود. از سوی دیگر با توجه به اینکه کیفیت بالای اطلاعات داخلی شرکت‌ها تا حد زیادی به اجرای کارا و اثربخش الزامات کنترل‌های داخلی شرکت‌ها مربوط است؛ پیشنهاد می‌شود سازمان حسابرسی، استانداردهای بیشتری را در این خصوص تدوین نماید تا هم از مدیریت سود در شرکت‌ها کاسته شده و هم قابلیت مقایسه گزارش‌های داخلی شرکت‌ها بیشتر شود. به سازمان بورس و اوراق بهادار نیز توصیه می‌شود ذیل اطلاعات منتشره در سامانه کدال، گزارش‌هایی را با محتوای کیفیت اطلاعات داخلی شرکت‌ها ارائه نماید تا سرمایه‌گذاران را در تخصیص بهینه سرمایه خود یاری کند.

در فرضیه اصلی دوم تأثیر محیط اطلاعاتی بر روابط خطای پیش‌بینی مدیریت با ریسک سیستماتیک شرکت، آزمون شده است. نتایج بیانگر این مطلب است که متغیر خطای پیش‌بینی فروش، سود عملیاتی و سود خالص مدیریت رابطه مستقیمی با ریسک سیستماتیک دارد. همچنین محیط اطلاعاتی باعث کاهش این رابطه می‌شود و بنابراین فرضیه اصلی دوم تائید می‌شود. گرچه محقق در بررسی تأثیر محیط اطلاعاتی بر رابطه خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک سیستماتیک به پژوهشی دست نیافت، اما به‌طورکلی می‌توان نتایج را با پژوهش‌های روبین و وو (۲۰۱۵) مرتبط نمود که بر تأثیر محیط اطلاعاتی در کاهش رابطه بین افشای اطلاعات با هزینه سرمایه و ریسک شرکت تأکیددارند. بانجمک و همکاران (۲۰۱۸) و زیو (۲۰۱۶) نیز دریافتند افشای اختیاری بیشتر با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، منجر به بهبود محیط اطلاعاتی و کاهش ریسک شرکت می‌شود. بر اساس تئوری علامت‌دهی نیز، شرکت‌ها برای گزارش عملکرد بهتر خود نسبت به رقبا، اقدام به افزایش افشای اطلاعات حسابداری می‌نمایند که موجب تقویت محیط اطلاعاتی و درنتیجه کاهش ریسک شرکت می‌شود. بر این اساس شدت رابطه مستقیم بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک سیستماتیک در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی متقارن‌تر کمتر است. با توجه به وجود مشکلاتی که در مورد پیش‌بینی‌های مدیریت وجود دارد، به نظر می‌رسد اقدام سازمان بورس اوراق بهادار در خصوص الزام برای افشای گزارش تفسیری، مؤثر بوده است. به‌بیان‌دیگر، درصورتی‌که گزارش‌های تفسیری مدیریت، اطلاعات مهم و اثرگذار را به همراه جزئیات لازم دربرداشته باشد، سرمایه‌گذاران از گزارش‌های تفسیری در کنار پیش‌بینی‌های مدیریت استفاده می‌نمایند که موجب توسعه فضای تحلیلی بورس اوراق بهادار تهران و رشد اقتصادی کشور خواهد شد؛ اما اگر نظارت لازم بر گزارش‌های تفسیری وجود نداشته باشد و این گزارش‌ها فاقد جزئیات کافی باشند، شفافیت بازار کاهش می‌یابد؛ بنابراین نظارت بر گزارش‌های ارائه‌شده مدیریت، بسیار بااهمیت است. توصیه می‌شود این گزارش‌ها توسط مؤسسات معتبر، بررسی شوند. همچنین

سازمان بورس اوراق بهادار، سطوحی از تحلیلگران مالی را در راستای تحلیل گزارش‌های تفسیری مدیریت فراهم نموده تا این افراد پیش‌بینی‌های دقیقی را نسبت به شرایط آتی شرکت‌ها در اختیار سرمایه‌گذاران قرار دهند. همچنین ایجاد سامانه‌ای متمرکز جهت افشای بهتر اطلاعات توسط شرکت‌ها و تحلیل این اطلاعات توسط کارشناسان در این زمینه می‌تواند مؤثر باشد. از سوی دیگر با توجه به تأثیر نوسانات قیمت سهام بر رابطه کیفیت اطلاعات داخلی و ریسک سیستماتیک، به سرمایه‌گذاران، تحلیلگران و سایر مشارکت‌کنندگان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود به معیارهای نقدینگی سهام ازجمله نوسانات قیمت سهام توجه نموده و در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی متقارن‌تر فعالیت نمایند.

همسو بودن نتایج آزمون در دو رویکرد ایستا و پویا در بیشتر فرضیه‌های پژوهش، موجب افزایش قابلیت اتکای روابط شده است. همچنین وقفه ریسک سیستماتیک بر میزان این متغیر در سال بعد مؤثر است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود در بررسی روابط مؤثر بر ریسک سیستماتیک، از روش‌های پویا نیز استفاده شود. همچنین با توجه به اینکه این پژوهش در شرکت‌هایی با صنایع متنوع انجام شده است، به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود این روابط را در شرکت‌هایی با صنایع مشابه بررسی نمایند یا اینکه آن‌ها را ابتدا، ازنظر اندازه در گروه‌های کوچک و بزرگ تفکیک نموده و جداگانه آزمون نموده و نتایج را مقایسه نمایند. همچنین می‌توانند از سایر معیارهای محیط اطلاعاتی ازجمله پوشش خبری شرکت‌ها، اندازه شرکت و یا سایر معیارهای اندازه‌گیری ریسک شرکت، در پژوهش خود استفاده نمایند.

پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی نیز همراه بوده است؛ به دلیل فقدان اطلاعات موردنیاز، دوره زمانی ۷ ساله در نظر گرفته‌شده است؛ همچنین با توجه به محدود بودن جامعه آماری به شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که سال مالی آن‌ها پایان اسفند است، این امکان وجود دارد که در صورت بهره‌گیری از دوره زمانی طولانی‌تر یا تعداد شرکت‌های بیشتر، نتایج قوی‌تری حاصل شود؛ اما با توجه به استفاده از روش داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌ها، تعداد نمونه موردبررسی به ۴۵۵ داده سال-شرکت توسعه داده شد؛ بنابراین در تعمیم دهی نتایج خللی وارد نمی‌شود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

اســعدی، عبدالرضــا. (۱۳۹۵). **حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت‌های هلدینگ و تابعه در بورس اوراق بهادار تهران**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۴(۱۵)، ۱۵۱-۱۲۹.

حیدرپور، فرزانه و خواجه محمود، زیبا. (۱۳۹۳). **رابطه بین ویژگی‌های پیش‌بینی سود هر سهم توسط مدیریت بر ریسک و ارزش شرکت با هدف آینده‌نگری در تصمیم‌گیری**. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۷(۲۲)، ۴۶-۲۵.

حیدری، مهدی.، قادری، بهمن و همه‌خانی، سعید. (۱۳۹۶). **بررسی نقش میانجی عدم تقارن اطلاعاتی در تبیین رابطه بین کیفیت حسابرسی و سیاست‌های تأمین مالی**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۵(۱۹)، ۱۲۶-۹۳.

خاوری، حمید و حیدرپور، فرزانه. (۱۳۹۸). **تأثیر ســرمایه‌گذاری ســهامداران نهادی و خطای پیش‌بینی سود هر سهم و سود تقسیمی بر بازده غیرعادی سهام**. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۱(۴۱)، ۱۹۸-۱۸۳.

خلیلی عراقی، منصــور، کبیری رنانی، محبوبه و نوبهار، الهام (۱۳۹۶). **تحلیل تأثیر انواع زیر ساخت‌ها بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با بهره‌گیری از روش گشتاوری تعمیم‌یافته سیستمی**. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴(۱۵)، ۱۴۲-۱۱۹.

زلقی، حسن.، بیات، مرتضی و دانش عسگری، تهمینه. (۱۳۹۳). **بررسی تأثیر پیش‌بینی سود از جانب مدیریت بر ریسک غیرسیستماتیک**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۲(۵)، ۱۳۶-۱۲۱.

ساری، محمدعلی.، اعتمادی، حسین و سپاسی، سحر. (۱۳۹۸). **نقش کیفیت محیط اطلاعات داخلی در کاهش ریسک مالیاتی شرکت‌ها**. *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۲۳(۲)، ۲۷-۱.

ســتایش، محمدحســین، مهتری، زینب و محمدیان، محمد. (۱۳۹۴). **بررسی اثر هم‌زمان اندازه شرکت و محیط اطلاعاتی بر ارتباط ارزشی سود ویژه و جریان نقد عملیاتی**. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۷(۳)، ۶۰-۳۷.

صالح‌نژاد، سید حسن و وقفی، سید حسام. (۱۳۹۵). **تأثیر پیش‌بینی سود توسط شرکت بر ریسک و ارزش شرکت**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۴(۱۲)، ۱۲۴-۱۰۳.

صالح‌نژاد، سید حسن.، وقفی، سید حسام و قربان‌پور، جبرییل. (۱۳۹۴). **تأثیر کیفیت اطلاعات بر ریسک سیستماتیک و هزینه سرمایه**. *پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی*، ۴(۶)، ۱۹۶-۱۷۱.

مهدوی، غلامحسین و رضایی، غلامرضا. (۱۳۹۷). **اثر میانجی‌گری افشای داوطلبانه و کیفیت سود بر رابطه بین ساختار حاکمیت شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی**. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۰(۳۹)، ۳۶-۲۱.

Arellano, M. & Bond, S. (۱۹۹۱). **Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations**. *The review of economic studies*, ۵۸(۲), ۲۷۷-۲۹۷.

Asadi, A. (۲۰۱۷). **Corporate governance and holding companies and subsidiaries performance in Tehran Stock Exchange**. *Financial Management Strategy*, ۴(۱۵), ۱۲۹-۱۵۱. (In Persian).

Bangmek, R., Yodbutr, A. & Thanjunpong, S. (۲۰۱۸). **Cost of equity and disclosure of management's responsibility for financial reports of firms in Thailand**. *Kasetsart Journal of Social Sciences*, ۴۱(۲), ۴۱۵-۴۲۱.

Beyer, A., Cohen, D. A., Lys, T. Z. & Walther, B. R. (۲۰۱۰). **The financial reporting environment: Review of the recent literature**. *Journal of Accounting and Economics*, ۵۰(۲–۳), ۲۹۶–۳۴۳.

Bozanic, Z., Roulstone, D. T. & Van Buskirk, A. (۲۰۱۸). **Management earnings forecasts and other forward-looking statements**. *Journal of accounting and economics*, ۶۵(۱), ۱-۲۰.

Caban-Garcia, M. T., Choi, H. & Kim, M. (۲۰۲۰). **The effects of operating cash flow disclosure on earnings comparability, analysts' forecasts, and firms' investment decisions during the Pre-IFRS Era**. *The British Accounting Review*, ۵۲(۴), ۱۰۰۸۸۳.

Cheng, C. S. A., Johnston, J. & Li, S. (۲۰۱۴). **Higher ERC or higher future ERC from income smoothness? The role of information environment**. *American Accounting Association Annual Meeting and Conference on Teaching and Learning in Accounting*, Atlanta, GA, August۲-۶, ۲۰۱۴.

Cheng, Q., Cho, Y. & Yang, H. (۲۰۱۸). **Financial reporting changes and the internal information environment: Evidence from SFAS ۱۴۲**. *Review of Accounting Studies, Springer*, ۲۳(۱), ۳۴۷-۳۸۳.

Core, J. E., Hail, L. & Verdi, R. S. (۲۰۱۵). **Mandatory disclosure quality, inside ownership, and cost of capital**. *European Accounting Review*, ۲۴(۱), ۱–۲۹.

Heidari, M., Ghaderi, B. & Hamekhani, S. (۲۰۱۸). **The mediation of information asymmetry on the relationship between audit quality and financing policies**. *Financial Management Strategy*, ۵(۱۹), ۹۳-۱۲۶. (In Persian).

Heydarpour, F. & Khajeh Mahmoud, Z. (۲۰۱۴). **The relation between characteristics of predicted earnings per share by management and risk and firm value in terms of future decision-making**. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, ۷(۲۲), ۲۵-۴۶. (In Persian).

Johnstone, D. (۲۰۱۶). **The effect of information on uncertainty and the cost of capital.** *Contemp Account Research*, ۳۳(۲), ۷۵۲–۷۷۴.

Jorgensen, B. & Kirschenheiter, M. (۲۰۰۳). **Discretionary risk disclosures**. *The Accounting Review*, ۷۸(۲), ۴۴۹–۴۶۹.

Khalili Araghi, M., Kabiri Renani, M. & Nobahar, E. (۲۰۱۸). **Investigating the effects of different kinds of infrastructures on income distributions of provinces in Iran: A generalized method of moment approach.** *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, ۴(۱۵), ۱۱۹-۱۴۲. (In Persian).

Khavari, H. & Heidarpoor, F. (۲۰۱۹). **Impact of investments of institutional shareholders and forecast error per-share earnings and dividends the cumulative abnormal return**. *Accounting & Auditing Studies*, ۱۱(۴۱), ۱۸۳-۱۹۸. (In Persian).

Kim, S. & Na, H. (۲۰۱۹). **Earnings information, arbitrage constraints, and the forecast dispersion anomaly**. *Finance Research Letters*, ۳۵(C), ۱۰۱۳۱۱.

Kitagawa, N. & Okuda, S. Y. (۲۰۱۶). **Management forecasts, idiosyncratic risk, and the information environment.** *The International Journal of Accounting*, ۵۱(۴), ۴۸۷-۵۰۳.

Lambert, R., Leuz, C. & Verrecchia, R. E. (۲۰۰۷). **Accounting information, disclosure, and the cost of capital**. *Journal of Accounting Research*, ۴۵(۲), ۳۸۵–۴۲۰.

Lintner, J. (۱۹۶۵). **Security prices, risk, and maximal gains from diversification.** *The Journal of Finance*, ۲۰(۴), ۵۸۷-۶۱۵.

Mahdavi, G. & Rezaei, G. (۲۰۱۸). **The mediate effect of voluntary disclosure and earnings quality on the relationship between corporate governance and information asymmetry**. *Accounting & Auditing Studies*, ۱۰(۳۹), ۲۱-۳۶. (In Persian).

Omokehinde, O. S., Abata, M. D., Somoye, R. O. C. & Migiro, S. O. (۲۰۱۷). **Asymmetric information and volatility of stock returns in Nigeria.** *Journal of Economics and Behavioral Studies*, ۹(۳), ۲۲۰-۲۳۱.

Patton, A. J. & Verardo, M. (۲۰۱۲). **Does beta move with news? Firm-specific information flows and learning about profitability**. *Society for Financial Studies*, ۲۵(۹), ۲۷۸۹–۲۸۳۹.

Rajgopal, S. & Venkatachalam, M. (۲۰۱۱). **Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility.** *Journal of Accounting and Economics*, ۵۱(۱-۲), ۱-۲۰.

Robin, A. & Wu, Q. (۲۰۱۵). **Firm growth and the pricing of discretionary accruals**. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, ۴۵(۳), ۵۶۱-۵۹۰.

Roychowdhury, S., Shroff, N. & Verdi, R. S. (۲۰۱۹). **The effects of financial reporting and disclosure on corporate investment: A review**. *Journal of Accounting and Economics*, ۶۸(۲-۳), ۱۰۱۲۴۶.

Salehnejad, S. & Vaghfi, H. (۲۰۱۶). **The effect of predicting profit by management on risk and firm value**. *Financial Management Strategy*, ۴(۱۲), ۱۰۳-۱۲۴. (In Persian).

Salehnejad, S. H., Vaghfi, S. H. & Ghorbanpour, J. (۲۰۱۵). **The effect of information quality on systematic risk and cost of capital**. *Journal of Applied Research in Financial Reporting*, ۴ (۶), ۱۷۱-۱۹۶. (In Persian).

Sari, M., Etemadi, H., Sepasi, S. (۲۰۲۱). **The Importance of the Internal Information Environment Quality for Tax Risk Reduction**. *Management Research in Iran*, ۲۳(۲), ۱-۲۷. (In Persian).

Schoenfeld, J. (۲۰۱۷). **The effect of voluntary disclosure on stock liquidity: new evidence from index funds.** *Journal of Accounting and Economics*, ۶۳(۱), ۵۱-۷۴.

Setayesh, M., Mehtari, Z. & Mohammadian, M. (۲۰۱۶). **Investigating interactive effect of firm size and information environment on value relevance of net income and operating cash flow**. *Financial Accounting Researches*, ۷(۳), ۳۷-۶۰. (In Persian).

Sharpe, W. F. (۱۹۶۴). Capital asset prices: **A theory of market equilibrium under conditions of risk**. *The Journal of Finance*, ۱۹(۳), ۴۲۵-۴۴۲.

Shroff, N., Verdi, R. S. & Yu, G. (۲۰۱۴). **Information environment and the investment decisions of multinational corporations.** *The Accounting Review*, ۸۹(۲), ۷۵۹-۷۹۰.

Vieira, E. F. S. & Pinho, C. (۲۰۱۱). **Financial disclosure and stock price volatility: Evidence from portugal and belgium**. *Portuguese Journal of Accounting and Management*, ۱۱, ۷۷-۱۰۸.

Xing, X. & Yan, S. (۲۰۱۹). **Accounting information quality and systematic risk**. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, ۵۲(۱), ۸۵-۱۰۳.

Zalaghi, H., Bayat, M. & Daneshasgari, T. (۲۰۱۴). **The impact of management earning forecast on non-systematic risk**. *Financial Management Strategy*, ۲(۵), ۱۲۱-۱۳۶. (In Persian).

Zeyu, S. (۲۰۱۶). **Management forecast and risk parameter uncertainty.** *Doctoral dissertation, National University of Singapore*.

Zhang, X., Zhang, Q., Chen, D. & Gu, J. (۲۰۱۹). **Financial integration, investor protection and imbalanced optimistically biased information timeliness in emerging markets**. *International Review of Financial Analysis*, ۶۴(C), ۳۸-۵۶.

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۱۷۶-۱۶۱

مقاله پژوهشی

اثرگذاری تحریم‌های تجاری بر شاخص سهام صنایع مختلف پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

ابراهیم رحمان‌پور[۲]، بهاره عابد[۳]، سمیرا الفتی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۵

چکیده

تحریم یکی از ریسک‌های سیستماتیک بازار سرمایه است که با ایجاد پرتفوی قابل کاهش نیست. بنابراین، معامله‌گر با آگاهی از اثرات تحریم بر بازده کل شرکت می‌تواند بهترین تصمیم را در رابطه با سهام در مواجه با رویدادهای مشابه اتخاذ نماید. بنابراین، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر تحریم‌های تجاری، صادرات و واردات بر شاخص سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ پرداخته است. برای این منظور، ۷ صنعت مشتمل بر ۹۴ شرکت به عنوان نمونه آماری مورد مطالعه انتخاب شد. یافته‌های پژوهش نشان داد از نظر شدت اثرگذاری، تحریم‌های صادرات بر شاخص سهام صنایع خودرو، غذایی به جز قند و شکر و کانی‌های فلز تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. تحریم‌های واردات نیز بر شاخص سهام صنایع خودرویی، دارویی، غذایی به جز قند و شکر و فلزات اساسی تأثیر منفی و معنی‌داری دارد.

واژگان کلیدی: تحریم‌های تجاری، تحریم صادرات، تحریم واردات، شاخص سهام.

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۳۹۷,۲۲۲۰

۲. کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد رامسر، ایران. نویسنده مسئول، **Email:**erp۱۳۶۴@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران. **Email:**bahareh.abed@yahoo.com

۴. دانشجوی دکتری مهندسی مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج، البرز، ایران. **Email:**samira.olfati۶۳@gmail.com

طبقه‌بندی موضوعی: $M\varepsilon$

مقدمه

بازارهای سرمایه نقش مهمی در اقتصاد دارند، زیرا که وجه نقد افرادی که توان استفاده از آن را ندارند به سمت کسانی که این توانایی را دارند هدایت می‌کنند (باباجانی و همکاران، ۲۰۱۷) . مشارکت در بازار سهام یک تصمیم اقتصادی بااهمیت است (آلمنبرگ و دریبر[۱]، ۲۰۱۵). موج عظیم حرکت به سمت پیچیده‌تر شدن محیط‌های تجاری، موجب شده تا طیف‌های گوناگون سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه، چه آنان که دارای تخصص کافی در زمینه سرمایه‌گذاری در بورس هستند و چه آنان که فاقد تخصص کافی در این زمینه هستند، در مسیر اقدام به سرمایه‌گذاری، گستره وسیعی از اطلاعات متفاوت را مدنظر قرار دهند (چاوشی و فلاطون‌نژاد، ۱۳۹۶). در هنگام تصمیم‌گیری، سرمایه‌گذار اطلاعات مالی گوناگونی را مورد توجه قرار می‌دهد که این اطلاعات شامل روند قیمت سهام، حجم معاملات، شاخص‌های کلان اقتصادی، نظرات تحلیل‌گران و تصمیمات و سیاست‌های دولت می‌باشد (دانگ و جیو[۲]، ۲۰۱۸). تجزیه و تحلیل دقیق‌تر روند قیمت در بورس اوراق بهادار نیازمند وجود شاخص‌هایی با کارکردهای گوناگون است و بدین سبب امروزه شاخص‌های بسیار متنوعی در بورس‌های معتبر جهانی محاسبه و منتشر می‌شوند. شیوه محاسبه شاخص نیز در راستای کارایی بیشتر و ارائه تصویری دقیق‌تر از فرآیند عملکرد بورس، دستخوش تغییرات گوناگونی شده است (کیانی، ۱۳۹۲). به طور معمول، در بررسی عملکرد و کارایی بازار بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام آئینه تمام نمای بورس کشور تلقی می‌گردد. به همین دلیل تحلیل‌گران معتقدند که شناسایی عوامل موثر بر قیمت سهام و تجزیه و تحلیل رفتار قیمتی سهام در مقابل این عوامل، می‌تواند به بهبود و رونق بازار سرمایه کمک شایانی نماید (ورهرامی و اسبقی، ۱۳۹۷). یکی از عوامل تأثیرگذار بر قیمت سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار ریسک است. رابطه بین ریسک و بازدهی بازار بورس همواره موضوعی قابل توجه برای سرمایه‌گذاران و پژوهشگران بوده است (هوندال و همکاران[۳]، ۲۰۱۹) و سهامداران با سطوح مختلف ریسک‌گریزی ترکیبات متفاوتی از سهام‌های دارای ریسک را در پرتفوی خود نگهداری می‌کنند (جیورجی و همکاران [۴]، ۲۰۱۹). تحریم نوعی ریسک سیستماتیک (ریسک غیرقابل تنوع‌بخشی) است که بر کل بازار تأثیرگذار است ولی با توجه به نوع صنعت شدت و اثر آن متفاوت است (بهروزی فر، ۱۳۸۵). اقتصاددانان و سیاست‌مداران در رابطه با اثرات تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی به عنوان ابزاری جهت ایجاد اختلال در اقتصاد و سیاست کشور هدف مطالب قابل توجهی بیان کرده‌اند (کامپفر و لونبرگ[۵]، ۱۹۸۸). به عبارت دیگر تحریم‌ها معمولا ابزاری برای تغییر سیاست و اقتصاد کشور هدف هستند (مارینو[۶]، ۲۰۰۵). در حوزه مسائل بین‌المللی، تحریم‌های اقتصادی، ابزاری هستند که جایگزین جنگ و اِعمال قوه قهریه تلقی

۱. Almenberg & dreber
۲. Gao & Dong
۳. Hundal et al
٤. Giorgi et al
٥. Kaempfer & Lowenberg
٦. Marinov

می‌شوند که طی آن، به توقف یا تهدید مناسبات اقتصادی علیه کشور مورد نظر اقدام می‌گردد و موجب «افزایش هزینه‌های تجاری و انحراف تجاری در کشور هدف» می‌شود.

