بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال یازدهم– شماره (۴۲)– پاییز ۱۴۰۲

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- دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

صاحب امتیاز و ناشر : دانشگاه الزهرا

سردبیر: ابوالفضل شاه‌آبادی

مدیر مسئول : محمدرضا رستمی

مدیر داخلی : حجت‌اله انصاری

کارشناس اجرایی : اعظم امیری‌خواه

ویراستار فارسی: رقیه پوران

ویراستار انگلیسی: وحید امیدی

تدوین و صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده‌علی‌آبادی

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 انواری‌رستمی	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 فدایی‌نژاد	دانشگاه شهید بهشتی	دانشیار	مدیریت مالی
حسن قالیباف‌اصل	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 (س)
- **فرمت:** چاپی و الکترونیکی
- **شاپای چاپی: ۲۳٤٥۳۲۱٤**
- **شاپای الکترونیکی: ۱۹٦۲-۲٥۳۸**
- **قابل‌دسترسی از:** magiran.com, noormags.ir, sid.ir, civilica.com
- **درصد پذیرش مقالات:** ۱۶٪
- **وضعیت چاپ:** چاپی و 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 نسخهٔ ۲۰۰۷ به بالا در محیط ویندوز با امکانات فارسی استفاده کنید. اندازه کاغذ A4 (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.

٤ . 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)

٥. 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.

٦. 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
مقایسه دقت مدل‌های آماری و یادگیری ماشین برای پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد و ارائه مدل بهینه	سجاد میرزایی مهدی محمدی غلامرضا منصورفر	۱-۲۸
عدم توازن سفارشات و نوسانات واقعی‌شده قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران	رضا عیوض‌لو غزاله هاشمی	۲۹-۵۰
بررسی اثر شوک ارزی بر بازده سهام در بازارهای بورس خاورمیانه	سیداحسان حسینی دوست علی اکبر قلی‌زاده نائله حمیدانور	۵۱-۷۲
اثر ساختار مالکیت بر عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها در بازار سهام ایران	الهام کوهی مهدی حیدری علی ابراهیم نژاد	۷۳-۹۸
بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری رمزارزی در شرایط عدم‌اطمینان با بکارگیری روش تحلیل پوششی داده‌ها-برنامه‌ریزی استوار	آذر غیاثی علیرضا حمیدیه	۹۹-۱۲۶
بررسی دقت ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک نسبت به روش‌های متداول خطی در پیش‌بینی سود هر سهم	صدیقه عزیزی	۱۲۷-۱۵۴
شناسایی الگوهای ذهنی تشخیص فرصت‌ها کارآفرینی در بانکداری: کاربرد روش‌شناسی کیو	حیدرعلی آخوندی ابراهیم عباسی پرویز سعیدی روح اله سمیعی	۱۵۵-۱۷۴
گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی و نقدشوندگی سهام: نقش تعدیل‌کنندگی نظارت خارجی	مهدی صفری گرایلیاسر رضائی پیته نوئی داوود حسن پور	۱۷۵-۱۹۲
مدلسازی ریسک اعتباری با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ	سیدفضل‌اله انیران سیدعلی نبوی چاشمی علی ثریایی	۱۹۳-۲۱۸
بررسی تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر همزمانی قیمت سهام و بازده سهام	مهدی حاج ابراهیمی حسین شفیعی عباس شیبانی تذرجی	۲۱۹-۲۳۶

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۲۸-۱

مقاله پژوهشی

مقایسه دقت مدل‌های آماری و یادگیری ماشین برای پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد و ارائه مدل بهینه [۱]

سجاد میرزایی [۲]، مهدی محمدی [۳]، غلامرضا منصورفر [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش:۱۴۰۲/۰۷/۰۲

چکیده

پژوهش حاضر، مقایسه دقت مدل‌های یادگیری ماشین و آماری در پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد را با استفاده از مجموعه متغیرهای مالی و اقتصادی مورد بررسی قرار داده است. روش‌شناسی پژوهش را می‌توان به سه مرحله گزینش مجموعه داده و متغیرها، مدل‌سازی و قیاس تقسیم‌بندی کرد. نمونه‌آماری پژوهش حاضر بورس اوراق بهادار تهران است که داده‌های ۱۷۳ شرکت در طی بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۹ مورد بررسی قرارگرفته است. نتایج حاکی از دقت بالای مدل رگرسیون نمادین با استفاده از الگوریتم ژنتیک با ضریب دقت ۷۰ درصد در این زمینه است. بعدازآن به ترتیب مدل‌های رگرسیون مارس، رگرسیون بردار پشتیبان، تقویت گرادیان درختی، شبکه عصبی و تقویت گرادیان فوق‌العاده به‌عنوان دقیق‌ترین مدل‌ها جهت پیش‌بینی ارزیابی شدند. درنهایت مدل K نزدیک‌ترین همسایه ضعیف‌ترین دقت پیش‌بینی را از خود نشان داد. همچنین، اگرچه مدل‌های آماری دقت پیش‌بینی پایینی را نشان دادند اما بااین‌حال از برخی مدل‌های یادگیری ماشین ضریب دقت بالاتری را کسب کردند. همچنین نتایج نشان داد استفاده از رگرسیون لاسو موجب بهبود دقت مدل‌های آماری و برخی از مدل‌های یادگیری ماشین می‌گردد. این پژوهش می‌تواند زوایای جدیدی از تکنیک‌های پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد را در مطالعات مالی بیفزاید که تاکنون در ادبیات مالی مورد بررسی قرار نگرفته است.

واژگان کلیدی: رگرسیون لاسو، پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد، یادگیری ماشین.

طبقه‌بندی موضوعی: *C52, C53, G32*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.42943.2789

۲. کارشناسی ارشد، مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. Email: st_s.mirzaei@urmia.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد، حسابداری مدیریت، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. Email: mehdim0719@gmail.com

۴. دانشیار، گروه حسابداری و مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. (نویسنده مسئول). Email: g.mansourfar@urmia.ac.ir

مقدمه

ادبیات آکادمیک در مورد نگهداری وجه نقد به کینز[1] (۱۹۳۶) برمی‌گردد که دو فایده اصلی از نگهداری وجه نقد را نشان می‌دهد: مقدار کافی وجه نقد در هنگام پرداخت‌های مالی باعث می‌شود که نیازی به فروش دارائی‌ها نباشد که این موجب کاهش هزینه‌های تراکنش می‌شود و همچنین یک ذخیره‌ی احتیاطی با ارزش برای برآورده کردن موارد احتمالی غیرمنتظره است.

یکی از سؤالات مورد بحث در ادبیات مالی شرکت‌ها این است که انگیزه شرکت‌ها برای انباشت وجه نقد و معادل وجوه نقد چیست؟ به‌عبارت‌دیگر، چرا شرکت‌ها از وجه نقد خود برای توزیع مجدد یا سرمایه‌گذاری مجدد استفاده نمی‌کنند؟ در پاسخ به این سؤال، اوزلم و تان[2]، (۲۰۲۲) بیان می‌دارند که در دو دهه اخیر، شرکت‌ها به‌منظور مدیریت حوادث غیرقابل پیش‌بینی در جریانات نقدی، تأمین مالی عملیات روزانه و حتی گاهی برای تأمین مالی پروژه‌های بلندمدت دارایی‌های نقدی خود را به‌طور قابل‌توجهی افزایش داده‌اند. انتظار می‌رود سطح نگهداشت وجه نقد در شرکت متأثر از عوامل متعددی مانند اندازه شرکت، مخارج سرمایه‌ای، خالص سرمایه در گردش غیر نقدی، فرصت‌های رشد شرکت و بدهی‌های کوتاه‌مدت باشد (کیم و همکاران[3]، ۲۰۱۵؛ پالازو[4]، ۲۰۱۲؛ گارسیا و همکاران[5]، ۲۰۰۹). به‌عنوان مثال، شرکت‌هایی که اندازه بزرگ‌تری دارند نسبت به شرکت‌هایی که اندازه کوچک‌تری دارند وجه نقد کمتری نگهداری می‌کنند، زیرا آن‌ها به سطح معینی از وجه نقد برای صرفه‌جویی ناشی از مقیاس در چرخه تولید نیاز دارند. از سوی دیگر انتظار می‌رود اندازه شرکت به دلیل دسترسی بهتر شرکت‌های بزرگ به منابع مالی خارجی دارای تأثیر منفی بر سطح نگهداشت وجه نقد باشد (ملکی و همکاران، ۱۴۰۱). همچنین، اوزکان و اوزکان[6] (۲۰۰۴) استدلال کردند ازآنجاکه بدهی زیاد ممکن است منجر به مشکلات مالی شود، شرکت‌ها دارایی‌های نقدی خود را افزایش می‌دهند تا احتمال مشکلات مالی را کاهش دهند. علاوه‌براین، شرکت‌های دارای محدودیت مالی، یعنی شرکت‌هایی که دسترسی کمتری به تأمین مالی خارجی دارند، باید تمایل بیشتری برای پس‌انداز وجه نقد داشته باشند و انباشت وجه نقد برای تأمین سطوح بالاتر نیازهای مالی ترجیح دهند (آچاریا و همکاران[7]، ۲۰۰۷). گیاکومینو و مایلک (۱۹۹۳) نیز نشان دادند شرکت‌هایی که میزان بالاتری از مخارج سرمایه‌ای دارند میزان بیشتری از وجه نقد نگهداری می‌کنند.

در ادبیات مالی، چهار دسته از انگیزه شامل معامله، احتیاط، هزینه نمایندگی و انگیزه مالیاتی برای شرکت‌ها در مورد نگهداری وجه نقد شناسایی شده است (بیتس و همکاران[8]، ۲۰۰۹).

---

1. Keynes
2. Ozlem & Tan
3 . Kim et al
4. Palazzo
5. García
6. Ozkan & Ozkan
7. Acharya et al
8. Bates et all

در انگیزه‌ی معاملاتی، نگهداری وجه نقد برای پرداخت صورتحساب‌ها انجام می‌شود. وجه نقد مورد نیاز مربوط به معاملات یک شرکت از پرداخت‌های عادی و دریافت مطالبات آن ناشی می‌شود. شرکت‌هایی که دارای منابع مالی داخلی کافی نیستند، می‌توانند دارایی‌های غیرمالی را به وجه نقد تبدیل کنند، سهام و بدهی جدید منتشر کنند، یا پرداخت سود سهام را کاهش دهند (اوزلم و تان، ۲۰۲۲).

انگیزه احتیاطی به ذخایر نقدی اشاره دارد که به‌عنوان انگیزه‌ای پیشگیرانه در برابر کمبود وجه نقد یا به دست آوردن فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور نگهداری می‌شود. شرکت‌هایی که بودجه‌ای را برای این منظور کنار نمی‌گذارند ممکن است مجبور شوند از پروژه‌های سرمایه‌گذاری ارزشمند صرف‌نظر کنند یا با ورشکستگی مبارزه کنند (بیتس و همکاران، ۲۰۰۹).

تضاد منافع بین مدیران و سهامداران منجر به انگیزه‌های نمایندگی برای نگهداری وجه نقد می‌شود. مدیران ترجیح می‌دهند از منابع شرکت برای تأمین منافع خود استفاده کنند تا اینکه منافع سهامداران را به حداکثر برسانند. همچنین مدیران تمایل دارند به‌جای پرداخت سود سهام به سهامداران و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی، وجه نقد را حفظ کنند. به‌این‌ترتیب، آن‌ها دارایی‌های تحت کنترل خود را افزایش می‌دهند و دارای قدرت تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاری‌های شرکت می‌باشند (کمپیل و همکاران[1]، ۲۰۱۰). زمانی که هزینه‌های نمایندگی ناشی از تفکیک کنترل مالکیت زیاد باشد سهامداران ارزش کمتری را به دارایی‌های نقدی در شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعاتی بالا و با حاکمیت شرکتی ضعیف اختصاص می‌دهند (هارفورد و همکاران[2]، ۲۰۰۸).

همچنین شرکت‌هایی که با مالیات بر بازگشت بیشتری به کشور مواجه می‌شوند تصمیم می‌گیرند که وجه نقد زیادی را در خارج از کشور به‌عنوان انگیزه مالیاتی نگه‌دارند (فولی و همکاران[3]، ۲۰۰۷).

باید توجه داشت که هرچند نگهداری مقدار مناسب وجوه نقد از الزامات مدیریت بهینه سرمایه-درگردش شرکت‌ها محسوب می‌گردد، وجود و نگهداشت بیش از حد وجوه نقد می‌تواند منجر به تأمین منافع کوتاه‌مدت توسط مدیران شود که نتیجه آن نیز ممکن است زیان وارده به سهامداران و یا بروز بحران‌های مالی برای شرکت باشد (وو و همکاران[4]، ۲۰۲۱).

به‌طورکلی، نرخ بازده حاصل از نگهداشت و استفاده از موجودی وجه نقد شرکت کمتر از نرخ بهره بازار است (وو و همکاران، ۲۰۲۱)؛ بنابراین، از یک‌سو، نگهداری وجه نقد موجب افزایش هزینه فرصت شرکت خواهد شد و از سوی دیگر، نگهداری ناکافی وجه نقد نیز ممکن است منجر به از دست دادن فرصت‌های سرمایه‌گذاری و از دست دادن گردش مالی و حتی بروز بحران مالی در شرکت شود (وو و همکاران، ۲۰۲۱).

اهمیت نگهداری وجه نقد را نمی‌توان نادیده گرفت، زیرا نقش مهمی در امور مالی شخصی و تجاری دارد. در امور مالی شخصی، دارایی‌های نقدی به‌عنوان یک فضای ایمن در مواقع اضطراری عمل می‌کند و

1. Campello et al
2. Harford et al
3. Foley et al
4. Wu et al

داشتن مقدار کافی وجه نقد می‌تواند به کاهش استرس مالی و ایجاد آرامش در مواقع سخت کمک کند. در شرکت‌ها نیز، نگهداری وجه نقد برای مدیریت جریان نقدی و عملیات تأمین مالی ضروری است. جریان نقدی مثبت برای بقای هر کسب‌وکاری حیاتی است و داشتن وجه نقد می‌تواند این اطمینان را حاصل کند که شرکت دارای بودجه کافی برای تأمین هزینه‌های روزانه خود و پرداخت به کارکنان، تأمین‌کنندگان و وام‌دهندگان خود است(دیتمار و همکاران[1]، ۲۰۰۳). دارایی‌های نقدی همچنین به شرکت‌ها اجازه می‌دهد از فرصت‌هایی مانند سرمایه‌گذاری در تجهیزات جدید یا خرید شرکت‌های دیگر استفاده کنند. به‌عبارت‌دیگر پیش‌بینی نقدینگی به مدیران کمک می‌کند تا تعیین کنند چگونه می‌توان از وجه نقد برای ایجاد سود بیشتر استفاده کرد و چگونه مدیران می‌توانند از شرکت در برابر چالش‌های مالی محافظت کنند (دونپودی و همکاران[2]، ۲۰۲۰). بنابراین لازم است میزان نگهداشت بهینه وجه نقد سنجیده و مورد پیش‌بینی قرار گیرد.

دو روش رایج برای پیش‌بینی، استفاده از مدل‌های آماری و یادگیری ماشین است. مدل‌های آماری رایج‌ترین روش‌های قابل‌استفاده برای مدل‌سازی می‌باشند که شامل دودسته تک متغیره و چند متغیره می‌باشند. ویژگی مثبت مدل‌های آماری ساده اجراشدن و از معایب آن‌ها می‌توان به مفروضات متعدد و محدودیت‌های فراوان اشاره کرد. همچنین در مدل‌های آماری برخلاف مدل‌های یادگیری ماشین پارامترهای مدل، برای تناسب داده‌ها با ساختار از قبل مشخص‌شده تخمین زده می‌شود (داستیل و همکاران[3]، ۲۰۲۰). توسعه و ترقی‌های اخیر درزمینه یادگیری ماشینی موجب استقرار موفقیت‌آمیز الگوریتم‌های یادگیری ماشینی در امور پیش‌بینی برای انواع کاربردهای خارج از امور مالی و حسابداری شده است. پژوهشگران مالی نیز اخیراً روش‌های یادگیری ماشینی را برای مشکلات مربوط به گزارش‌های مالی مانند کشف تقلب (پرولز[4]، ۲۰۱۱)، پیش‌بینی ورشکستگی (باربوزا و همکاران[5]، ۲۰۱۷) و تحلیل متنی (لی[6]، ۲۰۱۰) اتخاذ کرده‌اند. به دلیل گستردگی اطلاعات موجود در صورت‌های مالی و وابستگی‌های بین زمانی آن‌ها، رویکردهای مبتنی بر یادگیری ماشین ممکن است به پژوهش‌های تجزیه‌وتحلیل صورت‌های مالی کمک کند (والن و ویلند[7]، ۲۰۱۱). روش‌های یادگیری ماشین احتمالاً برای حل مسئله، ایجاد پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد خارج از نمونه مناسب‌تر هستند، زیرا ازنظر تاریخی یادگیری ماشین بر پیش‌بینی و به حداکثر رساندن دقت پیش‌بینی متمرکز بوده است (مولیناتان و اسپیس[8]، ۲۰۱۷). همچنین با گسترش اصطلاح یادگیری ماشین بسیاری از روش‌ها در یادگیری ماشین بهتر از روش‌های سنتی مبتنی بر رگرسیون می‌توانند

1. Ditmar et al
2. Donepudi et al
3. Dastile et al
4. Perols
5. Barboza et al
6. Li
7. Wahlen & Wieland
8. Mullainathan & Spiess

مشکلات هم‌خطی و غیرخطی بودن را مدیریت کنند. بسیاری از روش‌های یادگیری ماشین بیشتر یک جعبه سیاه هستند تا یک رگرسیون معمولی و این معاوضه بین استفاده از برخی روش‌های یادگیری ماشین و روش‌های سنتی است. استفاده از یادگیری ماشین به‌عنوان جایگزینی برای رگرسیون، معمولاً دقت پیش‌بینی خارج از نمونه را به‌خوبی به دست می‌آورد اما مقداری قابلیت تفسیر را از دست می‌دهد. با توجه به برخی مشکلات موجود، بهبود در دقت پیش‌بینی خارج از نمونه، این معامله می‌تواند ارزشمند باشد (آناند و همکاران[1]، ۲۰۱۹). به‌طورکلی می‌توان گفت، مدل‌های یادگیری ماشین نسبت به مدل‌های رگرسیونی انعطاف‌پذیرتر هستند، زیرا بر مفروضات آماری و اقتصادی محدودکننده تکیه نمی‌کنند و تحت تأثیر سوگیری‌های شناختی قرار نمی‌گیرند. در عوض، آن‌ها از الگوها و روندها در داده‌های تاریخی برای پیش‌بینی استفاده می‌کنند (رامناث و همکاران[2]، ۲۰۰۸).

بنابراین در این پژوهش به این مهم پرداخته شده است که کدام نوع از مدل‌ها توانایی بالاتری در پیش‌بینی نگهداشت وجه‌نقد دارند و آیا مدل‌های غیرقابل تفسیر و با پیچیدگی بیشتر عملکرد بهتری را از خود نشان می‌دهند.

در ادامه ابتدا به مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته شده است. سپس فرضیه های پژوهش ارائه شده است و پس از آن به ترتیب روش‌شناسی پژوهش، متغیر و مدل‌های پژوهش حاضر تشریح شده است. در نهایت، ابتدا داده ها مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفته است و سپس نتایج حاصل مورد بحث و نتیجه‌گیری قرار گرفته است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مبانی نظری

نگهداشت وجه نقد

وجه نقد به لحاظ عینیت آن به‌عنوان شاخصی از تداوم فعالیت و توانایی شرکت هنگام مواجهه با مشکلات مالی و نیز به‌عنوان ابزاری برای بهره‌برداری از فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری سودآور، موردتوجه استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی قرار دارد. امکان سوءاستفاده از موجودی وجوه نقد، همواره نگرانی‌هایی را در خصوص میزان نگهداشت آن در شرکت به همراه دارد. به‌عنوان مثال، عدم تقارن اطلاعاتی بالا در شرکت، منجر به فزونی تمایل مدیران به پذیرش پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی و گسترش حکمرانی آن‌ها می‌شود که این امر کاهش ارزش نگهداشت وجه نقد را به دنبال دارد. چنانچه محرک اصلی این کاهش ارزش، سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد شرکت باشد، انتظار می‌رود محافظه‌کاری بر ارزش نهایی نگهداشت وجه نقد، تأثیری مثبت داشته باشد چراکه محافظه‌کاری، شناسایی سریع‌تر زیان‌های ناشی از عملکرد ضعیف پروژه‌ها را ایجاب می‌کند که این خود احتمال رسیدن به آستانه‌ی نقض قراردادهای بدهی و متعاقباً به

1. Anand et al
2. Ramnath et al

مخاطره افتادن امنیت شغلی مدیر را به همراه خواهد داشت. بدین ترتیب انگیزه‌ی پذیرش پروژه‌هایی با خالص ارزش منفی کاهش خواهد یافت (بال و شیواکومار[1]، ۲۰۰۵).

تصور تمامی ذینفعان، سرمایه‌گذاران، وام‌دهندگان و کارکنان از بنگاه اقتصادی منبعی از وجه نقد است که منجر به تقسیم سود، پرداخت بهره، افزایش در ارزش بازار سهام، بازپرداخت وام‌ها، پرداخت بهای کالا و خدمات یا حقوق و دستمزد می‌شود. در اهمیت نقدینگی همین بس که شرکت‌هایی با سودآوری پایین یا حتی غیر سودآور تا مدت‌ها می‌توانند به فعالیت خود ادامه دهند اما تداوم فعالیت شرکت‌های بدون نقدینگی بسیار سخت است (شکرخواه و مرتضی زاده، ۱۳۹۴).

پیشینه پژوهش

رجب‌زاده و همکاران(۱۴۰۱)، طی پژوهشی با عنوان پیش‌بینی جریان وجه نقد عملیاتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش یادگیری ماشین به پیش‌بینی جریان نقد عملیاتی با رویکرد هوش مصنوعی PLSVM و CART در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ پرداختند و نشان دادند که رویکرد هوش مصنوعی قانون‌گرا و غیرخطی پارامتریک توانایی بالایی در پیش‌بینی نقدینگی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران دارد. پورقدیمی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی ارائه الگوی توسعه‌یافته مدل بنیش با تأکید بر ویژگی‌های خاص شرکت با استفاده از الگوریتم‌های شبکه عصبی، ماشین بردار پشتیبان و جنگل تصادفی پرداختند. نتایج نشان داد دقت ضرایب به‌دست‌آمده از مدل جنگل تصادفی ۹۹ درصد، و بیشتر از دو مدل شبکه عصبی و ماشین بردار پشتیبان با مقدار ۹۴ درصد است. همچنین مدل بسط یافته نسبت به مدل پایه دقت بیشتری دارد. افلاطونی و همکاران(۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی اثر رونق و رکود اقتصادی بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه پرداختند. آن‌ها برای این منظور از ۲۸۹۳ مشاهده در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۲-۱۳۹۹ در قالب داده‌های ترکیبی نامتوازن استفاده کردند. برای برآورد مدل‌های ایستا از برآوردگر حداقل مربعات معمولی و جهت تخمین مدل‌های پویا از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها وجود نسبت نگهداشت وجه نقد بهینه را در شرکت‌های ایرانی تأیید کرد. همچنین افزون بر آن، نتایج نشان داد که در قیاس با دوران رکود، در دوران رونق اقتصادی، شرکت‌ها نسبت نگهداشت وجه نقد واقعی خود را با سرعت بیشتری به سمت نسبت هدف، تعدیل می‌کنند. ملکی و همکاران(۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی رابطه بین تجربه مدیرعامل و سطح نگهداشت وجه نقد با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه بر اساس اطلاعات ۱۴۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های، ۱۳۹۲-۱۳۹۹ که به روش حذف سیستماتیک نمونه انتخاب شده پرداختند و نتایج پژوهش نشان داد بین تجربه مدیرعامل و سطح نگهداشت وجه نقد رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. ملائی(۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر نگهداشت وجه نقد با تأکید بر نرخ تورم با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه بر اساس اطلاعات ۱۲۸

1. Ball & Shivakumar

شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ پرداخت. نتایج نشان داد که کیفیت اطلاعات حسابداری بر نگهداشت وجه نقد تأثیر معکوس و معنی‌داری دارد. همچنین، نرخ تورم بر ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری بر نگهداشت وجه نقد تأثیر معکوس و نرخ تورم ارتباط معکوس بین کیفیت اطلاعات حسابداری و نگهداشت وجه نقد را تشدید می‌کند. اوزلم و تان(۲۰۲۲) در پژوهشی به پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد با استفاده از اطلاعات ۲۱۱ شرکت ترکیه‌ای با استفاده از روش یادگیری ماشین برای سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹ پرداختند و نتایج آن‌ها نشان داد رگرسیون خطی چندگانه[1]، kنزدیک‌ترین همسایه[2] و رگرسیون بردار پشتیبان[3] مجذور میانگین مربعات خطا[4] بالا و مقادیر ضریب دقت پایین ارائه می‌دهند. در همین حال الگوریتم‌های پیچیده‌تر مانند درخت تصمیم[5] و به‌خصوص تقویت گرادیان فوق‌العاده[6] دقت بالاتری به دست می‌آورند. همچنین وو و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی پیش‌بینی موجودی وجه نقد با استفاده از الگوریتم‌های درخت تصمیم شامل، مدل درخت لجستیک، جنگل تصادفی و درخت اضافی در صنایع الکترونیک تایوان پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد جنگل تصادفی بالاترین و بهترین نرخ پیش‌بینی را با استفاده از مدل رگرسیون لجستیک دارد. اوز و همکاران(۲۰۲۱) به بررسی نقش مؤلفه‌های سود در آشکارسازی وخامت عملکرد شرکت با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین (مانند: درخت تصمیم، شبکه‌ی عصبی، ماشین بردار پشتیبان ، جنگل تصادفی، تقویت گرادیان درختی) و مدل آماری رگرسیون لجستیک پرداختند. نتایج نشان داد شبکه‌ی عصبی بیشترین ضریب دقت را در پیش‌بینی بحران سود ارائه می‌دهد و ماشین بردار پشتیبان بیشترین ضریب دقت را در پیش‌بینی بحران جریان وجه نقد ارائه داد. همچنین رگرسیون لجستیک ضریب دقت بیشتری را نسبت به برخی از مدل‌های یادگیری ماشین مانند جنگل تصادفی نشان داد و استفاده از مدل تقویت گرادیان موجب بهبود دقت پیش‌بینی شد. شینیو[7] و همکاران(۲۰۲۰) طی پژوهشی با عنوان استفاده از یادگیری‌ماشینی برای پیش‌بینی درآمدهای آینده به‌طور جامع امکان‌پذیری و مناسب بودن اتخاذ مدل‌های یادگیری ماشین را بر پیش‌بینی سود ارزیابی کردند و نشان دادند که در مقایسه با مدل‌های آماری سنتی قبلی مانند رگرسیون لجستیک روش آن‌ها در دقت و سرعت پیش‌بینی به پیشرفت رضایت‌بخشی دست یافته است. آناند و همکاران(۲۰۱۹) طی پژوهشی با عنوان پیش‌بینی سودآوری با استفاده از یادگیری ماشین به پیش‌بینی خارج از نمونه سودآوری و مقایسه آن با گام تصادفی در ایالت متحده آمریکا در بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸ پرداختند و به دقت طبقه‌بندی ۵۷ تا ۶۴ درصد برای معیارهای سودآوری در مقایسه با ۵۰ درصد گام تصادفی دست‌یافتند. همچنین دریافتند که دقت طبقه‌بندی در افق‌های یک تا پنج‌ساله یکسان است و

1. Multiple Linear Regression
2. K-Nearest Neighbors
3. Support Vector Machine
4. Root-Mean-Square Error
5. Decision Tree
6. XGradient Boosting
7. Xinyue

همچنین نشان دادند که روش‌های یادگیری‌ماشین عملکرد پیش‌بینی بهتری نسبت به روش‌های سنتی مبتنی بر رگرسیون ارائه می‌دهند. جونز و همکاران(۲۰۱۷) به بررسی ورشکستگی شرکت‌های آمریکایی با استفاده از مدل‌های آماری (رگرسیون لجستیک ، پروبیت و آنالیز تشخیصی خطی) و مدل‌های یادگیری ماشین (شبکه‌های عصبی، ماشین‌های بردار پشتیبان، تقویت تعمیم‌یافته و جنگل‌های تصادفی) پرداختند. نتایج نشان داد رگرسیون لجستیک و آنالیز تشخیصی خطی، ورشکستگی را به خوبی پیش‌بینی می‌کنند. همچنین آن‌ها استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین را در مدل‌سازی ورشکستگی شرکت‌ها توصیه کردند، زیرا مدل‌های یادگیری ماشین به‌طور قابل توجهی بهتر از همه طبقه‌بندی کننده‌های دیگر در هر دو نمونه آزمایش مقطعی و طولی پیش‌بینی می‌کنند. الیاسیانی و موقاری (۲۰۲۲) در پژوهشی به شناسایی عوامل تعیین‌کننده وجه نقدی شرکت‌های ایالات متحده با استفاده از تکنیک رگرسیون قوی لاد[1] و روش پیشرفته انتخاب متغیر لاسو پرداختند و نتایج آنان نشان داد که میانه‌ی خطاهای مطلق متغیرهای انتخاب شده توسط لادلاسو[2] به‌طور قابل‌توجهی پایین‌تر از مقادیر متناظر تعیین‌کننده‌های اساسی در هر دو طرح درون نمونه و خارج از نمونه است. همچنین اهرم مالی یک عامل تعیین‌کننده کلیدی نگهداری وجه نقد است که نشان می‌دهد سیاست‌های نقدی و بدهی ارتباط تنگاتنگی با یکدیگر دارند. الیاسیانی و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی عوامل تعیین‌کننده پرداخت سود سهام و تمایل به سود سهام در بازارهای نوظهور با استفاده از رگرسیون لاسو پرداختند. نتایج نشان داد متغیرهای انتخاب شده توسط لاسو از متغیرهای انتخاب شده توسط مدل‌های آماری از نظر برازش مدل و دقت پیش‌بینی عملکرد بهتری دارند. همچنین در صورت ترکیب الگوریتم ماشین بردار پشتیبان با متغیرهای انتخاب شده توسط رگرسیون لاسو، بهتر می‌تواند بین شرکت‌های پرداخت‌کننده سود سهام و شرکت‌های غیرپرداخت کننده نسبت به روش‌های دیگر مانند رگرسیون لجستیک و آنالیز تفکیک خطی تمایز قائل شود.

در بسیاری از پژوهش‌های قبلی (به‌طور مثال: آچاریا و همکاران[3]، ۲۰۰۷؛ سابرامانیام و همکاران[4]، ۲۰۱۱؛ گارسیا و همکاران، ۲۰۰۹؛ اوپلیر و همکاران[5]، ۱۹۹۹) با استفاده از روش‌های رگرسیون کلاسیک، تأثیر بسیاری از متغیرهای مالی بر رفتار نگهداری وجه نقد شرکت‌ها بررسی‌شده است. اگرچه در پژوهش‌های پیشین داخلی پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد انجام شده است اما این مورد فقط محدود به رگرسیون خطی چندگانه بوده است و در پژوهش‌های خارجی نیز تعداد معدودی از پژوهش‌ها روش‌های جدیدتر یادگیری ماشین را در این حوزه مورد بررسی قرار داده‌اند بنابراین برخلاف ادبیات قبلی، هدف پژوهش حاضر پیش‌بینی رفتار نگهداری وجه نقد شرکت‌ها با استفاده از روش‌های پیشرفته یادگیری ماشین است همچنین به این مهم پرداختیم که آیا مدل‌های پیچیده‌تر از مدل‌های ساده‌تر در پیش‌بینی نگهداشت وجوه نقد کاراتر

1. Lad Regression
2. Lad Lasso
3. Acharya
4. Subramaniam et al
5. Opler et al

هستند. علاوه بر این در پژوهش حاضر از تکنیک رگرسیون لاسو به‌منظور بهبود نتایج پیش‌بینی استفاده شده است و فهرست جامع‌تری از متغیرهای مالی و اقتصادی مورد بررسی قرارگرفته است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب بیان‌شده در مقدمه و پژوهش‌های نام برده، از میان پژوهش‌های مربوط به پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد و سایر پیش‌بینی‌های حوزه مالی، تاریخ بیانگر این موضوع است که مدل‌های یادگیری ماشین به نظر کاراتر از مدل‌های آماری است. همچنین تاریخ نشان داده است استفاده از رگرسیون لاسو موجب بهبود دقت پیش‌بینی مدل‌ها به‌خصوص در مدل‌های آماری شده است. بنابراین فرضیه‌های پژوهش حاضر به شکل زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: دقت بهترین مدل یادگیری ماشین از بهترین مدل آماری جهت پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد بالاتر است.

فرضیه دوم: استفاده از رگرسیون لاسو در انتخاب ویژگی موجب افزایش ضریب دقت در مدل‌های آماری و یادگیری ماشین می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را در دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۰ را شامل می‌شود. برای انتخاب نمونه آماری از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است. بدین‌صورت که شرکتی که همه معیارها را احراز کرده باشد، به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب می‌شود. معیارهای موردنظر عبارت‌اند از: شرکت در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری و یا واسطه‌گری مالی نباشد، اطلاعات مالی آن برای دوره موردنظر در اختیار باشد، در طول دوره موردنظر پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند، در طول دوره موردنظر پژوهش در بورس حضور داشته باشد و دوره مالی شرکت‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ هر سال باشد. پس از اعمال محدودیت‌های مذکور ۱۷۳ شرکت به‌عنوان نمونه نهایی پژوهش در نظر گرفته شد. برای جمع‌آوری داده‌ها از بانک‌های اطلاعاتی بورس‌ویو، ره‌آورد نوین، وب‌سایت کدال، وب‌سایت مرکز آمار ایران و وب‌سایت بانک مرکزی ایران استفاده شده است.

در پژوهش حاضر، مدل‌سازی پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد در مرحله اول با کل مجموعه متغیرهای پژوهش و در مرحله دوم و به‌منظور بررسی تأثیر رویکرد انتخاب ویژگی در نتایج پیش‌بینی و همچنین کاهش وجود هم خطی احتمالی با استفاده از مجموعه متغیرهای پیشنهاد شده توسط رگرسیون لاسو انجام شده است. در این پژوهش از ۲ مدل آماری، رگرسیون چند متغیره خطی و مدل خطی تعمیم‌یافته و ۱۰ مدل یادگیری ماشین شامل روش‌های یادگیری عمیق، درخت تصمیم، جنگل تصادفی، تقویت گرادیان

درختی، تقویت گرادیان فوق‌العاده، رگرسیون بردار پشتیبان، k نزدیک‌ترین همسایه، رگرسیون نمادین، رگرسیون مارس و شبکه عصبی استفاده شده است. داده‌های گردآوری‌شده با استفاده از الگوریتم نرم‌افزارهای داده‌کاوی SPM، RapidMiner، Eureqa و نرم‌افزار اقتصادسنجی و آماری Stata مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته و همچنین برای مرتب‌سازی و دسته‌بندی داده‌ها از Excel استفاده شده است.

متغیرها و مدل‌ها

در پژوهش حاضر از داده‌های ۲۵ متغیر مالی و اقتصادی استفاده شده است که تعریف عملیاتی متغیرها در جدول ۱ بیان شده است. در این پژوهش مدل ها از طریق رویکرد اعتبارسنجی متقابل با k=10 مورد ارزیابی قرارگرفته است. مدل‌های پژوهش با توجه به مدل‌های استفاده شده در پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد برای مثال اوزلم و تان (۲۰۲۲)، یا سایر پیش‌بینی‌های حوزه مالی که عملکرد مطلوبی داشته است مانند اوز و همکاران(۲۰۲۱) و جونز و همکاران(۲۰۱۷) انتخاب شده است. اگرچه فهرست جامعی نیست، اما ۱۲ مدل انتخاب‌شده برای این پژوهش به‌طور گسترده‌ای نمایانگر پرکاربردترین و مورد استنادترین مدل‌های رگرسیونی در ادبیات هستند(برای مروری بر کاربردهای مدرن به هستی[1] و همکاران(۲۰۰۹) مراجعه کنید). در یک طرف طیف، مدل‌های خطی نسبتاً ساده‌ای مانند رگرسیون خطی چندگانه و مدل خطی تعمیم‌یافته را داریم. این مدل‌ها در ادبیات رایج هستند، اما ظرفیت محدودی برای مدل‌سازی روابط غیرخطی و ناهمسانی در مجموعه داده‌ها دارند. بااین‌حال، آن‌ها به‌طورکلی از نظر درک رابطه عملکردی بین متغیرهای مستقل و وابسته قابل تفسیر هستند. در وسط طیف، از جمله رویکردهای رگرسیون کمانک تطبیقی چند متغیره و رگرسیون نمادین مورد استفاده قرارگرفته که برای کنترل غیرخطی بودن و ناهمسانی، مجهزتر هستند. انعطاف‌پذیری بیشتر این مدل‌ها معمولاً به تناسب بهتر و عملکرد پیش‌بینی بهبود یافته، به قیمت تفسیرپذیری کمتر، ختم می‌شود. در انتهای طیف، مدل‌های غیرخطی و کاملاً کلی داریم که به گونه‌ای طراحی شده‌اند که تمام روابط و تعاملات غیرخطی در مجموعه داده را به تصویر بکشند. این مدل‌ها شامل شبکه عصبی، یادگیری عمیق، رگرسیون بردار پشتیبان، مدل‌های تقویت گرادیان درختی و فوق‌العاده، درخت تصمیم و جنگل‌های تصادفی هستند. درحالی‌که الگوریتم‌های پیچیده زیربنای بسیاری از این مدل‌ها برای افزایش دقت پیش‌بینی طراحی شده‌اند، آن‌ها نیز موانع بزرگی برای تفسیر ایجاد می‌کنند، زیرا رابطه بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته تا حد زیادی در ریاضیات داخلی سیستم مدل پنهان است (جونز و همکاران، ۲۰۱۷). مزیت استفاده از مدل غیرخطی پیچیده‌تر (مانند شبکه‌های عصبی یا تقویت گرادیان) باید از موفقیت پیش‌بینی خارج از نمونه حاصل شود. اگر دو مدل عملکرد پیش‌بینی قابل مقایسه‌ای داشته باشند، مدل ساده‌تر و قابل تفسیرتر به مدل کمتر تفسیرپذیر ترجیح داده می‌شود، به‌ویژه اگر استنتاج آماری و نه فقط پیش‌بینی هدف اصلی مدل‌سازی باشد (جیمز[4] و همکاران ۲۰۱۳). بنابراین مدل‌های مختلف مورد بررسی قرارگرفته تا مشخص شود کدام یک توانایی بالاتری

1. Hastie

در پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد دارد. همچنین پژوهش حاضر این مهم را ارزیابی می‌کند که آیا مدل‌های پیچیده‌تر در واقع منجر به موفقیت بهتر پیش‌بینی خارج از نمونه به‌ویژه در مقایسه با مدل‌های ساده‌تر و قابل تفسیر می‌شوند.

جدول ۱. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیر	تعریف عملیاتی	منبع
وجه نقد	$\frac{\text{دارایی کوتاه مدت + وجه نقد}}{\text{کل دارایی ها}}$	اوزلم و تان (۲۰۲۲)
سود تقسیمی پرداختی	$\frac{\text{کل سود سهام پرداختی}}{\text{کل دارایی ها}}$	سانگ و لی[1] (۲۰۱۲)
نرخ رشد فروش	$\frac{\text{فروش ابتدای سال − فروش پایان سال}}{\text{فروش ابتدای سال}}$	بوباکری و همکاران[2] (۲۰۱۳)
اندازه شرکت	لگاریتم طبیعی دارایی‌ها	اوزکان و اوزکان (۲۰۰۴)
مخارج سرمایه‌ای	$\frac{\text{استهلاک + دارائی ثابت مشهود ابتدای دوره − دارائی ثابت مشهود انتهای دوره}}{\text{کل دارایی ها}}$	بوباکری و همکاران (۲۰۱۳)
درآمد قبل از مالیات به علاوه استهلاک	$\frac{\text{استهلاک + سود قبل مالیات}}{\text{کل دارایی ها}}$	لوزانو و یامان (۲۰۲۰)
هزینه‌ی مالی	$\frac{\text{هزینه بهره}}{\text{کل دارایی ها}}$	شاوتن و همکاران[3] (۲۰۱۱)
سرمایه در گردش غیر نقدی	$\frac{\text{سرمایه در گردش غیر نقدی}}{\text{کل دارایی ها}}$	دیاو[4] (۲۰۲۱)
خالص دارایی‌های ثابت	$\frac{\text{خالص دارایی های ثابت}}{\text{کل دارایی ها}}$	بهویان و هوکس[5] (۲۰۱۹)
بدهی کوتاه‌مدت	$\frac{\text{بدهی های کوتاه مدت}}{\text{کل دارایی ها}}$	لوزانو و یامان (۲۰۲۰)
بازده دارایی	$\frac{\text{سود خالص}}{\text{کل دارایی ها}}$	سارفریز و همکاران[6] (۲۰۲۰)
بازده حقوق صاحبان سهام	$\frac{\text{سود خالص}}{\text{حقوق صاحبان سهام}}$	مانوئل و همکاران[7] (۲۰۱۸)

1. Song & Lee
2. Boubakri et al
3. Schauten et al
4. Diaw
5. Bhuiyan & Hook
6. Sarfraz et al
7. Manoel et al

متغیر	تعریف عملیاتی	منبع
حساب های دریافتنی	حسابهای دریافتنی / کل دارایی ها	وو و همکاران (۲۰۱۲)
حساب‌های پرداختنی	حساب‌های پرداختنی / کل دارایی ها	چن و همکاران[1] (۲۰۱۴)
نسبت جاری	دارایی های جاری / بدهی های جاری	مانوئل و همکاران (۲۰۱۸)
سود هر سهم	سود خالص / تعداد سهام منتشره	اوزلم و تان (۲۰۲۲)
سود عملیاتی پس از کسر مالیات	سود عملیاتی پس از کسر مالیات / کل دارایی ها	سارفریز و همکاران (۲۰۲۰)
حاشیه سود خالص	سود خالص / فروش خالص	آنجلوسکا و والنتینچیچ[2] (۲۰۱۹)
سن شرکت	لگاریتم سال تاسیس تا سال ورود به بورس	اوزلم و تان (۲۰۲۲)
شاخص عدم قطعیت ایران	میانگین سالانه داده‌های فصلی وب سایت شاخص عدم قطعیت جهانی	اوزلم وتان (۲۰۲۱)
نرخ تورم	استخراج از وب سایت بانک داده‌های اقتصادی و مالی ایران	ملائی (۱۴۰۱)
رشد تولید ناخالص داخلی	استخراج از وب سایت بانک داده‌های اقتصادی و مالی ایران	هزبرکیانی و همکاران (۱۴۰۰)
نرخ رشد قیمت نفت	قیمت نفت ابتدای سال − قیمت نفت پایان سال / قیمت نفت ابتدای سال	وو و همکاران (۲۰۲۱)
رشد اقتصادی	استخراج از وب سایت بانک داده‌های اقتصادی و مالی ایران	اصغر پور و همکاران (۱۴۰۱)
نرخ بهره	استخراج از وب سایت بانک داده‌های اقتصادی و مالی ایران	لطفعلی پور و کریمی علویجه(۱۳۹۸)

منبع: یافته‌های پژوهش

رگرسیون لاسو

رگرسیون لاسو[3] نوعی تکنیک انتخاب متغیر غالب است و دارای چندین ویژگی مطلوب است که آن را برای کاربرد در امور مالی تجربی مناسب می‌کند (الیاسیانی و همکاران[4]، ۲۰۱۹). همچنین، رگرسیون لاسو نوعی تکنیک انتخاب متغیر پایدار است، به این معنا که معادلات رگرسیون تولید شده با تغییرات کوچک در داده‌ها تغییر قابل‌توجهی نمی‌کند (بریمان[5]، ۱۹۹۶). رگرسیون لاسو اغلب دقت پیش‌بینی را با حذف پیش‌بینی‌کننده‌های نامربوط و اجتناب از برازش بیش‌ازحد بهبود می‌بخشد و به‌طور طبیعی مشکل هم‌خطی را حل می‌کند (تیان و همکاران[6]، ۲۰۱۵).

1. Chen et al
2. Angelovska & Valentinčič
3. Lasso regression
4. Elyasiani & Movaghari
5. Breiman
6. Tian et all

رگرسیون نمادین با الگوریتم ژنتیک

رگرسیون نمادین یک مدل رگرسیون عملکردی است که الگوریتم ژنتیک را بهبود می‌بخشد. رگرسیون نمادین می‌تواند شبیه به یک دانشمند روباتیک، به‌طور خودکار روابطی را بر اساس ویژگی‌های داخلی داده‌ها برقرار کند. مدل، عملکردی با بالاترین برازش را برای نشان دادن این رابطه پیدا می‌کند و پارامترها و ساختار هر مدل رگرسیونی را تعیین می‌کند (کلاوریا و همکاران[1]، ۲۰۱۷). هسته رگرسیون نمادین بر اساس نظریه تکامل داروین است که عوامل مهم را انتخاب می‌کند تا به‌تدریج یک مدل را شکل دهد و به‌طور خودکار عوامل غیر مهم را از مدل جدا کند. (لیو و ژانگ[2]، ۲۰۲۲).

رگرسیون کمانک تطبیقی چند متغیره

رگرسیون کمانک تطبیقی چند متغیره یا مارس، روشی استاندارد برای گسترش توابع رگرسیون در روابط غیرخطی و جایگزینی برای یک مدل خطی با یک تابع چندجمله‌ای است. در حقیقت مارس الگوریتمی برای مسائل پیچیده رگرسیون غیرخطی است (چن و همکاران[3]، ۲۰۱۹). این الگوریتم شامل یافتن مجموعه‌ای از توابع خطی ساده است که درمجموع بهترین عملکرد پیش‌بینی را به همراه دارد. این مدل در مقایسه با مدل‌های رگرسیون خطی سنتی حساسیت کمتری به نقاط پرت دارد (جونز و همکاران[4]، ۲۰۱۷).

شبکه عصبی

شبکه‌های عصبی گاهی اوقات به‌عنوان مدل‌های متمایز غیرخطی توصیف می‌شوند. اساساً شبکه‌های عصبی یک مدل رگرسیون یا طبقه‌بندی دو مرحله‌ای هستند. شبکه عصبی مجموعه‌ای از الگوریتم‌ها است که تلاش می‌کند تا روابط زیربنایی را در مجموعه‌ای از داده‌ها از طریق فرآیندی که نحوه عملکرد مغز انسان را تقلید می‌کند، تشخیص دهد (اوز و همکاران، ۲۰۲۱). شبکه عصبی از شبکه‌ای از گره‌های به هم پیوسته برای یادگیری الگوها و روابط در داده‌ها استفاده می‌کند. گره‌ها یا نورون‌های مصنوعی، داده‌های ورودی را پردازش می‌کنند و آن‌ها را از طریق اتصالات وزنی برای تولید خروجی تبدیل می‌کنند. وزن این اتصالات در طول فرآیند آموزش برای به حداقل رساندن یک تابع هزینه تنظیم می‌شود، که تفاوت بین پیش‌بینی‌های شبکه و برچسب‌های واقعی در داده‌های آموزشی را اندازه‌گیری می‌کند. (جونز و همکاران، ۲۰۱۷).

یادگیری عمیق[5]

یادگیری عمیق نوع خاصی از یادگیری ماشین است که از چندین لایه شبکه عصبی تشکیل شده است. به عبارتی، مدل‌های این دو حوزه، با استفاده از اطلاعات آماری داده‌های ورودی خود به پیش‌بینی

1. Claveria et al
2. Liu & Zhang
3. Chen et al
4. Jones et al
5. Deep Learning

مقداری در خروجی می‌پردازند. یادگیری عمیق بر اساس یک شبکه عصبی مصنوعی پیش‌خور چندلایه است که با نزول گرادیان تصادفی با استفاده از انتشار پس از آموزش، آموزش داده شده است (سزر و همکاران[1]، ۲۰۲۰). ویژگی‌های پیشرفته‌ای مانند نرخ یادگیری تطبیقی، تکرار نرخ، آموزش تکانه و منظم‌سازی، دقت پیش‌بینی بالایی را ممکن می‌سازد (اوزبای اوغلو و همکاران[2]، ۲۰۲۰).

درخت تصمیم

درخت تصمیم ، می‌تواند برای کارهای طبقه‌بندی و پیوسته اعمال شود. درخت تصمیم یک الگوریتم یادگیری نظارت‌شده ناپارامتریک است و ساختار درختی سلسله مراتبی دارد که از یک ریشه تشکیل شده است (بریمن و همکاران[3]، ۱۹۸۴). علیرغم اینکه درخت تصمیم یک طبقه‌بندی موفق است، به‌خصوص با افزایش پیچیدگی مدل پیش‌بینی ممکن است مستعد به‌تناسب بیش‌ازحد داده‌ها باشد. درخت تصمیم از یک ساختار درخت مانند برای تصمیم‌گیری بر اساس ویژگی‌های ورودی استفاده می‌کند. این مدل به دلیل قابلیت تفسیر، توانایی مدیریت داده‌های دسته‌بندی و عددی و هزینه محاسباتی کم برای آموزش و پیش‌بینی شناخته شده است (اوز و همکاران[4]،۲۰۲۱).

جنگل تصادفی

جنگل‌های تصادفی یک روش یادگیری مجموعه‌ای برای طبقه‌بندی، رگرسیون و سایر وظایف است که با ساختن تعداد زیادی درخت تصمیم در زمان آموزش عمل می‌کند. یک جنگل از درختان ساخته شده است و درختان بیشتر به معنای جنگل مقاوم‌تر است. به‌طور مشابه، الگوریتم درخت تصادفی روی نمونه‌های داده، درختان تصمیم‌گیری می‌سازد و سپس از هر کدام از آن‌ها پیش‌بینی می‌گیرد و درنهایت، به‌واسطه رأی‌گیری، بهترین راه‌حل را انتخاب می‌کند (آتول و مونوگان[5]، ۲۰۱۵). این یک روش گروهی است که از یک درخت تصمیم‌گیری مجزا بهتر است، زیرا با میانگین‌گیری، بیش برازش را کاهش می‌دهد (جونز و همکاران، ۲۰۱۷).

تقویت گرادیان

هدف تقویت گرادیان تنظیم مجموعه‌ای از یادگیرندگان ضعیف به یک یادگیرنده قوی و درنتیجه، بهبود نتایج پیش‌بینی است. با آموزش یادگیرندگان ضعیف با خطاهای بین مشاهدات پیش‌بینی‌شده و واقعی، یک تابع ضرر را بهینه می‌کند، سپس با ایجاد یک سری، یادگیرندگان را به‌صورت افزایشی گسترش

1. sezer et al
2. Ozbayoglu et al
3. Breiman et al
4. oz et al
5. Attewell & Monaghan

می‌دهد که در آن هر یادگیرنده، آموزش‌دیده و خطای سری یادگیرنده قبلی را تنظیم می‌کند. مجموعه یادگیرنده ضعیف گسترش می‌یابد تا زمانی که پیش‌بینی رضایت‌بخش حاصل شود؛ بنابراین، کیفیت طبقه‌بندی ضعیف برای عملکرد پیش‌بینی تعیین‌کننده است (شاپیره و فروند[1]، ۲۰۱۲). تقویت گرادیان به دلیل تکرار تصادفی زیرنمونه از نمونه آموزشی برای تناسب با یادگیرنده، بررسی خوبی در مورد مشکل بیش برازش ارائه می‌دهد (انوراوز و همکاران،۲۰۲۱).

تقویت گرادیان فوق‌العاده

تقویت گرادیان فوق‌العاده یک یادگیری تحت نظارت است که می‌تواند برای مشکلات رگرسیون و طبقه‌بندی استفاده شود. مفهوم تقویت گرادیان فوق‌العاده، ترکیبی از نزول گرادیان و یادگیری گروه درختی است. از طریق آموزش افزودنی، هر بار یک درخت جدید به مدل قبلی تقویت گرادیان فوق‌العاده اضافه می‌شود تا عملکرد پیش‌بینی آن را بهبود بخشد و مقدار یک تابع هدف از پیش تعیین‌شده را بهینه کند (شیمین و همکاران[2]، ۲۰۲۰). درمجموع ۵ فرا پارامتر برای مدل تقویت گرادیان فوق‌العاده وجود دارد: نرخ یادگیری، حداکثر عمق، درصد نمونه‌برداری فرعی برای نمونه‌ها، درصد نمونه‌برداری فرعی برای ویژگی‌ها و حداکثر تعداد تکرار (هانگ و ین، ۲۰۱۹).

رگرسیون بردار پشتیبان

در یادگیری ماشینی، ماشین‌های بردار پشتیبان، مدل‌های یادگیری تحت نظارت با الگوریتم‌های یادگیری مرتبط هستند که داده‌ها را برای طبقه‌بندی و تحلیل رگرسیون تجزیه‌وتحلیل می‌کنند. ماشین بردار پشتیبان همچنین می‌تواند به‌عنوان یک روش رگرسیون استفاده شود و تمام ویژگی‌های اصلی را که الگوریتم را مشخص می‌کند (حداکثر حاشیه) حفظ می‌کند (کورتس و واپنیک[3]، ۱۹۹۵). رگرسیون بردار پشتیبان (SVR) از همان اصول ماشین بردار پشتیبان (SVM) برای طبقه‌بندی استفاده می‌کند، تنها با چند تفاوت جزئی. هدف آن یافتن بهترین مرز یا ابر صفحه است که داده‌ها را به کلاس‌های مختلف جدا می‌کند (آتول و مونوگان، ۲۰۱۵). در رگرسیون بردار پشتیبان، هدف به حداقل رساندن خطا بین مقادیر پیش‌بینی‌شده و واقعی متغیر هدف است (جونز و همکاران،۲۰۱۷).

K نزدیک‌ترین همسایه

الگوریتم k-نزدیک‌ترین همسایه یک الگوریتم یادگیری ماشین نظارت‌شده ساده و آسان است که می‌تواند برای حل مسائل رگرسیون و طبقه‌بندی استفاده شود. الگوریتم k نزدیک‌ترین همسایه فرض می‌کند که چیزهای مشابه در نزدیکی هم وجود دارند. k-نزدیک‌ترین همسایه با محاسبه فاصله بین یک نقطه داده

1. Schapire & Freund
2. shimin et al
3. Cortes & Vapnik

جدید و تمام نقاط داده در مجموعه داده آموزشی کار می‌کند. متریک فاصله مورد استفاده در این محاسبه می‌تواند فاصله اقلیدسی یا منهتن باشد. (اولوداگ و گورسوی[1]، ۲۰۲۰). برای رگرسیون، پیش‌بینی میانگین K نزدیک‌ترین همسایه‌ها است. k-نزدیک‌ترین همسایه یک الگوریتم ساده و سریع است، اما می‌تواند به ویژگی‌های نامربوط حساس باشد و ممکن است در داده‌های با ابعاد بالا عملکرد خوبی نداشته باشد (جونز و همکاران، ۲۰۱۷).

رگرسیون خطی چند متغیره

این روش نسخه توسعه‌یافته رگرسیون خطی ساده است. رگرسیون خطی چندگانه یک مدل رگرسیونی است که رابطه بین یک متغیر وابسته کمی و دو یا چند متغیر مستقل را با استفاده از یک خط مستقیم تخمین می‌زند. این شامل یافتن بهترین خط برازش (خط رگرسیون) است که بتواند متغیر وابسته را بر اساس مقادیر متغیرهای مستقل پیش‌بینی کند. (اوزلم و تان، ۲۰۲۲).

مدل خطی تعمیم‌یافته

در آمار، یک مدل خطی تعمیم‌یافته یک تعمیم انعطاف‌پذیر از رگرسیون خطی معمولی است. مدل خطی تعمیم‌یافته، تعمیم رگرسیون خطی است برای داده‌هایی که توزیع نرمال ندارند. ایده اصلی پشت یک مدل خطی تعمیم‌یافته، مدل‌سازی میانگین متغیر وابسته به‌عنوان ترکیبی خطی از متغیرهای مستقل است، اما به جای فرض توزیع نرمال، توزیع متفاوتی از خانواده نمایی مانند دوجمله‌ای، پواسون یا نمایی را در نظر می‌گیرد (دیوید[2]، ۲۰۱۵). تابع پیوند، که رابطه بین میانگین متغیر وابسته و ترکیب خطی متغیرهای مستقل را مشخص می‌کند، جزء مهم مدل خطی تعمیم‌یافته است. انتخاب تابع پیوند به توزیع متغیر وابسته بستگی دارد. پارامترهای مدل با تخمین حداکثر درستنمایی تخمین زده می‌شوند (جونز و همکاران، ۲۰۱۷).

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی

برای مقابله با اثرات داده‌های پرت از تکنیک وینسورایز (در سطح ۱ و ۹۹ درصد) استفاده شده است. یکی از کاربردهای مهم جدول آمار توصیفی بیان نوع توزیع داده‌ها است. با توجه به آماره آزمون جارک‌برا هیچ‌یک از متغیرهای این پژوهش دارای توزیع نرمال نمی‌باشند. نسبت جاری دارای مقدار میانه ۱/۳۱ است که نشان می‌دهد دارایی جاری نسبت به بدهی جاری در نیمی از شرکت‌های مورد بررسی بورس تهران ۳۱ درصد بیشتر است که ممکن است بتوان گفت شرکت‌های مورد بررسی با ریسک نقدینگی مواجهه می‌باشند. مقدار میانه در بازده دارایی‌ها و حاشیه سود خالص به ترتیب برابر ۰/۱۰ و ۰/۱۲ است که نشان می‌دهد

1. Uludag & Gursoy
2. David

شرکت‌های بورس تهران درنهایت سود ساز هستند. همچنین انحراف معیار بازده دارایی‌ها ۰/۵۹ و حاشیه سود خالص ۰/۵۵ است که نشان می‌دهد نوسانات دارایی شرکت‌ها از فروش بیشتر است. نتایج حاصل از آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول شماره ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. تحلیل توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک برا
شاخص عدم قطعیت ایران	۰/۲۲۴	۰/۲۲۸	۰/۴۱۹	۰/۰۰۰	۰/۱۳۳	-۰/۲۷۶	۱/۹۲۹	۱۲۵/۷۰۲
رشد تولید ناخالص داخلی	۰/۰۱۳	۰/۰۱۶	۰/۱۴۲	-۰/۰۸۶	۰/۰۵۵	۰/۴۴۵	۳/۵۲۵	۹۲/۴۵۲
نرخ بهره	۰/۱۶۸	۰/۱۶۰	۰/۲۳۰	۰/۱۴۰	۰/۰۲۴	۱/۲۹۲	۳/۹۵۷	۶۵۶/۸۶۷
نرخ تورم	۰/۲۲۹	۰/۲۴۲	۰/۴۰۲	۰/۰۶۹	۰/۱۱۵	-۰/۰۰۹	۱/۴۷۲	۲۰۲/۰۳۲
نرخ رشد نفت	۰/۰۶۰	-۰/۰۰۳	۰/۸۳۱	-۰/۴۶۵	۰/۳۲۷	۰/۶۴۱	۳/۳۷۱	۱۵۴/۱۲۷
سن شرکت	۳/۶۱۸	۳/۷۱۴	۴/۲۶۳	۲/۱۹۷	۰/۳۸۳	-۰/۷۰۵	۲/۷۴۳	۱۷۷/۸۸۴
وجه نقد	۰/۰۷۱	۰/۰۴۲	۰/۴۳۷	۰/۰۰۲	۰/۰۸۴	۲/۲۸۶	۸/۶۲۵	۴۵۴۴/۲۹۸
سود تقسیمی پرداختی	۰/۰۵۵	۰/۰۲۴	۰/۳۷۸	۰/۰۰۰	۰/۰۷۶	۲/۰۷۸	۷/۵۵۲	۳۲۸۷/۰۲۲
مخارج سرمایه ای	۰/۰۶۴	۰/۰۲۹	۰/۵۵۵	-۰/۰۶۲	۰/۱۰۲	۲/۸۵۰	۱۱/۹۴۷	۹۷۳۳/۵۴۶
درآمد قبل از مالیات بعلاوه استهلاک	۰/۱۷۹	۰/۱۵۶	۰/۵۶۹	-۰/۱۸۷	۰/۱۴۶	۰/۴۱۰	۳/۰۷۹	۵۸/۸۲۶
هزینه مالی	۰/۰۳۴	۰/۰۲۶	۰/۱۴۳	۰/۰۰۰	۰/۰۳۳	۱/۲۴۱	۴/۱۹۰	۶۵۵/۷۵۸
سرمایه در گردش غیر نقد	۰/۱۰۴	۰/۱۱۳	۰/۶۴۱	-۰/۵۳۰	۰/۲۲۶	-۰/۲۸۴	۳/۲۱۴	۳۱/۹۴۲
خالص دارایی ثابت مشهود	۰/۲۶۴	۰/۲۲۲	۰/۷۹۳	۰/۰۲۰	۰/۱۸۲	۰/۹۰۸	۳/۲۲۷	۲۸۹/۶۳۴
بدهی کوتاه مدت	۰/۵۰۸	۰/۵۰۴	۱/۰۲۵	۰/۰۹۹	۰/۱۹۷	۰/۱۴۸	۲/۵۷۲	۲۳/۴۱۴
بازده دارایی ها	۰/۱۳۲	۰/۱۰۷	۰/۵۵۹	-۰/۲۳۰	۰/۱۴۸	۰/۵۹۳	۳/۴۵۱	۱۳۹/۳۰۱
حساب دریافتنی	۰/۲۹۱	۰/۲۶۱	۰/۷۵۱	۰/۰۱۷	۰/۱۷۵	۰/۶۰۷	۲/۷۲۱	۱۳۴/۴۱۴
حساب پرداختنی	۰/۲۱۴	۰/۱۷۳	۰/۷۰۰	۰/۰۲۱	۰/۱۵۰	۱/۱۱۴	۳/۷۹۱	۴۸۳/۵۵۰

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک برا
سود هر سهم	۹۷۸/۷۴	۴۹۳/۶۴	۸۱۰۵	-۱۹۳۱	۱۵۲۵/۰	۲/۲۹۴	۹/۸۳۷	۵۸۶۵/۲۷۱
سود عملیاتی پس از کسر استهلاک	۰/۱۳۶	۰/۱۱۶	۰/۴۸۶	-۰/۱۹۹	۰/۱۲۸	۰/۴۰۸	۳/۲۵۵	۶۳/۰۸۶
سود قبل از مالیات	۰/۱۸۲	۰/۱۵۶	۰/۷۰۷	-۰/۴۸۳	۰/۱۹۹	-۰/۰۹۴	۴/۱۷۴	۱۲۲/۲۳۸
نرخ رشد فروش	۰/۳۱۰	۰/۲۴۵	۱/۱۵۲	-۰/۲۶۹	۰/۳۷۸	۰/۵۸۴	۲/۶۵۹	۱۲۸/۰۵۸
بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۲۹۷	۰/۲۸۷	۰/۷۵۸	-۰/۲۱۱	۰/۲۵۶	-۰/۰۳۰	۲/۲۶۹	۴۶/۴۷۰
نسبت جاری	۱/۴۷۰	۱/۳۱۲	۳/۱۹۶	۰/۵۹۲	۰/۶۶۶	۱/۰۸۳	۳/۶۴۰	۴۴۱/۲۵۷
حاشیه سود خالص	۰/۱۶۱	۰/۱۲۳	۰/۵۴۸	-۰/۱۴۱	۰/۱۷۶	۰/۵۵۱	۲/۶۷۰	۱۱۴/۳۴۸
اندازه شرکت	۱۴/۵۵۳	۱۴/۳۳۴	۲۱/۳۰۴	۱۰/۰۳۱	۱/۷۰۵	۰/۶۸۴	۳/۷۵۷	۲۱۱/۴۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد مدل‌های پژوهش

به‌منظور برازش مدل‌های پژوهش در مرحله اول از کل مجموعه متغیرهای پژوهش و سپس، با استفاده از معیار اطلاعاتی بیز از مجموعه متغیرهای انتخاب شده توسط رگرسیون لاسو استفاده شده است. به‌منظور مقایسه مدل‌ها نیز معیارهای آماری مجذور میانگین مربعات خطا و ضریب دقت محاسبه و گزارش شده است.