مدلسازی اجزای جریان سرمایه نشان داده که تحریم، از طریق ممنوعیت ورود جریان نقد، به صورت مستقیم بر بانک‌ها و شرکت فعال در حوزه نفت و گاز (شرکت‌های موجود در لیست تحریم) اثرگذار است و از طریق محدودسازی ورود جریان نقد و سرمایه‌گذاری، به صورت غیرمستقیم، بر سایر شرکت‌ها (شرکت هایی که در لیست تحریم نیستند) تأثیر می‌گذارد (گورویچ و پریلپسکی[۱]، ۲۰۱۵)

از طرفی مهم‌ترین سند و برنامه بلندمدت کشور سند چشم انداز بیست ساله است. در این سند ایران پس از بیست سال بایستی رتبه اول اقتصادی و صنعتی منطقه باشد به نظر می‌رسد وجود تحریم‌های اقتصادی موجب کاهش سرمایه‌گذاری به عنوان مهم‌ترین عامل رشد و توسعه اقتصادی و صنعتی و کندی رشد بلند مدت شود و دست‌یابی به اهداف سند بیست ساله را سخت‌تر نماید (شهاب‌الدینی و صفارزاده، ۱۳۹۳). در طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۲ که فشار تحریم‌ها علیه کشور ایران افزایش یافت صادرات نفتی بیش از ۵۰٪ سقوط کرد. در حال حاضر نیز تحریم‌های اقتصادی علیه کشور ایران عبارت‌اند از:۱. معاملات نفتی، معاملات کالای لوکس ایرانی (مانند فرش و خاویار)، بیمه حمل و نقل کشتی، فروش هواپیماهای غیرنظامی، ارتباطات شخصی، فروش تجهیزات فناوری و اطلاعات، صادرات دارو و مواد غذایی و تامین مالی (کاتزمن[۲]، ۲۰۱۹).

به‌طور کلی اعمال تحریم‌های تجاری، صادرات و واردات کشور را دستخوش تغییر می‌سازد. این تغییرات باعث تغییر در عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می‌گردد و به تبع آن قیمت سهام و شاخص بورس دچار نوسان می‌گردد. این نوسانات در رابطه با هر شرکت و صنعت بسته به این‌که چه ارتباطی با تحریم دارد متفاوت خواهد بود. بنابراین انتظار می‌رود با اعمال تحریم‌های تجاری و تغییرات ایجاد شده در صادرات و واردات ناشی از تحریم‌های تجاری، شاخص سهام مربوط به هر صنعت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کاهش یابد. میزان تغییر در شاخص سهام در هر صنعت بررسی شدت و میزان این تأثیر در صنایع مختلف در بازار بورس اوراق بهادار تهران موضوع بررسی پژوهش جاری است.

مبانی نظری

تحریم‌های اقتصادی از اصلی‌ترین چالش‌های اقتصاد ایران می‌باشد (مهدیلو و همکاران، ۱۳۹۸). تحریم اقتصادی به معنی دست‌کاری روابط اقتصادی به منظور اهداف سیاسی است (پیکسن[۳]، ۲۰۰۹). در دهه‌های اخیر از تحریم اقتصادی به عنوان سیاسی برتر یا جایگزین ابزار نظامی (جنگ) با هزینه کمتر نام برده می‌شود (ایلر[۴]، ۲۰۰۷). تحریم‌های اقتصادی محدودیت‌هایی را در مبادلات بین‌المللی و سرمایه‌گذاری

۱. Gurvish & prilepskiy
۲. Katzman
۳. Peksen
٤. Eyler

برای کشور تحریم شده ایجاد می‌کند که معمولا به عنوان ابزاری برای پیشبرد اهداف سیاسی به شمار می‌آید (قمری فرزاد، ۱۳۹۴). به عبارت دیگر تحریم‌ها مجازات‌های اقتصادی هستند که توسط یک کشور (یا گروهی از کشورها) علیه کشوری وضع می‌گردد تا اهداف سیاسی مدنظر کشورهای تحریم‌کننده را برآورد سازند (مهدیلو و همکاران، ۱۳۹۸).

تحریم‌های اقتصادی و راهبردی آمریکا علیه ایران از سال ۱۹۷۹ آغاز شده و بی‌وقفه در حال افزایش و گسترش است. در چنین فرآیندی، شورای امنیت سازمان ملل از سال ۲۰۰۵ تحریم‌های چندجانبه و بین‌المللی آمریکا علیه ایران را آغاز کرده است. تا سال ۲۰۱۰، آمریکا پنج قطعنامه برای اعمال محدودیت های اقتصادی و راهبردی علیه ایران در شورای امنیت سازمان ملل تصویب کرد. قطعنامه ۱۹۲۹ را می‌توان نماد فشارهای چندجانبه برای ایجاد محدودیت در حوزه نفتی، صنعتی، مالی و بانکی علیه ایران دانست. از سال ۲۰۱۱، به شدت و گسترش فرآیند محدودسازی ایران افزوده شده است (مصلی‌نژاد، ۱۳۹۴).

تحریم، اخلال در مبادلات اقتصادی، برای همه نوع مقاصد سیاسی ممکن است. ابزارهایی که برای چنین اموری به کار می‌روند نیز متعدد هستند. دولت امریکا در مقابله با ایران و افزایش هزینه‌ها در جریان کالا، سرمایه و تکنولوژی، از بیشترین ابزارها استفاده کرد، از جمله مسدود کردن دارایی‌های ایران، ممنوع کردن معامله دیگر کشورها با ایران، متوقف کردن اعطای تجهیزات نظامی به این کشور و ... (مستقیمی، ۱۳۹۲). در دوران تحریم با قطع و کم شدن روابط تجاری میزان صادرات و واردات کشور کاهش می‌یابد و تراز تجاری منفی می‌گردد (وصالی و ترابی، ۱۳۸۹). در دوران تحریم به دلیل نوسانات قیمت نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای اقتصاد، از جمله شاخص قیمت سهام تحت تأثیر قرار می‌گیرند (کریمی و همکاران، ۱۳۹۷). نوسان‌های شدید در بازده سهام و قیمت نفت می‌تواند کارکرد بازار سرمایه را مختل سازد و اثر معکوسی در کارکرد مالی در اقتصاد داشته باشد.

بنابراین می‌توان گفت عوامل گوناگونی بر بازده بورس اوراق بهادار تهران اثرگذار است. یکی از این عوامل، قیمت نفت است و قیمت نفت نیز متاثر از تحریم‌های اعمال شده می‌باشد. به همین دلیل سرمایه گذاران نیازمند شناخت دقیق نحوه اثرگذاری تحریم‌ها و نوسانات قیمت نفت بر بازار سهام و شناسایی صنایعی هستند که سریعتر و بیشتر از این نوسانات تأثیر می‌پذیرند (کریمی و همکارن، ۱۳۹۷).

مروری بر پیشینه پژوهش

حیدر[۱] (۲۰۱۷) در پژوهش خود به بررسی تحریم و کاهش صادرات در ایران پرداخته است. این پژوهش که با استفاده از داده‌های مربوط به صادرات غیرنفتی در بازه زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۱ صورت گرفته است نشان داد که صادرات غیرنفتی در این مدت به یک سوم پیش از اعمال تحریم (سال ۲۰۰۸) کاهش یافته است. شرکت‌های فعال در حوزه صادرات برای مقاصد جدید خود قیمت‌ها را کاهش و مقدار صادرات را افزایش داده‌اند اما در نهایت دچار زیان شده‌اند.

۱. Haidar

پونوریکا و همکاران[1] (۲۰۱۵) در پژوهش خود به بررسی الگوی واردات و صادرات در عراق از سال ۲۰۰۶ تا سال ۲۰۱۴ و پیامدهای آن پرداختند. این پژوهش جهت شناسایی وضعیت واقعی واردات و صادرات با توجه به توافقات صورت گرفته در رابطه با تجارت و تحریم‌های موجود علیه کشور عراق و اقدامات لازم آتی صورت گرفته است. نتایج این پژوهش نشان داد که الگوی واردات و صادرات در این کشور منطبق با الزامات این کشور در وضعیت موجود نیست اما سوءمدیریت دولت و ناکارایی در مدیریت سرمایه‌گذاری خارجی به صورت مستقیم با ناکارآمدی روابط تجاری در ارتباط است.

سیزوا و همکاران[2] (۲۰۱۳) در پژوهش خود رابطه بلندمدت بین ریسک و بازدهی را با ابزارها سری زمانی و مدل VAR مورد بررسی قرار دادند. سری زمانی نوسانات در بازار با ریسک خنثی به خوبی نشان می‌دهد داده‌های استفاده شده در این پژوهش به روشنی رابطه بلندمدت بین ریسک پرمیم و بازدهی را نشان می‌دهد.

کلینگر و لدرمن[3] (۲۰۰۴) نشان داد که ساختار صادرات کشورها از الگویی مشابه ساختار تولیدات داخلی آن تبعیت می‌کند، این الگوها عبارتند از این که به همان اندازه که کشورها بیشتر و بیشتر توسعه می‌یابند، تولیدات داخلی آنها نیز پس از مدتی به ساختار متمرکزتری میل می‌کند و مطالعات تجربی فراوان نشان می‌دهد که تنوع پذیری صادرات هم به صورت افقی و هم عمودی اهمیت فراوانی را در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی کشورها به واسطه تأثیر بر ترکیب صادراتی آن کشور از نظر کالایی و جغرافیایی دارد. متنوع کردن صادرات به عنوان یک عامل جذب کننده نوسان‌های ناشی از درآمدهای صادراتی و نرخ ارز، می‌تواند بسیاری از نااطمینانی‌های متغییرهای کلان اقتصادی را کاهش داده و افزایش ظرفیت‌های اقتصادی را به همراه داشته باشد.

نوروزی‌فر و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهش به بررسی اثر تحریم بر میزان وابستگی بازار نفت و بازار مالی پرداختند. پژوهشگران در این پژوهش با استفاده از داده‌های روزانه مربوط به سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ مستخرج از سایت بانک مرکزی به این نتیجه رسیدند که تحریم نفتی باعث کاهش همبستگی بین نوسانات بازارهای نفت و سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت و بازارهای نفت و طلا در بلندمدت شده است. همچنین، تحریم نفتی باعث افزایش همبستگی بین نوسانات بازارهای نفت و ارز، طلا و ارز، طلا و سهام و سهام در دو دوره شده است.

کریمی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود به تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی پرداختند. در این پژوهش که از داده‌های هفتگی از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ استفاده شده است، نتایج نشان‌دهنده آن است که تأثیرات سرریز بین بازارها در دوره‌های زمانی متفاوت و با توجه به رخدادهای اقتصادی- سیاسی متغیر است، به طوری که در دوره پیش از شروع تحریم‌های نفتی به صورت یک‌طرفه از بازار نفت به بازار بورس، در دوره تحریم به صورت دوطرفه در

۱. Ponorica et al
۲. Sizova et al
۳. Klinger &lederman

کوتاه‌مدت و یک‌طرفه در بلندمدت از بازار نفت به بازار بورس بوده است و در نهایت در دوره پس از برجام دارای رابطه یک‌طرف از بازار نفت به بازار بورس بوده است. این نتایج به وضوح با وابستگی اقتصاد ایران به نفت و اثرات آن بر بازار های مختلف مالی از جمله بورس اوراق بهادار تهران اشاره دارد.

نادمی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهش خود به مدل‌سازی آثار مستقیم تحریم‌ها بر بازار ارز ایران و تأثیرات سرریز آن بر متغیرهای اقتصاد کلان کشور شامل نرخ تورم و بیکاری در بازه زمانی ۱۳۵۷ الی ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که تحریم‌ها سه اثر مستقیم بر بازار ارز دارند که عبارتند از: افزایش نرخ ارز، افزایش شکاف بین نرخ ارز رسمی و بازار آزاد و افزایش نوسانات نرخ ارز. هم‌چنین نتایج نشان داد که تحریم‌ها به صورت غیرمستقیم از طریق بازار ارز بر نرخ تورم و بیکاری تأثیر افزایشی داشته است.

رحمتی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی اثر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران در رکود ۱۳۹۲-۱۳۹۱ پرداختند. هدف پژوهش‌گران از انجام این پژوهش بررسی کمی شوک‌های وارد بر اقتصاد ایران و اندازه‌گیری اهمیت هر یک از آن‌ها در رکود دوره موردنظر است. یافته‌های این پژوهش نشان داد که شکاف بهره‌وری بیشترین توانایی را در توضیح چرخه‌های تجاری ایران داشته و شکاف تجارت نقشی در توضیح رکود نداشته است، اما زمانی که اثر نرخ ارز از شکاف تجارت خارج می‌شود و تنها اثر تحریم باقی می‌ماند، شکاف تجارت بخشی از کاهش تولید در سال ۱۳۹۲ را توضیح می‌دهد. هم‌چنین افزایش موانع تجارت در سال ۱۳۹۱ به طور عمده ناشی از افزایش نرخ ارز در سال ۱۳۹۲ ناشی از تحریم‌ها است.

پیردایه و پادام (۱۳۹۴) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تحریم‌های اقتصادی علیه ایران، بیان می کنند که، از نظردرجه اثرگذاری تحریم‌ها، در مجموع درجه تأثیر پذیری تحریم به ترکیب و تعامل تأثیرات اقتصادی و سیاسی تحریم بستگی دارد، چرا که تحریم تبعات مثبت و منفی را به صورت همزمان دارا است. عوامل اصلی مؤثر در ارزیابی اثر تحریم‌های اقتصادی، اندازه اقتصادی دو کشور تحریم کننده و تحریم شونده و همچنین مدت زمان اعمال تحریم می‌باشد. بنابراین تحریم‌های تجاری ابتدا در کوتاه‌مدت اندکی فشار بر اقتصاد ایران وارد می‌سازد اما در بلندمدت درجه تأثیرپذیری آن کمتر خواهد بود.

این پژوهش به بررسی اثرگذاری تحریم‌های تجاری بر شاخص سهام صنایع مختلف پذیرفته شده در بورس پرداخته و تفاوت آن با سایر پژوهش‌ها در این است که در مطالعات انجام شده تأثیر تحریم فقط بر یک صنعت بررسی شده، حال آن که در مطالعه پیش رو بر سهام صنایع مختلف مورد مطالعه قرار گرفته است.

فرضیه پژوهش

با توجه به پیشینه پژوهش ارائه شده و هم‌چنین مبانی نظری فوق‌الذکر می‌توان نتیجه گرفت که اعمال تحریم‌های تجاری، که از طریق تحریم صادرات و واردات صورت می‌گیرد، در یک کشور باعث کاهش رونق در کشور می‌گردد، زیرا که تحریم شامل اقلام کالایی می‌شود که نقش استراتژیک در اقتصاد کشور را دارند و ایجاد اختلال در عرضه و تقاضای آن‌ها وضعیت اقتصادی کشور را با نااطمینانی و عدم تعادل می‌سازد(قمری‌فرزاد، ۱۳۹۴). به این

ترتیب تحریم مانع ورود جریان ارز به کشور می‌گردد و در نتیجه شرکت‌ها قادر به فعالیت به میزان قبل نیستند. این بدان معنی است که شرکت‌های تولیدی با محدودیت در واردات و تامین مواد اولیه، شرکت‌های بازرگانی با محدودیت در واردات و صادرات و شرکت‌های صادرکننده با محدودیت در صادرات اقلام تولیدی روبه‌رو هستند و همین امر باعث کاهش عملکرد شرکت‌ها می‌گردد و در نتیجه میزان سرمایه‌گذاری صورت گرفته در شرکت‌های تحت تأثیر تحریم کاهش می‌یابد. البته لازم به ذکر است که میزان و شدت تأثیر تحریم بر هر صنعت با توجه به میزان وابستگی به صادرات یا واردات متفاوت خواهد بود. بدیهی است شرکتی که مواد اولیه خود را از داخل کشور تامین می‌کند و صادرات به خارج از کشور نیز ندارد تحریم‌ها اثر مستقیمی بر فعالیت و عملکرد آن نخواهند داشت. به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که با کاهش فعالیت در هر صنعت شاخص سهام آن صنعت در بورس اوراق بهادار نیز تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. تحریم اثری منفی، اما کوچک بر تجارت ایران و شرکای تجاری آن دارد (ضیائی بیگدلی و همکاران، ۱۳۹۲). محدودیت‌های تحریم هم مقدار واردات را کاهش داده و هم هزینه‌های آن را افزایش می‌دهد (گرشاسبی و همکاران، ۱۳۹۰). بنابراین می‌توان فرضیات پژوهش را این چنین بیان کرد:

«تحریم‌های صادرات و واردات بر شاخص سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر منفی دارد.»

این فرضیه بیان می‌کند که با اعمال تحریم تجاری و محدودیت در میزان واردات و صادرات شاخص سهام در بازار بورس و اوراق بهادار کاهش خواهد یافت. البته شایان ذکر است که میزان کاهش شاخص سهام در هر صنعت به دلیل نوع ارتباط صنعت با تحریم متفاوت خواهد بود.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش جاری از نوع کاربردی و پس‌رویدادی است. جامعه آماری آن شامل همه صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران است. روش نمونه‌گیری به صورت حذف سیستماتیک بوده و شرایط اعمال شده برای انتخاب نمونه آماری به شرح موارد زیر است:

- ✓ شرکت در طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ در بازار بورس اوراق بهادار تهران دارای فعالیت باشد.
- ✓ شرکت در طی بازه زمانی مذکور فاقد عدم توقف فعالیت، ادغام یا تحصیل باشد.
- ✓ شرکت دارای سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند باشد.
- ✓ صورت‌های مالی حسابرسی شده و داده‌های موردنیاز در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ مربوط به شرکت در دسترس باشد.
- ✓ صنایع انتخابی حداقل ۶ شرکت برای اجرای رگرسیون معتبر، داشته باشند.

در نهایت با توجه به اعمال شرایط فوق تعداد ۹۴ شرکت در قالب هفت صنعت برتر از لحاظ ارزش سهام به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند. شش صنعت انتخاب شده عبارتند از:

۱. صنعت: خودرو و قطعات
۲. صنعت: دارویی
۳. صنعت: سیمان آهک گچ

۴. صنعت: شیمیایی
۵. صنعت: غذایی بجز قند وشکر
۶. صنعت: فلزات اساسی
۷. کانی فلز و غیرفلز

داده‌های هر یک از متغیرهای پژوهش به صورت سالانه از سایت بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی و نماگرهای بورس و نرم افزار رهاورد نوین، استخراج گردید. تفکیک شرکت‌ها بر اساس صنعت به آن دلیل است که انتظار می‌رود شدت و اثر تحریم‌ها که با شاخص صادرات و واردات اندازه‌گیری می‌شود در صنایع مختلف، متفاوت باشد.

با توجه به مبانی نظری و فرضیات پژوهش ارائه شده انتظار می‌رود که شاخص سهام در صنایع مختلف متاثر از تغییرات صادرات و واردات باشد، البته باید در نظر داشت که همواره متغیرهای دیگری مانند اندازه شرکت، اهرم مالی، ارزش بازار به ارزش دفتری، بازده دارایی ها و دارایی های ثابت مشهود، می‌توانند بر شاخص سهام تأثیرگذار باشند. بنابراین مدل ارائه شده باید متغیرهای مستقل(صادرات، واردات) و متغیرهای کنترلی(مانند اندازه شرکت، اهرم مالی، ارزش بازار به ارزش دفتری و دارایی های ثابت مشهود،بازده دارایی ها) را دربرگیرد. به منظور آزمون فرضیه پژوهش از مدل رگرسیونی چند متغیره زیر استفاده نمودیم:

$$TP_{it} = \beta_0 + \beta_1 EXP_{it} + \beta_2 IMP_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 M/B_{it} + \beta_6 PPE_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \epsilon_{it}$$ رابطه (۱)

که در آن:

$Tepix_{i,n,t}$: شاخص سهام شرکت i در صنعت n در سال t است که با فرمول زیر محاسبه شده است:

$$TEPIXT = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it} q_{it}}{D_t}$$ رابطه (۲)

$Exp_{i,n,t}$: شاخص صادرات شرکت i در صنعت n در سال t .(چنانچه مقدار صادرات شرکت مورد نظر در سال مورد نظر نسبت به سال قبل، کاهش پیدا کند، این متغیر برابر با یک، وگرنه برابر با صفر خواهد بود).

$Imp_{i,n,t}$: شاخص واردات شرکت i در صنعت n در سال t .(چنانچه مقدار واردات شرکت مورد نظر در سال مورد نظر نسبت به سال قبل، کاهش پیدا کند، این متغیر برابر با یک، وگرنه برابر با صفر خواهد بود).

$Lev_{i,n,t}$: اهرم مالی شرکت i در صنعت n در سال t.که عبارت است از نسبت بدهی های بلند مدت به کل دارائی ها است که فرمول محاسبه آن به شرح زیر است:

$$LEV = \frac{\text{کل بدهی ها}}{\text{کل دارایی ها}}$$ رابطه (۳)

$Size_{i,n,t}$: اندازه شرکت i در صنعت n در سال t است که فرمول محاسبه آن به شرح زیر است:

$SIZE = Ln$(کل دارایی های شرکت)

M/B: نسبت ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری

PPT: نسبت دارایی ثابت مشهود به جمع کل دارایی ها

ROA : نسبت سود خالص به جمع کل دارایی ها

ε: پسماند مدل می باشند .

همان‌طور که بیان شد در این پژوهش به تعداد ۹۴ شرکت در هفت صنعت انتخاب شده‌اند. مدل ارائه شده برای آزمون فرضیه پژوهش برای هر کدام از صنایع به صورت جداگانه استفاده خواهد شد. این امر به آن دلیل است که انتظار می‌رود اثر و شدت تحریم‌ها بر هر کدام از صنایع متفاوت باشد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به شرح جدول ۱ است:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	مشاهدات	میانگین	انحرا ف معیار	کمترین	بیشترین
رشد شاخص صنعت	۵۶۴	۰/۴۱۴	۰/۶۶۳	-۰/۳۸۹	۲/۴۶
واردات	۵۶۴	متغیرهای کیفی می باشند			
صادرات	۵۶۴				
اندازه شرکت	۵۶۴	۱۴/۶۳	۱/۵۰	۱۱/۰۷	۱۹/۷۷
اهرم مالی	۵۶۴	۰/۵۸۳	۰/۲۹۸	۰/۰۱۲	۴/۰۰۲
ارزش بازار به دفتری	۵۶۴	۲/۳۳	۱/۵۸۲	۰/۷۲۳	۱۵/۱۸
دارایی ثابت مشهود	۵۶۴	۰/۲۶۱	۰/۱۷۷	۰/۰۰۰۱	۰/۸۷۷
بازده دارایی ها	۵۶۴	۰/۱۱۳	۰/۱۶۷	۱/۰۶۳	۰/۶۲۶

منبع: یافته‌های پژوهش

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای اهرم مالی برابر با (۵۸۳/.) می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر در آمار توصیفی کلی، برای ارزش بازار به دفتری برابر با ۱/۵۸۲ و برای دارایی ثابت مشهود برابر است با ۰/۱۷۷ می‌باشد که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند.کمترین و بیشترین مقدار نیز کمینه و بیشینه را در سطح هر متغیر نشان می دهند. به عنوان مثال بیشترین مقدار اهرم مالی برابر با ۴/۰۰۲ می‌باشد که مربوط به شرکت پتروشیمی فارابی در سال ۱۳۹۶ می‌باشد

که به علت دارای بودن زیان انباشته‌ای بالغ بر (۱،۲۰۰،۹۵۶) میلیون ریال و حجم بدهی برابر با ۱،۳۹۴،۲۹۴ میلیون ریال در معرض ورشکستگی قرار داشته و بدهی های آن حدودا ۴ برابر جمع کل دارایی هایش می باشد.

سطح اندازه گیری برخی از متغیر ها شامل مقیاس اسمی و رتبه ای می باشد که برای متغیر های کیفی به کار می روند. این متغیر ها معمولا دووجهی یا چند وجهی می باشند و استفاده از شاخص های میانگین ،انحراف معیار و ضریب چولگی و کشیدگی برای توصیف آنها مناسب نمی باشند. زیرا، استفاده از این شاخص ها برای متغیرهای کیفی منطقی نیست. برای توصیف این گونه متغیر ها می‌بایست از مد و درصد فراوانی بهره بگیرید. درصد فراوانی برای یک متغیر دو وجهی بیان میکند که چند درصد از داده های یک متغیر دارای کد ۱ و چند درصد دارای کد ۰ می‌باشند .

جدول۲. توزیع فراوانی متغیر واردات

عنوان	فراوانی	درصد فراوانی
شرکتهایی که کاهش واردات نداشته اند	۴۰۴	۷۱/۶۳
شرکتهایی که کاهش واردات داشته اند	۱۶۰	۲۸/۳۷
جمع	۵۶۴	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۳. توزیع فراوانی متغیر صادرات

عنوان	فراوانی	درصد فراوانی
شرکتهایی که کاهش صادرات نداشته اند	۴۲۲	۷۴/۸۲
شرکتهایی که کاهش صادرات داشته اند	۱۴۲	۲۵/۱۸
جمع	۵۶۴	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جداول فوق، بیانگر توزیع فراوانی متغیرهای کیفی می باشد. مشاهده می شود که ۲۸ درصد از شرکت‌ها با کاهش واردات و ۲۵ درصد از شرکت‌های مورد بررسی با کاهش در صادرات مواجه بوده‌اند.

پس از آمار توصیفی به برآورد مدل در شش صنعت انتخاب شده خواهیم پرداخت. داده‌های مربوط به هر صنعت به صورت جداگانه با کمک نرم‌افزار STATA نسخه ۱۵، در مدل برازش خواهند شد و نتایج هر کدام بررسی و مطالعه می‌گردد و در نهایت میزان تأثیر تغییرات صادرات و واردات بر شاخص سهام در هر صنعت مشخص می‌شود.

جدول۴. نتایج نهایی حاصل از برازش مدل رگرسیونی در سطح هر صنعت

نام متغیر	آماره و سطح معناداری در سطح صنایع						
	خودرو	دارو	سیمان	شیمیایی	غذایی	فلزات	کانی فلزی
کاهش صادرات	-۲/۱۶ ۰/۰۳۱	-۰/۱۴ ۰/۸۹۰	-۰/۳۸ ۰/۷۰۱	۰/۱۲ ۰/۹۰۶	-۴/۱۲ ۰/۰۰۰	-۱/۶۶ ۰/۰۹۸	-۲/۴۰ ۰/۰۱۷
کاهش واردات	-۰/۰۵۳ ۰/۰۰۰	-۲/۱۴ ۰/۰۳۲	-۰/۶۸ ۰/۴۹۳	-۰/۶۹ ۰/۴۹۶	-۲/۸۷ ۰/۰۰۴	-۶/۲۶ ۰/۰۰۰	-۰/۱۰ ۰/۹۱۷
اندازه شرکت	۰/۰۲۹ ۰/۰۰۷	-۱/۱۱ ۰/۲۶۸	-۰/۲۴ ۰/۸۱۱	۲/۷۴ ۰/۰۰۹	۰/۵۲ ۰/۶۰۱	۱/۷۸ ۰/۰۷۵	۳/۸۴ ۰/۰۰۰
اهرم مالی	۰/۱۰۱ ۰/۰۰۵	۰/۹۲ ۰/۰۰۳	۰/۳۹ ۰/۶۹۵	۱/۳۱ ۰/۱۹۶	۲/۳۶ ۰/۰۱۸	۰/۶۶ ۰/۰۵۱۱	۲/۳۲ ۰/۰۲۰
ارزش بازار به دفتری	-۰/۰۰۲ ۰/۸۷۰	-۱/۵۴ ۰/۱۲۴	۲/۹۴ ۰/۰۰۳	۳/۷۰ ۰/۰۰۱	۳/۲۵ ۰/۰۰۱	-۰/۲۸ ۰/۷۷۸	۱۰/۱۸ ۰/۰۰۰
دارایی ثابت	-۰/۳۷۶ ۰/۰۰۱	-۲/۵۱ ۰/۰۱۲	۲/۴۹ ۰/۰۱۳	-۱/۳۷ ۰/۱۷۶	۱/۱۷ ۰/۲۴۳	۱/۷۴ ۰/۰۸۱	-۱/۸۹ ۰/۰۵۸
بازده دارایی ها	-۲/۰۱ ۰/۰۰۰	-۱۴/۹۳ ۰/۰۰۰	-۶/۷۰ ۰/۰۰۰	-۵/۳۹ ۰/۰۰۰	۲/۴۳ ۰/۰۱۵	-۵/۹۰ ۰/۰۰۰	۱/۸۰ ۰/۰۷۳
عرض از مبدا	۰/۳۶۴ ۰/۰۴۱	۰/۴۸۷ ۰/۰۰۰	۱/۸۴ ۰/۰۶۶	-۱/۲۲ ۰/۲۲۹	-۱/۹۷ ۰/۰۴۸	۱/۳۴ ۰/۱۸۰	-۴/۸۵ ۰/۰۰۰
ضریب تعیین(تأثیر)	٪۷۷	٪۷۲	٪۵۹	٪۸۷	٪۵۲	٪۸۳	٪۶۲
آماره والد	۱۷۲/۴	۱۲۴/۵	۲۵۴/۶	۱۱/۸۶	۲۳۹/۲	۲۱۷/۷	۱۲۴/۴
سطح معناداری والد	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴، نتایج مربوط به تخمین نهایی مدل رگرسیونی را در سطح هر صنعت نشان می‌دهد. البته قبل از تخمین نهایی آزمون اف لیمر[۱] و هاسمن برای تعیین نوع الگو انجام شد. نتایج بیانگرتایید الگوی تابلودیتا با اثرات ثابت عرض از مبدا برای همه صنایع به جز صنعت شیمیایی بود. همچنین با استفاده از آزمون والد[۲] تعدیل شده اقدام به بررسی ناهمسانی واریانس جملات اخلال گردید که در برخی صنایع مشکل مربوطه وجود دارد که با دستور xtpace در نرم افزار استاتا رفع گردید. همچنین مشکل خودهمبستگی سریالی با دستور والدریج بررسی و در صنایعی که این مشکل وجود داشت، با استفاده از خود رگرسیون رتبه اول (AR۱) نسبت به رفع آن اقدام شد. همچنین از آزمون هم خطی (عامل تورم واریانس) برای کشف هم خطی استفاده گردید که میانگین VIFها برای هر صنعت کمتر از ۵ بود که بیانگر عدم وجود هم خطی در سطح هر صنعت بود. نتایج این آزمون‌ها به علت رعایت اختصار در تدوین مقاله، آورده نشده است.

همانطور که مشاهده می‌شود متغیر صادرات در صنایع خودرو و غذایی و کانی فلزی دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد. از این رو معنادار بوده و با توجه به این‌که ضریب آن منفی می‌باشد از

۱. Eflimer & Hasmen
۲. Walet Test

این‌رو می‌توان گفت در این سه صنعت، کاهش صادرات منجر به کاهش رشد شاخص صنعت می‌شود. همچنین متغیر کاهش واردات در سطح صنایع خودرو، دارو، غذایی و فلزات دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد از این‌رو می‌توان گفت در سطح این چهار صنعت نیز کاهش واردات منجر به کاهش رشد شاخص صنعت می‌شود.

نتیجه‌گیری و بحث

شاخص قیمت سهام اولین و مهم‌ترین عامل موثر بر تصمیم‌گیری در بازار بورس اوراق بهادار است، به گونه‌ای که این شاخص وضعیت کلی بازار بورس را به تصویر می‌کشد (ورهرامی و اسبقی، ۱۳۹۷). عوامل گوناگونی می‌تواند بر شاخص قیمت سهام تأثیرگذار باشد، یکی از این عوامل، تحریم‌های اقتصادی است که به ممنوعیت و محدودیت در واردات و صادرات می‌انجامد. کشورها برای رسیدن به مقاصد سیاسی خود از جمله تغییر رژیم و یا رفتار سیاسی کشورهای هدف از تحریم‌های اقتصادی استفاده می‌کنند (مهدیلو همکاران، ۱۳۹۸). پژوهش جاری به بررسی تأثیر تحریم بر شاخص قیمت سهام در شش صنعت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. در این پژوهش شاخص اندازه‌گیری تحریم اقتصادی تحریم صادرات و واردات در کشور می‌باشد . در این پژوهش ۹۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در هفت صنعت مورد مطالعه قرار گرفتند.

در رابطه با میزان تأثیر تحریم‌های تجاری بر شاخص سهام می‌توان گفت نتایج برآورد مدل در هر صنعت به صورت جداگانه نشان‌دهنده آن است که تحریم صادرات بر شاخص سهام ه صنایع خودرو و غذایی و کانی فلزی تأثیر منفی و معناداری دارد. هم‌چنین نتایج تجزیه و تحلیل اطلاعات نشان‌دهنده آن است که تحریم واردات بر شاخص سهام صنایع خودرو، دارو، غذایی و فلزات تأثیر معکوس و معناداری دارد.

در رابطه با شدت تأثیر تحریم‌های تجاری بر شاخص سهام می‌توان گفت که تأثیر تحریم‌های تجاری بر صنایع مورد مطالعه یکسان نبوده است. تحریم صادرات بیشترین تأثیر منفی را بر شاخص سهام صنعت غذایی به جز قند و شکر دارد، این در حالی است که تحریم‌های صادرات هیچ تأثیر معناداری بر صنایع دارو، سیمان، شیمیایی و فلزات ندارد.

تحریم واردات بیشترین تأثیر منفی را بر شاخص سهام صنعت فلزات دارد، این در حالی است که تحریم‌های صادرات هیچ تأثیر معناداری بر صنایع سیمان، شیمیایی و کانی فلزی ندارد.

به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش شدت تحریم‌های اقتصادی، میزان صادرات محصولات نفتی و غیرنفتی کاهش می‌یابد و به تبع آن مبلغ ارز وارد شده به کشور نیز کاهش می‌یابد و در نتیجه کاهش مبلغ ارز در کشور واردات نیز کاهش می‌یابد. با کاهش صادرات و واردات، میزان فعالیت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس نیز روند کاهشی در پیش می‌گیرد. اعمال تحریم‌ها شرکت‌ها را در تأمین منابع ارزی مورد نیاز خود از بانک‌ها و تأمین کنندگان سرمایه خارجی دچار مشکل می‌کند، بنابراین تولیدکنندگانی که منابع مورد نیاز خود را از طریق فاینانس و یوزانس تأمین می‌کنند با تنگنا مواجه شده و دلیل مکمل بودن تسهیلات ارزی و ریالی در فرآیند تولید، نمی‌تواند محصولات خود را طبق زمانبندی پیش بینی شده

تأمین نمایند. در نتیجه میزان سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها کاهش می‌یابد و به تبع آن شاخص سهام روند نزولی پیدا می‌کند. البته لازم به ذکر است که کاهش شاخص سهام در هر صنعت با توجه به میزان وابستگی آن صنعت به صادرات و واردات متفاوت خواهد بود. نتایج به دست آمده در پژوهش جاری همسو با یافته‌های نوروزی‌فر و همکاران (۱۳۹۸) مبنی بر همبستگی بین بازار نفت و بازار مالی، کریمی و همکاران (۱۳۹۷) مبنی بر رابطه یک‌طرفه از سمت بازار نفت به بازار سهام در دوران تحریم‌های صادرات نفت، رحمتی و همکاران (۱۳۹۵) مبنی بر تأثیر منفی تحریم تجاری بر اقتصاد ایران و حیدر(۲۰۱۷) مبنی بر تأثیر منفی تحریم و کاهش صادرات بر بازار ایران می‌باشد.

تحریم نفتی باعث کاهش صادرات نفت شده و ورود ارز خارجی به کشور را محدود ساخته است. این تحریم، از دو کانال بر متغیرهای کلان اثر دارد. از یک سو کاهش صادرات نفت به کاهش درآمد دولت و کاهش تقاضای کل منجر شده و درآمد عوامل تولید را کاهش داده است و از سوی دیگر افزایش نرخ ارز باعث افزایش صادرات غیر نفتی، افزایش تولید و افزایش درآمد عوامل تولید شده است. متنوع سازی صادرات در فرآیند رشد و خنثی کنندگی شوک‌های ناشی از تجارت بین کشوری از اهمیت زیادی برخوردار است. این امر نیازمند فراهم کردن بسترهای لازم در حوزه خرد و کلان همچون جذب حداکثری سرمایه گذاری خارجی، بهبود زیرساخت‌ها در جهت کاهش هزینه‌های تجاری، توسعه منابع رقابت‌پذیری لازم برای حمایت‌های بخش خصوصی به توسعه صادرات غیرنفتی است (نعمت اللهی، ۱۳۹۰). بنابراین انتظار می‌رود در شرایط وجود تحریم‌های تجاری و ممنوعیت صادرات نفتی، سرمایه‌گذاری‌ها به سمت بهبود زیرساخت‌ها و حمایت از بخش خصوصی در جهت تولید و صادرات محصولات غیرنفتی پیش رود و صادرات غیرنفتی جایگزین صادرات نفتی گردد و در نهایت تأثیر منفی تحریم‌های تجاری بر شاخص سهام در بازار بورس اوراق بهادار جبران گردد.

در پژوهش جاری سعی بر آن بود که اثرگذاری تحریم‌های تجاری بر شاخص سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مطالعه و بررسی گردد. از جمله مواردی که می‌توان در این حوزه مطالعه و بررسی نمود میزان و شدت تأثیر تغییرات نرخ ارز بر شاخص سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. هم‌چنین بررسی جهت و میزان رابطه بین بازار بورس اوراق بهادار تهران و بازار طلا از جمله مواردی است که می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی باشد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

باباجانی محمدی، سعیده.، مرتضوی، سعید.، مهارتی، یعقوب و تهرانی، رضا. (۱۳۹۶). **شناسایی عمده‌ترین سرگیری‌های سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران با استفاده از روش فراتحلیل**. *علوم مدیریت ایران*، ۱۲(۴۶)، ۸۰-۶۱.

بهروزی‌فر، مرتضی و کوکبی، سامیه. (۱۳۸۵). **تحریم‌های ایالات متحده: آزمودن آزموده**. *اطلاعات سیاسی اقتصادی*، ۲۳۱ و ۲۳۲، ۱۴۳-۱۲۶.

چاوشی، سیدکاظم و فلاطون‌نژاد، فرشید. (۱۳۹۶). **ارائه مدل تحلیلی رفتار تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران**. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۶(۲۳)، ۱۲۸-۱۰۵

دریایی، محمدهادی.، حق‌پناه، محمود.، آذری، مصطفی و حسن‌زاده، محمد. (۱۳۹۲). **تحریم اقتصادی: آثار و پیامدها، سیاست‌ها و راهکارها**. مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد، چاپ اول.

رحمتی، محمدحسین.، کریمی‌راد، علی و مدنی‌زاده، سیدعلی. (۱۳۹۵). **بررسی اثر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران در رکود ۱۳۹۲-۱۳۹۱**. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۱(۳)، ۵۹۴-۵۶۹.

شهاب‌الدینی، مهدی و صفارزاده، غلامرضا. (۱۳۹۳). **اثرات تحریم اقتصادی بر اقتصاد و سیستم مالی ایران**. *کنفرانس بین‌المللی اقتصاد در شرایط تحریم*، بابلسر، ۳۱ شهریورماه.

ضیائی بیگدلی، محمدتقی.، غلامی، الهام و طهما سبی بلداجی، فرهاد. (۱۳۹۲). **بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر تجارت ایران: کاربردی از مدل جاذبه**. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳(۴۸)، ۱۱۹-۱۰۹.

قمری‌فرزاد، فرهاد. (۱۳۹۴). **مدیریت تحریم‌های اقتصادی با تأکید بر اقتصاد مقاومتی**. *اولین کنفرانس مدیریت و کارآفرینی در شرایط اقتصاد مقاومتی*.

کریمی، محمدشریف.، حیدریان، مریم و دهقان جبارآبادی، شهرام. (۱۳۹۷). **تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی**. *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۲)، ۴۶-۲۵.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. (۱۳۸۷). **مشخص نبودن تأثیر تحریم‌های ایالات متحده علیه جمهوری اسلامی ایران و لزوم بازبینی آن**. گزارش شماره ۸۹۳۴.

مصلی‌نژاد، عباس. (۱۳۹۴). **چندجانبه‌گرایی نامتوزان در سیاست‌گذاری تحریم اقتصادی ایران**. *سیاست*، ۴۵(۳)، ۸۲۴-۸۰۱.

مهدیلو، علی.، ابوالحسنی، اصغر و رضایی، محسن. (۱۳۹۸). **رتبه‌بندی انواع تحریم‌های اقتصادی و برآورد شاخص مخاطرات تحریم با استفاده از روش تحلیل سلسله مراتبی فازی**. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۲)، ۷۲-۴۷.

نادمی، یونس.، جلیلی کامجو، سیدپرویز و خوچیانی، رامین. (۱۳۹۶). **مدلسازی اقتصاد سنجی تأثیر تحریم‌ها بر بازار ارز و مکانیست انتقال آن به متغیرهای اقتصاد کلان ایران**. *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۲(۲)، ۸۷-۶۱.

نعمت‌اللهی، سمیه. (۱۳۹۰). **تنوع‌پذیری صادرات غیرنفتی در ایران**. *دفتر مطالعات اقتصادی وزارت صنعت، معدن و تجارت*.

نعمت‌اللهی، سمیه و گرشاسبی، علیرضا. (۱۳۹۲). **برر سی تغییرات تنوع‌پذیری صادرات غیرنفتی در شرایط تحریم‌های بین‌المللی**. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۴(۱۴)، ۹۲-۷۵.

نوروزی‌فر، طاهره.، فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث. (۱۳۹۸). **اثر تحریم بر میزان وابستگی بازار نفت و بازار مالی (رویکرد وابستگی اکستریمال)**. *مدلسازی اقتصادی*، ۱۳(۴۵)، ۱۷-۱.

ورهرامی، ویدا و عبا سقلی‌نژادا سبقی، رعنا. (۱۳۹۷). **برر سی تأثیر متغیرهای خرد و کلان پولی بر شاخص قیمت سهام دوازده گروه شرکتی فعال‌تر در بازار بورس اوراق بهادار با ا ستفاده از روش داده‌های تابلویی پویا**. *اقتصاد کاربردی*. ۸(۲۷)، ۲۶-۱۳.

وصالی، ساناز و ترابی، مهرنوش. (۱۳۸۹). **اثرات تحریم بانک‌ها بر اقتصاد و سیستم بانکی**. *بانک و اقتصاد*، ۱۱۱، ۴۴-۳۸.

Babajanimojmedi, S., Mortazavi, S. Maharati, Y. & Tehrani, R. (۲۰۱۷). **Identifying the main biases of investors in the capital market of Iran: A meta-analysis study**. *Journal of Iranian Management Science*, ۱۲(٤٦), ٦۱-۸۰. (In Persian).

Behroozifar, M. & Kokabi, S. (۲۰۱۰). U**S sanctions, tried-and-tested**. *Political-Economic Information*, ۲۳۱/۲۳۲, ۱۲٦-۱٤۳. (In Persian).

Chavoshi, S. K. & Falatoon Nejhad, F. (۲۰۱۷). **An analytical modeling of investments decision-making behavior in Tehran Stock Exchange.** *Journal of Investment Knowledge*, ٦(۲۳), ۱۰٥-۱۲۸. (In Persian).

Gao, Q. & Xu, D. L. (۲۰۱۸). **An empirical study on the application of the evidential reasoning rule to decision making in financial investment**. DOI:۱۰,۱۰۱٦/j.knosys.۲۰۱۸,۱۰,۰۳۹.

Ghamarifarzad, F. (۲۰۱٤). **Sanction management with emphasise on resielent Economy**. *The first National Conference of Management and Inovation in resielient economy*. (In Persian).

Gurvich, E. & prilpepskiy, I. (۲۰۱٥). **The impact of financial sanctions on the Russian economy**. *Russian Journal of Economics*, ۱(٤), ۳٥۹-۳۸٥.

Hundal, S., Eskola, A. & Doan, T. (۲۰۱۹). **Risk-return relationship in the finish stock markwt in thw light of capital asset pricing model (CAPM).** *Journal of Transnational Management*, ۲٤(٤), ۱-۱۸.

Jones, C. & Kaul, G. (۱۹۹٦). **Oil and the stock markets**. *Journal of Finance* ٥۱(۲), ٤٦۳-٤۹۱.

Kaempfer, W. H. & Lowenberg, A. D. (۱۹۸۸). **The theory of international economic sanction: A public choice approach.** *American Economic Association*, ۷۸(٤), ۷۸٦-۷۹۳.

Karimi, M. S., Heidarian, M. & Dehghan Jabarabadi, S. (۲۰۱۸). **Analysing of overflew impacts between oil market and Tehran security and exchange market during multiple time scales.** *Journal of Financial Economy*, ۱۲(٤۲), ۲٥-٤٦. (In Persian).

Klinger, B. & lederman, D. (۲۰۰٤). **Discovery and development: An empirical exploration of new products.** *World Bank Policy Research Working Paper* ۳٤٥۰.

Mahdiloo, A. Abolhasani, A. & Rezaei. M. (۲۰۱۹). **Ranking of economic sanctions and estimating hazard of sanctions index using Fuzzy analytical hierarchy process.** *Journal of Applied Theoric Economic*, ٦(۲), ٤۷-۷۲. (In Persian).

Islamic Parliament Research Center. (۲۰۰۸). **The impact of USA sanctions on the Islamic Republic of Iran and the need for its review are unclear**. Report No. ۸۹۳٤. (In Persian).

Mosallinezhad, A. (۲۰۱٥). **Unbalanced multilateralism in policymaking of Iran's economic sanction.** *Journal of Politics*, ٤٥(۳), ۸۰۱-۸۲٤. (In Persian).

Nademi, U., Jalilikamjoo, P. & Khoochiani, R. (۲۰۱۷). **Econometric modeling the impact of sanctions on the foreign exchange market and its transmission mechanism to macroeconomic variables Iran.** *Journal of Econometric Modeling*, ۲(۲), ٦۱- ۸۷. (In Persian).

Nematollahi, S. (۲۰۱۱). **Non-Oil export variability in Iran**. *Office of Economic Studies Ministry of Industry, Mine and Trade*. (In Persian).

Nematollahi, S. & Garshasbi, A. (۲۰۱٤). I**nvestigation of the non-oil export diversification in the status of the international sanctions for the period (۲۰۰٤-۲۰۱۲).** *Journal of Economic Growth and Development Research*, ٤(۱٤), ۷٥-۸۸. (In Persian).

Marinov, N. (۲۰۰٥). **Do economic sanctions destabilize country leaders?** *American Journal of Political Science*, ٤۹(۳), ٥٦٤- ٥۷٦.

Nowrouzifar, T., Fattahi, S. & Soheili, K. (۲۰۱۹). **The impact of economic sanctions on the amount of dependence between oil and financial market (Extremal Dependence Approach).** *Journal of Economical Modeling.* ۱۳(٤٥), ۱- ۱۷. (In Persian).