مطابق با جدول شماره ۳ نتایج حاصل از برازش مدل‌ها بدون استفاده از رویکرد انتخاب ویژگی رگرسیون لاسو نشان داد بیشترین ضریب دقت به ترتیب مربوط به مدل‌های رگرسیون نمادین با استفاده از الگوریتم ژنتیک، رگرسیون مارس، رگرسیون بردار پشتیبان، تقویت گرادیان درختی، شبکه عصبی و تقویت گرادیان فوق‌العاده است. سایر مدل‌ها دارای ضریب دقت کمتر از ۵۰ درصد هستند که عملکرد ضعیفی را نشان داده و در رتبه‌های بعدی قرار گرفته‌اند. همچنین کمترین مربعات خطا به ترتیب مربوط به رگرسیون نمادین، تقویت گرادیان درختی و شبکه عصبی است سایر مدل‌ها در رتبه‌های بعدی قرار می‌گیرند. متغیرهای بااهمیت از منظر مدل رگرسیون نمادین نسبت جاری، سرمایه در گردش غیر نقدی و بدهی‌های کوتاه‌مدت است. متغیرهای با اهمیت از منظر تقویت گرادیان درختی به ترتیب عبارت است از بازده دارایی، نسبت جاری، حساب دریافتنی، سرمایه در گردش غیر نقدی، نسبت دارایی ثابت به کل دارایی، سود تقسیمی پرداختی، حاشیه سود خالص، حساب پرداختنی، سن شرکت و بدهی کوتاه‌مدت. متغیرهای بااهمیت ازنظر رگرسیون مارس، سرمایه در گردش غیرنقدی، نسبت جاری، بدهی کوتاه‌مدت، حساب

دریافتنی، بازده دارایی، حاشیه سود خالص، سود عملیاتی پس از کسر مالیات، سود قبل از مالیات بعلاوه استهلاک و حساب پرداختنی است.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل‌ها بدون انتخاب ویژگی

مدل	ضریب دقت (R^2)	رتبه دقت	مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)	رتبه خطا
رگرسیون خطی چندگانه	۰/۳۸۱۰	۱۰	۰/۰۶۳۰	۷
مدل خطی تعمیم‌یافته	۰/۴۳۵۰	۸	۰/۰۶۸۲	۹
یادگیری عمیق	۰/۴۴۷۰	۷	۰/۰۶۵۰	۸
درخت تصمیم	۰/۳۰۲۰	۱۱	۰/۰۷۵۴	۱۱
جنگل تصادفی	۰/۴۱۷۰	۹	۰/۰۷۱۰	۱۰
تقویت گرادیان درختی	۰/۵۶۲۰	۴	۰/۰۵۵۷	۲
تقویت گرادیان فوق‌العاده	۰/۵۰۱۰	۶	۰/۰۵۷۰	۴
رگرسیون بردار پشتیبان	۰/۵۸۸۰	۳	۰/۰۵۸۱	۵
K نزدیک‌ترین همسایه	۰/۲۰۱۰	۱۲	۰/۰۸۶۰	۱۲
رگرسیون نمادین	۰/۷۰۹۶	۱	۰/۰۲۱۴	۱
رگرسیون مارس	۰/۵۹۲۰	۲	۰/۰۵۸۸	۶
شبکه عصبی	۰/۵۲۴۰	۵	۰/۰۵۶۰	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

روش لاسو پارامترهای مدل را با کوچک کردن ضرایب رگرسیون منظم می‌کند و برخی از آن‌ها را به صفر می‌رساند. مرحله انتخاب ویژگی پس از انقباض رخ می‌دهد، جایی که هر مقدار غیر صفر برای استفاده در مدل انتخاب شده است (الینگتون[1] و همکاران، ۲۰۲۲). نتایج مجموعه متغیرهای انتخاب شده توسط رگرسیون لاسو در جدول ۴ گزارش شده است.

1. Ellington

جدول ۴. نتایج انتخاب ویژگی با استفاده از رگرسیون لاسو

شاخص عدم قطعیت	نرخ رشد نفت	درآمد قبل از مالیات بعلاوه استهلاک	بدهی کوتاه‌مدت	سود هر سهم
رشد تولید ناخالص داخلی	سن شرکت	هزینه مالی	بازده دارایی‌ها	بازده حقوق صاحبان سهام
نرخ بهره	سود تقسیمی پرداختی	سرمایه در گردش غیر نقد	حساب دریافتنی	نسبت جاری
تغییرات نرخ رشد فروش	مخارج سرمایه‌ای	خالص دارایی ثابت مشهود	حساب پرداختنی	اندازه شرکت

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول شماره ۵ نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها با استفاده از رویکرد انتخاب ویژگی رگرسیون لاسو نشان داد که بیشترین ضریب دقت مربوط به مدل‌های رگرسیون نمادین، رگرسیون مارس و تقویت گرادیان درختی است و سایر مدل‌ها در رتبه بعدی قرار می‌گیرند. همچنین کمترین مربعات خطا به ترتیب مربوط به رگرسیون نمادین، شبکه عصبی، تقویت گرادیان درختی و رگرسیون مارس است و سایر مدل‌ها در رتبه بعدی قرار می‌گیرند. متغیرهای بااهمیت از منظر رگرسیون نمادین عبارت است از مخارج سرمایه‌ای، نسبت دارایی ثابت به کل دارایی، نسبت جاری، بدهی کوتاه‌مدت و سرمایه در گردش غیر نقدی. متغیرهای بااهمیت رگرسیون مارس عبارت است از سرمایه در گردش غیر نقدی، نسبت جاری، حساب دریافتنی، بدهی کوتاه‌مدت، بازده دارایی‌ها، نسبت دارایی ثابت به کل دارایی، اندازه شرکت، تورم، سود تقسیمی پرداختی و سود قبل از مالیات بعلاوه استهلاک. علاوه بر این نتایج این پژوهش نشان داد که استفاده از رگرسیون لاسو موجب افزایش ضریب دقت در مدل‌های رگرسیون خطی چندگانه، مدل خطی تعمیم‌یافته و یادگیری عمیق شده است. همچنین استفاده از رگرسیون لاسو موجب کاهش مجذور میانگین مربعات خطا در جنگل تصادفی، رگرسیون بردار پشتیبان، تقویت گرادیان درختی و تقویت گرادیان فوق العاده شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل‌ها با استفاده از انتخاب ویژگی رگرسیون لاسو

مدل	ضریب دقت (R^2)	رتبه دقت	مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)	رتبه خطا
رگرسیون خطی چندگانه	۰/۳۸۲۰	۱۰	۰/۰۶۳۰	۸
مدل خطی تعمیم‌یافته	۰/۴۵۳۹	۸	۰/۰۶۳۵	۹
یادگیری عمیق	۰/۴۶۵۵	۷	۰/۰۶۱۰	۷
درخت تصمیم	۰/۲۹۹۳	۱۱	۰/۰۷۴۷	۱۱

مدل	ضریب دقت (R^2)	رتبه دقت	مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)	رتبه خطا
جنگل تصادفی	۰/۳۸۲۳	۹	۰/۰۷۰۹	۱۰
تقویت گرادیان درختی	۰/۵۱۴۵	۳	۰/۰۵۸۴	۳
تقویت گرادیان فوق‌العاده	۰/۴۷۱۰	۶	۰/۰۵۹۱	۵
رگرسیون بردار پشتیبان	۰/۵۰۹۰	۴	۰/۰۵۹۲	۶
K نزدیک‌ترین همسایه	۰/۲۰۱۰	۱۲	۰/۰۸۶۰	۱۲
رگرسیون نمادین	۰/۶۸۵۹	۱	۰/۰۲۲۳	۱
رگرسیون مارس	۰/۵۲۲۷	۲	۰/۰۵۸۶	۴
شبکه عصبی	۰/۴۹۶۰	۵	۰/۰۵۷۰	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

تعیین میزان نگهداری وجه نقد یکی از موضوعات مهم در ادبیات مالی شرکتی است. به‌خصوص پس از مقاله اصلی (اوپلیر و همکاران، ۱۹۹۹)، حجم وسیعی از ادبیات تلاش می‌کند تا عوامل تعیین‌کننده نگهداری وجه نقد را شناسایی کند. اگرچه وجه نقد یک دارایی بسیارمهم یک شرکت است، اما کمترین بازدهی را در بین سایر دارایی‌ها ارائه می‌دهد. بااین‌وجود، شرکت‌ها کل وجوه نقد را در دارایی‌های با بازده بالاتر سرمایه‌گذاری نمی‌کنند (وو و همکاران، ۲۰۲۱). بنابراین، پیش‌بینی مقدار نگهداشت وجه نقد از مسائلی است که ذی‌نفعان یک بنگاه تجاری با آن مواجهه هستند و به هر میزان که این پیش‌بینی با دقت بیشتری انجام شود می‌تواند موجب تصمیمات بهینه از سمت مدیریت و سایر ذی‌نفعان شود.

با توجه به فرضیه اول پژوهش که بیانگر این موضوع است که مدل یادگیری ماشین دقت بیشتری نسبت به مدل آماری در پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد دارد، نتایج برازش مدل‌ها نشان داد که مدل یادگیری ماشین رگرسیون نمادین با استفاده از الگوریتم ژنتیک با مقدار ضریب دقت ۷۰درصد بهترین عملکرد را در میان مدل‌های آماری و یادگیری ماشین دارد که ممکن است ناشی از این باشد که برای کاوش در فضای وسیعی از مدل‌های ممکن طراحی شده است، بنابراین احتمال یافتن مدلی که به‌خوبی با داده‌ها مطابقت داشته باشد بسیار زیاد است. الگوریتم یادگیری ماشین رگرسیون مارس در رتبه دوم قرار می‌گیرد که می‌تواند به علت انعطاف‌پذیری بالای این مدل در مقابل داده‌های ورودی باشد. الگوریتم‌های جدیدتر و تقویتی یادگیری ماشین یعنی تقویت گرادیان درختی و فوق‌العاده نیز همان‌طور که با توجه به فرآیند

تقویتی این مدل‌ها و پیشینه پژوهش مورد انتظار بود از اکثریت مدل‌های یادگیری ماشین دقت بیشتری را از خود نشان دادند اما پیچیدگی بالای این مدل‌ها منجر به دقت بیشتر چشمگیری نسبت به مدل‌های با پیچیدگی متوسط که در وسط طیف مدل‌های مورد بررسی پژوهش حاضر قرار می‌گیرند نشد و قرارگرفتن آن‌ها در رتبه‌های بعد از رگرسیون نمادین و مارس ممکن است به دلیل حجم کم داده‌ها در پژوهش حاضر باشد. در میان دو مدل آماری مورد بررسی در پژوهش حاضر، مدل خطی تعمیم‌یافته ضریب دقت بیشتری را نسبت به مدل رگرسیون خطی به خود اختصاص داد که احتمالاً به دلیل تناسب بیشتر این مدل با داده‌های دارای توزیع غیرنرمال است. همچنین، اگرچه اکثریت مدل‌های یادگیری ماشین از مدل‌های آماری عملکرد بالاتری داشتند، اما برخی الگوریتم‌های یادگیری ماشین از مدل‌های آماری نیز دقت کمتری را به خود اختصاص دادند. ساختار ساده مدل‌های پیش‌بینی آماری ممکن است به این روش‌های پارامتری اجازه دهد تا به دقت پیش‌بینی مناسب و بالاتری در مقایسه با برخی مدل‌های یادگیری ماشین دست یابند(جونز و همکاران، ۲۰۱۷). مدل k نزدیک‌ترین همسایه کمترین ضریب دقت را در میان مدل‌های آماری و یادگیری ماشین به خود اختصاص داد، این می‌تواند به این دلیل باشد که حوزه مالی و حسابداری و به‌طور خاص پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد با داده‌های با ابعاد بالا روبه‌رو است و این الگوریتم در برابر داده‌های با ابعاد بالا، با ضعف عملکرد روبه‌رو است. نتایج فرضیه اول با پژوهش‌های (اوزلم و تان، ۲۰۲۲) و (وو و همکاران، ۲۰۲۱) هم‌راستا بود. در رابطه با فرضیه دوم پژوهش که بیانگر این موضوع است که استفاده از رویکرد انتخاب ویژگی رگرسیون لاسو موجب افزایش دقت در مدل‌های آماری و یادگیری ماشین می‌شود، نتایج نشان داد که استفاده از رویکرد رگرسیون لاسو موجب افزایش دقت مدل‌های آماری رگرسیون خطی و مدل خطی تعمیم‌یافته می‌شود که با پژوهش(الیاسیانی و موقاری، ۲۰۲۲) هم‌راستا بود. همچنین رگرسیون لاسو باعث افزایش دقت در مدل یادگیری عمیق از مدل‌های یادگیری ماشین شد.

بنابراین با توجه به نتایج فرضیه اول پژوهش که مدل‌های یادگیری ماشین توانستند با دقت بیشتری نگهداشت وجه نقد را پیش‌بینی کنند، به مدیران و سایر ذی‌نفعان بنگاه‌های اقتصادی پیشنهاد می‌شود که از مدل‌های یادگیری ماشین و به‌طور خاص مدل رگرسیون نمادین، رگرسیون مارس، رگرسیون بردار پشتیبان و الگوریتم‌های تقویت گرادیان درختی و فوق‌العاده در جهت پیش‌بینی نگهداشت وجه نقد استفاده کنند. همچنین با توجه به بهبود نتایج با استفاده از رگرسیون لاسو در مدل‌های آماری و برخی از مدل‌های یادگیری ماشین و به‌ویژه مدل یادگیری عمیق پیشنهاد می‌شود به کاهش تعداد متغیرها از طریق این رویکرد بپردازند.

در پایان به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که مدل‌سازی را با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی و سایر تکنیک‌های انتخاب ویژگی جهت بهبود نتایج مورد بررسی و مقایسه قرار دهند. همچنین می‌توان عملکرد مدل‌ها را در حجم نمونه‌های مختلف مورد مقایسه قرارداد تا تأثیر حجم داده‌ها در عملکرد مدل‌ها مشخص 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 شده‌است.

References

Acharya, V. V; Almeida, H; & Campello, M. (2007). Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies. *Journal of financial intermediation*, 16(4), 515-554.

Aflatooni, Abbas, Kazemi, Periyosh, Khatiri, Mohammad. (2022). Comparing the Cash Holdings Speed of Adjustment during Economic Prosperities and Recessions. *Financial Management Strategy*, 10(3), 141-160. (In Persian).

Anand, V; Brunner, R; Ikegwu, K; & Sougiannis, T. (2019). Predicting profitability using machine learning. Available at SSRN 3466478.

Angelovska M, Valentinčič A (2019) Determinants of cash holdings in private firms: the case of the Slovenian SMEs. *Econ Bus Rev* 22(1):5–36.

Asgharpour, Hossein, Rezaei, Sadegh, Hamidi Rozi, Daud, Heydari, Mansour. (2022). Investigating the Interaction Effects of Exchange Rate Regimes and Inflation on Iran's Economic Growth. *Business Journal*, 26(104), 47-74. (In Persian).

Attewell, P; & Monaghan, D. (2015). Data mining for the social sciences: An introduction. Univ of California Press.

Ball, R; & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of accounting and economics*, *39*(1), 83-128.

Barboza, F; Kimura, H. and Altman, E. (2017). Machine learning models and bankruptcy prediction, *Expert Systems with Applications* 83: 405–417.

Bates TW, Kahle KM, Stulz RM (2009) why do U.S. firms hold so much more cash than they used to? *J Finance* 64(5):1985–2021.

Bhuiyan MBU, Hooks J (2019). Cash holding and over-investment behavior in firms with problem directors. *Int Rev Econ Financial* 61:35–51.

Bigelli, M; & Sánchez-Vidal, J. (2012). Cash holdings in private firms. *Journal of Banking & Finance*, *36*(1), 26-35.

Boubakri N, Ghoul S, Saffar W (2013). Cash holdings of politically connected firms. *J Multinatl Finance Manag* 23(4):338–355.

Breiman, L. (1996). Heuristics of instability and stabilization in model selection. *The Annals of Statistics*, 24(6), 2350-2383.

Breiman, L; Friedman, J; Olshen, R; & Stone, C. (1984). Classification and regression trees. Wadsworth Int. Group, 37(15), 237-251.

Campello M, Graham JR, Harvey CR (2010). The real effects of financial constraints: evidence from a financial crisis. J Financial Econ 97(3):470–487.

Chen D, Li S, Xiao JZ, Zou H (2014). The effect of government quality on corporate cash holdings. *J Corp Finance* 27:384–400.

Chen, Y. J; Lin, J. A; Chen, Y. M; & Wu, J. H. (2019). Financial forecasting with multivariate adaptive regression splines and queen genetic algorithm-support vector regression. IEEE Access, 7, 112931-112938.

Claveria, O; Monte, E; & Torra, S. (2017). Assessment of the effect of the financial crisis on agents' expectations through symbolic regression. Applied Economics Letters, 24(9), 648-652.

Cortes, C; & Vapnik, V. (1995). Support-vector networks. Machine learning, 20, 273-297.

Dastile, X; Celik, T; & Potsane, M. (2020). Statistical and machine learning models in credit scoring: A systematic literature survey. Applied Soft Computing, 91, 106263.

David, M. (2015). Auto insurance premium calculation using generalized linear models. Procedia Economics and Finance, 20, 147-156.

Diaw A (2021). Corporate cash holdings in emerging markets. *Borsa Istanbul Rev* 21(2) 139–148.

Ditmar, A.; Mahrt-smith, j. & servaes, H. (2003). International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(1), pp:111-133.

Donepudi PK, Banu MH, Khan W, Neogy TP, Asadullah ABM, Ahmed AAA (2020) Artifical intelligence and machine learning in treasury management: *a systematic literature review*. Int J Manag 11(11):13–22.

Ellington, M; Stamatogiannis, M. P; & Zheng, Y. (2022). A study of cross-industry return predictability in the Chinese stock market. *International Review of Financial Analysis*, 83, 102249.

Elyasiani, E; & Movaghari, H. (2022). Determinants of corporate cash holdings: An application of a robust variable selection technique. *International Review of Economics & Finance*, *80*, 967-993.

Elyasiani, E; Jia, J; & Movaghari, H. (2019). Determinants of dividend payout and dividend propensity in an emerging market, Iran: an application of the LASSO. *Applied Economics*, 51(42), 4576-4596.

Faraji Tabrizi, Arshiya, Hejbar Kiani, Kambyz, Mimar Nejad, Abbas, Ghafari, Farhad (2021). Investigation of the Affecting on the Gross Domestic Product of Selected Countries with Emphasis on the Role of Exchange Rate; ARDL-PMG Approach. *Economic growth and development research*. (In Persian).

Foley CF, Hartzell JC, Titman S, Twite G (2007) Why do firms hold so much cash? A tax-based explanation. *J Financial Econ* 86(3):579–607.

García-Teruel, P. J; Martínez-Solano, P; & Sánchez-Ballesta, J. P. (2009). Accrual's quality and corporate cash holdings. *Accounting & Finance*, 49(1), 95-115.

Harford, J; Mansi, S. A; & Maxwell, W. F. (2008). Corporate governance and firm cash holdings in the US. *Journal of financial economics*, 87(3), 535-555.

Hastie, T; Tibshirani, R; Friedman, J. H; & Friedman, J. H. (2009). The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction (Vol. 2, pp. 1-758). New York: springer.

James, G; Witten, D; Hastie, T; & Tibshirani, R. (2013). An introduction to statistical learning (Vol. 112, p. 18). New York: springer.

Jones, S; Johnstone, D; & Wilson, R. (2017). Predicting corporate bankruptcy: An evaluation of alternative statistical frameworks. *Journal of Business Finance & Accounting*, 44(1-2), 3-34.

Kim, J. B; Lee, J. J; & Park, J. C. (2015). Audit quality and the market value of cash holdings: The case of office-level auditor industry specialization. Auditing: *A Journal of Practice & Theory*, 34(2), 27-57.

Lerner, A. P. (1936). Mr. Keynes general theory of employment, interest and money. *Int'l Lab. Rev*; 34, 435.

Li, F. (2010). The information content of forward-looking statements in corporate filingsa na¨ıve bayesian machine learning approach, *Journal of Accounting Research* 48(5): 1049– 1102.

Liu, H; & Zhang, Z. (2022). Probing the carbon emissions in 30 regions of China based on symbolic regression and Tapio decoupling. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(2), 2650-2663.

Lozano MB, Yaman S (2020) The European financial crisis and firms' cash holding policy: an analysis of the precautionary motive. Glob Pol 11(S1):84–94.

Maleki, Atefe, Jalalinia, Saeed, Hamzaei, Asghar (2022). The relationship between CEO experience and cash holding levels. *Accounting and Management Perspective*, 5(67), 10-1. (In Persian).

Manoel AAS, Moraes MBC, Santos DFL, Neves MF (2018) Determinants of corporate cash holdings in times of crisis: insights from Brazilian sugarcane industry private firms. *Int Food Agribus Manag Rev* 21(2):201–217.

Miller MH, Orr D (1966). A model of the demand for money by firms. *Q J Econ* 80(3):413–435.

Mulai, Rahim (2022). The effect of accounting information quality on cash retention with emphasis on inflation. *Accounting and Management Perspective*, 5(61), 103-114. (In Persian).

Mullainathan, S; & Spiess, J. (2017). Machine learning: an applied econometric approach. *Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 87-106.

Opler, T; Pinkowitz, L; Stulz, R; & Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of financial economics*, 52(1), 3-46.

Oz, I. O; Yelkenci, T; & Meral, G. (2021). The role of earnings components and machine learning on the revelation of deteriorating firm performance. *International Review of Financial Analysis*, 77, 101797.

Ozbayoglu, A. M; Gudelek, M. U; & Sezer, O. B. (2020). Deep learning for financial applications: A survey. *Applied Soft Computing*, 93, 106384.

Ozkan A, Ozkan N (2004). Corporate cash holdings: an empirical investigation of UK companies. *J Bank Finance* 28(9):2103–2134.

Özlem, Ş; & Tan, O. F. (2022). Predicting cash holdings using supervised machine learning algorithms. *Financial Innovation*, 8(1), 1-19.

Palazzo, B. (2012). Cash holdings, risk, and expected returns. *Journal of Financial Economics*, 104(1), 162-185.

Perols, J. (2011). Financial statement fraud detection: An analysis of statistical and machine learning algorithms. Auditing: *A Journal of Practice & Theory*, 30(2), 19-50.

Pourgadimi, K; Bahri Sales, J; Jabbarzadeh Kangarliue, S; & ZavarRezaee, A. (2022). Presenting the developed model of Benish model with emphasis on audit quality features using neural network, vector machine and random forest. *Advances in Finance and Investment*, 3(6), 30-1. (In Persian).

Rafi, M; Wahab, M. T; Khan, M. B; & Raza, H. (2020, January). ATM cash prediction using time series approach. In 2020 3rd International Conference on Computing, *Mathematics and Engineering Technologies (iCoMET)* (pp. 1-6). IEEE.

Rajabzadeh, H; Gorganli‎ davaji, J; naderian, A; & ashrafi, M. (2022). Forecast the operating cash flow of accepted companies In Tehran Stock Exchange using machine learning method. *Management Accounting*. (In Persian).

Ramnath, S; Rock, S; & Shane, P. B. (2008). Financial analysts' forecasts and stock recommendations: A review of the research. *Foundations and Trends® in Finance*, 2(4), 311-421.

Sarfraz M, Shah SGM, Ivascu M, Quereshi MAA (2020). Explicating the impact of hierarchical CEO Sucession on small-medium enterprises' performance and cash holdings. *Int J Financial Econ*.

Schapire, R. E; & Freund, Y. (2012). Boosting: Foundations and Algorithms. 1621 Cambridge, MA.

Schauten MB, Dijk D, van der Wall JP (2011). Corporate governance and the value of excess cash holdings of large European firms. *Eur Financial Manag* 19(5):991–1016.

Sezer, O. B; Gudelek, M. U; & Ozbayoglu, A. M. (2020). Financial time series forecasting with deep learning: A systematic literature review: 2005–2019. Applied soft computing, 90, 106181.

Sezer, O. B; Gudelek, M. U; & Ozbayoglu, A. M. (2020). Financial time series forecasting with deep learning: A systematic literature review: 2005–2019. Applied soft computing, 90, 106181.

Shekarkhah, Javad, Mortezazadeh, Mojtabi (2015). Comparison of cash holding determinants in different industries. *Planning and Budget Quarterly*, 20(1), 67-86. (in persian).

Shimin, L. E. I; Ke, X. U; Huang, Y; & Xinye, S. H. A. (2020). An Xgboost based system for financial fraud detection. In E3S Web of Conferences (Vol. 214, p. 02042). EDP Sciences.

Song, K. R; & Lee, Y. (2012). Long-term effects of a financial crisis: Evidence from cash holdings of East Asian firms. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 47(3), 617-641.

Subramaniam, V; Tang, T. T; Yue, H; & Zhou, X. (2011). Firm structure and corporate cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 759-773.

Tian, S; Yu, Y; Guo, H. (2015). Variable selection and corporate bankruptcy forecasts. *Journal of Banking & Finance*, 52, 89-100.

ULUDAĞ, O; & GÜRSOY, A. (2020). On the financial situation analysis with KNN and naive Bayes classification algorithms. Journal of the Institute of Science and Technology, 10(4), 2881-2888.

Wahlen, J. M. and Wieland, M. M. (2011). Can financial statement analysis beat consensus analysts' recommendations? *Review of Accounting Studies* 16(1): 89–115.

Wu, H. C; Chen, J. H; & Wang, P. W. (2021). Cash Holdings Prediction Using Decision Tree Algorithms and Comparison with Logistic Regression Model. *Cybernetics and Systems*, 52(8), 689-704.

Wu, X; Wang, Y; & Tong, X. (2021). Cash holdings and oil price uncertainty exposures. *Energy Economics*, *99*, 105303.

Xinyue, C; Zhaoyu, X; & Yue, Z. (2020). Using Machine Learning to Forecast Future Earnings. *Atlantic Economic Journal*, 48(4), 543-545.

Xinyue, C; Zhaoyu, X; & Yue, Z. (2020). Using Machine Learning to Forecast Future Earnings. *Atlantic Economic Journal*, 48(4), 543-545.

Zhang, X; & Zhou, H. (2022). The effect of market competition on corporate cash holdings: An analysis of corporate innovation and financial constraint. *International Review of Financial Analysis*, *82*, 102163.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۵۰-۲۹

مقاله پژوهشی

عدم توازن سفارشات و نوسانات واقعی‌شده قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران[۱]

رضا عیوض‌لو[۲]، غزاله هاشمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۱۶

چکیده

هدف از پژوهش حاضر بررسی رابطه بین عدم‌توازن در دفتر سفارشات سهام با نوسانات قیمت است. عدم‌توازن به اختلاف بین تعداد سفارشات خرید و تعداد سفارشات فروش یا اختلاف بین حجم سفارشات خرید و حجم سفارشات فروش اشاره دارد. برای محاسبه نوسانات قیمت از نوسانات واقعی‌شده در بازه‌های زمانی ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای برای دوره ۳ ساله ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ استفاده می‌شود. داده‌های پژوهش از داده‌های میان‌روزی دفتر سفارشات سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران استخراج شده است. همچنین، به منظور بررسی روابط بین متغیرهای پژوهش از مدل رگرسیون داده‌های پنل استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین اختلاف تعداد سفارشات و نوسانات واقعی‌شده قیمت سهام رابطه معنی‌داری وجود دارد. از سوی دیگر بین تعداد سفارشات فروش و نوسانات منفی واقعی‌شده ارتباط مثبت و معنی‌دار وجود دارد، همچنین، بین تعداد سفارشات خرید و نوسانات مثبت واقعی‌شده نیز ارتباط مثبت و معنی‌داری مشاهده می‌شود. لذا با بررسی وضعیت و تعداد سفارشات در دو سمت خرید و فروش و همچنین، بررسی اثرگذاری آن بر نوسانات قیمت سهام، می‌توان با تصمیم‌گیری مناسب، سرمایه‌گذاری بهینه‌ای انجام داد.

واژگان کلیدی: نو سانات واقعی شده، عدم‌توازن سفار شات، تعداد سفار شات خرید، تعداد سفار شات فروش، دفتر سفارشات.

طبقه‌بندی موضوعی: *G17, C23*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.40457.2692

۲. استادیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email: eivazlu@ut.ac.ir.

۳. دانشجوی دکترا، گروه مدیریت مالی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: gh.hashemi@ut.ac.ir

مقدمه

نوسانات در بازارهای مالی، معیار آماری از پراکندگی بازده برای یک اوراق بهادار خاص مثل سهام یا شاخص بازار است. نوسان‌پذیری می‌تواند با استفاده از انحراف معیار و یا واریانس قیمت یا بازده سهم یا شاخص بازار به دست آید. معمولاً در بازارها، هرچه نوسـان‌پذیری اوراق یا شاخص بیشتر باشد، سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار پرمخاطره‌تر خواهد بود. نوسان‌پذیری به میزان عدم‌قطعیت در خصوص تغییرات ارزش هر نوع اوراق بهاداری اشاره دارد. نوسان‌پذیری بالا یعنی قیمت اوراق بهادار می‌تواند در محدوده بزرگ‌تری نوسان کند. به این معنی که قیمت سهام در طول بازه زمانی کوتاهی می‌تواند به طور چشمگیری در هر دو جهت تغییر کند. (بادی، کین و مارکوس[1]، ۲۰۱۳). بحران مالی سال ۲۰۰۸ میلادی در آمریکا، ضرورتا ستفاده از اندازه ریسک و نوسانات در بازارهای مالی در تحلیل های اقتصادی را نمایان ساخت و از این رو مدل‌سازی نوسانات در پیش‌بینی رفتار آتی بازارهای مالی اهمیت یافت. (شوورت[2]، ۲۰۱۱). این مدل‌سازی نوسانات علاوه بر استفاده در پیش‌بینی بازده دارایی‌های مالی، در مواردی همچون پیش‌بینی نوسانات سهام و قیمت‌گذاری ابزارهای مشتقه و پوشش ریسک مورد استفاده است. (جان هال[3]، ۲۰۰۶). ریسک معمولاً به میزان نوسان وابسته است، یک سهام یا یک دارایی دارای نوسان به این خاطر دارای ریسک است که عدم‌قطعیت بیشتری در آن وجود دارد (انگل[4]، ۲۰۰۴). ریسک در این مورد، یک جنبه مثبت نیز دارد، زیرا همان‌طور که اشاره شد، نشان‌دهنده وجود پتانسیل کسب سود بالاتر در اغلب مواقع است. وجود نوسان به معنای نحوه تغییر قیمت نوع خاصی از اوراق بهادار در یک بازده زمانی مشخص است.

با توجه به اهمیت بحث ریسک و نوسانات، توانایی کسب درکی مناسبی از آن و سنجش و اندازه‌گیری آن کمک شایانی به سرمایه‌گذاری بهینه خواهد کرد. برای بررسی نوسانات، مدل‌های مختلفی ارائه شده است که از جمله مهم‌ترین آن‌ها، مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو یا همان آرچ[5] و گارچ[6] و سایر مدل‌های مشتق شده از آن‌ها هستند. مدل‌های آرچ و گارچ به طور معمول در مطالعات مربوط به اقتصاد مالی از قبیل بازار بورس، نوسانات نرخ ارز و تورم به کار گرفته می‌شوند. شرط استفاده از این گونه مدل‌ها نقص فرض همسانی واریانس جزء خطا می‌باشد (انگل، ۱۹۸۲). مدل‌های آرچ و گارچ برای مدل‌سازی معادله واریانس شرطی جمله خطا طراحی شده‌اند. برای تخمین این گونه مدل‌ها از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود. هر یک از روش‌های آرچ و گارچ علی‌رغم مزیت‌های خود دارای معایبی نیز می‌باشند که باعث گسترش این روش‌ها به مواردی همچون مدل گارچ نمایی شده است (انگل، ۱۹۸۲).

در کنار مدل‌های یاد شده که بیشتر حالت تخمینی داشته و با استفاده از معادله بازدهی نوسانات شرطی و پارامترهای مربوط به آن را تخمین می‌زنند. اخیراً مدل‌های نوینی جهت سنجش نوسانات بر پایه

1. Bodie, Z; Kane, A; & Marcus, A. J
2. Schwert, G. W
3. John, C. Hull
4. Engle, R.
5. Autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
6. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH)

مدل‌های ریزساختار از قبیل مدل نوسانات واقعی‌شده ارائه شده‌اند که با استفاده از معاملات میان‌روزی، نوسانات را به صورت مستقیم اندازه‌گیری می‌کنند.

دفتر سفارشات ابزاری است که فهرست هم‌زمان سفارش‌های یک دارایی خاص را به تصویر می‌کشد و نشان‌دهنده علاقه خریداران و فروشندگان و همچنین، نمایی از عرضه و تقاضای آن دارایی می‌باشد. اما در حالی که تمامی دفاتر سفارش یک هدف را دنبال می‌کنند، حضور آن‌ها در هر بازاری می‌تواند کمی متفاوت باشد. البته تمام دفاتر سفارش با ویژگی‌ها و عملکردهای یکسان ایجاد شده‌اند.

با توجه به این که یکی از مهم‌ترین پارامترهایی که می‌تواند بر تغییرات قیمتی و در نتیجه، نوسان معاملات سهام اثرگذار باشد، سفارشات ثبت شده در دفتر سفارشات است. از طرفی هرچه اختلاف سفارشات ثبت شده بین سفارشات خرید و فروش بیشتر باشد، می‌تواند سبب پرش قیمتی در معاملات شده و نوسانات را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین در این پژوهش سعی می‌شود با سنجش وضعیت سفارشات و بررسی رابطه آن با مدل نوین نوسان واقعی‌شده، اثر و قدرت سفارشات خرید و سفارشات فروش بر میزان نوسانات اوراق بهادار سنجیده شود و نتایج و آثار آن مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. از طرف دیگر بررسی نوسانات با استفاده از مدل‌های نوین از قبیل مدل نوسانات واقعی‌شده و بررسی رابطه آن با عوامل تأثیرگذار از قبیل عدم‌تقارن سفارشات ثبت شده جزء مباحث نوینی است که در پژوهش جاری در بررسی بورس اوراق بهادار تهران به صورت مبسوط و به تفکیک اجزا صورت گرفته و نتایج آن می‌تواند زمینه‌ساز تحقیقات آتی در این باره باشد.

در ادامه و در بخش‌های بعدی پژوهش حاضر، ابتدا مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش انجام می‌گیرد، در ادامه روش‌شناسی پژوهش به همراه بررسی مدل‌های موجود و ارائه مدل پژوهش صورت گرفته و با استخراج داده‌های نمونه آماری، تجزیه تحلیل اطلاعات با استفاده از مدل پژوهش انجام می‌گیرد. در انتها نیز نتیجه‌گیری و جمع‌بندی نتایج حاصل از پژوهش ارائه می‌شود.

مبانی نظری پیشینه پژوهش

بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران به عنوان مهمترین بازار مالی کشور از یک سو به دلیل رشد فزاینده و جذب سرمایه‌های فراوان در سالهای اخیر و از سوی دیگر، به عنوان یکی از ابزارهای اصلی خصوصی‌سازی شرکتهای دولتی نقش مهمی در اقتصاد کشور ایفا میکند. با این وجود، این بازار در طی سالها گذشته با نوسانات زیاد و شدیدی روبرو بوده است که این موضوع می‌تواند به عنوان نمادی از ریسک و نوسانات این بازار، فعالیت در این بازار را برای سرمایه‌گذاران و معامله‌گران پرهزینه نماید. در نتیجه اندازه‌گیری، مدل‌سازی و پیش‌بینی صحیح ریسک این بازار می‌تواند راهنمای مهمی برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران باشد تا آن‌ها بتوانند با استفاده از یک مدل مناسب، میزان نوسانات این بازار را پیش‌بینی نموده و به ترتیب تصمیم بهینه برای خرید و فروش سهام یا سیاست مناسب را اتخاذ نمایند (تک‌روستا، مروت و تک‌روستا، ۱۳۹۰).

نیاز به مدیریت ریسک ناشی از نوسانات بازده برای معامله‌گران بازار امری اساسی به شمار می‌رود. پیشرفت‌های اخیر صورت گرفته در زمینه اقتصادسنجی مالی منجر به ارایه مدل‌هایی کمی گردیده است که با استفاده از آن‌ها می‌توان خط‌مشی سرمایه‌گذاران را در ارتباط با ریسک و بازده مورد انتظار آن‌ها و هم‌چنین نوسان موجود در بازار تشریح نمود. امروزه تحلیلگران مالی با استفاده از مدل‌های سری زمانی اقتصادسنجی به مدل‌سازی و تبیین رفتار بازده نوسان در بازار سهام می‌پردازند. مدل‌های بسیاری برای اندازه‌گیری نوسانات و مدل‌سازی آن‌ها به وجود آمده‌اند که هر کدام دارای فروضی می‌باشند و در صورت نقض هریک از این فرضیه‌ها، استفاده از مدل را با مشکل مواجه می‌کند.

پژوهش‌های انجام شده بر روی سری‌های زمانی بازده نشان داده است که فرض ثابت در نظر گرفتن واریانس اجزا اخلال در برخی از مدل‌ها فرض درستی نمی‌باشد، بلکه سری دارای اثر ناهمسانی واریانس است، یعنی واریانس از یک دوره به دوره‌ای دیگر تغییر می‌کند. برای همین منظور مدل‌های شرطی شکل گرفتند که این فرض اساسی را مدنظر قرار می‌دهند. مهم‌ترین مدل‌های شکل گرفته در این زمینه خانواده مدل‌های نوسان شرطی است. مدل‌های نوسان شرطی خودرگرسیو (آرچ) است که در ابتدا توسط انگل[1] (۱۹۸۲) معرفی و بعد بولرسلو[2] (۱۹۸۶) آن را تعمیم داد و مدل گارچ را ارائه کرد که این مدل‌ها هم‌اکنون مهم‌ترین مدل برای تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی مالی با تواتر بالا شناخته می‌شود. از این پس، مدل‌های شرطی دیگری با تأکید بر ویژگی‌های مختلف داده‌های مالی گسترش یافتند. دی و لوییس[3] (۱۹۹۲) به بررسی عملکرد پیش‌بینی خارج از نمونه مدل‌های گارچ و گارچ نمایی در پیش‌بینی نوسان شاخص سهام پرداخته‌اند و پیش‌بینی این مدل‌ها را با مدل نوسان ضمنی مورد مقایسه قرار داده‌اند. نتایج اصلی مطالعه آن‌ها حکایت از آن دارد که در داخل نمونه، مدل نوسان ضمنی حاوی اطلاعاتی اضافی است که در مدل‌های مذکور وجود ندارد. اما در خارج از نمونه نتایج حاکی از آن است که پیش‌بینی نوسان کار ساده‌ای نیست و نمی‌توان به نتیجه‌ای کلی در این خصوص رسید.

چان و فانگ[4] (۲۰۰۰) در پژوهشی به بررسی رابطه عدم‌تقارن سفارشات و حجم معاملات بورس نیویورک و نزدک با نوسانات برای دوره زمانی جولای تا دسامبر سال ۱۹۹۳ پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش وجود رابطه معنی‌دار بین نوسانات که برای محاسبه آن از مدل‌های مختلف واریانس‌های شرطی استفاده شده و عدم‌تقارن سفارشات کاملاً تأیید شد و محققان بیان کردند که تعدد سفارشات می‌تواند اثر قابل توجهی بر نوسانات داشته باشد. دارات، رحمان و ژانگ[5] (۲۰۰۳) رابطه بین ریسک شاخص داوجونز و حجم معاملات در این بازار در بازه زمانی آوریل تا ژوئن سال ۱۹۹۸ بررسی کرده‌اند و در پایان به این نتیجه رسیده‌اند که همبستگی بین این دو متغیر تنها در سه سهم از سی سهم مورد بررسی معنادار بوده‌است.

1. Engle
2. Bollerslev
3. Day & Lewis
4. Chan & Fong
5. Darrat, Rahman & Zhong

اندرسن و همکاران[1] (۲۰۰۳) در پژوهش خود نخستین بار به مدل نوسانات واقعی‌شده اشاره کردند. آن‌ها با استفاده از معاملات و بازده‌های میان‌روزی در بازارهای ارزی در مدت ۱۳ سال- از سال ۱۹۸۶ تا سال ۱۹۹۹- مدل خود را ارائه کرده و به بررسی توانایی مدل جهت سنجش نوسانات پرداختند و به این نتیجه رسیدند که مدل نوسانات واقعی‌شده، عملکرد قابل قبولی را ارائه کرده است. اورامو، چوردیا و گویال[2] (۲۰۰۶) در پژوهشی تأثیر پارامترهای مختلف معاملات روزانه، از قبیل عدم‌تقارن سفارشات، حجم، قیمت و بازدهی را بر نوسانات سهام بورس نیویورک برای سال‌های ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۸ بررسی کردند. بر اساس نتایج این پژوهش، وجود رابطه معنی‌دار بین عدم‌تقارن سفارشات و نوسانات بازدهی معاملات تأیید شد. ادرینگتون و گوان[3] (۲۰۰۹) در پژوهش خود به بررسی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر الف: پیش‌بینی‌های نوسانات با استفاده از مدل‌های سری زمانی نامتقارن، ب: نوسانات ضمنی و ج: نوسانات واقعی در بازار سهام آمریکا پرداخته‌اند. در این پژوهش آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در اثر شوک‌های بازدهی منفی بزرگ، هر دو مدل‌های سری زمانی نامتقارن (مدل‌های گارچ نمایی و همچنین، نامتقارن) و نوسانات ضمنی افزایش در نوسانات را پیش‌بینی می‌نمایند که سازگار با نوسانات واقعی می‌باشد. لئو و مورلی[4] (۲۰۰۹) نوسانات شاخص روزانه سهام شانگهای و شنژن را با استفاده از مدل گارچ مدل‌سازی کردند و با در نظر گرفتن توزیع‌های مختلف پسماند، نوسانات این شاخص‌ها را محاسبه کردند و دریافتند مدل گارچ با فرض توزیع دارای چولگی تعمیم‌یافته پسمان، قدرت پیش‌بینی بیشتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد. دانگ و کالو[5] (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی اثر معاملات افراد حقیقی بر نوسانات سهام بورس استرالیا از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ پرداختند. این محققین برای شبیه‌سازی نوسانات از مدل‌های واریانس شرطی و همچنین، مدل نوسانات واقعی‌شده استفاده کردند. بر اساس نتایج این پژوهش، وجود رابطه معنی‌دار بین تعداد و حجم معاملات افراد حقیقی با نوسانات کاملاً مورد تأیید قرار گرفت. روسی[6] (۲۰۱۴) در پژوهشی با سنجش نوسانات واقعی‌شده در بازار اوراق قرضه آمریکا از سال ۲۰۰۴ تا سال ۲۰۱۰، رابطه آن را با نقدشوندگی بررسی کرد و به این نتیجه رسید که بین نوسانات واقعی‌شده و نقدشوندگی رابطه معنی‌داری وجود دارد. شهزاد و همکاران[7] (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی رابطه بین حجم معاملات سهام در بورس استرالیا در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ به تفکیک اجزا با واریانس واقعی‌شده پرداختند و دریافتند که مهم‌ترین بین نوسانات واقعی‌شده بازدهی و حجم و تعداد معاملات به تفکیک حقیقی و حقوقی، رابطه معنی‌دار وجود دارد که این معنی‌داری در متغیر تعداد معاملات بیشتر است. چوردیا، گویال و جگادش[8] (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر عدم‌تقارن سفارشات،

1. Andersen, Bollerslev, Diebold & Labys
2. Avramov, Chordia & Goyal
3. Ederington & Guan
4. Liu & Morley
5. Duong & Kalev
6 . Rossi
7. Shahzad, Duong, Kalev & Singh
8. Chordia, Goyal & Jegadeesh

تعداد معاملات خرید و تعداد معاملات فروش بر نوسانات سهام بورس نیویورک از سال ۱۹۹۳ تا سال ۲۰۱۰ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین تعداد معاملات خرید و فروش، عدم‌توازن سفارشات و نوسانات بازار سهام، رابطه قابل ملاحظه‌ای وجود دارد که می‌تواند بر جهت‌دهی معاملات اثرگذار باشد. دگیانکیس و فلوروس[1] (۲۰۱۶) در پژوهشی نوسانات واقعی‌شده را برای ۱۷ شاخص معتبر بازارهای مالی آمریکا و اروپا از سال ۱۹۸۳ تا سال ۲۰۱۱ اندازه‌گیری کردند و با بررسی همبستگی بین نوسانات شاخص‌ها به این نتیجه رسیدند که همبستگی نوسانات شاخص‌های آمریکا با یکدیگر بیش از همبستگی نوسانات شاخص‌ها بین آمریکا و اروپا است. بنیک، بروکس و دو[2] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی رابطه عدم‌توازن سفارشات ثبت شده در دفتر سفارشات و نوسانات واقعی‌شده برای ۵۰ سهم بزرگ بورس اوراق بهادار استرالیا در بازه زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۶ پرداختند. آن‌ها در این پژوهش از سه مدل نوسانات واقعی‌شده، نوسانات مثبت واقعی‌شده و نوسانات منفی واقعی‌شده جهت مدل‌سازی نوسانات استفاده کردند. نهایتاً بر اساس نتایج به دست آمده از پژوهش، وجود رابطه نامتقارن و معنی‌دار بین عدم‌تقارن معاملات ناشی از سفارشات و نوسانات واقعی‌شده کاملاً تأیید شد. بوری و همکاران[3] (۲۰۲۱) به بررسی نوسانات واقعی‌شده در ۱۵ بازار آتی کالایی از سال ۲۰۰۸ تا سال ۲۰۲۰ پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش وجود رابطه معنی‌دار بین نوسانات قیمت انرژی و کالاهای فلزی وجود دارد. همچنین، رابطه نسبی بین نوسانات گروه‌های کالایی کشاورزی نیز تأیید شد. همیدا، پهلوی و اسوان[4] (۲۰۲۲) تأثیر حجم معاملات، تعداد معاملات و عدم‌توازن سفارشات بر نوسان قیمت سهام LQ45 در بازه زمانی سال ۲۰۱۷ تا سال ۲۰۱۹ بررسی کردند و نتایج نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه معنی‌دار بین معیارهای مذکور با نوسان سهام LQ45 بود.

در ایران نیز، برخی پژوهش‌های نسبتاً مشابه با موضوع پژوهش انجام شده‌اند. در یکی از این پژوهش‌ها، تهرانی، محمدی و پورابراهیمی (۱۳۸۹)، عملکرد پیش‌بینی دوازده مدل نوسان شرطی و غیرشرطی را درباره پیش‌بینی نوسان شاخص بازده نقدی و قیمت بورس تهران بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که عملکرد مدل میانگین متحرک ۲۵۰ روزه، هموارسازی نمایی و مدل گارچ شرطی بهتر از دیگر مدل‌هاست. محمدی و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از مدل‌های خانواه گارچ دریافتند این مدل‌ها توانایی بالایی در پیش‌بینی نوسانات خوشه‌ای، اثرات اهرمی و حافظه بلندمدت را دارند. احمدپور، آقاجانی و فدوی (۱۳۹۲) به بررسی رابطه بین حجم معاملات و تغییر قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش نشان داده است که تعداد دفعات معامله و تعداد سهام معامله شده با تغییر قیمت سهام روزانه رابطه مثبت دارند. این ارتباط در فاصله زمانی یک روز نیز وجود دارد؛ بنابراین تغییر قیمت سهام از تعداد سهام معامله شده و تعداد دفعات معامله شده روز قبل نیز سرچشمه می‌گیرد، ضمن اینکه تغییر قیمت سهام طی روزهای متوالی از یک روند صعودی یا نزولی تبعیت می‌کند. عباسی، دهقان و

1. Degiannakis & Floros
2. Bissoondoyal-Bheenick, Brooks & Do
3 . Bouri, Lucey, Saeed & Vo
4. Hamidah, Pahlevi, Aswan

پورداداش (۱۳۹۴) به بررسی رابطه بین حجم معامله، بازده سهام و نوسان بازده در زمان مقیاس‌های مختلف در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته و به تفاوت در روابط بین متغیرها در مقیاس‌های زمانی مختلف پی بردند. شاهوردیانی و خواجه‌زاده (۱۳۹۷) در پژوهشی به تحلیل نوسان قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش یادگیری ماشین پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که الگوریتم غیرخطی ارتباطی در پیش‌بینی نوسان قیمت سهام با استفاده از متغیرهای حسابداری نسبت به روش‌های خطی، توانایی بالاتری دارد. راستین‌فر و همت‌فر (۱۳۹۹) در پژوهشی به مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از ترکیب شبکه عصبی و الگوهای واریانس شرطی پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش، استفاده از الگوی ترکیب شبکه عصبی مصنوعی و مدل‌های واریانس شرطی دقت پیش‌بینی نوسان بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران را نسبت به الگوی واریانس شرطی افزایش داد.

با توجه به مرور ادبیات پژوهش جاری، بررسی نوسانات در بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های نوین از قبیل مدل نوسانات واقعی‌شده که توانایی تفکیک نوسانات را به دو جهت نوسانات مثبت و نوسانات منفی دارند، ضروری به نظر می‌رسد و از طرفی با توجه به پژوهش‌های اندکی که در زمینه تأثیر دفتر سفارشات بر نوسانات سهام و جهت‌دهی به معاملات وجود دارد، نتایج پژوهش جاری می‌تواند سبب توسعه بررسی مدل‌های مختلف در این زمینه در بازار سرمایه کشور باشد.

روش‌شناسی پژوهش

مدل‌سازی نوسانات واقعی‌شده

از مشکلات مدل‌های ارائه‌شده برای محاسبه‌ی نوسانات می‌توان به این اشاره کرد که اولاً به خوبی قادر به انعکاس ویژگی‌های اصلی داده‌های مالی نبودند و ثانیاً فرایند مشخص و دقیقی برای محاسبه‌ی نوسانات نداشتند، اندرسن و همکاران[1] (۲۰۰۳). برای رفع این مشکل از نوسانات واقعی‌شده استفاده کردند که توانایی محاسبه نوسانات برای داده‌های معاملاتی طی روز با فرکانس بالا را دارا است. نوسانات واقعی‌شده، میزان تغییراتی است که طی روز در قیمت‌ها، بدون در نظر گرفتن جهت تغییر و طی دوره‌ای مشخص ایجاد می‌شود. به عبارت دقیق‌تر می‌توان گفت که نوسانات واقعی‌شده لگاریتم انحراف معیار بازده روزانه یک دارایی یا سهم طی یک دوره مشخص می‌باشد.

بر اساس پژوهش‌های انجام شده بر روی مدل‌های نوسانات واقعی‌شده از قبیل اندرسن و همکاران (۲۰۰۳) و همچنین، شهزاد و همکاران[2] (۲۰۱۴)، برای محاسبه نوسانات واقعی‌شده ابتدا باید یک بازه مشخص با طول قابل‌قبول انتخاب و در این بازه زمانی اطلاعات لحظه‌ای تحلیل شود. ابتدای بازه لحظه a و انتهای آن لحظه b در نظر گرفته می‌شود، فاصله زمانی [a,b] به τ قسمت مساوی تقسیم می‌شود که $j=1,2,\ldots,\tau$ هر یک از بازه‌های زمانی را نشان می‌دهد. هریک از tjها عضوی از بازه زمانی [a,b] می‌باشند.

1 Andersen, Bollerslev, Diebold & Labys
2 . Shahzad, Duong, Kalev & Singh

P_{t_j} قیمت استخراج شده برای سهم در هر بازه مربوطه است. طول هر زیربازه زمانی با نماد m نشان داده می‌شود و برابر است با:

$$m = (b - a)/(\tau - 1)$$ رابطه ۱)

یا در واقع و به عبارت دیگر $m = t_j - t_{j-1}$ برای هر بازه زمانی $[t_j - t_{j-1}]$ لگاریتم بازده قیمتی به صورت زیر است.

$$y_{t_j} = \log P_{t_j} - \log P_{t_{j-1}}$$ رابطه ۲)

$p(t)$ قیمت لحظه‌ای (آنی) به دست آمده از اطلاعات تأیید شده می‌باشد. در تابع انتشار:

$$d \log p(t) = \sigma(t) dW(t)$$ رابطه ۳)

که در واقع مقدار $\sigma(t)$ نوسانات آنی بازده لگاریتمی می‌باشد و $W(t)$ تابع استاندارد وینر[1] می‌باشد. تساوی عبارت $\sigma^{2(IV)}_{[a,b]} = \int_a^b \sigma^2(t)dt$ بیانگر انتگرال واریانس در بازه [a,b] می‌باشد. با فرض اینکه هر زیربازه‌ای که در نظر گرفته می‌شود طول بسیار کمی داشته باشد (در مقابل با کل زمان)، می‌توان بیان کرد که $m \to 0$ و بر همین اساس فرض می‌شود که $dt \approx t_j - t_{j-1}$. نهایتاً با استفاده از مدل‌های مربوط به فرایندهای تصادفی، نتیجه‌گیری می‌شود که نوسانات واقعی‌شده برابر است با:

$$RV^{*}_{[t_j, t_{j-1}]} = (\log P_{t_j} - \log P_{t_{j-1}})^2$$ رابطه ۴)

که این مقدار، تخمینی سازگار و ثابت برای $\sigma^{2(IV)}_{[a,b]}$ در هر زیربازه از زمان مشخص است. پس می‌توان نتیجه گرفت نوسانات واقعی‌شده در بازه زمانی [a,b] که به τ قسمت تقسیم شده برابر است با:

$$RV_{[a,b]} = \sum_{j=1}^{\tau} (\log P_{t_j} - \log P_{t_{j-1}})^2$$ رابطه ۵)

مدل‌سازی نوسانات مثبت واقعی‌شده

مدل نوسانات واقعی‌شده مثبت، در واقع از مدل نوسانات واقعی کامل مشتق شده است و هدف آن اثر سنجش نوسانات در جهت افزایش قیمت است. در واقع زمانی که نوسانی از افزایش قیمت حاصل می‌شود، آن نوسان به عنوان نوسان افزایشی در نظر گرفته شده و به صورت رابطه ۶ محاسبه می‌شود.

$$RV^{+}_{i,t} = \sum_{n=1}^{N} 1_{(r_{n,i,t} \geq 0)} r^2_{n,i,t}$$ رابطه ۶)

1. Wiener process

با توجه به رابطه فوق، نوسانات مثبت واقعی‌شده در طی یک دوره در واقع عبارت از مجموع مجذور بازدهی‌های مثبت میان‌روزی معاملات سهام در طی همان دوره است.

مدل‌سازی نوسانات منفی واقعی‌شده

مدل نوسانات واقعی‌شده منفی در واقع مشتق شده از مدل نوسانات واقعی کامل است و هدف آن اثر سنجش نوسانات در جهت کاهش قیمت است. در واقع زمانی که نوسانی از کاهش قیمت حاصل می‌شود، آن نوسان به عنوان نوسان کاهشی در نظر گرفته شده و به صورت رابطه ۷ محاسبه می‌شود.

$$RV_{i,t}^{-} = \sum_{n=1}^{N} \mathbf{1}_{(r_{n,i,t}<0)} r_{n,i,t}^{2} \qquad \text{رابطه ۷)}$$

با توجه به رابطه فوق، نوسانات منفی واقعی‌شده در طی یک دوره در واقع عبارت از مجموع مجذور بازدهی‌های منفی میان‌روزی معاملات سهام در طی همان دوره است

نهایتاً ذکر این نکته ضروری است که به توجه به مطالب ذکر شده رابطه ۸ نیز، همواره برقرار است.

$$RV_{i,t} = RV_{i,t}^{+} + RV_{i,t}^{-} \qquad \text{رابطه ۸)}$$

مدل پژوهش

در پژوهش جاری هدف بررسی رابطه بین عدم‌توازن سفارشات ثبت شده در دفتر سفارشات و نوسانات بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران است. با توجه به هدف پژوهش و بررسی اثر عدم‌توزان سفارشات و نوسانات واقعی‌شده به تفکیک اجزا، فرضیات پژوهش جهت بررسی طبق جدول زیر تعریف می‌شوند:

جدول ۱. رگرسیون‌های مدل پژوهش

ردیف	متغیر وابسته	متغیر مستقل
۱	نوسانات واقعی‌شده (5 دقیقه)	اختلاف تعداد سفارشات خرید و فروش
۲	نوسانات واقعی‌شده (5 دقیقه)	تعداد سفارشات خرید
۳	نوسانات واقعی‌شده (5 دقیقه)	تعداد سفارشات فروش
۴	نوسانات مثبت واقعی‌شده (5 دقیقه)	اختلاف تعداد سفارشات خرید و فروش
۵	نوسانات مثبت واقعی‌شده (5 دقیقه)	تعداد سفارشات خرید
۶	نوسانات مثبت واقعی‌شده (5 دقیقه)	تعداد سفارشات فروش
۷	نوسانات منفی واقعی‌شده (5 دقیقه)	اختلاف تعداد سفارشات خرید و فروش
۸	نوسانات منفی واقعی‌شده (5 دقیقه)	تعداد سفارشات خرید
۹	نوسانات منفی واقعی‌شده (5 دقیقه)	تعداد سفارشات فروش
۱۰	نوسانات واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	اختلاف تعداد سفارشات خرید و فروش
۱۱	نوسانات واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	تعداد سفارشات خرید

ردیف	متغیر وابسته	متغیر مستقل
۱۲	نوسانات واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	تعداد سفارشات فروش
۱۳	نوسانات مثبت واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	اختلاف تعداد سفارشات خرید و فروش
۱۴	نوسانات مثبت واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	تعداد سفارشات خرید
۱۵	نوسانات مثبت واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	تعداد سفارشات فروش
۱۶	نوسانات منفی واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	اختلاف تعداد سفارشات خرید و فروش
۱۷	نوسانات منفی واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	تعداد سفارشات خرید
۱۸	نوسانات منفی واقعی‌شده (۱۰ دقیقه)	تعداد سفارشات فروش

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس فرضیات و جدول ۱، مدل‌های پژوهش به صورت زیر تعریف می‌شوند:

رابطه بین نوسانات واقعی‌شده (کل، مثبت و منفی) در بازه‌های زمانی ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای و عدم‌توازن سفارشات (اختلاف تعداد سفارشات خرید و فروش) به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$RV_{i,t(5,10)}{}^{T,+,-} = \alpha_{i,t} + |OB_{it}| + |VolOB_{it}| + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه ۹)

OB_{it} : مجموع اختلاف تعداد سفارشات خرید و تعداد سفارشات فروش در پنج سفارش برتر

$VolOB_{it}$: مجموع اختلاف حجم سفارشات خرید و حجم سفارشات فروش در پنج سفارش برتر

رابطه بین نوسانات واقعی‌شده (کل، مثبت و منفی) در بازه‌های زمانی ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای و تعداد سفارشات خرید به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$RV_{i,t\,(5,10)}{}^{T,+,-} = \alpha_{i,t} + BN_{it} + BVol_{it} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه ۱۰)

BN_{it}: مجموع تعداد سفارشات خرید در پنج سفارش برتر

$BVol_{it}$: مجموع حجم سفارشات خرید در پنج سفارش برتر

رابطه بین نوسانات واقعی‌شده (کل، مثبت و منفی) در بازه‌های زمانی ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای و تعداد سفارشات فروش به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$RV_{i,t\,(5,10)}{}^{T,+,-} = \alpha_{i,t} + SN_{it} + SVol_{it} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه ۱۱)

SN_{it}: مجموع تعداد سفارشات فروش در پنج سفارش برتر

$SVol_{it}$: مجموع حجم سفارشات فروش در پنج سفارش برتر

که در روابط فوق از حجم سفارشات به عنوان متغیر کمکی استفاده شده است.

برای بررسی رابطه بین متغیرهای مدل، یعنی بررسی رابطه بین نوسان واقعی‌شده و اختلاف سفارشات از مدل‌های اقتصادسنجی و تحلیل رگرسیون استفاده می‌شود. با توجه به این‌که متغیرهای پژوهش ترکیبی از داده‌های مقطعی (برای شرکت‌های مختلف) و سری زمانی است، استفاده از مدل‌های داده‌های ترکیبی (پنل) بهترین انتخاب برای تجزیه و تحلیل رابطه بین متغیرها خواهد بود.