Preeg, E. (۱۹۹۹). **Feeling good or doing good with Sanctions**. *CSIS Press, Washington, DC.*

Rahmati, M., Karimirad, A. & Madanizadeh, S. (۲۰۱٦). **Investigating the effect of sanctions on Iran's economy in the recession of ۱۳۹۱-۱۳۹۲**. *Journal of Economics Research*, ٥۱(۳), ٥٦۹-٥۹٤. (In Persian).

Sadorsky, P. (۲۰۰۳). **The macroeconomic determinants of technology stock price volatility**. *Review of Financial Economics*, ۱۲, ۱۹۱-۲۰٥.

Shahab al-Dini, M. & Saffarzadeh, G. (۲۰۱٤). **The effects of economic sanctions on Iran's economy and financial system.** *International Conference on Economics in the Conditions of Sanctions*, Babolsar, ۳۱ September.

Sizvar, N. (۲۰۱۳). **The role of institutional in vestorsin th einventory and cash management practices of firms in Asia**. *Journal of Multinational Financial Management*, ۲۰(۲-۳), ۱۲٦-۱٤۳.

Varhami, V. & Abasgholinezhad, R. (۲۰۱۸). **Investigating the effect of micro and macro-monetary variables on the stock price index of twelve more active corporate groups in the stock exchange market using dynamic panel data method.** *Journal of Applied Theoric Economic*, ۸(۲۷), ۱۳-۲٦. (In Persian).

Vesali, S. & Torabi, M. (۲۰۱۰). **The effects of bank sanctions on the economy and banking system.** *Banking and Economics*, ۱۱۱, ۳۸-٤٤. (In Persian).

Ziyaee Bigdeli, M. T., Gholami, E. & Tahmasebi Boldaji, F. (۲۰۱۳). **The impact of economic sanctions on trade in Iran an application of Gravity Model.** *Economic Research*, ۱۳(٤۸), ۱۰۹-۱۱۹. (In Persian).

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۴۰۰
صفحات ۲۰۲-۱۷۷

مقاله پژوهشی

تدوین الگوی عوامل مؤثر بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه عمومی اولیه سهام[۱]

بیتا دهقان خانقاهی[۲]، جمال بحری ثالث[۳]، سعید جبارزاده کنگرلویی[۴]، علی آشتاب[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۸/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۰۷

چکیده

این پژوهش با هدف تدوین الگویی برای شناسایی عوامل موثر بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام در عرضه اولیه‌های عمومی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۶ به منصه ظهور رسیده است. برای دستیابی به این هدف، مطالعات تجربی مرتبط با موضوع مرور شده و متغیرهای توضیحی مناسب انتخاب شدند. سپس، تعداد ۸۴ شرکت بورسی و ۵۴ شرکت فرابورسی به‌روش حذف سیستماتیک به‌عنوان نمونه آماری انتخاب و از روش حداقل مربعات جزئی در سه قسمت برازش مدل اندازه‌گیری، برازش مدل ساختاری و برازش کلی مدل برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. یافته‌های پژوهش نشان داد متغیرهای عدم تقارن اطلاعاتی، حاکمیت شرکتی، محافظه‌کاری، کیفیت حسابرسی، نسبت‌های مالی، تداوم فعالیت، عدم اطمینان محیطی و بیش اعتمادی مدیران دارای تأثیر معنی‌داری بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع در زمان عرضه اولیه عمومی دارند. اما، گرایش احساسی سرمایه‌گذار و متغیرهای کلان اقتصادی بر پدیده قیمت‌گذاری کمتر از واقع تأثیر معنی‌داری ندارند.

واژگان کلیدی: عدم تقارن اطلاعاتی، عرضه عمومی اولیه، قیمت‌گذاری کمتر از واقع

طبقه‌بندی موضوعی: $G۱۰, M٤۱$

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۶۴۹,۲۲۳۷
۲. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ایران. **Email:**bita_d۱۴@yahoo.com
۳. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ایران. نویسنده مسئول. **Email:**j.bahri@iaurmia.ac.ir
۴. دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ایران. **Email:**s.jabbarzadeh@iaurmia.ac.ir
۵. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ایران. **Email:**a.ashtab@urmia.ac.ir

مقدمه

رشد و توسعه هر کشوری مستلزم به‌کارگیری منابع مالی در شکل بهینه و هدایت آن از مسیر صحیح بازارهای مالی و نهادهای مربوط به آنها است. در این راستا، مهم‌ترین هدف بازار سرمایه به عنوان بخشی از بازارهای مالی نیز شناسایی مکانیزم‌ها و ابزارهایی است که بتواند صاحبان پس‌انداز دنبال کسب سود و بازده معقول را با واحدهای اقتصادی نیازمند منابع مالی برای اجرای طرح‌های توسعه‌ای پیوند دهد. در این بین، عرضه عمومی اولیه[۱] یکی از مهم‌ترین مکانیزم‌های موجود برای دستیابی به این هدف تلقی می‌شود. منظور از عرضه عمومی اولیه نیز که رواج آن به بازارهای پررونق ۱۹۹۰ برمی‌گردد، این است که شرکت برای اولین بار در طول دوران فعالیت خود به عرضه سهام به عموم مردم اقدام نماید (جانگویست[۲]، ۲۰۰۴).

در ایران پس از ابلاغ سیاست‌های اصل ۴۴، عرضه‌های اولیه با ورود شرکت‌های دولتی مشمول این اصل مورد توجه واقع شد. اما یکی از مسائلی که شرکت‌ها در عرضه‌های عمومی اولیه با آن روبرو هستند، ارزش‌گذاری صحیح سهام آنها است (یو و همکاران[۳]، ۲۰۱۹). زیرا اگر قیمت چنین عرضه‌هایی کمتر از واقع[۴] تعیین شود، شرکت به منابع مالی مورد نیاز خود دست پیدا نکرده و اگر قیمت عرضه اولیه بیش از واقع تعیین شود، سرمایه‌گذاران از خرید سهام خودداری نموده و شرکت از دست‌یابی به منابع مالی مورد نیاز محروم خواهد ماند. بنابراین، یکی از ناهنجاری‌هایی که شرکت‌ها در زمان عرضه عمومی اولیه با آن روبرو هستند، پدیده قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام است. در سطح بین‌المللی، پژوهش‌های زیادی نشان داده که در عرضه‌های عمومی اولیه، شرکت‌ها با فداکردن منافع سهامداران اولیه و «باقی گذاشتن مبالغ زیادی پول روی میز[۵]» هزینه قابل توجهی متحمل شده و برای سرمایه‌گذاران جدید بازده مثبت غیرعادی ایجاد نموده‌اند (ژو و صادقی[۶]، ۲۰۱۸). در ایران نیز وجود قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه‌های عمومی اولیه در پژوهش‌های انجام شده به اثبات شده است.

اما، پژوهش حاضر با بررسی کلیه پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام شده در این زمینه، درصدد است تا عوامل موثر بر این پدیده را استخراج و با استفاده از مبانی نظری و عوامل محیطی، الگویی بومی برای بازار بورس و فرابورس اوراق بهادار ایران تدوین نماید.

ساختار مقاله حاضر در ادامه به این صورت است که در بخش اول مبانی نظری بیان شده است. در بخش دوم، پیشینه پژوهش مرور شده است. سپس، روش‌شناسی پژوهش تشریح و متغیرهای پژوهش معرفی شده است. در بخش بعد، داده‌ها تجزیه و تحلیل شده و یافته‌های حاصل از آن ارائه شده است. در آخر نیز نتیجه‌گیری، پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهش بیان شده است.

---

۱. Initial Public Offering
۲. Ljungvist
۳. Yu et al
٤. Underpricing
٥. Putting money on the table
٦. Zhou & Sadeghi

مبانی نظری

پژهشگران دلایل متعددی برای بازده‌های سهام عرضه‌های عمومی اولیه ارائه کرده‌اند. این دلایل در قالب تئوری های مبتنی بر عدم تقارن اطلاعاتی، عوامل نهادی، عوامل نظارتی و عوامل رفتاری شکل گرفته‌اند (صالحی، ۱۳۹۵). آنها بر این باورند عدم تقارن اطلاعاتی[۱] نقش اساسی را بین سه گروه ذینفع در فرایند عرضه عمومی اولیه؛ شرکت عرضه‌کننده سهام، بانک سرمایه‌گذار و سرمایه‌گذاران بالقوه در بازار ایفا می‌کند (ناوادالی و همکاران[۲]، ۲۰۱۹؛ هانگ و همکاران[۳]، ۲۰۱۹ و یو و همکاران، ۲۰۱۹). عدم تقارن اطلاعاتی بیان می‌کند که یکی از طرفین درگیر در عرضه اولیه سهام اطلاعات بیشتری راجع به شرکت عرضه‌کننده سهام، نسبت به سایرین دارد. بنابراین قیمت‌گذاری کمتر از واقع، برای ایجاد تعادل منافع تمامی شرکت‌کنندگان در عرضه اولیه ضروری به‌نظر می‌رسد.

بخش مهمی از قیمت‌گذاری کمتر از واقع به‌علت فقدان شفافیت در سطح شرکت است. چرا که سهامداران حقیقی و انفرادی توانایی دسترسی به اطلاعات لازم جهت تصمیم‌گیری را ندارند. اما سهامداران نهادی به‌دلیل دسترسی به اطلاعات محرمانه شرکت و توانایی تاثیرگذاری بر تصمیم مدیران شرکت‌ها، می‌توانند از قیمت‌گذاری کمتر از واقع جلوگیری کرده و انحراف قیمت بازار سهام از قیمت ذاتی را تقلیل دهند (وو و وانگ[۴]، ۲۰۱۶). مکانیزهای حاکمیت شرکتی با تنظیم تضاد منافع و کاهش رفتارهای فرصت-طلبانه و متقلبانه، عملکرد شرکت‌ها را بهبود می‌بخشند، کیفیت اطلاعات موجود برای مشارکت‌کنندگان در بازار سرمایه را ارتقا داده و دست‌یابی به قیمت‌گذاری صحیح در فرایند عرضه اولیه سهام را تسهیل می‌کنند.

همانند عدم تقارن اطلاعاتی که نقش مهمی در قیمت‌گذاری کمتر از واقع شرکت‌های عرضه‌کننده سهام دارد، معیار تاییدپذیری برای شناخت عملکرد عملیاتی شرکت و گزارشگری مالی (محافظه‌کاری) نیز دارای اهمیت است (لین و تیان[۵]، ۲۰۱۲ و مهرانی و صفی پور، ۱۳۹۳). محافظه‌کاری[۶] به‌عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی، با افزایش قابلیت اتکا و کیفیت اطلاعات مالی از یک‌سو و محدود کردن آزادی عمل و رفتارهای خوش‌بینانه مدیران از سوی دیگر انتظار می‌رود عدم تقارن اطلاعاتی بین ذینفعان درگیر در فرایند عرضه‌های عمومی اولیه را کاهش داده و منجر به کاهش قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه‌های عمومی اولیه و بازده غیرعادی این سهام شود (بولو و فلاح برندق، ۱۳۹۱).

یکی از راه‌های معمول جهت کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، استفاده از موسسه تأمین سرمایه پرآوازه یا حسابرس مشهور است. عدم تقارن اطلاعاتی ذاتی در زمینه عرضه عمومی باعث ایجاد تقاضا برای حسابرسان باکیفیت می‌شود (پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۴). کیفیت حسابرسی[۷] در زمینه قیمت‌گذاری کمتر از واقع حداقل دو نقش ایفا می‌کند. اول این‌که با تهیه اطلاعات حسابداری دقیق‌تر موجب کاهش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران ناآگاه و در نتیجه کاهش قیمت‌گذاری

---

۱. Information Assymetry
۲. Nawadali et al
۳. Haung et al
٤. Wu & Wang
٥. Lin & Tian
٦. Conservatism
۷. Audit Quality

کمتر از واقع می‌شود. دوم این‌که به‌عنوان یک علامت از ارزش شرکت در بازار عرضه اولیه باعث قیمت‌گذاری بیشتر از واقع می‌شود (چانگ و همکاران[۱]، ۲۰۰۸).

پدیده قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام می‌تواند تحت تأثیر اطلاعات مالی شرکت‌ها نیز قرار گیرد. عده‌ای از سرمایه-گذاران توانسته‌اند با استفاده از تعدادی از نسبت‌های مالی[۲]، نرخ بازده مورد انتظاری را محاسبه کنند که به‌علت عدم اطلاع سایر سرمایه‌گذاران از این رابطه، این اطلاعات در قیمت واقعی سهام منعکس نشده و سبب ایجاد بازده اضافی برای آن گروه از سرمایه‌گذارانی شده که از این رابطه آگاهی داشته‌اند (سیاه تیری، ۱۳۸۹).

عدم اطمینان محیطی[۳] یکی دیگر از عواملی است که می‌تواند باعث واکنش متفاوت بازار به قیمت‌گذاری کمتر از واقع و ایجاد عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران شود (شهاب‌نوایی، ۱۳۹۶). معمولاً مدیران از طریق فرایندهایی خود را با محیط وفق می‌دهند. آنها برنامه‌هایی را اجرا می‌کنند تا به‌وسیله آن فعالیت‌های سازمان را هدایت کرده و بر رفتار گروه‌های ذینفع تأثیر بگذارند. بنابراین این عدم اطمینان محیطی انگیزه‌ای برای آنها ایجاد می‌کند که قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه‌های عمومی اولیه سهام را انجام دهند.

در سال‌های اخیر، بازارهای مالی شاهد نوسان‌هایی در قیمت سهام بوده که از رفتارهای مدیران، سرمایه‌گذاران و دیدگاه‌های آنها از متغیرهای اجتماعی، سیاسی و اقتصادی تأثیر پذیرفته است. در نتیجه لزوم بررسی الگوهای روان شناسی و تأثیر آن بر بازارهای مالی نیز احساس می‌شود. از جمله بیش اعتمادی[۴] از مفاهیم مالی رفتاری مدرن است که به باورهای تعصبی و متمایل مدیران به توانایی‌های خودشان اشاره دارد و باعث می‌شود آنها بیش از حد به سرمایه‌گذاری خود ارزش دهند (بولتون و کمپل[۵]، ۲۰۱۶). مدیران با اعتماد به نفس بالا مطابق با فرضیه علامت‌دهی از قیمت‌گذاری کمتر از واقع برای انتقال باورهای خود درباره کیفیت شرکت به سرمایه‌گذاران، برای کسب شرایط بهتر در عرضه‌های آینده استفاده می‌کنند (حق‌شناس، ۱۳۹۷). دیدگاه مالی رفتاری نشان می‌دهد که برخی از تغییرات قیمت اوراق بهادار دلیل بنیادی نداشته و گرایش احساسی سرمایه‌گذار[۶] نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها دارد (ژو و نیا[۷]، ۲۰۱۶ و کیم و ها[۸]، ۲۰۱۰). در همین راستا، فرضیه چشم و هم‌چشمی بر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران غیرمنطقی برای خرید سهام تأکید دارد. به این معنا که هنگامی که سرمایه‌گذاری مشاهده می‌کند افراد تعداد زیادی، سهام خاصی را خریداری می‌نمایند، او نیز به تبعیت از آنها، سهام مزبور را خریداری می‌کند. بنابراین جهت بهره‌برداری از منافع این پدیده، بنگاه‌ها اقدام به ارزان‌فروشی می‌کنند تا با جذب گروه بزرگی از سرمایه‌گذاران بالقوه در اوایل عرضه، سایر سرمایه‌گذاران را نیز به خرید سهام خود ترغیب نمایند (رفیع‌زاده و برزگر، ۱۳۹۵).

---

۱. Chang et al
۲. Financial Ratios
۳. Environmental Uncertainty
٤. Overconfidence
٥. Boulton & Campbell
٦. Investor's Sentiment
۷. Zhu & Nia
۸. Kim & Ha

افزایش یا کاهش فعالیت عرضه عمومی اولیه در بازار علاوه‌بر نوسان‌های متغیرهای درونی که در نتیجه فعالیت‌ها و عملکرد شرکت است، می‌تواند از متغیرهای کلان اقتصادی نیز ناشی شود. این ادعا که متغیرهای کلان اقتصادی محرک تغییرات قیمت سهام و کسب بازده‌های غیرعادی هستند، به‌عنوان یک تئوری مورد پذیرش واقع شده است (آمر[۱]، ۲۰۱۲). متغیرهای کلان اقتصادی اثر عمومی بر کلیه فعالیت عرضه عمومی اولیه اوراق بهادار دارند و کل بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهند. معمولا در دنیا اگر شرایط اقتصادی نامناسب باشد، عملکرد بیشتر شرکت‌ها و در نتیجه بازار سهام و تصمیم شرکت برای عرضه عمومی اولیه ضعیف خواهد بود (موقر، ۱۳۹۷).

مروری بر پیشینه پژوهش

بیکر و همکاران[۲] (۲۰۲۱) ارتباط مدیریت ریسک راهبری و قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه عمومی اولیه سهام در ۷۴۴۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ۳۶ کشور طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ را بررسی نمودند. نتایج نشان داد قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه عمومی اولیه سهام در شرکت‌هایی که مدیریت ریسک راهبری قوی‌تری دارند، کمتر است. نتایج تحلیل‌های حساسیت نیز نشان داد قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه عمومی اولیه سهام در کشورهای با افشای مالی شفاف‌تر و استانداردهای قوی‌تر در زمینه مسئولیت اجتماعی و حمایت از سهامداران، کمتر است.

لو و سمدانی[۳] (۲۰۱۹) نقش سهامداران نهادی در عرضه‌های عمومی اولیه ۳۱۲ شرکت به‌روش حراج در کشور هند را طی دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد بین سهامداران نهادی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع رابطه معناداری وجود دارد.

پنگ و همکاران[۴] (۲۰۱۸) به بررسی اثر تمرکز مشتری بر قیمت‌گذاری عرضه عمومی اولیه پرداخته‌اند. متغیر تمرکز مشتری از طریق ۵ مشتری شرکت در ۳ سال قبل از عرضه عمومی اولیه مشخص شد. نتایج نشان داد در مواردی که تمرکز مشتری رو به بالا است، قیمت بالایی برای سهام تعیین می‌شود (بازده غیرعادی افزایش می‌یابد) و بالعکس، در صورت وجود مشتریان وابسته، قیمت پایین‌تری برای سهام در زمان عرضه عمومی اولیه تعیین می‌شود.

تونگولی و هوفنر[۵] (۲۰۱۸) در پژوهش خود به بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع در ۲۰ کشور طی دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد متغیرهای کلان اقتصادی می‌توانند سطح قیمت گذاری کمتر از واقع را توضیح دهند و این تأثیر در کشورهای توسعه‌یافته با بازار سرمایه‌های کارا مشخص‌تر است.

وو و وانگ (۲۰۱۶) تأثیر مالکیت نهادی بر ارتباط قیمت‌گذاری نادرست سهام و سرمایه‌گذاری شرکت ها را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد احساسات سهامداران نهادی به‌طور مستقیم بر رفتار سرمایه گذاری شرکت‌ها تأثیر دارد و ارتباط بین قیمت‌گذاری نادرست سهام و سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با درصد مالکیت نهادی بالاتر، قوی‌تر است.

---

۱. Amer
۲. Baker et al
۳. Lu & Samdani
٤. Peng et al
٥. Tugnoli & Huefner

لین و تیان (۲۰۱۲) با تحلیل رگرسیون به بررسی رابطه محافظه‌کاری و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام در عرضه‌های اولیه ۶۷۴ شرکت در بازار سرمایه چین طی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که محافظه‌کاری با قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام رابطه منفی دارد و هرچه میزان عدم تقارن اطلاعاتی شدیدتر باشد، رابطه بین محافظه‌کاری و قیمت‌گذاری کمتر از واقع بیشتر است.

یاتیم[1] (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های ۳۸۵ شرکت عرضه عمومی اولیه شده در بازار بورس مالزی، رابطه حاکمیت شرکتی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد اعتبار هیأت مدیره و متعهد به پذیره‌نویسی با قیمت‌گذاری کمتر از واقع رابطه مثبت و معناداری دارد. درصد مدیران غیرموظف هیأت مدیره با قیمت‌گذاری کمتر از واقع رابطه منفی و غیرمعناداری دارد. اما بین سن شرکت و اندازه هیأت مدیره رابطه معناداری مشاهده نشد.

کیم و ها (۲۰۱۰) به بررسی تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام پرداختند. نتایج نشان داد که گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران به‌طور سیستماتیک قیمت سهام شرکت‌های کره‌ای با اندازه کوچک، قیمت سهام پایین و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کم و درصد مالکیت نهادی را تحت تاثیر خود قرار می‌دهد.

نمازی و عزیزی (۱۴۰۰) در بررسی تأثیر تعدیلی کیفیت حسابرسی بر رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه عمومی اولیه سهام در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ در بین شرکت-های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس، به این نتیجه رسیدند که به‌طور متوسط ۲۵ درصد عرضه‌های عمومی اولیه در بازار سرمایه ایران کمتر از حد قیمت‌گذاری می شوند و کیفیت حسابرسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه عمومی اولیه سهام را تقویت می‌کند.

دهقان و همکاران (۱۳۹۹) در بررسی مقایسه‌ای دقت پیش‌بینی مدل‌های ماشین بردار پشتیبان، شبکه بیزین و سی‌فایو در پیش‌بینی قیمت‌گذاری کمتر از واقع ۸۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و ۵۴ شرکت پذیرفته شده در فرابورس در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۶ به این نتیجه رسیدند که مدل‌های ماشین بردار پشتیبان، شبکه بیزین و سی‌فایو از دقت بالایی در پیش‌بینی قیمت‌گذاری کمتر از واقع برخوردارند. همچنین نتایج نشان داد که متغیرهای تاثیرگذار شامل رشد دارایی‌ها، دوره تصدی حسابرس، تخصص حسابرس در صنعت، نسبت فعالیت های تامین‌مالی، نسبت قیمت به سود هرسهم، استقلال اعضای هیات مدیره، بازده دارایی‌ها، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، نسبت بدهی و نسبت نقدینگی هستند.

حق‌شناس (۱۳۹۷) در بررسی رابطه بین اطمینان بیش از حد مدیریتی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام در عرضه‌های عمومی اولیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در دوره زمانی سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵، به این نتیجه رسید که بین معیارهای اندازه‌گیری اطمینان بیش از حد مدیریتی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام در عرضه عمومی اولیه شرکت‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

موقر (۱۳۹۷) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی منتخب (نرخ بهره، تولیدات صنعتی، بازده شاخص کل و نقدینگی) و عرضه عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج پژوهش بیانگر وجود رابطه منفی و معنادار بین نرخ بهره و تعداد عرضه اولیه و رابطه مثبت و معنادار بین بازده شاخص کل و تعداد عرضه عمومی اولیه است.

۱. Yatim

کامیابی و بوربوری (۱۳۹۵) در بررسی نقش عدم تقارن اطلاعاتی و مخاطرات اخلاقی بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه‌های عمومی اولیه به این نتیجه رسیدند که هرچه درصد سهامداران مدیریتی در یک شرکت بیشتر باشد، میزان مخاطرات اخلاقی در آن شرکت کاهش یافته و قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه‌های اولیه نیز کاهش می‌یابد.

صالحی (۱۳۹۵) به بررسی تاثیر عوامل موثر بر ارزش‌گذاری سهام در عرضه‌های عمومی اولیه با رویکرد معادلات ساختاری پرداخت. نتایج نشان داد که بین شاخص کل بورس، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، قیمت نفت، سیاست داخلی سازمان، رقابتی بودن صنعت، حجم سرمایه‌گذاری صنعت و ارزش‌گذاری سهام در عرضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار رابطه معنادار وجود دارد و بین نرخ رشد نقدینگی، نرخ سود بانکی و ارزش‌گذاری سهام در عرضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار ارتباطی یافت نشد.

پورحیدری و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر هزینه حسابرسی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه‌های اولیه سهام در بورس اوراق بهادار تهران، به این نتیجه رسیدند که موسسات حسابرسی بزرگ هزینه حسابرسی بیشتری نسبت به سایر موسسات دارند و کیفیت حسابرسی رابطه منفی و معناداری با قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه‌های اولیه سهام دارد.

مرور پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد بررسی تأثیر همزمان متغیرهای مستقل بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام در داخل کشور سابقه ندارد. بنابراین پژوهش حاضر ضمن تلاش برای پوشش این شکاف مطالعاتی، سعی نمود شواهد با روایی و قابلیت اتکای بیشتر در رابطه با قیمت‌گذاری کمتر از واقع در بازار بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران ارائه نماید تا شاید در عملکرد کارای بازار سرمایه کشور موثر واقع شود. ضمن این که این پژوهش، علاوه‌بر بازار بورس اوراق بهادار تهران، فرابورس ایران را نیز مورد بررسی قرار داده است. همچنین به اثر نوع صنعت و نوع شرکت بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع نیز توجه نموده است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه بیان شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده‌اند:

- ✓ فرضیه اول: بین عدم تقارن اطلاعاتی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ فرضیه دوم: بین حاکمیت شرکتی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ فرضیه سوم: بین محافظه‌کاری حسابداری و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ فرضیه چهارم: بین کیفیت حسابرسی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ فرضیه پنجم: بین نسبت‌های مالی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.

- ✓ فرضیه ششم: بین تداوم فعالیت و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ فرضیه هفتم: بین عدم اطمینان محیطی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ فرضیه هشتم: بین بیش‌اعتمادی مدیران و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ فرضیه نهم: بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ فرضیه دهم: بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام بعد از عرضه عمومی اولیه در شرکت‌های بورسی و فرابورسی رابطه معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

روش پژوهش حاضر توصیفی از نوع همبستگی است که به‌روش پساررویدادی انجام شده است. بر مبنای هدف نیز این پژوهش از نوع کاربردی است. اطلاعات لازم برای بیان مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به روش کتابخانه‌ای و داده‌های لازم برای آزمون فرضیه‌ها از گزارش‌های موجود در آرشیو بورس اوراق بهادار تهران، اطلاعات موجود در پایگاه کدال و اطلاعات لازم برای گردآوری داده‌های متغیرهای کلان اقتصادی از پایگاه بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده است.

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌هایی است که در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۶ برای اولین بار سهام خود را در بازار بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران ایران عرضه عمومی اولیه نموده‌اند که با اعمال شرایط مشروحه در جدول زیر، تعداد ۱۳۸ شرکت شامل ۸۴ شرکت پذیرفته شده در بورس و ۵۴ شرکت پذیرفته شده در فرابورس به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.

جدول ۱. روند انتخاب نمونه آماری پژوهش

کلیه شرکت‌هایی که در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۶ در بورس و فرابورس پذیرش شده‌اند	۲۶۸
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که بعد از پذیرش، عرضه عمومی اولیه نداشتند	۱۸
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که عضو بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ‌ها و بیمه‌ها هستند	۷۷
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن ها منتهی به ۲۹ اسفند نیست	۲۹
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که در دوره مورد بررسی دارای توقف معاملاتی بیش از یک ماه هستند	۶
نمونه آماری قابل آزمون با در نظر گرفتن پیش فرض‌ها	۱۳۸

تجزیه و تحلیل آماری با استفاده از نرم افزار پی ال اس انجام شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، یک فرایند سه مرحله‌ای طی شد. ابتدا از برازش قابل قبول مدل‌های اندازه‌گیری اطمینان حاصل شد. سپس برازش مدل ساختاری مورد بررسی قرار گرفت. در تجزیه و تحلیل الگوسازی معادلات ساختاری،

الگوی معادله ساختاری ترکیبی از الگوهای اندازه‌گیری (الگوهای عاملی تاییدی) و الگوی معادله ساختاری (الگوهای مسیر) است. در آخر برازش مدل کلی بررسی شد. متغیرهای مورد استفاده در پژوهش نیز در جدول ۲ ارائه شده است.

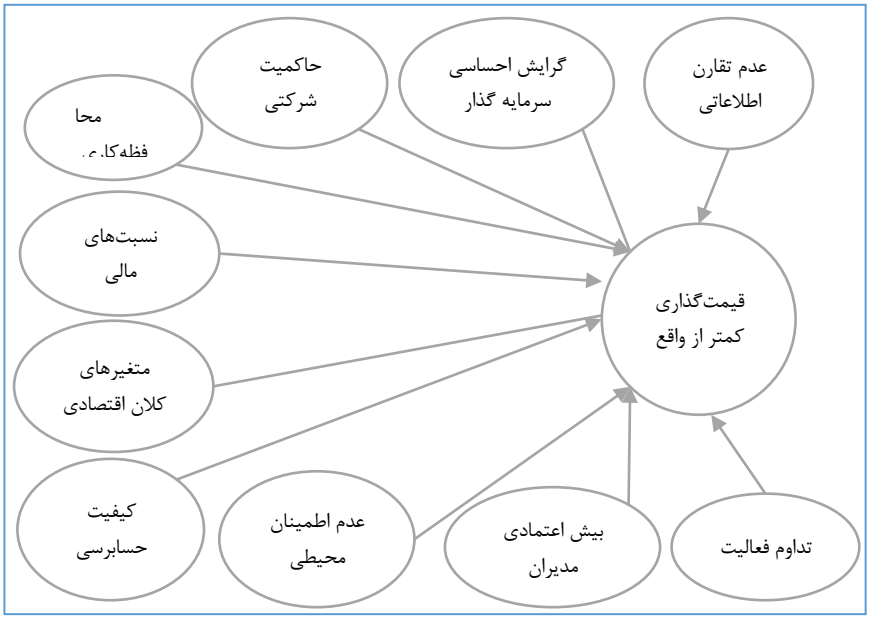
جدول ۲. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته	توصیف
قیمت‌گذاری کمتر از واقع (اگراوال و همکاران، ۱۹۹۳)	از طریق محاسبه بازده غیرعادی اولیه ماهانه محاسبه می‌شود. $MAAR_{it} = R_{it} - R_{mt}$ $MAAR_{it}$ = بازده کوتاه‌مدت تعدیل شده سهم i در زمان t بعد از عرضه اولیه در صورتی که MAAR>۰ باشد، حاکی از تحقق پدیده قیمت‌گذاری کمتر از واقع است.
متغیرهای مستقل	توصیف
عدم تقارن اطلاعاتی (حیدری و همکاران، ۱۳۹۶)	کیفیت اقلام تعهدی: از طریق محاسبه انحراف معیار باقیمانده رگرسیون اقلام تعهدی، بر جریان نقدی عملیاتی گذشته، حال، آینده و تغییرات در درآمد و ناخالص تغییرات اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات از رابطه زیر بدست می‌آید. $TCA_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Cashflow_{t-1} + \beta_2 Cashflow_t + \beta_3 Cashflow_{t+1} + \beta_4 \Delta Revenue_t + \beta_5 Fixed\ Assets_t + \varepsilon_t$
	نوسانات قیمت سهام: از انحراف معیار درصد تغییرات ماهانه قیمت سهام محاسبه می‌شود.
	خطای پیش‌بینی سود: حاصل تقسیم قدرمطلق تفاوت سود واقعی و سود پیش‌بینی شده هر سهم بر قدرمطلق سود پیش‌بینی شده هر سهم
	اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها
	فرصت‌های رشد: حاصل تقسیم ارزش دفتری شرکت بر ارزش بازاری آن
حاکمیت شرکتی (پنگ و همکاران، ۲۰۱۸)	اندازه هیات مدیره: لگاریتم تعداد کل مدیران حاضر در هیات مدیره که در گزارش سالانه شرکت‌ها ذکر شده است.
	دوگانگی: با استفاده از متغیر مجازی صفر- یک نشان داده می‌شود. اگر مدیرعامل، رئیس یا نایب رئیس هیئت مدیره باشد عدد یک و در غیر این‌صورت عدد صفر را به خود اختصاص خواهد داد.
	استقلال هیات مدیره: نسبت اعضای غیرموظف هیات مدیره به کل اعضای هیات مدیره
	ترکیب مالکیت: در این پژوهش، درصد سهامدارانی که بیش از ۵ درصد یا بیش از ۵ میلیارد ریال ارزش اسمی کل سهام منتشره شرکت را در اختیار داشته باشند به عنوان تمرکز مالکیت محسوب می‌شوند.
	درصد سهامداران نهادی: مجموع درصد سهام شرکت که متعلق به بانک‌ها، بیمه‌ها، نهادهای مالی، هلدینگ‌ها، سازمان‌ها، نهادها و شرکت‌های دولتی است.
محافظه‌کاری (لین و تیان، ۲۰۱۲)	برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، از مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) که مبتنی بر متغیرهای حسابداری است، استفاده می‌شود.
کیفیت حسابرسی (چانگ و همکاران، ۲۰۰۸؛ پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۴)	اندازه موسسه حسابرسی: با استفاده از متغیر مجازی صفر- یک نشان داده می‌شود. اگر شرکت توسط سازمان حسابرسی مورد رسیدگی قرار گرفته باشد عدد یک و در غیر این‌صورت عدد صفر اختیار می‌شود.
	دوه تصدی حسابرس: با استفاده از متغیر مجازی صفر- یک نشان داده می‌شود. اگر حسابرس سال بعد، حسابرس شرکت صاحبکار باشد، عدد یک و در غیر این‌صورت عدد صفر اختیار می‌شود.
	درصد سهامداران نهادی: مجموع درصد سهام شرکت که متعلق به بانک‌ها، بیمه‌ها، نهادهای مالی، شرکت‌های هلدینگ، سازمان‌ها، نهادها و شرکت‌های دولتی است.
	نوع اظهارنظر حسابرس: با استفاده از متغیر مجازی صفر- یک نشان داده می‌شود. اگر شرکت دارای اظهارنظر مقبول باشد عدد یک و در غیر این‌صورت عدد صفر را به خود اختصاص می‌دهد.

	تخصص حسابرس در صنعت: در این پژوهش از معیار سهم بازار به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری تخصص صنعت موسسه حسابرسی استفاده شد که از حاصل تقسیم مجموع دارایی‌های تمام صاحبکاران یک موسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص به مجموع دارایی‌های صاحبکاران در این صنعت محاسبه می‌شود. این معیار با استفاده از متغیر مجازی صفر- یک نشان داده می‌شود. اگر شرکت توسط موسسه حسابرسی متخصص صنعت حسابرسی شده باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر را به خود اختصاص می‌دهد.
نسبت‌های مالی (سیاه‌تیری، ۱۳۸۹)	نسبت جاری: حاصل تقسیم دارایی‌های جاری بر بدهی‌های جاری
	نسبت آنی: حاصل تقسیم دارایی‌های نقد بر بدهی‌های جاری
	نسبت نقدینگی: حاصل تقسیم وجه نقد و سرمایه گذاری های کوتاه مدت بر بدهی‌های جاری
	نسبت بدهی: حاصل تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها
	نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام: حاصل تقسیم کل بدهی‌ها بر حقوق صاحبان سهام
	نسبت مالکانه: حاصل تقسیم حقوق صاحبان سهام بر کل دارایی‌ها
	نسبت فعالیت‌های عملیاتی: حاصل تقسیم مابه التفاوت جریان وجه نقد فعالیت‌های عملیاتی در پایان و ابتدای دوره بر خالص جریان وجه نقد فعالیت‌های عملیاتی در ابتدای دوره
	نسبت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری: حاصل تقسیم مابه التفاوت جریان وجه نقد فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در پایان و ابتدای دوره بر خالص جریان وجه نقد فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در ابتدای دوره
	نسبت فعالیت‌های تامین‌مالی: حاصل تقسیم مابه التفاوت جریان وجه نقد فعالیت‌های تامین مالی در پایان و ابتدای دوره بر خالص جریان وجه نقد فعالیت‌های تامین مالی در ابتدای دوره
تداوم فعالیت (رهنمای رودپشتی، ۱۳۸۴)	نسبت‌های فعالیت مورد استفاده در پژوهش شامل نسبت گردش مجموع دارایی‌ها و نسبت گردش موجودی‌ها و نسبت‌های سودآوری شامل نسبت حاشیه سود خالص، نسبت بازده دارایی‌ها، نسبت بازده سرمایه، سود هر سهم و نسبت قیمت به سود هر سهم است.
عدم اطمینان محیطی (شهاب‌نوایی، ۱۳۹۶)	ضریب تغییرات فروش: این معیار، ویژه واحد تجاری است که با استفاده از اطلاعات در طول یک دوره ۵ ساله محاسبه می‌شود.
	ضریب تغییرات سود قبل از مالیات: این معیار نیز، ویژه واحد تجاری است که با استفاده از اطلاعات در طول یک دوره ۵ ساله محاسبه می‌شود.
بیش اعتمادی مدیران (حق شناس، ۱۳۹۷)	مقایسه سود پیش‌بینی شده و سود واقعی مدیریت: با استفاده از متغیر مجازی صفر- یک نشان داده می‌شود. اگر سود پیش‌بینی شده از سود واقعی بیشتر باشد عدد یک (مدیر بیش اعتماد) و در غیر این‌صورت عدد صفر را به خود اختصاص خواهد داد.
	نسبت مخارج سرمایه‌ای به جمع دارایی‌های ابتدای دوره: با استفاده از متغیر مجازی صفر- یک نشان داده می‌شود که از طریق محاسبه میانه مخارج سرمایه‌ای حاصل می شود. اگر مخارج سرمایه‌ای تقسیم بر مجموع دارایی‌ها در یک سال مشخص، بزرگتر از میانه به سطوح مخارج سرمایه‌ای بر مجموع دارایی‌ها باشد عدد یک و در غیر این‌صورت عدد صفر را به خود اختصاص خواهد داد.
	رشد دارایی‌ها: سومین معیار براساس پژوهش اسچراند و رخمن (۲۰۱۲) مقدار سرمایه‌گذاری مازاد در دارایی‌ها از باقیمانده رگرسیون رشد مجموع دارایی ها بر رشد فروش، بدست می‌آید. بدین معنا که بیش سرمایه‌گذاری مازاد برابر یک خواهد بود اگر مازاد حاصل از رگرسیون سرمایه‌گذاری مازاد بیشتر از صفر باشد و در غیر این‌صورت عدد صفر خواهد گرفت.
گرایش احساسی سرمایه‌گذار (جونز، ۲۰۰۵)	برای اندازه‌گیری این معیار از شاخص گرایش‌های احساسی بازار سرمایه استفاده می‌شود. این شاخص توسط جونز (۲۰۰۵) و با تعدیل مدل ارائه شده توسط پرساود (۱۹۹۶) بسط داده شد.
متغیرهای کلان اقتصادی (صالحی، ۱۳۹۵)	نرخ تورم: منبع این معیار، آمار اطلاعات بانک مرکزی است.
	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی: اطلاعات لازم برای محاسبه این معیار از سایت بانک مرکزی و مرکز آمار ایران قابل دسترسی است.
	تغییرات شاخص کل بورس و شاخص کل فرابورس: منبع دسترسی به این معیار، سایت بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است.

الگوی پژوهش

الگوی مفهومی پژوهش براساس رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری به شکل زیر ترسیم شده است.



شکل ۱. الگوی مفهومی پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش به دو دلیل زیر برای شرکت‌های بورسی و فرابورسی به‌طور جداگانه انجام پذیرفت:

۱. نامتقارن بودن دوره زمانی پژوهش (برای شرکت‌های بورسی از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۶ و برای شرکت‌های فرابورسی از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶).

۲. نتایج آزمون مقایسه میانگین نشان داد تجمیع داده‌ها به‌جهت برابر نبودن بیشتر میانگین‌ها و با فرض برابری واریانس‌ها قابل قبول نیست.

آمار توصیفی

برخی از شاخص‌های آمار توصیفی در جدول ۳ و ۴ ارائه شده است.

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش- شرکت‌های بورس اوراق بهادار

متغیر پنهان	متغیر مشاهده‌پذیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
قیمت‌گذاری کمتر از واقع	بازده غیرعادی تعدیل شده	۰/۲۳۱	۰/۲۳	۰/۰۴۲	۰/۲۴۳	۰/۲۲۳
عدم تقارن اطلاعاتی	کیفیت اقلام تعهدی	۰/۷۳۱	۰/۲۹۵	۰/۸۹۸	۲/۹۰۳	۰/۰۱۹
	نوسانات قیمت سهام	۰/۱۲۵	۰/۱۰۲	۰/۰۷۲	۰/۲۹۱	۰/۰۲۸
	خطای پیش‌بینی سود	۰/۲۶۶	۰/۱۷۳	۰/۲۴۷	۰/۹۷۶	۰/۰۰۶
	اندازه شرکت	۱۳/۸۴۸	۱۳/۶۹۴	۲/۹۶۸	۱۸/۴۳	۹/۷۷۷
	فرصت‌های رشد	۰/۴۰۷	۰/۳۶	۰/۲۵۴	۱/۲۶۲	۰/۰۰۰
حاکمیت شرکتی	اندازه هیات مدیره	۱/۶۲۷	۱/۶۰۹	۰/۳۰۸	۱/۹۴۵	۱/۳۸۶
	استقلال هیات مدیره	۰/۶۱۴	۰/۶	۰/۲۶۳	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰
	تمرکز مالکیت	۰/۸۱۲	۰/۸۴۲	۰/۱۷	۰/۹۶۲	۰/۵۴۱
	درصد سهامداران نهادی	۰/۸۵۳	۰/۸۸۱	۰/۱۶۱	۰/۹۶۶	۰/۴۶
محافظه‌کاری	معیار گیولی-هاین	-۰/۱۷۳	-۰/۱۴۴	۰/۲۵۴	۰/۳۵۳	-۰/۶۵۲
کیفیت حسابرسی	درصد سهامداران نهادی	۰/۸۵۳	۰/۸۸۱	۰/۱۶۱	۰/۹۶۶	۰/۴۶
نسبت‌های مالی	نسبت جاری	۱/۲۵۲	۱/۲۶	۰/۴۴۳	۲/۰۵۷	۰/۶۴۳
	نسبت آنی	۰/۸۶۷	۰/۷۹۵	۰/۴۶	۱/۸۵۱	۰/۲۴
	نسبت نقدینگی	۰/۱۹۸	۰/۱۰۵	۰/۲۰۵	۰/۷۱۱	۰/۰۱۹
	نسبت بدهی	۰/۵۵	۰/۵۶۷	۰/۱۹۹	۰/۹۷۵	۰/۱۸۷
	نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۱/۴۱۱	۱/۳۷۵	۰/۸۸۳	۳/۲۹۸	۰/۳۵۱
	نسبت مالکانه	۰/۴۴۳	۰/۴۱۷	۰/۱۷۶	۰/۷۳۲	۰/۱۶۲
	نسبت فعالیت‌های عملیاتی	۰/۲۳۹	۰/۰۵۲	۰/۹۷۷	۲/۴۹۹	-۱/۵۵
	نسبت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری	۰/۴۲۲	۰/۲۴۱	۱/۳۱۴	۳/۶۷	-۱/۲۱۹
	نسبت فعالیت‌های تامین مالی	-۰/۱۶۴	-۰/۰۵۱	۰/۸۱۴	-۱/۵۹	-۱/۹۵
تداوم فعالیت	حاشیه سود خالص	۰/۲۳۸	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۵۳۷	۰/۰۲۸
	بازده دارایی ها	۰/۱۷۵	۰/۱۶۵	۰/۱۰۱	۰/۴۲۶	-۰/۰۷۳
	بازده سرمایه	۰/۴۰۷	۰/۳۹۸	۰/۱۹۷	۰/۷۸۶	-۰/۰۷۸
	دوره گردش موجودی	۱/۷۳۲	۱/۶۲	۱/۴۷۵	۵/۰۵۲	۰/۰۵۲
	دوره گردش دارایی‌ها	۰/۸۵۲	۰/۶۸	۰/۴۸۵	۲/۰۰۶	۰/۲۴۱
	سود هر سهم	۷۳۳	۶۲۲	۴۴۸	۱۶۳۰	۱۳۱
	نسبت قیمت به سود	۸/۲۱۶	۶/۳۲۰	۷/۱۶۱	۲۵/۷۱۹	۰/۰۰۰
عدم اطمینان محیطی	ضریب تغییرات فروش	۰/۸	۰/۶۹۹	۰/۳۸۸	۱/۴۹۹	۰/۲۹۳
	ضریب تغییرات سود قبل از مالیات	۰/۹۲۷	۰/۹۲۲	۰/۳۶۵	۱/۴۷۷	۰/۳۴۶
گرایش احساسی سرمایه‌گذار	شاخص گرایش احساسی بازار سرمایه	۰/۲۴۷	۰/۲۶۶	۰/۲۵۲	۰/۶۴۸	-۰/۲۹۳
متغیرهای کلان اقتصادی	نرخ تورم	-۱/۷۹۷	-۰/۴	۸/۳۷۶	۱۵/۴۶۴	-۱۹/۷۸۹
	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۳۹	-۰/۰۹۸	۲/۴۳۹	۶/۱۳۴	-۴/۴۳۵
	تغییرات شاخص کل بورس	۱۰/۵۳۲	۱/۹۵۹	۲۸/۰۱۹	۸۳/۲۱۷	-۴۹/۷۳۹

متغیرهای دووجهی		صفر			یک	
		تعداد	درصد		تعداد	درصد
حاکمیت شرکتی	دوگانگی	۶۸	۰/۸۱		۱۶	۰/۱۹
کیفیت حسابرسی	اندازه موسسه حسابرسی	۵۳	۰/۶۳		۳۱	۰/۳۷
	دوه تصدی حسابرس	۱۶	۰/۱۹		۶۸	۰/۸۱
	نوع اظهارنظر حسابرس	۵۲	۰/۶۲		۳۲	۰/۳۸
	تخصص حسابرس در صنعت	۵۲	۰/۶۲		۳۲	۰/۳۸
بیش اعتمادی مدیران	مقایسه سود پیش‌بینی شده و سود واقعی	۴۱	۰/۴۹		۴۳	۰/۵۱
	نسبت مخارج سرمایه‌ای به جمع دارایی‌ها	۳۸	۰/۴۵		۴۶	۰/۵۵
	رشد دارایی‌ها	۴۷	۰/۵۶		۳۷	۰/۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش- شرکت‌های فرابورس