داده‌های پژوهش

در این پژوهش بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به عنوان جامعه آماری در نظر گرفته شده است. از بین سهم‌های بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، در بازه زمانی سه‌ساله از ابتدای سال ۱۳۹۷ الی انتهای ۱۳۹۹، سهم‌هایی انتخاب شدند که حداقل در ۷۵ درصد روزهای کاری فعال بوده و معامله بر روی آن‌ها صورت گرفته است. بر این اساس، تعداد ۵۰۰ سهم از بین تمامی سهم‌ها انتخاب شدند. سپس سهم‌ها بر اساس معیار میانگین حجم روزانه معاملات و از بیشترین میانگین حجم به کمترین میانگین حجم دسته‌بندی و دهک‌بندی شدند. نهایتاً از هر دهک ۵۰ تایی موجود، ۴ سهم به صورت تصادفی و به عنوان نماینده هر دهک انتخاب شدند. نهایتاً تعداد ۴۰ سهم به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. جدول زیر اطلاعات این سهم‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۲. اطلاعات نمونه آماری پژوهش

سهم	دهک	سهم	دهک
لیزینگ رایان سایپا	۱	پاکسان	۶
زامیاد	۱	آتیه داده پرداز	۶
ملی صنایع مس ایران	۱	کشاورزی و دامپروری بینالود	۶
مخابرات ایران	۱	صنایع کاغذسازی کاوه	۶
معدنی و صنعتی گل گهر	۲	پخش البرز	۷
ایران ترانسفو	۲	پمپ‌سازی ایران	۷
صنایع پتروشیمی خلیج فارس	۲	مجتمع تولید گوشت مرغ ماهان	۷
عمران و توسعه شاهد	۲	توسعه خدمات دریایی و بندری سینا	۷
کمباین سازی ایران	۳	مهندسی ساختمان تأسیسات راه‌آهن	۸
توکاریل	۳	پالایش نفت لاوان	۸
سرمایه‌گذاری صنعت نفت	۳	آبسال	۸
کارخانجات صنعتی تبرک	۳	تابان نیرو سپاهان	۸
هلدینگ صنایع معدنی خاورمیانه	۴	صنعت روی زنگان	۹
توسعه معدنی و صنعتی صبانور	۴	پارس الکتریک	۹
داروسازی تولید دارو	۴	بازرگانی و تولیدی مرجان کار	۹
سیمان لار سبزوار	۴	صنایع بهداشتی ساینا	۹
گروه صنعتی بارز	۵	قند اصفهان	۱۰
آسیا سیر ارس	۵	توریستی و رفاهی آبادگران کیش	۱۰
شرکت ارتباطات سیار ایران	۵	پارس سویچ	۱۰
پتروشیمی پردیس	۵	نورد و قطعات فولادی	۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

نوسانات واقعی‌شده

در مدل نوسانات واقعی‌شده به جای استفاده از تمامی معاملات، آن‌ها را بر اساس بازه‌های زمانی معین از قبیل ۵، ۱۰، ۱۵ دقیقه‌ای و ... که وابسته به بازار هدف است، تقسیم‌بندی کرده و بر اساس روابط ارائه

شده مقدار نوسانات واقعی‌شده محاسبه می‌شود. در این پژوهش برای محاسبه نوسانات واقعی‌شده، ابتدا معاملات هر روز سهم‌ها را به بازه‌های زمانی ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای تقسیم کرده و سپس، آخرین قیمت معامله در هر بازه ثبت می‌شود. با استفاده از قیمت‌های ثبت شده، بازده‌های بازه‌های زمانی محاسبه شده و نهایتاً با استفاده از فرمول محاسبه نوسانات واقعی‌شده، مقادیر آن محاسبه می‌شوند. نحوه محاسبه نوسانات واقعی‌شده بدین صورت است:

- برای محاسبه نوسانات واقعی‌شده، ابتدا مجذور بازده‌های تعیین شده برای بازه‌های زمانی مشخص محاسبه شده و سپس، حاصل‌جمع آن‌ها در طول یک روز برابر با نوسانات واقعی‌شده در آن روز خواهد بود.
- برای محاسبه نوسانات مثبت واقعی‌شده، ابتدا مجذور بازده‌های مثبت تعیین شده برای بازه‌های زمانی مشخص محاسبه شده و سپس، حاصل‌جمع آن‌ها در طول یک روز برابر با نوسانات مثبت واقعی‌شده در آن روز خواهد بود.
- برای محاسبه نوسانات منفی واقعی‌شده، ابتدا مجذور بازده‌های منفی تعیین شده برای بازه‌های زمانی مشخص محاسبه شده و سپس، حاصل‌جمع آن‌ها در طول یک روز برابر با نوسانات منفی واقعی‌شده در آن روز خواهد بود.

جدول زیر نمونه‌ای از محاسبات نوسانات واقعی‌شده، نوسانات مثبت واقعی‌شده و نوسانات منفی واقعی‌شده را در بازه زمانی ۱۰ دقیقه‌ای برای سهم توکاریل نشان می‌دهد.

جدول ۳. نمونه محاسبات نوسان واقعی‌شده ۱۰ دقیقه‌ای سهم توکاریل

تاریخ	زمان	شماره بازه	حجم	قیمت	R	R^2	$R+^2$	$R-^2$
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۰۹:۱۶:۲۸	۲	۵۰۰	۸۳۲۴				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۰۹:۱۷:۱۴	۲	۲۴۰۲	۸۳۲۴				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۰۹:۱۸:۲۹	۲	۵۰۰	۸۳۲۴				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۰۹:۱۸:۵۹	۲***	۷۵۸	۸۳۲۴	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۰۹:۲۰:۱۲	۳	۱۰۰۰	۸۳۲۴				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۰۹:۲۱:۱۲	۳	۲۳۹۴	۸۳۲۴				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۰۹:۲۲:۰۷	۳***	۹۰۰	۸۳۲۵	۰/۰۰۰۱۲۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۰۶:۰۹	۷***	۵۰۰	۸۳۶۵	۰/۰۰۴۷۹۳	۰/۰۰۰۰۲۳	۰/۰۰۰۰۲۳	
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۱۷:۳۶	۸***	۳۳۰۰	۸۵۸۹	۰/۰۲۶۴۲۶	۰/۰۰۰۶۹۸	۰/۰۰۰۶۹۸	
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۲۲:۳۹	۹	۲	۸۵۸۹				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۲۲:۳۹	۹	۱۰۷	۸۷۴۵				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۲۴:۴۳	۹	۱۸۱	۸۷۴۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۲۸:۴۵	۹	۱۹	۸۷۴۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۲۸:۴۵	۹	۱۵۰	۸۷۴۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۲۹:۱۶	۹***	۲۱۰۸	۸۷۴۰	۰/۰۱۷۴۲۸	۰/۰۰۰۳۰۴	۰/۰۰۰۳۰۴	
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۳۴:۴۸	۱۰	۸۹۲	۸۷۴۰				

تاریخ	زمان	شماره بازه	حجم	قیمت	R	R^2	$R+^2$	$R-^2$
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۳۴:۴۸	۱۰	۳۹۳	۸۷۴۵				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۰:۳۴:۴۸	۱۰***	۲۷۱۵	۸۷۵۰	۰/۰۰۱۱۴۴	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۱	
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۰۶:۰۳	۱۹	۲۸۵	۸۶۰۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۰۶:۰۳	۱۹	۷۱۵	۸۶۰۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۰۷:۴۲	۱۹	۴۳	۸۶۰۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۰۷:۴۲	۱۹***	۱۹۵۷	۸۶۰۰	-۰/۰۱۷۲۹۱	۰/۰۰۰۲۹۹		۰/۰۰۰۲۹۹
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۱۲:۳۹	۲۰	۳۴۳	۸۶۰۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۱۳:۱۲	۲۰	۲۰۰۰	۸۶۰۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۱۷:۰۰	۲۰	۳۰۰	۸۶۰۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۱۷:۱۹	۲۰	۲۳۰۰	۸۶۰۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۱۷:۳۵	۲۰***	۱۰۰	۸۶۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۲۶:۴۶	۲۱	۵۰۰	۸۶۰۰				
۱۳۹۸/۰۱/۰۵	۱۲:۲۸:۲۸	۲۱***	۱۴۴۰	۸۶۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	
		جمع				RV	RV+	RV-

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرها

جدول زیر آمار توصیفی تمامی متغیرهای پژوهش را ارائه می‌کند.

جدول ۴. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
نوسانات واقعی‌شده	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۲	۰/۱۴۷۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۳۱
نوسانات مثبت واقعی‌شده	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۵	۰/۰۲۷۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۱۳
نوسانات منفی واقعی‌شده	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۵	۰/۱۴۷۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲۴
تعداد سفارشات خرید روزانه	۹۳.۶۸۳	۳.۴۶۹	۷۴.۰۵۸.۱۸۶	۰	۱.۰۲۴.۷۷۲
تعداد سفارشات فروش روزانه	۱۶۶.۶۷۳	۲.۶۲۹	۴۱۷.۰۰۰.۰۰۰	۰	۶.۷۹۵.۴۴۸
اختلاف تعداد سفارشات خرید و فروش روزانه	۲۰۸.۷۶۱	۱.۴۷۰	۴۱۱.۰۰۰.۰۰۰	۰	۶.۶۲۷.۶۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

اقتصادسنجی و بررسی رابطه بین متغیرها

مرحله اول مدل‌سازی داده‌های مقطعی- سری زمانی، بررسی مانایی سری زمانی جهت اجتناب از رگرسیون کاذب است. جهت بررسی مانایی یا عدم مانایی می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد استفاده کرد. در صورت وجود ریشه واحد، سری مدنظر مانا نخواهد بود. نتایج آزمون‌های مختلف ریشه واحد مورد استفاده در پژوهش جاری برای متغیرها در مدل پنل به شرح جدول زیر است.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای رگرسیون پنل

آزمون / متغیر		RV_5	RV_{10}	RV^+_5	$_{10}RV^-$	RV^-_5	RV^-_{10}	NB	NS	DIF
Levin, Lin & Chu t*	آماره	-۹۳/۱	-۷۵/۲	-۶۱/۵	-۷۲/۴	-۱۵۲/۳	-۳۲۶/۱	-۱۰/۳	-۶۷/۴	-۷/۶
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
Breitung t-stat	آماره	-۹/۳	-۷/۹	-۸/۳	-۷/۸	-۷/۴	-۶/۶	-۳/۱	-۰/۹	-۱/۱
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۷	۰/۱۷۶۸	۰/۱۳۴۸
Im, Pesaran and Shin W-stat	آماره	-۸۹/۸	-۷۹/۳	-۸۴/۲	-۹۴/۲	-۱۰۴/۱	-۲۳۳/۱	-۲۷/۴	-۶۸/۵	-۲۶/۹
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
ADF – Fisher Chi-square	آماره	۳۰۷۵/۱	۳۱۲۵/۱	۳۲۲۵/۹	۳۳۱۴/۹	۳۲۴۰/۹	۳۴۲۱/۷	۱۲۷۲/۰	۱۳۸۹/۷	۱۱۹۶/۵
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
PP – Fisher Chi-square	آماره	۳۰۸۱/۶	۳۲۱۹/۲	۳۲۲۰/۶	۳۲۰۳/۲	۳۲۴۷/۰	۳۳۲۱/۰	۱۳۰۰/۹	۱۴۴۴/۹	۱۱۹۸/۵
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، مشاهده می‌شود که برای تمامی متغیرهای رگرسیون پنل، دلیلی برای پذیرش فرض صفر آزمون‌ها در سطح اطمینان ۰/۰۵ مبنی بر وجود ریشه واحد وجود نداشته و مانایی تمامی سری‌های زمانی تأیید می‌شوند؛ بنابراین نیاز به آزمون هم‌جمعی نبوده و رگرسیون‌های پنل تخمین زده می‌شوند.

در رگرسیون‌های مقطعی- سری زمانی ابتدا مدل تحت اثرات ثابت تخمین زده می‌شود، سپس آزمون لیمیر جهت بررسی رگرسیون پنل[1] در مقابل رگرسیون تجمیعی[2] انجام می‌شود. حال اگر مدل از نوع رگرسیون پنل باشد، ابتدا با اثرات تصادفی تخمین زده شده و سپس با استفاده از آزمون هاسمن، اثرات تصادفی در برابر اثرات ثابت آزمون شوند تا نوع الگو نیز مشخص شود. پس از تعیین الگو تخمین نهایی پارامترها انجام شده و رابطه بین متغیرها بررسی می‌شود. لازم به ذکر است که در کلیه تخمین‌ها در پژوهش جاری از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است تا از ناهمسانی واریانس نیز اجتناب شود.

1. Panel regression
2. Pooled regression

همچنین، تمامی نتایج در سطح اطمینان ۰/۰۵ تحلیل می‌شوند. جداول زیر نتایج آزمون لیمیر و هاسمن ۱۸ رگرسیون پنل پژوهش جاری را نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج آزمون لیمیر و هاسمن رگرسیون‌های پنل نوسانات واقعی‌شده (حالت ۵ دقیقه‌ای)

	متغیر وابسته	RV_5	RV_5	RV_5	RV^+_5	RV^+_5	RV^+_5	RV^-_5	RV^-_5	RV^-_5
	متغیر مستقل	|OB|	B	S	|OB|	B	S	|OB|	B	S
آزمون لیمیر	Cross-section F	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
	Chi-square Cross-section	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن	Cross-section random	۰/۴۷۸۳	۰/۰۸۶۱	۰/۵۴۹۷	۰/۶۸۰۶	۰/۱۵۹۹	۰/۲۰۰۵	۰/۴۸۸۹	۰/۰۵۱۷	۰/۰۸۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج آزمون لیمیر و هاسمن رگرسیون‌های پنل نوسانات واقعی‌شده (حالت ۱۰ دقیقه‌ای)

	متغیر وابسته	RV_{10}	RV_{10}	RV_{10}	$_{10}^{+}RV$	$_{10}^{-}RV$	RV_{10}	RV^+_{10}	RV^+_{10}	RV^+_{10}
	متغیر مستقل	|OB|	B	S	|OB|	B	S	|OB|	B	S
آزمون لیمیر	Cross-section F	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
	Cross-section Chi-square	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن	Cross-section random	۰/۴۸۹۲	۰/۱۴۰۹	۰/۶۰۱۵	۰/۵۴۶۴	۰/۱۸۰۶	۰/۶۵۷۵	۰/۴۵۹۱	۰/۱۲۷۵	۰/۵۶۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جداول فوق، با توجه به نتایج آزمون لیمیر، در تمامی آزمون‌ها با توجه به این که احتمال آماره‌ها کم‌تر از ۰/۰۵ است، فرض صفر مبنی بر برتری مدل Pool رد شده و Panel انتخاب می‌شود. همچنین، با توجه به نتایج آزمون هاسمن و با توجه به این که احتمال آماره کم‌تر از ۰/۰۵ نمی‌باشد، دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر برتری مدل تصادفی مشاهده نشده و در نتیجه، الگوی اثرات تصادفی انتخاب می‌شود. نهایتاً جداول زیر نتایج تخمین ۱۸ رگرسیون پنل پژوهش جاری را با توجه به نوع مدل انتخاب شده نشان می‌دهند.

جدول ۸. نتایج تخمین رگرسیون‌های پنل نوسانات واقعی‌شده (حالت ۵ دقیقه‌ای)

متغیر وابسته	RV_5	RV_5	RV_5	RV^+_5	RV^+_5	RV^+_5	RV^-_5	RV^-_5	RV^-_5
متغیر مستقل	DIF	NB	NS	DIF	NB	NS	DIF	NB	NS
ضریب رگرسیون	۹۶/۴ E-12	۹/۴۵ E-12	۱/۱۹ E-07	۳/۸۷ E-07	۳/۹۵ E-07	۳/۱۵ E-07	۲/۴۲ E-07	۲/۰۱ E-06	۳/۲۸ E-06
احتمال	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۰۵	۰/۲۰۷۰	۰/۰۵۱۱	۰/۰۰۲۸
متغیر کمکی	V_DIF	V_NB	V_NS	V_DIF	V_NB	V_NS	V_DIF	V_NB	V_NS
ضریب رگرسیون	۳/۴۲ E-07	۲/۱۳ E-15	۹/۴۵ E-12	۲/۹۴ E-07	۱/۷۸ E-15	۱/۱۶ E-15	۴/۱۶ E-07	۱/۰۹ E-11	۳/۸۲ E-07
احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰
آماره F رگرسیون	۵۳/۷	۵۵/۸	۵۶/۶	۵۵/۲	۵۲/۹	۸۱/۹	۶۱/۴	۶۷/۵	۶۶/۰
DWرگرسیون	۱/۶۹	۱/۷۱	۱/۷۳	۱/۷۷	۱/۶۸	۱/۷۳	۱/۵۹	۱/۶۵	۱/۶۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. نتایج تخمین رگرسیون‌های پنل نوسانات واقعی‌شده (حالت ۱۰ دقیقه‌ای)

متغیر وابسته	RV_{10}	RV_{10}	RV_{10}	$^+_{10}RV$	$^+_{10}RV$	$^+_{10}RV$	RV^-_{10}	RV^-_{10}	RV^-_{10}
متغیر مستقل	DIF	NB	NS	DIF	NB	NS	DIF	NB	NS
ضریب رگرسیون	۱/۰۷ E-10	۷/۵۰ E-11	۶/۸۳ E-11	۴/۶۷ E-11	۶/۲۶ E-13	۳/۴۱ E-11	۶/۳۲ E-11	۲/۰۰ E-13	۴/۲۰ E-11
احتمال	۰/۰۰۶۱	۰/۰۱۷۵	۰/۰۸۵۵	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۹۷	۰/۰۴۴۹	۰/۰۷۴۱	۰/۰۲۵۷
متغیر کمکی	V_DIF	V_NB	V_NS	V_DIF	V_NB	V_NS	V_DIF	V_NB	V_NS
ضریب رگرسیون	۱/۱۹ E-15	۲/۱۴ E-12	۳/۹۵ E-07	۱/۱۹ E-07	۲/۹۰ E-15	۵/۲۶ E-12	۳/۹۵ E-07	۷/۱۶ E-05	۳/۸۶ E-06
احتمال	۰/۰۱۱۹	۰/۰۴۴۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۴۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۶	۰/۰۴۶۴
آماره F رگرسیون	۴/۴	۵/۶	۴/۴	۴/۹	۶/۶	۳/۳	۲/۳	۸/۱	۰/۰
DW رگرسیون	۱/۶۷	۱/۶۷	۱/۶۷	۱/۷۸	۱/۷۸	۱/۷۸	۱/۶۵	۱/۶۵	۱/۶۵

منبع: یافته‌های پژوهش

با استفاده از نتایج برآوردها در جداول فوق، جدول ۱۰، نتیجه کلی ۱۸ رگرسیون پنل جهت بررسی رابطه بین نوسانات واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و اختلاف تعداد سفارشات، نوسانات واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و تعداد سفارشات خرید، نوسانات واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و تعداد سفارشات فروش، نوسانات

مثبت واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و اختلاف تعداد سفارشات، نوسانات مثبت واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و تعداد سفارشات خرید، نوسانات مثبت واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و تعداد سفارشات فروش، نوسانات منفی واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و اختلاف تعداد سفارشات، نوسانات منفی واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و تعداد سفارشات خرید، نوسانات منفی واقعی‌شده (۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و تعداد سفارشات فروش را نشان می‌دهد.

جدول ۱۰. خلاصه نتایج تخمین رگرسیون‌های پنل نوسانات واقعی‌شده

متغیر وابسته	متغیر مستقل	ضریب رگرسیون	احتمال آماره	نتیجه رابطه
نوسانات واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	اختلاف تعداد سفارشات	4/96E-12	۰/۰۰۰۴	مثبت و معنی‌دار
نوسانات واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات خرید	9/45E-12	۰/۰۰۲۰	مثبت و معنی‌دار
نوسانات واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات فروش	4/16E-07	۰/۰۰۵۱	مثبت و معنی‌دار
نوسانات مثبت واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	اختلاف تعداد سفارشات	3/82E-07	۰/۰۰۰۰	مثبت و معنی‌دار
نوسانات مثبت واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات خرید	3/95E-07	۰/۰۰۰۰	مثبت و معنی‌دار
نوسانات مثبت واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات فروش	3/15E-07	۰/۰۶۰۵	مثبت و عدم وجود معنی‌داری
نوسانات منفی واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	اختلاف تعداد سفارشات	2/42E-07	۰/۲۰۷۰	مثبت و عدم وجود معنی‌داری
نوسانات منفی واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات خرید	2/01E-06	۰/۰۵۱۱	مثبت و عدم وجود معنی‌داری
نوسانات منفی واقعی‌شده (۵ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات فروش	3/28E-06	۰/۰۰۲۸	رابطه مثبت و معنی‌دار
نوسانات واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	اختلاف تعداد سفارشات	1/07E-10	۰/۰۰۶۱	مثبت و معنی‌دار
نوسانات واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات خرید	7/50E-11	۰/۰۱۷۵	مثبت و معنی‌دار
نوسانات واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات فروش	6/83E-11	۰/۰۸۵۵	مثبت و عدم وجود معنی‌داری
نوسانات مثبت واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	اختلاف تعداد سفارشات	4/67E-11	۰/۰۰۴۹	مثبت و معنی‌دار
نوسانات مثبت واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات خرید	6/26E-13	۰/۰۰۴۷	مثبت و معنی‌دار
نوسانات مثبت واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات فروش	3/41E-11	۰/۰۰۹۷	مثبت و معنی‌دار
نوسانات منفی واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	اختلاف تعداد سفارشات	6/32E-11	۰/۰۴۴۹	مثبت و معنی‌دار
نوسانات منفی واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات خرید	2/00E-13	۰/۰۷۴۱	مثبت و عدم وجود معنی‌داری
نوسانات منفی واقعی‌شده (۱۰ دقیقه‌ای)	تعداد سفارشات فروش	4/20E-11	۰/۰۲۵۷	مثبت و معنی‌دار

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول فوق مشخص است که بین نوسانات واقعی‌شده (در حالت ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای)، نوسانات مثبت واقعی‌شده (در حالت ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و نوسانات منفی واقعی‌شده (در حالت ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای) و تمامی متغیرهای مستقل از قبیل تعداد اختلاف تعداد سفارشات، تعداد سفارشات خرید و تعداد سفارشات فروش رابطه مثبت و در سیزده رگرسیون معنی‌داری وجود دارد و در نتیجه رابطه مثبت و معنی‌دار نهایتاً تأیید شد. همچنین، با توجه به جدول:

در ۹ حالت مربوط به رگرسیون‌های نوسانات واقعی‌شده ۵ دقیقه‌ای:

- در رگرسیون‌های مربوط به نوسانات واقعی‌شده، با توجه به این که مقدار آماره مربوط به ضریب متغیر اختلاف تعداد سفارشات بزرگ‌تر از آماره مربوط به ضریب متغیر تعداد سفارشات خرید و تعداد سفارشات فروش است، بنابراین نوسانات واقعی‌شده و اختلاف تعداد سفارشات رابطه معنی‌دارتری داشته و تأثیر اختلاف تعداد سفارشات بر نوسانات واقعی‌شده بیشتر است. در واقع هرچه اختلاف بین تعداد سفارشات بیشتر شود و تعداد سفارشات نسبت به هم فاصله بیشتری پیدا کنند، نوسانات نیز افزایش پیدا می‌کند.
- در رگرسیون‌های مربوط به نوسانات مثبت واقعی‌شده، با توجه به این که مقدار آماره مربوط به ضریب متغیر تعداد سفارشات خرید بزرگ‌تر از آماره مربوط به ضریب متغیر اختلاف تعداد سفارشات و تعداد سفارشات فروش (عدم معنی‌داری) است، بنابراین نوسانات مثبت واقعی‌شده و تعداد سفارشات خرید رابطه معنی‌دارتری دارد. در واقع هرچه تعداد سفارشات خرید و قدرت نسبی خریداران افزایش یابد، نوسانات در جهت مثبت نیز افزایش می‌یابد.
- در رگرسیون‌های مربوط به نوسانات منفی واقعی‌شده، بین ضریب متغیر تعداد سفارشات خرید و ضریب متغیر اختلاف تعداد سفارشات با نوسانات منفی واقعی‌شده رابطه معنی‌دار مشاهده نشد در حالی که نوسانات منفی واقعی‌شده و تعداد سفارشات فروش رابطه معنی‌داری دارند. در واقع، هرچه تعداد سفارشات فروش و قدرت نسبی فروشندگان افزایش یابد، نوسانات در جهت منفی نیز افزایش می‌یابد.

در ۹ حالت مربوط به رگرسیون‌های نوسانات واقعی‌شده ۱۰ دقیقه‌ای:

- در رگرسیون‌های مربوط به نوسانات واقعی‌شده، بین متغیر اختلاف تعداد سفارشات و متغیر تعداد سفارشات خرید با نوسانات واقعی‌شده رابطه مثبت و معنی‌داری مشاهده شد در حالی که تعداد سفارشات فروش و نوسانات واقعی‌شده رابطه معنی‌داری ندارند. در واقع هرچه اختلاف بین سفارشات بیشتر شود و تعداد سفارشات نسبت به هم فاصله بیشتری پیدا کنند، نوسانات نیز افزایش پیدا می‌کنند.
- در رگرسیون‌های مربوط به نوسانات مثبت واقعی‌شده، با توجه به این که مقدار آماره مربوط به ضریب متغیر تعداد سفارشات خرید بزرگ‌تر از آماره مربوط به ضریب متغیر اختلاف تعداد سفارشات و تعداد سفارشات فروش است، بنابراین نوسانات مثبت واقعی‌شده و تعداد سفارشات خرید رابطه معنی‌دارتری دارند. در واقع، هرچه تعداد سفارشات خرید و قدرت نسبی خریداران افزایش یابد، نوسانات در جهت مثبت نیز افزایش می‌یابد.

- در رگرسیون‌های مربوط به نوسانات منفی واقعی‌شده، بین متغیر تعداد سفارشات فروش و متغیر اختلاف تعداد سفارشات با نوسانات منفی واقعی‌شده رابطه مثبت و معنی‌داری مشاهده شد در حالی که تعداد سفارشات خرید و نوسانات منفی واقعی‌شده رابطه معنی‌داری ندارند. در واقع هرچه تعداد سفارشات فروش و قدرت نسبی فروشندگان افزایش یابد، نوسانات در جهت منفی نیز افزایش می‌یابد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به دنبال بررسی رابطه بین عدم‌توازن در دفتر سفارشات سهام با نوسانات قیمت بوده است. جهت به کارگیری از داده‌های میان‌روزی برای محاسبه نوسانات قیمت، از مدل نوسانات واقعی‌شده استفاده شده است. برای این منظور ابتدا معاملات هر روز سهم‌ها به بازه‌های زمانی کوچک ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای تقسیم شدند و بر اساس مکانیزم محاسبه نوسانات واقعی‌شده، مقادیر آن در بازه‌های یاد شده برای سه حالت کل، مثبت و منفی محاسبه شدند.

در ادامه با توجه به ماهیت داده‌ها از رگرسیون پنل جهت بررسی رابطه بین نوسانات واقعی‌شده حالت‌های ۵ دقیقه‌ای و ۱۰ دقیقه‌ای (کل، مثبت و منفی) و متغیرهای تعداد سفارشات (اختلاف تعداد سفارشات، تعداد سفارشات خرید و تعداد سفارشات فروش) استفاده شد. بدین منظور، پس از انجام آزمون‌های مربوطه، تخمین‌های رگرسیون پنل انجام شد. با عنایت به این موضوع روابط بین متغیرهای پژوهش در ۱۸مدل رگرسیونی مورد مطالعه قرار گرفت.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین اختلاف تعداد سفارشات و نوسانات واقعی‌شده (هم در بازه‌های زمانی ۵ و ۱۰ دقیقه‌ای و هم در نوسانات واقعی‌شده مثبت و منفی) رابطه معنی‌داری مشاهده می‌شود. به عبارتی هرچه اختلاف بین تعداد سفارشات خرید و تعداد سفارشات فروش افزایش (کاهش) یابد، نوسانات قیمت سهام افزایش (کاهش) پیدا می‌کند. از سوی دیگر، بررسی نتایج رگرسیون‌های مربوط به نوسانات منفی واقعی‌شده نشان می‌دهد که بین تعداد سفارشات فروش و نوسانات منفی واقعی‌شده ارتباط مثبت و معنی‌دار وجود دارد. همچنین، بین تعداد سفارشات خرید و نوسانات مثبت واقعی‌شده نیز ارتباط مثبت و معنی‌داری مشاهده می‌شود. با توجه به نتایج به دست آمده فرضیات پژوهش مورد تأیید قرار گرفته و نهایتاً می‌توان به این نتیجه رسید که اثر تعداد سفارشات در کنار سایر عوامل بر نوسانات قابل چشم‌پوشی نبوده و یکی از عامل‌های مهم تأثیرگذار در این زمینه است. در واقع هر گونه تغییر در قدرت سفارشات می‌تواند بر ایجاد یک نوسان در جهت‌های مختلف اثرگذار باشد.

براساس نتایج این تحقیق، ارگان‌های نظارتی می‌توانند ابزاری ایجاد کنند تا با بررسی سفارشات ثبت شده در دفتر سفارشات، از ثبت سفارشات کاذب در جهت ایجاد نوسانات نامعمول جلوگیری کنند. همچنین، درنظر گرفتن و توجه به پارامتر تعداد سفارشات و اختلاف تعداد سفارشات در دفتر سفارشات توسط معامله‌گران و توجه به اثرگذاری آن بر ایجاد نوسانات، باعث می‌شود سرمایه‌گذاری بهتری انجام دهند.

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 شده‌است.

References

Abbasi, E; Dehghan nayeri, L, Poordadash Mehrabani, N. (2016). Surveying the Relation among Volume, Stock Return and Return Volatility in the Tehran Stock Exchange: A Wavelet Analysis. *Journal of Asset Management and Financing*, 4(4), 99-114. (In Persian).

Ahmadpour, A; Aghajani H; Fadavi, M. (2013). Stock Price Changes and Trading Volume in Companies Accepted at the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*, 1(1), 75-95. (In Persian).

Avramov, D; Chordia, T; & Goyal, A. (2006). The impact of trades on daily volatility. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1241-1277.

Bissoondoyal-Bheenick, E; Brooks, R; & Do, H. X. (2019). Asymmetric relationship between order imbalance and realized volatility: Evidence from the Australian market. *International Review of Economics & Finance*, 62(1), 309-320.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.

Bouri, E; Lucey, B; Saeed, T. & Vo, X. V. (2021). The realized volatility of commodity futures: Interconnectedness and determinants. *International Review of Economics & Finance*, 73(c), 139-151.

Chan, K; & Fong, W. M. (2000). Trade size, order imbalance, and the volatility–volume relation. *Journal of Financial Economics*, 57(2), 247-273.

Chordia, T; Goyal, A; & Jegadeesh, N. (2016). Buyers versus Sellers: Who Initiates Trades, and When? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(5), 1467-1490.

Darrat, A. F; Rahman, S; & Zhong, M. (2003). Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note. *Journal of Banking & Finance*, 27(10), 2035-2043.

Day, T. E; & Lewis, C. M. (1992). Stock market volatility and the information content of stock index options. *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 267-287.

Degiannakis, S; & Floros, C. (2016). Intra-day realized volatility for European and USA stock indices. *Global Finance Journal*, 29(3), 24-41.

Duong, H. N; & Kalev, P. S. (2014). Individual investors' trading activities and price volatility. *In Market Microstructure and Nonlinear Dynamics*, 6(2), 155-188.

Ederington, L. H; & Guan, W. (2010). The bias in time series volatility forecasts. *Journal of Futures Markets*, 30(4), 305-323.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007.

Hamidah, S; Pahlevi, C; Aswan, A. (2022). The effect of trading volume, trading frequency, and order imbalance on the stock price volatility of LQ45 Company in 2017-2019. *Hasanuddin Journal of Applied Business and Entrepreneurship (HJABE),* 5(2), 2598-0890

Liu, W; & Morley, B. (2009). Volatility forecasting in the hang seng index using the GARCH approach. *Asia-Pacific Financial Markets*, 16(1), 51-63.

Rossi, M. (2014). Realized volatility, liquidity, and corporate yield spreads. *The Quarterly Journal of Finance*, 4(01), 1450004.

Mohammadi, sh; Raei, R; Tehrani, R. (2009). Modeling Volatility: *Evidence from Tehran Stock Exchange. Financial Research Journal*, 11(27), 97-110. (In Persian).

Andersen, T. G; Bollerslev, T; Diebold, F. X; & Labys, P. (2003). Modeling and forecasting realized volatility. *Econometrica*, 71(2), 579-625.

Rastinfar, A; Hematfar, M; (2020). Modeling and predicting stock market volatility using neural network and conditional variance patterns. *Financial engineering and portfolio management*. 11(43), 451-473. (In Persian).

Shahverdiani, Sh; Khajezade, S; (2018) Analyzing fluctuations of stock prices of the companies listed in Tehran Stock Exchange Using the machine learning method. *Journal of Financial Management Strategy*, 6(1), 69-91. (In Persian).

Shahzad, H; Duong, H. N; Kalev, P. S; & Singh, H. (2014). Trading volume, realized volatility and jumps in the Australian stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31(4), 414-430.

Tehrani, R; Mohammadi, sh; Porebrahimi, M; (2010). Modeling and forecasting the volatility of Tehran Exchange Dividend Price Index (TEDPIX). *Financial Research Journal*, 11(43), 23-36. (In Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۷۲-۵۱

مقاله پژوهشی

بررسی اثر شوک ارزی بر بازده سهام در بازارهای بورس خاورمیانه[۱]

سیداحسان حسینی دوست[۲]، علی اکبر قلی‌زاده[۳]، نائله حمیدانور[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۲۴

چکیده

بازار سهام نقش مهمی در گردآوری سرمایه و ایجاد پشتوانه مالی برای تولید ایفا می‌کند. کشورهای توسعه نیافته اغلب دارای بازارهای بورس کوچک نسبت به GNP خود هستند که این مسئله در مورد کشورهای صادرکننده نفت خاورمیانه بیشتر نمایان است. با حرکت این کشور ها به سمت جایگزینی درآمدها از سایر فعالیت‌های اقتصادی مانند درآمدهای بازار بورس، تاثیر متغیرهای اقتصادی مختلف بر این بازارها مورد توجه قرار گرفته. در این میان، نحوه پاسخ بازارهای بورس خاورمیانه به شوک‌های وارده از بازارهای موازی یا رقیب مانند بازار طلا و بازار ارز، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شده است. فقدان مطالعه در این زمینه در کشورهای درحال توسعه و صادرکننده نفت در خاورمیانه محسوس می‌باشد، همچنین مطالعات گذشته نتایج متناقضی را در این خصوص حاصل کرده‌اند. بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی نحوه پاسخ بازده بازارهای سهام کشورهای منتخب خاورمیانه به شوک‌های بازار ارز و بازار طلا به عنوان دو بازار رقیب و موازی می‌باشد. رویکرد تخمینی خودرگرسیونی برداری پنلی (PVAR) جهت برآورد مدل و توابع پاسخ به تکانه (IRF) جهت استخراج اثر شوک‌ها در دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۱ مبتنی‌بر داده‌های ماهانه بکارگرفته شده‌اند. نتایج مطالعه حاضر نشان‌دهنده پاسخ مثبت بازارهای بورس خاورمیانه به شوک ارزی و شوک قیمت طلا است بگونه‌ای که با افزایش قیمت ارز و قیمت طلا، بازده بازارهای سهام در خاورمیانه افزایش می‌یابد. همچنین نتایج تابع تجزیه واریانس (VDC) بیانگر آن است که بیشترین توضیح در تغیرات واریانس خطای پیش‌بینی ناشی از متغیر قیمت طلا بوده و متغیر ارز در درجه دوم اهمیت قرار می‌گیرد.

واژگان کلیدی: بازار سهام، شوک ارزی، شوک قیمت طلا، مدل PVAR.

طبقه‌بندی موضوعی: *C33، C32، G12، E44، F31*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.41364.2722

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. (نویسنده مسئول). Email: hosseinidoust@basu.ac.ir.

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. Email: a.gholizades@basu.ac.ir

۴. کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. Email: nhamidanvar@gmail.com

مقدمه

بازار سهام یکی از مهمترین بازارهای مالی در اقتصاد بسیاری از کشورها است و به عنوان ابزار مهمی در گردآوری و تخصیص پس اندازها به فعالیت‌های تولیدی شناخته می‌شود که برای کارایی و رشد یک اقتصاد ضروری می‌باشد. این بازار، بنگاه‌های دولتی و خصوصی را قادر می‌سازد تا برای تأمین مالی در جهت توسعه و به روز رسانی خطوط تولید کنونی و یا اجرای پروژه‌های جدید، سرمایه بلندمدت خود را افزایش دهد. اهمیت و جایگاه بازار سهام در اقتصاد کشورها به درجه‌ای از اهمیت رسیده است که برخی اقتصاددانان معتقدند که تفاوت اقتصادهای توسعه یافته و در حال توسعه، نه در تکنولوژی پیشرفته، بلکه در وجود بازارهای مالی یکپارچه، فعال و گسترده است که کشورهای توسعه نیافته از وجود چنین بازارهایی محروم می باشند (شخوات و اسلام[1]، ۲۰۱۹). با توجه به اثرگذاری متغیرهای مختلف بر بازار سهام، تحلیل گران مالی همواره در تلاش هستند تا مهمترین متغیرهای موثر بر شاخص‌ها و عملکرد این بازار را شناسایی کنند تا از طریق تحلیل اثرات آنها، سیاست‌های اقتصادی درست را اتخاذ نمایند (بدری و همکاران،۱۳۹۵). اما نه تنها تاثیر مستقیم متغیرها، بلکه شوک‌های وارده از سوی آنها بر بازارهای سهام و نحوه پاسخ بازارهای بورس به چنین شوک‌هایی همواره جزو مباحث مورد توجه تحلیل‌گران مالی بوده است. در ادبیات اقتصادی، هرگونه انحراف مقادیر متغیرها از روند بلندمدت مقادیر انتظاری آنها، شوک نامیده می‌شود (هوانگ و همکاران[2]،۲۰۲۱). با توجه به حساسیت بازارهای سهام به شوک‌های وارده از سوی متغیرهای اقتصادی و بویژه متغیرهایی که بازاری موازی و رقیب با بازار سهام دارند (از قبیل ارز، طلا، مسکن، بانک)، تحلیل اثر شوک‌های وارده از سوی چنین بازارهایی بر بازار سهام، همواره مورد توجه تحلیل‌گران مالی بوده است. مسئله‌ای که در این زمینه وجود دارد این است که نحوه پاسخ بازارهای سهام به شوک‌های مذکور همواره مشخص و یکسان نبوده و تاثیر این شوک‌ها گاهی مثبت و گاهی منفی گزارش شده است، به عنوان مثال در حالی که پن و همکاران[3] (۲۰۰۳) پاسخ مثبت بازارهای بورس‌های نو ظهور کشورهای آسه‌آن (ASEAN)[4] را نسبت به شوک ارزی بدست آورده‌اند، هوانگ و همکاران (۲۰۲۱) پاسخ منفی بازارهای بریکس (BRICS)[5] را گزارش نموده‌اند. بنابراین مطالعات گذشته درمود نحوه واکنش بازارهای بورس به شوک‌های مذکور دارای تناقض هستند.

بین نوسان نرخ ارز و بازدهی های بازار سهام روابط مختلفی مشاهده شده است. کاهش در ارزش پول داخلی منجر به افزایش قیمت‌های بازار سهام در بلندمدت می‌شود، در حالی که در کوتاه‌مدت بازدهی بازار سهام را کاهش می‌دهد. نرخ ارز یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر اقتصاد و تعادل میان بخش‌های داخلی و

1. Shakhaowat & Islam
2. Huang et.al
3. Pan et al.
4. Association of Southeast Asian Nations

۵. نام گروهی به رهبری قدرت‌های اقتصادی نوظهور است که از به هم پیوستن حروف اول نام انگلیسی کشورهای عضو برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی تشکیل شده‌است.

خارجی آن است (زمانیان و همکاران، 1391). نحوه تأثیرگذاری شوک‌های ارز بر سطح تولید واقعی در شرایط مختلف اقتصادی (رکود و رونق)، در جریان سیاست‌گذاری‌ها و نحوه تأثیرگذاری سیاست‌های اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است زیرا شوک ارز، تقاضای کل اقتصاد را از طریق واردات، صادرات، صادرات و تقاضای پول و همچنین عرضه‌ی کل اقتصاد را از طریق هزینه‌های کالاهای واسطه‌ای وارداتی تحت تأثیر قرار می‌دهند (باکری حسان و همکاران، ۲۰۱۷)[1]. همچنین درباره رابطه بازار سهام و شوک ارز در خاورمیانه مطالعات معدودی در مقایسه با بازارهای توسعه یافته صورت گرفته است.

شاخص قیمت جهانی طلا نیز از مهمترین شاخص‌های تأثیر گذار بر عوامل اقتصادی در هر کشور است و قیمت جهانی طلا به عنوان متغیری با اهمیت، معرف بسیاری از تحولات پولی و مالی می‌باشد(فطرس و هوشیدری، ۱۳۹۷). با توجه به ارزش ذاتی، فساد ناپذیری، برخورداری از مقبولیت عمومی و هزینه نگهداری پایین، این دارایی از اهمیت خاصی برخوردار بوده است. بویژه این‌که طلا دارای قدرت نقدشوندگی بسیار بالایی است و این مسئله باعث شده تا همواره جایگاه ویژه‌ای در سبد دارایی افراد داشته (اربابیان و همکاران،۱۳۹۷). این مسئله ناشی از این واقعیت است که طلا، به عنوان دارایی ذخیره‌کننده ارزش[2] دیده می‌شود در حالی‌که بورس، به عنوان دارایی بازده ارزش[3] درنظر گرفته می‌شود. بنابراین، ارتباط ویژه‌ای بین این دو بازار برقرار خواهد بود. بر این اساس، مطالعه حاضر به بررسی اثر شوک ارز و شوک طلا به عنوان دو متغیر عمده اثرگذار بر بازار سهام می‌پردازد. حیطه مکانی مطالعه حاضر، بازارهای بورس کشورهای خاورمیانه می‌باشد. دلیل انتخاب این بازارها این است که اقتصاد کشورهای این منطقه، متکی بر درآمدهای نفتی بوده و بسیاری از مطالعات گذشته به بررسی تاثیر شوک‌های نفتی بر بازارهای بورس این کشورها پرداخته‌اند و نحوه پاسخ بازارهای بورس این کشورها به متغیرهای طلا و ارز کمتر مورد توجه قرارگرفته است. در این پژوهش جهت بررسی تاثیر شوک‌های مذکور از توابع پاسخ به تکانه (IRF) مبتنی‌بر رویکرد خودرگرسیون برداری پنلی (Panel-VAR) و داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۱ استفاده شده است.

ساختار مصالعه حاضر بدین ترتیب است که پس از اهمیت مطالعاتی و بیان مسئله در بخش مقدمه، در بخش دوم پژوهش، به مبانی نظری و نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص سهام پرداخته شده است. در بخش سوم، پیشینه پژوهش‌های داخلی و خارجی معرفی شده و در بخش چهارم، رویکرد PVAR و مدل پژوهش به‌همراه متغیرهای آن آمده است. در بخش پنجم، پاسخ بازارهای سهام خاورمیانه به شوک‌های مذکور تحلیل شده و نهایتاً در بخش ششم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارایه شده‌اند.

مبانی نظری

مبانی و چارچوب نظری پژوهش حاضر با توجه به اینکه یک مدل چند عاملی را مبنای تخمین و مدل سازی قرار داده‌ایم در چارچوب تحلیلی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ قرار می‌گیرد. معادله APT با این فرض

1. Bakari Hassan et.al
2. Asset of Value Storing
3. Asset of Value Returning

شکل می‌گیرد که سرمایه‌گذاران عقیده دارند که بازده‌ها روی i امین دارایی به وسیله مدل k عاملی به صورت زیر ایجاد می‌شود:

$$R_{it} = E(R_{it}) + b_{i1}\delta_{1t} + b_{i2}\delta_{2t} + \cdots + b_{ik}\delta_{kt}u_{it}, i = 1, \ldots, \quad (۱)$$

که در آن، R_{it} بازده بر روری دارایی i ام در زمان t، $E(R_{it})$ بازده انتظاری بر روی دارایی i ام، b_{ik} حساسیت دارایی i ام به عامل k ام، δ_{kt} عامل k ام است و u_{it} جزء اخلال است. با $E(u_{it}) = 0$، $E(u_{it}\, u_{jt})$ هنگامیکه $j \neq i$ و $j = i$ است. بازده انتظاری بر دارایی i ام به صورت خطی به b پارامتر مرتبط است (تول و همکاران، ۲۰۱۷)[1]. به طور کلی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ به جستجوی مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی می پردازد که اثر سیستماتیک بر روی بازده مورد انتظار بازار سهام دارند. همچنین، میزان تاثیر آن متغیرها بر قیمت‌گذاری دارایی ها بررسی می‌شود. نتیجه مدل مذکور آن است که بازده سهام تحت تاثیر اخبار اقتصادی سیستماتیکی قرار دارند که براساس میزان ریسک قیمت‌گذاری می‌شوند و اخبار اقتصادی را می‌توان از طریق تغییرات در متغیرهای اقتصادی اندازه‌گیری کرد (پسران و همکاران[2]، ۲۰۲۱). مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ برای مطالعه حاضر به صورت رابطه (۲) می‌باشد:

$$R_{it} = E(R_{it}) + b_{ip}\delta_{pt} + b_{is}\delta_{st} + u_{it}, i = 1, \ldots, 8 \quad (۲)$$

R_{it} = بازده بر روری شاخص بازار سهام i ام در زمان t

$E(R_{it})$ = بازده انتظاری بر روی شاخص بازار سهام i امین کشور در زمان t

b_{ip} = حساسیت شاخص بازار سهام i امین کشور به نرخ ارز

b_{is} = حساسیت شاخص بازار سهام i امین کشور به قیمت جهانی طلا

δpt = عامل نرخ ارز در زمان t

δst = عامل قیمت جهانی طلا در زمان t

u_{it} = جزء اخلال

شاخص قیمت بازار سهام: شاخص قیمت بازار سهام بیانگر روند عمومی تغییر قیمت سهام همه شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار است. شاخص بازده بازار سهام به معنای مجموعه مزایایی است که در طول یک دوره زمانی مشخص به تمامی سهم‌ها (شاخص کل) تعلق می‌گیرد (مهرگان و احمدی قمی، ۱۳۹۴).

$$\text{Return} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100 \quad (۳)$$

Return = بازده بازار سهام

P_t = قیمت شاخص سهام در دوره‌ی جاری

1. Tule et.al
2. Pesaran, et al.

P_{t-1} = قیمت شاخص سهام در دوره‌ی قبل

یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم گیری در بورس اوراق بهادار، بازده سهام است. بازده سهام خود به تنهایی محتوای اطلاعاتی دارد و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه‌وتحلیل مالی و پیش‌بینی ها از آن استفاده می‌کنند. بازده سهام و قیمت آن نشان دهنده توانایی شرکت در جذب سرمایه‌گذاری ها و نهایتاً، افزایش سرمایه‌گذاری است.

نرخ ارز: منظور از ارز هر وسیله‌ای است که به صورت اسکناس، حواله یا چک در مبادلات خارجی جهت پرداخت‌ها استفاده می‌شود و نرخ ارز خارجی عبارت است از مقداری از واحد پولی ملی که برای بدست آوردن واحد پول کشور دیگر باید پرداخت شود. نرخ ارز یکی از عوامل تعیین کننده در محاسبه سودآوری و کارآیی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است (سعیدی و همکاران، ۱۳۹۰).

قیمت جهانی طلا: قیمت جهانی طلا، قیمت تعادلی است که بر اساس عرضه و تقاضای جهانی در بازارهای بین‌المللی به ثبت می‌رسد. قیمت طلا در سطح جهان با توجه به مقدار عرضه و تقاضا برای آن تعیین می گردد. علاوه بر عرضه و تقاضا، عوامل متعدد دیگر از قبیل بحرانهای اقتصادی، مناقشات سیاسی، بورس بازی، نوسانات نرخ ارزهای کلیدی خصوصاً دلار و نرخ بهره در آمریکا بر قیمت جهانی طلا تأثیر می‌گذارند (صادقی شاهدانی و همکاران،۱۳۹۷).

پیشینه پژوهش

در این بخش پژوهش‌های مرتبط با ارز و بازار بورس ارایه می‌شوند. ابتدا به برخی از مهمترین مطالعات داخلی اشاره می‌شوند و سپس مقالات خارجی مرتبط معرفی می گردند.

مطالعات داخلی

مشایخ و جمشیدی (۱۴۰۰)، به بررسی واکنش خطی و غیرخطی بخش‌های بازار سهام به حرکات قیمتی طلا، ارز و نفت با استفاده از روش رگرسیون خطی و غیرخطی در بازه زمانی (۱۳۹۹-۱۳۸۹) پرداخته اند. نتایج نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت قیمت سهام اثر منفی بر قیمت سهام دورهٔ جاری دارد. همچنین، در بلندمدت هم شوک مثبت و هم شوک منفی قیمت نفت اثر معنی‌دار بر شاخص سهام دارد.

جمالی و خداپرست شیرازی (۱۳۹۸)، به بررسی تأثیر شوک‌های جهانی قیمت نفت‌خام و قیمت طلا بر بازار سهام ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) پرداخته اند. برای این منظور، داده‌ها بصورت فصلی طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۴ آورده شده است. نتایج حاکی از آن است که شوک مثبت وارده بر قیمت جهانی نفت‌خام در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار مثبت و در بلندمدت، اثر معنی‌دار منفی بر شاخص کل قیمت سهام ایران دارد. هم‌چنین، شوک مثبت وارده بر قیمت جهانی طلا در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر معنی‌دار منفی بر شاخص کل قیمت سهام ایران دارد.

جلایی و رحیمی‌پور (۱۳۹۴)، به بررسی تاثیر عبور نرخ ارز بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۵۰) پرداختند، و به این نتیجه

رسیدند که اثر عبور نرخ ارز بر بازدهی سهام مثبت بوده است. علت اصلی این امر مثبت بودن شوک‌های ارزی و وجود شرکت‌های صادراتی در بورس و بالا رفتن بازدهی این شرکت‌ها است.

مهرگان و احمدی قمی (۱۳۹۴)، به بررسی شوک‌های ارزی و بازارهای مالی ایران در دوران تحریم با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پنلی در بازه زمانی (۲۰۱۳-۲۰۰۹) پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد واکنش شاخص سهام به شوک ارزی مثبت است در وضعیت تحریم، ارز به عنوان یک دارایی واقعی برای سرمایه‌گذاری مورد توجه واقع می‌شود و شوک ارزی در بلندمدت اثر منفی بر شاخص سهام دارد که ناشی از وابستگی تولیدات داخلی به مواد اولیه و ماشین آلات وارداتی است.

بخشانی (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت سهام و نسبت P/E [۱] پرداخته است. در این پژوهش، با استفاده از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی، در دوره (۱۳۹۲-۱۳۹۱)، ارتباط بین تغییرات نرخ ارز با قیمت سهام و نسبت قیمت به درآمد مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این پژوهش بیانگر ارتباط مثبت نرخ ارز و قیمت سهام است.

جلایی و رحیمی‌پور (۱۳۹۴)، به بررسی تاثیر شوک‌های ارزی بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته [۲] برای استخراج اثر شوک ارزی، در دوره (۱۳۹۰-۱۳۸۵) پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر این است که شوک‌های ارزی و تولید ناخالص داخلی آثار معنی‌دار مثبت، اما شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر معنی‌دار منفی بر بازده بازار سهام بورس تهران دارد.

نجارزاده، خوندایی و رضایی پور (۱۳۸۸)، به بررسی تأثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری در بازه زمانی (۱۳۸۵-۱۳۸۲) پرداختند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای نرخ ارز واقعی و نرخ تورم معنی‌دار بوده و شوک‌های ناشی از نرخ تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام در بلندمدت تأثیر منفی و در کوتاه مدت تأثیر مثبت دارند.

زارع و رضایی (۱۳۸۵)، به بررسی تأثیر بازارهای ارز، سکه و طلا بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و داده‌های فصلی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۲ پرداختند. به این نتیجه رسیدند که متغیرهای شاخص قیمت مسکن و بهای سکه با شاخص قیمت سهام، رابطه مثبت و بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد.

مطالعات خارجی

حسینی و دادراس مقدم[۳](۲۰۲۲) ، به مدل سازی شوک‌های پولی و مالی بر بازده سهام و صنایع بورسی کشور با استفاده از روش تقریب تابع الگوریتم ژنتیک (GFA) و سپس تاثیر شوک‌های اقتصادی

---

۱. بیانگر قیمت یک سهم به سود آن سهام است.

2. GARCH

3. Seyed mehdi Hosseini & Amir Dadras moghadam

توسط روش رگرسیون (PVAR) در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای مؤثر بر بازده سهام شرکت‌ها، چهار متغیر نرخ ارز آزاد، قیمت نفت اوپک، قیمت سکه و نرخ بهره هستند. اثر متغیر قیمت سکه و نرخ بهره بر روی بازده سهام شرکت‌ها منفی بوده است. همچنین، نتایج نشان داد که بازده سهام شرکت‌ها تحت تاثیر شوک‌های قیمت نفت و سکه و نرخ ارز دولتی در سطح بالایی قرار دارد.

هوانگ، وانگ و ژانگ[1] (۲۰۲۱)، به بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام و مکانیسم‌های موثر: شواهدی از کشورهای BRICS با استفاده از مدل TVP-VAR در دوره (۲۰۱۹- ۲۰۰۵) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد شباهت‌ها و همچنین تفاوت‌هایی در میزان، جهت و مدت اثرات تغییرات نرخ ارز بر بازار سهام وجود دارد. در مورد مکانیسم‌های موثر، برزیل تقریبا به طور کامل توسط حساب مالی هدایت می‌شود، در حالی که حساب جاری برای روسیه غالب است و هند، چین، و آفریقای جنوبی به هر دو مکانیزم بستگی دارند.

رضوان علی و همکاران[2] (۲۰۲۰)، به بررسی رابطه تجربی بین نوسانات بازار سهام با نرخ ارز و قیمت طلا در یک بازار نوظهور مانند پاکستان با استفاده از مدلMGARCH در دو دوره (۲۰۰۷-۲۰۰۱) و (۲۰۱۸-۲۰۰۸) پرداختند. نتایج نشان دهنده تاثیر منفی نرخ ارز و نوسانات قیمت طلا بر عملکرد روزانه (ماهانه) بازار سهام بوده که این استدلال را تایید می‌کند که بازار سهام، نوسانات نرخ ارز و قیمت طلا را به عنوان نوسان‌گرهای نامطلوب می‌داند و واکنش منفی نشان می‌دهد.

تول، دوگو و اوزونوانه[3] (۲۰۱۸)، به بررسی نوسانات بازده بازار سهام و نرخ ارز نایرا با استفاده از مدل GARCH چند متغیره (VARMA-AGARCH) پرداخته‌اند. نتایج حاکی از وجود یک مکانیزم انتقال بین این بازارها است. سرریزهای ناشی از شوک انتقال قوی‌تر تکانه‌ها از بازار سهام به بازار ارز خارجی بدون نقطه شکست را نشان داد.

بروچکین[4] (۲۰۱۷)، به بررسی متغیرهای کلان موثر بر شوک‌های بازار بورس و شوک‌های ارز با روش‌های آمار توصیفی در بازه زمانی (۲۰۱۶-۲۰۰۸) پرداخته است. محاسبات اساسی به روش بردارهای خود رگرسیونی مبتنی بر داده‌های PVAR[5] است. نتایج بیانگر آن است که ارز و بورس با یکدیگر ارتباط دارند. اگر یکی از آنها تغییراتی را تجربه کند، دیگری بلافاصله واکنش نشان می‌دهد.

باتونده و اولیسگون[6] (۲۰۱۷)، به بررسی نوسانات نرخ ارز، عملکرد بازار سهام و پیوند خروجی کلی در نیجریه، با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH)، الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) و علیت گرنجری در بازه زمانی (۲۰۱۵-۱۹۸۵) پرداخته اند.

1. Huang, Wang & Zhang
2. Rizwan Ali et al.
3. Tulea, Dogoa & Godfrey
4. Borochkin
5. Panel Vector Autoregression
6. Babatunde, Olusegun

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رابطه علت و معلولی بین نوسانات نرخ ارز، عملکرد بازار سهام و خروجی کل در نیجریه وجود دارد.

کندی و نورزاد[1] (۲۰۱۶)، به بررسی نوسانات نرخ ارز و تأثیر آن بر نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) در بازه زمانی (۲۰۱۰-۱۹۹۹) پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که هر دو شاخص برای بخش‌های حقیقی و مالی تاثیر بیشتری بر نوسانات مالی دارند.

فوزیا، مولجدی و راتناواتی[2] (۲۰۱۵)، به بررسی پویایی ارتباط بین نرخ‌های ارز و قیمت‌های سهام با روش‌های تجزیه‌وتحلیل داده‌ها تست ایستایی در بازه زمانی (۲۰۱۳-۲۰۰۹)پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بین نرخ ارز و قیمت سهام در آسیا، رابطه تعادلی در بلندمدت وجود دارد، همچنین، رابطه علیت در هر دو جهت بین نرخ ارز و قیمت سهام در آسیا، هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت وجود دارد.

لیانگ، لین و سو[3] (۲۰۱۳)، رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام را در کشورهای انجمن جنوب شرقی آسیا مورد بازبینی قرار داده‌اند. برای این منظور از مدل علیت گرنجری پانل با روش حداقل مربعات پویا[4] در بازه زمانی (۲۰۱۱-۲۰۰۸) استفاده کرده‌اند. نتایج این پژوهش رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر قیمت سهام را نشان می‌دهد.

پن و همکاران (۲۰۰۷)[5] با استفاده از علیت گرنجری و توابع واکنش آنی به بررسی رابطه نرخ ارز و قیمت سهام در ۷ کشور آسیای شرقی در دوره ۱۹۹۸-۱۹۸۸م پرداخته‌اند. نتایج پژوهش رابطه مثبت و معنی‌دار نرخ ارز بر قیمت سهام را در بازارهای ژاپن، مالزی، هنگ کنگ و تایلند پیش از بحران مالی ۱۹۹۷ نشان می‌دهد.

با توجه به تناقص در یافته‌های مطالعات پیشین، بررسی نحوه پاسخ گویی بازارهای سهام به شوک‌های مختلف ضروری بنظر می‌رسد. همچنین، بسیاری از مطالعات گذشته مبتنی بر مطالعه یک بازار به تنهایی و در قالب داده‌های سری زمانی بوده‌اند در حالی‌که مطالعه حاضر براساس داده‌های ترکیبی صورت پذیرفته است. از سوی دیگر، با توجه به اصلاحات اقتصادی سال‌های اخیر در کشورهای صادرکننده نفت و حرکت آنها از یک اقتصاد نفتی به سمت اقتصادی توسعه یافته و چندبعدی، که در آن بازارهای مالی و بویژه بازار بورس نقش حائز اهمیتی در ایجاد رشد اقتصادی دارند، مطالعه حاضر این گروه از کشورها را مورد بررسی قرار داده است، در حالی‌که بطور نسبی اغلب پژوهش‌های پیشین بر بازارهای توسعه یافته متمرکز بوده‌اند که از جنبه‌های ذکر شده این پژوهش می‌تواند دارای نوآوری باشد.

---

1. K. Kennedy & Nourizad (2016)
2. Fauziah, Moeljadi, Kusuma Ratnawati (2015)
3. Liang, Lin & Hsu (2013)
4. DOLS
5. Pen et.al (2007)

روش شناسی پژوهش

جهت جمع آوری اطلاعات و داده‌های تحقیق، داده‌های متغیر قیمت سهام کشورهای ترکیه، امارات، کویت، عربستان، عمان و قطر از سایت اینوستینگ[1] و داده‌های کشور ایران مربوط به همین متغیر از سایت سازمان بورس اوراق بهادار ایران[2] بدست آمده است. همچنین متغیرهای نرخ ارز کشورهای امارات، کویت، عربستان، عمان و قطر از طریق سایت صندوق بین المللی پول[3]، کشور ترکیه از سایت فدرال[4] و کشور ایران از سایت وزارت امور اقتصادی و دارایی[5] استخراج شده است. داده‌های مربوط به قیمت جهانی طلا نیز از سایت اینوستینگ جمع آوری گردیده است. بعد از جمع آوری داده‌ها در نرم افزار اکسل طبقه‌بندی و تجزیه‌وتحلیل اولیه صورت گرفته است و بعد از آماده شدن داده‌ها برای تجزیه‌وتحلیل آماری و آزمون فرضیه ها از نرم افزار استتا استفاده می‌نماییم. مطالعه حاضر از رویکرد PVAR مبتنی‌بر داده‌های ماهانه ترکیبی طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۱۰ بهره می‌برد. در این الگو با استفاده از توابع ضربه واکنش و تجزیه واریانس می توان اثر شوک‌ها را سنجید و زمان‌یابی نمود. مدل PVAR که تعمیم یافته مدل خودرگرسیونی برداری است دارای ساختاری مشابه با مدل سری زمانی VAR می‌باشد؛ بگونه‌ای که در این مدل همه متغیرها بصورت مستقل و وابسته در معادلات ظاهر می‌شوند. تفاوت اصلی مدل PVAR با مدل VAR در اضافه شدن بعد مقطع در تصریح مدل است. فرض کنید $y_{i,t}$ بیانگر برداری از M متغیر در هر مقطع باشد که در این مطالعه منظور از مقطع، کشورهای خاورمیانه می‌باشد. از طرفی تعریف می‌گردد:$Y_t = (yn, t3, t2, t_{1,t})$ در این صورت فرم کلی یک مدل PVAR به صورت زیر است (کانوا و سیکارلی، ۲۰۱۳)[6]:

$$y_{i,t} = A_{0,t}(t) + A_i(l)Y_{t-1} + u_{i,t} \quad i = 1,2,..;N \quad t = 1,2,..;T \qquad (۴)$$

که در آن، $A_i(l)$ بیانگر عملگر وقفه[7] از مرتبه اول می‌باشد و $u_{i,t}$ به بیانگر اجزای اخلال[8] مدل می‌باشد و فرض می گردد که$u_{i,t} \sim N(0, \sum_i$). در حالت ساده‌تر می‌توان مدل PVAR را به صورت یک مدل خودرگرسیونی مرتبه اول به صورت (۵) عرضه نمود:

$$y_{i,t} = A_{0,t}(t) + A(l)y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad i = 1,2,..;N \quad t = 1,2,..;T \qquad (۵)$$

1 . www.investing.com
2. www.tse.ir
3. www.imf.org
4. www.fred.stlouisfed.org
5. www.databank.mefa.ir
6. Canova, F. & Ciccarelli,
7. Lag Operator
8. Residuals

به طوری که در آن فرض می‌شود که $u_{i,t} | y_{i,t-1} \sim N(0, \sum_i)$ و همچنین، فرض بر این است که اجزای اختلال مدل نسبت به پارامتر زمان به صورت سریالی ناهمبسته هستند؛ یعنی، شرط $E(\acute{u}_{i,t}u_{i,s}) = 0$ برای همگی $t \succ s$ برقرار است.

ارائه مدل و متغیرها

مطالعه حاضر جزو مطالعات استنادی و کتابخانه‌ای بوده و با توجه به هدف پژوهش، به منظور تحلیل پاسخ کلی و جزیی بازار سهام کشورهای منتخب خاورمیانه (ایران، کویت، امارات، عربستان، ترکیه، قطر، عمان) به شوک‌های ارزی وارده، از مدل خودرگرسیون برداری پانلی (PVAR) و داده‌های شاخص بازده بازار بورس در کشورهای منتخب، برابری دلار با واحد پول کشورهای منتخب (نرخ ارز) و قیمت جهانی طلا در بازه زمانی(۲۰۱۰-۲۰۲۱) استفاده شده است.

مدل پیشنهادی پژوهش حاضر در قالب معادله (۶) ارائه می‌گردد:

$$Ret_{it} = f(Ex_{it} + Gold_{it}) \quad (۶)$$

$$Ret_{it} = \hat{\alpha} + \hat{B}_1(Ex_{it}) + \hat{B}_2\,(Gold_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

(Ret)[1]: شاخص بازده بازار سهام در کشورهای منتخب

(Ex)[2]: نرخ ارز

(Gold)[3]: قیمت جهانی طلا

ε_t: جمله پسماند

در این روش تمام متغیرهای الگو، با رویکرد داده‌های ترکیبی، درونزا خواهند بود. این موضوع، اجازه می‌دهد تا ناهمگنی انفرادی نادیده شده نیز مورد بررسی قرار گیرد.