متغیر پنهان	متغیر مشاهده پذیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
قیمت‌گذاری کمتر از واقع	بازده غیرعادی تعدیل شده	۰/۲۳	۰/۲۲۹	۰/۰۵۸	۰/۲۴۲	۰/۲۲۴
عدم تقارن اطلاعاتی	کیفیت اقلام تعهدی	۰/۰۹۶	۰/۰۵۴	۰/۱۰۴	۰/۳۴۷	۰/۰۰۸
	نوسانات قیمت سهام	۰/۱۵۴	۰/۱۳۸	۰/۰۹۲	۰/۳۷۱	۰/۰۳۴
	خطای پیش‌بینی سود	۰/۱۲۶	۰/۰۹۷	۰/۱۱۴	۰/۴۱۹	۰/۰۱۶
	اندازه شرکت	۱۴/۲۶	۱۳/۸۹۹	۳/۵۴۷	۱۷/۶۷۸	۱۱/۳۶۸
	فرصت‌های رشد	۰/۳۱۱	۰/۲۷۸	۰/۱۵۱	۰/۶۳۱	۰/۱۵۳
حاکمیت شرکتی	اندازه هیات مدیره	۱/۶۰۵	۱/۶۰۹	۰/۴۱۱	۱/۶۰۹	۱/۳۸۶
	استقلال هیات مدیره	۰/۴۰۳	۰/۴	۰/۲۱۴	۱/۰۰۰	۰/۲
	تمرکز مالکیت	۰/۸۲	۰/۸۵۵	۰/۲۰۹	۰/۹۴۶	۰/۵۸۷
	درصد سهامداران نهادی	۰/۸۳۸	۰/۸۶۶	۰/۲۱۲	۰/۹۶۶	۰/۵۹۱
محافظه‌کاری	معیار گیولی-هاین	-۰/۱۸۳	-۰/۱۵۱	۰/۲۹۶	۰/۲۷۹	-۰/۷۸۶
کیفیت حسابرسی	درصد سهامداران نهادی	۰/۸۳۸	۰/۸۶۶	۰/۲۱۲	۰/۹۶۶	۰/۵۹۱
نسبت‌های مالی	نسبت جاری	۱/۲۷	۱/۲۶۵	۰/۶۱۲	۲/۴۷۸	۰/۵۲۲
	نسبت آنی	۰/۹۵۵	۰/۸۵	۰/۵۵۶	۲/۱۵	۰/۲۸۷
	نسبت نقدینگی	۰/۰۸۸	۰/۰۶۶	۰/۰۷۵	۰/۲۶	۰/۰۱
	نسبت بدهی	۰/۵۶۸	۰/۵۷	۰/۲۳۸	۰/۰۹۱	۰/۱۷۲
	نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۲/۹۵۴	۲/۹۰۵	۱/۸۶۷	۵/۸۹۷	۰/۲۵۳
	نسبت مالکانه	۰/۰۸۹	۰/۰۸۱	۰/۰۷۴	۰/۲۱۹	۰/۰۰۰
	نسبت فعالیت‌های عملیاتی	-۱/۸۷۳	۰/۴۳	۱۶/۱۱	۷/۸۷۵	-۱۲/۶۱۱
	نسبت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری	۰/۱۴۳	-۰/۰۲۶	۱/۱۱۸	۲/۷۸۱	-۱/۵۴۱
	نسبت فعالیت‌های تامین مالی	-۰/۹۴۴	-۰/۶۶۹	۱/۲۶۸	۱/۱۸۳	-۳/۷۹۲
تداوم فعالیت	حاشیه سود خالص	۰/۹۷۷	۰/۹۱۶	۰/۷۲۱	۲/۴۸۹	۰/۰۳۴
	بازده دارایی ها	۰/۱۶۵	۰/۱۳۴	۰/۱۲۶	۰/۴۹۹	-۰/۰۸۱
	بازده سرمایه	۰/۳۹۲	۰/۳۷۱	۰/۲۱۵	۰/۸۰۶	-۰/۰۵۳
	دوره گردش موجودی	۵/۷۳	۵/۰۱۲	۳/۷۶۶	۱۵	۰/۴۸۲
	دوره گردش دارایی‌ها	۱/۰۱۹	۰/۹۵۵	۰/۴۶	۲/۰۸	۰/۳۱۴
	سود هر سهم	۹۵۵	۷۵۷	۸۱۱	۲۷۰۰	۲۶
	نسبت قیمت به سود	۸/۹۷۴	۸/۱۲۶	۷/۴۳۱	۲۱/۹۷۲	۰/۰۰۰
عدم اطمینان محیطی	ضریب تغییرات فروش	۰/۷۰۱	۰/۶۶۲	۰/۲۸۴	۱/۱۰۶	۰/۲۸۳
	ضریب تغییرات سود قبل از مالیات	۱/۰۳۵	۰/۹۲۷	۰/۵۴۴	۲/۳۳۷	۰/۴۵۹
گرایش احساسی سرمایه‌گذار	شاخص گرایش احساسی بازار سرمایه	۰/۲۳	۰/۲۵۵	۰/۲۸۶	۰/۶۸	-۰/۲۸۵
متغیرهای کلان اقتصادی	نرخ تورم	-۱/۷۹۷	-۰/۴	۸/۳۷۶	۱۵/۴۶۴	-۱۹/۷۸۹
	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۳۹	-۰/۰۹۸	۲/۴۳۹	۶/۱۳۴	-۴/۴۳۵
	تغییرات شاخص کل فرابورس	-۰/۲۰۹	۰/۰۲۶	۲/۴۲۷	۴/۳۵۷	-۴/۴۳۵

متغیرهای دووجهی		صفر			یک	
		تعداد	درصد		تعداد	درصد
حاکمیت شرکتی	دوگانگی	۳۶	۰/۶۷		۱۸	/۳۳
کیفیت حسابرسی	اندازه موسسه حسابرسی	۴۰	۰/۷۴		۱۴	۰/۲۶
	دوه تصدی حسابرس	۹	۰/۱۷		۴۵	۰/۸۳
	نوع اظهارنظر حسابرس	۴۳	۰/۸۰		۱۱	۰/۲۰
	تخصص حسابرس در صنعت	۲۷	۰/۵۰		۲۷	۰/۵۰
بیش اعتمادی مدیران	مقایسه سود پیش‌بینی شده و سود واقعی	۲۷	۰/۵۰		۲۷	۰/۵۰
	نسبت مخارج سرمایه‌ای به جمع دارایی‌ها	۲۷	۰/۵۰		۲۷	۰/۵۰
	رشد دارایی‌ها	۲۷	۰/۵۰		۲۷	۰/۵۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار استنباطی

برای بررسی روابط میان متغیرها از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شده که در آن، برازش مدل مفهومی در سه بخش برازش مدل اندازه‌گیری، برازش مدل ساختاری و برازش مدل کلی انجام می‌شود.

برازش مدل اندازه‌گیری

بررسی پایایی شاخص‌ها: پایایی شاخص‌ها از طریق بررسی ضرایب بارهای عاملی و پایایی ترکیبی[1] صورت گرفت.

ضرایب بارهای عاملی: بار عاملی از محاسبه مقدار همبستگی شاخص‌های یک سازه با آن سازه محاسبه می‌شود. اگر این مقدار برابر و یا بیشتر از قدرمطلق ۰/۴ شود، موید این مطلب است که واریانس بین سازه و شاخص‌های آن از واریانس خطای اندازه‌گیری آن سازه بیشتر بوده و پایایی در مورد آن سازه قابل قبول است. بعد از اجرای مدل در نرم افزار، مقدار ضرایب در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. مقادیر بارهای عاملی شاخص‌های مرتبط با هر بعد شرکت‌های بورسی و فرابورسی

		بورس	فرابورس			بورس	فرابورس
بُعد		بار عاملی	بار عاملی	بُعد		بار عاملی	بار عاملی
عدم تقارن اطلاعاتی	کیفیت اقلام تعهدی	۰/۴۶۲	۰/۴۴۵	حاکمیت شرکتی	اندازه هیات مدیره	۰/۵۵۸	۰/۶۲۰
	نوسانات قیمت سهام	-۰/۶۸۹	۰/۹۷۱		دوگانگی	-۰/۰۵۳	۰/۶۴۹
	خطای پیش‌بینی سود	-۰/۴۱۹	۰/۶۵۵		استقلال هیات مدیره	۰/۴۰۹	۰/۰۸۵
	اندازه شرکت	۰/۴۷۱	-۰/۵۰۸		تمرکز مالکیت	۰/۸۹۳	۰/۵۱۶
	فرصت‌های رشد	۰/۳۴۴	-۰/۰۶۸		درصد سهامداران نهادی	۰/۸۶۵	۰/۶۳۲
کیفیت حسابرسی	اندازه موسسه حسابرسی	۰/۷۳۷	۰/۵۲۳	محافظه‌کاری	معیار گیولی-هاین	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
	دوه تصدی حسابرس	۰/۵۰۸	۰/۴۴۶	نسبت‌های مالی	نسبت جاری	۰/۵۵۲	۰/۵۸۳
	درصد سهامداران نهادی	-۰/۲۵۳	۰/۷۸۳		نسبت آنی	۰/۵۰۹	۰/۵۶۵
	نوع اظهارنظر حسابرس	۰/۴۳۳	-۰/۴۱۹		نسبت نقدینگی	-۰/۶۰۴	۰/۵۴۵
	تخصص حسابرس در صنعت	۰/۶۶۱	-۰/۰۰۶		نسبت بدهی	۰/۶۵۶	-۰/۲۱
تداوم فعالیت	حاشیه سود خالص	-۰/۴۳۸	۰/۴۸۱		نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۰/۵۷۹	-۰/۴۹۹
	بازده دارایی‌ها	-۰/۱۱۶	۰/۸۱۵		نسبت مالکانه	۰/۵۵۲	۰/۲۲۴
	بازده سرمایه	۰/۴۵۶	۰/۸۲۲		نسبت فعالیت‌های عملیاتی	-۰/۵۶۷	۰/۵۶۱
	دوره گردش موجودی	۰/۵۱۴	-۰/۳۴۸		نسبت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری	-۰/۲۲۵	۰/۶۰۰
	دوره گردش دارایی‌ها	۰/۵۵۱	۰/۵۴۶		نسبت فعالیت‌های تامین مالی	۰/۵۷۴	-۰/۳۳۶
	سود هر سهم	-۰/۱۶۹	۰/۶۷۳	عدم اطمینان محیطی	ضریب تغییرات فروش	۰/۶۴۷	۰/۹۹۳
	نسبت قیمت به سود	۰/۶۸۲	-۰/۴۷۰		ضریب تغییرات سود قبل از مالیات	۰/۹۹۳	۰/۶۳۰
گرایش احساسی سرمایه-گذار	شاخص گرایش احساسی بازار سرمایه	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	قیمت‌گذاری کمتر از واقع	بازده غیرعادی تعدیل شده ماهانه	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
بیش اعتمادی مدیران	مقایسه سود پیش‌بینی شده و سود واقعی	-۰/۵۷۴	۰/۶۳۲	متغیرهای کلان اقتصادی	نرخ تورم	۰/۸۶۰	-۰/۰۷۱
	نسبت مخارج سرمایه‌ای به جمع دارایی‌ها	۰/۱۳۴	۰/۸۳۸		نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۲۹۲	-۰/۴۹۱
	رشد دارایی‌ها	۰/۹۸۶	۰/۰۰۷		تغییرات شاخص کل بورس و فرابورس	۰/۶۰۶	۰/۹۵۷

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. Composite Reliability

با توجه جدول ۵، در شرکت‌های بورسی تمامی بارهای عاملی به‌غیر از نسبت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، درصد سهامداران نهادی، نسبت مخارج سرمایه‌ای به جمع دارایی‌های ابتدای دوره، بازده دارایی‌ها، سود هر سهم، دوگانگی و فرصت‌های رشد مورد تایید قرار می‌گیرند. از سویی، در شرکت‌های فرا بورسی تمامی بارهای عاملی آن به غیر از نسبت بدهی، نسبت فعالیت‌های تامین مالی، نرخ تورم، تخصص حسابرس در صنعت، رشد دارایی‌ها، دوره گردش موجودی، ضریب مالکانه، استقلال هیات مدیره و فرصت‌های رشد مورد تأیید قرار می‌گیرند. در جدول ۶، بارهای عاملی مهم ارائه شده‌اند.

جدول ۶. بارهای عاملی مهم شاخص‌های مرتبط با هر بعد شرکت‌های بورسی و فرابورسی

بُعد	بورس	فرابورس	بُعد	فرابورس	فرابورس
عدم تقارن اطلاعاتی	نوسانات قیمت سهام	نوسانات قیمت سهام	عدم اطمینان محیطی	ضریب تغییرات سود قبل از مالیات	ضریب تغییرات فروش
حاکمیت شرکتی	تمرکز مالکیت	دوگانگی	بیش اعتمادی مدیران	رشد دارایی‌ها	نسبت مخارج سرمایه‌ای به جمع دارایی‌ها
محافظه کاری	معیار گیولی-هاین	معیار گیولی-هاین	گرایش احساسی سرمایه‌گذار	شاخص گرایش احساسی بازار سرمایه	شاخص گرایش احساسی بازار سرمایه
کیفیت حسابرسی	اندازه موسسه حسابرسی	درصد سهامداران نهادی	متغیرهای کلان اقتصادی	نرخ تورم	شاخص کل فرابورس
نسبت‌های مالی	نسبت بدهی	نسبت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری	قیمت‌گذاری کمتر از واقع	بازده غیرعادی تعدیل شده	بازده غیرعادی تعدیل شده
تداوم فعالیت	نسبت قیمت به سود	بازده سرمایه			

منبع: یافته‌های پژوهش

پایایی ترکیبی: این معیار توسط ورتس و همکاران[1] (۱۹۷۴) معرفی شد. اگر این معیار برای هر سازه بیشتر از ۰/۷ شود، از پایداری درونی مناسب مدل‌های اندازه‌گیری حکایت دارد و کمتر از ۰/۶ عدم وجود پایایی را نشان می‌دهد (داوری و رضازاده، ۱۳۹۶). در جدول ۷ مقدار پایایی ترکیبی هر یک از عوامل آورده شده است.

جدول ۷. مقادیر ضریب پایایی ترکیبی

متغیر	پایایی ترکیبی	
	بورس	فرا بورس
قیمت‌گذاری کمتر از واقع	۰/۸۵۸	۰/۸۲۳
عدم تقارن اطلاعاتی	۰/۷۳۳	۰/۷۰۷
حاکمیت شرکتی	۰/۷۶۰	۰/۸۴۰
محافظه‌کاری	۰/۷۹۶	۰/۸۰۹
کیفیت حسابرسی	۰/۷۹۲	۰/۷۳۳
نسبت‌های مالی	۰/۷۲۰	۰/۷۵۴
تداوم فعالیت	۰/۷۸۲	۰/۸۰۰
عدم اطمینان محیطی	۰/۷۶۷	۰/۸۱۰
بیش اعتمادی مدیران	۰/۸۹۶	۰/۸۳۵
گرایش احساسی سرمایه گذار	۰/۸۲۰	۰/۸۱۲
متغیرهای کلان اقتصادی	۰/۸۳۲	۰/۷۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. Werts et al

در جدول ۷ ملاحظه می‌شود که ضرایب برای تمامی ابعاد مورد بررسی شرکت‌های بورسی و فرابورسی بیش از ۰/۶ است. بنابراین مقادیر پذیرفته شده و این تأییدی بر قابلیت اطمینان درونی مدل است.

بررسی روایی شاخص‌ها

روایی همگرا[۱]: این معیار میزان همبستگی یک سازه با شاخص‌های خود را نشان می‌دهد. فورنل و لارکر[۲] (۱۹۸۱) شاخص متوسط واریانس استخراجی[۳] را برای سنجش روایی همگرا معرفی و اظهار داشتند که در مورد روایی همگرا مقدار بحرانی عدد ۰/۵ است (داوری و رضازاده، ۱۳۹۶). جدول ۸ مقادیر روایی همگرایی هریک از متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۸. مقادیر میانگین واریانس شرح داده شده ابعاد مدل

متغیر	روایی همگرا	
	بورس	فرا بورس
قیمت‌گذاری کمتر از واقع	۰/۶۳۷	۰/۶۵۲
عدم تقارن اطلاعاتی	۰/۵۱۵	۰/۵۱۹
حاکمیت شرکتی	۰/۶۲۶	۰/۵۹۶
محافظه‌کاری	۰/۶۶۲	۰/۵۹۲
کیفیت حسابرسی	۰/۵۶۵	۰/۵۸۶
نسبت‌های مالی	۰/۵۶۸	۰/۵۶۵
تداوم فعالیت	۰/۶۰۱	۰/۶۲۳
عدم اطمینان محیطی	۰/۵۰۴	۰/۶۹۲
بیش اعتمادی مدیران	۰/۶۵۵	۰/۶۶۷
گرایش احساسی سرمایه‌گذار	۰/۶۱۹	۰/۶۳۸
متغیرهای کلان اقتصادی	۰/۶۹۸	۰/۵۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۸ ملاحظه می‌شود که این ضرایب برای تمامی ابعاد مورد بررسی بیش از ۰/۵ است. بنابراین مقادیر پذیرفته شده هستند و بنابراین اعتبار همگرایی مدل پذیرفته می‌شود.

برازش مدل ساختاری

ضریب تعیین معیاری است که برای ارتباط بخش اندازه‌گیری و ساختاری مدل‌سازی معادلات ساختاری به‌کار می‌رود. چین[۴] (۱۹۹۸) سه مقدار ۰/۱۹، ۰/۳۳ و ۰/۶۷ را به‌عنوان مقدار ملاک برای مقادیر ضعیف، متوسط و قوی معرفی می‌کند (داوری و رضازاده، ۱۳۹۶). در جدول ۹ مقادیر ضریب تعیین هریک از متغیرهای نهفته وابسته شرکت‌های بورسی و فرا بورسی مدل ارائه شده است.

---

۱. Convergent Validity
۲. Fornell & Larcker
۳. Average Variance Extracted
۴. Chin

جدول ۹. مقادیر ضریب تعیین متغیر وابسته

متغیر	ضریب تعیین	
	بورس	فرا بورس
قیمت‌گذاری کمتر از واقع	۰/۳۴۴	۰/۵۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقدار ضریب تعیین به‌دست آمده برای متغیر قیمت‌گذاری کمتر از واقع پژوهش، متغیرهای مستقل پژوهش می‌توانند به‌ترتیب برای شرکت‌های بورسی و فرا بورسی ۳۴/۴ و ۵۵/۴ درصد از تغییرات متغیرهای وابسته یاد شده را پیش‌بینی نمایند.

ضرایب معناداری تی: معیار دوم بررسی برازش مدل ساختاری، ضرایب معناداری تی است. ضرایب مسیر باید حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار باشد (مقدار بیشتر از ۱/۹۶). نتیجه اجرای مدل در زیر ارائه شده است.

آزمون فرضیه‌ها و ضرایب مربوط به مدل ساختاری

با توجه به جدول ۱۰، برای شرکت‌های بورسی مشاهده می‌شود که آماره تی برای فرضیه اول، فرضیه دوم، فرضیه سوم، فرضیه چهارم، فرضیه پنجم، فرضیه ششم، فرضیه هفتم و فرضیه هشتم به‌ترتیب ۲/۸۳۸- ، ۲/۴۸۸- ، ۶/۱۶۷ ، ۳/۵۵۴- ، ۲/۹۶۷، ۲/۰۰۵، ۲/۸۶۳- و۵/۸۶۲- در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده و با توجه به ضریب مسیر[1] ارائه شده در جدول می‌توان گفت که رابطه مثبت و معنادار بین محافظه‌کاری، نسبت‌های مالی، تداوم فعالیت و قیمت‌گذاری کمتر از واقع و رابطه منفی و معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی، حاکمیت شرکتی، کیفیت حسابرسی، عدم اطمینان محیطی و بیش‌اعتمادی مدیران، و قیمت‌گذاری کمتر از واقع وجود دارد. بین گرایش احساسی سرمایه‌گذار و قیمت‌گذاری کمتر از واقع (۰/۴۸۸) و بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع (۰/۶۳۷-) رابطه‌ای مشاهده نشد. همین نتایج برای شرکت‌های فرابورسی نیز برقرار است.

جدول ۱۰. خلاصه نتایج آزمون مدل پژوهش

رابطه	بورس		فرابورس	
	ضریب مسیر	آماره t	ضریب مسیر	آماره t
عدم تقارن اطلاعاتی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	-۰/۱۱۲	-۲/۸۳۸	-۰/۱۷۷	-۲/۴۸۴
حاکمیت شرکتی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	-۰/۱۵۲	-۲/۴۸۸	۰/۳۳۷	۴/۲۱۴
محافظه‌کاری و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	۰/۲۶۰	۶/۱۶۷	۰/۰۳۹	۲/۷۰۴
کیفیت حسابرسی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	-۰/۱۹۶	-۳/۵۵۴	-۰/۲۵۰	-۴/۰۸۰
نسبت‌های مالی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	۰/۲۵۴	۲/۹۶۷	-۰/۲۹۸	-۳/۶۶۰
تداوم فعالیت و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	۰/۰۰۱	۲/۰۰۵	-۰/۲۸۲	-۲/۰۶۷
عدم اطمینان محیطی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	-۰/۰۳۹	-۲/۸۶۳	۰/۱۴۸	۲/۱۵۹
بیش اعتمادی مدیران و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	-۰/۲۶۹	-۵/۸۶۲	-۰/۳۷۴	-۳/۷۹۳
گرایش احساسی سرمایه‌گذار و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	۰/۰۲۷	۰/۴۸۸	-۰/۰۰۴	-۰/۰۷۰
متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع	-۰/۰۵۸	-۰/۶۳۷	۰/۰۰۲	۰/۰۲۱

۱. Path Coefficient

منبع: یافته‌های پژوهش

معیار ارزیابی برازش بخش کلی

معیار نیکویی برازش مدل[1] مربوط به بخش کلی مدل‌های معادلات ساختاری است. وتزلس و همکاران[2] (۲۰۰۹) سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ را به‌عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای نیکویی برازش مدل معرفی نمودند (داوری و رضازاده، ۱۳۹۶). این آماره برای مدل مورد استفاده برای شرکت‌های بورسی و فرا بورسی به ترتیب با مقادیر ۰/۴۹۲ و ۰/۶۲۸ گویای برازش مناسب مدل کلی پژوهش است.

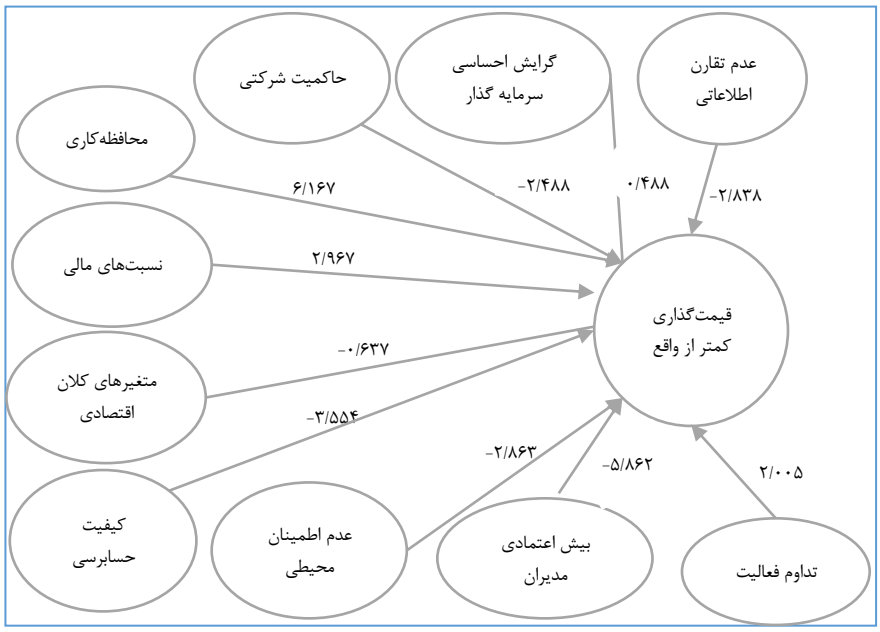
جدول ۱۱. مقادیر معیار برازش کلی مدل

	بورس	فرابورس
معیار برازش کلی مدل	۰/۴۹۲	۰/۶۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

الگوی نهایی پژوهش

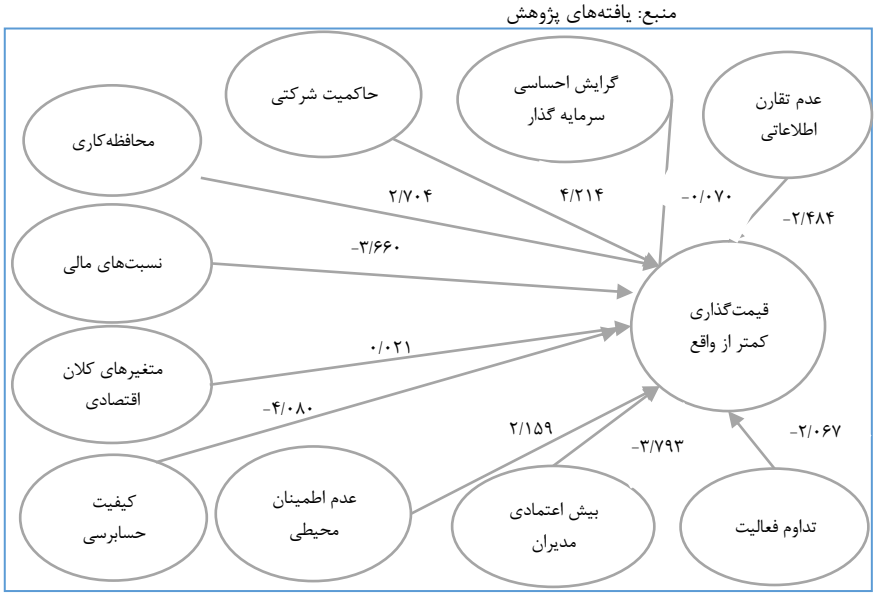
پس از ارزیابی مدل سنجش و مدل ساختاری پژوهش حاضر و آزمون مسیرهای موجود در مدل اولیه، با توجه به مقادیر ضرایب مسیر بین متغیرها و سطح معناداری آنها، مسیرهایی که مقادیر ضرایب مسیر و سطح معناداری آنها مناسب نبود، از مدل حذف گردید. الگوی نهایی مدل برای شرکت‌های بورسی و فرابورسی در شکل‌های زیر ارائه شده است.



شکل ۲. الگوی نهایی پژوهش-شرکت‌های بورس

۱. Goodness-of-Fit (GOF)
۲. Wetzels et al

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۳. الگوی نهایی پژوهش-شرکت‌های فرابورس

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش، دست‌یابی به الگویی بهینه برای تعیین عوامل موثر بر پدیده قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام در عرضه‌های عمومی اولیه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران بود. نتایج بررسی فرضیه‌ها نشان داد حاکمیت شرکتی بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه عمومی اولیه تأثیر معناداری دارد که این نتیجه با نتایج پژوهش خواجوند صالحی (۱۳۹۳)، لو و سمدانی (۲۰۱۹) و وو و وانگ (۲۰۱۶) همخوان است. وجود قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام نشان‌دهنده ارزیابی نادرست شرکت و عدم کارایی بازار سرمایه است. حاکمیت شرکتی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین سازوکارهای کنترلی و نظارتی می‌تواند عامل مهمی برای کنترل فعالیت‌های شرکت باشد. حاکمیت شرکتی از طریق افشای اطلاعات شرکت باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شده و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام را کاهش داده است.

بیشتر پژوهشگران عدم تقارن اطلاعاتی را مهم‌ترین عامل در قیمت‌گذاری کمتر از واقع دانسته و به بررسی آن پرداختند. آنها معتقدند قیمت‌گذاری کمتر از واقع اقدامی عمدی از جانب پذیره‌نویس یا صادر کننده سهام در نتیجه اطلاعات نامتقارن و عدم اطمینان مربوط به آینده است. اما به‌منظور توضیح نوسانات در قیمت‌گذاری کمتر از واقع و نفوذ سرمایه‌گذاران بیش از حد خوش‌بین در طی دوره عرضه عمومی اولیه، در نظر گرفتن ایده عقلانیت محدود و گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران نیز می‌تواند حائز اهمیت باشد. این دسته از نظریه‌ها فرض عقلایی بودن سرمایه‌گذاران را از بی‌قاعدگی‌های بازار سهام می‌دانند که مبتنی

بر رفتار غیرعقلایی سرمایه‌گذاران است. نتایج نشان داد عدم تقارن اطلاعاتی دارای تأثیر معنادار بر قیمت-گذاری کمتر از واقع است که با نتیجه پژوهش دامی (۱۳۹۱) نیز همخوانی دارد. ولی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذار و قیمت‌گذاری کمتر از واقع رابطه معناداری مشاهده نشد که با نتایج رفیع‌زاده و برزگر (۱۳۹۵) و کیم و ها (۲۰۱۰) مغایر است.

در خصوص معیار محافظه‌کاری نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه معنادار با قیمت‌گذاری کمتر از واقع است که با نتایج پژوهش مهرانی و صفی‌پور افشار (۱۳۹۳) و لین و تیان (۲۰۱۲) همخوانی دارد. در تفسیر این پدیده می‌توان گفت محافظه‌کاری از طریق تأییدپذیری بیشتر برای شناسایی سودها نسبت به زیان‌ها و نیز محدود کردن رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران، عدم تقارن اطلاعاتی را میان گروه‌های ذینفع و در عرضه اولیه سهام کاهش داده و باعث شده قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام در عرضه‌های اولیه کاسته شود.

کیفیت حسابرسی تأثیر معناداری بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه عمومی اولیه دارد که این نتیجه با نتایج پژوهش پورحیدری و همکاران (۱۳۹۴) و چانگ و همکاران (۲۰۰۸) همخوانی دارد. در واقع حسابرسان باکیفیت یک نقش آگاهی‌دهنده در عرضه‌های اولیه دارند و اطلاعات دقیق‌تری به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی مخابره می‌کنند که نتیجه آن کاهش عدم تقارن اطمینان آتی برای سرمایه‌گذاران ناآگاه و درنتیجه کاهش قیمت‌گذاری کمتر از واقع است. مکانیزم‌های تداوم فعالیت و نسبت‌های مالی نیز تأثیر معناداری بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع دارد. زیرا، سرمایه‌گذاران با استفاده از نسبت‌های مالی، نرخ بازده مورد انتظاری را محاسبه می‌کنند که به‌علت عدم اطلاع سایر سرمایه‌گذاران از این رابطه، این اطلاعات در قیمت واقعی سهام منعکس نشده و سبب ایجاد بازده اضافی برای آن گروه از سرمایه‌گذارانی شده که از این رابطه آگاه هستند. این نتیجه با یافته‌های سیاه تیری (۱۳۹۰) مغایرت دارد.

نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه معنادار بین عدم اطمینان محیطی با قیمت‌گذاری کمتر از واقع است که با نتایج پژوهش شهاب نوایی (۱۳۹۶) همخوانی دارد. در توضیح این رابطه می‌توان گفت عدم اطمینان محیطی برای مدیران انگیزه ایجاد می‌کند که عرضه‌های عمومی اولیه سهام را با قیمت‌گذاری کمتر از واقع انجام دهند. عدم اطمینان محیطی باعث ایجاد عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران می‌شود. مدیران اجرایی معتقدند قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه‌های عمومی اولیه سهام باعث نوسان کمتر قیمت سهام و ریسک پایین‌تر و ثبات بیشتر می‌شود. یافته‌های حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان داد، بیش‌اعتمادی مدیران بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه عمومی اولیه تأثیر معناداری دارد که با نتایج پژوهش حق شناس (۱۳۹۷) و بولتون و کمپبل (۲۰۱۶) همخوانی دارد. زیرا مدیران با اعتماد به نفس بالا طبق فرضیه علامت‌دهی از کمتر قیمت‌گذاری سهام در عرضه عمومی اولیه برای انتقال باورهای خود درباره کیفیت شرکت به سرمایه‌گذاران، برای کسب شرایط بهتر در عرضه‌های آینده استفاده می‌کنند.

اما متغیرهای کلان اقتصادی با قیمت‌گذاری کمتر از واقع رابطه معناداری ندارد که این نتیجه مغایر با نتایج پژوهش‌های موقر (۱۳۹۷) و توگنولی و هوفنر (۲۰۱۸) است. از دلایل احتمالی این عدم رابطه این است که متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش تنها بخش کوچکی از متغیرهای اقتصاد کلان هستند. همچنین با توجه به حجم کوچک بازار سرمایه ایران در مقایسه با کل اقتصاد، تغییرات در بازار سرمایه نمی تواند اثر خود را بر اقتصاد نشان دهد.

بنابراین، نتایج پژوهش نشان داد مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع در شرکت های بورسی؛ محافظه‌کاری، بیش‌اعتمادی مدیران و کیفیت حسابرسی و در شرکت‌های فرابورسی؛ حاکمیت شرکتی، کیفیت حسابرسی و بیش‌اعتمادی مدیران است.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، به فعالان بازار سرمایه و تحلیل‌گران مالی پیشنهاد می‌شود در تحلیل طرح‌های سرمایه‌گذاری به روابط بین متغیرهای این پژوهش با قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه‌های عمومی اولیه توجه ویژه مبذول داشته باشند. زیرا لحاظ این عوامل منجر به انتخاب سبد سرمایه‌گذاری با کمینه مخاطره و بیشینه بازدهی می‌گردد. ضمن آن‌که شفافیت محیط تصمیم‌گیری و نتایج حاصله را دو چندان می‌نماید. همچنین به سازمان بورس اوراق بهادار و سازمان حسابرسی به‌عنوان مرجع تدوین‌کننده استانداردهای حسابداری پیشنهاد می‌شود تأکید بیشتری بر الزام شرکت‌های جدیدالورود به بورس و فرابورس به انتشار اطلاعات مالی مربوط و قابل‌اتکا داشته باشند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

بولو، قاســـم و فلاح برندق، مهدی. (۱۳۹۱). **رابطه محافظه‌کاری و بازده غیرعادی کوتاه‌مدت ســـهام عرضـــه‌های عمومی اولیه با تأکید بر نقش مدل‌های عدم تقارن اطلاعاتی**. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۰(۳۹)، ۸۲-۵۷.

پورحیدری، امید.، صـــفی‌پور افشـــار، مجتبی.، گودرز تله‌جردی، علی و صـــفی‌پور افشـــار، معصـــومه. (۱۳۹۴). **برر سی تأثیر کیفیت ح سابر سی بر هزینه ح سابر سی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع در عرضه‌های اولیه**. *حسابداری مالی*، ۷(۲۶)، ۵۱-۳۱.

حق بین، زینب. (۱۳۸۷). **برر سی انواع ناهنجاری‌های مربوط به عر ضه اولیه سهام در بورس اوراق بهادار تهران**. *بورس اوراق بهادار تهران*، ۱(۳)، ۱۶۶-۱۳۵.

حق‌شـــناس، نوید. (۱۳۹۷). **ارتباط بین اطمینان بیش از حد مدیریتی و کمتر قیمت‌گذاری سهام در عرضه‌های عمومی اولیه**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی مولوی.

حیدری، مهدی.، قادری، بهمن و هم‌خانی، ســـعید (۱۳۹۶). **بررســـی نقش میانجی عدم تقارن اطلاعاتی در تبیین رابطه بین کیفیت حسابرسی و سیاست‌های تأمین مالی**. *راهبرد مدیریت مالی*، ۵(۱۹)، ۱۲۶-۹۳.

خواجوند صالحی، عبداله. (۱۳۹۳). **بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضـــه عمومی اولیه در شـــرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی روزبهان.

دامی، احمد. (۱۳۹۱). **برر سی تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر قیمت‌گذاری کمتر از حد عر ضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی.

داوری، علی و رضـــازاده، آرش. (۱۳۹۶). *مدل‌ســـازی معادلات ســـاختاری با نرم‌افزار PLS*، ســـازمان انتشارات جهاد دانشگاهی، چاپ چهارم.

دهقان خانقاهی، بیتا.، بحری ثالث، جمال.، جبارزاده کنگرلویی، ســـعید و آشـــتاب، علی. (۱۳۹۹). **برر سی مقایسه‌ای دقت پیش‌بینی مدل‌های ما شین بردار پشتیبان، شبکه بیزین و سی‌فایو در پیش‌بینی قیمت‌گذاری کمتر از واقع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و فرابورس**. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*. ۱۱(۴۴)، ۱۱۳-۹۵.

رفیع‌زاده، هادی و برزگر، قدرت‌اله. (۱۳۹۵). **بررسی ارتباط بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت‌گذاری کمتر از حد عر ضه عمومی اولیه سهام شرکت‌های بور سی**. چهارمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه تبریز، ۲۳ اردیبهشت.

رهنمای‌رودپ شتی، فریدون.، سیم‌بر، فر شید و طوطیان، صدیقه. (۱۳۸۴). **تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۵(۱۷)، ۲۳۶-۲۰۹.

ســـیاه‌تیری. (۱۳۸۹). **بررســـی تأثیر نســـبت‌های مالی موثر بر بازدهی غیرعادی کوتاه‌مدت عر ضه‌های اولیه سهام در بورس اوراق بهادار تهران**. پایان‌نامه کار شنا سی ار شد مدیریت بازرگانی، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

شـــهاب نوایی، شـــاهد. (۱۳۹۶). **برر سی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر قیمت‌گذاری کمتر از واقع بر عرضـــه‌های عمومی اولیه ســـهام در شـــرکت‌های بورس اوراق بهادار ایران**. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی آمل.

صالحی، حمید. (۱۳۹۵). **تأثیر عوامل موثر بر ارزش‌گذاری سهام در عر ضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد معادلات ساختاری**. پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی شهرقدس.

کام یابی، یحیی و بوربوری، فاط مه. (۱۳۹۵). **مخاطرات اخلاقی و عدم تقارن اطلا عاتی در قیمت‌گذاری کمتر از حد عر ضه‌های اولیه عمومی سهام**، *فصـــلنامه حســـابداری و منافع اجتماعی*، ۶(۱)، ۴۲-۲۱.

موقر، بهروز. (۱۳۹۷). **برر سی رابطه بین متغیرهای کلان اقت صادی منتخب و عر ضه عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران**. پایان‌نامه کارشـناسـی ارشـد مدیریت مالی، پردیس علوم انسـانی و اجتماعی دانشگاه یزد.

مهرانی، ســـاســـان و صـــفی‌پور افشـــار، مجتبی. (۱۳۹۳). **بررســـی رابطه بین محافظه‌کاری و قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام در عر ضه‌های اولیه سهام در بورس اوراق بهادار تهران**. *مجله دانش حسابداری*، ۵(۱۸)، ۶۵-۴۹.

نمازی، نویدرضـا و عزیزی، پدرام. (۱۴۰۰). **برر سی تعدیلی کیفیت ح سابر سی بر رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و قیمت‌گذاری کمتر از واقع عرضه عمومی اولیه سهام**. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*. ۱۸(۶۹)، ۱۴۴-۱۱۵.

Aggarwal, R., Leal, R. & Hernandez, L. (۱۹۹۳). **The aftermarket performance of initial public offerings in Latin America**. *Financial Management*, ۲۲(۱), ۴۲-۵۳.

Ameer, R. (۲۰۱۲). **Macroeconomic factors and initial public offering (IPOs) in Malaysia.** *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, ۸(۱), ۴۱-۶۷.

Baker, E. D., Boulton, T. J., Braga-Alves, M. V., & Morey, M. R. (۲۰۲۱). **EGS government risk and international IPO underpricing**. *Journal of Corporate Finance*, ٦٧(C): ١٠١٩١٣

Bolou, G. & Fallah Barandagh, M. (۲۰۱۳). **The relationship between conservatism and abnormal-l short-term returns in initial public offering with emphasis on the role of information asymmetry models**. *Journal of Empirical Studies of Financial Accounting*, ۱۱(۲۹), ۵۷-۸۲. (In Persian)

Boulton, T. J. & Campbell, T. C. (۲۰۱۶). **Managerial confidence and initial public offerings.** *Journal of corporate finance*, ۳۷(C), ۳۷۵-۳۹۲.

Chang, X., Gygax, A. F., Oon, E. & Zhang, H. F. (۲۰۰۸). **Audit quality, auditor compensation and initial public offering onderpricing**. *Accounting and Finance*, ۴۸(۳), ۳۹۱-۴۱۶.

Chin, W. W. (۱۹۹۸). **Issues and opinion on structural equation modeling**. *MIS Quarterly*, ۲۲(۱), ۷-۱٦.

Dami, A. (۲۰۱۲). **Investigating of the effect of information asymmetry on underpricing of initial public offering at Tehran Stock Exchange**. Master Thesis Accounting, Faculty of Economics. (In Persian)

Davari, A. & Rezazadeh, A. (۲۰۱۸). **Structural equation modeling with PLS**. *Iranian Student Book Agency*, Fourth printing. (In Persian)

Dehghan Khanghahi, B., Bahri Sales, J., Jabbarzadeh Kangarlouie, S & Ashtab, A. (۲۰۲۰). **The comparative study of the accuracy of prediction of Support Vector Machine, Bayesian Network and C۵ models in prediction underpricing for listed companies at TSE and OTC.** *Journal of Finacial Engineering and Porffolio Management*, ۱۱(۴۴), ۹۵-۱۱۳. (In Persian)

Fornell, C., & Larcker, D. F. (۱۹۸۱). **Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error**. *Journal of marketing research*, ۱۸(۱), ۳۹-۵۰.

Haghbin, Z. (۲۰۰۹). **Investigating the types of anomalies related to the initial public offering at Tehran Stock Exchange**. *Journal of Tehran Stock Exchange*, ۱(۳), ۱۳۵-۱۶۶. (In Persian)

Haghshenas, N. (۲۰۱۸). **The relationship between overconfidence and underpricing in initial public offerings**. Master Thesis Accounting, Molavi Institute of Higher Education. (In Persian)

Haung, W., Jinxian, L. & Qiang, Z. (۲۰۱۹). **Information asymmetry, legal environment, and family firm governance: Evidence from IPO underpricing in China.** *Pacific-Basin Finance Journal*, ۵۷ (C), ۱۰۱-۱۰۹.

Heydari, M., Ghaderi, B. & Hamkhani, S. (۲۰۱۷). **Investigating the mediating role of information asymmetry in explaining the relationship between audit qualities and financing policies**. *Journal of Financial Management Strate*gy, ۵(۱۹), ۹۳-۱۲۶. (In Persian)

Kamyabi, Y. & Borburi, F. (۲۰۱۶). **Moral hazard and information asymmetry in underpricing in initial public offering**. *Journal of Accounting Research*, ۶(۱), ۲۱-۴۱. (In Persian)

Jones, A. L. (۲۰۰۵). **Measuring investor sentiment in equity markets.** *Journal of Asset Management*, ۷(۳/۴), ۲۰۸-۲۱۵.

Khajvand Salehi, A. (۲۰۱۴). **Investigating the relationship between corporate governance and underpricing in initial public offering at the listed companies at Tehran Stock Exchange.** Master Thesis in Accounting, Rouzbahan Institute of Higher Education. (In Persian)

Kim, T., & Ha, A. (۲۰۱۰). **Investor sentiment and market anomalies.** *۲۳rd Australasian Finance and Banking Conference*. August ۲۳, Australa.

Lin, Z. J. & Tian, Z. (۲۰۱۲). **Accounting conservatism and IPO underpricing: China evidence**. *Journal of International Accounting*, ۲۱(۲), ۱۲۷-۱۴۴.

Ljungvist, A. (۲۰۰۴). **Handbooks in finance: Empirical corpotare finance**. Volume ۱, Chapter ۷: IPO Underpricing, ۴۰۲- ۴۴۹.

Lu, Y. & Samdani, T. (۲۰۱۹). **The economic tole of institutional investoer in auction IPOs.** *Journal of Corporate Finance*, ۵۶(C), ۲۶۷-۲۸۱.

Mehrani, S. & Safipour Afshar, M. (۲۰۱۴). **Investigating the relationship between conservatism and underpricing in initial public offerings at Tehran Stock Exchange**. *Journal of Accounting Knowledge*, ۵(۱۸), ۴۹-۶۵. (In Persian)

Movaqar, B. (۲۰۱۸). **Investigating the relationship between selected macroeconomics and initial public offering in Tehran Stock Exchange.** Master Thesis in Financial management, Yazd University. (In Persian)

Namazi, N, R., Azizi, P. (۲۰۲۱). **Investigating the moredating effect of auditing quality on the relationship between financial reporting quality and initial public offerings**. *Emprical Studies in Financial Accounting Quarterly*, ۶۹(۱۸), ۱۱۵-۱۴۴. (In Persian)

Nawadali Rathnayake, D., Louembo, P. A., Francois Kassi, D., Sun, G. & Ning, D. (۲۰۱۹). **Are IPOs underpriced or overpriced? Evidence from an emerging market**. *Research in International Business and finance*, ۵۰(C), ۱۷۱-۱۹۰.

Peng, X., Xiongyuan, W. & Kam, C. (۲۰۱۸). **Does customer concentration disclouse affect IPO pricing?** *Finance Research Letters*, ۲۸(C), ۳۶۳-۳۶۹.

Pourheydari, O., Safipour Afshar, M., Goudarz Talejerdi, A. & Safipour Afshar, M. (۲۰۱۵). **Investigating the impact of audit quality on cost of auditing and**

underpricing in initial public offering. *Journal of Financial Accounting*, ۷(۲۶), ۳۱-۵۱. (In Persian)

Rafizadeh, H. & Barzgar, G. (۲۰۱۶). **Investigating the relationship between investor's sentiment and underpricing of IPO in Tehran Stock Exchange**. *۴th National Conference on Management, Economics and Accounting*, Tabriz University, ۱۲ May. (In Persian)

Rahnamaye Roodposdhti, F., Simbar, F. & Tutian, S. (۲۰۰۶). **The impact of macroeconomic variables on stock returns of investment companies listed at Tehran Stock Exchange**. *Economic Journal*, ۵ (۱۷), ۲۰۹-۲۳۶. (In Persian)

Salehi, H. (۲۰۱۷). **The effective component on the valuation of shares in initial public offering at Tehran Stock Exchange market using structural equation modeling approach**. Master thesis in financial management, Islamic Azad University, Branch of Share Ghods. (In Persian)

Schrand, C. M. & Zechman, S. L. C. (۲۰۱۳). **Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting**. *Journal of Accounting and Economics*, ۵۳(۱-۲), ۳۱۱-۳۲۹.

Shahab Navayi, Sh. (۲۰۱۷). **Investigating the impact of environmental uncertainty on underpricing of initial public offering in Tehran Stock Exchange**. Master Thesis in Accounting, Amol Institute of Higher Education. (In Persian)

Siyahtiri, M. (۲۰۱۱). **An empirical study of the effect of financial ratios on short-term abnormal return of IPO in Tehran Stock Exchange**. Master thesis in Business-Finance Management, The University of Sistan & Baluchestan. (In Persian)

Tugnoli, A. & Huefner, J. (۲۰۱۸). **Macroeconomic forces behind underpricing- an empirical approach to investigate the influences of macroeconomic varialbes to IPO underpricing**. Master Essay, Lund University, School of Economics and Mangement.

Wetzels, M., Odekerken-Schroder, G., & Van Oppen, C. (۲۰۰۹). **Using PLS path modeling for assessing hierarchical construct models: Guidelines and empirical illustration**. *MIS Quarterly*, ۳۳(۱), ۱۷۷.

Wu, W. & Wang, L. (۲۰۱۶). **Institutional ownership mispricing and corporate investment.** *Open Journal of Business and Management*, ۴(۳), ۲۸۲-۲۹۰.

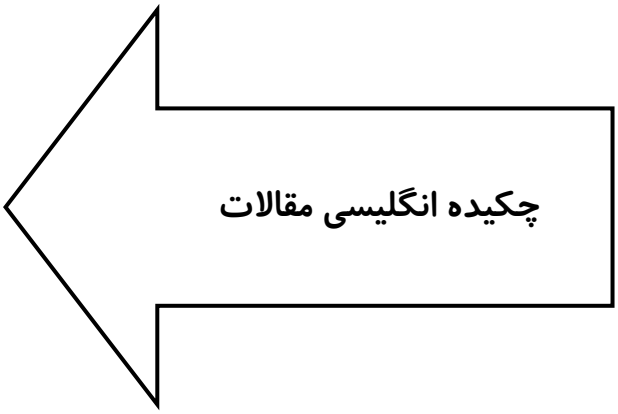
Yatim, P. (۲۰۱۱). **Underpricing and board structures: An investigation of Malaysian IPOs**. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, ۷(۱), ۷۳-۹۳.