یافته‌های پژوهش

برای تخمین مدل‌های خود رگرسیونی در داده‌های تلفیقی، پس از معرفی آمار توصیفی داده‌ها ابتدا آزمون‌های مانایی جهت بررسی ثبات میانگین، واریانس و ضریب اتوکوواریانس متغیرها انجام می‌شود. سپس جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و تایید استفاده از فرم غیرتفاضلی داده‌ها در مدل درصورت عدم تایید ایستایی آنها، آزمون هم‌انباشتگی صورت می‌گیرد. پس از تعیین وقفه بهینه و بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها برای اینکه بتوان توابع عکس العمل مربوط به متغیرها را تحلیل کرد، پایداری مدل را بررسی می‌نماییم. پس از گزارش نتایج توابع پاسخ به تکانه، در نهایت برای تشخیص سهم هر کدام از متغیرها در تغییر بازده بازار سهام در هر دوره از رویکرد تجزیه واریانس استفاده شده است.

1. Stock Market Return Index
2. Exchange Rate
3. Gold Price Index

جدول۱. جدول آمار توصیفی متغیرها

	قیمت جهانی طلا	شاخص قیمت بازار سهام	نرخ ارز	شاخص بازده بازار سهام	تفاضل مرتبه اول قیمت جهانی طلا	تفاضل مرتبه اول نرخ ارز
میانگین	۱۳۴۸/۹۰	۱۶۸۲۰/۸۷	۶۰۹۸/۶۵	۰/۲۴	۳/۶۶	۱۴۱/۰۸
میانه	۱۳۰۰/۱۱	۷۲۰۰/۷۲	۵/۱۱	۰/۱۷	۴/۵۷	۰/۰۰۰۳
حداکثر	۱۸۲۸/۵۱	۱۱۹۵۲۹/۰۱	۱۴۸۱۵۷	۳۵/۱۹	۲۰۰/۲۳	۴۱۱۷۰
حداقل	۱۰۶۰/۳۱	۷۷/۹۶	۰/۴۱	-۱۷/۳۲	-۲۰۸/۱۱	-۲۶۸۹۳
انحراف معیار	۱۷۹/۷۱	۲۶۸۳۵/۰۸	۲۰۰۹۹/۲۱	۴/۴۰	۶۴/۹۹	۲۳۴۷/۶۴
چولگی	۰/۸۶	۲/۲۱	۴/۶۳	۰/۲۱	-۰/۱۶	۷/۰۹
کشیدگی	۲/۸۰	۶/۵۱	۲۷/۰۴	۴/۵۸	۴/۱۱	۱۵۹/۴۴
آزمون جارک-برا (ارزش احتمال)	۱۰۴/۳۱ (۰/۰۰۰۰)	۱۱۰۴/۱۳ (۰/۰۰۰۰)	۲۳۰۴۵/۸۳ (۰/۰۰۰۰)	۹۲/۵۲ (۰/۰۰۰۰)	۴۶/۱۲ (۰/۰۰۰۰)	۸۵۶۳۷۳/۱۱ (۰/۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

برای اطمینان از ایستا بودن یا مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی شامل آزمون لوین-لین و چو[1]، آزمون فیشر[2] در دو فرم دیکی-فولر[3] تعمیم یافته و آزمون فیلیپس-پرون در این تحقیق استفاده شده است. جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد لوین- لین و چو، دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون را روی متغیرهای مورد استفاده در تخمین نشان می‌دهد. لذا چنانچه مقدار آماره محاسبه شده بزرگتر از مقدار بحرانی در سطح اطمینان رایج باشد، فرضیه صفر مبتنی بر نامانایی رد خواهد شد.

جدول۲. نتایج آزمون‌های ایستای لوین-لین-چو و فیشر در فرم‌های دیکی-فولر و فیلیپس-پرون

نام متغیر	روش لوین-لین-چو LLC	آزمون فیشر در فرم دیکی-فولر Fisher-ADF	روش فیلیپس پرون Fisher-PP
بازده قیمتی بازار سهام	-۱۶/۵۰۷۷ (۰/۰۰۰۰)	۶۵/۴۹۱۴ (۰/۰۰۰۰)	۸۵/۳۷۶۶ (۰/۰۰۰۰)
نرخ ارز (تفاضل مرتبه اول)	-۱۵/۶۶۹۳ (۰/۰۰۰۰)	۶۰/۱۷۰۷ (۰/۰۰۰۰)	۸۱/۸۸۴۴ (۰/۰۰۰۰)
قیمت جهانی طلا (تفاضل مرتبه اول)	-۱۸/۸۵۸۸ (۰/۰۰۰۰)	۷۴/۶۶۳۵ (۰/۰۰۰۰)	۹۲/۷۱۶۸ (۰/۰۰۰۰)

منبع: *یافته‌های* پژوهش

توجه: ارقام گزارش شده در پرانتز بیانگر ارزش احتمال محاسباتی (P-value) می‌باشد.

1. Levin, Lin &Chu
2. Fisher
3. Dickey-Fuller

مانایی داده‌ها در روش LLC و روش فیشر طبق آماره t تعدیل‌شده بررسی می‌شوند. نتایج جدول و بررسی مقادیر آماره های محاسبه شده نشان می‌دهد که بازده قیمتی بازار سهام در هر سه آزمون در سطح مانا است. یعنی فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها رد می‌شود. ولی داده‌های نرخ ارز و قیمت جهانی طلا در هر سه آزمون در سطح نامانا و با یک مرتبه تفاضل گیری مانا شده‌اند. هنگامی که داده‌ها در سطح مانا نشوند برای اینکه بدانیم مدلی که تخمین زده ایم از اعتبار برخوردارند، بایستی رابطه هم انباشتگی داده‌ها را مورد بررسی قرار دهیم. در جدول (۳) نتایج آزمون‌های هم انباشتگی گزارش شده‌اند.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی به روش کائو، پدرونی و وسترلاند

نام آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
کائو	-۲۹/۲۲۲۳	۰/۰۰۰۰
پدرونی	-۲۶/۸۲۴۰	۰/۰۰۰۰
وسترلاند	-۲/۹۰۶۰	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۳) نتایج آزمون هم انباشتگی وجود روابط بلندمدت در مدل را تایید می‌کند. در جدول (۴) برای تعیین وقفه بهینه الگوی PVAR از معیارهای اطلاعاتی تعدیل شده آکائیک، شوارتز و کوئین (MAIC[1]، MBIC[2]، MQIC[3]) استفاده شده است. در هر کدام از ستون‌های گزارش شده مقدار حداقل بیان کننده تعداد بهینه وقفه می‌باشد. اگر هر سه آماره وقفه بهینه یکسانی را نشان دهند، مشکلی پیش نمی‌آید ولی اگر همسانی وجود نداشته باشد، آماره آکاییک در ارتباط با داده‌های ماهیانه نتیجه خوبی را نشان می دهد.

جدول ۴. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه آماره‌های شوارتز-بیزین، آکاییک و هانن-کویئن

Lag	J	J p-value	MBIC	MAIC	MQIC
۱	۲۸/۹۲۲۶	۰/۴۹۳۳	-۹۱/۵۱۲۴	-۷/۰۷۷۳۲	-۳۹/۵۰۳۹
۲	۱۶/۶۵۳۶	۰/۵۴۴۲	-۴۳/۵۶۳۹	-۱/۳۴۶۳۱	-۱۷/۵۵۹۶
۳	۱۲/۱۷۸۳	۰/۷۳۴۱	-۳۵/۴۸۷۱	-۰/۲۹۷۷	-۱۰/۴۶۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Modified Quinn Information Criterion
2. Modified Bayesian Information Criterion
3. Modified Akaike Information Criterion

براساس ماهیت مدل و حساس بودن بازار سهام به متغیرهای مدل از جمله نرخ ارز، تعداد حداکثر ۳ وقفه در مدل درنظر گرفته شده است. براساس سه آماره مذکور، کمترین مقدار آماره هر معیار اطلاعاتی، مقدار بهینه آن می‌باشد. باتوجه به نتایج جدول، وقفه ۱ به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌گردد. در این تحقیق بر اساس آزمون علّیت گرنجری انجام شده و نتایج بدست آمده در جدول(۵) خلاصه شده است. همانطور که از جدول مشخص است، رابطه علیت از سوی متغیر نرخ ارز به سمت بازده بازار سهام برقرار است اما از سوی بازده بازار سهام به سمت نرخ ارز این رابطه تایید نمی‌شود. به عبارتی بین متغیر بازده سهام و نرخ ارز و رابطه علیت یک‌طرفه برقرار است. همچنین، اگر سطح خطا را ۱۰٪ در نظر بگیریم، رابطه علیت از سوی متغیر قیمت طلا به سمت بازده بازار سهام وجود دارد. اما از سوی بازده بازار سهام به سمت قیمت طلا این رابطه وجود ندارد و رابطه علیت یک طرفه بین این دو متغیر برقرار است.

جدول۵. آزمون علیت گرنجری

آماره	متغیر وابسته ← متغیر مستقل
۵/۵۷۲ (۰/۰۱۸)	بازده سهام ← نرخ ارز
۱/۵۷۵ (۰/۰۷۹)	بازده سهام ← قیمت طلا
۵/۸۹۵ (۰/۰۵۲)	بازده سهام ← کل
۰/۴۱۸ (۰/۵۱۸)	نرخ ارز ← بازده سهام
۰/۲۸۱ (۰/۵۹۶)	قیمت طلا ← بازده سهام

منبع: یافته‌های پژوهش

توجه: ارقام گزارش شده در پرانتز بیانگر ارزش احتمال محاسباتی (P-value) می‌باشد.

در جدول (۶) نتایج تخمین رویکرد PVAR گزارش شده است. این تخمین با درنظر گرفتن یک وقفه برای متغیرها صورت گرفته و تنها ضریب بازار سهام و نرخ ارز در سطح خطای ۹۵٪ معنی‌دار است. با توجه به این‌که PVAR رویکردی کوتاه‌مدت بوده و غالبا جهت تحلیل شوک‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، از تفسیر خروجی مدل صرف‌نظر می‌نماییم[۱].

۱. در برخی مقالات، پژوهشگران رویکرد PVAR را رویکردی بدرفتار نسبت به معنی‌داری تخمین‌ها معرفی کرده‌اند. به عنوان مثال رجوع کنید به:(2022) Poh San Chia, et.al ؛ (2021) Doghan et.al؛ ستوده، عسگری و خلیلی (۱۳۹۹).

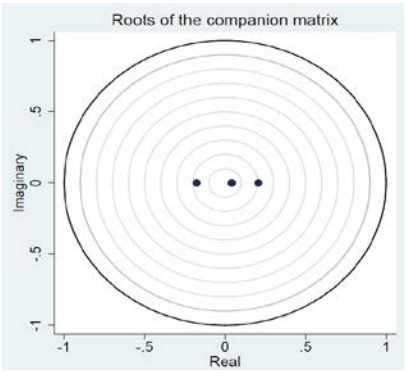
جدول۶. تخمین روابط مدل PVAR

متغیر وابسته	متغیر مورد بررسی بر روی متغیر وابسته	وقفه ۱
بازده بازار سهام	بازده بازار سهام	-۰/۰۰۵۶ (۰/۹۰۲۱)
	نرخ ارز	۰/۰۰۰۰ (۰/۰۱۸۱)
	قیمت طلا	۰/۰۰۳۲ (۰/۲۰۹۱)

منبع: یافته‌های پژوهش

توجه: ارقام گزارش شده در پرانتز مقدار ارزش احتمال هستند

بکارگیری مدل‌های VAR بیشتر استخراج توابع عکس‌العمل آنی (IRF)[1] است. از توابع عکس‌العمل آنی برای تجزیه‌وتحلیل اثر شوک‌های مختلف و استخراج پاسخ متغیرها به چنین شوک‌هایی در سیاست‌گذاری‌ها استفاده می‌کنند. پیش از ارایه نتایج شوک‌ها، لازم است تا پایداری مدل[2]جهت اعتبارسنجی نتایج تابع پاسخ به تکانه، بررسی شود. بدین منظور، ریشه مشخصه‌های[3] ماتریس همراهی[4] باید کوچکتر از مقدار واحد باشند. نتایج پایداری مدل در نمودار(۱) نمایش داده شده است. با توجه به اینکه مقادیر ویژه[5] محاسبه شده، کمتر از واحد هستند و ریشه مشخصه‌ها درون دایره شعاعی قرار گرفته‌اند، لذا شرط ثبات و پایداری مدل برقرار است و امکان تفسیر پاسخ به شوک‌ها در این مدل وجود دارد.

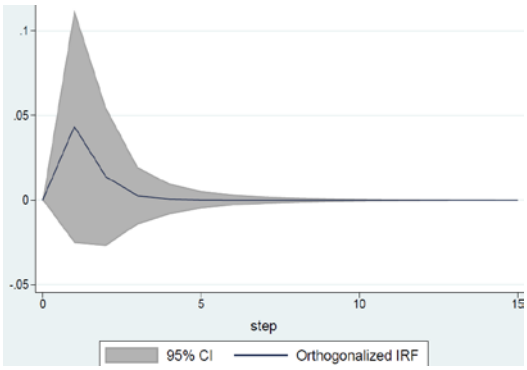


نمودار ۱. آزمون پایداری مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Impulse Response Function
2. Model Stability
3. Characteristic Roots
4. Companion Matrix
5. Eigenvalues

نمودار (۲) عکس‌العمل آنی (IRF) متغیر بازده سهام را در مقابل شوک‌های وارد شده (به اندازه یک انحراف معیار) از سوی متغیر نرخ ارز به بازده بازارهای سهام کشورهای منتخب را نشان‌می‌دهد و حاشیه-های بالا و پایین، کرانه‌های مثبت و منفی برای انحراف معیار عکس‌العمل آنی در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشند. که با استفاده از شبیه سازی مونت‌کارلو در نرم‌افزار STATA محاسبه شده است.



نمودار ۲. تابع واکنش آنی پاسخ بازده بازار سهام به شوک نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

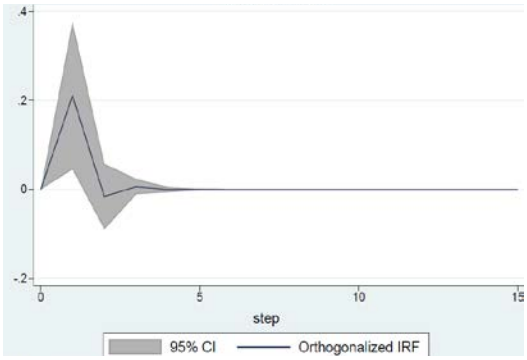
یک تغییر ناگهانی نرخ ارز در دوره اول باعث افزایش بازده بازار سهام می‌شود و بعد از یک دوره شروع به کاهش می‌کند و به‌سمت تعادلی اول برمی‌گردد. سپس پاسخ داده شده به اثر شوک ارز، بعد از دو یا سه دوره بر طرف می‌شود. این نتیجه نشان‌دهنده این است که تأثیر شوک‌های ارزی بر بازده بازار سهام در کوتاه‌مدت، مثبت ولی در بلندمدت، به مرور زمان تأثیر این شوک کاهش می‌یابد و به‌سمت صفر میل می‌کند؛ زیرا در بلندمدت قیمت سهام هر شرکت تابعی از عملکرد واقعی شرکت می‌شود، درنتیجه سرمایه‌گذاران نسبت به خرید سهام عقلایی‌تر تصمیم می‌گیرند (پن و همکاران، ۲۰۰۷)[1]. واکنش شاخص سهام به شوک ارزی مطابق مدل‌های جریانگرا است. براساس مدل‌های جریانگرا، تغییرات نرخ ارز بر رقابت‌های بین‌المللی و تراز تجاری اثر گذاشته و موجب تغییر حجم تولیدات واقعی می‌گردد. که به نوبه خود بر جریان‌های نقدی شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها اثر می‌گذارد. تغییرات نرخ ارز بر ارزش دارایی‌ها و فعالیت‌های بین‌المللی شرکت‌ها اثر می‌گذارد، به عنوان مثال بر اثر افزایش نرخ ارز، ارزش فعالیت‌های خارجی شرکت‌ها و یا دارایی‌های داخلی وارداتی آنها افزایش می‌یابد (هوانگ و همکاران، ۲۰۲۱)[2]. همچنین، در صورت افزایش نرخ ارز ارزش فعلی هزینه استهلاک دارایی‌های شرکت‌ها نیز کاهش می‌یابد. این تغییرات به صورت سود یا زیان در ترازنامه و به دنبال آن، در حساب جاری شرکت‌ها منعکس می‌شود. بنابراین، با انتشار سود یا زیان شرکت‌ها، قیمت سهام آنها نیز دستخوش تغییر می‌گردد. با افزایش نرخ ارز ارزش دارایی‌های شرکت، به‌ویژه دارایی‌های سرمایه‌ای

1. Pan, M.S; Fok, R.C.W & Liu, Y.A
2. Huang, Q; Wang, X. & Zhang, Sh

وارداتی مانند ماشین آلات، افزایش می‌یابد و در مقابل هزینه استهلاک با کاهش همراه خواهد بود. سرمایه‌گذاران نسبت به این افزایش واکنش نشان داده و شاخص سهام افزایش می‌یابد پس از یک دوره با افزایش نرخ ارز، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری در ارز افزایش می یابد (بروکچین، ۲۰۱۷)[1]. بنابراین، سرمایه‌گذاران به منظور کسب نقدینگی لازم جهت سرمایه‌گذاری در ارز، به عنوان دارایی رقیب، سهام خود را با قیمت پایین‌تر به فروش می‌رسانند که این امر موجب کاهش بازده سهام می‌گردد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۴). همچنین در مورد اثر مثبت شوک‌های ارزی با قیمت سهام می‌توان گفت شوک‌های ارزی مثبت (افزایش نرخ ارز) می‌تواند باعث تغییر در موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی شود. بدین‌صورت که با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای خارجی به پول ملی افزایش و تقاضا برای کالاهای خارجی کاهش می‌یابد و کالاهای داخلی نیز در خارج با قیمت ارزان‌تری به‌فروش می‌رسند، در نتیجه میزان واردات کاهش و صادرات افزایش می یابد (صادقی و محسنی، ۱۳۹۷). در چنین تحلیلی در اثر تقویت موقعیت رقابتی تولید کنندگان داخلی، سود آنها افزایش می‌یابد و درنتیجه شاخص بازده سهام افزایش می‌یابد. بعد از یک دوره کاهش بازده سهام ناشی از تأثیر شوک‌های ارزی بر قیمت سهام نیز از ابعاد مختلف اقتصادی قابل بررسی است. تغییرات نرخ ارز می‌تواند باعث تحت تأثیر قرار گرفتن برنامه‌های تولیدی شرکت‌ها شود، مخصوصا شرکت‌هایی که دارای بدهی-های ارزی فراوانی هستند زیرا، با افزایش نرخ ارز به منابع مالی بیشتری نیاز دارند تا بتوانند به همان میزان قبلی تولید کنند که باعث افزایش حجم سرمایه در گردش شرکت‌ها می‌شود (مشایخ و جمشیدی، ۱۴۰۰). در این صورت شرکت‌ها یا باید فعالیت خود را کاهش دهند و یا اقدام به تأمین مالی از بازار سرمایه کنند. که با افزایش قیمت مواد اولیه و مواد مورد نیاز شرکت‌ها از خارج، سود این شرکت‌ها کاهش و در نتیجه، منجر به کاهش قیمت سهام شرکت‌ها می‌شود و بالطبع بر شاخص کل قیمت نیز تأثیر منفی دارد. از طرف دیگر با بروز نوسانات قیمت ارز، شرکت‌ها یک ریسک سیستماتیک را متحمل خواهند شد که باعث کاهش قیمت سهام می‌شود (نجارزاده و همکاران، ۱۳۸۸).

به‌همین صورت، در این پژوهش چون کشورهای مورد مطالعه اکثراً وارد کننده تکنولوژی هستند، اگر شوکی از جانب نرخ ارز وارد شود قیمت کالاهای وارداتی افزایش پیدا می‌کند. این افزایش قیمت می‌تواند به‌عنوان افزایش سرمایه شرکت محسوب شود. افزایش ناگهانی نرخ ارز به این معنا است که ارزش سرمایه شرکت بالا می‌رود. بر مبنای افزایش ارزش سرمایه، شرکت می‌تواند سهام جدیدی منتشر نماید و بنابراین به‌نظر می‌رسد که افزایش قیمت ارز در کشورهایی که واردکننده تکنولوژی هستند همچنین تصویری را از کانال واردات دارد (بروکچین، ۲۰۱۷). همچنین افزایش نرخ ارز در بسیاری از این اقتصادها به معنی افزایش تورم است. در آن کشورها افزایش تورم منجر به افزایش قیمت دارایی های مالی این شرکت‌ها می‌شود بنابراین چنین شرکت‌هایی بازدهی بیشتری نسبت به سهام فروخته شده در بازار ارائه خواهند کرد و یا بدون آن که روی بازده کار کنند سهام جدیدی وارد بازار می‌کنند. ورود سهام جدید به نوعی بیانگر رونق در آن بازار است و می‌تواند پاسخ مثبت بازار را به همراه داشته باشد (پن و همکاران، ۲۰۰۷).

1. Borochkin, A.



نمودار ۳. تابع واکنش آنی پاسخ بازده بازار سهام به شوک قیمت طلا

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار شکل (۳) تأثیر شوک‌های وارده از سوی قیمت طلا بر بازده بازار سهام را نشان می‌دهد. براساس نتایج بدست آمده، شوک قیمت طلا (به میزان یک انحراف معیار) ابتدا در دوره اول، شاخص بازده سهام را افزایش می دهد. سپس کاهش می‌یابد و به‌سمت تعادل قبل باز می‌گردد. با افزایش ناگهانی قیمت طلا، نقدینگی خرد به علت کاهش قدرت خرید در سایر بازارها از جمله بازار طلا، وارد بورس می‌شود. به‌همین صورت افراد برای حفظ قدرت خرید به سمت بازار سهام روی آورده و نقدینگی زیادی (از تعداد زیادی افراد در بورس) به گردش در می‌آید و در نتیجه شاخص بازده سهام افزایش می‌یابد. سپس با توجه به اینکه طلا به‌عنوان بازار موازی و ابزاری جایگزین برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود و با توجه به شناخت اغلب خانوارها از سرمایه‌گذاری در زمینه طلا نسبت به سایر بازارهای سرمایه، سرمایه‌گذاری در طلا به عنوان یک رقیب جدی برای بازار سرمایه است و طلا به عنوان یک دارایی برای مصون بودن در قبال تورم های قیمتی مورد استقبال سرمایه‌گذاران قرار می گیرد (فطرس و هوشیدری، ۱۳۹۷). با افزایش قیمت طلا، تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در بازار بورس کاهش می‌یابد. بنابراین باعث افت قیمت و کاهش تقاضا برای سهام می‌شود. طبق تئوری پرتفولیو، بخشی از ریسک را می‌توان از طریق تنوع گرایی[1] حذف نمود و مزیت پرتفولیو نیز در کاهش ریسک سرمایه‌گذاری می‌باشد. سرمایه‌گذاران با توجه به شناخت تاثیر نااطمینانی قیمت جهانی طلا، می‌توانند تنوع سبد سرمایه‌گذاری خود را بگونه‌ای انتخاب نمایند که ریسک سرمایه-گذاری را کاهش و بازدهی پرتفوی را افزایش دهند (حیدری و همکاران،۱۳۹۴).

نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش بینی (VDC) برای متغیرهای مورد مطالعه در ۱۰ دوره در جدول (۷) آورده شده است. مقادیر جدول بیانگر این است که در دوره دوم، تغییرات بازده بازار سهام، ۹۹/۷۵۴ درصد مربوط به خود این شاخص، ۰/۰۰۹۹ درصد مربوط به شوک‌های ارزی و ۰/۲۳۵۰ درصد مربوط به شوک‌های قیمتی طلا است. به طور کلی در طی زمان، تغییرات بازده بازار سهام، ۹۹/۷۵۱ درصد

1. Diversification

ناشی از شوک‌های خود بازده سهام، ۰/۰۱۱ درصد ناشی از شوک‌های ارزی و حدود ۰/۲۳۷ درصد مربوط به شوک‌های قیمت طلا می‌شود.

جدول۷. بررسی توابع تجزیه واریانس

قیمت طلا	نرخ ارز	بازده سهام	دوره
۰	۰	۰	۰
۰	۰	۱	۱
۰/۲۳۵	۰/۰۰۹۹	۹۹/۷۵۴	۲
۰/۲۳۶	۰/۰۱۰۹۹	۹۹/۷۵۲	۳
۰/۲۳۷۰	۰/۰۱۱۰۲	۹۹/۷۵۱	۴
۰/۲۳۷۰	۰/۰۱۱۰۲	۹۹/۷۵۱	۵
۰/۲۳۷۱	۰/۰۱۱۰۲	۹۹/۷۵۱	۶
۰/۲۳۷۱	۰/۰۱۱۰۲	۹۹/۷۵۱	۷
۰/۲۳۷۱	۰/۰۱۱۰۲	۹۹/۷۵۱	۸
۰/۲۳۷۱	۰/۰۱۱۰۲	۹۹/۷۵۱	۹
۰/۲۳۷۱	۰/۰۱۱۰۲	۹۹/۷۵۱	۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت تأثیر گذاری شوک‌های مختلف بر بازار مالی و بویژه بازار بورس به عنوان یکی از مباحث مهم و در اقتصاد هر کشور، ،هدف مطالعه حاضر بررسی تاثیرات شوک‌های ارزی و قیمت طلا بر بازار سهام کشورهای منتخب خاورمیانه، طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۲۱ با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری پنلی (PVAR) می‌باشد. تخمین مدل نشان می‌دهد که واکنش بازده بازار سهام به شوک نرخ ارز مثبت بوده و در دوره اول باعث افزایش بازده بازار سهام می‌شود و بعد از یک دوره آن پاسخ مثبت شروع به کاهش می‌کند و به سمت تعادلی اول برمی‌گردد. سپس، پاسخ داده شده به اثر شوک ارز، بعد از دو الی سه دوره بر طرف می‌شود. همچنین، پاسخ متغیر بازده بازارهای سهام مذکور به شوک قیمت طلا نیز مثبت است. بدین‌گونه که ابتدا در دوره اول، شاخص بازده سهام را افزایش می‌دهد، سپس، کاهش می‌یابد و به سمت تعادلی قبل باز می‌گردد. آگاهی سرمایه‌گذاران بین‌المللی از نحوه پاسخ بازارهای بورس کشورهای منتخب به شوک‌های قیمتی وارده از سوی ارز وطلا، هنگامی که اقتصاد این کشورها با چنین شوک‌هایی مواجه می‌شوند، با تحرک بموقع سرمایه‌های خود در چنین بازارهایی می‌توانند در کوتاه‌مدت بازدهی سرمایه‌گذاری خودرا را افزایش داده، سود بدست آورده و مطلوبیت سرمایه‌گذاری را افزایش دهند. بنابراین با توجه به اینکه در این مطالعه از داده‌های ماهانه استفاده شده است، نتایج توابع عکس العمل آنی پیشنهاد می‌دهند که هنگام بروز شوک‌های تحت بررسی، هم از ناحیه ارز و هم از ناحیه قیمت طلا، طی ماه نخست بازده صعودی است. برای سرمایه‌گذارانی که بازار بورس را به عنوان یک بازار سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت نگاه

می‌کنند می‌توانند بنابر یافته‌های این تحقیق در ماه اول به محض بروز شوک یا شنیدن خبر شوک ارزی و قیمت طلا با انجام سرمایه‌گذاری (خرید در ابتدا ماه و فروش در انتهای ماه) سود کسب کنند. همچنین سرمایه‌گذارانی که دید بلندمدت دارند نیز می‌دانند که اثر شوک‌های ارزی و طلا کوتاه‌مدت است و بعد از یک ماه بازار به تعادل اولیه باز می‌گردد و از خط حمایتی اولیه عبور نمی‌کند.

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 شده‌است.

References

Abimbola, A; Olusegun, A. (2017). Appraising the Exchange Rate Volatility, Stock Market Performance and Aggregate Output Nexus in Nigeria. Business and Economics Journal, Volume 8 Issue 1.

Arbabian, S; Zamani, Z; & Sadeghi Mohammadi, N. (2017). The Effect of the Development of Financial Markets on Stock Market Risk. Development Strategy, No. 56. (In Persian).

Asgar Nejad Noori, B. (2015). Effective Factors in Stock Returns of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange: A Meta-Analysis Approach. Asset Management and Financing, (6)20, 29-50. (In Persian).

Badri, A; Davalo, M; & Darri Nokurani, M. (2015). Investigating the Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Performance. Perspective of Financial Management, No. 13, 9-35. (In Persian).

Bakari Hassan, I; M. Azali, Lee Chin & Wan N.W. Azman-Saini. (2017). Macroeconomic Linkages and International Shock Transmissions in East Asia: A Global Vector Autoregressive Approach. Cogent Economics & Finance, (5)1.

Bakhshani, S. (2014). Investigating the Effect of Exchange Rate Changes on Stock Prices and P/E Ratio Using SEM-PLS. Financial and Economic Policy Quarterly, No. 12, 149-164. (In Persian).

Borochkin, A. (2017). Macroeconomic Determinates of the Currency and Stock Market Shocks: A PVAR Approch. Digest Finance, (22)4, 379–391.

Carassus, L; Rásonyi, M. (2020). Risk-Neutral Pricing for Arbitrage Pricing Theory. Journal of Optimization Theory and Applications, No. 18, 248–263.

Ebadi, J; Elahi, N; & Houshmand Gohar, S. (2018). The Effect of Mopney Shock on the Systemic Risk Index of Investment Funds. Economic Research and Policy, No. 89. (In Persian).

Fauziah; Moeljadi; & Ratnawati, K. (2015). Dynamic Relationship between Exchange Rate and Stock Prices in Asia. Journal of Economics, Finance and Accounting, 148-169.

Fotros, M.H. & Hoshidari, M. (2017). Relationships between Oil Price, Gold Price and Exchange Rate with Stock Index of Tehran Stock Exchange. Energy Economics, (14)58, 89-116. (In Persian).

Heydari, H; Shirkavand, S; & Abolfazli, S.R. (2014). Investigating the Simultaneous Effects of Oil Price and Gold Price Uncertainty on the Tehran Stock Exchange Price Index: Based on the Three-Variable GARCH Model. Journal of Financial Engineering and Securities Management, No. 22. (In Persian).

Hosseini, S; Dadras'moghadam, A. (2022). Modeling Monetary and Financial Shocks on the Stock Returns and the Country's Stock Exchange Industries. Journal of Iranian Economic, No. 1, 123-159.

Huang, Q; Wang, X; & Zhang, Sh. (2021). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Stock Market and the Affecting Mechanisms: Evidence from BRICS Countries. Journal of Economics and Finance, No. 56.

Jalaei, S.A.M; Hadye, A; & Rahimipour, A. (2014). Investigating the Impact of Currency Shocks on Stock Returns in Tehran Stock Exchange. Journals of Iranian Economics, No. 23, 135-161. (In Persian).

Jamali, L; & Khodaparast Shirazi, J. (2018). Investigating the Impact of Global Crude Oil Price and Gold Price Shocks on Iran's Stock Market. Applied Economics, (9)30. (In Persian).

Kennedy, K; Nourizad, F. (2016). Exchange Rate Volatility and Its Effect on Stock Market Volatility. Int. J. Hum. Cap. Urban Manage, 1(1), 37-46.

Liang, Ch; Lin, J; Hsu, H. (2013). Re-examining the Relationships between Stock Prices and Exchange Rates in ASEAN-5 Using Panel Granger Causality Approach. Economic Modlling, No. 32, 543-560.

Mangla, A; I; Rehman, R; Xue, W; Naseem, M; Ahmad, M. (2020). Exchange Rate, Gold Price and Stock Market Nexus: A Quantile Regression Approach. Risks Journal, No. 13, 8 – 86.

Mashayekh, S; & Jamshidi, T. (1400). Linear and Non-Linear Reaction of Stock Market Sectors to Gold, Currency and Oil Price Movements. Financial and Behavioral Researches in Accounting, No. 1, 36-54. (In Persian).

Mehrgan, N; & Ahmadi Ghomi, M.A. (2014). Monetary Shocks and Financial Markets: An Application of the PVAR. Economic Research and Policy, No. 75, 103-130. (In Persian).

Mohammadi, H; Karim, M.H; Hashemi, S; & Sargazi, A. (2018). The Effects of Economic Shocks on the Labor Market in Iran. Strategic and Macro Policy, No. 2. (In Persian).

Najarzadeh, R; Aghaei Khondabi, M; & Rezaeipour, M. (2008). Investigating the Effect of Fluctuations of Money and Price Shocks on Stock Price Index of Tehran Stock Exchange Using Vector Autoregression Approach. Economic Research, No. 1, 147-175. (In Persian).

Pan, M.S; Fok, R.C.W. & Liu, Y.A. (2007), Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from East Asian Markets. International Review of Economics and Finance, (16)4, 503-520.

Pesaran, M.H; & Smith, R.P. (2021). Arbitrage Pricing Theory, the Stochastic Discount Factor and Estimation of Risk Premia from Portfolios. Econometrics and Statistics, No. 22.

Rajabian, M.A; Sabahi, A; Lotfalipour, M.R; & Behnameh, M. (2017). Investigating the Impact of Macroeconomic Stability Shocks on the Stock Market Price Index in Iran Using the Bayesian Vector Autoregression (BVAR) Model Approach. Economic Growth and Development Researches, No. 33. 79-90. (In Persian).

Sadeghi Shahdani, M; & Mohseni, H. (2017), Spillover and Transfer of Gold Coin Price Fluctuations on the Capital Market. Financial Economics, No. 44, 103-121. (In Persian).

Saeidi, P. & Amiri, A. (2018). Investigating the Relationship between Macroeconomic Variables and the Total Index of the Tehran Stock Exchange. Economic Modeling Quarterly, No.4, 111-130. (In Persian).

Shakhaowat, H; & Islam, S. (2019). Stock Market Development and Economic Growth in Bangladesh: An Empirical Appraisal. International Journal of Economics and Financial Research, (5)11, 252-258.

Tule, M; Dogo, M; & Uzonwanne, G. (2017). Volatility of Stock Market Returns and the Naira Exchange Rate. Global Finance Journal, No. 25, 147-169.

Zamaniyan, G; & Abuzari, A. (2011). Money Shocks and Dollarization of Iran's Economy. Applied Economic Studies in Iran, No. 5, 57-76. (In Persian).

Zare, H. & Rezaei, Z. (2008). The Effect of Money and Housing Markets on the Behavior of ohe Tehran Stock Exchange Market Index: A Vector Error Correction Model. Isfahan University Research Journal, (21)2. (In Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۹۸-۷۳

مقاله پژوهشی

اثر ساختار مالکیت بر عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها در بازار سهام ایران [۱]

الهام کوهی [۲]، مهدی حیدری [۳]، علی ابراهیم نژاد [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۱۷

چکیده

ساختار مالکیت هرمی و شبکه‌ای که حق کنترل بالاتر از میزان مالکیت سهام شرکت‌ها (سهم از جریان نقد) را برای سهام‌داران عمده فراهم می‌کند از ساختارهای رایج در بازار سهام ایران است. با در نظر گرفتن شبکه‌های سهام‌داری چندلایه و با توجه به تحولاتی که در دو دهه گذشته در ساختار مالکیت بنگاه‌های بزرگ ایرانی رخ داده است، هدف از این پژوهش، بررسی رابطه ساختار مالکیت با عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها است. بدین منظور ساختار مالکیت از چهار جنبه درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، شکاف بین حق کنترل و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، تفاوت حق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده، و نوع مالکیت بررسی شد و ارتباط آن با عملکرد و بازده سهام ۲۶۱ شرکت پذیرفته شده در بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ مورد ارزیابی قرار گرفت. با آستانه مالکیت ۱۵٪ در میان متغیرهای ساختار مالکیت تنها بین حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و عملکرد بنگاه رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد، اما در ساختار مالکیت بنگاه‌هایی که یک مالک دارند و حق کنترلی آن‌ها زیر ۵۰٪ است، این ارتباط برقرار نیست. در ارتباط با نوع مالکیت نیز مالکیت شرکت‌های بیمه رابطه مثبت با عملکرد و بازده سهام، و مالکیت شبه دولتی رابطه منفی با عملکرد شرکت دارد.

واژگان کلیدی: ساختار مالکیت، نوع مالکیت، سهام‌داری هرمی، عملکرد بنگاه، بازده سهام.

طبقه‌بندی موضوعی: *G32, G34*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.40885.2705

۲. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران. Email: elham.kouhi@alum.sharif.edu

۳. استادیار، گروه مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران Email: m.heidari@khatam.ac.ir .

۴. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران. (نویسندهٔ مسئول). Email:ebrahimnejad@sharif.edu.

مقدمه

بنگاه‌داری مدرن از طریق شرکت‌های سهامی امکان تفکیک مالکیت از مدیریت بنگاه را فراهم نموده که علی‌رغم مزایایی که به همراه دارد، همواره این احتمال وجود دارد که مدیران به دنبال حداکثر کردن منافع سهام‌داران نباشند و منافع خود را حداکثر کنند (جنسن و مک‌لینگ[1]، ۱۹۷۶). این تضاد منافع به دلیل اینکه هر یک از مشارکت‌کنندگان اهداف متفاوتی دارند و اطلاعات کاملی در مورد اقدامات و اهداف دیگری ندارند، اتفاق می‌افتد و باعث می‌شود که اقدام مدیران در راستای منافع خود و نه در جهت منافع سهام‌داران باشد (برل و مینز[2]، ۱۹۳۲).

سهام‌داران خرد توانایی و انگیزه نظارت بر مدیران و هم‌راستا کردن منافع مدیر با منافع خودشان را ندارند، زیرا مزایایی که می‌توانند به دست آورند عمدتاً کمتر از هزینه‌ای است که باید برای کنترل و نظارت متحمل شوند و به دلیل درصد سهام پایین سهام‌داران خرد، بخش عمده منافع حاصله نصیب سایر سهام‌داران خواهد شد. در نتیجه مدیر در تصمیمات شرکت صلاحدید خود را لحاظ کرده و از امکانات شرکت برای منافع شخصی استفاده می‌کند (جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶؛ گروسمن و هارت[3]، ۱۹۸۰). در مقابل، سهام‌داران عمده به دلیل توانایی و انگیزه نظارت بر مدیریت می‌توانند از ناکارآمدی در مدیریت جلوگیری کرده و باعث بهبود عملکرد بنگاه شوند و منافعشان هم‌راستا با منافع مدیریت خواهد بود. اما در این حالت تضاد منافع دیگری به وجود می‌آید که سهام‌دار عمده منافع را به هزینه سهام‌داران خرد تصاحب می‌کند (اشلایفر و ویشنی[4]، ۱۹۸۶؛ بارکارت و همکاران[5]، ۱۹۹۷).

بنابراین، در صورت عدم‌وجود زیرساخت‌های حکمرانی مناسب، مالکیت بنگاه‌ها توسط سهام‌داران عمده باعث تضییع حقوق سهام‌داران خرد و کاهش کارایی می‌شود. در مقابل، پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهند که وجود سهام‌دار عمده باعث بهبود عملکرد شرکت می‌شود. به عنوان مثال اشلایفر و ویشنی (۱۹۸۶) معتقدند وجود یک سهام‌دار عمده باعث کاهش مسئله نمایندگی در سازمان می‌شود. گیلان و استارکس[6] (۲۰۰۳) نشان دادند در کشورهایی که سهام‌دار عمده در ساختار مالکیت بیشتر شرکت‌ها وجود دارد، مشکلات نمایندگی ناشی از جدایی مالکیت از مدیریت رایج نیست. همچنین، با وجود اینکه گروسمن و هارت (۱۹۸۰) معتقدند وجود سهام‌دار عمده مسئله سواری مجانی را تا حدی حل می‌کند اما، باعث بروز تضاد منافع بین سهام‌دار عمده و خرد می‌شود. لاپورتا و همکاران[7] (۱۹۹۹) نیز نشان دادند شرکت‌های بزرگ جهان عموماً تحت کنترل مالکیت متمرکز (خانوادگی یا دولتی) هستند.

1. Jensen & Meckling
2. Berle & Means
3. Grossman & Hart
4. Shleifer & Vishny
5. Burkart et al
6. Gillan & Starks
7. La Porta et al

یکی از مهم‌ترین عواملی که تضاد منافع میان سهام‌داران خرد و عمده را شدت می‌بخشد، جداسازی مالکیت از کنترل و در واقع تفاوت بین حق جریان نقدی و حق رأی یا کنترل است. از طرفی، شکل‌گیری ساختار مالکیت هرمی می‌تواند باعث جداسازی مالکیت از کنترل شود (ببچاک و کرکمن[1]، ۲۰۰۰). زمانی که سهام‌دارانی با حق جریان نقدی کم، کنترل بیشتری بر بنگاه داشته باشند، می‌توانند از منابع و امکانات بنگاه برای منافع شخصی خود استفاده کنند که این به ضرر سایر سهام‌داران خرد است.

سئوالی که این پژوهش درصدد است به آن پاسخ دهد این است که آیا رابطه‌ای بین ساختار مالکیت هرمی و شبکه‌ای (که حق کنترلی بالاتر از میزان مالکیت سهام شرکت‌ها (سهم از جریان نقد) را برای سهام‌داران عمده فراهم می‌کند) با عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد.

پاسخ به این سئوال از این جهت مهم است که ساختار مالکیت پیامدها و نتایج مهمی برای حاکمیت و عملکرد شرکت‌ها دارد. در کشور ما نیز پس از اجرای سیاست خصوصی‌سازی و تغییر مالکیت شرکت‌ها، مباحث مربوط به ساختار مالکیت بیش از پیش مورد توجه قرار گرفت. علاوه بر خصوصی‌سازی، اجرای طرح سهام عدالت و سیاست‌هایی از قبیل طرح واگذاری مالکیت شرکت‌های دولتی به عموم مردم از طریق صندوق‌های دارا یکم و پالایش یکم در سال ۱۳۹۹ نیز ضرورت بررسی رابطه تمرکز مالکیت و اختلاف میان حق رأی و حق جریان نقدی سهام‌داران عمده با عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها را دوچندان کرده و می‌تواند در انتخاب سیاست‌های بهینه و تصمیمات درست مؤثر باشد.

با وجود اینکه در ایران ساختار مالکیت هرمی و شبکه‌ای رایج است و مالکیت بسیاری از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران و فرابورس ایران دارای ساختار هرمی و تو در تو هستند، تاکنون پژوهشی به بررسی شکاف بین حق رأی و حق جریان نقدی مالکان نهایی (که می‌تواند باعث تضاد منافع بین سهام‌داران عمده و خرد شود) بر عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها نپرداخته است و فقط حق جریان نقدی مالک مستقیم و نه مالک نهایی بررسی گردیده‌است. برای این منظور، ساختار مالکیت، عملکرد و بازده سهام ۲۶۱ شرکت پذیرفته شده در بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در ادامه، مبانی نظری و ادبیات مرتبط با حوزه پژوهش مرور خواهد شد. به دنبال آن بخش سوم، به سئوال پژوهش و روش‌شناسی می‌پردازد. در بخش چهارم، نتایج پژوهش بررسی خواهد شد. بخش پنجم، به آزمون پایداری و بخش آخر به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با رشد و گسترش شرکت‌ها و نیاز به تأمین سرمایه تعداد مالکان افزایش می‌یابد. افزایش تعداد مالکان و نیز تخصصی‌تر شدن مدیریت بنگاه‌ها باعث جدا شدن مالکیت از مدیریت می‌شود که تضاد منافع بین مدیران و سرمایه‌گذاران یا مسئله نمایندگی را موجب می‌شود. معمولاً سرمایه‌گذاران با وابسته کردن حقوق و پاداش مدیران به عملکرد بنگاه و یا حفاظت مستقیم از منافع خود با نظارت بر مدیریت از طریق تمرکز

1. Bebchuk & Kraakman

مالکیت سعی در رفع این مشکل دارند. سهام‌داران در کشورهای مختلف به ازای سرمایه‌گذاری خود، حقوق مالکیت دریافت می‌کنند که این حقوق از یک سو، شامل حقوق جریان نقدی است که سهام‌دار سهم خود را از سود شرکت دریافت می‌کند و از سوی دیگر، شامل حقوق کنترل است که بر اساس آن سهام‌دار می‌تواند بر دارایی‌های شرکت از طریق اعمال حق رأی کنترل داشته باشد. سهام‌دار عمده هم به دلیل داشتن حق کنترل بالا توانایی نظارت بر مدیریت را دارد و هم به دلیل داشتن حق جریان نقدی، انگیزه نظارت دارد تا ثروتش را حداکثر کند. جنسن و مکلینگ (۱۹۷۶) نیز به این موضوع اشاره کردند که سرمایه‌گذاران با سهام مالکیت بالا انگیزه‌های قوی برای به حداکثر رساندن ارزش شرکت دارند و قادر به جمع‌آوری اطلاعات و نظارت بر مدیران هستند، در حالی که در شرکت‌های با مالکیت پراکنده، سهام‌داران خرد توانایی و انگیزه نظارت بر مدیران و همراستا کردن منافع مدیر با منافع خودشان را ندارند. در نتیجه، مدیر در تصمیمات شرکت منافع خود را در نظر گرفته و از منابع شرکت برای منافع شخصی استفاده می‌کند (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶؛ گروسمن و هارت، ۱۹۸۰).

علاوه بر وجود سهام‌دار عمده و حمایت از حقوق سهام‌داران، وجود سهام‌دار نهادی نیز می‌تواند راهکاری برای رفع مسئله نمایندگی باشد. مالکان نهادی و خصوصی علاوه بر دسترسی به اطلاعات بیشتر به دلیل انگیزه‌های قوی برای کسب سود عملکرد بهتری دارند (جاستین و همکاران، ۲۰۰۹).

اما مطالعات اشلایفر و ویشنی (۱۹۸۶) و بارکارت و همکاران (۱۹۹۷) تضاد منافع مهم دیگری را نشان می‌دهند. آن‌ها بیان می‌کنند زمانی که سهام‌داران عمده شرکت را مدیریت می‌کنند، منافع را به هزینه سهام‌داران خرد تصاحب می‌کند.

کنترل فراتر از مالکیت از طریق ساختارهای هرمی[1]، سهام‌داری متقابل[2] و گاهی از طریق سهام ممتاز[3] اتفاق می‌افتد. لاپورتا و همکاران (۱۹۹۹) نشان می‌دهند که در کشورهای با حمایت ضعیف از حقوق سهام‌داران خرد، ساختار مالکیت هرمی مهم‌ترین ابزار برای جداسازی مالکیت از کنترل یک بنگاه است. لاون و لوین[4] (۲۰۰۷) بیان می‌کنند در ساختارهای هرمی عملکرد شرکت‌هایی که دارای چند سهام‌دار عمده هستند با سایر شرکت‌ها متفاوت است. همچنین، در بین شرکت‌هایی که دارای چند سهام‌دار عمده هستند، عملکرد شرکت‌هایی که دارای پراکندگی بالای حقوق جریان نقدی هستند با شرکت‌هایی که دارای پراکندگی حقوق جریان نقدی کمتر هستند، متفاوت است.

بدین منظور، در این پژوهش بعد از شناسایی سهام‌داران عمده، ساختار مالکیت از چهار جنبه درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، شکاف بین حق کنترل و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، تفاوت حق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده، و نوع مالکیت بررسی می‌شود و ارتباط آن با عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

1. Pyramid structure
2. Cross holdings
3. Dual class share
4. Laeven and Levine

پیشینه پژوهش

ارتباط بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت در ابتدا با پژوهش برل و مینز (۱۹۳۲) مطرح گردید. آن‌ها ادعا کردند رابطه معکوسی بین پراکندگی مالکیت و عملکرد شرکت وجود دارد. پس از آن پژوهش‌های زیادی به بررسی اثرات تمرکز مالکیت بر عملکرد بنگاه‌ها و بازده سهام پرداختند و به نتایج متفاوتی دست یافتند. در نتیجه، اجماع و توافق نظری در مورد ماهیت چنین رابطه‌ای ایجاد نشده است.

مطالعاتی از جمله لاپورتا و همکاران (۲۰۰۲)، جو[1] (۲۰۰۳)، لمن و لینز[2] (۲۰۰۳)، لینز (۲۰۰۳) همگی نشان دادند که بین حق جریان نقدی بزرگترین مالک و عملکرد شرکت رابطه مثبتی وجود دارد. در بازار ایران نیز نتایج پژوهش مهدوی و میدری (۱۳۸۴) نیز حاکی از آن است که تمرکز مالکیت رابطه مثبت و معنی‌داری با بازدهی سهام دارد. در مقابل، بولتون و وان تدن[3] (۱۹۹۸) و ادمنز[4] (۲۰۰۹) وجود سهام‌دار عمده را به دلیل تأثیر منفی بر نقدینگی سهام شرکت، باعث کاهش بازده سهام دانستند.

بندسن و ولفنزون[5] (۲۰۰۰) نیز بیان کردند که مالکان بزرگ برای گرفتن کنترل شرکت رقابت می‌کنند، زیرا منافع خصوصی از کنترل وجود دارد. اگر مالک بزرگی که کنترل شرکت را به دست آورده دارای حقوق جریان نقدی کوچکی باشد، آنگاه سلب مالکیت منابع شرکت تنها شامل یک کاهش کوچک در جریان نقد سهام‌دار کنترل‌کننده است (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶؛ اشلایفر و ولفنزون[6]، ۲۰۰۲). سهام‌دار کنترلی که دارای کمترین جریان نقدی است، به دلیل کوچک بودن حق جریان نقدی انگیزه استفاده از منابع شرکت برای منافع شخصی را دارد و نیز، به دلیل داشتن حق رأی کافی توانایی استفاده از منابع شرکت برای منافع شخصی را خواهد داشت. بنابراین، تفکیک حقوق جریان نقدی از حقوق کنترل می‌تواند هزینه‌های نمایندگی را به میزان بیشتری نسبت به هزینه‌های مربوط به یک سهام‌دار کنترل‌کننده که دارای اکثریت حقوق جریان نقد در شرکت است، ایجاد کند (ببچاک و همکاران[7]، ۲۰۰۰).

بندسن و ولفنزن (۲۰۰۰) نشان دادند رابطه منفی میان پراکندگی حقوق جریان نقدی در بین سهام‌داران عمده و عملکرد بنگاه وجود دارد، چرا که سهام‌داران عمده برای تشکیل یک اتحاد موقت که از طریق آن بتوانند حقوق کنترلی زیاد و حق جریان نقدی کمی داشته باشند تا منافع شخصی خود را تأمین کنند، رقابت می‌کنند و زمانی که حقوق جریان نقدی به صورت نابرابر بین سهام‌داران عمده توزیع شده باشد احتمال شکل‌گیری این اتحاد موقت با حقوق جریان نقدی کم افزایش می‌یابد. در مقابل با رقابت برای گرفتن کنترل، این دیدگاه نیز وجود دارد که سهام‌داران عمده می‌توانند بر یک‌دیگر نظارت متقابل داشته

1. Joh
2. Lemmon and Lins
3. Bolton and Van Thadden
4. Edmans
5. Bennedsen and Wolfenzon
6. Shleifer and Wolfenzon
7. Bebchuk et al

باشند و مانع از استفاده منابع شرکت برای منافع شخصی شوند و ارزش شرکت افزایش یابد (پاگانو و روئل[1]، ۱۹۹۸). بلاچ و هگی[2] (۲۰۰۳) نشان می‌دهند که احتمال نظارت گسترده بین سهام‌داران عمده زمانی که حقوق جریان نقدی به طور نابرابر بین آن‌ها توزیع می‌شود، کمتر است. در حوزه پژوهش‌های داخلی، تا کنون پژوهشی در خصوص رابطه بین عملکرد و بازده سهام با توزیع حقوق جریان نقدی بین سهام‌داران عمده انجام نشده‌است.

در ارتباط با نوع مالکیت نیز کاراداناسیس و دراکوس[3] (۲۰۰۴) بیان می‌کنند، بین سرمایه‌گذاران نهادی و عملکرد شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. گوگلر و همکاران[4] (۲۰۰۸) از رابطه منفی بین عملکرد شرکت و مالکیت نهادی خبر دادند. در مطالعات داخلی نیز، حساس یگانه و همکاران (۱۳۸۷) به این نتیجه رسیدند که بین سرمایه‌گذاران نهادی و عملکرد شرکت رابطه مثبتی وجود دارد، درحالی‌که نتایج پژوهش حسینی (۱۳۸۶) نشان داد هیچ‌گونه رابطه معنی‌داری بین سرمایه‌گذاران نهادی و بازده سهام شرکت وجود ندارد. در جدول *1*خلاصه ادبیات پژوهش آورده شده است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری بیان شده و هدف پژوهش فرضیه‌های زیر تدوین شده‌است.

- میان حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و عملکرد و بازده سهام شرکت رابطه مثبت وجود دارد.
- میان تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و عملکرد و بازده سهام شرکت رابطه منفی وجود دارد.
- میان تفاوت بین حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده و عملکرد و بازده سهام شرکت رابطه منفی وجود دارد.
- میان نوع مالکیت و عملکرد و بازده سهام شرکت رابطه وجود دارد.

جدول ۱. خلاصه ادبیات

مطالعه	نمونه مورد بررسی	دوره مورد بررسی	نتیجه
لاپورتا و همکاران (۲۰۰۲)	۵۲۹ بنگاه در ۲۷ کشور ثروتمند	۱۹۹۵-۱۹۹۶	بین حق جریان نقدی بزرگترین مالک و عملکرد شرکت رابطه مثبتی وجود دارد.
جو (۲۰۰۳)	۵۸۲۹ بنگاه در کره	۱۹۹۳-۱۹۹۷	شرکت‌هایی که تمرکز مالکیت در آن‌ها پایین تر است سودآوری و ارزش شرکت پایین تر است و هر چه قدر اختلاف بین حق کنترل و حق جریان نقدی سهام‌دار کنترلی بالاتر باشد عملکرد شرکت پایین تر است.

1.Pagano and Roell
2. Bloch and Hege
3. Karathanasis and Drakos
4. Gugler et al

مطالعه	نمونه مورد بررسی	دوره مورد بررسی	نتیجه
لمن و لینز (۲۰۰۳)	۸۰۰ بنگاه در ۸ کشور آسیای شرقی(هنگ کنگ، اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره جنوبی، تایوان و تایلند)	بحران مالی ۱۹۹۷	بازده سهام شرکت‌هایی که سهام‌دار نهایی آن حقوق کنترل و جریان نقدی متفاوتی را از طریق ساختارهای هرمی برای خود ایجاد می‌کند در طول دوره بحران ۱۲ درصد کمتر از سایر شرکت‌ها است. همچنین بین حق جریان نقدی بزرگترین مالک و عملکرد شرکت رابطه مثبتی وجود دارد.
لینز (۲۰۰۳)	۱۴۳۳ بنگاه در ۱۸ اقتصاد در حال ظهور	۱۹۹۵-۱۹۹۷	زمانی که حق کنترل سهام‌دار عمده از حق جریان نقدی آن فراتر می‌رود ارزش شرکت کاهش می‌یابد. بین حق جریان نقدی بزرگترین مالک و ارزش شرکت رابطه مثبتی وجود دارد.
آتیگ و همکاران (۲۰۰۹)	۱۲۵۲ بنگاه در ۹ کشور آسیای شرقی (هنگ کنگ، اندونزی، ژاپن، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره جنوبی، تایوان و تایلند)	۱۹۹۶	اضافه کردن یک سهام‌دار عمده به ساختار مالکیت شرکت به طور متوسط عملکرد شرکت را ۴,۹۶٪ افزایش می‌دهد.
آلوچنا و کامینسکی (۲۰۱۷)	۴۹۵ بنگاه تولیدی در لهستان	۲۰۰۵-۲۰۱۴	رابطه منفی بین تمرکز مالکیت و عملکرد شرکت وجود دارد. همچنین وجود دومین سهام‌دار عمده باعث کاهش عملکرد شرکت می‌شود.
درای فیلد و همکاران (۲۰۰۷)	در ۴ کشور آسیای شرقی (اندونزی، مالزی، کره و تایلند)	۱۹۹۴-۱۹۹۹۸	تمرکز مالکیت رابطه مثبت با اهرم مالی و ارزش شرکت در شرکت‌های کشور اندونزی و کره دارد ولی این ارتباط در کشورهای تایلند و ژاپن منفی می‌باشد.
کلایسنز و همکاران (۲۰۰۲)	۱۳۰۱ بنگاه در ۸ کشور آسیای شرقی (هنگ کنگ، اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره، تایوان و تایلند)	۱۹۹۵	ارزش شرکت با افزایش حقوق جریان نقدی در اختیار بزرگترین سهام‌دار افزایش می‌یابد ولی با افزایش اختلاف بین حقوق کنترل و حقوق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار کاهش می‌یابد. همچنین یک رابطه منفی بین پراکندگی حقوق جریان نقدی در میان صاحبان عمده و ارزش شرکت وجود دارد.
لاون و لوین (۲۰۰۷)	۱۶۵۷ بنگاه در ۱۳ کشور اروپای غربی (اتریش، بلژیک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایرلند، ایتالیا، نروژ، پرتغال، اسپانیا، سوئد، سوئیس و بریتانیا)	۱۹۹۶-۱۹۹۹	با افزایش حقوق جریان نقدی در اختیار بزرگترین سهام‌دار عملکرد شرکت افزایش می‌یابد و با افزایش اختلاف بین حقوق کنترل و حقوق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار عملکرد شرکت کاهش می‌یابد. بین پراکندگی جریان نقدی و عملکرد شرکت نیز رابطه منفی وجود دارد.
لمان و ویگاند (۲۰۰۰)	۳۶۱ بنگاه بانک محور آلمانی	۱۹۹۱-۱۹۹۶	حضور سهام‌داران بزرگ لزوما سودآوری را افزایش نمی-دهد. وجود مؤسسات مالی به عنوان بزرگترین سهام‌داران شرکت‌های تجاری، عملکرد شرکت را بهبود می بخشد.
فاسیو و همکاران (۲۰۰۱)	تمام بنگاه‌های کشورهای هنگ کنگ، اندونزی، مالزی، ژاپن، فیلیپین، سنگاپور، کره، تایوان، تایلند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و بریتانیا)	۱۹۹۲-۱۹۹۶	وجود چند سهام‌دار عمده در شرکت، سود سهام پرداختی را در اروپا افزایش و در آسیا کاهش می‌دهد.

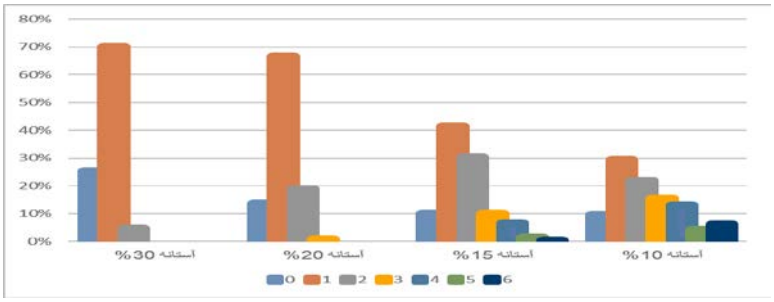
مطالعه	نمونه مورد بررسی	دوره مورد بررسی	نتیجه
التونیبت (۲۰۱۸)	۸۶ بنگاه در کشور عمان	۲۰۱۰-۲۰۱۴	علاوه بر اینکه ساختار مالکیت رابطه مثبت با عملکرد شرکت دارد، مالکیت نهادی و خارجی ارتباطی منفی و مالکیت متمرکز و مدیریتی ارتباطی مثبت با عملکرد شرکت دارد.
اود دین و همکاران (۲۰۲۰)	۱۴۶ شرکت تولیدی در پاکستان	۲۰۰۳-۲۰۱۲	ارتباط بین تمرکز مالکیت و مالکیت نهادی و دولتی با عملکرد شرکت مثبت است.
چیان مو یه (۲۰۱۸)	۱۵ بنگاه توریستی در کشور تایوان	۲۰۱۱-۲۰۱۵	تمرکز مالکیت و وجود سهام‌داری نهادی ارتباطی مثبت با عملکرد شرکت دارد.

توضیحات: خلاصه نتایج ادبیات مورد مطالعه همراه با نمونه و دوره مورد بررسی آورده شده است. منبع: یافته‌های پژوهش

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش برای بررسی رابطه بین ساختار مالکیت با عملکرد و بازده سهام شرکت، ساختار مالکیت از چهار جنبه؛ درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، انحراف بین حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، تفاوت حقوق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده و نوع مالکیت بررسی می‌شود. مطالعه تفکیک مالکیت و کنترل به داده‌های حقوق جریان نقدی و حقوق کنترل نیاز دارد که با استفاده از زنجیره مالکیت محاسبه می‌شود. در صورت وجود زنجیره‌های کنترل غیرمستقیم، تفاوت بین حقوق جریان نقدی و حقوق کنترل ایجاد می‌شود. سهام‌داران عمده اغلب سهام خود را طوری ساختار بندی می‌کنند که حقوق کنترل زیاد اما حقوق جریان نقد نسبتاً کمی داشته باشند و بدین ترتیب، با صرف منابع مالی کمتر، منابع بیشتری را تحت کنترل خود بگیرند. این ساختار توانایی مالک را در انحراف منابع شرکت برای منافع شخصی افزایش می‌دهد اما، سود سهام را کاهش می‌دهد.

در شبکه سهام‌داری، یک یا چند شرکت در رأس هرم قرار دارند که شرکت‌های زیادی به صورت مستقیم یا غیرمستقیم زیر مجموعه آن‌ها هستند. در این ساختار، سهام‌داری به عنوان مالک نهایی شناخته می‌شود که به صورت مستقیم و غیرمستقیم از طریق زنجیره مالکیت دارای حداقل ۱۵ درصد حق رأی در بنگاه‌ها باشد. در آزمون پایداری این آستانه به ۲۰ درصد تغییر می‌یابد و نتایج دوباره بررسی خواهد شد. اکثر مطالعات این سطح را ۱۰ درصد در نظر می‌گیرند (لاپورتا و لاپز، ۱۹۹۹؛ کلایسنز و همکاران، ۲۰۰۰؛ لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۲). پژوهش حاضر، این آستانه با توجه به اینکه ساختار مالکیت در ایران متمرکز است، ۱۵ درصد در نظر گرفته شده‌است. نمودار ۱ تمرکز ساختار مالکیت در آستانه‌های مختلف را به عنوان نمونه برای سال ۱۳۹۸ نشان می‌دهد. همان طور که در نمودار مشخص است، اگر آستانه مالکیت ۳۰ درصد در نظر گرفته شود، کمتر از ۵ درصد بنگاه‌ها تنها دو مالک نهایی دارند و بنگاه‌هایی با بیشتر از دو مالک نهایی وجود ندارند. نزدیک به ۷۰ درصد بنگاه‌ها نیز یک مالک نهایی دارند. درحالی که در آستانه مالکیت ۱۰ درصد، ۲۰ درصد بنگاه‌ها دو مالک نهایی دارند، ۳۹ درصد بنگاه‌ها دارای حداقل ۳ مالک نهایی هستند و ۶ درصد نیز دارای حداقل ۶ مالک نهایی می‌باشند.



نمودار ۱. تمرکز ساختار مالکیت در آستانه‌های مختلف مالکیت

توضیح: این نمودار تمرکز ساختار مالکیت در آستانه‌های مختلف در سال ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. اعداد ۰، ۱، ۲، ۳، ۴، ۵ و ۶ که به هر رنگ اختصاص داده شده است بیانگر تعداد مالک نهایی درساختار مالکیت بنگاه می‌باشد.

در شناسایی شبکه سهام‌داری، داده‌های مالکیت مستقیم تمامی شرکت‌ها موجود است، اما برای اینکه بتوان مالکان نهایی و گروه‌های کسب و کار را شناسایی کرد، از الگوریتمی مشابه الگوریتم استفاده شده در مطالعه آلمیدا و همکاران[1] (۲۰۱۱) استفاده شده‌است. پس از مشخص شدن مالکان نهایی شرکت‌ها، حقوق جریان نقدی و کنترلی مالکان نیز با استفاده از ماتریسی که آلمیدا و همکاران (۲۰۱۱) معرفی کردند به دست می‌آیند. توضیحات کامل این الگوریتم در پیوست الف قرار داده شده‌است.

برای محاسبه حقوق جریان نقدی مالکان نهایی در هر یک از بنگاه‌های زیر مجموعه، یک شبکه سهام‌داری با N بنگاه فرض شده است و ماتریس A درصد مالکیت اعضای این گروه (بجز بنگاه رأس) در یکدیگر را نشان می‌دهد:

$$A = \begin{bmatrix} 0 & s_{12} & \cdots & s_{1n} \\ s_{21} & 0 & & s_{2n} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ s_{n1} & s_{n2} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \quad (۱)$$

s_{ij} درصد مالکیت بنگاه i از بنگاه j می‌باشد. ماتریس f نیز مالکیت مستقیم بنگاه رأس هرم از هریک از اعضا است:

$$f = [f_1 \quad f_2 \cdots f_{n-1} \quad f_n] \quad (۲)$$

در نهایت، ماتریس $U_{1\times n}$ حق جریان نقدی مالک نهایی در هر بنگاه را محاسبه می‌کند. حقوق کنترلی مالکان نهایی نیز مجموع حق رأی آخرین زنجیره‌هایی است که به صورت مستقیم و غیرمستقیم به بنگاه وصل می‌شود. بنگاهی که با آستانه ۱۵٪ دارای مالک نهایی نباشد به عنوان بنگاهی با ساختار مالکیت پراکنده در نظر گرفته می‌شود.

$$U_{1\times n} = f(I_n - A)^{-1} \quad (۳)$$

1. Almeida et all

یکی از علل تفاوت در نتایج پژوهش‌ها علاوه بر اختلاف در نمونه‌ها، نحوه‌ی اندازه‌گیری ارزش شرکت و ساختار مالکیت، درون‌زا یا برون‌زا گرفتن ساختار مالکیت است. ساختار مالکیت زمانی برون‌زا است که از عوامل توضیح دهنده ارزش شرکت باشد و زمانی درون‌زا است که خود وابسته به عوامل توضیح دهنده‌ای مانند ویژگی‌های شرکت باشد (میئونگ،[1] ۱۹۹۸). برخلاف پژوهش‌های قبلی که ساختار مالکیت را برون‌زا در نظر می‌گرفتند، دمستز[2](۱۹۸۳) بیان می‌کند ساختار مالکیت پیامدی درون‌زا است. درنتیجه، ساختار مالکیت یک شرکت منعکس کننده‌ی تصمیمات سهام‌داران فعلی است. البته ساختار مالکیت چه پراکنده چه متمرکز باید در جهت حداکثر کردن منافع سهام‌داران باشد، بنابراین نباید هیچ رابطه سیستماتیکی بین تغییرات در ساختار مالکیت و تغییرات در عملکرد شرکت وجود داشته باشد (دمستز و ویلالونگا[3]، ۲۰۰۱). ساختار مالکیت در طی زمان دچار نوسانات و تغییرات کمی است و لذا بعید به نظر می‌رسد تغییرات سالانه در عملکرد شرکت‌ها و یا بازده سهام بتواند بر ساختار مالکیت اثر بگذارد.

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه شرکت‌های غیر مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ است و نمونه پژوهش شامل شرکت‌هایی است که؛ دوره مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در هیچ سالی منفی نباشد و داده‌های مورد نیاز برای انجام این پژوهش در دسترس باشد. در نهایت، با اعمال شرایط فوق تعداد ۲۶۱ بنگاه به عنوان نمونه انتخاب گردید.

برای ارزیابی عملکرد شرکت از دو نسبت مالی پرکاربرد، بازده دارایی‌ها (ROA[4]) و بازده حقوق صاحبان سهام (ROE[5]) استفاده می‌شود. بازده دارایی‌ها از نسبت سود خالص به جمع دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام از نسبت سود خالص به جمع حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

بازده دارایی‌ها نشان دهنده توانایی یک شرکت در بکارگیری تمام دارایی‌ها و کسب سود از آن‌ها است که تحت تأثیر ساختار مالی شرکت قرار نمی‌گیرد. اما ارزش واقعی دارایی‌ها ممکن است بسیار پائین‌تر یا بالاتر از ارزش دفتری آن‌ها باشد، زیرا دارایی‌ها در ترازنامه به خالص ارزش دفتری نشان داده می‌شوند. در بازده حقوق صاحبان سهام نیز مدیریت می‌تواند با توجه به اهداف خود، سود حسابداری و در نتیجه، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام را تغییر دهد (جهانخانی و سجادی، ۱۳۷۴). لازم به ذکر است که در این پژوهش، نتایج به دست آمده از هر دو معیار مشابه بوده و لذا، تنها نتایج مربوط به بازده دارایی‌ها گزارش گردیده است. برای ارزیابی بازده سهام نیز از بازده سالانه سهام استفاده می‌شود. برای استفاده از این شاخص باید سود نقدی[6] و عایدی سرمایه[7] محاسبه گردد.

---

1. Myeong
2 Demsetz
3 Demsetz & Villalonga
4. Return On Asset
5. Return On Equity
6. Cash Dividend
7. Capital Gain

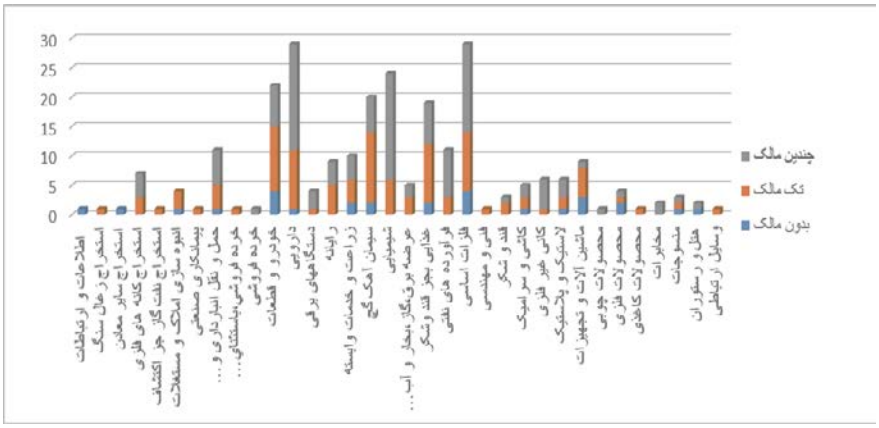
در ابتدا بررسی می‌شود که آیا بنگاه‌هایی با ساختار مالکیت پیچیده در نمونه مورد بررسی وجود دارد و آیا سرمایه‌گذاران ارزش آن‌ها را متفاوت از سایر بنگاه‌هایی که دارای سهام‌داران پراکنده‌اند و یا یک مالک نهایی دارند، می‌دانند یا خیر. جدول ۲ تعداد بنگاه‌ها و ارزش بازاری آن‌ها را برای انواع ساختار مالکیت در سال ۱۳۹۸ نشان می‌دهد. ۴۷,۴۵٪ از بنگاه‌ها دارای چند سهام‌دار عمده هستند و ۷۳,۸۵٪ ارزش بازار را تشکیل می‌دهند و این نشان می‌دهد که ساختار مالکیت با چندین سهام‌دار عمده در شرکت‌های بزرگ بیشتر رایج است. نمودار ۲ نیز تعداد بنگاه‌ها بر اساس نوع مالکیت در صنایع مختلف را نشان می‌دهد. همان طور که مشخص است بیشترین تعداد بنگاه با چند سهام‌دار عمده متعلق به صنایع دارویی، فلزات اساسی، شیمیایی و خودرو و قطعات است.

در گام بعدی، بررسی می‌شود که آیا تفاوتی بین بنگاه‌های با چند سهام‌دار عمده و بنگاه‌های با ساختار مالکیت پراکنده و یا تک‌مالکی وجود دارد. بدین منظور ساختار مالکیت به دسته‌های مختلف تقسیم می‌گردد. اگر بزرگترین مالک حق کنترلی بالای ۵۰ درصد را داشته باشد فارغ از اینکه مالک دیگری وجود دارد یا خیر جزء دسته مالکیت اکثریت قرار می‌گیرد و اگر تنها یک مالک وجود داشته باشد که حق کنترلی کمتر از ۵۰٪ را دارد در دسته سهام‌دار عمده منفرد غیر اکثریت قرار می‌گیرد. شرکت‌های دارای چند سهام‌دار عمده نیز به دو دسته تقسیم می‌گردد؛ اگر تفاوت حقوق جریان نقدی بین آن‌ها کمتر و یا مساوی با میانه تفاوت حقوق جریان نقدی باشد، در دسته چند سهام‌دار عمده با تفاوت حق جریان نقدی کم و اگر این تفاوت بیشتر از میانه باشد در دسته چند سهام‌دار عمده با تفاوت حق جریان نقدی زیاد قرار می‌گیرد. جدول 3 نشان می‌دهد بازده دارایی، بازده سهام، بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت قیمت به عایدی در بنگاه‌های با چند سهام‌دار عمده متفاوت است با بنگاه‌هایی که ساختار مالکیت پراکنده دارند و یا تک مالکی هستند. در قسمت ب، جدول ۳ همبستگی انواع مختلف ساختار مالکیت با سایر ویژگی‌های بنگاه بررسی می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد در مالکیت اکثریت، نسبت بدهی شرکت بالاتر و نقدشوندگی سهام کمتر است، در حالی که اگر مالکیت پراکنده باشد، اندازه شرکت کوچک‌تر، بدهی آن کمتر و سهام شرکت نقد شونده‌تر است. در جدول ۴ نیز اطلاعاتی در ارتباط با نوع دو سهام‌دار عمده آورده شده است.

جدول ۲. ارزش بازاری بنگاه‌ها برای انواع ساختار مالکیت

	تعداد (٪ از کل)	مجموع ارزش بازاری – میلیارد ریال (٪ از کل)
بنگاه‌های بدون مالک نهایی	۲۸ (۱۰,۹۸)	۱۱۹،۵۸۸ (۱,۵۸)
بنگاه‌های با یک مالک نهایی	۱۰۶ (۴۱,۵۷)	۱،۸۵۳،۴۳۲ (۲۴,۵۶)
بنگاه‌های با چند سهام‌دار عمده	۱۲۱ (۴۷,۴۵)	۵،۵۷۲،۵۳۱ (۷۳,۸۵)
کل بنگاه‌ها	۲۵۵ (۱۰۰)	۷،۵۴۵،۵۵۲ (۱۰۰)

توضیحات: تعداد بنگاه‌ها و ارزش بازاری آن‌ها برای انواع ساختار مالکیت در سال ۱۳۹۸



نمودار ۲. تعداد بنگاه‌ها بر اساس نوع مالکیت در صنایع مختلف در سال ۱۳۹۸

نمودار ۳ نیز درصد نوع مالکیت سهام‌داران عمده را در بین سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ نشان می‌دهد. نوع خصوصی بیشترین درصد را در طی سال‌ها داشته است ولی از سال ۱۳۹۶ از این درصد کاسته شده و به درصد مالکیت صندوق‌های بازنشستگی و همچنین، مالکیت دولتی اضافه شده است. برای بررسی رابطه میان ساختار مالکیت با عملکرد شرکت و بازده سهام شرکت‌ها، مدل‌های پژوهش به صورت زیر است:

$$ROA_{i\,t+1} = \beta_0 + \beta_1 (CF1)_{it} + \beta_2 (C1 - CF1)_{it} + \beta_3 (CF1 - CF2)_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Age_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \beta_7 Grow_{it} + \beta_8 Asset_{it} + \beta_9 Inv_{it} + \beta_{10} B_{it} + \beta_{13} Type_{it} + u_{it} \quad (۴)$$

$$R_{i\,t+1} = \beta_0 + \beta_1 (CF1)_{it} + \beta_2 (C1 - CF1)_{it} + \beta_3 (CF1 - CF2)_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Age_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \beta_7 Grow_{it} + \beta_8 Asset_{it} + \beta_9 liq_{it} + \beta_{10} roe_{it} + \beta_{11} B_{it} + \beta_{12} prof_{it} + \beta_{13} Type_{it} + u_{it} \quad (۵)$$

جدول ۳. نسبت‌های مالی در ساختار مالکیت‌های متفاوت

الف)	تعداد مشاهدات	میانگین بازده دارایی	میانه بازده دارایی	میانگین حقوق صاحبان سهام	میانه حقوق صاحبان سهام	میانگین نسبت قیمت به عایدی هرسهم	میانه نسبت قیمت به عایدی هرسهم	میانگین بازده سهام	میانه بازده سهام
مالکیت اکثریت	۶۲۵	۱۵،۹۵	۱۲،۹۵	۳۳،۴۸	۳۵،۴۲	۳۱،۹۵	۷،۳۶	۱۴۳،۹۵	۷۳،۶۴
سهام‌دار عمده منفرد غیر اکثریت	۱۳۱	۱۷،۵۸	۱۴،۴۹	۲۶،۸۶	۲۸،۳۴	۴۳،۶۹	۵،۹۹	۱۳۹،۳۸	۶۹،۳۳
چند سهام‌دار عمده با تفاوت حق جریان نقدی کم	۱۰۸	۱۹،۹۰	۱۷،۱۸	۳۴،۷۰	۳۸،۲۹	۱۹،۵۶	۵،۳۷	۱۱۴،۳۹	۵۹،۸۶
چند سهام‌دار عمده با تفاوت حق جریان نقدی زیاد	۱۳۰	۱۸،۹۹	۱۴،۲۴	۳۳،۴۸	۲۷،۱۵	۲۱،۴۶	۴،۹۳	۱۱۵،۹۵	۴۹،۹۵

الف)	تعداد مشاهدات	میانگین بازده دارایی	میانه بازده دارایی	میانگین حقوق صاحبان سهام	میانه حقوق صاحبان سهام	میانگین نسبت قیمت به عایدی هرسهم	میانه نسبت قیمت به عایدی هرسهم	میانگین بازده سهام	میانه بازده سهام
بدون مالک نهایی	۱۲۰	۱۱,۹۷	۶,۸۰	۲۲,۲۶	۱۵,۰۶	۶۳,۳۰	۱۱,۸۵	۱۶۱,۳۵	۷۶,۸۲
کل	۱,۱۱۴	۱۶,۴۵	۱۳,۲۰	۳۱,۶۱	۳۲,۷۵	۳۴,۲۸	۶,۸۲	۱۳۹,۱۵	۶۹,۵۰

ب)	نرخ رشد فروش	بدهی	اندازه	سن	نسبت سرمایه گذاری	دارایی-های مشهود	نقدشوندگی	ریسک سیستماتیک	حاشیه سود خالص
مالکیت اکثریت	-۰,۰۳۲ (۰,۲۷۹)	۰,۲۰۵ (۰,۰۰۰)	۰,۰۱۳ (۰,۶۵۳)	-۰,۰۳۸ (۰,۱۹۸)	-۰,۰۳۷ (۰,۲۱۵)	-۰,۱۱۸ (۰,۰۰۰)	-۰,۱۲۴ (۰,۰۰۰)	-۰,۰۹۵ (۰,۰۰۱)	-۰,۰۳۹ (۰,۱۹۷)
سهام‌دار عمده منفرد غیر اکثریت	۰,۰۰۶ (۰,۸۴۱)	-۰,۱۰۴ (۰,۰۰۰)	-۰,۰۷۲ (۰,۰۱۶)	۰,۰۸۲ (۰,۰۰۵)	-۰,۰۱۴ (۰,۶۳۲)	۰,۰۷۳ (۰,۰۱۴)	۰,۱۲۳ (۰,۰۰۰)	۰,۰۵۱ (۰,۰۸۷)	-۰,۰۰۱ (۰,۹۷۳)
چند سهام‌دار عمده با تفاوت حق جریان نقدی کم	-۰,۰۱۱ (۰,۷۰۰)	-۰,۰۳۷ (۰,۲۰۶)	۰,۱۶۳ (۰,۰۰۰)	-۰,۰۵۱ (۰,۰۸۳)	-۰,۰۱۳ (۰,۶۶۰)	۰,۰۳۸ (۰,۱۹۶)	-۰,۰۲۳ (۰,۴۲۸)	۰,۱۱۳ (۰,۰۰۰)	۰,۰۷۲ (۰,۰۱۷)
چند سهام‌دار عمده با تفاوت حق جریان نقدی زیاد	۰,۰۰۰ (۰,۹۸۸)	-۰,۱۰۲ (۰,۰۰۰)	۰,۱۴۸ (۰,۰۰۰)	-۰,۰۰۲ (۰,۹۴۰)	۰,۰۸۸ (۰,۰۰۳)	۰,۰۶۴ (۰,۰۳۲)	-۰,۰۹۱ (۰,۰۰۲)	۰,۰۴۶ (۰,۱۲۹)	۰,۰۶۴ (۰,۰۳۵)
بدون مالک نهایی	۰,۰۵۷ (۰,۰۶۰)	-۰,۰۷۷ (۰,۰۰۹)	-۰,۲۵۵ (۰,۰۰۰)	۰,۰۲۷ (۰,۳۵۵)	-۰,۰۰۳ (۰,۹۰۶)	۰,۰۱۰ (۰,۷۳۸)	۰,۱۸۷ (۰,۰۰۰)	-۰,۰۵۸ (۰,۰۵۴)	-۰,۰۷۳ (۰,۰۱۶)

توضیحات: در قسمت الف بازده دارایی، بازده سهام، بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت قیمت به عایدی در بنگاه‌های با چند سهام‌دار عمده، بنگاه‌هایی که ساختار مالکیت پراکنده دارند و یا تک مالکی هستند، بررسی شده است. در قسمت ب همبستگی انواع مختلف ساختار مالکیت با سایر ویژگی‌های بنگاه بررسی شده است.

جدول۴. نوع مالکیت سهام‌داران عمده

الف) در بین تمام مشاهدات

نوع	بانک	سرمایه‌گذار خارجی	دولت	حقیقی	بیمه	سرمایه‌گذاری	بازنشستگی	سبد سرمایه گذاری	خصوصی	شبه دولتی	عمومی
سهامدار عمده اول	۱,۹۲ ٪	۰٪	٪ ۰,۹۰	٪۶,۳۹	٪۰,۱۳	٪۱۹,۹۵	٪۱۱,۶۴	٪۰	٪۴۳,۶۸	٪۳,۳۲	٪۱۱,۸۹
سهامدار عمده دوم	۶,۱۹٪	۰,۹۸٪	۱۶,۲۹٪	۱,۹۵٪	۱,۹۵٪	۸,۴۷٪	۱۸,۸۹٪	۰,۹۸٪	۲۱,۱۷٪	۱۳,۳۶٪	۹,۷۷٪

ب) در بین بنگاه های با چند سهام‌دار عمده

نوع	بانک	سرمایه‌گذار خارجی	دولت	حقیقی	بیمه	سرمایه‌گذاری	بازنشستگی	سبد سرمایه‌گذاری	خصوصی	شبه دولتی	عمومی
سهامدار عمده اول	۱۵۶ ٪	۰٪	٪ ۰	٪۱۱,۷۲	٪۰,۷۸	٪۸,۵۹	٪۱۲,۵۰	٪۰	٪۳۹,۸۴	٪۶,۲۵	٪۱۸,۷۵
سهامدار عمده دوم	۱۵۶/.	۰٪	۱۵,۶۳/.	۴۶۹٪.	۰٪	۸,۵۹٪.	۱۷,۹۷/.	۲,۳۴/.	۲۳,۴۴/.	۱۵,۶۳/.	۱۰,۱۶/.

توضیحات: در قسمت الف اطلاعاتی در ارتباط با نوع دو سهام‌دار عمده آورده شده است. در قسمت ب نوع دو سهام‌دار عمده‌ای که هیچ کدام حق کنترلی بالای ۵۰٪ را ندارند آورده شده است. همانطور که مشخص است مالکیت خصوصی بیشترین درصد را هم در نوع سهام‌دار اول و هم در نوع سهام‌دار دوم دارد. با توجه به این که مالکیت خصوصی بیشترین درصد را در نوع سهام‌دار عمده اول و دوم دارد، با استفاده از رگرسیون لاجیت بررسی کردیم و به این نتیجه رسیدیم که نوع بزرگترین سهام‌دار هیچ محتوای پیش‌بینی کننده‌ای نسبت به نوع دومین سهام‌دار عمده ندارد

متغیرهای مستقل

متغیر CF1[1] میزان حقوق جریان نقدی بزرگ‌ترین مالک نهایی که دارای حداقل ۱۵٪ حق کنترل است را نشان می‌دهد.

متغیر C1[2] - CF1 میزان اختلاف بین حقوق کنترلی و حقوق جریان نقدی بزرگترین مالک نهایی است. این متغیر اگر هیچ سهام‌داری وجود نداشته باشد که حداقل ۱۵٪ حق کنترل داشته باشد، صفر است.

متغیر CF1 – CF2 میزان اختلاف حقوق جریان نقدی بین دو سهام‌دار عمده را نشان می‌دهد. این متغیر اگر دو سهام‌دار وجود نداشته باشد که حداقل ۱۵٪ حق کنترل داشته باشند، صفر است.

متغیر Type بیانگر نوع مالکیت بزرگترین سهام‌دار است، که این نوع شامل؛ مالکیت بانکی، دولتی، حقیقی، سرمایه‌گذاری، بازنشستگی، خصوصی، شبه دولتی، عمومی و شرکت‌های بیمه است.

متغیرهای وابسته

برای ارزیابی عملکرد شرکت از بازده دارایی‌ها استفاده می‌شود که برابر با سود خالص به کل دارایی‌ها ضرب در صد است. در محاسبه بازده سالانه سهام نیز، علاوه بر تغییرات قیمت اول و آخر دوره باید عواید ناشی از خرید آن سهم (حق تقدم، سود نقدی و سهام جایزه) در نظر گرفته شود، بنابراین:

$$R_t = \frac{(P_t - P_{t-1}) + D_t + \frac{(P_t - P_n) \times N_c}{N_t} + \frac{P_t \times N_e}{N_t}}{P_{t-1}} * 100 \qquad (۶)$$

R_t[3] بازده کل سهام، P_t[4] قیمت سهم در انتهای سال مالی، P_{t-1} قیمت سهم در ابتدای سال مالی، P_n[5] ارزش اسمی سهم، D_t[6] سود نقدی ناخالص هر سهم، N_e تعداد سهام افزایش یافته از طریق اندوخته یا سود انباشته، N_c تعداد سهام افزایش یافته از طریق آورده نقدی و N_t تعداد سهام قبل از افزایش سرمایه را نشان می‌دهند.

1. Cash Flow Right
2. Control Right
3. Return
4. Price
5. Par Value
6. Dividend per share

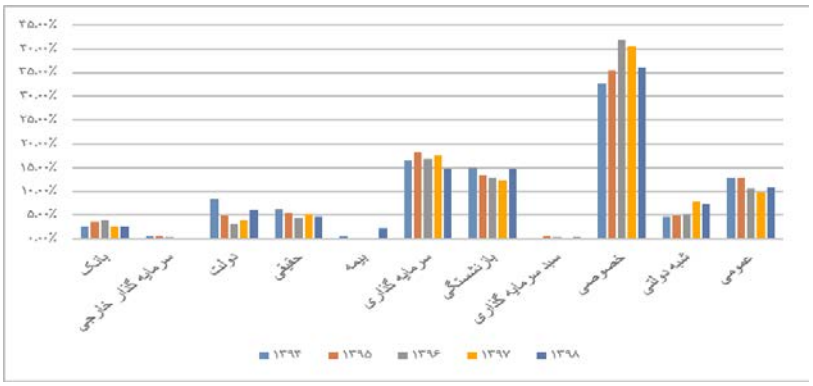
متغیرهای کنترلی

متغیر Size برای در نظر گرفتن اندازه شرکت است که با لگاریتم ارزش دفتری مجموع دارایی‌ها در پایان سال مالی شرکت اندازه‌گیری می‌شود. Age، سن شرکت است که با تعداد سالی که از زمان تأسیس شرکت می‌گذرد، اندازه‌گیری می‌شود. متغیر Lev[1] نسبت بدهی به دارایی است که از تقسیم کل بدهی بنگاه به دارایی آن به دست می‌آید. متغیر Grow[2] برابر با نرخ رشد فروش شرکت است، که نماینده‌ای برای فرصت‌های رشد شرکت است. متغیر Asset[3] نسبت دارایی‌های مشهود به کل دارایی‌ها است. متغیر Inve[4] نسبت مخارج سرمایه به کل دارایی‌ها است. متغیر β[5] ریسک سیستماتیک است که حساسیت نوسانات بازده سهم در برابر نوسانات بازار را اندازه‌گیری می‌کند و از تقسیم کواریانس بازده سهام و بازده شاخص کل بر واریانس بازده شاخص کل به دست می‌آید.

$$\beta = \frac{cov(ri.rm)}{var(rm)} \qquad (۷)$$

متغیر Liq[6] نقدشوندگی سهام است که برابر با جمع ارزش معاملات سهام در طی سال نسبت به ارزش بازاری سهام در ابتدای سال است. متغیر ROE[7] بازده حقوق صاحبان سهام که برابر با نسبت سود خالص به بازده حقوق صاحبان سهام می‌باشد. متغیر Prof[8] حاشیه سود خالص است که معیاری برای سودآوری است و از تقسیم سود (زیان) خالص بنگاه به درآمد بنگاه به دست می‌آید.

مشاهداتی که دارای سه سهادار عمده و یا بیشتر بودند تنها ۱۴٪ مشاهدات را شامل می‌شدند که برای سهولت در کار حذف گردیدند. جدول ۵ خلاصه آماری متغیرهای مورد بررسی را در سطح بنگاه سال نشان می‌دهد.



نمودار ۳ . درصد نوع مالکیت سهام‌داران عمده در بین سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸

1. Debt to Assets Ratio
2. Growth
3. Tangible Assets to Total Assets Ratio
4. Investment Ratio
5. Beta (Systematic Risk)
6. Liquidity Ratio
7. Return On Equity
8. Net Profit Margin

جدول ۵. خلاصه آماری

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	۲۵ درصد	میانه	۷۵ درصد	حداقل	حداکثر
بازده دارایی	۹۰۲	۱۵،۶۱	۱۵،۰۸	۴،۳۰	۱۲،۵۶	۲۴،۰۷	-۱۳،۱۵	۶۴،۱۴
بازده حقوق صاحبان سهام	۹۰۲	۳۰،۵۵	۲۶،۴۱	۱۰،۶۳	۳۱،۵۲	۴۹،۳۲	-۵۸،۷۴	۹۰،۱۰
بازده سالانه ی سهم	۹۰۲	۱۴۱،۷۶	۲۰۱،۴۴	۱۴،۸۳	۶۹،۵۰	۱۷۸،۳۷	-۳۸	۱۰۱۶،۱۳
حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار	۹۰۲	۳۸،۲۲	۲۵،۷۵	۱۸،۵۶	۳۹،۳۶	۵۴،۰۰	۰	۹۷
تفاوت بین حق رأی و حق جریان نقدی	۹۰۲	۱۲،۱۳	۱۹،۴۷	۰،۰۵	۰،۷۲	۱۹،۶۲	۰	۸۶،۲۴
تفاوت بین حقوق جریان نقدی	۹۰۲	۶،۵۵	۱۱،۸۸	۰	۰	۹	۰	۵۰

توضیحات: خلاصه آماری متغیرهای مورد بررسی را در سطح بنگاه سال نشان می‌دهد.

یافته‌های پژوهش

رابطه ساختار مالکیت با عملکرد شرکت

جدول ۶ نتایج تخمین معادله (۴)[1] را به روش رگرسیون تلفیقی با لحاظ اثرات ثابت زمان[2]، صنعت[3] و خوشه‌بندی[4] جزء خطا نمایش می‌دهد. تصریح (۱) رابطه اصلی ساختار مالکیت و عملکرد شرکت را بدون هیچ متغیر کنترلی نمایش می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار به صورت مثبت و معنی‌داری درسطح ۱٪ با عملکرد شرکت در ارتباط است. رابطه بین تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و همچنین، رابطه تفاوت بین حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده با عملکرد شرکت مطابق با ادبیات منفی است اما از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. در ادامه برای کنترل ساختارهای مالکیت پراکنده و یا اکثریت، در تصریح (۲) متغیر مجازی اکثریت برای مشاهداتی که مالک نهایی آن‌ها دارای حق کنترل بالای ۵۰٪ است و متغیر مجازی پراکنده برای مشاهداتی که با آستانه ۱۵٪ دارای مالک نهایی نیستند، قرار داده شده‌است. همچنین، حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح ۵٪ با عملکرد شرکت دارد. تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و تفاوت حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده با عملکرد شرکت رابطه‌ای ندارند. در تصریح (۳) متغیرهای کنترلی و در تصریح (۴) نوع مالکیت بزرگترین سهام‌دار لحاظ شده‌است و تنها رابطه حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و عملکرد معنی‌دار است. در ارتباط با نوع مالکیت نیز مالکیت شرکت‌های بیمه ارتباط مثبت و معنی‌داری در سطح ۱٪ با عملکرد شرکت دارد، درحالی که مالکیت شبه دولتی دارای رابطه منفی و معنی‌دار در سطح ۵٪ با عملکرد شرکت است. در تصریح (۵) مشاهداتی که دارای مالک اکثریت هستند حذف گردید و همچنان رابطه بین حقوق جریان نقدی و عملکرد، در سطح ۱۰٪ مثبت و معنی‌دار است. در تصریح (۶) علاوه بر مشاهداتی که دارای مالک اکثریت هستند، ساختارهای پراکنده نیز از نمونه خارج شد و رابطه بین حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و عملکرد معنی‌دار نشد. بنابراین، در تصریح (۷)، (۸) و (۹) تنها مشاهداتی در نظرگرفته شده‌است که دارای چند سهام‌دار عمده هستند که هیچ کدام حقوق کنترلی بالای ۵۰٪ ندارند. همچنان در مشاهداتی با چنین ساختاری حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح ۱۰٪ با عملکرد شرکت دارد. در ارتباط

1. Laeven and Levine
2. Time fixed effect
3. Industry fixed effect
4. Clustered standard errors

با نوع مالکیت، مالکیت شرکت‌های بیمه رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح ۵٪ با عملکرد شرکت دارد. در ادامه، جهت اطمینان از رابطه بین اختلاف حقوق جریان نقدی سهامداران عمده و عملکرد شرکت از یک تبدیل استفاده می‌شود. دمستز و لهن [1] یک تبدیل لگاریتمی به شکل زیر را برای رسیدن به توزیع متقارن حق جریان نقدی به کار می‌برند، در این پژوهش از این تبدیل استفاده می‌شود و معادله (۹) جایگزین معادله (۴) می‌شود:

$$\text{L Cash flow} = \text{Log}\left(\frac{cash\ flow}{100-cash\ flow}\right) \qquad (۸)$$

$$ROA_{i\,t+1} = \beta_0 + \beta_1 (LCF1)_{it} + \beta_2 (LC1 - LCF1)_{it} + \beta_3 (LCF1 - LCF2)_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Age_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \beta_7 Grow_{it} + \beta_8 Asset_{it} + \beta_9 Inv_{it} + \beta_{10} B_{it} + \beta Type_{it} + u_{it} \qquad (۹)$$

جدول ۷ نتایج تخمین معادله (۹) را به روش رگرسیون تلفیقی با لحاظ اثرات ثابت زمان و صنعت و خوشه‌بندی جزء خطا نمایش می‌دهد. تصریح (۱) رابطه اصلی ساختار مالکیت و عملکرد شرکت را نمایش می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که حق جریان نقدی بزرگترین سهامدار رابطه مثبت و معنی‌داری درسطح ۱۰٪ با عملکرد شرکت دارد. رابطه‌ای بین تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهامدار و تفاوت بین حقوق جریان نقدی سهامداران عمده با عملکرد شرکت مشاهده نمی‌شود. در ادامه بدین منظور که بتوان ساختارهای مالکیت اکثریت را کنترل کرد در تصریح (۲) متغیر مجازی اکثریت برای مشاهداتی که مالک نهایی آن‌ها دارای حق کنترلی بالای ۵۰٪ است، قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد حق جریان نقدی بزرگترین سهامدار رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح ۵٪ با عملکرد شرکت دارد. رابطه بین تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهامدار و عملکرد شرکت در این تصریح مثبت و معنی‌دار است اما، با اضافه کردن متغیرهای کنترلی معنی‌داری آن از بین می‌رود. در تصریح (۴) نوع مالکیت بزرگترین سهامدار لحاظ می‌شود، در این حالت نیز رابطه بین اختلاف حقوق جریان نقدی سهامداران عمده و عملکرد معنی‌دار نیست. در ارتباط با نوع مالکیت نیز مالکیت بیمه، دولتی و افراد حقیقی ارتباط مثبت و معنی‌داری در سطح ۱٪ با عملکرد شرکت دارند.

جدول ۶. رابطه ساختار مالکیت با عملکرد شرکت

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
حق جریان نقدی	۰,۰۷۴***	۰,۱۱۵**	۰,۰۹۱**	۰,۰۷۱**	۰,۰۹۷*	۰,۱۴۴	۰,۳۶۱*	۰,۲۹۱*	۰,۲۹۹
بزرگترین سهامدار	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۰)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۵۳)	(۰,۱۰۷)	(۰,۲۰۹)	(۰,۱۷۱)	(۰,۱۸۶)
تفاوت حق رأی و	-۰,۰۲۴	۰,۰۱۵	۰,۰۲۵	۰,۰۱۹	۰,۰۱۶	۰,۰۶۹	۰,۲۳۲	۰,۱۱۰	۰,۰۳۲
حق جریان نقدی	(۰,۰۳۱)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۱)	(۰,۰۳۶)	(۰,۱۰۶)	(۰,۱۷۵)	(۰,۱۸۱)	(۰,۱۵۲)	(۰,۱۸۵)
تفاوت حقوق جریان	-۰,۰۵۲	-۰,۰۳۹	-۰,۰۲۹	-۰,۰۲۳	-۰,۰۸۹	-۰,۰۹۱	-۰,۱۱۹	-۰,۰۲۴	-۰,۱۰۶
نقدی	(۰,۰۴۱)	(۰,۰۴۵)	(۰,۰۴۲)	(۰,۰۴۰)	(۰,۱۲۴)	(۰,۱۳۱)	(۰,۲۲۶)	(۰,۱۸۵)	(۰,۲۱۲)
اندازه			۲,۹۶۱*** (۱,۰۱۲)	۳,۲۳۷*** (۱,۰۴۰)				۱۰,۱۸۲*** (۱,۹۸۸)	۹,۷۴۲*** (۱,۶۵۲)
دارایی‌های مشهود			-۱۵,۵۳۹*** (۵,۵۵۳)	-۱۵,۲۲۶*** (۵,۲۹۰)				-۹,۲۰۵ (۷,۹۳۹)	-۱۱,۶۴۳ (۷,۸۰۴)
بدهی			-۲۲,۸۲۴*** (۳,۲۰۷)	-۲۲,۳۶۴*** (۳,۲۵۶)				-۱۴,۳۴۳* (۷,۵۸۷)	-۱۲,۲۱۳* (۶,۹۸۴)

1. Demsetz &Lehn

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
ریسک سیستماتیک			-۰,۸۹۶	-۰,۶۹۲				-۳,۴۸۵	-۴,۰۸۳*
			(۱,۰۲۹)	(۱,۰۰۰)				(۲,۲۳۶)	(۲,۳۰۱)
بیمه				۱۵,۹۶۰***					۱۹,۸۶۹**
				(۳,۰۹۵)					(۱۰,۱۴۳)
سرمایه‌گذاری				۰,۷۰۷					-۱۴,۷۸۹*
				(۲,۸۱۰)					(۸,۱۸۶)
شبه‌دولتی				-۵,۷۱۸**					-۳,۰۰۳
				(۲,۷۳۶)					(۷,۳۲۵)
ضریب تعیین	۰,۳۳۵	۰,۳۳۷	۰,۵۴۱	۰,۵۵۰	۰,۴۴۷	۰,۴۲۴	۰,۳۷۱	۰,۷۵۸	۰,۷۸۸

توضیحات: رابطه ساختار مالکیت ۲۶۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ از چهار جنبه؛ درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، انحراف بین حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، تفاوت حقوق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده، و نوع مالکیت، بر عملکرد دوره بعدی شرکت بررسی می‌شود. عملکرد شرکت از طریق بازده دارایی‌ها اندازه‌گیری شده است. در همه تصریح‌ها اثرات ثابت زمان و صنعت لحاظ شده است و جزء خطا خوشه بندی شده است. مقدار خطای استاندارد در پرانتز آورده شده است. در صورت معنی‌دار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰۵ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** درکنار آن‌ها قرار داده شده است.

جدول ۷. رابطه ساختار مالکیت تبدیل یافته با عملکرد شرکت

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
حق جریان نقدی	۲,۷۴۸*	۴,۰۱۲**	۲,۸۸۶*	۲,۱۱۶	۶,۷۸۶*	۴,۰۹۶
	(۱,۵۹۷)	(۱,۶۳۷)	(۱,۶۵۵)	(۱,۵۹۲)	(۳,۴۹۳)	(۳,۶۳۷)
بزرگترین سهام‌دار	۱,۲۰۱	۲,۵۰۵**	۱,۱۳۹	۱,۲۰۹	۵,۳۶۱	۱,۵۳۹
تفاوت حق رأی و حق	(۱,۱۴۶)	(۱,۲۰۸)	(۱,۲۴۰)	(۰,۹۵۶)	(۳,۵۶۵)	(۳,۹۴۸)
جریان نقدی	۰,۴۰۹	۰,۹۷۶	۰,۳۲۶	۰,۹۳۳	-۱,۱۸۸	۰,۱۴۲
تفاوت حقوق جریان	(۱,۳۷۴)	(۱,۳۷۳)	(۱,۳۰۸)	(۱,۳۵۱)	(۳,۳۰۴)	(۳,۰۸۴)
نقدی		-۳,۱۳۷*	-۰,۸۱۲			
اکثریت		(۱,۷۸۹)	(۱,۶۸۶)			
اندازه			۲,۶۳۳	۳,۰۷۰*		۹,۷۱۰***
			(۱,۷۳۲)	(۱,۶۵۳)		(۱,۷۶۶)
دارایی‌های مشهود			***	***		-۱۰,۹۵۹
			-۱۷,۱۱۰	-۱۷,۸۱۰		(۸,۲۰۰)
			(۳,۳۲۲)	(۳,۷۵۵)		
بدهی			***	***		-۱۱,۵۵۹
			-۱۶,۱۸۳	-۱۶,۹۸۶		(۷,۱۱۳)
			(۵,۲۰۰)	(۴,۹۹۱)		
ریسک سیستماتیک			-۰,۰۱۵	-۰,۲۲۵		-۴,۰۸۹*
			(۱,۵۹۹)	(۱,۵۳۸)		(۲,۳۴۵)
حقیقی				۹,۲۸۳***		۱,۶۸۴
				(۲,۹۳۸)		(۵,۳۸۱)
بیمه				***		۱۸,۱۷۹
				۱۸,۴۸۵		(۱۱,۱۷۵)
				(۴,۸۳۷)		
بازنشستگی				۶,۷۵۸*		۱,۹۵۹
				(۳,۴۷۶)		(۴,۲۸۴)
ضریب تعیین	۰,۳۸۳	۰,۳۹۶	۰,۶۴۰	۰,۶۵۸	۰,۳۷۳	۰,۷۸۲

توضیحات: رابطه ساختار مالکیت ۲۶۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ از چهار جنبه؛ درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، انحراف بین حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، تفاوت حقوق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده، و نوع مالکیت، بر عملکرد دوره بعدی شرکت بررسی می‌شود. عملکرد شرکت از طریق بازده دارایی‌ها اندازه‌گیری شده است. در همه تصریح‌ها اثرات ثابت زمان و صنعت لحاظ شده است و جزء خطا خوشه بندی شده است. مقدار خطای استاندارد در پرانتز آورده شده است. در صورت معنی‌دار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰۵ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** درکنار آن‌ها قرار داده شده است.

در تصریح (۵) مشاهداتی که دارای مالک اکثریت هستند خارج شده‌است و در تصریح (۶) متغیرهای کنترلی و نوع مالکیت اضافه گردیده‌است، ولی رابطه‌ای بین اختلاف حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده و عملکرد شرکت مشاهده نمی‌شود.

رابطه ساختار مالکیت با بازده سهام

جدول ۸ نتایج تخمین معادله (۵)[1] را به روش رگرسیون تلفیقی با لحاظ اثرات ثابت زمان و صنعت و خوشه بندی جزء خطا نمایش می‌دهد. تصریح (۱) رابطه اصلی ساختار مالکیت و بازده سهام شرکت را بدون هیچ متغیر کنترلی نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که رابطه بین حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار با بازده سهام شرکت از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. از طرفی رابطه تفاوت حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده و بازده سهام منفی و از لحاظ آماری در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است. در ادامه بدین منظور که بتوان ساختارهای مالکیت پراکنده و یا اکثریت را کنترل کرد، در تصریح (۲) متغیر مجازی اکثریت برای مشاهداتی که مالک نهایی آن‌ها دارای حق کنترل بالای ۵۰٪ است و متغیر مجازی پراکنده برای مشاهداتی که با آستانه ۱۵٪ دارای مالک نهایی نیستند، تعریف شده‌است. همچنان حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار رابطه‌ای با بازده سهام شرکت ندارد ولی بین تفاوت حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده و بازده سهام شرکت رابطه منفی و معنی‌داری در سطح ۱۰٪ وجود دارد. در تصریح (۳) با اضافه کردن متغیرهای کنترلی معنی‌داری تفاوت حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده از بین رفته و در واقع ساختار مالکیت ارتباطی با بازده سهام شرکت ندارد و عواملی چون نقدشوندگی سهام شرکت، اندازه، دارایی‌های مشهود و بدهی با بازده سهام رابطه دارند. در تصریح (۴) نوع مالکیت بزرگترین سهام‌دار نیز لحاظ می‌شود و نتایج تصریح (۳) تکرار می‌شود و در ارتباط با نوع مالکیت نیز مالکیت شرکت‌های بیمه ارتباط مثبت و معنی‌داری در سطح ۵٪ با بازده سهام شرکت دارد.

در تصریح (۵) مشاهداتی که دارای مالک اکثریت هستند خارج شده‌اند و در تصریح (۶) علاوه بر مشاهداتی که دارای مالک اکثریت هستند، ساختارهای پراکنده نیز از نمونه خارج گردیده‌اند و همچنان رابطه‌ای بین ساختار مالکیت و بازده سهام مشاهده نمی‌شود. در تصریح های (۷)، (۸) و (۹) تنها مشاهداتی در نظر گرفته شده‌است که دارای چند سهام‌دار عمده هستند که هیچ کدام حق کنترل بالای ۵۰٪ ندارند. رابطه معنی‌داری بین ساختار مالکیت و بازده سهام مشاهده نشد و فقط رابطه مالکیت شرکت‌های بیمه با بازده سهام مثبت و در سطح ۵٪ معنی‌دار است.

در ادامه جهت اطمینان از رابطه بین اختلاف حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده و بازده سهام شرکت از تبدیلی که در قسمت قبل ذکر گردید استفاده می‌شود و معادله (۱۰) جایگزین معادله (۵) می‌گردد.

$$R_{i\,t+1} = \beta_0 + \beta_1 (CF1)_{it} + \beta_2 (C1 - CF1)_{it} + \beta_3 (CF1 - CF2)_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Age_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \beta_7 Grow_{it} + \beta_8 Asset_{it} + \beta_9 liq_{it} + \beta_{10} roe_{it} + \beta_{11} B_{it} + \beta_{12} prof_{it} + \beta_{13} Type_{it} + u_{it} \quad (۱۰)$$

جدول ۹ نتایج تخمین معادله (۱۰) را به روش رگرسیون تلفیقی با لحاظ اثرات ثابت زمان و صنعت و خوشه-بندی جزء خطا نمایش می‌دهد. تصریح (۱) رابطه اصلی ساختار مالکیت و بازده سهام شرکت را بدون هیچ متغیر کنترلی نمایش می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که رابطه‌ای میان حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و تفاوت حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده و بازده سهام مشاهده

1. Laeven and Levine (2007)

نمی‌شود. در ادامه بدین منظور که بتوان ساختارهای مالکیت اکثریتکنترل شود، در تصریح (۲) متغیر مجازی اکثریت برای مشاهداتی که مالک نهایی آن‌ها دارای حق کنترلی بالای ۵۰٪ است قرار می‌گیرد و در تصریح (۳) متغیرهای کنترلی نیز اضافه می‌گردد، نتایج نشان می‌دهد که ارتباطی بین ساختار مالکیت و بازده سهام وجود ندارد. در تصریح (۴) نوع مالکیت بزرگترین سهام‌دار را نیز لحاظ می‌کنیم و نتایج تصریح (۳) تکرار می‌شود. در ارتباط با نوع مالکیت نیز مالکیت افراد حقیقی ارتباط مثبت و معنی‌داری در سطح ۵٪ با بازده سهام شرکت دارد. در تصریح (۵) مشاهداتی که دارای مالک اکثریت هستند خارج می‌شوند و در تصریح (۶) متغیرهای کنترلی و نوع مالکیت اضافه می‌شوند ولی همچنان رابطه‌ای بین ساختار مالکیت و بازده سهام شرکت مشاهده نمی‌شود.

آزمون پایداری

شاخص پراکندگی جایگزین

در این قسمت به جای تفاضل حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده به عنوان شاخصی برای پراکندگی، از شاخص بکار رفته توسط لاون و لوین (۲۰۰۷) ، استفاده شده است:

$$\text{Dispersion} = [\text{cash-flow-1} - \text{cash-flow-2}] / [\text{cash-flow-1} + \text{cash-flow-2}] \quad (۱۱)$$

و معادله (۴) و (۱۰) بازنویسی شده است:

$$ROA_{i\,t+1} = \beta_0 + \beta_1 (CF1)_{it} + \beta_2 (C1 - CF1)_{it} + \beta_3 (Dispersion)_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Age_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \beta_7 Grow_{it} + \beta_8 Asset_{it} + \beta_9 Inv_{it} + \beta_{10} B_{it} + \beta_{13} Type_{it} + u_{it} \quad (۱۲)$$

$$R_{i\,t+1} = \beta_0 + \beta_1 (CF1)_{it} + \beta_2 (C1 - CF1)_{it} + \beta_3 (Dispersion)_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Age_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \beta_7 Grow_{it} + \beta_8 Asset_{it} + \beta_9 liq_{it} + \beta_{10} roe_{it} + \beta_{11} B_{it} + \beta_{12} prof_{it} + \beta_{13} Type_{it} + u_{it} \quad (۱۳)$$

نتایج حاکی از آن است که همچنان پراکندگی حقوق جریان نقدی بین سهام‌داران عمده با عملکرد شرکت و بازده سهام رابطه‌ای ندارد.

جدول ۸. رابطه ساختار مالکیت با بازده سهام

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
حق جریان	-۰,۱۴۲	-۰,۳۵۰	-۰,۲۴۴	-۰,۰۶۲	-۰,۱۹۰	۰,۷۱۹	۳,۷۷۱ **	۲,۴۷۶	۲,۸۸۱
نقدی بزرگترین	(۰,۱۴۹)	(۰,۳۸۲)	(۰,۳۸۸)	(۰,۲۷۷)	(۰,۴۸۴)	(۰,۹۵۱)	(۱,۸۹۷)	(۲,۴۳۱)	(۲,۳۳۵)
سهام‌دار									
تفاوت حق رأی	-۰,۱۷۷	-۰,۴۰۶	-۰,۴۰۶	-۰,۳۱۰	-۰,۷۸۲	-۰,۳۴۵	۱,۹۰۳	۰,۶۶۹	-۰,۱۴۴
و حق جریان	(۰,۲۲۹)	(۰,۴۰۰)	(۰,۴۱۰)	(۰,۳۵۷)	(۰,۵۴۰)	(۰,۹۶۲)	(۱,۰۵۵)	(۱,۲۵۷)	(۱,۶۴۳)
نقدی									
تفاوت حقوق	-۰,۵۷۴ *	-۰,۶۳۱ *	-۰,۴۱۵	-۰,۴۴۱	-۰,۸۳۴	-۱,۴۵۶	-۲,۶۷۴	-۲,۱۴۲	-۲,۰۶۴
جریان نقدی	(۰,۳۰۵)	(۰,۳۲۶)	(۰,۳۳۰)	(۰,۳۳۴)	(۱,۱۳۹)	(۱,۳۳۳)	(۲,۸۵۶)	(۳,۲۱۰)	(۳,۵۹۸)
نقدشوندگی			***	-۸,۷۰۳ ***				***	-۱۰,۲۶۵ **
			-۸,۲۰۹	(۲,۱۴۱)				-۱۳,۲۶۵	(۴,۲۹۸)
			(۲,۱۳۴)					(۴,۷۳۱)	
بازده حقوق			-۰,۴۱۲ *	-۰,۳۴۳				-۰,۷۱۴	-۰,۷۱۹
صاحبان سهام			(۰,۲۲۱)	(۰,۲۲۵)				(۰,۵۹۵)	(۰,۷۰۰)

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
اندازه			***	***				**	-۵۰,۶۷۳ **
			-۴۴,۳۴۳	-۵۰,۴۴۵				-۵۰,۷۳۷	(۲۴,۹۱۸)
			(۸,۰۴۹)	(۸,۲۰۶)				(۲۳,۰۷۷)	
دارایی‌های			**	**				۵۳,۳۵۴	۴۲,۹۲۴
مشهود			-۳۸,۸۳۴	-۳۵,۹۲۶				(۹۰,۵۴۶)	(۱۰۰,۰۹۷)
			(۱۵,۴۹۴)	(۱۶,۹۰۷)					
بدهی			***	۷۵,۷۳۱***				۱۴۷,۲۰۰	۱۶۴,۰۷۷
			۶۷,۱۱۳	(۲۵,۶۳۸)				(۹۵,۱۷۳)	(۱۱۴,۲۳۴)
			(۲۴,۷۵۶)						
بیمه				۴۶,۶۰۰**					۱۵۶,۳۵۹
				(۲۲,۰۹۶)					(۱۴۳,۸۹۸)
سرمایه‌گذاری				-۲۲,۹۲۹					-۱۱۲,۰۹۰**
				(۲۳,۷۳۲)					(۵۶,۲۰۵)
ضریب تعیین	۰,۵۶۲	۰,۵۶۳	۰,۵۹۰	۰,۵۹۳	۰,۵۴۴	۰,۵۱۱	۰,۵۰۳	۰,۵۵۲	۰,۵۵۷

توضیحات: رابطه ساختار مالکیت ۲۶۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ از چهار جنبه؛ درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، انحراف بین حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، تفاوت حقوق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده، و نوع مالکیت، بر بازده سهام دوره بعدی شرکت بررسی می‌شود. در همه تصریح‌ها اثرات ثابت زمان و صنعت لحاظ شده است و جزء خطا خوشه بندی شده است. مقدار خطای استاندارد در پرانتز آورده شده است. در صورت معنی‌دار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰۵ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** درکنار آن‌ها قرار داده شده است.

جدول ۹. رابطه ساختار مالکیت تبدیل یافته با بازده سهام

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
حق جریان نقدی بزرگترین سهام دار	۴,۸۲۱	۰,۹۴۱	۱,۶۴۱ (۱۷,۶۱۶)	-۴,۶۴۹ (۱۷,۰۰-)	*۵۳,۶۲۴	۳۶,۲۱۳
	(۱۳,۸۱۳)	(۱۶,۷۰۴)			(۲۷,۷۰۸)	(۳۷,۳۸۹)
تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی	-۳,۷۷۸ (۷,۲۲۰)	-۷,۹۸۹	-۲,۷۱۸	-۲,۰۵۴	۴۱,۰۹۲	-۱,۳۹۶
		(۹,۷۴۰)	(۱۰,۴۲۷)	(۱۰,۰۲۳)	(۲۳,۱۷۳)	(۳۴,۵۶۹)
تفاوت حقوق جریان نقدی	-۱,۴۵۸	-۴,۱۷۷	۵,۹۴۸ (۱۳,۲۰۵)	۵,۳۶۵	-۱۶,۶۴۹	-۳,۲۲۷
	(۱۱,۸۸۱)	(۱۲,۹۱۳)		(۱۳,۷۱۱)	(۴۰,۹۰۸)	(۵۲,۴۴۶)
نقدشوندگی			-۱۲,۵۹۰***	-۱۲,۶۷۵***		-۹,۹۰۱**
			(۲,۸۷۴)	(۲,۹۵۲)		(۴,۱۶۱)
بازده حقوق صاحبان سهام			-۰,۸۳۲**	-۰,۹۱۷**		-۰,۷۰۶ (۰,۶۷۹-)
			(۰,۳۴۵)	(۰,۳۸۵)		
اندازه			-۶۵,۹۹۶***	-۶۰,۴۰۹***		-۵۲,۳۰۲**
			(۱۸,۷۴۹)	(۱۸,۱۳۴)		(۲۵,۳۴۹)
حقیقی				۸۶,۱۵۹**		-۷۱,۰۶۷
				(۴۰,۵۰۹)		(۵۹,۳۲۵)
سرمایه‌گذاری				-۱۷,۱۸۳		-۱۳۰,۳۴۶**
				(۲۶,۹۵۱)		(۵۸,۸۱۷)
ضریب تعیین	۰,۴۹۸	۰,۴۹۹	۰,۵۶۰	۰,۶۶۰	۰,۵۰۰	۰,۵۵۷

توضیحات: رابطه ساختار مالکیت ۲۶۱ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ از چهار جنبه؛ درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، انحراف بین حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، تفاوت حقوق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده، و نوع مالکیت، بر بازده سهام دوره بعدی شرکت بررسی می‌شود. در همه تصریح‌ها اثرات ثابت زمان و صنعت لحاظ شده است و جزء خطا خوشه بندی شده است. مقدار خطای استاندارد در پرانتز آورده شده است. در صورت معنی‌دار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰۵ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** درکنار آن‌ها قرار داده شده است

تفاوت حقوق جریان نقدی منفی سهام‌داران عمده

در میان مشاهدات،۴۳ مشاهده دارای تفاوت حقوق جریان نقدی منفی بین سهام‌داران عمده هستند که تاکنون حذف گردیده بودند. اکنون این مشاهدات نیز وارد شده و بررسی می‌گردد که اگر دومین مالک عمده حق جریان نقدی بیشتری داشته باشد انگیزه نظارت بر بزرگترین مالک را دارد یا خیر. بدین منظور متغیر مجازی منفی بودن تفاوت حقوق جریان نقدی تعریف

می‌شود و در قدر مطلق تفاوت حقوق جریان نقدی دو سهام‌دار عمده ضرب می‌شود تا بتوان این مشاهدات را از سایر مشاهدات جدا کرد. تصریح (۱) جدول ۱۰ نتایج رابطه ساختار مالکیت با عملکرد شرکت با وجود تفاوت حقوق جریان نقدی منفی سهام‌داران عمده را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که دومین سهام‌دار عمده‌ای که حقوق جریان نقدی بیشتری دارد انگیزه نظارت بر بزرگترین سهام‌دار را دارد. تصریح (۲) این جدول رابطه ساختار مالکیت با بازده سهام شرکت را با وجود تفاوت حقوق جریان نقدی منفی سهام‌داران عمده نشان می‌دهد ولی رابطه معنی‌داری بین قدر مطلق تفاوت حقوق جریان نقدی ضرب در متغیر مجازی منفی بودن تفاوت حقوق جریان نقدی و بازده سهام شرکت دیده نمی‌شود.

جدول ۱۰. رابطه ساختار مالکیت با عملکرد شرکت

متغیر	(۱)	(۲)
حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار	۰,۰۷۴ ***	-۰,۱۵۰
	(۰,۰۲۴)	(۰,۱۴۶)
تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی	-۰,۰۲۶	-۰,۱۸۲
	(۰,۰۳۰)	(۰,۲۲۲)
تفاوت حقوق جریان نقدی	-۰,۰۴۹	-۰,۵۶۲ *
	(۰,۰۴۰)	(۰,۳۰۶)
منفی بودن تفاوت حقوق جریان نقدی	۰,۲۶۰ *	-۱,۰۸۷
در قدر مطلق تفاوت حقوق جریان نقدی	(۰,۱۴۹)	(۱,۰۷۹)
تعداد مشاهدات	۹۲۸	۹۲۸
ضریب تعیین	۰,۳۴۴	۰,۵۶۷

توضیحات: رابطه ساختار مالکیت از چهار جنبه؛ درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، انحراف بین حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، پراکندگی حقوق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده با وجود تفاوت حقوق جریان نقدی منفی سهام‌داران عمده، بر عملکرد و بازده سهام دوره بعدی شرکت بررسی می‌شود. در همه تصریح‌ها اثرات ثابت زمان و صنعت لحاظ شده است و جزء خطا خوشه بندی شده است. مقدار خطای استاندارد در پرانتز آورده شده است. در صورت معنی‌دار بودن ضرایب در سطح ۰,۰۱، ۰,۰۵ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** درکنار آن‌ها قرار داده شده است.

تغییر آستانه مالکیت از ۱۵٪ به ۲۰٪

نتایج تخمین معادله (۴) به روش رگرسیون تلفیقی با لحاظ اثرات ثابت زمان و صنعت و خوشه‌بندی جزء خطا زمانی که آستانه مالکیت ۲۰٪ در نظر گرفته می‌شود، حاکی از آن است که رابطه بین حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و تفاوت حق رأی و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار با عملکرد شرکت از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. رابطه تفاوت حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده و عملکرد شرکت مطابق با ادبیات منفی شد اما از لحاظ آماری معنی‌داری آن ثابت نشد. تنها رابطه اندازه، دارایی‌های مشهود و نسبت بدهی در سطح ۱٪ با عملکرد شرکت معنی‌دار است. در ارتباط با نوع مالکیت نیز مالکیت حقیقی و شبه‌دولتی رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح ۵٪ بر عملکرد شرکت دارند و نوع خصوصی رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح ۱٪ دارد.

نتایج تخمین معادله (۱۰) به روش رگرسیون تلفیقی با لحاظ اثرات ثابت زمان و صنعت و خوشه بندی جزء خطا زمانی که آستانه مالکیت به ۲۰٪ تغییر می‌یابد و تنها مشاهداتی که دارای چند سهام‌دار عمده هستند و هیچ کدام حق کنترل بالای ۵۰٪ ندارند در نظر گرفته می‌شوند، حاکی از آن است که رابطه بین حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و بازده سهام مثبت و در سطح ۱٪ معنی‌دار است، همچنین رابطه منفی بین تفاوت حقوق جریان نقدی سهام‌داران عمده و بازده سهام نیز در سطح ۱٪ معنی‌دار شد. اندازه و نقدشوندگی نیز از متغیرهای کنترلی معنی‌دار بر سطح بازده سهام می‌باشند. در ارتباط با نوع مالکیت نیز مالکیت بانکی، سرمایه‌گذاری و شبه دولتی رابطه منفی و معنی‌داری با بازده سهام شرکت دارند.

بحث و نتیجه گیری

مطالعات گذشته نشان می‌دهد ساختار مالکیت پیامدها و نتایج مهمی برای حاکمیت و عملکرد شرکت‌ها دارد. در واقع، شکل‌گیری ساختار مالکیت هرمی می‌تواند باعث جداسازی مالکیت از کنترل و کاهش عملکرد شرکت شود.

در ایران ساختار مالکیت هرمی و شبکه‌ای رایج است و مالکیت بسیاری از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران و فرابورس ایران دارای ساختارهای هرمی و تو در تو هستند، برای این منظور، ساختار مالکیت، عملکرد و بازده سهام ۲۶۱ شرکت پذیرفته شده در بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفت.

در این پژوهش چهار فرضیه مورد آزمون قرار گرفت. رابطه ساختار مالکیت با عملکرد و بازده سهام شرکت در فرضیه نخست از جنبه درصد مالکیت بزرگترین سهام‌دار، در فرضیه دوم از جنبه انحراف بین حق کنترل و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار، در فرضیه سوم از جنبه تفاوت حقوق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده و در فرضیه چهارم از جنبه نوع مالکیت بررسی شد. در فرضیه نخست، نتایج حاکی از آن است که در آستانه مالکیت ۱۵٪ رابطه مثبت و معنی‌داری میان حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و عملکرد بنگاه وجود دارد، این بدان معناست که هرچه حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار بیشتر باشد انگیزه وی برای نظارت بر مدیریت بیشتر و عملکرد شرکت بهتر خواهد بود. اما در ساختار مالکیت بنگاه‌هایی که تنها یک مالک دارند و حق کنترلی آن‌ها زیر ۵۰٪ است، رابطه معنی‌داری بین حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و عملکرد بنگاه وجود ندارد، زیرا به دلیل حق کنترلی پایین توانایی نظارت بر مدیریت وجود ندارند. لازم به ذکر است، میان حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و بازده سهام رابطه‌ای مشاهده نشد. در فرضیه دوم و سوم نتایج نشان می‌دهد، انحراف بین حق کنترل و حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار و تفاوت حقوق جریان نقدی میان سهام‌داران عمده با عملکرد بنگاه رابطه‌ای ندارند. یعنی سهام‌دار عمده منافع را به هزینه سهام‌داران خرد تصاحب نمی‌کند و تضاد منافعی میان سهام‌داران عمده و خرد وجود ندارد. در ارتباط با نوع مالکیت نیز مالکیت شرکت‌های بیمه رابطه‌ی مثبتی با عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها داشته، در حالی که مالکیت شبه دولتی‌ها رابطه منفی با عملکرد شرکت دارد.

یافته‌های پژوهش حاضر مطابق با نتایج حاصل از پژوهش بسیاری از جمله جنسن و مکلینگ (۱۹۷۶)، لاپورتا و همکاران (۲۰۰۲)، جو (۲۰۰۳)، لمن و لینز (۲۰۰۳)، لینز (۲۰۰۳) و گیلان و استارکس (۲۰۰۳) بوده است. با توجه به نتایج پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود ساختار مالکیت شرکت‌ها به گونه‌ای شکل گیرد که حق جریان نقدی بزرگترین سهام‌دار بیشتر باشد چراکه سرمایه‌گذاران با سهام مالکیت بالا انگیزه‌های قوی برای به حداکثر رساندن ارزش شرکت دارند و قادر به جمع‌آوری اطلاعات و نظارت بر مدیران هستند.