Yu, J., limg, T. & Da, W. (۲۰۱۹). **Industry peer firm's earnings quality and IPO underpricing**. *Journal of corporate accounting & finance*, ۳۰(۱), ۳۶-۶۲.

Zhou, L. & Sadeghi, M. (۲۰۱۸). **The impact of innovation on IPO short-term performance: Evidence from the Chinese markets. Accepted Manuscript**. *Pacific Basin Finance Journal*, ۵۳(C), ۲۰۸-۲۳۵.

Zhu, B. & Nia, F. (۲۰۱۶). **Investor sentiment, accounting information and stock price: Evidence ffrom China**. *Pacific-Basin Finance Journal*, ۳۸(۳), ۱۲۵-۱۳۴.

© ۲۰۲۰ Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial ۴,۰ International (CC BY-NC ۴,۰ license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/۴,۰/).


چکیده انگلیسی مقالات

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۱۷۷-۲۰۲

Research Paper

The Formulation of Effective Factors Pattern on Underpricing Phenomenon in Initial Public Offering[۱]

Bita Dehghan Khanghahi[۲], Jamal Bahri Sales[۳], Saeid Jabbarzadeh Kangarluei[٤], Ali Ashtab[٥]

Received: ۲۰۱۹/۱۱/۱۰ Accepted: ۲۰۲۰/۰۲/۲۶

Abstract

This study tries to develop a pattern for identifying effectual factors that influence underpricing the initial share offering of companies to the public. In this study, after selecting the appropriate explanatory variables, to achieve the research goal, the systematic elimination sampling method is considered to select ۸۴ companies among all listed companies at the Tehran Stock Exchange (TSE) and ۵۴ companies among all listed companies at Over the Counter (OTC) from ۲۰۰۳ to ۲۰۱۷. So, to test research hypotheses, the Partial Least Square approach in three sections is used: measurement model fit, structural model fit, and goodness of fit. Results show that information asymmetry, corporate governance, conservatism, audit quality, financial ratios, Continuity of activity, environmental uncertainty, and management overconfidence have a significant effect on underpricing of initial public offerings. Moreover, the findings confirm that the investor's sentiment and Macroeconomic variables have no significant impact on underpricing phenomenon.

---

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۶۴۹,۲۲۳۷

۲. Ph.D. Student in Department of Accounting, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran. **Email:**bita_d۱۴@yahoo.com.

۳. Assistant Professor of Department of Accounting, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran. Corresponding Author. **Email:**j.bahri@iaurmia.ac.ir.

٤. Associate Professor. Accounting Department, Humanities Faculty, Islamic Azad University, Urmia Branch, Iran. **Email:**s.jabbarzadeh@iaurmia.ac.ir.

٥. Assistant Professor of Department of Accounting, Urmia Branch, Urmia, Iran. **Email:**a.ashtab@urmia.ac.ir.

Keywords: Initial Public Offering, Information Asymmetry, Partial Least Square (PLS), Underpricing.

JEL Classification: M۴۱, G۱۰

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۱۶۱-۱۷۶

Research Paper

The Effect of Trade Sanctions on Stock Indexes in Different Industries Listed in Tehran stock Exchange[۱]

Ebrahim Rahmanpour[۲], Bahareh Abed[۳], Samira Olfati[٤]

Received: ۲۰۱۹/۰۹/۲۳ Accepted: ۲۰۲۰/۰۵/۰۴

Abstract

Sanctions are one of the systematic risks of the capital market that cannot be reduced by creating a portfolio, so the trader can be aware of the effects of sanctions on the company's total return and can make the best decision on stocks in the face of similar events. This study aims to investigate the impact of trade sanctions, export and import sanctions on the stock index of industries listed on the stock exchange. The statistical population of the study is all selected industries in the Tehran Stock Exchange. The volume of the sample includes seven industries with ۹۴ companies from ۲۰۱۵ to ۲۰۱۹.

The results show that in terms of the severity of the impact, export sanctions have the opposite effect on the automotive, stock, food, and sugar stocks. Also, import sanctions have a significant effect on the stock index of the automotive, pharmaceutical, and food industries, except for sugar and basic metals. Stock market investors use stock market indicators to get a good picture of the market trend and the ability to evaluate the past and, in some cases, predict the future. Import sanction has a negative and meaningful effect on the stock index of Automotive, pharmaceutical, and Food, with an exception on sugar, and metal industries.

Keywords: Trade Sanctions, Export Sanction, Import Sanctions, Stock Indices.

JEL Classification: M۴

---

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۳۹۷,۲۲۲۰

۲. Master of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Ramsar Branch, Islamic Azad University, Ramsar, Iran. Corresponding Author. **Email:**erp۱۳۶۴@gmail.com.

۳. PhD student, Department of Financial Management, Faculty of Humanities, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran. **Email:**bahareh.abed@yahoo.com.

٤. Ph.D. Student of Financial Engineering, Karaj Branch, Islamic Azad University, Alborz, Iran. **Email:**samira.olfati۶۳@gmail.com.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۱۴۱-۱۶۰

Research Paper

The Effects of Information Symmetry on the Relationship between Internal Information Quality and Systematic Risk, Using Static and Dynamic Approaches[۱]

Mahsa Kaffashpour yazdi[۲], Akram Taftiyan[۳], Mahmoud Moeinaddin[٤]

Received: ۲۰۱۹/۱۰/۲۲ Accepted: ۲۰۲۰/۰۲/۱۷

Abstract

Considering the importance of firm growth and the factors that influence it, the present study investigates the effect of financial factors on the growth of listed companies in the Tehran Stock Exchange in the period ۲۰۱۵ to ۲۰۱۸, and the book value to market value ratio used as a growth indicator of the companies. The statistical sample of this research is ۴۳۳ companies listed on the stock exchange from ۲۰۱۵ to ۲۰۱۸. By the systematic elimination, only ۸۲ companies were identified as eligible for our sample. Before analyzing the data, the variables' reliability tests and Chau and Hausman's tests were performed to determine the appropriate model for estimating the parameters and the effect of the independent variables on the dependent variable. Then, the panel data model with the fixed effects is used to test the hypotheses. As the results of the study show, there is a significant and direct relationship between cash flow, profitability, market share, industry sales, and financial leverage with companies' growth opportunities. Also, there is no significant relationship between the age and size of the companies and their growth opportunities.

Keywords: Growth Opportunities, Financial Leverage, Profitability, cash Flow.

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۸۴۸,۲۲۴۳

۲. PhD student, Department of Accounting, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran. **Email:** M.Kaffashpour@iauyazd.ac.ir

۳. Assistant Professor, Department of Accounting, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran. Corresponding Author. **Email:** taftiyan@iauyazd.ac.ir

٤. Associate Professor, Department of Accounting, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran. **Email:** mahmoudmoein@iauyazd.ac.ir

JEL Classification: M۴۱،G۱۹

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۱۲۳-۱۴۰

Research Paper

An Investigation into the Relationship between CEO Power and Corporate Financial Leverage[۱]

Rohollah Arab[۲], Seyedeh Zahra Hosseini[۳], Mohammad Gholamrezapoor[٤]

Received: ۲۰۱۹/۰۵/۳۰ Accepted: ۲۰۲۰/۰۷/۱۱

Abstract

According to agency theory, which accentuates the separation of management and ownership, managers, particularly top-level managers, make operational and strategic decisions that significantly influence corporate financial leverage. Therefore, increasing CEO power tends to affect the corporate financial leverage through making individual decisions. This study is an attempt to examine the relationship between CEO power and financial leverage of the firms listed on the Tehran Stock Exchange during ۲۰۱۴-۲۰۱۸. To conduct this research, a sample of ۱۰۶ companies listed on the Tehran Stock Exchange was selected, and the research hypotheses were tested using a multivariate regression model based on panel data technique. The findings indicate that the CEO tenure and CEO ownership have a negative effect on the financial leverage and the CEO duality has a positive effect on the financial leverage. Also, in the sensitivity analysis test, a general criterion for CEO power is considered. The result shows that CEO power has a negative effect on financial leverage.

Keywords: CEO Power, CEO's Tenure, CEO Duality, CEO Ownership, Financial Leverage.

---

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۶۴۵۷,۲۱۰۳

۲. Assistant Professor, Accounting Dept, Facility Member of Golestan Institute of Higher Education, Gorgan, Iran. Corresponding Author. **Email:** arabroohollah@gmail.com

۳. Graduated with a master's degree in accounting. Golestan Higher Education Institute, Gorgan, Iran. **Email:**Zahra.asra۹۷@gmail.com

٤. Graduated with a master's degree in accounting. Golestan Higher Education Institute, Gorgan, Iran. **Email:**Mohammad.gh۵۷۳۶@gmail.com

JEL Classification: G۳۲. H۶۳. M۱۲

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۱۰۳-۱۲۲

Research Paper

The Effect of Financial Repression Policy on Bank Credit Risk Taking (Evidence from Iranian Banking Sector)[۱]

Armin Saatian[۲], Orkideh Hamedi[۳], Seyed Ehsan Hosseinidoust[٤]

Received: ۲۰۱۹/۱۰/۰۹ Accepted: ۲۰۲۰/۰۲/۱۷

Abstract

The problem of overdue receivables and non-performing loans, consequently, credit risk, has already been a major challenge in the Iranian banking system. Also, financial repression policy in most developing economies, such as Iran, is a common policy. The purpose of the present research is to outline the long-term effect of the central bank's monetary policy under conditions of financial repression on credit risk-taking in the Iranian banking sectors. This study was performed using ARDL in the period ۲۰۰۶-۲۰۰۷.

The empirical results revealed that interest rate ceiling and restriction on legal reserve ratio policies have reduced the risk appetite of banks. Although misallocation of resources increased the credit risk, the periodic rises in exchange rates have been profitable for the companies, which are conducted under the banks' control due to revenue generation. Thus, the effect of risky lending has been somewhat offset in this way. Generally, it is concluded that the financial repression policy has reduced the credit risk in the Iranian banking sector.

Keywords: Credit Risk, Central Bank, Financial Repression

JEL Classification: E۵۸

---

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۷۰۱,۲۲۳۶

۲. Graduate of Master of Financial Management, Faculty of Management, Payame Noor University, Tehran, Iran. Corresponding Author. **Email:**Armin.saatianv@gmail.com.

۳. Assistant Professor of Management, Payame Noor University, Tehran, Iran **Email:**orkideh.hamedi@gmail.com.

٤. Assistant Professor, Department of Economics and Social Sciences, Bu Ali Sina University, Hamedan, Iran. **Email:**hosseinidoust@basu.ac.ir.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۷۹-۱۰۲

Research Paper

Financial Contagion based on Overlapping Portfolio in TEPIX Industrial Groups[۱]

Alireza Rayati Shavazi[۲], Ghasem Blue[۳], Mohamad Hasan Ebrahimi Sarv-e-Olia[۴], Maghsoud Amiri[۵]

Received: ۲۰۱۹/۰۸/۰۳ Accepted: ۲۰۱۹/۱۲/۲۸

Abstract

The development of financial instruments and institutions, as well as increased convergence and innovation in financial markets, is increased the concerns about the overall stability of the financial system that allows concepts, like financial contagion, to become increasingly important. Financial contagion emanates through a variety of channels, including the risk of maintaining shared assets, in other words, an overlapping portfolio risk. The financial contagion and the risk of overlapping portfolios arise from the interconnected relationships and interconnections between investment institutions and markets and can threaten the stability of the entire system. Therefore, the main goal of this paper is to help investors, analysts, and other financial market participants and also regulators to prevent financial crises from that risk and providing a model for measuring financial contagion in the Tehran Stock Exchange using the risk of overlapping portfolios in different industries. To investigate these goals, the design process of the model and the analysis of this research are considered in three stages based on the data mining method. In the first part of the study, industrial groups were categorized into four clusters based on their impressionability and their impact on other groups, based on the variables and portfolios of financial institutions that are active in Iran's capital market in the form of the matrix of transmitter and receiver of the contagion. The comparison of the probability of contagion and the probability of the extent of contagion of two periods of time at the end of ۱۳۹۴ and ۱۳۹۵ indicates that the numbers presented in the industrial groups, transmitter or receiver of the contagion in both years, are pretty much similar, which proves the reliability of the model. Results also refer to the fact that the capital market of Iran possesses a low probability for financial contagion based on overlapping portfolio risk.

Keywords: TEPIX Industrial Groups Clustering ؛Financial Contagion ؛Overlapping Portfolio Risk ؛Financial Contagion Channel

JEL Classification: C۴۶, G۱۱, G۱۷, G۲۳

---

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۱۹,۲۷۶۵۴,۲۱۷۵
۲. PhD Student in Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran, **Email:**alireza_rayati@yahoo.com
۳. Associate Professor, Department of Accounting, School of Management and Accounting, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. Corresponding Author, **Email:**ghblue۲۰@yahoo.com
٤. Assistant Professor, Department of Financial Management and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. **Email:**m.ebrahimi@atu.ac.ir
۵. Professor .Department of Industrial Management, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. **Email:**amiri@atu.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۶۱-۷۸

Research Paper

A Study of the Relationship between Cash Flow and Capital Structure[۱]

GholamReza soleimany Amiri[۲],Sara Razani[۳]

Received: ۲۰۲۰/۱۲/۲۲ Accepted: ۲۰۲۱/۰۵/۳۰

Abstract

This study investigates the effect of cash flow volatility on capital structure decisions and the debt ratio of the companies listed on the Tehran stock exchange. To achieve this aim, we collect and present information attributed to eighty companies from ۱۳۹۰ to ۱۳۹۷. In that case, our statistical sample with a frequency of six months would be ۱۲۸۰ observations in total. To test the hypotheses, we followed the Panel Data method running EViews ۱۰. The empirical result from testing the first hypothesis revealed that the operating cash flow risk has a significant and positive effect on the sample companies' debt ratio. Based on the statistical findings, this effect is not substantial, which shows that the majority of managers do not consider the impact of cash flow volatility in their decisions regarding the capital structure. In addition, the findings obtained from testing the second hypothesis illustrate that this impact is relatively more considerable in top and bottom quintiles. In companies with lower or higher operative cash flow, the effect of cash flow volatility on the debt ratio was more intense.

Keywords: Cash Flow Risk؛ Operating Cash Flow؛ Capital Structure؛ Debt Ratio؛ Quantile Regression

JEL Classification: G۱۱, G۵۱, H۶۳

---

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۱,۳۳۰۰۷,۲۴۱۵

۲. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran, **Email:**GH_soleimany@yahoo.com.

۳. PhD Student in Accounting, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran, **Email**:Razani.sara@gmail.com.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۴۱-۶۰

Research Paper

The Effect of Changes in Financial Leverage and Debt Cost on Revenue-Expense Matching[۱]

Esfandiar Malekian Kallehbasti[۲], Hasan Hasani[۳], Mostafa Malekian Kallehbasti[٤]

Received: ۲۰۲۰/۱۲/۲۳ Accepted: ۲۰۲۱/۰۷/۲۱

Abstract

Accounting rules mandate that the cost of debt should be recorded as an expense, while the cost of equity does not appear in the income statement. Therefore, the amount of financing expense, and thus net income, in the income statements depends on how firms finance their business. In this study, the effect of changes in financial leverage and interest expense have been studied on revenue-expense matching in the companies listed on the Tehran Stock Exchange. The sample includes ۱۹۹ companies listed in the Tehran Stock Exchange from ۱۳۸۳ to ۱۳۹۷. The results show that revenue-expense matching is higher for companies with a large reduction in financial leverage. In addition, incremental changes in the financial leverage have a negative effect on the simultaneous relation between revenues and non-operating expenses matching. Also, the results show that only reduction changes in interest expense led to an improvement in simultaneous revenues and non-operating expenses matching. In general, results indicate that differential accounting treatment of the costs of debt and equity can affect earnings attributes through a change in capital structure.

---

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۱,۳۳۰۲۷,۲۴۱۶

۲. Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. **Email:**e.malekian@umz.ac.ir

۳. PhD Student in Accounting, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Corresponding Author. **Email:**h.hassani۱۳@yahoo.com

٤. PhD Student in Accounting, Faculty of Management and Economics, University of Tehran, Iran. **Email:**mostafa.malekian@ut.ac.ir

Keywords: Revenue-Expense Matching؛ Capital Structure؛ Financing Decision؛ Financial Leverage؛ Debt Cost
JEL Classification: G۳۲; M۴۱

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۱۷-۴۰

Research Paper

Simulating and Estimating Trade Probability Based on Informed Trading in Tehran Stock Exchange[۱]

Taimaz Hamayeli Mehrabani[۲], Mohsen Mehrara[۳]

Received: ۲۰۲۰/۱۲/۲۳ Accepted: ۲۰۲۱/۰۷/۲۱

Abstract

One of the most prominent issues in financial markets is the effect of information asymmetry. Information symmetry proved to be one of the most important requirements of efficient markets. As a result, the risk of information asymmetry and the existence of inside information is one of the most effective risks for investors. The main purpose of this study is to investigate the level of information asymmetry on the Tehran Stock Exchange and also to investigate the accuracy of estimating the trading model based on the probability of informed trading model (PIN) using different trading classification algorithms. Accordingly, after selecting ۴۰ shares of stocks present in Tehran Stock Exchange, which have been active more than ۷۵٪ of the trading days of the market and using LR and EMO algorithms in the classification of transactions, the PIN was calculated and observed that the probability of informed trading had a considerable level (on average ۰,۲۵) in the Tehran Stock Exchange, which increased by moving to smaller volume deciles. Also, using the microstructure simulation method, it was observed that any deviation in the correct classification of trades affects the probability of informed trading and, as a result, can significantly affect the accuracy of the supervision system.

Keywords: Information Risk؛ Information asymmetry؛ Probability of Trading based on Confidential Information؛ Division of Transactions

---

۱. DOI: ۱۰.۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۱,۳۴۵۱۸,۲۴۸۳

۲. PhD. Candidate, Financial Management, Faculty of Kish International Campus, Tehran University, Kish, Iran. Corresponding Author. **Email:** tmehrabani@ut.ac.ir

۳. Professor. Of Economics, Faculty of Economics, Tehran University, Tehran, Iran. **Email:** mmehrara@ut.ac.ir

JEL Classification: G۱۴G۱۷

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. ۹, No. ۳٤, Fall ۲۰۲۱

pp. ۱-۱۶

Research Paper

Investigation of the Financial Factors Affecting the Growth of Listed Companies on the Tehran Stock Exchange[۱]

GholamReza soleimany Amiri[۲],Sara Razani[۳]

Received: ۲۰۱۹/۱۰/۰۵ Accepted: ۲۰۲۰/۰۳/۳۱

Abstract

Considering the importance of firm growth and the factors that influence it, the present study investigates the effect of financial factors on the growth of listed companies in the Tehran Stock Exchange in the period ۲۰۱۵ to ۲۰۱۸, and the book value to market value ratio used as a growth indicator of the companies. The statistical sample of this research is ۴۳۳ companies listed on the stock exchange from ۲۰۱۵ to ۲۰۱۸. By the systematic elimination, only ۸۲ companies were identified as eligible for our sample. Before analyzing the data, the variables' reliability tests and Chau and Hausman's tests were performed to determine the appropriate model for estimating the parameters and the effect of the independent variables on the dependent variable. Then, the panel data model with the fixed effects is used to test the hypotheses. As the results of the study show, there is a significant and direct relationship between cash flow, profitability, market share, industry sales, and financial leverage with companies' growth opportunities. Also, there is no significant relationship between the age and size of the companies and their growth opportunities.

Keywords: Growth Opportunities, Financial Leverage, Profitability, cash Flow.

JEL Classification: M۴۱،G۱۹

---

۱. DOI: ۱۰,۲۲۰۵۱/JFM.۲۰۲۰,۲۸۶۱۳,۲۲۲۶

۲. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran, **Email:**GH_soleimany@yahoo.com.

۳. PhD Student in Accounting, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran, Corresponding Author. **Email**:Razani.sara@gmail.com.

Content

Title	Authors	Page
Investigation of the Financial Factors Affecting the Growth of Listed Companies on the Tehran Stock Exchange	GholamReza soleimany Amiri Sara Razani	۱-۱۶
Simulating and Estimating Trade Probability Based on Informed Trading in Tehran Stock Exchange	Taimaz Hamayeli Mehrabani Mohsen Mehrara	۱۷-۴۰
The Effect of Changes in Financial Leverage and Debt Cost on Revenue-Expense Matching	Esfandiar Malekian Kallehbasti Hasan Hasani Mostafa Malekian Kallehbasti	٤۱-٦۰
A Study of the Relationship between Cash Flow and Capital Structure	Mohammadesmaeel Fadaeinezhad Mohammad Osoolian Parvaneh Shams	۶۱-۷۸
Financial Contagion based on Overlapping Portfolio in TEPIX Industrial Groups	Alireza Rayati Shavazi Ghasem Blue Mohamad Hasan Ebrahimi Sarv-e-Olia Maghsoud Amiri	۷۹-۱۰۲
The Effect of Financial Repression Policy on Bank Credit Risk Taking (Evidence from Iranian Banking Sector)	Armin Saatian Orkideh Hamedi Seyed Ehsan Hosseinidoust	۱۰۳-۱۲۲
An Investigation into the Relationship between CEO Power and Corporate Financial Leverage	Rohollah Arab Seyedeh Zahra Hosseini Mohammad Gholamrezapoor	۱۲۳-۱۴۰
The Effects of Information Symmetry on the Relationship between Internal Information Quality and Systematic Risk, Using Static and Dynamic Approaches	Mahsa Kaffashpour yazdi Akram Taftiyan Mahmoud Moeinaddin	۱۴۱-۱۶۰
The Effect of Trade Sanctions on Stock Indexes in Different Industries Listed in Tehran stock Exchange	Ebrahim Rahmanpour Bahareh Abed Samira Olfati	۱۶۱-۱۷۶
The Formulation of Effective Factors Pattern on Underpricing Phenomenon in Initial Public Offering	Bita Dehghan Khanghahi Jamal Bahri Sales Saeid Jabbarzadeh Kangarluei Ali Ashtab	۱۷۷-۲۰۲

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.

١. The articles only have to be submitted electronically through the following website: http://jfm.alzahra.ac.ir
٢. All of the Professors and researchers are required to sign up and format their manuscripts according to instruction for authors.
٣. 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. ٣/١٨/١٠٢٤٠١ dated١٨/٠٥/١٣٩٥ from Ministry of Sciences, Research and Technology, Journal of Financial Management Strategy has been published as a scientific-research quarterly since Spring ١٣٩٥.

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

١. 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.
٢. To promote international research in the field of capital market and raise motivation and the interaction between researchers in the country.
٣. 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.

٦. 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.

٣. 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

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics

Vol. ۹, No.۳٤, Fall ۲۰۲۱

Chief Editor: Abolfazl Shahabadi

Managing Director: Mohammadreza Rostami

Internal Manager: : Hojjatollah Ansari

Executive Manager: Azam Amirykhah

Editor of Persian: Ali Moradi

Editor of English: Vahid Omidi

Layout: Marzieh Hassanzadeh Aliabadi

Publish Period: Quarterly

ISSN: ۲۳٤٥-۳۲۱٤

Address: Tehran- Sheikh Bahaei Square-DehVanak Street- Alzahra University- Postal Code: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

Email: jfm@alzahra.ac.ir

Web: http://jfm.alzahra.ac.ir

Tel: ۰۲۱-۸۸۲۱۲٥۷۸

In The Name of God

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University

Vol. ٩, No. ٣٤

Fall ٢٠٢١