در پایان، لازم به ذکر است علی‌رغم همه تمهیدات درنظرگرفته شده در پژوهش حاضر، همچون وارد کردن متغیرهای کنترلی و اثرات ثابت زمان و صنعت در مدل، درحالت ایده آل بررسی اثر علی ساختار مالکیت بر عملکرد و بازده نیازمند دسترسی به یک شوک برونزا به ساختار مالکیت است که در ادبیات مالی به ندرت یافت می‌شود. لذا یک مسیر پژوهشی برای تدقیق رابطه ساختار مالکیت با عملکرد و بازده بنگاه‌ها، تلاش برای یافتن یک شوک برونزا به ساختار مالکیت و بررسی تأثیر آن بر عملکرد و بازده سهام شرکت‌ها است.

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 شده‌است.

References

Almeida, H., Park, S. Y., Subrahmanyam, M. G., & Wolfenzon, D. (2011). The structure and formation of business groups: Evidence from Korean chaebols. *Journal of Financial Economics*, *99*(2), 447-475.

Aluchna, M., & Kaminski, B. (2017). Ownership structure and company performance: a panel study from Poland. *Baltic Journal of Management*.

Attig, N., El Ghoul, S., & Guedhami, O. (2009). Do multiple large shareholders play a corporate governance role? Evidence from East Asia. *Journal of Financial Research*, *32*(4), 395-422.

Bebchuk, L. A., Kraakman, R., & Triantis, G. (2000). Stock pyramids, cross-ownership, and dual class equity: the mechanisms and agency costs of separating control from cash-flow rights. In *Concentrated corporate ownership* (pp. 295-318). University of Chicago Press.

Bennedsen, M., & Wolfenzon, D. (2000). The balance of power in closely held corporations. *Journal of financial economics*, *58*(1-2), 113-139.

Bloch, F., & Hege, U. (2003). Multiple shareholders and control contests. *Available at SSRN 2273211*.

Burkart, M., Gromb, D., & Panunzi, F. (1997). Large shareholders, monitoring, and the value of the firm. *The quarterly journal of economics*, *112*(3), 693-728.Cho, M. H. (1998). Ownership structure, investment, and the corporate value: an empirical analysis. *Journal of financial economics*, *47*(1), 103-121.

Claessens, S., Djankov, S., & Lang, L. H. (2000). The separation of ownership and control in East Asian corporations. *Journal of financial Economics*, *58*(1-2), 81-112.

Claessens, S., Djankov, S., Fan, J. P., & Lang, L. H. (2002). Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. *The journal of finance*, *57*(6), 2741-2771.

Demsetz, H. (1986). Corporate control, insider trading, and rates of return. *The American Economic Review*, *76*(2), 313-316.

Demsetz, H., & Lehn, K. (1985). The structure of corporate ownership: Causes and consequences. *Journal of political economy*, *93*(6), 1155-1177.

Demsetz, H., & Villalonga, B. (2001). Ownership structure and corporate performance. *Journal of corporate finance*, *7*(3), 209-233.

Driffield, N., Mahambare, V., & Pal, S. (2007). How does ownership structure affect capital structure and firm value? Recent evidence from East Asia 1. *Economics of Transition*, *15*(3), 535-573.

Edmans, A. (2009). Blockholder trading, market efficiency, and managerial myopia. *The Journal of Finance*, *64*(6), 2481-2513.

Faccio, M., Morck, R., & Yavuz, M. D. (2018). *Business groups and firm-specific stock returns*. Working Paper.

Gillan, S., & Starks, L. T. (2003). Corporate governance, corporate ownership, and the role of institutional investors: A global perspective. *Weinberg Center for Corporate Governance Working Paper*, (2003-01).

Grossman, S. J., & Hart, O. D. (1980). Takeover bids, the free-rider problem, and the theory of the corporation. *The Bell Journal of Economics*, 42-64.

Hassas-Yeganeh, Y., Moradi, M., & Eskandari, H. (1387). Institutional Ownership and Firm Value. *Accounting and Auditing Studies* (52), 107-122. (In Persian)

Jensen, M. C. (1976). Meckling. WH 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of financial economics*, *3*(4), 305-360.La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (1999). Corporate ownership around the world. *The journal of finance*, *54*(2), 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2002). Investor protection and corporate valuation. *The journal of finance*, *57*(3), 1147-1170.

Laeven, L., & Levine, R. (2008). Complex ownership structures and corporate valuations. *The Review of Financial Studies*, *21*(2), 579-604.

Lemmon, M. L., & Lins, K. V. (2003). Ownership structure, corporate governance, and firm value: Evidence from the East Asian financial crisis. *The journal of finance*, *58*(4), 1445-1468.

Mahdavi, A., & Meidari, A. (2006). Ownership Structure and the Corporate Efficiency of Listed Companies on the Tehran Stock Exchange. (In Persian)

Means, G. (2017). The modern corporation and private property. Routledge.

Morck, R. (2005). How to eliminate pyramidal business groups: the double taxation of intercorporate dividends and other incisive uses of tax policy. *Tax policy and the economy*, *19*, 135-179.

Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1988). Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of financial economics*, *20*, 293-315.

Porras Prado, M., Saffi, P. A., & Sturgess, J. (2016). Ownership structure, limits to arbitrage, and stock returns: Evidence from equity lending markets. *The Review of Financial Studies*, *29*(12), 3211-3244.

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1986). Large shareholders and corporate control. *Journal of political economy*, *94*(3, Part 1), 461-488.

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The journal of finance*, *52*(2), 737-783.

Shleifer, A., & Wolfenzon, D. (2002). Investor protection and equity markets. *Journal of financial economics*, *66*(1), 3-27.

Yeh, C. M. (2019). Ownership structure and firm performance of listed tourism firms. *International Journal of Tourism Research*, *21*(2), 165-179.

COPYRIGHTS

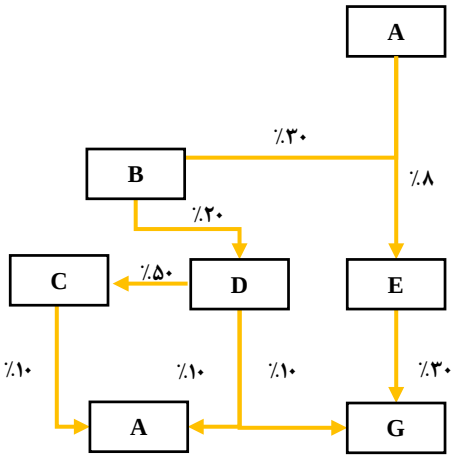
This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

پیوست الف

الگوریتم زیر بر روی تمام مجموعه مالکان بنگاه‌های بورسی پیاده شده است. در این الگوریتم فرض شده است که درصد مالکیت مورد نیاز برای کنترل یک بنگاه ۱۵درصد است. اگر بنگاه A در بنگاه B حداقل ۱۵درصد حق رأی داشته باشد، مالکیت آن بنگاه به نام A خواهد خورد و مجموعه گروه A که شامل بنگاه A و بنگاه B است تشکیل می‌شود. در ادامه برای تمامی بنگاه‌هایی که بنگاه B یا A در آن‌ها سهام دارند یک مجموعه از بنگاه‌ها را تشکیل می‌دهیم که احتمال حضور در گروه A را دارند. اگر مجموعه گروه A در مجموع، در بنگاه C دارای حداقل ۱۵ درصد سهام بودند، آنگاه مالک بنگاه C نیز A خواهد شد، و این بنگاه عضو گروه A خواهد بود. همچنین تمامی بنگاه‌هایی که بنگاه C در آن‌ها سهام‌دار است فارغ از درصد مالکیت به مجموعه بنگاه‌هایی که احتمال زیر مجموعه بودن در گروه A را دارند اضافه می‌شوند و محاسبات برای این مجموعه مجدداً تکرار می‌شود. این فرآیند تا زمانی تکرار می‌شود که تمامی بنگاه‌های موجود در مجموعه بنگاه‌هایی که احتمال زیرمجموعه بودن در گروه A را دارند، بررسی شوند و مجموعه گروه A در مجموع در هیچ کدام از آن‌ها بیش از ۱۵ درصد حق رأی نداشته باشد.

سپس شخص یا بنگاه بعدی که در مالکان یکی از بنگاه‌های بورسی حضور دارد را بررسی می‌کنیم. اگر این بنگاه خود عضو گروهی بود، آن را رد کرده و اگر عضو هیچ گروهی نبود، آن را بررسی می‌کنیم. همچنین اگر در بررسی‌های بعدی بنگاه A عضو گروه دیگری مانند D شد، آنگاه بنگاه A و تمامی بنگاه‌های عضو گروه A را عضو گروه D قرار می‌دهیم و گروه A را حذف می‌کنیم.

در مثال زیر در مرحله اول شرکت F هیچ مالک عمده‌ای ندارد ولی بعد از گذشتن از مرحله اول و انتقال مالکیت C و D به B و بعد از آن به A ، شرکت F متعلق به A می‌شود.



فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۱۲۶-۹۹

مقاله پژوهشی

بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری رمزارزی در شرایط عدم‌اطمینان با بکارگیری روش تحلیل پوششی داده‌ها-برنامه‌ریزی استوار [۱]

آذر غیاثی [۲]، علیرضا حمیدیه [۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۰۱

چکیده

بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری از موضوعات حیاتی حوزه مدیریت سرمایه‌گذاری است. نوسانات مختلف بازارهای مالی و عدم‌قطعیت پارامترها، بکارگیری مدل‌های کلاسیک را با چالش جدی مواجه می‌کند. از این رو بهینه‌سازی مدل‌های مالی در شرایط عدم اطمینان جهت انطباق با دنیای واقعی مورد توجه محققان قرار گرفته است. در پژوهش حاضر یک مدل ترکیبی بهینه‌سازی با بکارگیری همزمان روش تحلیل پوششی داده‌ها و بهینه‌سازی استوار به منظور ارزیابی ریسک با ورودی‌ها وخروجی‌های غیرقطعی توسعه یافته است. جامعه آماری پژوهش از درگاه کوین مارکت‌کپ استخراج شده است که در آن از داده‌های روزآمد قیمت تعدیل شده ۳۷ رمز ارز برتر انتخابی برای برآورد ریسک و ایجاد پرتفوی بهینه مورد استفاده قرار گرفته است. یک رویکرد دو مرحله‌ای برای انتخاب و بهینه سازی سبد سهام، افزایش استواری فرایند سرمایه‌گذاری و ارزیابی جامع سهام مبتنی بر معیارهای مالی پیشنهاد شده است. در مرحله اول، ارزیابی کارایی سهام منتخب با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ای - برنامه‌ریزی استوار [۴] (RDEA) انجام می شود. سپس در فاز دوم، با استفاده از مدل‌های میانگین نیم واریانس و میانگین انحراف مطلق استوار، میزان سرمایه‌گذاری در سهام واجد شرایط تعیین می شود. عملکرد رویکرد پیشنهادی در مطالعه موردی داده‌های رمز ارز با عدم‌قطعیت فزاینده مورد ارزیابی قرار می گیرد. نتایج مقایسه‌ای مدل های همتای استوار با دو سنجه ریسک نشان می دهد که مدل میانگین نیم واریانس عملکرد بهتری در انتخاب و بهینه سازی سبد سرمایه‌گذاری دارد.

واژگان کلیدی: بهینه سازی سبد سهام، تحلیل پوششی داده‌ها، برنامه‌ریزی استوار، میانگین نیمه واریانس، میانگین انحراف مطلق.

طبقه‌بندی موضوعی: *C52, C61, C67, G11*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.42255.2766

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه مهندسی صنایع، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. Email: ghyasi2000@gmail.com

۳. استادیار، گروه مهندسی صنایع، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: hamidieh@pnu.ac.ir

4. Robust, Data Envelopment Analysis

مقدمه

انتخاب و بهینه‌سازی پورتفولیو از موضوعات اصلی مطالعات مدیریت سرمایه‌گذاری هستند که همواره به عنوان یک مسیر تحقیقاتی مهم مورد توجه محققان بازارهای مالی بوده است. سرمایه‌گذاران بازارهای مالی به‌دنبال سبد متشکل از سهم‌هایی هستند که در محیط نامطمئن اقتصادی و اجتماعی عملکرد بهتری نسبت به سایر پرتفوی‌ها به خود اختصاص دهند (موکاشو[1]، ۲۰۲۲). از طرف دیگر تحصیل درآمد از سهم‌های منتخب برای سرمایه‌گذاران در فضای عدم اطمینان کار ساده‌ای نیست از این رو انتخاب سبد سهام به‌منظور حداکثرسازی سود و کاهش ریسک از دغدغه‌های سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی است که با قضاوت تصمیم‌گیرندگان، اغلب نامطمئن بوده و با مقادیر پارامتری غیردقیق تبیین می شوند. در شرایط عدم‌قطعیت حوزه سرمایه‌گذاری، تخصیص سرمایه به دارایی‌ها یا پرتفوی ریسکی از نگرانی‌های عمده سرمایه‌گذاران محسوب می شود (ژانگ[2] و همکاران، ۲۰۲۳). علاوه بر این، واریانس به‌عنوان معیار ریسک نیز مشکلاتی را در مسائل پرتفوی مالی ایجاد می‌کند، به همین دلیل محققان سنجه‌های مختلفی را معرفی کردند که بتوانند ریسک واقعی سرمایه‌گذاری را اندازه گیری کنند. برخی از معیارهای ریسک پرتفوی مالی عبارتند از نیم واریانس[3]، قدر مطلق انحرافات[4]، ارزش در معرض ریسک[5]؛ که سرمایه‌گذاران سهام براساس آن‌ها تصمیمات لازم را درباره معامله یا نگهداری سهام اتخاذ می‌کنند. در این مسیر برای مواجه با موقعیت عدم اطمینان پارامتری ناشی از کمبود دانش و بدون در نظر گرفتن توزیع داده‌ها و محدودیت‌های سخت رویکرد بهینه‌سازی استوار بکار گرفته می شود (وئو[6] و همکاران، ۲۰۲۳).

از این‌رو، مدل‌سازی عدم اطمینان برای ارتقاء درجه اعتماد پاسخ نهایی مدل بر مبنای بازه‌های غیرقطعی و کمبود داده‌های ورودی دقیق توسعه یافته که منجر به طراحی سیستم‌های واقع‌گرایانه در بازارهای مالی شده است. در این راستا، تئوری های فازی، رویکردهای تصادفی و برنامه‌ریزی استوار در بهینه‌سازی مدل‌های برنامه‌ریزی سرمایه‌گذاری بکار می‌روند (بوسوفیان[7] و همکاران، ۱۹۹۱؛ اهیر[8] و همکاران، ۲۰۲۲).

هدف اصلی مدل های فوق، انتخاب سبد مالی با درجه اطمینان بهینه است که انتظارات سرمایه‌گذار مالی را تا حد امکان و یا در یک بازه پایا تامین می کند. از طرف دیگر در انتخاب سبد مالی، ترکیب سهام و تشخیص فرصت‌های ارزیابی سهام و همسوئی آن با اهداف و ساختار یک سبد بهینه بسیار حائز اهمیت است. مسئله اصلی این است که طراحی فرآیند برای ارزیابی کارایی سهام و گزینش آن چگونه صورت گیرد که اعتبار مطلوبی را تامین کند و هم قابلیت تخصیص بودجه سرمایه‌گذار به خرید هریک از سهام و همچنین

1. Mukashov
2. Zhang
3. Semi-Varience
4. Absolute Deviations
5. Value at Risk
6. Wu
7. Boussofiane
8. Ahir

تصمیم نهایی برای اجرای مدل را داشته باشد تا بتوان به یک سبد مالی بهینه دست یافت. لذا توسعه مدل‌های جدید انتخاب سبد پورتفوی در برابر تصمیمات سرمایه‌گذاران در شرایط عدم‌قطعیت پارامتری که بتوانند بطور انعطاف پذیر عمل کرده و جامعیت بیشتری داشته باشد همواره چالشی است که مورد توجه محققان قرار گرفته است. مسئله اصلی این است که چه مدلی برای طراحی سبد پرتفوی از نظر نوع سهم و تعداد دارایی مالی در مواجه با عدم اطمینان پارامترهای کلیدی مدل انتخاب شود که پیچیدگی کمتری داشته باشد و همچنین از چه رویکردی استفاده شود که بتواند به سرمایه‌گذار کمک کند که با برنامه‌ریزی قابل اتکا و اعتماد کافی به نتایج، ریسک تصمیم گیری را کاهش دهد. یک روش قدرتمند در زمینهٔ سنجش و ارزیابی بهره‌وری در شرایط عدم‌قطعیت مدل‌های تحلیل پوششی داده‌ها[1] (DEA) به همراه برنامه‌ریزی استوار[2] است که می‌توان آن را به‌صورت مدلی با محدودیت‌های منعطف برای پارامترهای غیرقطعی فضای مسئله طراحی کرد (وی[3]، ۲۰۰۱). DEA یک روش ناپارامتریک در حوزه تحقیق در عملیات و اقتصاد است که کارایی عملکرد واحدهای تولیدی یا عملیاتی را برآورد می کند. در این راستا، با توجه به اهداف و محدودیت‌های کارآمد در بازارهای مالی و تطابق بیشتر با دنیای واقعی، مدل‌های برنامه‌ریزی ترکیبی توسعه می یابند.

هدف اصلی پژوهش حاضر در مدیریت پرتفوی، توسعه ابزار تصمیم گیری است تا سرمایه‌گذار در شرایط عدم‌قطعیت دارایی‌های بهینه را انتخاب کند. از این رو، الگویی نوین به منظور تجزیه و تحلیل کاراترین سهام ارائه گردیده و جهت مواجه با عدم‌قطعیت از مدل‌سازی ترکیبی استفاده شده است. در مرحله اول، کارایی سهم‌های قابل سرمایه‌گذاری ارزیابی و اندازه‌گیری می‌شوند. در ادامه سهم‌های منتخب از فیلتر سرمایه‌گذاری عبور می‌کنند و به‌عنوان ورودی‌های منتخب مشخص می شوند. در مرحله بعدی، میزان سرمایه‌گذاری تخصیص داده‌شده هر سهم منتخب واجد شرایط تعیین می شود و سپس، جهت مواجه با عدم اطمینان پارامترها از روش‌های بهینه‌سازی ترکیبی استوار استفاده می‌شود و سرانجام، رویکرد توسعه یافته پژوهش با داده‌های واقعی و روزآمد بر روی رمز ارزهای جهانی مورد بررسی قرار می‌گیرند. شایان ذکر است پژوهش حاضر در پی پاسخ به سوالات زیر است.

- پاسخ مدل‌های همتای استوار تحلیل پوششی داده‌ها در شرایط عدم‌قطعیت چگونه است؟
- تاثیر تغییرات پارامتر محافظه‌کاری مدل‌های استوار بر نتایج ارزیابی سهام و پرتفوی چیست؟
- عملکرد مدل‌های همتای استوار در انتخاب پورتفوی بهینه چگونه است؟
- قدرت کدامیک از سنجه های ریسک در مدل‌های ارائه شده بیشتر است و عملکرد بهتری ایجاد می‌کند؟
- آیا رویکرد پیشنهادی برای ساخت سبد سهام رمزارزی در محیط عدم‌قطعیت مؤثر است؟

پژوهش حاضر در پنج بخش تنظیم شده است؛ پس از بیان مقدمه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌های داخلی و خارجی بررسی خواهد شد. روش‌شناسی پژوهش بخش بعدی محسوب می‌شود؛ که در آن به

1. Data Envelopment Analysis
2. Robust Programming
3. Wei

تفصیل به روش پیشنهادی مبتنی بر DEA خواهیم پرداخت. در ادامه، آزمون مدل و تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها نگاشته شده و قسمت پایانی پژوهش نیز، به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

مروری بر پیشینه پژوهش:

در این بخش مهم‌ترین تحقیقات حوزه بهینه‌سازی استوار و مسئله انتخاب سبد سرمایه بررسی می‌شود. در دنیای واقعی، مدل های سرمایه‌گذاری با پارامترهای غیر قطعی بازار مالی رفتار متغیری دارند. از این‌رو، رویکرد بهینه‌سازی اســتوار برای مواجه با داده‌های غیرقطعی بکار گرفته می شود، که اولین بار توسط سویستر[1] توسعه پیدا کردند (سویستر، ۱۹۷۳). رویکرد سویستر، جواب‌های موجه و نزدیک به بهینه به ازای پارامترهای ورودی نادقیق تولید می‌کرد که از درجه محافظه‌کارانه بالایی برخوردار بود لذا فاصله زیادی از بهینگی مسئله با مقادیر اسمی ایجاد می‌کرد (محمدی و همکاران، ۱۴۰۰). رویکرد بهینه سازی استوار بن‌تال و نیمروفسکی[2] برای مسائل با مجموعه غیرقطعی بیضوی توسعه یافت که همتای استوار جدیدی برای مسئله برنامه‌ریزی خطی ارائه می داد که نسبت به مدل سویستر سطح محافظه‌کارانه کمتری داشت اما مدل نهایی غیرخطی بود و در حل مدل‌های بهینه سازی گسسته کاربردی نداشت (قدوسی و همکاران، ۱۳۹۴؛ کایدپور و همکاران، ۱۳۹۸). در این راستا، برتسـیماس و سـیم[3] رویکرد متفاوتی برای کنترل سطح محافظه‌کاری معرفی کردند که منجر به تولید یک مدل بهینه‌سازی خطی شد که امکان پیاده سازی بر روی مدل‌های گسسته را دارد. بر این اساس، مدل های استوار بهینه‌سازی سبد مالی توسعه یافتندکه مبنای آن قابلیت تنظیم سطح محافظه‌کارانه جواب استوار است (مدرس و حسن‌زاده مفرد، ۱۳۹۰). اما تحقیقات متعددی با هدف توسعه مدل‌های سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان اجرا شدند که به دنبال تامین بهینه محدودیت‌های سرمایه‌گذاری و بهبود عملکرد گام برداشتند.

رجبی و خالوزاده (۱۳۹۳) از الگوریتم‌های تکاملی چند هدفه برای بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران در شرایط عدم‌قطعیت فزاینده استفاده کردند. در این راستا، دو روش پرکاربرد و مهم الگوریتم ژنتیک چند هدفه با مرتب سازی نامغلوب و بهینه‌سازی چند هدفه ازدحام ذرات را مورد مقایسه قرار دادند.که نتایج حاکی از عملکرد بهتر روش NSGA-II نسبت به روش MOPSO بود. قدوسی و همکاران (۱۳۹۴) برای حل مسئله بهینه‌سازی سبد سهام در بورس اوراق بهادار تهران از الگوریتم‌های فرا ابتکاری با محدودیت های کاردینالی استفاده کردند. نتایج پژوهش فوق موفقیت الگوریتم تبرید شبیه سازی شده را در بهینه سازی سبد با توجه به اعمال محدودیتهای مورد نظر مسئله نشان می داد. نتایج حاصل حاکی از آن است که چنانچه سرمایه‌گذاران به کسب بازده ای با حداقل ریسک تمایل داشته باشند باید محدودیت سرمایه‌گذاری را در بخش هایی تعدیل نمایند.

1. Soyster
2. Ben-Tal & Nemirovski
3. Bertsimas & Sim

محمدزاده و حیدری (۱۴۰۱) شاخصی برای اندازه‌گیری عدم اطمینان مالی با استفاده از مدل پنج عاملی فاما وفرنچ[1] در فضای حالت با الگوریتم فیلتر کالمن[2] و حداقل مربعات معمولی را با استفاده از بازده ۱۸ پورتفوی از ۸۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پیاده سازی کردند. مقایسه این دو مدل نشان از برتری تخمین به روش فضای حالت با الگوریتم کالمن دارد. نوراحمدی و صادقی (۱۴۰۱) مطالعه موردی انتخاب پرتفوی سهام متشکل از ۳۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران را بر مبنای یادگیری ماشین مبتنی بر تکنیک کاهش بعد با رویکرد سلسله مراتبی برابری ریسک را ارائه کردند. نتایج حاصل نشان داد که از طریق این تکنیک می‌توان مهمترین صنایع و ریسک های اصلی کسب و کار را شناسایی کرد و در جهت متنوع‌سازی سبد سهام بکار برد. پیکانی و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به ارزیابی عملکرد بنگاه‌های سرمایه‌گذاری تحت عدم‌قطعیت پرداختند، مسیر پژوهشی آن‌ها بر مبنای ارزیابی عملکرد شرکت‌ها با هدف شناسایی بنگاه‌های سرمایه‌گذاری کارآمد و همچنین ارائه راه‌کار اصلاحی برای بنگاه‌های نا کارآمد است. رضائی و کیانی (۱۴۰۰) تأثیر معیارهای عدم اطمینان اقتصادی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و خطر سقوط قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. دوشی و همکاران[3] (۲۰۱۸) به بررسی اثر عدم‌قطعیت قیمت بر سرمایه‌گذاری در سطح شرکت، مدیریت ریسک و صدور بدهی پرداختند. چولیا و همکاران[4] (۲۰۱۷) نیز عدم‌قطعیت بازار سهام را ارزیابی کرده و یک شاخص متغیر روزانه از عدم‌قطعیت بازار سهام را پیشنهاد دادند. لوان و همکاران[5] (۲۰۲۱) مدل دو مرحله‌ای بهینه‌سازی استوار برای مسائل سبد سرمایه‌گذاری در شرایط عدم‌قطعیت را ارائه کردند که سبد سرمایه‌گذاری قادر بود یک برنامه مدیریت مالی استوار را برای سرمایه‌گذاران فراهم نماید.

کریمی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی روش پیشنهادی DEA-GZBWM همراه با عدم‌قطعیت فازی را ارائه کردند که در آن روشی برای انتخاب گزینه مطلوب در شرایط عدم‌قطعیت و افزایش اثربخشی تصمیم‌گیری گروهی ارائه شد. در این پژوهش از رویکردهای ZlCWAA جهت میانگین گیری از اعداد Z و از تحلیل پوششی داده‌ها برای تخصیص وزن استفاده کردند. عیوض‌لو و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با بکارگیری مدل ارزش در معرض ریسک شرطی ترکیبی دو دنباله‌ای، پرتفوی بهینه ردیاب شاخص را در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل دادند. آنها نشان دادند که یکی از استراتژی‌های سرمایه‌گذاری، مدیریت غیرفعال است که یک شاخص یا پرتفوی با وزن بازار را دنبال می‌کند. هدف از این نوع مدیریت، حداقل‌سازی کارمزدهای سرمایه‌گذاری و جلوگیری از عواقب نامطلوب پیش‌بینی نادرست آینده است. مدیریت فعال پرتفوی، به‌دنبال جلوزدن از بازده شاخص است؛ درحالی‌که مدیریت غیرفعال، به‌دنبال دستیابی به بازده و ریسک متناسب با شاخص است.

1. Fama & French
2. Kalman Filter
3. Doshi et al.
4. Chuliá et al.
5. Luan

محمدی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با بکارگیری مدل برنامه‌ریزی صفر و یک به منظور خوشه‌بندی سری‌های زمانی پرتفوی ردیابی شاخص را شکل دادند. و ضرایب همبستگی مبتنی بر کاپولا و همچنین رویکرد بهینه‌سازی استوار جهت مواجه با عدم‌قطعیت پارامتری را بکار بردند. در این پژوهش مدل دومرحله‌ای ارائه کردند که در مرحله نخست، عملکرد شاخص را با تعداد کمتری از سهم‌های تشکیل‌دهنده شاخص بازسازی می نمود و در مرحله دوم، اوزان پرتفوی شاخص ارتقایافته را در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می کرد. کوچکی تاجانی و همکاران (۱۴۰۰) مدلی برای بهینه‌سازی پرتفوی تسهیلات بانکی ارائه کردند که برای مقابله با عدم‌قطعیت، رویکرد سناریومحور استوار را پیاده‌سازی کردند. که اهداف آن افزایش بازده بانک، کاهش ریسک اعتباری و کاهش ریسک ورشکستگی بود. نتایج نشان داد که ریسک سیستماتیک، نرخ تورم و نرخ ارز دارای بیشترین تاثیر بر کاهش کیفیت تسهیلات است.

اسکوباری و جعفری‌نژاد[1](۲۰۱۹) عدم‌قطعیت سرمایه‌گذاری و ریسک بازار سهام را بررسی کردند و مدل‌سازی عدم اطمینان سرمایه‌گذاری را با استفاده از نوسانات مشروط احساسات سرمایه‌گذاران توسعه دادند. در این پژوهش بر اساس داده‌های هفتگی مربوط به احساسات سرمایه‌گذاران، شاخص های عمده سرمایه‌گذاری سهم‌های ایالات متحده را بررسی کرده و طی آزمایش‌های مختلف معیارهای جایگزین عدم‌قطعیت را تایید کردند. نتایج نشان از وجود یک همبستگی شرطی مثبت بین احساسات و بازده بود. که به‌عنوان یک پیوند مثبت بین عدم اطمینان سرمایه‌گذاران و ریسک بازار تفسیر می‌شود. لی و تئو[2](۲۰۲۱) در مطالعه‌ای رویکرد بهینه‌سازی سبد در بازار اوراق بهادار را با حضور همزمان عدم‌قطعیت و رویدادهای تصادفی دنبال کردند. در ابتدا، چولگی‌ها[3] برای سه نوع متغیر تصادفی نامشخص مشتق شده است. سپس، در یک محیط تصادفی غیرقطعی، با در نظرگرفتن اولویت‌های ریسک، یک مدل میانگین-واریانس-چولگی را برای مسئله بهینه‌سازی پورتفولیو پیشنهاد دادند.

سینا و فلاح (۱۳۹۹) عملکرد مدل‌های ارزش در معرض ریسک و کاپیولا[4]-CVaR را با هدف بهینه‌سازی پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران مقایسه کردند. به دلیل نرمال نبودن توزیع بازده دارایی‌ها و غیرخطی‌بودن همبستگی بین بازده دارایی، روش ترکیبی کاپیولا-CVaR در اندازه‌گیری ریسک پرتفوی دارایی‌ها از عملکرد بهتری برخوردار بود. بر این اساس، مدلی کارا برای بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری ارائه کردند که در شرایط عدم‌قطعیت سرمایه‌گذاری، بازدهی بیشتری ایجاد می‌کند. ابونوری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی عملکرد انتخاب پورتفولیوهای مبتنی بر ریسک تحت شرایط متغیر بازار سهام پرداختند در این مطالعه از روش اختیارات واقعی برای تبیین مسئله بهینه‌سازی تصادفی و از روش داده‌های پنلی جهت برآورد مدل تجربی استفاده کردند. مطالعه موردی آنها بر روی شرکت های اوراق بهادر بود و برای حل کمی مسئله، رویکرد شبیه سازی مونت‌کارلو را بکار بردند. سینا و فلاح (۱۳۹۸) در پژوهشی به بهینه‌سازی سبد

1. Escobari & Jafarinejad
2 Li & Teo
3. Skewnesses
4. Copul

سرمایه‌گذاری با رویکرد نظریه ارزش فرین در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این راستا، هر فرایند سرمایه‌گذاری درصدد انتخاب ترکیب بهینه‌ای از سرمایه‌گذاری است که با توجه به میزان ریسک و بازده آن، تابع مطلوبیت و در نهایت، بازده حداکثر گردد به طوری‌که شرایط عدم‌قطعیت و ریسک سرمایه‌گذاری مورد توجه قرار گیرد. همچنین، از نظریه ارزش فرین برای سنجش ریسک سرمایه‌گذاری استفاده نمودند.

آهن[1] و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی اثرات عدم‌قطعیت بازار سهام چین پرداختند. برای برآورد دقیق عدم‌قطعیت در بازار از معیار آنتروپی و تحلیل سری زمانی استفاده کردند. یافته‌ها نشان داد که عدم اطمینان بازار سهام بر شاخص‌های مبانی اقتصادی مانند ریسک سیستمی اثرات قابل‌توجهی دارد. و یک شوک عدم‌قطعیت، کاهش کوتاه‌مدت تولید صنعتی را به همراه دارد. همچنین آنها تبیین کردند که نوسان سطح شاخص میزان تولید سبب افزایش ریسک سیستماتیک می‌شود. بورکالتسوا[2] و همکاران (۲۰۲۱) مبانی روش‌شناختی ریسک بازار سهام کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه در شرایط بحران را بررسی کردند و توسعه روش‌های رشد بازار سهام از طریق تغییرات زیرساختی سیستم توسعه اقتصادی و توسعه فناوری‌های دیجیتال را مورد بررسی قرار دادند. اکنون، برای نشان دادن شکاف موجود در ادبیات و نوآوری‌های رویکرد توسعه‌یافته، طبقه‌بندی دقیق‌تری از ادبیات در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول۱. پیشینه پژوهش

عنوان	مرجع	مدل	رویکرد بهینه‌سازی	عدم‌قطعیت
ایجاد شاخصی برای اندازه‌گیری عدم اطمینان مالی با استفاده از مدل پنج عاملی فاما وفرنچ در فضای حالت با الگوریتم فیلتر کالمن	حیدری و محمدزاده، ۲۰۲۲	مدل پنج عاملی فاما وفرنچ	روش فضای حالت با الگوریتم فیلتر کالمن و روش حداقل مربعات معمولی	میانگین ماهیانه عدم‌قطعیت
یادگیری ماشین مبتنی بر رویکرد سلسله مراتبی برابری ریسک (HRP) (مطالعه موردی پرتفلیو سهام متشکل از ۳۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران)	نوراحمدی و صادقی، ۲۰۲۲	مدل مبتنی بر یادگیری ماشین	بهبود عملکرد پرتفلیو از نسبت شارپ برای هر دو دوره درون‌نمونه و برون‌نمونه	عدم‌قطعیت بر مبنای رویکرد برابری ریسک سلسله مراتبی
ارائه روش پیشنهادی DEA-GZBWM همراه با عدم‌قطعیت فازی	کریمی و همکاران، ۲۰۲۲	DEA	GZBWM	عدم‌قطعیت فازی
ردیابی شاخص با استفاده از معیار ارزش در معرض ریسک شرطی ترکیبی دو دنباله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران	عیوضلو، فلاح پور و دهقانی اشکذری، ۲۰۲۲	تشکیل پرتفوی‌های ردیابی شاخص	مدل برنامه‌ریزی ریاضی خطی	-
کاربرد ضرایب هم‌بستگی مبتنی بر کاپولا و اطلاعات متقابل در خوشه‌بندی سری‌های زمانی و تشکیل پرتفوی شاخصی ارتقایافته با استفاده از رویکرد بهینه‌سازی استوار	محمدی و همکاران، ۲۰۲۲	خوشه‌بندی سری‌های زمانی و تشکیل پرتفوی مبتنی بر شاخص	رویکرد بهینه‌سازی استوار	عدم‌قطعیت پارامترها با استفاده از ضرایب هم‌بستگی مبتنی بر کاپولا

1. Ahn
2. Burkaltseva

عنوان	مرجع	مدل	رویکرد بهینه‌سازی	عدم‌قطعیت
پیاده‌سازی رویکرد استوار نسبی برای انتخاب پرتفوی بهینه در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از برنامه‌ریزی مخروطی مرتبه دوم	راعی، نمکی و احمدی، ۲۰۲۲	رویکرد استوار نسبی	برنامه‌ریزی مخروطی مرتبه دوم	-
ارائه مدل بهینه‌سازی سناریو محور جهت پرتفوی تسهیلات بانکی در شرایط عدم‌قطعیت با رویکرد استوار مالوی	کوچکی تاجانی و همکاران، ۲۰۲۱	مدل استوار سناریو محور بر اساس رویکرد مالوی	افزایش بازده از طریق افزایش تسهیلات جاری، کاهش ریسک اعتباری و کاهش ریسک ورشکستگی براساس نسبت‌های مالی آلتمن	عدم‌قطعیت با استفاده از عوامل اقتصادی مانند ریسک سیستماتیک، نرخ ارز، تورم
مقایسه عملکرد مدل‌های ارزش در معرض ریسک و کاپیولا-CVaR جهت بهینه‌سازی پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران	سینا و فلاح، ۲۰۲۰	تخمین ارزش در معرض ریسک پرتفوی	رویکرد واریانس-کوواریانس	-
بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با رویکرد نظریه ارزش فرین در بورس اوراق بهادار تهران	سینا، شمس و میرفیض، ۲۰۱۹	مدل برنامه‌ریزی کوآدرتیک	رویکرد ارزش فرین	-
عملکرد پورتفولیوهای مبتنی بر ریسک تحت شرایط مختلف در بازارسهام (شواهد تجربی از بازار سهام ایران)	ابونوری، تهرانی و شامانی، ۲۰۱۹		بررسی ریسک نامطلوب استراتژی‌ها با استفاده از معیارهای سنجش ریسک نامطلوب مانند VaR و CVaR	ریسک تحت شرایط مختلف بازار
مدل دو مرحله‌ای بهینه‌سازی استوار برای مسائل سبد سرمایه‌گذاری در عدم‌قطعیت	لوان، ونگ، وو و ژیا[1]، ۲۰۲۱	مدل استوار دو مرحله‌ای (TS-RO)	برنامه‌نویسی عدد صحیح مختلط دو مرحله‌ای	آنتروپی اطلاعات و ارزش شرطی در معرض خطر
بهینه‌سازی سبد در بازارهای مالی واقعی با عدم‌قطعیت و تصادفی‌بودن	لی و تئو، ۲۰۲۱	مدل میانگین-واریانس-چولگی	در نظرگرفتن اولویت‌های ریسک مختلف، برای مسئله بهینه‌سازی	چولگی برای سه نوع متغیر تصادفی
انتخاب سبد و بهینه‌سازی سبد سرمایه گذاری رمزارزی در شرایط عدم‌اطمینان با رویکرد برنامه‌ریزی محدودیت اعتبار-استوار	پژوهش حاضر	چندین مدل DEA	بهینه‌سازی نیم‌واریانس و انحراف معیار مطلق به همراه کارمزد	عدم‌قطعیت جعبه‌ای و چند وجهی

با توجه به تحقیقات انجام شده عدم‌قطعیت داده‌ها ناشی از خطاهای پیش‌بینی، اندازه‌گیری و یا خطای پیاده سازی است که برای مواجه با آن رویکردهای تصادفی و استوار به‌کار می‌رود. رویکرد استوار بر خلاف مدلهای تصادفی قابلیت انعطاف‌پذیری و کارایی بالایی دارد که بر این اساس در تحقیقات اخیر توسعه یافته است.

از مهمترین نوآوری‌های پژوهش حاضر نسبت به تحقیقات مشابه اخیر می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

- پیاده‌سازی رویکرد بهینه‌سازی پرتفوی مبتنی بر کارایی در یک مطالعه موردی جدید (بازار رمزارزها) که جنبه‌ها و معیارهای مالی مختلف را ارزیابی می‌کند و این بازار از یک عدم‌قطعیت فزاینده برخوردار است.

1. Luan, Wang, Wu & Xia.

- پیاده‌سازی مسیر پژوهشی این تحقیق بر روی شش مدل اصلی تحلیل پوششی داده‌های استوار (RDEA) و مقایسه آنها با یکدیگر.
- اعمال کارمزد در تابع هدف که پیش از این مغفول مانده بود.
- ایمن‌سازی جواب‌های بهینه در نامطلوب ترین شرایط مسئله.

مدل‌های سبد سهام و معیارهای ریسک کلاسیک

اولین روش در انتخاب سبد سهام توسط مارکوویتز پیشنهاد شد (مارکویتز[1]، ۱۹۵۲). مدل میانگین واریانس[2] (MV) برای حل مسئله انتخاب سبد سهام ارائه شد. واریانس به‌عنوان معیار ریسک برای انتخاب سبد سهام، هر دو بازده مورد انتظار مطلوب و نامطلوب را جریمه می‌کند. در ادامه، مارکوویتز نیمه‌واریانس را به‌عنوان معیار ریسک نزولی پیشنهاد کرد که ریسک نیمه‌واریانس را اندازه‌گیری می‌کند (مشایخی و عمرانی، ۲۰۱۶). برای حل مدل میانگین واریانس، تصمیم‌گیرندگان به ماتریس کوواریانس نیاز دارند؛ که تخمین این ماتریس با داده‌های واقعی دشوار است اما با استفاده از مدل نیمه‌واریانس میانگین[3] (MSV)، نیازی به محاسبه ماتریس کوواریانس نیست و توزیع مشترک سهم‌ها محاسبه می شود (جاسزوک[4] و همکاران، ۲۰۲۲).

از آنجایی که مدل اصلی مارکوویتز یک مدل برنامه‌ریزی درجه دوم[5] (QP) است و حل آن برای مجموعه داده‌های بزرگ دشوار است انحراف مطلق به‌جای واریانس به‌عنوان معیار ریسک برای انتخاب پورتفولیو توسط کونو و یامازاکی[6] پیشنهاد شد (کونو و یامازاکی، ۱۹۹۱). مدل میانگین انحراف مطلق یک مدل برنامه‌ریزی خطی است که زمان محاسباتی را کاهش داده و معیار ریسک انحراف از بازده مورد انتظار را کمّی می‌کند و نیازی به محاسبه ماتریس کوواریانس نیست.

کمی سازی ریسک با دو رویکرد اصلی صورت می گیرد. اولین مولفه، تمایل سرمایه‌گذار به نزدیک کردن بازده پورتفوی به بازده مورد انتظار است و در نهایت سرمایه‌گذار برای جلوگیری از افزایش ریسک، تمایلی به انتخاب سهم هایی که دارای ارتباط قوی با یکدیگر هستند ندارد. از این‌رو در پژوهش حاضر، نحوه تشکیل پورتفوی براساس دو مدل سنجه ریسک با معیارهای متفاوت ریسک معمول (مدل انحراف مطلق) و دیگری از خانواده ریسک نامطلوب (مدل نیمه‌واریانس میانگین[7] (MSV)) است.

1. Markowitz
2 .Mean-Variance
3. Mean-Semi Variance
4. Juszczuk
5. Quadratic Programming
6 .Konno & Yamazaki
7. Mean-Semi Variance

تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)

تحلیل پوششی داده‌ها یک تکنیک ناپارامتریک برای ارزیابی عملکرد و رتبه‌بندی واحدهای تصمیم‌گیری همگن است. اولین مدل DEA براساس فرض بازده ثابت به مقیاس[1] (CRS) بود و مدل CCR[2] نامیده شد (چارنز و همکاران، ۱۹۸۵). بانکر[3] و همکاران (۱۹۸۴) مدل CCR را براساس فرض بازده متغیر به مقیاس[4] (VRS) توسعه دادند و مدل BCC [5] نامیدند. مدل‌های CCR و BCC ساختارهای طرح‌ریزی شعاعی[6] هستند؛ چارنز[7] و همکاران (۱۹۸۵) مدل DEA را با در نظر گرفتن همزمان کمینه‌سازی ورودی و حداکثرسازی خروجی پیشنهاد دادند که مدل افزودنی[8](ADD) نامیده می‌شود. شایان ذکر است که مدل های CCR، BCC و ADD به‌ترتیب مدل‌های شعاعی و غیر شعاعی هستند (داوطلب و مهرجو، ۱۳۹۸). پیکانی و همکاران (۲۰۲۰) نیز ساختار مضربی از مدل‌های CCR-IO، CCR-OO، BCC-IO، BCC-OO، ADD-CRS و ADD-VRS ارائه کردند.

در حالت کلی مدل‌های اندازه‌گیری کارایی به دو گروه مدلهای شعاعی و غیرشعاعی تقسیم می‌شوند. در مدل‌های شعاعی نهاده‌ها و ستانده‌ها متناسب با هم تغییر می‌کنند و تغییرات در ورودی و خروجی را مبنای کار خود قرار می‌دهند. همچنین، واحدهای تصمیم‌گیرنده ناکارا را برای رتبه‌بندی کارایی گزارش نمی‌کنند. اما در مدل‌های غیرشعاعی نهاده‌ها و ستانده‌ها متناسب با هم تغییر نمی‌یابند و کارایی مبتنی بر متغیرهای کمکی مدل‌سازی می‌شود و ارزش ارزیابی کارایی واحدهای تصمیم‌گیرنده ناکارا را نیز ارائه می‌دهد (ممی‌پور و نجف‌زاده، ۱۳۹۷). چالش بکارگیری DEA این است که داده‌های ورودی و خروجی به طور معمول از طریق نمونه گیری جمع آوری می شوند و مرز کارایی نمی تواند مرز واقعی را نشان دهد در این حالت برای غلبه بر خطای نمونه گیری توسعه مدل DEA (بوت استرپ) پیشنهاد می‌شود اما با توجه به آشفتگی داده‌ها، در ورودی‌ها و خروجی‌ها که می‌تواند تغییر بزرگی در کارایی ایجاد کند و نتایج رتبه بندی را نزدیک به یکدیگر و غیرمنطقی نشان دهد توسعه مدل‌های RDEA که توانایی غلبه بر آشفتگی داده‌ها، تولید مقادیر کارای استوار و رتبه بندی قابل اعتمادتری دارند بکار گرفته می‌شوند. در تحقیق حاضر مدل CCR استوار ورودی‌گرا (CCR-IO)، مدل CCR استوار خروجی‌گرا (CCR-OO)، BCC استوار

1. Constant Returns to Scale
2 .Charnes, Cooper & Rhodes
3. Banker
4. Variable Returns to Scale
5. Banker, Charnes & Cooper
6. Radial Projection Constructs
7 .Charnes
8. Additive

ورودی‌گرا (BCC-IO)، مدل BCC استوار خروجی‌گرا (BCC-OO)، مدل ADD استوار با بازده ثابت به مقیاس (ADD-CRS) و مدل ADD استوار با بازده متغیر به مقیاس (ADD-VRS) توسعه یافته است. لازم به ذکر است استفاده از مدل‌های RDEA حجم محاسبات را کمتر کرده و با صرف زمان کمتر تمایز بهتری بین مقادیر کارایی واحدهای تصمیم گیری[1] (DMU) ایجاد می‌کند.

بهینه‌سازی استوار

برنامه‌ریزی استوار یک رویکرد ریسک گریز برای برخورد با مسائل بهینه سازی در شرایط عدم قطعیت است و به دنبال دستیابی به دو هدف مهم است: استواری مدل و استواری جواب. استواری مدل به این معنی است که راه‌حل برای تقریبا تمام مقادیر ممکن پارامترهای غیر قطعی، موجه باقی بماند و استواری بهینگی یا جواب به این معنی است که مقدار تابع هدف برای جواب مسئله دارای حداقل انحرافات نامطلوب از مقدار بهینه به ازای مقادیر غیر قطعی پارامترها باشد (حمیدیه و ارشدی‌خمسه، ۲۰۲۱).

شایان ذکر است که رویکرد بهینه‌سازی استوار سویستر بیش‌ازحد محافظه‌کارانه است. رویکرد پیشنهادی بن‌تال و نیمروفسکی دارای همتای استوار با ساختار برنامه‌ریزی غیرخطی است که جستجوی قطعی پاسخ بهینه را در مسائل واقعی با مشکل مواجه می کند. هرچند مدل فوق می‌تواند محافظه کاری را تنظیم کند. اما رویکرد استوار برتسیماس و سیم می‌تواند به‌طور انعطاف‌پذیری سطح محافظه‌کاری راه‌حل‌های استوار را با پارامتر Γ تنظیم کند و دارای همتای استوار با ساختار برنامه‌ریزی خطی است (حمیدیه و بابایی، ۲۰۲۲). مسئله اصلی، تولید راه حل های بیش از حد محافظه کارانه با توجه به وقوع پارامترهای تصادفی است. در این صورت به منظور کنترل بهینه هزینه اضافی ناشی از تغییرات پارامتری، مولفه‌های دیگری نیز به مدل اضافه می شود. جنتایل و همکاران[2] (۲۰۲۱) بررسی کردند که چگونه می توان از پیش‌بینی تقاضا به‌منظور دستیابی به یک برنامه‌ریزی بهینه در شرایط عدم‌قطعیت استفاده نمود. در این روش از رویکرد پیش‌بینی در روزآمدسازی پارامترهای غیر قطعی مدل استوار استفاده می‌شود. به این ترتیب سطح پویایی پارامترهای مدل استوار ارتقا می‌یابد. از همتای خطی استوار رویکرد مورد اشاره، جهت مقابله با عدم‌قطعیت در پژوهش حاضر استفاده خواهد شد.

روش شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر برای مسئله بهینه‌سازی سبد سهام رویکرد ترکیبی تحلیل پوششی داده‌ها – برنامه‌ریزی استوار در شرایط عدم‌قطعیت توسعه یافته است. در مرحله اول، کارایی سهم‌های قابل سرمایه‌گذاری با استفاده از رویکرد DEA اندازه گیری و مورد ارزیابی قرار می گیرند. این مرحله فیلتر

1. decision making units
2. Gentile

کردن سهم ها برای شروع سرمایه‌گذاری در فاز دوم است. سپس در مرحله دوم میزان سرمایه‌گذاری در سهم‌های واجد شرایط تعیین‌شده و در نهایت پرتفوی منتخب ایجاد می‌شود. همچنین مدل‌های میانگین نیمه واریانس- نرخ رشد[1] (MSVG) و میانگین انحراف مطلق – نرخ رشد[2] (MADG) بکار گرفته می‌شود. به طوری که در هر فاز برای مواجه با عدم‌قطعیت پارامتری برنامه‌ریزی استوار بکار می رود. و در نهایت، مسیر پژوهشی با مطالعه موردی رمزارزها پیاده‌سازی می شود. این رویکرد شامل دو فاز است. در شکل (۱) روند اجرایی پژوهش حاضر در ایجاد سبد سهام استوار ارائه شده است.

شکل۱. روند بهینه سازی سبد سهام تحقیق حاضر

پیاده سازی فاز اول

در این فاز طی چندمرحله، عملکرد کلیه سهم‌هایی که سرمایه‌گذاران می‌توانند در آن‌ها سرمایه‌گذاری کنند، ارزیابی و اندازه‌گیری می‌شود. در پایان این مرحله، سهم‌هایی که از فیلتر سرمایه‌گذار عبور کرده‌اند، صلاحیت منتخب بودن سرمایه‌گذاری در فاز دوم را دارند. معیارهای مالی کلیدی برای ارزیابی سهام در بازار شامل بازده، ریسک، سودآوری، نقدینگی، اهرم مالی، ارزش‌گذاری و رشد هستند. مقادیر موجود در صورت‌های مالی شرکت شامل ترازنامه، صورت‌های درآمد و جریان نقدی برای تجزیه و تحلیل کمی در ارزیابی نقدینگی، اهرم رشد، حاشیه سودآوری، نرخ بازده، ارزش‌گذاری بکار می‌روند (پیکانی و همکاران، ۲۰۲۰). ولی برخی از این معیارها در بازار رمزارز قابل محاسبه و کاربردی نیستند بنابراین با جستجو در منابع رمزارزی و استفاده از نظر کارشناسان ورودی و خروجی‌های مدل DEA تعیین شدند که در جدول (۲) ارائه شده است.

1. Mean Semi Variance Growth Rate
2. Mean Absolute Deviation Growth Rate

جدول ۲. ورودی‌ها و خروجی‌های مدل‌های DEA برای رمزارزها

	معیار مالی	سیمبول	توصیف
ورودی‌ها	نسبت ارزش شبکه به تراکنش‌ها[1] (NVT)	I (1)	رابطه بین ارزش بازار و حجم انتقال
	نسبت سهام به جریان[2] (S2F)	I (2)	نسبت بین موجودی فعلی دارایی و جریان تولید جدید
	شاخص قدرت نسبی[3] (RSI)	I (3)	مقیاس نوسانات اخیر قیمت
	انحراف معیار (σ)	I (4)	ریسک غیر سیستماتیک
خروجی‌ها	سود هر سهم[4] (EPS)	O(1)	درآمد خالص منهای سود تقسیمی بر سهام عادی
	نرخ بازده	O(2)	نسبت سود یا زیان یک سرمایه‌گذاری در یک دوره معین
	حجم در تعادل[5] (OBV)	O(3)	تکانهٔ ارز دیجیتال
	نرخ رشد سود هر سهم	O(4)	EPS سه دوره فعلی تقسیم بر EPS سه دوره قبلی منهای یک
	شاخص جهت دار متوسط[6] (ADX)	O(5)	قدرت یک روند

در ادامه به‌منظور در نظر گرفتن عدم‌قطعیت پارامترها در مدل‌های DEA رویکرد استوار برتسیماس و سیم بکار گرفته شده است که در مدل (۴) ارائه شده است.

$$\begin{cases} max\ c\ x \\ s.t \\ \sum_{b} \alpha_{ab}\varphi_b + Z_a\Gamma_a + \Omega_a \sum_{b\in\Lambda_a} P_{ab} \le \beta_a, \forall a \\ z_a + P_{ab} \ge \hat{\alpha}_{ab}\varphi_b, \forall a, b \in \Lambda_b \\ -\phi_b \le \varphi_b \le \phi_b, \forall a, b \in \Lambda_b \\ Z, P, \phi \ge 0 \end{cases} \quad (4)$$

در مدل فوق برای مقابله با عدم‌قطعیت پارامتری، یک محدودیت خاص aاز یک مدل اسمی در نظر گرفته می‌شود و Λ_a مجموعه‌ای از ضرایب در محدودیت a را نشان می‌دهد که در معرض عدم‌قطعیت هستند. لازم به ذکر است که هر ورودی α_{ab} به‌عنوان یک متغیر تصادفی متقارن و محدود تعریف شده است که مقادیر در بازه $\left[\alpha_{ab} - \hat{\alpha}_{ab}, \alpha_{ab} + \hat{\alpha}_{ab}\right]$ را در بر می‌گیرد. مرکز این بازه در نقطه α_{ab} یک مقدار اسمی است و $\hat{\alpha}_{ab}$ اختلال پارامترهای نامشخص $\alpha_{ab}, b \in \Lambda a$است. در نهایت، همتای استوار محدودیت a $\left(\hat{\alpha}_{ab}\varphi_b \le \beta_a, \forall a\right)$است. در ادامه، بر اساس مدل همتای استوار ، شش مدل تحلیل پوششی داده‌های استوار (RDEA) شامل RCCR-IO، RCCR-OO، RBCC-IO، RBCC-OO، RADD-CRS و RADD-VRS توسعه یافته است (پیکانی و همکاران، ۲۰۲۰).

1. Network Value to Transactions
2. Stock to Flow
3. Relative Strength Index
4. Earnings Per Share
5. On-Balance Valume
6. Average Directional Index

سرانجام مدل RDEA به ازای سطوح محافظه‌کاری r و آشفتگی Δ برای اندازه‌گیری عملکرد همه سهم‌ها اجرا می‌شود. همچنین با اعمال مدل RDEA تمامی سهم‌ها رتبه‌بندی خواهند شد(اربمالدار[1] و همکاران ،۲۰۱۷).

در مرحله ششم فاز یک، با توجه به محدودیت کاردینالیتی، برای انتخاب سبدسهام در فاز دوم، k سهام برتر که واجد شرایط عبور از فاز اول به فاز دوم هستند، انتخاب می‌شوند. دیدگاه محافظه‌کارانه برای انتخاب بهترین سهام در مرحله اول بدینگونه است که k سهام برتر بر اساس میانگین رتبه هر سهم که در تمام مدل‌های RDEA شامل RCCR-IO، RCCR-OO، RBCC-IO، RBCC-OO، RADD-CRS و RADD-VRS انتخاب شده اند بدست می آید.

فاز دوم: بهینه‌سازی سبد سهام

در این فاز طی چند مرحله، میزان سرمایه‌گذاری در هر سهم واجد شرایط تعیین و در نهایت سبد ایجاد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، در این مرحله واحد تصمیم‌گیری برای وزن سهم‌های واجد شرایط از مرحله اول در سبد تصمیم می‌گیرد.

در مرحله اول فاز دوم، دو مدل بهینه‌سازی سبدسهام با در نظر گرفتن ریسک، بازده و نرخ رشد توسعه می یابد. در مدل اول نیمه واریانس و در مدل دوم انحراف مطلق به ترتیب معیارهای ریسک هستند (RMSVG[2] و RMADG[3]). برای درنظر گرفتن بازده و نرخ رشد، دو محدودیت به هر مدل اضافه می‌شود که دستیابی به حداقل بازده مورد انتظار و حداقل نرخ رشد مورد انتظار سرمایه‌گذار را تضمین می‌کند. همچنین برای تولید مدل پوششی محدودیت بازار مالی، محدودیت کاردینالیتی و محدودیت خرید در نظر گرفته می‌شود. در مرحله سوم فاز دو، مدل‌های بهینه‌سازی پرتفولیوی استوار توسعه یافته است. در این مرحله مدل همتای بهینه‌سازی سبد سهام استوار[4] (RPO) همراه با اندیس‌ها، پارامترها و متغیرها تعریف گردیده و مدل‌های مسئله ارائه شده است.

اندیس‌ها

j: مجموعه‌ای از سهم‌ها $j=1,\cdots,n$

i: مجموعه‌ای از ورودی‌ها $i=1,\cdots,m$

r: مجموعه‌ای از خروجی‌ها $r=1,\cdots,s$

t: مجموعه‌ای از دوره‌ها $t=1,\cdots,T$

پارامترها

R_{ij} : بازده سهام j اُم در دوره i اُم

$\overline{R}_j$: میانگین بازده سهام j اُم

1. Arabmaldar
2. Robust Mean Semi-Variance Growth rate
3. Robust Mean Absolute Deviation Growth Rate
4. Robust Portfolio Optimization

R_E: معیار یا سطح هدف بازده موردانتظار سبد سهام

$\overline{L}_j$: میانگین نرخ رشد سهام j اُم

: L_E معیار یا سطح هدف نرخ رشد سبد موردانتظار

k: تعداد سهم‌های مجاز در سبد سهام

A_j: حداقل مبلغ کل وجه قابل سرمایه‌گذاری در سهام j اُم

B_j: حداکثر مبلغ کل وجه قابل سرمایه‌گذاری در سهام j اُم

Γ: سطح محافظه‌کاری (بودجه عدم‌قطعیت)

Δ: آشفتگی در پارامترهای نامشخص

cb : کارمزد خرید

cs : کارمزد فروش

متغیرهای تصمیم‌گیری:

ω_j: وزن سهام j اُم در سبد

τ_j: متغیر دودویی که در صورت نگهداری سهام j اُم یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

ξ_t: نیمه واریانس سبد سهام در دوره t اُم

ζ_t: انحراف مطلق سبد سهام دوره t اُم

$$\Theta_{Robust}^{MSVL}$$

$$\min \ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\xi_t^2 + \left(\sum_{j=1}^{n}\max\left(0,\left(\omega_{i(t-1)}-\omega_{i(t)}\right)cs\right)+\sum_{j=1}^{n}\max\left(0,\left(\omega_{i(t)}-\omega_{i(t-1)}\right)cb\right)\right) \quad (۲)$$

S.t.

$$-\sum_{j=1}^{n}\overline{R}_j\omega_j + Z^{\overline{R}}\Gamma^{\overline{R}} + \sum_{j=1}^{n}P_j^{\overline{R}} \le -R_E \quad (۳)$$

$$-\sum_{j=1}^{n}\overline{L}_j\omega_j + Z^{\overline{L}}\Gamma^{\overline{L}} + \sum_{j=1}^{n}P_j^{\overline{L}} \le -L_E \quad (۴)$$

$$R_E - \sum_{j=1}^{n}R_{tj}\omega_j + Z_j^{R}\Gamma_j^{R} + \sum_{j=1}^{n}P_{tj}^{R} \le \xi_t, \forall t, j \quad (۵)$$

$$\sum_{j=1}^{n}\omega_j = 1 \quad (۶)$$

$$\sum_{j=1}^{n}\tau_j = k \quad (۷)$$

$$Z^{\overline{R}} + P_j^{\overline{R}} \ge \Delta\overline{R}_j\omega_j, \forall j \quad (۸)$$

$$Z^{\overline{L}} + P_j^{\overline{L}} \ge \Delta\overline{L}_j\omega_j, \forall j \quad (۹)$$

$$Z_j^{R_1} + P_{tj}^{R_1} \ge \Delta R_{tj}\omega_j, \forall t, j \quad (۱۰)$$

$$Z_j^{R_2} + P_{tj}^{R_2} \ge \Delta R_{tj}\omega_j, \forall t, j \quad (۱۱)$$

$$Z^{\overline{R}}, Z^{\overline{L}}, Z_j^{R_1}, Z_j^{R_2}, P_j^{\overline{R}}, P_j^{\overline{L}}, P_{tj}^{R} \geq 0, \forall t, j \quad (۱۲)$$

$$A_j \tau_j \leq \omega_j \leq B_j \tau_j, \forall j \quad (۱۳)$$

$$\tau_j \in \{0,1\}, \forall j \quad (۱۴)$$

$$\xi_t, \omega_j \geq 0, \forall t, j \quad (۱۵)$$

در مدل همتای استوار فوق رابطه (۲) نشان‌دهنده تابع هدف مدل است که براساس سنجه ریسک نوسان پذیر بنا گردیده است. سبد سهام دارای n سهم است که در آن T به عنوان متغیر کنترل کننده تعداد سهم در سبد بهینه تعریف می‌گردد. تابع هدف نیز با در نظر گرفتن کارمزد خرید و فروش سهام در شرایط تصمیم‌گیری جریمه می‌شود. رابطه (۳) مربوط به برآورد بازده مورد انتظار هریک از سهم‌ها در شرایط عدم‌قطعیت است که از سطح بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار باید بیشتر باشد. در این محدودیت هر عنصر $\overline{R}_j$ مقداری در بازه $\left[R_j - \hat{R}_j, R_j + \hat{R}_j\right]$ می‌گیرد یعنی دارای انحراف از ضریب میانگین اسمی تخمینی است پارامتر Γ مقدار عدد صحیح در بازه $\left[0, |J_0|\right]$ می‌گیرد که حد آستانه متناظر با عدم‌قطعیت پارامترهای مسئله است و سطح استواری در محدودیت به گونه‌ای کنترل می‌شود که موجه بودن جواب‌ها تضمین شوند. رابطه (۴) نرخ رشد مورد انتظار هر یک از سهم‌ها را در شرایط عدم‌قطعیت تبیین می‌کند. محدودیت (۵) سنجه ریسک را نشان می‌دهد که بر اساس سنجه نوسان‌پذیر تعریف می‌شود. روابط (۶) و (۷) محدودیت‌های قطعی مسئله هستند که به ترتیب محدودیت مجموع متغیرهای تصمیم و محدودیت کاردینالیتی مسئله محسوب می‌شوند. روابط (۸) تا (۱۱) محدویت‌های استوار مسئله هستند که متغیرهای آن، متغیرهای دوگانی هستند که به مسئله اضافه شده اند و نشان دهنده سطح اختلال داده‌ها هستند. محدودیت (۱۲) نامنفی بودن متغیرهای مدل را تبیین می‌کند. رابطه (۱۳) محدود بودن مقدار سهم را نشان می‌دهد. رابطه (۱۴) محدودیت مربوط به انتخاب سهم است که در صورت انتخاب مقدار یک و در غیر اینصورت مقدار صفر تخصیص می یابد. و رابطه (۱۵) بیانگر مثبت بودن نسبت سرمایه‌گذاری و وجود ریسک سرمایه‌گذاری است.

مدل همتای استوار RMSVL[1] تمامی شرایط مدل RMADL[2] را دارد. تفاوت این دو مدل با هم در نوع سنجه ریسک است. همانطور که در رابطه (۱۶) مشاهده می شود. تابع هدف مدل نشان دهنده کاهش ریسک از نوع سنجه نامطلوب یا ریسک میانگین نیم واریانس است که با تاثیر کارمزد خرید و فروش در شرایط سرمایه‌گذاری محقق می گردد

$$\Theta_{Robust}^{MSVL}$$

$$\min \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\xi_t^2 + \left(\sum_{j=1}^{n}\max\left(0,\left(\omega_{i(t-1)} - \omega_{i(t)}\right)cs\right) + \sum_{j=1}^{n}\max\left(0,\left(\omega_{i(t)} - \omega_{i(t-1)}\right)cb\right)\right) \quad (۱۶)$$

1. Robust Mean-Semi Variance-Liquidity
2. Robust Mean-Absolute Deviation-Liquidity

در ادامه، مدل بهینه‌سازی سبدسهام استوار با در نظر گرفتن سطح مطلوب محافظه‌کاری Γ و آشفتگی Δ اجرا می‌شود؛ تا وزن سهم‌های واجد شرایط به‌دست‌آمده از فاز اول محاسبه شود. و در مرحله پایانی فاز دو، با توجه به وزن‌های k سهم برتر در مدل، سبد سرمایه‌گذار موردنظر ساخته می‌شود. لازم به ذکر است که با تغییر حداقل بازده و حداقل نرخ رشد موردانتظار سرمایه‌گذار، مرز مؤثر ایجاد خواهد شد.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

ابتدا متغیرهای مدل با استفاده از روش دلفی و معیارهای مالی برای ارزیابی سهام از دیدگاه‌های مختلف انتخاب می‌شوند؛ که شامل بازده، ریسک، سودآوری، نرخ رشد، اهرم، ارزش‌گذاری و رشد است. کارایی تمام سهم‌های قابل سرمایه‌گذاری برای گزینش بر اساس تعداد ورودی ها و خروجی‌ها مورد ارزیابی و اندازه‌گیری قرار می‌گیرند که تعداد ۳۷ رمز ارز بین‌المللی با قابلیت تراکنش عملیاتی وارد فضای رقابت شدند. رمز ارزهای فوق با تخصیص بالای حجم معاملاتی و در بازه زمانی ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۱ انتخاب گردیدند.

مدل توسعه یافته، بعد از جمع‌آوری داده‌ها با تنظیم درصد نوسانات مختلف و Γ های متفاوت حل می شود تا میزان کارایی رمز ارزها تحت حالات مختلف تعیین گردد. همانطور که در جدول ۳ مشاهده می شود با در نظر گرفتن سطح اطمینان۹۰٪ به‌منظور ارضای محدودیت‌ها در DEA و سطوح محافظه‌کاری 84 / 4 ,86 / 3 ,56 / 3برای پارامترهای غیر قطعی و همچنین تنظیم کردن درجه اختلال داده‌ها بر روی مقدار ۰,۰۵ مدل‌های RCCR-IO، RCCR-OO، RBCC-IO، RBCC-OO، RADD-CRS و RADD-VRS اجرا می‌شوند. با اجرای مدل‌های RDEA رتبه‌بندی سهم‌ها در مدل‌ها طبق جدول ۳ ارائه می شود.

جدول۳. نتایج مدل‌های DEA

سهام	RCCR-IO	RCCR-OO	RBCC-IO	RBCC-OO	RADD-CRS	RADD-VRS
BTC	۰/۹۰۴۶۲۰۰۰	۱/۵۴۵۳۰۰۰	۱/۰۰۴۷۲۰۰	۱/۴۱۳۴۶۰۰	۱۰۲/۹۷۰۴۰	۶۶/۳۸۰۸۵۰
ETH	۰/۷۹۹۲۵۰۰۰	۱/۳۸۸۸۹۰۰	۰/۹۱۸۵۲۰۰۰	۱/۴۱۲۶۸۰۰	۵۸/۳۳۶۳۵۰	۲۲/۴۸۹۳۵۰
SOL	۰/۷۳۴۰۶۰۰۰	۱/۱۵۱۹۱۰۰	۰/۹۱۲۲۸۰۰۰	۱/۱۶۱۳۸۰۰	۲۶/۷۶۸۷۱۰	۵۵/۳۶۷۸۰۰
LUNA	۰/۶۶۴۸۱۰۰۰	۱/۴۴۰۶۳۰۰	۰/۹۱۰۱۸۰۰۰	۱/۱۵۷۰۵۰۰	۱۴/۶۲۷۲۹۰	۴۹/۴۶۸۹۴۰
ALGO	۰/۸۱۳۴۸۰۰۰	۱/۱۷۴۰۲۰۰	۰/۹۲۲۵۵۰۰۰	۱/۱۶۹۱۰۰۰	۱۹/۳۰۴۹۵۰	۲۶/۳۹۳۲۹۰
AXS	۰/۸۲۱۹۵۰۰۰	۱/۴۶۸۴۸۰۰	۰/۹۱۹۵۶۰۰۰	۱/۱۷۳۱۷۰۰	۵۲/۷۷۱۳۱۰	۱۲/۲۲۶۴۴۰
FIL	۰/۷۱۹۲۱۰۰۰	۱/۲۵۷۱۳۰۰	۰/۹۰۴۲۳۰۰۰	۱/۱۰۵۰۸۰۰	۷۳/۷۸۰۵۵۰	۲۶/۵۸۶۲۱۰
HBAR	۰/۷۴۲۷۹۰۰۰	۱/۳۶۳۲۸۰۰	۰/۸۶۷۲۹۰۰۰	۱/۲۷۴۶۹۰۰	۵۷/۱۱۶۷۶۰	۵۶/۳۲۲۲۱۰
GALA	۰/۶۸۲۷۲۰۰۰	۱/۲۲۶۴۸۰۰	۰/۸۷۷۱۲۰۰۰	۱/۲۷۷۶۶۰۰	۶۴/۵۷۷۰۴۰	۱۲/۷۱۵۶۰۰
HNT	۰/۷۹۳۷۵۰۰۰	۱/۵۰۰۷۱۰۰	۰/۸۴۳۷۱۰۰۰	۱/۲۲۲۹۱۰۰	۳۰/۳۶۶۸۷۰	۳۱/۱۳۷۹۴۰

با توجه به محدودیت کاردینالیتی در مدل بهینه‌سازی سبد، k=10 تعیین می‌شود. یعنی ده سهمی که میانگین رتبه بالاتری دارند انتخاب می‌گردند. در نهایت مجموعه سهم‌هایی که از مدل‌های RDEA در

دوره اول انتخاب شده‌اند ،عبارتند از: Bitcoin، Ethereum، Solana، Luna، Algorand، Axie Infinity، Filecoin، Hedera، Helium و Gala.

اجرای مدل بهینه‌سازی سبد برای رمز ارزها

برای اجرای مدل بهینه‌سازی سبد، داده‌های ماهانه بازده و نرخ رشد سهم‌های منتخب از بازار رمزارز استخراج می شود. پس از انتخاب سهام از فاز اول، مدل استوار پیشنهادی فاز دوم باتوجه به سطح اطمینان و سطح محافظه‌کاری مورد نظر و تنظیم درجه آشفتگی Δ برای یک محدودیت با K پارامتر نامشخص اجرا می‌شود. همچنین نرخ رشد سود مورد انتظار سبد، ثابت در نظر گرفته شده تا بازده مورد انتظار پرتفوی افزایش یابد.

جدول۴. نتایج مدل میانگین نیم واریانس نرخ رشد (RMSVG)

نرخ رشد سود مورد انتظار	بازده مورد انتظار	وزن سهم‌های منتخب از فاز اول										ریسک (SV) پرتفوی
		BTC	ETH	SOL	LUNA	ALGO	AXS	FIL	HBAR	GALA	HNT	
۱/۵۰ ۱	۰/۰۶	۰/۱۴۲	۰/۰۵۰۰	۰/۰۵۰	۰/۱۷۹	۰/۱۱۴	۰/۰۶۵۰	۰/۱۷۷	۰/۱۶۵	۰/۰۴۵۰	۰/۰۱۳۰	۰/۰۰۲۰
	۰/۰۹	۰/۱۳۸	۰/۱۶۳	۰/۰۳۴۰	۰/۰۲۰۰	۰/۱۱۴	۰/۱۱۵	۰/۱۰۰	۰/۰۱۴۰	۰/۱۲۹	۰/۱۷۳	۰/۰۰۵۵
	۰/۱۲۰	۰/۱۵۷	۰/۰۳۲۰	۰/۰۷۰۰	۰/۰۵۲۰	۰/۱۰۲	۰/۱۱۰	۰/۰۶۰۰	۰/۱۴۰	۰/۱۳۹	۰/۱۳۸	۰/۰۱۰۶
	۰/۱۵۰	۰/۰۷۳۰	۰/۰۲۳۰	۰/۱۲۷	۰/۱۷۲	۰/۰۳۸۰	۰/۰۳۰۰	۰/۱۵۸	۰/۰۸۹۰	۰/۱۴۸	۰/۱۴۲	۰/۰۱۷۱
	۰/۱۸۰	۰/۰۵۸۰	۰/۰۶۷۰	۰/۰۲۷۰	۰/۱۳۶	۰/۱۶۹	۰/۱۱۶	۰/۰۲۱۰	۰/۲۱۱	۰/۱۱۴	۰/۰۸۱۰	۰/۰۲۷۴
	۰/۲۱۰	۰/۰۵۵۰	۰/۱۴۱	۰/۱۳۰	۰/۱۶۴	۰/۰۴۶۰	۰/۰۸۶۰	۰/۰۴۴۰	۰/۱۸۳	۰/۰۸۲۰	۰/۰۶۹۰	۰/۰۳۶۸
	۰/۲۴۰	۰/۰۱۷۰	۰/۱۳۵	۰/۰۸۸۰	۰/۰۹۳۰	۰/۱۴۴	۰/۱۲۰	۰/۱۱۳	۰/۰۳۹۰	۰/۰۹۴	۰/۱۵۷	۰/۰۴۹۳

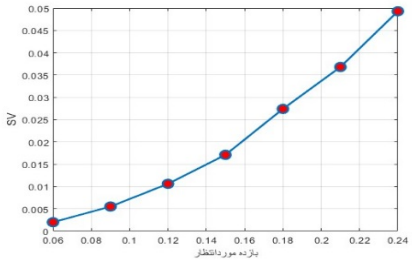
در جدول ۴ سطح اطمینان ۹۰٪ و درجه اختلال $\Delta = 0/05$ در نظر گرفته شده است. به‌منظور تامین پاسخ محدودیت‌ها در مدل و سطح محافظه‌کاری $\Gamma = 5/05$ برای هر محدودیت غیرقطعی، مدل RMSVG با ۱۰ پارامتر نامشخص اجرا شد. در این مدل ، نرخ رشد سود مورد انتظار سبد معادل ۱۱/۵در نظر گرفته

شده است تا بازده مورد انتظار پرتفوی افزایش یابد. که بیشترین ریسک سبد برابر ۰/۰۴۹۳ مربوط به بازده برابر با ۰/۲۴۰ وکمترین ریسک ۰/۰۰۲۰ مربوط به بازده مورد انتظار برابر با ۰/۰۶ است. با افزایش بازده موردانتظار پرتفوی، ریسک پرتفوی با سنجه نیم واریانس افزایش می‌یابد.

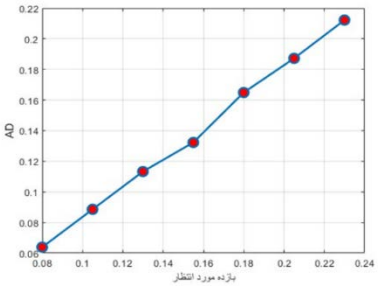
جدول۵. نتایج مدل میانگین نیم واریانس نرخ رشد (RMADG)

نرخ رشد سود مورد انتظار	بازده مورد انتظار	وزن سهام‌های منتخب از فاز اول										ریسک (AD) پرتفوی
		BTC	ETH	SOL	LUNA	ALGO	AXS	FIL	HBAR	GALA	HNT	
۱۱/۵۰	۰/۰۸	۰/۱۳۰	۰/۰۵۳	۰/۰۵۸	۰/۱۸۲	۰/۱۲۱	۰/۰۶۱	۰/۱۷۷	۰/۱۶۸	۰/۰۴۱	۰/۰۰۹	۰/۰۶۳۹
	۰/۱۰۵	۰/۱۲۵	۰/۱۴۵	۰/۰۳۹	۰/۰۱۹	۰/۱۱۵	۰/۱۲۰	۰/۱۰۰	۰/۰۰۸	۰/۱۴۵	۰/۱۸۴	۰/۰۸۸۶
	۰/۱۳۰	۰/۱۵۹	۰/۰۳۱	۰/۰۷۱	۰/۰۴۵	۰/۰۹۹	۰/۱۰۸	۰/۰۷۰۰	۰/۱۴۴	۰/۱۴۱	۰/۱۳۲	۰/۱۱۳۳
	۰/۱۵۵	۰/۰۷۲	۰/۰۲۲	۰/۱۰۱	۰/۱۸۱	۰/۰۲۹	۰/۰۳۸	۰/۱۵۸	۰/۰۹۲	۰/۱۵۵	۰/۱۵۲	۰/۱۳۲۲
	۰/۱۸۰	۰/۰۵۵	۰/۰۶۶	۰/۰۲۱	۰/۱۳۱	۰/۱۷۵	۰/۱۲۵	۰/۰۱۹	۰/۲۰۱	۰/۱۰۸	۰/۰۹۹	۰/۱۶۴۹
	۰/۲۰۵	۰/۰۵۸	۰/۱۵۱	۰/۱۱۵	۰/۱۵۵	۰/۰۵۱	۰/۰۷۷	۰/۰۴۵	۰/۱۸۷	۰/۰۹۱	۰/۰۷۰	۰/۱۸۷۲
	۰/۲۳۰	۰/۰۱۶	۰/۱۶۱	۰/۰۷۴	۰/۰۸۰	۰/۱۴۵	۰/۱۲۱	۰/۱۰۴	۰/۰۳۵	۰/۰۹۹	۰/۱۶۵	۰/۲۱۲۲

همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود در مدل همتای استوار سبد با سنجه ریسک قدر مطلق نیز با افزایش بازده سهام ریسک افزایش می یابد. با سطح اطمینان ٪۹۰ و درجه آشفتگی Δ به مقدار ۰/۰۵ و سطح محافظه‌کاری Γ برای هر محدودیت غیرقطعی همتای استوار مدل اجرا می‌شود که بیشترین ریسک سبد برابر ۰/۲۱۲۲ مربوط به بازده برابر با ۰/۲۳۰ و کمترین ریسک۰۶۳۹ ۰/ مربوط به بازده مورد انتظار ۰/۰۸ است.



شکل۲. مرز کارایی RMSVG



شکل۳. مرز کارایی RMADG.

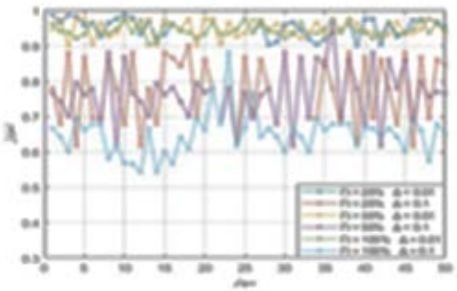
در شکل‌های ۲و ۳ تغییرات تابع هدف در مقابل تغییرات هزینه استواری قابل مشاهده است که روند هر دو شکل صعودی است اما سرعت رشد شکل ۲ کندتر انجام می‌شود.

تحلیل حساسیت

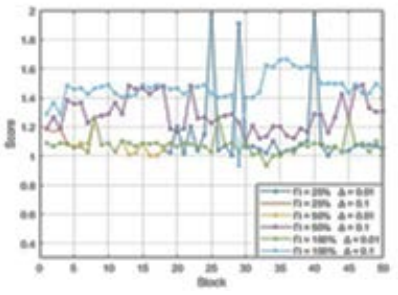
تحلیل حساسیت فاز اول

در ابتدا تاثیر سطح محافظه‌کاری بر کارایی مدل‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بخش، تحلیل حساسیت همه مدل‌های استوار به ازای Γ و Δ مختلف تبیین می‌شود.

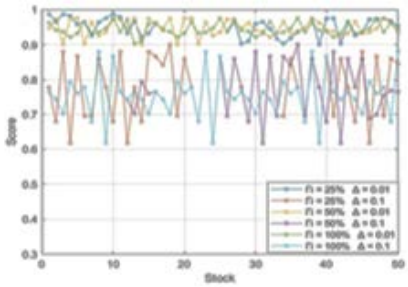
تحلیل حساسیت مدل‌هایRCCR-IO، RCCR-OO، RBCC-IO، RBCC-OO، RADD-CRS و RADD-VRS به ترتیب در شکل های ۴ تا ۹ ارائه شده است. در این راستا، با افزایش بودجه استواری Γ از ۰٪ به ۱۰۰٪ برای پارامترهای نامشخص، و افزایش درجه آشفتگی Δ از ۰/۰۱ به ۰/۱ مقدار تابع هدف بدتر شده و میزان کارایی کاهش می‌یابد، همچنین با افزایش بودجه استواری و درجه آشفتگی در شکل (۴) سهم LTCکمترین مقدار و سهم XLM بیشترین مقدار، در شکل ۵ سهم XLM کمترین مقدار، FTM بیشترین مقدار، درشکل(۶) THETA کمترین مقدار و FTM بیشترین مقدار، در شکل (۷) $MATIC$ و GRTبیشترین مقدار، درشکل(۸) BTCکمترین مقدار و FTM بیشترین مقدار و در شکل (۹) $GALA$ کمترین مقدار و XRP بیشترین مقدار را در ستون آخر جداول تحلیل حساسیت به خود اختصاص داده‌اند.



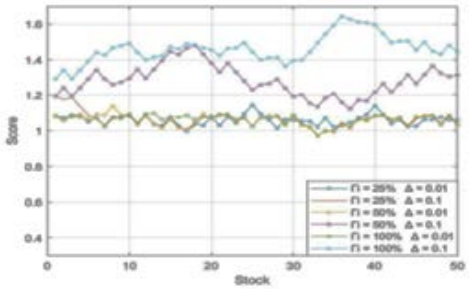
شکل ۴. روند مدل استوار CCR-IO برای r و Δ مختلف



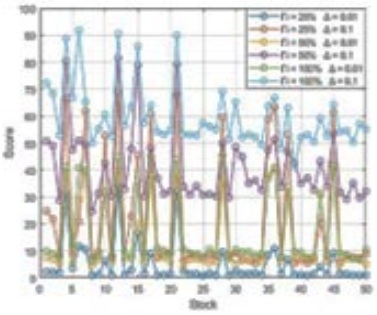
شکل ۵. روند مدل استوار CCR-OO برای r و Δ مختلف



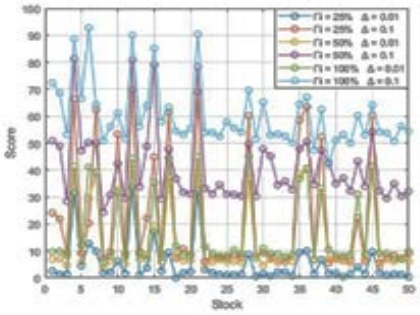
شکل ۶. روند مدل استوار BCC-IO برای r و Δ مختلف



شکل ۷. روند مدل استوار برای BCC-OO برای r و Δ مختلف



شکل ۸. روند مدل استوار ADD-CRS برای Γ و Δ مختلف



شکل ۹. روند مدل استوار ADD-VRS برای Γ و Δ مختلف

همچنین تحلیل حساسیت RMADG برای Γ و Δ مختلف ارائه می شود. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش Γ از ۰٪ به ۱۰۰٪ و آشفتگی Δ از ۰/۰۱ به ۰/۱ مقدار تابع هدف بدتر می‌شود. یعنی با افزایش میزان عدم‌قطعیت، مجموعه شدنی(مقادیر موجه) همتای استوار مسئله بهینه‌سازی کوچک می‌شود. لازم به ذکر است که بازده مورد انتظار و رشد مورد انتظار پرتفوی در هر دو مدل استوار برابر در نظر گرفته شد.

جدول۶. نتایج مدل میانگین نیم واریانس بازده (RMSVG) با Γ و Δ مختلف.

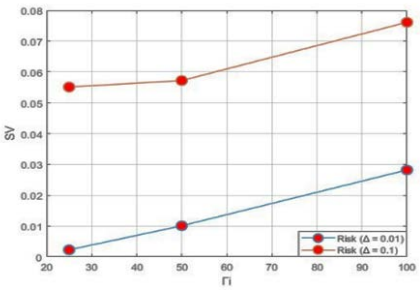
		وزن سهام‌های منتخب از فاز اول										ریسک (SV) پرتفو
		BTC	ETH	SOL	LUNA	ALGO	AXS	FIL	HBAR	GALA	HNT	
MSVG		۰/۱۱۸	۰/۰۹۵	۰/۰۸۲	۰/۱۶۲	۰/۱۱۴	۰/۰۷۹	۰/۱۵۱	۰/۱۴۹	۰/۰۵۲	۰/۰۱۹	۰/۰۰۳۹
Γi = 25%	Δ = 0.01	۰/۱۲۱	۰/۰۵۱۰	۰/۰۵۵	۰/۱۷۰	۰/۱۲۴	۰/۰۶۹۰	۰/۱۸۷	۰/۱۶۳	۰/۰۴۱۰	۰/۰۱۴۰	۰/۰۰۲۳
	Δ = 0. 1	۰/۱۵۰	۰/۱۶۳	۰/۰۴۴۰	۰/۰۳۲۰	۰/۱۰۴	۰/۱۰۵	۰/۱۱۲	۰/۰۱۳۰	۰/۱۳۹	۰/۱۳۸	۰/۰۵۵۱
Γi = 50%	Δ = 0.01	۰/۱۵۶	۰/۰۴۱۰	۰/۰۶۵۰	۰/۰۵۱۰	۰/۱۲۰	۰/۱۱۳	۰/۰۷۱۰	۰/۱۵۵	۰/۱۱۹	۰/۱۱۹	۰/۰۱۰۱
	Δ = 0.1	۰/۰۷۷۰	۰/۰۲۵۰	۰/۱۳۲	۰/۱۷۱	۰/۰۳۲۰	۰/۰۲۵	۰/۱۸۱	۰/۰۷۸	۰/۱۶۲	۰/۱۱۷	۰/۰۵۷۲
Γi = 100%	Δ = 0.01	۰/۰۵۵	۰/۰۶۴	۰/۰۲۱	۰/۱۲۱	۰/۱۵۵	۰/۱۲۱	۰/۰۲۰	۰/۲۰۱	۰/۱۱۹	۰/۱۲۳	۰/۰۲۸۲
	Δ = 0.1	۰/۰۵۲	۰/۱۳۸	۰/۱۳۲	۰/۱۶۰	۰/۰۴۵	۰/۰۸۰	۰/۰۴۶	۰/۱۸۹	۰/۰۸۱	۰/۰۷۷	۰/۰۷۶۱

بر اساس جدول ۶، با تغییرات Γ و درجه آشفتگی، ریسک مدل افزایش پیدا می‌کند که بیشترین مقدار ریسک در $\Gamma = 100, \Delta = 0/1$ برابر است با ۰/۰۷۶۱ و کمترین ریسک در $\Gamma = \%25, \Delta = 0/01$ برابر با ۰/۰۰۲۳ است.

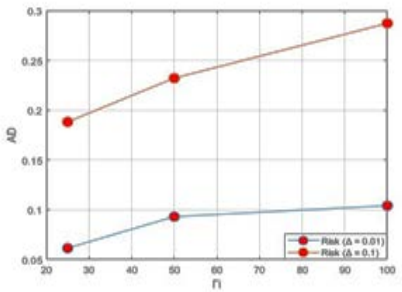
جدول۷. نتایج مدل میانگین نیم واریانس بازده (RMADG)

MADG		BTC	ETH	SOL	LUNA	ALGO	AXS	FIL	HBAR	GALA	HNT	وزن سهام‌های منتخب از فاز اول	ریسک (AD) پرتفو
		۰/۱۲۲	۰/۰۸۲	۰/۰۶۳	۰/۱۵۲	۰/۱۲۲	۰/۰۶۹	۰/۱۵۲	۰/۱۳۲	۰/۰۶۱	۰/۰۰۵		۰/۰۶۸۹
Γi = 25%	Δ = 0.01	۰/۱۳۸	۰/۰۶۲	۰/۰۴۳	۰/۱۷۲	۰/۱۲۳	۰/۰۵۹	۰/۱۷۸	۰/۱۴۹	۰/۰۵۸	۰/۰۱۸		۰/۰۶۱۵
	Δ = 0. 1	۰/۱۵۵	۰/۱۳۸	۰/۰۳۲	۰/۰۱۲	۰/۱۱۲	۰/۱۳۵	۰/۰۹۸	۰/۰۰۷	۰/۱۶۲	۰/۱۴۹		۰/۱۸۸۲
Γi = 50%	Δ = 0.01	۰/۱۵۲	۰/۰۲۸	۰/۰۸۸	۰/۰۴۲	۰/۱۱۲	۰/۱۱۲	۰/۰۷۱	۰/۱۶۲	۰/۱۳۲	۰/۱۰۱		۰/۰۹۳۱
	Δ = 0.1	۰/۰۷۱	۰/۰۲۱	۰/۱۲۱	۰/۱۷۵	۰/۰۱۹	۰/۰۴۲	۰/۱۶۲	۰/۱۰۱	۰/۱۴۹	۰/۱۳۹		۰/۲۳۲۱
=100% Γi	Δ = 0.01	۰/۰۵۲	۰/۰۶۰	۰/۰۳۰	۰/۱۴۵	۰/۱۸۱	۰/۱۲۲	۰/۰۱۸	۰/۲۲۲	۰/۱۲۰	۰/۰۵۰		۰/۱۰۴۱
	Δ = 0.1	۰/۰۵۱	۰/۱۲۲	۰/۱۱۹	۰/۱۶۵	۰/۰۸۵	۰/۰۷۴	۰/۰۳۹	۰/۱۷۸	۰/۰۹۹	۰/۰۶۸		۰/۲۸۷۱

همانطور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود هر چه مقدار Γ و درجه آشفتگی Δ بیشتر شود مقدار ریسک نیز در این سنجه افزوده می‌گردد. که بیشترین ریسک سبد برابر ۰/۲۸۷۱ مربوط به $\Gamma = \%100, \Delta = 0/01$ و کمترین ریسک برابر با ۰/۰۶۱۵ مربوط به $\Gamma = \%25, \Delta = 0/1$ است.



شکل ۱۰. SV در RMSVG.



شکل۱۱. AD در RMADG.

شکل‌های ۱۰و ۱۱ بیانگر تغییرات سنجه‌های ریسک در برابر عدم‌قطعیت پارامترهای مسئله و سطح محافظه‌کاری و درجه آشفتگی داده‌ها است. مقایسه این دوشکل نشان می‌دهد که مقدار ریسک در سنجه نیم واریانس نسبت به ریسک با سنجه قدر مطلق کمتر است که نشان از عملکرد بهتر مدل RMSVG نسبت به مدل RMADG است.

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش یک مدل ترکیبی بهینه‌سازی با بکارگیری همزمان روش تحلیل پوششی داده‌ها و بهینه‌سازی استوار به منظور ارزیابی ریسک با ورودی‌ها و خروجی‌های غیرقطعی توسعه یافته است. مطالعه حاضر، چارچوبی برای انتخاب پورتفوی بهینه و سنجش میزان اعتبار مدل با ساختاری باز در هر مرحله است. به گونه‌ای که در هر مرحله پارامترهای انحراف معیار، نرخ رشد سود و بازده هر سهم به ازای سطح محافظه‌کاری برنامه‌ریزی استوار غیرقطعی در نظر گرفته می‌شوند. رویکرد بهینه‌سازی استوار بکار گرفته شده عدم‌قطعیت را در داده‌های ورودی و خروجی به طور هم‌زمان و بدون نیاز به شناسایی توزیع داده‌ها، توسط سطح محافظه‌کاری تحت کنترل قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد با افزایش میزان اختلال، میانگین کارایی کل در فاز اول کاهشی است و این کاهش در نمره کارایی هر یک ازDMUها قابل مشاهده است. لازم به ذکر است که با توجه به محدودیت‌های سخت‌گیرانه در مدل‌های توسعه یافته و کاهش سطح کارایی، واحدهای کمتری روی مرز کارایی قرار می‌گیرند و در نتیجه نیازی به استفاده از مدل‌های ابرکارا برای ارزیابی مجدد واحدهای کارا نیست. همچنین توانایی تفکیک‌پذیری و رتبه بندی مدل‌های پیشنهادی در محاسبه کارایی واحدهای تصمیم‌گیری مشهود است. علاوه بر این، سطح کارایی مدل‌های استوار به ازای سطح محافظه‌کاری و درجه اختلال پارامترها تغییر نموده و مدل‌های ورودی‌محور و خروجی‌محور در ارزیابی کارایی موثر و در یک راستا عمل می‌کنند.

یافته‌های این تحقیق در فاز دوم نشان می‌دهد که وضعیت سبد بهینه، وابسته به تغییرات بازده مورد انتظار است که بر اساس سیر صعودی میانگین بازده، انتخاب شده‌اند. با افزایش سطح بازده مورد انتظار سبد بهینه، ریسک سبد با هر دو سنجه ریسک میانگین انحراف مطلق و میانگین نیم واریانس افزایش می‌یابد. شایان ذکر است با افزایش بازده مورد انتظار سبد، سهم‌هایی مورد انتخاب قرار می‌گیرد که از ارزش بازاری بهینه‌ای برخوردار باشند که نشان‌دهنده کنترل مدل در مواجه با نوسان داده‌های غیرقطعی است. هرچه که سطح محافظه‌کاری بیشتر شود، فرصت سرمایه‌گذاری برای ریسک‌های مطلوب افزایش می‌یابد در صورتی‌که برای ریسک‌های نامطلوب روندی کاهشی است. همانطورکه در نتایج مشاهده می‌شود با افزایش سطح محافظه‌کاری و افزایش هزینه استواری با حضور عدم اطمینان داده‌های مسئله، بازده مورد انتظار سبد سهام در جواب بهینه افزایش پیدا می‌کند از طرف دیگر، با بالابردن سطح محافظه‌کاری مقدار تابع هدف به عنوان ریسک سبد افزایش می‌یابد که عامل اصلی آن افزایش نوسانات داده‌ها در شرایط عدم‌قطعیت جستجو است. لازم به ذکر است با افزایش سطح محافظه‌کاری مقدار تابع هدف بهبود نمی‌یابد و در یک سطح معینی با مقدار ثابتی همگرا می‌شود.

تابع هدف با سنجه ریسک میانگین انحراف مطلق با افزایش سطح محافظه‌کاری و به ازای حداقل درجه اختلال با روند سریعتری افزایش پیدا می‌کند تا به مرز ۵۰٪ می رسد بعد از آن بر اثر کاهش تاثیر میزان محافظه کاری روند آهسته ای را دنبال می‌کند. که ریسک گریزی مسئله را نسبت به تغییرات سطح محافظه‌کاری و همگرایی مسئله با حداقل درجه اختلال نشان می‌دهد. از طرف دیگر ارزیابی نمودار تابع با سنجه میانگین نیم واریانس، حساسیت بیشتر تابع هدف نسبت به تغییرات سطح محافظه‌کاری را تبیین

می‌نماید. شایان ذکر است مقایسه روند نمودار ریسک با دو سنجه مورد نظر نشان می‌دهد که عملکرد مدل همتای استوار RMSVG مطلوب تر بوده و تبادل بهینه‌ای بین استواری و بهینگی جواب ایجاد می‌کند.

با بررسی جامعی که بر روی پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام شده است در تحقیقات آتی حرکت در مسیرهای زیر برای ادامه این پژوهش توصیه می شود.

- استفاده از مدلهای استوار برای ساختارهای شبکه ای تحلیل پوششی داده‌ها در فاز اول
- در نظر گرفتن همبستگی در عدم‌قطعیت داده‌ها
- ارزیابی کارایی متقاطع برای ایجاد رتبه بندی دقیق‌تر برای فاز اول و بکارگیری معیارهای ریسک دیگر برای فاز دوم
- بکارگیری مدلهای TVP-VAR با رویکرد برنامه‌ریزی استوار در بازارهای مالی متغیر و شرایط عدم اطمینان فزاینده پارامتری

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: پژوهش حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی پژوهش مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع بنابر اظهار نویسندگان در این پژوهش هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

Refrences

Abounoori, E., Tehrani, R., & Shamani, M. (2018). The performance of risk-based portfolios under different conditions in the stock market (Empirical evidence from the Iranian stock market). *Quarterly of Financial Economics*, 12(45), 51–71. (In Persian)

Arabmaldar, A., Jablonsky, J., & Hosseinzadeh Saljooghi, F. (2017). A new robust DEA model and super-efficiency measure. *Optimization*, 66(5), 723–736.

Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). The World Uncertainty Index. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.4039482

Ahn, K., Lee, D., Sohn, S., & Yang, B. (2019). Stock market uncertainty and economic fundamentals: an entropy-based approach. *Quantitative Finance*, 19(7), 1151–1163. https://doi.org/10.1080/14697688.2019.1579922

Ashrafi, H., & Thiele, A. C. (2021). A study of robust portfolio optimization with European options using polyhedral uncertainty sets. Operations Research Perspectives, 8, 100178. https://doi.org/10.1016/j.orp.2021.100178

Banker, R. D., Charnes, A., & Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science*, 30(9), 1078-1092.

Ben-Tal, A., & Nemirovski, A. (2000). Robust solutions of linear programming problems contaminated with uncertain data. *Mathematical programming*, 88(3), 411-424.

Bertsimas, D., & Sim, M. (2004). The Price of Robustness. Operations Research, 52(1), 35–53.

Boussofiane, A., Dyson, R. G., & Thanassoulis, E. (1991). Applied data envelopment analysis. *European journal of operational research*, 52(1), 1-15.

Burkaltseva, D., Niyazbekova, S., Borsch, L., Jallal, M. A. K., Apatova, N., Nurpeisova, A., Semenov, A., & Zhansagimova, A. (2021). Methodological Foundations of the Risk of the Stock Markets of Developed and Developing Countries in the Conditions of the Crisis. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(1), 3.

Charnes, A., Cooper, W. W., Golany, B., Seiford, L., & Stutz, J. (1985). Foundations of data envelopment analysis for Pareto-Koopmans efficient empirical production functions. *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 91–107.

Chuliá, H., Guillén, M., & Uribe, J. M. (2017). Measuring uncertainty in the stock market. *International Review of Economics & Finance*, 48, 18-33.

Davtalab, A., & Mehrjoo, R. (2019). Stock portfolio ranking using financial technology set in DEA models (case study: Tehran Stock Exchange). *Journal of New Researches in Mathematics*, 5(21), 47–56. (In Persian)

Doshi, H., Kumar, P., & Yerramilli, V. (2018). Uncertainty, capital investment, and risk management. *Management Science*, 64(12), 5769-5786.

Escobari, D., & Jafarinejad, M. (2019). Investors' Uncertainty and Stock Market Risk. Journal of Behavioral Finance, 20(3), 304–315.

Eyvazloo, R., Fallahpour, S., & Dehghani Ashkezari, M. (2021). Index tracking using Two-tail Mixed Conditional Value-at-risk in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 23(4), 545–563. (In Persian)

Gentile, C., Pinto, D. M., & Stecca, G. (2022). Price of robustness optimization through demand forecasting with an application to waste management. *Soft Computing*. https://doi.org/10.1007/s00500-022-07148-y

Hamidieh, A., & Arshadikhamseh, A. (2021). The flexible Possibilistic-Robust mathematical programming approach for the resilient supply chain network: An operational plan. *Journal of Advanced Manufacturing Systems*. https://doi.org/10.1142/s0219686721500220

Hamidieh, A., & Babaei, S. (2022). Flexible and Robust Optimization Combination for Reliable Forward-Reverse Logistic Network Design using Benders' Decomposition Method. *Journal of Quality Engineering and Production Optimization*, 7(2), 107–134. https://doi.org/10.22070/JQEPO.2023.16393.1236

Juszczuk, P., Kaliszewski, I., Miroforidis, J., & Podkopaev, D. (2022). Mean--variance portfolio selection problem: Asset reduction via nondominated sorting. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 86, 263–272. https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.07.007

Karimi, T., Pahlavan zadeh, M., Alwardi, A., & Amra, M. (2021). Proposing DEA-GZBWM Method with Fuzzy Uncertainty. *Industrial Management Journal*, 13(3), 415–434. (In Persian)

Kayedppour, F., Sayadmanesh, S., Salmani, Y., & Sadeghi, Z. (2021). Measuring the Efficiency and Productivity of Cement Companies in Tehran Stock Exchange by Data Envelopment Analysis and Malmquist Productivity Index in Gray Environment. *Journal of Innovation Management and Operational Strategies*, 1(4), 363–382. (In Persian)

Konno, H., & Yamazaki, H. (1991). Mean-absolute deviation portfolio optimization model and its applications to Tokyo stock market. Management science, 37(5), 519-531.

Kouchaki Tajani, M., Fallah, R., Maranjory, M., & Alikhani, R. (2021). Presentation of a scenario-based optimization model for bank loan portfolio under conditions of uncertainty based on robust Mulvey's approach. *Journal of Financial Management Perspective*, 11(35), 67–90. (In Persian)

Li, B., & Teo, K. L. (2021). Portfolio optimization in real financial markets with both uncertainty and randomness. *Applied Mathematical Modelling*, 100, 125-137.

Luan, D., Wang, C., Wu, Z., & Xia, Z. (2021). Two-stage robust optimization model for uncertainty investment portfolio problems. *Journal of Mathematics*, 2021.

Mamipour, S., & Najafzadeh, B. (2017). Three-Stage Environmental Efficiency Evaluation of Iran's Power Industry: Network Data Envelopment Analysis Approach. *Financial Research Journal*, 53(2), 191–217. (In Persian)

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. The Journal of Finance, 7(1), 77–91.

Mashayekhi, Z., & Omrani, H. (2016). An integrated multi-objective Markowitz–DEA cross-efficiency model with fuzzy returns for portfolio selection problem. *Applied Soft Computing*, 38, 1–9. https://doi.org/10.1016/j.asoc.2015.09.018

Modarres, M., & Hasanzadeh Mofrad, M. (2011). ROBUST OPTIMIZATION OF A PORTFOLIO WHICH INCLUDES OPTIONS. *Industrial Engineering and Management Journal*, 27-1(1), 93–102. (In Persian)

Mohammadi, S., Raei, R., & Tondnevis, F. (2021). Application of Copula Based Correlations and Mutual Information in Time Series Clustering and Enhanced Indexing by Adopting the Robust Optimization Approach. *Financial Research Journal*, 23(4), 497–522. (In Persian)

Mohammadzadeh, K., & Heydari, M. (2022). Creating an Index to Measure Financial Uncertainty Using the Fama-French Five-factor Model in State Space by the Kalman Filter Algorithm. *Financial Research Journal*, 24(2), 307–328. (In Persian)

Mukashov, A. (2022). Parameter uncertainty in policy planning models: Using portfolio management methods to choose optimal policies under world market volatility. Economic Analysis and Policy. https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.11.007

Nourahmadi, M., & Sadeqi, H. (2022). A Machine Learning-Based Hierarchical Risk Parity Approach: A Case Study of Portfolio Consisting of Stocks of the Top 30 Companies on the Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 24(2), 236–256. (In Persian)

Peykani, P., Mohammadi, E., Hosseinzadeh, F., & Tehrani, R. (2020). Performance assessment of investment companies under uncertainty. *Scientific Journal of Financial Science and Securities Analysis*, 13(48). (In Persian)

Peykani, P., Mohammadi, E., Jabbarzadeh, A., Rostamy-Malkhalifeh, M., & Pishvaee, M. S. (2020). A novel two-phase robust portfolio selection and optimization approach under uncertainty: A case study of Tehran stock exchange. PLOS ONE, 15(10), e0239810. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0239810

Qodsi, S., Tehrani, R., & Bashiri, M. (2015). Portfolio optimization with simulated annealing algorithm. *Financial Research Journal*, 17(1), 141–158. (In Persian)

Rajabi, M., & Khaloozadeh, H. (2014). Optimal Portfolio Prediction in Tehran Stock Market using Multi-Objective Evolutionary Algorithms, *NSGA-II and MOPSO. Financial Research Journal*, 16(2), 253–270. (In Persian)

Rezaei, Z., & kiyani, F. (2021). Investigating the effect of economic uncertainty on the relationship between comparability of financial statements and the stock price crash risk in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial and Investment Advances*, 2(4), 73–105. (In Persian)

Sina, A., & Fallah, M. (2019). Optimizing the investment portfolio with Frein's value theory approach in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 10(40), 184–200. (In Persian)

Sina, A., & Fallah, M. (2020). Comparison of Value Risk Models and Coppola-CVaR in Portfolio Optimization in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective*, 10(29), 125–146. (In Persian)

Soyster, A. L. (1973). Technical Note—Convex Programming with Set-Inclusive Constraints and Applications to Inexact Linear Programming. Operations Research, 21(5), 1154–1157.

Wei, Q. (2001). Data envelopment analysis. Chinese Science Bulletin, 46(16), 1321-1332.

Wu, Z., & Sun, K. (2023). Distributionally robust optimization with Wasserstein metric for multi-period portfolio selection under uncertainty. *Applied Mathematical Modelling*, 117, 513–528. https://doi.org/10.1016/j.apm.2022.12.037

Zhang, C., Gong, X., Zhang, J., & Chen, Z. (2023). Dynamic portfolio allocation for financial markets: A perspective of competitive-cum-compensatory strategy. J*ournal of International Financial Markets*, Institutions and Money, 84, 101737. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2023.101737

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۱۵۴-۱۲۷

مقاله پژوهشی

بررسی دقت ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک نسبت به روش‌های متداول خطی در پیش‌بینی سود هر سهم[۱]

صدیقه عزیزی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۱۷

چکیده

اطلاعات مربوط به سود و سود پیش‌بینی شده هر سهم معیارهایی هستند که از دیدگاه بسیاری از استفاده‌کنندگان با اهمیت تلقی می‌شوند؛ لذا شرکت‌ها برای جذب سرمایه‌گذاران تلاش می‌کنند سود هر سهم را با بیشترین دقت پیش‌بینی کنند. از سوی دیگر، علی‌رغم روش‌های متعدد پیش‌بینی سود، پیش‌بینی دقیق سود هر سهم در حوزه مالی کار چندان آسانی نیست و اغلب پژوهشگران درصدد تعیین بهترین روش برای پیش‌بینی سود هستند؛ بنابراین، هدف اصلی این پژوهش بررسی دقت ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک نسبت به روش‌های متداول خطی در پیش‌بینی سود هر سهم است. بدین منظور، نمونه‌ای متشکل از ۱۰۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۸ بررسی شده است. در راستای دستیابی به اهداف پژوهش، ابتدا با مطالعه پژوهش‌های پیشین در حوزه پیش‌بینی سود ۱۴ نسبت مالی اثرگذار بر پیش‌بینی سود انتخاب شده است. سپس، به منظور ارائه مدلی در زمینه پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها، به مقایسه مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک، ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون خطی پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان داد مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک در پیش‌بینی روند حرکتی سود هر سهم بسیار بهتر عمل کرده و در مقایسه با مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس توابع کرنلی و روش رگرسیون خطی از دقت بالاتری برخوردار است. به گونه‌ای که با توسعه مدل ماشین بردار پشتیبان بر پایهٔ الگوریتم ژنتیک خطای آموزش مدل به مقدار ۰/۰۳۶ کاهش و بر دقت مدل تا ۷۵ درصد افزوده می‌شود.

واژگان کلیدی: سود هر سهم، ماشین بردار پشتیبان، الگوریتم ژنتیک، مدل‌های خطی.
طبقه‌بندی موضوعی: *L25, G32, E31*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.33611.2442
۲. استادیار، گروه حسابداری، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران. (نویسنده مسئول). Email: s_azizi23@yahoo.com

مقدمه

اتخاذ تصمیمات بهینه اقتصادی توسط مدیران مستلزم ارزیابی توان واحد تجاری در ایجاد وجه نقد و زمان قطعیت ایجاد آن است. یکی از پارامترهای مهم ارزیابی توان ایجاد وجه نقد توسط واحدهای تجاری سودآوری است. سودآوری در برگیرنده بازده حاصل از منابع تحت کنترل واحد تجاری و معنکس کننده سلامت اقتصادی و تداوم فعالیت واحد تجاری است. در واقع سودآوری مطلوب باعث تداوم فعالیت‌های واحد تجاری و استفاده بهینه از منابع در سطح خرد و کلان می‌شود، در حالی که سودآوری نامطلوب می‌تواند منجر به ورشکستگی شود (رضایی و امیرحسینی، ۱۳۹۶)؛ از این‌رو، دقت در پیش‌بینی سود هر سهم از اهمیت بالایی برای جذب سرمایه‌گذاران بالقوه و اطمینان خاطر به سرمایه‌گذاران بالفعل دارد؛ زیرا هر اندازه خطای پیش‌بینی سود هر سهم کمتر باشد، نوسانات قیمت سهام پایین‌تر خواهد بود. به بیانی دیگر، اگر سود هر سهم واقعی کمتر از مقدار پیش‌بینی شده باشد، منجر به کاهش اعتبار شرکت در برآوردن انتظارات می‌شود و این موضوع از منظر سهامداران به عنوان نشانه‌ای از ضعف در عملکرد شرکت تلقی می‌شود (پاین[1]، ۲۰۰۸). با در نظر گرفتن اهمیت سودآوری و پیش‌بینی سود هر سهم، یافتن فن‌ها و مدل‌هایی که بتواند پیش‌بینی سود را با حداقل خطای ممکن انجام دهد از جایگاه ویژه‌ایی برخوردار می‌باشد. در همین راستا، مطالعات متعددی در بورس اوراق بهادار تهران تلاش کرده‌اند تا به صورت تجربی نقش پیش‌بینی سود هر سهم را بررسی کنند (مانند حجازی و همکاران، ۱۳۹۴؛ نیاسانی و همکاران، ۱۳۹۴)؛ اما مطالعات اولیه اغلب از مدل‌های رگرسیون پانل و سری زمانی برای نشان دادن دقت مدل پیش‌بینی سود هر سهم استفاده کرده‌اند، این در حالی است که این مدل‌ها به دلیل در نظر نگرفتن عوامل پیچیده و غیرخطی موثر در پیش‌بینی سود همواره با خطای پیش‌بینی مواجه هستند (مهدوی و بهمنش، ۱۳۸۴)؛ لذا طی سال‌های اخیر روش‌های نوینی از پیش‌بینی به نام روش‌های داده‌کاوی، به عنوان ابزاری جهت برآورد روابط غیرخطی پا به عرصه گذاشته‌اند. استفاده موفقیت‌آمیز این روش‌ها در پیش‌بینی‌های اقتصادی، سمت و سویی تازه به پژوهش‌های دارای عوامل پیچیده و غیرخطی داده است. اگر چه این روش‌های هوش مصنوعی دارای مزایای زیادی در پیش‌بینی، طبقه‌بندی و تکنیک‌های بهینه‌سازی هستند؛ اما دارای برخی معایب مانند گیر کردن شبکه در نقاط مینیمم محلی و سرعت پایین همگرایی محاسبات نیز هستند. تأثیر منفی این قبیل نارسایی‌ها بر روایی و دقت پیش‌بینی باعث شده است تا الگوریتم‌های دیگری جهت بهبود سرعت همگرایی محاسبات و دقت پیش‌بینی طراحی شود (هایکین[2]، ۱۹۹۸)؛ از این‌رو، در این پژوهش تلاش شده با استفاده از ترکیب ماشین بردار پشتیبان و الگوریتم ژنتیک معیار جامع‌تری ارائه شود به کمک متغیرهای ورودی، به بررسی عملکرد دقت مدل پیش‌بینی سود هر سهم پرداخته می‌شود و سپس جهت بررسی دقت این مدل؛ نتایج مدل با روش رگرسیون چندگانه مقایسه خواهد شد؛ به بیانی دیگر، در این پژوهش تلاش شده است به دلیل درصد خطای کمتر ترکیب ماشین بردار پشتیبان و الگوریتم ژنتیک نسبت به مدل‌های استفاده شده

1. Payen
2. Haykin

در پژوهش‌های پیشین به آزمون مدلی جامع‌تر پرداخته شود که بتواند مبنای دقیق‌تری برای پیش‌بینی سود هر سهم قرار گیرد که از این دیدگاه انجام این پژوهش در جهت ارتقاء پیش‌بینی سود هر سهم است. با توجه به آنچه بیان است این پژوهش در پی پاسخ‌گویی به پرسش‌های ذیل است. توانایی ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل در پیش‌بینی سود هر سهم چقدر است؟ توانایی روش ترکیبی پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک در پیش‌بینی سود هر سهم چقدر است؟ توانایی روش رگرسیون پانل در پیش‌بینی سود هر سهم چقدر است؟ آیا توانایی و عملکرد روش ترکیبی پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک نسبت به روش ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل و روش متداول پیش‌بینی (روش رگرسیون پانل) بهتر است.

در ادامه تحقیق، ابتدا مبانی نظری و فرضیات پژوهش ارائه می‌شود. سپس، روش پژوهش و یافته‌ها توضیح داده می‌شود. در نهایت ،نتیجه‌گیری و پیشنهادات حاصل از پژوهش بیان شده است.

مبانی نظری پژوهش

هدف اصلی گزارشگری مالی ارائه اطلاعات مناسب، صحیح و مربوط برای تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی است. یکی از ویژگی‌های لازم برای مربوط بودن اطلاعات مالی و اقتصادی، سودمندی در پیش‌بینی است. پیش‌بینی به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا فرآیند تصمیم‌گیری خود را بهبود بخشند و ریسک تصمیم‌های خود را کاهش دهند (کردستانی، بهرامفر و امیری، ۱۳۹۸)؛ بنابراین پیش‌بینی یک عامل کلیدی در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی به شمار می‌رود؛ زیرا سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، مدیران و سایر ذینعفان در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی متکی به پیش‌بینی و انتظارات هستند.

در حسابداری مواردی مانند سود، قیمت سهام، بازده سهام، ورشکستگی و ریسک را تا حدی می‌توان پیش‌بینی کرد؛ اما پیش‌بینی سود هر سهم به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی از دیرباز مورد علاقه استفاده‌کنندگان بوده است (علوی طبری و جلیلی، ۱۳۸۵). این توجه از آنجا نشات می‌گیرد که سود پرکاربردترین و ملموس‌ترین نیاز سهامداران و سایر استفاده‌کنندگان در برآوردهای بازار سرمایه است. به عنوان مثال میزان جذابیت تحصیل یک شرکت، علاوه بر وضعیت فعلی شرکت، به توان بالقوه آن در ایجاد درآمدهای آتی بستگی دارد. شرکتی که در حال حاضر سودآور است و سودآوری شرکت در آینده استمرار خواهد داشت، نسبت به شرکتی که سودهای بالقوه آن به زودی تقلیل می‌یابد، جذابتر است؛ لذا می‌توان ادعا کرد که مهمترین ملاک تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در انتخاب شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاری، سطح سودآوری فعلی و آتی شرکت است؛ به گونه‌ای که سرمایه‌گذاران در استراتژی‌های مختلف سرمایه‌گذاری، به طور عمده با توجه به سود شرکت‌ها تصمیم‌گیری می‌کنند (امیدی گهر و دارابی، ۱۳۹۴).

برای سرمایه‌گذاران، اهمیت سود پیش‌بینی شده به مقدار انحراف آن از سود واقعی بستگی دارد. هرچه انحراف کمتر باشد، پیش‌بینی دقیق‌تر است. بازار برای تحقق انتظارات سود هر سهم ارزش زیادی

قائل است و به عدم تحقق آن واکنش نشان می‌دهد (ریس و سیواراماکریشنان[1]، ۲۰۰۷). در مواقعی که میزان سود واقعی هر سهم بیش از انتظارات شود، بازار نسبت به آن نگاه خوش‌بینانه دارد و آن را خبر خوبی می‌داند و در مقابل در مواقعی که سود هر سهم کمتر از سود مورد انتظار شود، اعتبار شرکت در برآوردن انتظارات کاهش می‌یابد (پاین، ۲۰۰۸).

در همین راستا، پژوهش‌ها متعددی نشان داده‌اند واحدهای تجاری که از عملکرد نسبتا ضعیفی برخوردارند خطاهای گسترده‌تری در سود پیش‌بینی شده خود دارند و احتمالاً در تأمین سود پیش‌بینی شده با مشکل روبرو می‌شوند (کوتاری، شو و ویسوکی[2]، ۲۰۰۵). اغلب شرکت‌های سهامی با دوراندیشی و احتیاط سود سالانه را پیش‌بینی می‌کنند تا در صورت عدم تحقق مبلغ اعلامی، ذهنیت منفی در سهامداران ایجاد نشود. عدم تحقق سود پیش‌بینی شده به معنای ناتوانی شرکت در پوشش سود پیش‌بینی شده است. علاوه بر ظرفیت تولید، شرایط نقدینگی و وضعیت مالی شرکت نیز بر آن تأثیر می‌گذارد. تصور بر این است که در شرکت‌هایی که وضعیت مالی مناسب نیست و از نظر ریسک مالی در وضعیت مطلوبی قرار ندارند، سود کمتری را پوشش می دهند؛ از اینرو سوال‌های اساسی که در این زمینه مطرح می‌شود این است که بر اساس کدام متغیرها می‌توان پیش‌بینی دقیق‌تری از سودآوری آتی واحدهای تجاری داشت. پرسش دوم این است که آیا می‌توان اساسا با استفاده از اطلاعات موجود در صورت‌های مالی نتیجه عملکرد آتی واحد تجاری را به شکل قابل اتکایی پیش‌بینی کرد؟ در این زمینه لانگ و لاندهولم[3] (۱۹۹۶) بیان می‌کنند میزان اطلاعات افشا شده برای مشارکت‌کنندگان بازار بر دقت پیش‌بینی سود تحلیل‌گران تأثیر می‌گذارد. بدین ترتیب که با افزایش میزان افشای اطلاعات شرکت دقت پیش‌بینی سود افزایش می‌یابد. این یافته‌ها بر آن دلالت دارند که شرکت‌هایی که اطلاعات بیشتری برای استفاده‌کنندگان خارجی منتشر می‌کنند دارای دقت پیش‌بینی سود بالاتری هستند (ساربان‌ها و آشتاب، ۱۳۸۷).

البته باید این نکته را در نظر گرفت که بسیاری از اطلاعات و متغیرهای شناسایی شده کمکی به پیش‌بینی سودآوری نمی‌کنند؛ بنابراین افزایش حجم اطلاعات درباره شرکت‌ها عملا کار پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها به روش‌های رایج و سنتی را سخت و دشوار کرده است. انباشتگی اطلاعات غیرسودمند مسلماً با خطاهای انسانی و مشکلاتی از جمله طولانی شدن فرآیند شناسایی، سطحی بودن امر شناسایی یا اعمال سلیقه‌ها همراه است (حبیب زاده و ایزدپور، ۱۳۹۹)؛ بنابراین استفاده از فن‌هایی که به کمک آن بتوان شناخت بیشتر و ارزیابی دقیق‌تری از سودآوری شرکت‌ها به دست آورد، حائز اهمیت است (افسر و همکاران، ۱۳۹۳).

همواره روش‌هایی برای انتخاب و متمایز نمودن داده‌های ورودی به مدل‌های پیش‌بینی کننده وجود دارد که از این طریق می‌توان شناسایی بهتری در این حجم انبوه از اطلاعات داشت. در این زمینه، پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد استفاده از ابزارها و روش‌های پیش‌بینی سنتی مانند رگرسیون، خطای

1. Rees & Sivaramakrishnan
2. Kothari, Shu & Wysocki
3. Long & Lundholm

بـالایی دارد و در مقایسه با روش‌های جدیدتر و مدل‌های غیرخطی عملکرد ضعیف‌تری دارند؛ لذا روش‌ها و رویکردهای پیشرفته‌ای جهت بهبود عملکرد مدل‌های پیش‌بینی ارائه شده است. رویکردهای داده کاوی، یکی از شاخص‌ترین این تکنیک‌ها است که تلاش می‌کند دانش نهفته در داده‌های تاریخی را استخراج کرده و از آن در جهت پیش‌بینی سود، بهره گیرد (پویان‌فر و همکاران، ۱۳۹۲).

از جمله تکنیک‌های داده کاوی، روش ماشین بردار پشتیبان[1] است که در سال‌های اخیر پژوهش‌های متعددی جهت پیش‌بینی سود با استفاده از آن صورت گرفته است که از آن میان می توان به مطالعات هوانگ و سانگ[2] (۲۰۰۷)؛ یو، وانگ و کائو[3] (۲۰۱۱) و ژو، لیا و یو[4] (۲۰۱۰) اشاره کرد. نتایج پژوهش‌های مذکور بیانگر عملکرد مطلوب این روش نسبت به سایر روش‌های ارزیابی بوده است. ماشین بردار پشتیبان یکی از شیوه‌های یـادگیری تحت نظارت است کـه در دسته‌بندی و رگرسیون مورد استفاده قرار می‌گیرد. این روش یکی از شیوه‌های نسبتاً جدیدی می‌باشد که در دهه‌های گذشته نسبت به شیوه‌های دسته‌بندی قدیمی‌تر مانند شبکه‌های عصبی عملکرد بهتری از خود به نمایش گذاشته است (وپنیک[5]، ۱۹۹۵). از سوی دیگر، در سال‌های اخیر با توجه به محدودیت‌های موجود در روش‌های هوش مصنوعی، مانند گیر کردن شبکه در نقاط مینیمم محلی و سرعت پایین همگرایی محاسبات باعث شده است تا پژوهش‌هایی در زمینه استفاده از الگوریتم‌های تکاملی در جهت بهینه‌سازی روش‌های هوش مصنوعی انجام شود و به رفع معایب و بهینه‌سازی روش‌های هوش مصنوعی بپردازند. یکی از کاراترین تکنیک‌های مورد استفاده در این حوزه بهینه‌سازی، تکنیک الگوریتم ژنتیک[6] است.

الگوریتم ژنتیک نخستین بار توسط جان (۱۹۷۵) ارائه شده است، الگوریتم ژنتیک یک روش جستجوی موثر در فضاهای بسیار بزرگ ایجاد می‌کند که در نهایت منجر به جهت گیری به سمت یافتن جواب بهینه می‌گردد. (میکائیل[7]، ۱۹۹۹). الگوریتم ژنتیک با مجموعه‌ای از جواب‌ها که از طریق کروموزوم‌ها نشان داده می‌شود شروع می‌گردد. در این الگوریتم جواب‌های حاصل از یک جمعیت برای تولید جمعیت بعدی استفاده می‌شود که عمل تولید نسل جدید با ترکیب و یا جهش همراه خواهد بود. در این فرایند امید است که جمعیت جدید نسبت به جمعیت قبلی بهتر باشد.

با توجه به آنچه بیان شد پژوهشگران با استفاده از ابزارهای و تنکنیک‌های ترکیبی پیشرفته قادر به طراحی مدل‌های جدید در پیش‌بینی سود شده‌اند؛ از اینرو در این پژوهش تلاش شده است محدودیت‌های پیشین برای بهینه کردن تابع هدف تا حد بسیار زیادی برداشته و از یک روش ترکیبی برای بهینه‌سازی پیش‌بینی سود استفاده شود. بدین ترتیب که با استفاده از روش ترکیبی پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان

1. Support Vector Machine (SVM)
2. Huang & Sun
3. Yu, Wang & Cao
4. Zhou, Lai & Yu
5 .Vapnik
6. Genetic Algorithm
7 .Michael

بر پایه الگوریتم ژنتیک قواعد پیش‌بینی سود به صورتی استخراج گردیده تا به سطح مطلوبی از پیش‌بینی سود دست یافت.

پیشینه پژوهش

پیرامون موضوع سود و پیش‌بینی آن، پژوهش‌های متعددی انجام شده است. ادبیات غنی موجود در این زمینه، به اهمیت فراوان این موضوع به عنوان یکی از دغدغه‌های اصلی پژوهشگران اشاره می‌کند؛ اما پیش‌بینی سود با استفاده از الگوریتم‌های هوش مصنوعی موضوع نوینی است که در ادامه به برخی پژوهش‌های محدود انجام شده در این حوزه اشاره شده است.

در همین راستا ژانگ[1] (۲۰۰۴) با استفاده از چهار مدل خطی تک متغیره، شبکه عصبی تک متغیره، خطی چند متغیره و شبکه عصبی چند متغیره به پیش‌بینی سود هر سهم پرداخت و نشان داد مدل شبکه عصبی چند متغیره در مقایسه با سایر مدل‌ها دارای عملکرد بهتری در پیش‌بینی سود است. باروچ و همکاران[2] (۲۰۰۹) به بررسی سودمندی برآوردهای حسابداری در پیش‌بینی سود پرداختند و به این نتیجه رسیدند برآوردهای حسابداری در پیش‌بینی سود و جریان‌های نقد آتی مفید نیستند و میزان تاثیر برآوردهای حسابداری در تصمیمات سرمایه‌گذاران محدود است. کائو و پری مارک[3] (۲۰۰۹) دقت پیش‌بینی روش‌های شبکه عصبی منصوعی خطی یک متغیره و چند را در پیش‌بینی سود هر سهم مورد مقایسه قرار دادند. در این پژوهش جهت تخمین وزن‌ها از الگوریتم پس انتشار خطا و الگوریتم ژنتیک استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد مدل شبکه عصبی مبتنی بر الگوریتم ژنتیک که شامل متغیرهای بنیادی حسابداری است، نسبت به مدل شبکه عصبی مبتنی بر الگوریتم پس انتشار خطا و مدل‌های خطی، از دقت پیشبینی بیشتری برخوردار است. ژانگ و همکاران[4] (۲۰۱۵) با استفاده از روش تجزیه و تحلیل مولفه‌های اول اصلی (PCA) و ماشین بردار پشتیبانی (SVM) به پیش‌بینی سودآوری در شرکت‌های ساختمانی پذیرفته شده در بازار سهام A در چین پراختند و به این نتیجه رسیدند ترکیب روش‌های PCA و SVM می‌تواند دقت پیش‌بینی سودآوری را به میزان ۸۰ درصد بهبود بخشد. همچنین نتایج نشان داد در مقایسه با شبکه عصبی مصنوعی (ANN)، مدل SVM دارای عملکرد بهتری در پیش‌بینی سود است. هوآنگ و سان[5] (۲۰۱۷) طی پژوهشی به بررسی رابطه بین توانایی مدیریت و مدیریت سود در ایالات متحده پرداختند. در مطالعات پیشین، تعیین عوامل و پیامدهای مدیریت سود واقعی به عنوان عملکرد و مشخصه شرکت بررسی می‌شود. در حالی که در این پژوهش آنها بررسی کردند چگونه توانایی‌های مدیریتی به استفاده از مدیریت سود واقعی و عملکرد آتی شرکت مربوط است. نتایج پژوهش نشان داد مدیران با توانایی بالاتر، کمتر شرکت را

1 .Zhang
2 .Baruch et al.
3. Cao, & Parry Mark
4. Zhang et al.
5. Huang & Sun

درگیر مدیریت سود واقعی می‌کنند. علاوه بر این، مدیران با توانایی برتر، تأثیر منفی مدیریت سود واقعی را بر عملکرد آتی شرکت کاهش می‌دهند. تانگ و کیان[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی به پیش‌بینی عملکرد عرضه اولیه اوراق بهادار پرداختند. اگرچه بسیاری از نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد شبکه‌های عصبی می‌تواند تقریبا تمام مشکلات را موثرتر از روش ماشین بردار پشتیبان حل کند؛ اما نتایج این پژوهش نشان داد که روش ماشین بردار پشتیبان بهتر از شبکه عصبی عمل می‌کند. در راستای پژوهش‌های انجام شده، کاوه و همکاران[2] (۲۰۱۹) قابلیت مدل شبکه عصبی مصنوعی را در زمینه پیش‌بینی سود مورد ارزیابی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند استفاده از الگوریتم مذکور باعث بهبود پیش‌بینی سود می‌گردد. جاشوا ، جیمز و لیندا[3] (۲۰۱۲) با استفاده از فن یادگیری ماشین به بهبود پیش‌بینی سود و بازده غیرعادی پرداختند و دریافتند تکنیک غیرپارامتری یادگیری ماشین (جنگل تصادفی) دقت پیش‌بینی سود و بازده استراتژی معاملاتی را به طور قابل توجهی بهبود می‌بخشد. نتایج پژوهش تأیید می‌کند که اطلاعات صورت‌های مالی می‌تواند برای تصمیمات سرمایه‌گذاری مفید باشد و نشان می‌دهد که تکنیک‌های غیرپارامتری یادگیری ماشین در تائید محتوای اطلاعاتی سود می‌توانند سودمند باشند.

وکیلیان آغویی و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین متغیرهای ارزش افزوده اقتصادی و سود باقی‌مانده به عنوان نماینده‌های مدل‌های اقتصادی اروپایی با سود آتی هر سهم پرداختند. آنها با استفاده از یک نمونه ۶۲ تایی از شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۷ به این نتیجه رسیدند ارزش افزوده اقتصادی دارای قدرت پیش‌بینی نیست؛ اما سود باقی‌مانده دارای قدرت پیش‌بینی سود هر سهم سال آتی است. حسینی نسب و کریمی تکلو و یوسفی نژاد (۱۳۹۲) با استفاده از رویکردهای نوین هوش مصنوعی به ارائه مدلی جهت بهبود پیش‌بینی سود هر سهم شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۱ پرداختند و نشان دادند مدل ماشین بردار پشتیبان سود هر سهم سال آتی را با میزان خطای مطلوب ۵ درصد پیش‌بینی می‌کند و در این مدل سود هر سهم سال جاری با ضریب تاثیر ۲۵ درصد موثرترین متغیر برای پیش بینی سود هر سهم آتی است. علاوه بر این نتایج نشان داد مدل ماشین بردار پشتیبان در مقایسه با مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی عملکرد نسبتا مشابهی دارد. حسینی نسب و کریمی تکلو (۱۳۹۳) با استفاده از اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ و به‌کارگیری فن ماشین بردار پشتیبان فازی به ارائه مدلی برای پیش‌بینی سود هر سهم پرداختند و به این نتیجه رسیدند ماشین بردار پشتیبان فازی قادر به پیش‌بینی سود هر سهم با خطای قابل قبول ۲ درصد است. علی محمدی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی باعنوان پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌ها با استفاده از نسبت‌های مالی تحت رویکرد درخت تصمیم، چهار الگوریتم درخت تصمیم (CHAID ،ECHAID ،QUEST،CRT) را مورد بررسی قراردادند. نتایج به دست آمده نشان داد الگوریتم CHAID در پیش‌بینی بازده آتی بهترین عملکرد را دارد.

1. Tong & Kian
2. Cao et al.
3. Joshua, James & Linda

کاردان و همکاران (۱۳۹۶) به این نتیجه رسیدند الگوریتم‌های غیرخطی از دقت بیشتری نسبت به الگوریتم‌های خطی برخوردار بوده و الگوریتم رگرسیون بردار پشتیبان، مدیریت سود را بهتر از سایر الگوریتم‌ها پیش‌بینی می‌کند. همچنین الگوریتم‌های خطی در پیش‌بینی مدیریت سود نتایج تقریباً مشابهی را از خود نشان دادند. مهربانپور و همکاران (۱۳۹۶) با در نظرگرفتن ۱۱متغیر، اقدام به شناسایی عوامل موثر بر سودآوری کردند. در این پژوهش، متغیر بازده حقوق صاحبان سهام به عنوان معیار سودآوری مطرح شد و سپس با استفاده از اطلاعات مالی ۱۰ ساله بانک‌ها؛ ساختار دارایی، تنوع درآمدی، رشد اقتصادی و تورم به عنوان متغیرهای موثر بر سودآوری شناسایی شدند. حبیب زاده و ایزدپور (۱۳۹۹) به پیش‌بینی سودآوری با رویکرد شبکه عصبی و مقایسه آن با ماشین بردار پشتیبان (SVM) و درخت تصمیم C5 پرداختند و دریافتند بهترین مدل پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها با در نظر گرفتن متغیرهای معنی‌دار، الگوریتم درخت‌تصمیم C5 با دقت۹۳,۵۴٪ است و پس از آن مدل شبکه عصبی با دقتی برابر۸۱,۴۵٪ نسبت به ماشین بردارپشتیبان (۶۹,۳۵٪) دقیق‌تر و دارای سطح خطای کمتری است.

فرضیه‌های پژوهش

همانگونه که در بخش مبانی نظری بیان شد در ادبیات مبتنی بر مدل‌های الگوریتمی، صرفاً به پیش‌بینی با استفاده از یک یا دو الگوریتم خاص اکتفا شده است؛ اما این مطالعات به طور همزمان از مدل‌های الگوریتمی و مدل‌های رگرسیون برای نشان دادن دقت مدل پیش‌بینی سود هر سهم استفاده نکرده‌اند و به مقایسه این مدل‌های الگوریتمی ترکیبی و رگرسیون نپرداخته‌اند؛ لذا در این پژوهش قدرت پیش‌بینی مدل‌های الگوریتمی ترکیبی و رگرسیون خطی مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور چهار فرضیه به شرح زیر تدوین شده است.

فرضیه اول: ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل توانایی پیش‌بینی سود را دارد.

فرضیه دوم: روش ترکیبی پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک توانایی پیش‌بینی سود را دارد.

فرضیه سوم: روش رگرسیون پانل توانایی پیش‌بینی سود را دارد.

فرضیه چهارم: روش ترکیبی پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک عملکرد بهتری نسبت به روش ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل و روش متداول پیش‌بینی (روش رگرسیون پانل) برای پیش‌بینی سود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، از نوع پژوهش‌های کاربردی است. نمونه آماری در برگیرنده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که دارای شرایط زیر می‌باشند. سال مالی آن به پایان اسفندماه منتهی شود و تا پایان اسفندماه ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند؛ داده‌ها مالی مورد نیاز شرکت‌ها بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ در اختیار پژوهشگر باشد؛ با توجه به ساختار متفاوت

بانک‌ها، مؤسسات مالی و سرمایه‌گذاری، شامل این دسته از شرکت‌ها نباشند؛ بنابراین پس از گردآوری اطلاعات، ۱۰۰ شرکت از جامعه هدف باقی ماندند که در بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ جمعاً ۱۲۰۰ سال-شرکت را دربر گرفت.

در این پژوهش جهت پیش‌بینی سود از سه روش مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک، ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون خطی استفاده شده است؛ از اینرو پس از طراحی مدل‌ها و پیش‌بینی نتایج و محاسبه میزان خطای هر سه مدل، به مقایسهٔ دقت پیش‌بینی مدل‌ها پرداخته شده است. به منظور طراحی مدل‌های هوش مصنوعی و برآورد آن از نرم‌افزار MATLAB و Molder استفاده شده است. در مورد هر یک از روش‌ها در ادامه به اختصار توضیحاتی ارائه شده است.

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

مدل ماشین بردار پشتیبان

در مدل ماشین‌های بردار پشتیبان، ساخت مدل شامل دو مرحله آموزش و آزمایش می‌باشد. در انتهای فاز آموزش، قابلیت تعمیم مدل آموزش داده‌شده با استفاده از داده‌های آزمایش ارزیابی می‌شود. ماشین بردار پشتیبان الگوریتمی است که نوع خاصی از مدل خطی را پیدا می‌کند که حاشیه ابرصفحه را به حداکثر می‌رساند. به حداکثر رساندن حاشیه ابرصفحه منجر به حداکثر رساندن جدایی بین لایه‌ها می‌شود. به نزدیک‌ترین نقاط آموزشی به حداکثر حاشیه ابر صفحه، بردارهای پشتیبان اطلاق می‌شوند. فقط از این بردارها (نقاط) برای تعیین مرز بین لایه‌ها استفاده می‌شود (شین و همکاران[1]، ۲۰۰۵).

اگر داده‌ها به شکل خطی از یکدیگر جدا شوند، ماشین بردار پشتیبان ماشین‌های خطی را برای تولید یک سطح بهینه که داده‌ها را بدون خطا و با حداکثر فاصله بین صفحه و نزدیکترین نقاط آموزشی (بردارهای پشتیبان) جدا می‌کند، آموزش می‌دهد.

اگر نقاط آموزشی به صورت $[x_i,y_i]$، بردار ورودی $x_i \in R^n$ و ارزش طبقه $i = 1,2,...,l$ و $y_i \in \{-1,1\}$ تعریف شود، آنگاه در حالتی که داده‌ها به صورت خطی قابل‌تفکیک هستند، قواعد تصمیم‌گیری که تعریف می‌شود و توسط یک صفحه بهینه که طبقات تصمیم‌گیری باینری را تفکیک می‌کند، به صورت رابطه (۱) است.

$$y = sign(\sum_{i=1}^{N} y_i \alpha_i (X \bullet X) + b) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق y خروجی معادله، y_i ارزش طبقه نمونه آموزشی و X_i نشان دهنده ضریب داخلی است. بردار $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ نشان‌دهنده یک داده ورودی و بردارهای X_i و $i = (1, 2, 3, \dots, N)$ بردارهای پشتیبان هستند. در رابطه (۱) پارامترهای b و a_i تعیین‌کننده ابر صفحه هستند.

اگر داده‌ها به صورت خطی قابل‌تفکیک نباشند، رابطه (۱) به رابطه (۲) تبدیل می‌شود.

1. Shin et al

$$Y = sign(\sum_{i=1}^{N} y_i \alpha_i K(X \bullet X_i) + b) \quad (۲)$$

تابع $K(X, X_i)$، تابع کرنلی است که برای ایجاد ماشین‌هایی با انواع مختلفی از سطوح تصمیم‌گیری غیرخطی در فضای داده‌ها، ضرب‌های داخلی تولید می‌کند (راعی و فلاح پور، ۱۳۸۷). تابع $K(X, X_i)$ در حقیقت یک تابع فضای اولیه است که برابر با ضرب داخلی دو بردار در فضای ویژگی است. برای معادل بودن تابع $K(X, X_i)$ با ضرب داخلی دو بردار در فضای ویژگی باید تابع $K(X, X_i)$ یک تابع معین مثبت متقارن باشد و در شرط مرسر صدق کند. برخی از توابع کرنل در این شرط صدق می‌کنند. توابع کرنل مورد استفاده در مدل ماشین بردار پشتیبان که در این شرط صدق می‌کنند، معمولا به چهار دسته تقسیم می‌شوند.

ماشین بردار پشتیبان با تابع کرنل خطی به صورت رابطه (۳) است.

$$K(x_i, x_j) = x_i x_j \quad (۳)$$

ماشین بردار پشتیبان با تابع کرنل چند جمله‌ای به صورت رابطه (۴) است.

$$K(x_i, x_j) = (g x_i x_j + r)^d, \ g > 0 \quad (۴)$$

ماشین بردار پشتیبان با تابع کرنل پایه شعاعی گاوسی (آر بی اف) به صورت رابطه (۵) است.

$$K(x_i, x_j) = exp\left(-g \parallel x_i - x_j \parallel^2\right), \ g > 0 \quad (۵)$$

ماشین بردار پشتیبان با تابع کرنل حلقوی به صورت رابطه (۶) است.

$$K(x_i, x_j) = \tanh(g x_i x_j - r) \quad (۶)$$

در روابط فوق g عملکرد تابع کرنل برای همه کرنل‌ها بجز کرنل خطی است. d عملکرد تابع برای کرنل چند جمله‌ای است. r پارامتر گرایش کرنل در کرنل پایه شعاعی است. g، d و r پارامترهای کاربر کنترل هستند که دقت و صحت روش ماشین بردار پشتیبان را افزایش می‌دهند.

مدل ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک

در مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس الگوریتم ژنتیک، یک مدل ماشین بردار پشتیبان ساده، به طوری که تعداد متغیرهای ورودی نهایی توسط الگوریتم ژنتیک برای تمامی شرکت‌ها تعیین شود، طراحی می‌شود. در این پژوهش ۱۴ متغیر به منزله ورودی در مدل ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک وارد می‌شوند. پس از وارد کردن کلیه متغیرها در الگوریتم ژنتیک، یک تابع برازش همانند آنچه شرح داده شد، در مدل مذکور گنجانده شده است، هر بار که الگوریتم یک کروموزوم از یک نسل را بررسی می‌کند، متغیرهایی که در آن کروموزوم لحاظ شده است، با مدل ماشین بردار پشتیبان آزمایش می‌شود، خطای آن محاسبه و به عنوان برازش به آن کروموزوم اختصاص می‌یابد. پس از آزمایش کروموزوم‌ها در هر نسل از الگوریتم ژنتیک، بهترین برازش‌ها که برابر با کمترین خطا است، انتخاب و به نسل بعدی منتقل می‌شود.

در طی این فرآیند از روش‌های جهش و متقاطع نیز برای تولید نسل بعدی استفاده شده است. ذکر این نکته ضروری است که پارامترهای کنترلی الگوریتم ژنتیک از طریق آزمون و خطا سنجش شده است. پس از چندین بار تکرار و تولید نسل‌های بعدی، در نهایت بر اساس پارامترهای کنترلی توقف تکرار، بهترین کروموزوم که شامل تعدادی از متغیرها است شناسایی می‌شود (فلاح پور و همکاران، ۱۳۹۲). به طور کلی در مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس الگوریتم ژنتیک، مدل ماشین بردار پشتیبان با بهره‌گیری از الگوریتم ژنتیک، تعدادی از ۱۴ متغیر ورودی را که برای پیش‌بینی فرآیند حرکت سود بهتر می‌باشند را انتخاب می‌کند و در نتیجه مدل مورد نظر و متغیرهایی که به عنوان سیگنال منفی عمل می‌کنند و باعث عملکرد نامناسب مدل پیش‌بینی و کاهش دقت پیش‌بینی می‌شوند را از روند پیش‌بینی خارج می‌کند.

در این پژوهش مدل سازی به وسیلهٔ ۱۴ متغیر ورودی انجام می‌گیرد. داده‌های هر ۱۴ متغیر از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است. در نهایت، برای هر شرکت یک ماتریس متشکل از ۱۴ متغیر ورودی و یک متغیر خروجی تشکیل می‌شود. معیار مقایسهٔ عملکرد مدل‌ها نیز دقت پیش‌بینی درست روند حرکتی سود است. بر این اساس که هم پیش‌بینی مثبت و هم پیش‌بینی منفی آتی را لحاظ می‌کند و چنانچه پیش‌بینی درست باشد، هر دو حالت یاد شده، معیار عملکرد محاسبه می‌شود و دقت مدل مورد نظر به دست می‌آید.

مدل رگرسیون خطی

هدف از آزمون فرضیه سوم پژوهش، بررسی دقت روش‌های متداول رگرسیون خطی پانل در پیش‌بینی سود هر سهم است؛ از این‌رو، به منظور آزمون فرضیه سوم از مدل رگرسیون پانل (۱) استفاده می‌شود.

مدل (۱)
$$EPS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 DPS_{i,t} + \beta_2 NE_{i,t} + \beta_3 AEPS_{i,t} + \beta_4 EPS_{i,t} + \beta_5 AR_{i,t} + \beta_6 CFO_{i,t} + \beta_7 ACC_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + \beta_9 LEV_{i,t} + \beta_{10} GRO_{i,t} + \beta_{11} RET_{i,t} + \beta_{12} ROA_{i,t} + \beta_{13} RI_{i,t} + \beta_{14} EVA_{i,t} + \varepsilon_{i.t}$$

در مدل فوق EPS سود هر سهم، DPS سود تقسیمی هر سهم، NE سود ناخالص، AEPS متوسط سود هر سهم، AR حساب‌های دریافتنی،CFO جریان وجه نقد عملیاتی، ACC اقلام تعهدی عملیاتی، SIZE اندازه شرکت،LEV اهرم مالی، GRO نرخ رشد دارایی‌ها، RET نرخ بازده سهام، ROA نرخ بازده دارایی‌ها، RI سود باقی‌مانده و EVA ارزش افزوده اقتصادی است.

پس از طراحی مدل‌ها و پیش‌بینی نتایج با سه روش مدل ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک (مدل ترکیبی)، ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل، مدل رگرسیون خطی پانل و محاسبه میزان خطای سه روش، دقت پیش‌بینی این روش‌ها با یکدیگر مقایسهٔ شده است. از آنجایی که در پژوهش حاضر از مدل طبقه‌بندی استفاده می‌شود، برای مقایسهٔ دقت پیش‌بینی از خطای کل پیش‌بینی استفاده شده است.

متغیر وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش، سودآوری شرکت‌ها در سال آینده است. مطالعه ادبیات موجود در مدل‌سازی پیش‌بینی سودآوری نشان می‌دهد، اغلب از متغیرهای نسبت سود به فروش، بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام برای اندازه‌گیری سودآوری استفاده می‌شود. سود هر سهم آتی (EPS_{t+1}) یکی از آماره‌های مالی بسیار مهم است که همواره مورد توجه سرمایه‌گذاران و تحلیل گران مالی می‌باشد. در این پژوهش سود هر سهم آتی (EPS_{t+1}) از تقسیم سود پس از کسر مالیات شرکت i در سال t+1، بر قیمت بازار هر سهم در پایان سال مالی محاسبه می‌شود که نشان دهنده سودی است که شرکت در یک دوره مشخص به ازای یک سهم عادی به دست آورده است.

متغیر مستقل

پس از بررسی ادبیات پژوهش دو گروه متغیر به عنوان متغیرهای مستقل و موثر بر سودآوردی شناسایی شدند. گروه اول متغیرهای حسابداری شامل سود تقسیمی هر سهم، سود ناخالص، متوسط سود هر سهم، حساب‌های دریافتنی، جریان وجه نقد عملیاتی، اقلام تعهدی عملیاتی و گروه دوم متغیرهای اقتصادی شامل نرخ بازده دارایی‌ها، سود باقی‌مانده و ارزش افزوده اقتصادی است.

سود تقسیمی هر سهم (DPS): بخشی از سود پس از کسر مالیات به ازای هر سهم که بین سهام‌داران تقسیم می‌شود (اسکینر، ۲۰۰۳). سود سهام تقسیمی، نرخ سود سهام نقدی است که از تقسیم سود نقدی هر سهم بر قیمت بازار هر سهم بدست می‌آید.

سود ناخالص (NE): سودی است که یک شرکت بعد از کسر هزینه‌های مربوط به ساخت و فروش کالاها یا هزینه‌های مربوط به تهیه خدمات به دست می‌آورد. سود ناخالص هر شرکت با تقسیم بر قیمت بازار هر سهم در پایان سال مالی همگن می‌شود.

متوسط سود هر سهم (AEPS): میانگین سود هر سهم سه دوره قبل است که با تقسیم بر قیمت بازار هر سهم در پایان سال مالی همگن می‌شود (فینگر، ۱۹۹۳؛ دیجو و تانک، ۲۰۰۹؛ جنت رستمی، ۱۳۷۸).

سود هر سهم جاری (EPS_t): یکی ازآماره های مالی است که عموما مورد توجه سرمایه‌گذاران و تحلیل گران مالی است و اغلب برای ارزابی سودآوری و ریسک مرتبط با سود و نیز قضاوت در خصوص قیمت سهام استفاده می‌شود (فینگر، ۱۹۹۴). سود هر سهم شرکت i در سال t اطلاعات آن از صورت سود و زیان هر شرکت استخراج می‌شود که با تقسیم بر قیمت بازار هر سهم در پایان سال مالی همگن می‌شوند.

حساب‌های دریافتنی (AR): مطالبات واحد تجاری از اشخاص و شرکت‌ها می‌باشد. برای استانداردسازی، محاسبات بر جمع دارایی‌ها تقسیم می‌شود.

جریان وجه نقد عملیاتی (CFO): افزایش یا کاهش در مبلغ وجه نقد ناشی از فعالیت‌های اصلی و مستمر مولد درآمد عملیاتی واحد تجاری نسبت به دوره قبل است (رضازاده و گروسی، ۱۳۹۰). برای استانداردسازی، محاسبات بر جمع دارایی‌ها تقسیم می‌شود.

اقلام تعهدی عملیاتی (ACC): تفاوت موجود بین سود عملیاتی و وجوه نقد حاصل از عملیات در دوره جاری است (مهدوی و رستگاری، ۱۳۸۶). برای استانداردسازی، محاسبات بر جمع دارایی‌ها تقسیم می‌شود.

اندازه شرکت (SIZE)، اندازه شرکت از طریق لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها به دست می‌آید.

اهرم مالی (LEV) یکی از مقیاس‌های نسبت اهرمی است. این نسبت از تقسیم بدهی‌های کل به دارایی‌های کل محاسبه می‌شود.

رشد دارایی‌ها (GROW)، رشد یکی از متغیرهای اساسی موثر بر وضعیت آتی سودآوری شرکت‌ها و بازده سهام میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت می‌باشد که می‌تواند مبنایی برای دستیابی به بازده بهینه در آینده باشد (خواجوی، بهپور و رسولی، ۱۳۹۳). برای سنجش رشد، دارایی‌های ابتدای دوره از دارایی‌ها انتهای دوره کم می‌شود و سپس، باقی‌مانده بر دارایی‌های ابتدای سال تقسیم می‌شود.

نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)، این نسبت یکی از شاخص‌های مهم سلامت مالی شرکت، توانایی آن در تحصیل سودی قابل قبول و بازده‌ای مناسب روی سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در شرکت است که از تقسیم سود خالص به کل دارایی‌ها به دست می‌آید.

سود باقی‌مانده (RI): سود خالص عملیاتی پس از کسر مالیات منهای هزینه سرمایه بدون احتساب تعدیل‌های حسابداری (وکیلیان اغویی و همکاران، ۱۳۸۸). هزینه سرمایه نرخ متوسط بازده مورد انتظار سرمایه‌گذارانی است که در اوراق بهادار شرکت سرمایه‌گذاری کرده اند.

ارزش افزوده اقتصادی (EVA): در واقع برآورد سود اقتصادی واقعی یک شرکت در یک سال می‌باشد و بیانگر باقیمانده سود پس از کسر هزینه سرمایه است EVA .با کم کردن هزینه فرصت حقوق صاحبان سهام از سود خالص به‌دست می‌آید، بنابراین معیاری است که هزینه فرصت همه منابع به‌کار گرفته شده در شرکت را مدنظر قرار می‌دهد. ارزش افزوده اقتصادی، از طریق رابطه ۳ محاسبه می‌شود.

رابطه (۳)

(سرمایه به کار گرفته شده × میانگین وزنی هزینه سرمایه) – سود خالص عملیاتی پس از کسر مالیات = ارزش افزوده اقتصادی

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آماره توصیفی در جدول ۱ گزارش شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، میانگین نرخ سود سهام نقدی ۰/۰۳۶ است که نشان می‌دهد شرکت‌های ایرانی حدود ۳ درصد از سود را بین سهامداران تقسیم می‌کنند. میانگین نرخ رشد ۰/۲۶۳ نشان می‌دهد که شرکت‌های مورد پژوهش، طی دوره پژوهش ۲۵ درصد رشد داشته‌اند. این نرخ رشد بالا می‌تواند ناشی از تورم نیز باشد. همچنین میانگین نرخ بازده دارایی‌ها ۰/۱۸۵ است که نشان می‌دهد شرکت‌های مورد پژوهش در ازای هر یک ریال سرمایه‌گذاری ۱۸ درصد بازده در دارایی‌ها داشته‌اند. میانگین اهرم مالی نشان می‌دهد ۵۹ درصد از مجموع دارایی‌های شرکت‌ها از طریق بدهی تامین می‌شود.

جدول ۱. آمارهای توصیفی

متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشترین	کمترین
سود هر سهم آتی	EPS_{t+1}	۰/۱۵۲	۰/۱۶۶	۰/۱۷۲	۰/۶۸۳	-۰/۸۵۲
سود تقسیمی هر سهم	DPS	۰/۰۳۶	/۰۲۸	۰/۰۹۲	۰/۳۸۸	۰
سود ناخالص	NE	۰/۲۸۶	۰/۳۰۱	۰/۱۴۶	۰/۸۷۴	-۰/۶۵۸
متوسط سود هر سهم	AEPS	۰/۳۲۵	۰/۳۶۴	۰/۱۵۲	۰/۷۲۵	-۰/۳۶۴
سود هر سهم جاری	EPS	۰/۱۹۱	۰/۲۰۸	۰/۱۰۶	۰/۶۸۳	-۰/۸۵۲
حساب‌های دریافتنی	AR	۰/۱۰۳	/۰۹۷	۰/۱۸۵	۰/۶۲۴	۰
جریان وجه نقد عملیاتی	CFO	۰/۱۳۶	۰/۱۴۲	۰/۱۰۸	۰/۶۰۱	-۰/۳۴۲
اقلام تعهدی عملیاتی	ACC	۰/۲۱۰	۰/۱۸۶	۰/۲۶۴	۰/۷۲۵	۰
اندازه شرکت	SIZE	۶/۸۲۱	۵/۳۵۰	۲/۲۵۶	۹/۱۴۲	۳/۶۲۸
اهرم مالی	LEV	۰/۵۹۲	۰/۵۶۱	۰/۲۸۰	۰/۷۶۳	۰/۰۹۰
رشد دارایی‌ها	GROW	۰/۲۶۳	۰/۲۹۸	۰/۴۰۲	۱/۹۸۱	-۱/۶۰۸
نرخ بازده سهام	RET	۰/۲۵۴	۰/۲۶۸	۱/۲۰۵	۷/۹۶۴	-۰/۸۶۴
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۸۵	۰/۲۰۹	۰/۱۲۶	۰/۶۹۱	-۰/۴۷۰
سود باقی‌مانده	RI	۰/۲۵۸	۰/۲۰۱	۰/۱۱۴	۰/۹۷۶	-۰/۸۶۸
ارزش افزوده اقتصادی	EVA	۰/۳۹۲	۰/۴۱۶	۰/۲۸۷	۱/۰۸۴	-۱/۰۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی و بررسی مفروضات رگرسیون

در روش داده‌های ترکیبی پس از بررسی مانایی متغیرها لازم است روش تخمین و نوع الگوی مورد استفاده در هر مدل با استفاده از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن مشخص شود (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵). نتایج آزمون‌های فوق در جدول ۲ گزارش شده و نشان می‌دهد برای مدل پژوهش سطح معنی‌داری برای آزمون F لیمر و آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است؛ لذا مدل پانل با اثرات ثابت انتخاب می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

مدل	آزمون F لیمر			آزمون هاسمن		نوع الگو
	آماره F	مقدار احتمال	مدل	آماره کای دو	مقدار احتمال	
(۱)	۲/۳۵۷۱	۰/۰۰۰	پانل	۹/۵۲۸	۰/۰۰۰	اثرات‌ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از انتخاب نوع الگوی مناسب، مفروضات رگرسیون مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است. از آزمون والد تعدیل شده برای بررسی فرض ناهمسانی واریانس استفاده شده است (بالتاجی، ۲۰۰۵). نتایج آزمون والد تعدیل شده در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ حاکی از آن است که پسماند

1 .Baltagi

مدل برازش شده (۱) دارای سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ هستند؛ بنابراین، مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس هستند. برای حل مشکل ناهمسانی واریانس از ضریب تصحیح وایت استفاده می‌شود. در بررسی فرض خودهمبستگی از آزمون دوربین واتسون بهره گرفته می‌شود. نتایج آزمون دوربین واتسون در جدول ۳ بین مقادیر ۱/۵ تا ۲/۵ است، این نتیجه حاکی از آن است که مدل دارای مشکل خود همبستگی مرتبه اول نمی‌باشد. برای آزمون فرض همخطی متغیرهای پژوهش از آزمون همخطی وایف استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول ۳ نشان می‌دهد مقدار میانگین آماره وایف برای متغیرهای مستقل از ۵ کمتر است. بنابراین، مشکل همخطی حاد بین متغیرهای مستقل مدل پژوهش وجود ندارد.

جدول ۳. نتایج بررسی مفروضات رگرسیون

مدل	آزمون والد تعدیل شده			آزمون دوربین واتسون		آزمون وایف	
	آماره آزمون	مقدار احتمال	ناهمسانی	آماره آزمون	خود همبستگی	آماره آزمون	همخطی
(۱)	۱۷۳/۳۶۱	۰/۰۰۰	دارد	۱/۹۹۰	ندارد	۲/۶۲۸	ندارد

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه اول

هدف از آزمون فرضیه اول پژوهش، توانایی ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی سود است. در این بخش جهت پیش‌بینی سود از ماشین بردار پشتیبان استفاده گردیده است. ماشین بردار پشتیبان برای انجام عمل پردازش از توابع کرنل استفاده می‌کند که این توابع شامل چهار تابع آر بی اف، چند جمله‌ای، حلقوی و خطی هستند. برای انتخاب این که کدام تابع با یک مجموعه داده بهترین عملکرد را خواهد داشت، باید توابع مختلف را به نوبت انتخاب و نتایج را با هم مقایسه کرد. نتایج پردازش مدل با استفاده از چهار تابع مذکور برای پیش‌بینی سود اجرا شده است.

نتایج مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنلی خطی در جدول ۴ نشان می‌دهد داده‌های آموزش با مقدار میانگین مربعات خطا ۰/۰۰۵ دارای انحراف معیار ۰/۰۸۶ و دقت طبقه‌بندی ۷۱٪ است؛ این در حالی است که انحراف معیار داده‌های آزمایش ۰/۱۰۴ است و نسبت به داده‌های آموزش (۰/۰۸۶) بیشتر است که حاکی از عملکرد بدتر مدل در داده‌های آزمون نسبت به داده‌های آموزش است. این موضوع نقطه قوت مدل محسوب می‌شود؛ زیرا نشان می‌دهد مدل به خوبی توانایی تشخیص نمونه‌های جدید را دارد. در حالت کلی این مدل موفق به تشخیص پیش‌بینی سود هر سهم شرکت‌ها با دقت طبقه‌بندی ۷۱٪ شده است.

جدول ۴. نتایج مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنلی خطی

معیار	آزمون مدل	آموزش مدل
خطای میانگین	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵
قدر مطلق خطای میانگین	۰/۰۷۲	۰/۰۶۳
انحراف معیار	۰/۱۰۴	۰/۰۸۶
دقت پیش‌بینی	۰/۵۹۲	۰/۷۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه در جدول ۵ اطلاعاتی در مورد متغیرهای مورد استفاده و درصد اهمیت آنها در پیش‌بینی سود هر سهم بر مبنای الگو ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنلی خطی گزارش شده است. همان‌گونه که نتایج در جدول ۵ نشان می‌دهد از دید مدل ماشین بردار پشتیبان (کرنلی خطی) متغیر سود تقسیمی (DPS) با ۲۰ درصد اهمیت تأثیرگذارترین متغیر در پیش‌بینی سود هر سهم شرکت‌ها و متغیر اهرم مالی (RET) و اقلام تعهدی عملیاتی (CFO) با صفر درصد کمترین تأثیر را در پیش‌بینی سود دارند.

جدول ۵. درصد اهمیت متغیرها در مدل ماشین بردار پشتیبان (تابع کرنلی خطی)

متغیر	نماد	درصد اهمیت
سود تقسیمی هر سهم	DPS	۰/۲۰
سود ناخالص	NE	۰/۰۷
متوسط سود هر سهم	AEPS	۰/۱۶
سود هر سهم جاری	EPS	۰/۰۶
حساب‌های دریافتنی	AR	۰/۰۵
جریان وجه نقد عملیاتی	CFO	۰/۰۶
اقلام تعهدی عملیاتی	ACC	۰/۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۵
اهرم مالی	LEV	۰/۰۰
رشد دارایی‌ها	GROW	۰/۰۱
نرخ بازده سهام	RET	۰/۰۶
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۲
سود باقی‌مانده	RI	۰/۱۶
ارزش افزوده اقتصادی	EVA	۰/۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

در این بخش نتایج پیش‌بینی سود هر سهم شرکت‌ها با استفاده از مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل چندجمله‌ای ارائه شده است. نتایج مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنلی چندجمله‌ای در جدول ۶ نشان می‌دهد داده‌های آموزش با مقدار میانگین مربعات خطا ۰/۰۱۰ دارای انحراف معیار ۰/۰۷۳ و دقت طبقه‌بندی ۸۱٪ است؛ این در حالی است که انحراف معیار داده‌های آزمون ۰/۰۷۴ است و نسبت به داده‌های آموزش (۰/۰۷۳) بیشتر است که حکایت از عملکرد بدتر مدل در داده‌های آزمون نسبت به داده‌های آموزش دارد. این موضوع نقطه قوت مدل محسوب می‌شود؛ زیرا نشان می‌دهد مدل به خوبی توانایی تشخیص نمونه‌های جدید را دارد. در حالت کلی پیش‌بینی سود هر سهم شرکت‌ها با دقت

طبقه‌بندی ۸۱۶٪ برآورد شده است که به عدد ۱ نزدیک است و نشان می‌دهد که سودآوری از طریق تکنیک ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل چندجمله‌ای به نحو مطلوب، قابل پیش‌بینی است.

جدول ۶. نتایج مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل چندجمله‌ای

معیار	آزمون مدل	آموزش مدل
خطای میانگین	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰
قدر مطلق خطای میانگین	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵
انحراف معیار	۰/۰۷۴	۰/۰۷۳
دقت پیش‌بینی	۰/۸۱۵	۰/۸۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه در جدول ۷ نتایج درصد اهمیت متغیرها در پیش‌بینی سود هر سهم بر مبنای الگو ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل چندجمله‌ای گزارش شده است. نتایج جدول ۷ حاکی آن است که از میان ۱۴ متغیر مورد استفاده در پیش‌بینی سود، تنها ۵ متغیر به عنوان عوامل مؤثر بر سودآوری شرکت‌ها شناخته شده‌اند. نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد موثرترین متغیر در پیش‌بینی میزان سودآوری متغیر سود تقسیمی هر سهم با ضریب واکنش ۲۱٪ است و پس از آن متغیرهای سود هر سهم جاری و نرخ بازده دارایی‌ها هر یک به ترتیب با ضریب واکنش ۱۹٪ و ۱۸٪ موثرترین متغیر و متغیرهایی مانند اندازه شرکت و اهرم مالی با ضریب صفر دارای کمترین تاثیر هستند.

جدول ۷. درصد اهمیت متغیرها در مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل چندجمله‌ای

متغیر	نماد	درصد اهمیت
سود تقسیمی هر سهم	DPS	۰/۲۱
سود ناخالص	NE	۰/۱۲
متوسط سود هر سهم	AEPS	۰/۱۳
سود هر سهم جاری	EPS	۰/۱۹
حساب‌های دریافتنی	AR	۰/۰۰
جریان وجه نقد عملیاتی	CFO	۰/۰۰
اقلام تعهدی عملیاتی	ACC	۰/۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰
اهرم مالی	LEV	۰/۰۰
رشد دارایی‌ها	GROW	۰/۰۱
نرخ بازده سهام	RET	۰/۰۱
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۸
سود باقی‌مانده	RI	۰/۱۴
ارزش افزوده اقتصادی	EVA	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در این بخش نتایج پیش‌بینی مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل آر بی اف برای نمونه‌های آموزش و آزمون در جدول ۸ ارائه شده است. همان‌گونه که نتایج جدول ۸ نشان می‌دهد در مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل آر بی اف دقت پیش‌بینی سود هر سهم برای نمونه‌های آزمون تقریباً ۵۹ درصد و برای نمونه‌های آموزش تقریباً با ۸۰ درصد دقت پیش‌بینی شده است. با توجه به درصد پیش‌بینی درست مدل براساس داده‌های گروه آموزش، مشخص می‌گردد که قدرت تعمیم‌پذیری مدل برای پیش‌بینی سود در بورس اوراق بهادر تهران در سطح مناسبی قرار دارد؛ لذا این مدل قابلیت اعتماد مناسبی دارد.

جدول ۸. نتایج مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل آر بی اف

معیار	آزمون مدل	آموزش مدل
خطای میانگین	۰/۰۱۴	۰/۰۰۸
قدر مطلق خطای میانگین	۰/۰۷۳	۰/۰۵۶
انحراف معیار	۰/۱۰۴	۰/۰۷۳
دقت پیش‌بینی	۰/۵۹۴	۰/۸۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه در جدول ۹ نتایج درصد اهمیت متغیرها در پیش‌بینی سود هر سهم بر مبنای الگو ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل آر بی اف گزارش شده است. نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد از میان ۱۴ متغیر مورد استفاده در پیش‌بینی سود، ۹ متغیر دارای تاثیر بر سودآوری شرکت‌ها هستند. نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد موثرترین متغیر در پیش‌بینی میزان سودآوری متغیر سود تقسیمی هر سهم با ضریب واکنش ۲۵٪ است و پس از آن متغیرهای متوسط سود هر سهم و نرخ بازده دارایی‌ها هر یک به ترتیب با ضریب واکنش ۱۹٪ و ۱۰٪ موثرترین متغیر و متغیرهایی مانند اندازه شرکت و اهرم مالی با ضریب صفر دارای کمترین تاثیر هستند.

جدول ۹. درصد اهمیت متغیرها در مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل آر بی اف

متغیر	نماد	درصد اهمیت
سود تقسیمی هر سهم	DPS	۰/۲۵
سود ناخالص	NE	۰/۰۷
متوسط سود هر سهم	AEPS	۰/۱۹
سود هر سهم جاری	EPS	۰/۰۸
حساب‌های دریافتنی	AR	۰/۰۶
جریان وجه نقد عملیاتی	CFO	۰/۰۱
اقلام تعهدی عملیاتی	ACC	۰/۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰
اهرم مالی	LEV	۰/۰۰
رشد دارایی‌ها	GROW	۰/۰۰
نرخ بازده سهام	RET	۰/۰۹
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۰
سود باقی‌مانده	RI	۰/۰۹
ارزش افزوده اقتصادی	EVA	۰/۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

در این بخش نتایج پیش‌بینی مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل حلقوی گزارش شده است. نتایج مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل حلقوی در جدول ۱۰ نشان می‌دهد داده‌های آموزش با مقدار میانگین مربعات خطا ۰/۴۲۱- دارای انحراف معیار ۳/۸۸۱ و دقت طبقه‌بندی ۱۱۷٪- است؛ این در حالی است که انحراف معیار داده‌های آزمایش ۳/۸۱۵ است و نسبت به داده‌های آموزش (۳/۸۸۱) کمتر است که حاکی از عملکرد بهتر مدل در داده‌های آزمون نسبت به داده‌های آموزش است. این موضوع نقطه ضعف مدل محسوب می‌شود؛ زیرا نشان می‌دهد مدل به خوبی توانایی تشخیص نمونه‌های جدید را ندارد.

جدول ۱۰. نتایج مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل حلقوی

معیار	آزمون مدل	آموزش مدل
خطای میانگین	-۱/۱۹۶	-۰/۴۲۱
قدر مطلق خطای میانگین	۳/۰۳۲	۲/۹۷۵
انحراف معیار	۳/۸۱۵	۳/۸۸۱
دقت پیش‌بینی	-۰/۰۹۳	-۰/۱۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه در جدول ۱۱ نتایج درصد اهمیت متغیرها در پیش‌بینی سود هر سهم بر مبنای الگو ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل حلقوی گزارش شده است. نتایج جدول ۱۱ نشان می‌دهد موثرترین متغیر در پیش‌بینی میزان سودآوری متغیر سود تقسیمی هر سهم با ضریب واکنش ۳۰٪ است و پس از آن متغیرهای سود هر سهم جاری و متوسط سود هر سهم هر یک به ترتیب با ضریب واکنش ۲۵٪ و ۱۷٪ موثرترین متغیر و متغیرهایی مانند اندازه شرکت و اهرم مالی با ضریب صفر دارای کمترین تاثیر هستند.

جدول ۱۱. درصد اهمیت متغیرها در مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل حلقوی

متغیر	نماد	اهمیت
سود تقسیمی هر سهم	DPS	۰/۳۰
سود ناخالص	NE	۰/۰۳
متوسط سود هر سهم	AEPS	۰/۱۷
سود هر سهم جاری	EPS	۰/۲۵
حساب‌های دریافتنی	AR	۰/۰۰
جریان وجه نقد عملیاتی	CFO	۰/۰۰
اقلام تعهدی عملیاتی	ACC	۰/۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰
اهرم مالی	LEV	۰/۰۰
رشد دارایی‌ها	GROW	۰/۰۰
نرخ بازده سهام	RET	۰/۰۲
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۱
سود باقی‌مانده	RI	۰/۰۹
ارزش افزوده اقتصادی	EVA	۰/۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه دوم

هدف از آزمون فرضیه دوم پژوهش، بررسی دقت روش ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک در پیش‌بینی سود هر سهم است.

نتایج مدل ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک برای نمونه‌های آموزش و آزمون در جدول ۱۲ ارائه شده است. نتایج جدول ۱۲ نشان می‌دهد داده‌های آموزش با مقدار میانگین مربعات خطا ۰/۰۰۳ دارای انحراف معیار ۰/۰۲۷ و دقت طبقه‌بندی ۹۰۲٪ است؛ این در حالی است که انحراف معیار داده‌های آزمون ۰/۰۹۱ است و نسبت به داده‌های آموزش (۰/۰۲۷) بیشتر است که حکایت از عملکرد بدتر مدل در داده‌های آزمون نسبت به داده‌های آموزش دارد. این موضوع نقطه قوت مدل محسوب می‌شود؛ زیرا نشان می‌دهد مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک به خوبی توانایی تشخیص نمونه‌های جدید را دارد. در حالت کلی پیش‌بینی سود هر سهم شرکت‌ها با دقت طبقه‌بندی ۹۰۲٪ برآورد شده است که به عدد ۱ نزدیک است و نشان می‌دهد که سودآوری از طریق تکنیک مدل ترکیبی به نحو مطلوب، قابل پیش‌بینی است. لذا فرضیه دوم پژوهش تائید می‌شود.

جدول ۱۲. نتایج روش ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک

معیار	آزمون مدل	آموزش مدل
خطای میانگین	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳
قدر مطلق خطای میانگین	۰/۰۴۸	۰/۰۲۶
انحراف معیار	۰/۰۹۱	۰/۰۲۷
دقت پیش‌بینی	۰/۷۶۱	۰/۹۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۳ درصد اهمیت متغیرها در پیش‌بینی سود هر سهم روش ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک را نشان می‌دهد. نتایج جدول ۱۳ نشان می‌دهد در مدل ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک، اثرگذارترین متغیر در پیش‌بینی سود هر سهم متغیر سود تقسیمی هر سهم (DPS) با ۲۲ درصد و سود هر سهم جاری (EPS) با ۱۵ درصد می‌باشند و متغیرهایی مانند اندازه شرکت و اهرم مالی با ضریب صفر دارای کمترین تاثیر هستند.

جدول ۱۳. نتایج درصد اهمیت متغیرها بر مبنای روش ترکیبی

متغیر	نماد	اهمیت
سود تقسیمی هر سهم	DPS	۰/۲۲
سود ناخالص	NE	۰/۰۷
متوسط سود هر سهم	AEPS	۰/۱۲
سود هر سهم جاری	EPS	۰/۱۵
حساب‌های دریافتنی	AR	۰/۰۳
جریان وجه نقد عملیاتی	CFO	۰/۰۶

متغیر	نماد	اهمیت
اقلام تعهدی عملیاتی	ACC	۰/۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰
اهرم مالی	LEV	۰/۰۰
رشد دارایی‌ها	GROW	۰/۰۰
نرخ بازده سهام	RET	۰/۰۷
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۲
سود باقی‌مانده	RI	۰/۰۸
ارزش افزوده اقتصادی	EVA	۰/۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه سوم

هدف از آزمون فرضیه سوم پژوهش، بررسی دقت روش رگرسیون پانل در پیش‌بینی سود است؛ از اینرو مدل رگرسیونی (۱) برازش شده است. در بررسی معنی‌داری مدل رگرسیون پژوهش نتایج جدول ۱۴ نشان می‌دهد در سطح معنی‌داری احتمال آماره F از ۰/۰۵ کمتر است؛ لذا با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن مدل مورد تائید است. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۹۹۰ است که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد؛ بنابراین بین باقیمانده‌های مدل خود همبستگی سریالی وجود ندارد. همچنین، مقدار ضریب تعیین برابر ۰/۶۵۸ است که نشان می‌دهد، متغیرهای مستقل مدل حدود ۶۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند.

در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج جدول ۸ سطح معنی‌داری متغیرهای سود تقسیمی، سود ناخالص، متوسط سود هر سهم، سود هر سهم جاری، جریان وجه نقد عملیاتی، اندازه شرکت، رشد دارایی‌ها، بازده سهام، نرخ بازده دارایی‌ها، سود باقی‌مانده و ارزش افزوده اقتصادی کمتر از ۰/۰۵ و مقدار ضریب آنها مثبت است، این نتیجه نشان می‌دهد ارتباطی معنی‌دار و مستقیم بین متغیرهای فوق الذکر با سود هر سهم آتی برقرار است. به طور کلی، ضریب تعیین ۶۵۸٪ نشان دهنده این است که متغیرهای توضیحی ۶۵٪ از تغییرات در پیش‌بینی سود را توضیح می‌دهند. همچنین از آنجایی که آماره F در سطح ۰/۰۰۰ معنی دار است، مدل رگرسیون پانل کفایت توانایی لازم در پیش‌بینی سود را دارد؛ بنابراین فرضیه سوم پژوهش در سطح خطای ۵٪ پذیرفته می‌شود.

جدول ۱۴. نتایج برازش مدل رگرسیون (۱)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
سود تقسیمی هر سهم	۰/۲۹۹	۰/۱۲۶	۲/۳۷۰	۰/۰۱۸
سود ناخالص	۰/۳۷۹	۰/۰۵۲	۷/۱۹۷	۰/۰۰۰
متوسط سود هر سهم	۰/۵۳۱	۰/۱۴۹	۳/۵۵۰	۰/۰۰۰
سود هر سهم جاری	۰/۲۲۸	۰/۰۷۱	۳/۱۹۳	۰/۰۰۱
حساب‌های دریافتنی	-۰/۰۴۴	۰/۰۲۴	-۱/۸۱۰	۰/۰۷۰
جریان وجه نقد عملیاتی	۰/۳۳۷	۰/۰۷۸	۴/۳۰۴	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی عملیاتی	۰/۰۹۶	۰/۰۵۰	۱/۹۰۳	۰/۰۵۷

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
اندازه شرکت	۰/۰۷۷	۰/۰۳۸	۲/۰۱۳	۰/۰۴۴
اهرم مالی	-۰/۴۰۱	۰/۳۱۵	-۱/۲۷۱	۰/۲۰۳
رشد دارایی‌ها	۰/۱۳۴	۰/۰۲۲	۶/۰۸۳	۰/۰۰۰
نرخ بازده سهام	۰/۰۳۶	۰/۰۰۸	۴/۱۸۱	۰/۰۰۰
نرخ بازده دارایی‌ها	۱/۴۸۹	۰/۶۲۶	۲/۳۷۷	۰/۰۱۷
سود باقی‌مانده	۰/۰۱۵	۰/۰۰۴	۳/۱۹۸	۰/۰۰۱
ارزش افزوده اقتصادی	۰/۰۶۳	۰/۰۱۳	۴/۷۶۲	۰/۰۰۰
ضریب ثابت	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۱/۲۱۱	۰/۲۲۶
آماره	ضریب تعین	آماره F	مقدار احتمال	آماره D.W
مقدار آماره	۰/۶۵۸	۲/۲۵۴	۰/۰۰۰	۱/۹۹۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه چهارم

هدف از آزمون فرضیه چهارم بررسی اعتبار و توانایی روش ترکیبی پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک نسبت به روش‌های ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل و رگرسیون پانل است. بدین منظور، ۸۰ درصد شرکت‌های عضو نمونه به عنوان داده‌های آموزشی به منظور استخراج الگو و ۲۰ درصد مابقی به عنوان داده‌های آزمایشی به‌صورت تصادفی انتخاب شده است. برای مقایسه بین هر یک از مدل‌های ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک، ماشین بردار پشتیبان و مدل رگرسیون پانل بدین ترتیب عمل می‌شود که هر چه اندازه مقدار میانگین خطای هر یک از مدل‌ها کمتر و دقت پیش‌بینی بیشتر باشد مدل مورد بررسی ارجح‌تر می‌باشد. نتایج قدرت پیش‌بینی این سه مدل در جدول ۱۵ ارائه شده است.

همانگونه که نتایج جدول ۱۵ نشان می‌دهد در هرسه مدل، پیش‌بینی به خوبی انجام شده و مدل‌ها دقتی بالاتراز ۶۵٪ دارند؛ از اینرو نتایج، قابل اعتماد و معتبر تلقی می‌شوند و در نتیجه در ارزیابی مدل‌ها می‌توان بیان کرد که هر سه مدل به هدف ابتدایی خود که همان پیش‌بینی سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده نائل گردیده‌اند. همچنین نتایج نشان می‌دهد الگوی ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک دارای کمترین میزان خطا میانگین و بالاترین دقت پیش‌بینی سود است؛ لذا الگوی ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک پیش‌بینی بهتری را برای سود هر سهم دارد.

جدول ۱۵. نتایج مقایسه روش ترکیبی نسبت به روش‌های ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون پانل

روش		دقت پیش‌بینی سود	خطای میانگین
ماشین بردار پشتیبان	خطی	۰/۷۱۵	۰/۰۰۵
	چندجمله‌ای	۰/۸۱۶	۰/۰۱۰
	آر بی اف	۰/۸۰۲	۰/۰۰۸
	حلقوی	-۰/۱۱۷	-۰/۴۲۱
مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک		۰/۹۰۲	۰/۰۰۳
رگرسیون پانل		۰/۶۵۸	۰/۰۹۱

منبع: یافته‌های پژوهش

علاوه بر این، برای مقایسه نتایج مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک با دو مدل ماشین بردار پشتیبان بر اساس توابع کرنلی و مدل رگرسیون پانل از آزمون مقایسه‌های زوجی استفاده شده است که نتایج آن در جداول ۱۶ ارائه شده است. نتایج جدول ۱۶ نشان‌دهنده این است که بین نتایج مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک و دو روش ماشین بردار پشتیبان فازی و رگرسیون پانل اختلاف وجود دارد که این اختلاف با توجه به توزیع t معنی‌دار است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک نسبت به مدل ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون پانل توانایی بالاتری در پیش‌بینی سود هر سهم دارد. نتایج جدول ۱۶ تائیدی بر نتایج جدول ۱۵ است؛ لذا فرضیه چهارم پژوهش تائید می‌شود.

جدول ۱۶. نتایج آزمون مقایسه‌های زوجی

مدل	آماره t	سطح معنی‌داری
ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل خطی	۸/۴۲۸	۰/۰۰۰
مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک		
ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل چندجمله‌ای	۲۰/۹۲۷	۰/۰۰۰
مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک		
ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل آر اف بی	۱۶/۳۶۵	۰/۰۰۰
مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک		
ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل حلقوی	۳۲/۲۴۳	۰/۰۰۰
مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک		
مدل رگرسیون	۲/۵۱۴	۰/۰۲۹
مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک		

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

هدف این پژوهش تعیین مجموعه‌ای از نسبت‌ها و شاخص‌های مالی موثر و شناسایی دقیق‌ترین مدل در پیش‌بینی سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است؛ از این‌رو، در این پژوهش با ترکیب ماشین بردار پشتیبان و الگوریتم ژنتیک، توانـایی پیش‌بینی‌کنندگی سود بررسی شده است. بدین منظور با مراجعه به صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۷ تعداد ۱۴ نسبت و شاخص مالی مورد بررسی قرار گرفت.

یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه اول پژوهش، بررسی توانایی ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل در پیش‌بینی سود هر سهم نشان داد در مدل ماشین بردار پشتیبان کرنلی خطی، چندجمله‌ای، آر بی اف و حلقوی تأثیرگذارترین متغیر در پیش‌بینی سود، متغیر سود تقسیمی هر سهم است و متغیر اندازه شرکت، اهرم مالی و رشد دارایی‌ها کمترین تأثیر را در پیش‌بینی سود دارد. این نتیجه مبین این است که سود تقسیمی هر سهم دارای محتوای اطلاعاتی است. همچنین نتایج نشان داد از میان چهار تابع ماشین

بردار پشتیبان (تابع آر بی اف، چند جمله‌ای، حلقوی و خطی) ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل آر بی اف با دقت پیش‌بینی ۸۲ درصد بهترین عملکرد را دارد.

یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه دوم پژوهش، بررسی توانایی روش ترکیبی پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک در پیش‌بینی سود نشان داد دقت مدل ترکیبی در پیش‌بینی سود ۸۴ درصد است و مدل از عمکرد مطلوبی برخوردار می‌باشد. علاوه بر این نتایج نشان داد در مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک تأثیرگذارترین متغیر در پیش‌بینی سود، متغیر سود تقسیمی هر سهم، سود هر سهم و نرخ بازده است.

یافته‌های پژوهش در فرضیه سوم، بررسی دقت روش‌های متداول رگرسیون خطی پانل در پیش‌بینی سود هر سهم نشان داد احتمال آماره F مدل رگرسیونی پژوهش در سطح معنی‌داری از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد که با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن مدل تائید می‌شود. یافته‌های فرضیه سوم نشان داد از آنجا که سطح معنی‌داری متغیرهای سود تقسیمی، سود ناخالص، متوسط سود هر سهم، سود هر سهم جاری، جریان وجه نقد عملیاتی، اندازه شرکت، رشد دارایی‌ها، بازده سهام، نرخ بازده دارایی‌ها، سود باقی‌مانده و ارزش افزوده اقتصادی کمتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنی‌دار و مستقیمی بین متغیرهای فوق الذکر و سود هر سهم برقرار است و مدل رگرسیون ۶۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کند.

یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه چهارم، بررسی اعتبار و توانایی روش ترکیبی پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک نسبت به روش‌های ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل و رگرسیون پانل نشان داد توانایی الگوی ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم از سایر روش بیشتر است. بعد از روش ترکیبی مدل‌های ماشین بردار پشتیبان بر اساس تابع کرنل آر بی اف، چند جمله‌ای و حلقوی قرار دارد و در پایان نیز روش رگرسیون با توجه به درصد پیش‌بینی صحیح سود هر سهم قرار دارند. این نتیجه حاکی از این است که الگوی ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم به منظور شناسایی متغیرهای مؤثر در پیش‌بینی سود، قدرت پیش‌بینی سود را به طور محسوسی افزایش می‌دهد؛ زیرا، معیارهای عملکرد الگو مذکور بهتر است. در واقع ترکیب الگوریتم ژنتیک با ماشین بردار پشتیبان قادر است تا متغیرهای ورودی مؤثر را انتخاب کرده و عدم‌کارایی متغیرهای نامؤثر را به حداقل برساند.

همان‌گونه که در بخش پیشینه پژوهش مطرح شد، حسینی نسب و کریمی تکلو (۱۳۹۳) به پیش‌بینی سود هر سهم با استفاده از رویکرد ماشین بردار پشتیبان فازی؛ ژانگ و همکاران (۲۰۰۴) جهت پیش‌بینی سود هر سهم از روش‌های آماری کلاسیک و شبکه عصبی مصنوعی و کاو و پاری (۲۰۰۹) از مدل شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم ژنتیک استفاده کردند و تاکنون پژوهشی جهت پیش‌بینی سود هرسهم با استفاده از روش ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک چه در داخل و چه در خارج از کشور انجام نشده است؛ لذا نتایج این پژوهش فقط با نتایج سه پژوهش فوق قابل‌مقایسه است. در این راستا، نتایج پژوهش حاضر در زمینه پیش‌بینی سود هر سهم با استفاده از روش ترکیبی ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک، از نتایج بدست آمده در پژوهش‌های حسینی‌نسب و کریمی تکلو (۱۳۹۳)؛ ژانگ و همکاران (۲۰۰۴) و کاو و پاری (۲۰۰۹) بهتر است و مدل ترکیبی از توانمندی بالاتری در پیش‌بینی سود هر سهم نسبت به روش‌های دیگر برخوردار است.

پژوهش حاضر نشان داد به کارگیری روش‌های هوشمند به علت عدم‌نیاز به بررسی بسیاری از مفروضات روش‌های سنتی، عملکرد بهتری دارند، بنابراین به پژوهشگران و دانشگاهیان توصیه می‌شود در مطالعات خود از این روش‌ها بیشتر استفاده نمایند. همچنین به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود جهت سرمایه‌گذاری در شرکت‌های بورس و اوراق بهادار و در نظر گرفتن سود هر سهم به عنوان یکی از فاکتورهای مؤثر در تصمیم‌گیری، از مدل ترکیبی برای پیش‌بینی سود هر سهم استفاده کنند. مدیران شرکت‌های عضو بورس و اوراق بهادار می‌توانند جهت ایفای وظیفه خود مبنی بر افشای سود هر سهم پیش‌بینی شده در صورت‌های مالی، از مدل پژوهش استفاده کنند.

به پژوهشگران توصیه می‌شود جهت پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها، در کنار توجه به متغیرهای حسابداری و اقلام صورت‌های مالی، به متغیرهای غیرحسابداری، انگیزشی، محیطی و... نیز توجه کافی داشته باشند. پیشنهاد می‌شود که با بهره‌مندی از سایر الگوریتم‌های فرا ابتکاری و مقایسه نتایج آن پژوهش، در جهت کاهش خطای پیش‌بینی، به مدل‌سازی پیش‌بینی سود اقدام کنند. در ارتباط با محدودیت‌های پژوهش، شرایط سیاسی و اقتصادی کشور و نیز جوّ روانی حاکم بر بازار بورس اوراق بهادار تهران، از عواملی هستند که ممکن است بر متغیرهای این پژوهش اثرگذار باشند؛ اما در پژوهش حاضر کنترل نشده‌اند. داده‌های مستخرج از صورت‌های مالی، از بابت تورم تعدیل نشده‌اند. با توجه به متفاوت بودن نرخ تورم در سال‌های مورد بررسی، در صورتی‌که داده‌های مورد استفاده از این بابت تعدیل می‌شدند، ممکن بود نتایج، متفاوت از نتایج فعلی باشد. با توجه به اینکه جامعه آماری، بورس اوراق بهادار تهران بوده است، در تعمیم نتایج به‌کل شرکت‌های موجود در کشور باید با احتیاط عمل کرد.

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 شده‌است.

References

Afsar, A., Houshdar Mahjoub, R., Minaei, B. (2014). Customer credit clustering for Present appropriate facilities. Iran Management Study (IQBQ), 17 (4), 1-24. (In Persian)

Alavi Tabari, H.; Jalili, A. (2006). The usefulness of fundamental variables in predicting profit growth. Accounting and Auditing Reviews, 13 (1), 119-143. (In Persian)

Alimohamadi, A., Abbasimehr, M., Javaheri, A. (2015). Prediction of Stock Return Using Financial Ratios: A Decision Tree Approach. Financial Management Strategy, 3(4), 125-146. (In Persian)

Baruch, L., Siyi, L., Theodore, S. T. (2009). The Usefulness of Accounting Estimates for Predicting Cash Flows and Earning. Unpublished PhD. Dissertation, New York University.

Cao, Q., Parry Mark, E. (2009). Neural Network Earning per Share Forecasting Models: A Comparison of Backward Propagation and Genetic Algorithm. Decision Support Systems, 47, 32-41.

Habibzade, M., Ezadpour, M. (2020). Using neural network approach to predict company's profitability and comparison with decision tree C5 and support vector machine (SVM). Financial Knowledge of Securities Analysis, 13(46), 39-56. (in persian)

Hejazi, R., Ghitasi, R., Karimi, M. (2011). Profit smoothing and information uncertainty. Accounting and Auditing Reviews, 18 (63), 63-80. (In Persian)

Haykin, S., (1998). Neural Networks: A Comprehensive Foundation. Prentice Hall PTR, Upper Saddle River.

Hoseininasab, H., Karimi Taklu, S. (2014). Predicting earnings per share using the fuzzy backup vector machine approach. Monetary and Banking Management Development Quarterly, 2 (3), 1-22. (In Persian)

Hoseininasab, H., Karimi Taklu, S., Yusefinejad, M. (2013). Comparing the precision of approaches of support vector machine and artificial neural networks to predict the benefits per share of listed companies in Tehran Stock Exchange. Journal of Iran's Economic Essays, 10(20), 109-134. (In Persian)

Huang, X., & Sun, Li, (2017). Managerial Ability and Real Earnings Management. Advances in Accounting, 39(C), 91-104.

Joshua O. S., James N. M., Linda A. M. (2021). Improving Earnings Predictions and Abnormal Returns with Machine Learning. Accounting Horizons, doi: https://doi.org/10.2308/HORIZONS-19-125

Kardan, B., Salehi, M., Gharekhani, B., Mansouri, M. (2017). The evaluation accuracy of BBO and ICDE as Linear- evolutionary Algorithms and SVR and CART as Non-linear Algorithms to earnings management prediction. Journal of Financial Accounting Research, 9(1), 77-96. (In Persian)

Kaveh, M., DucBui, M., Rutschman, P., (2019). A comparative study of three different learning algorithms applied to ANFIS for predicting daily suspended sediment concentration. International Journal of Sediment Research, 32 (3), 340-350.

Kothari, S. P. Shu, S. Wysocki, P. (2005). Do Managers Withhold Bad News? MIT Sloan Research Paper, 4, 556-05.

Kurdistan, G., Bahramfar, N., Amiri, A. (2019). The effect of disclosure quality on information asymmetry. Financial Accounting and Auditing Research, 11 (42), 159-178. (In Persian)

Lang, M., Lundholm, R. (1996). Corporate disclosure policy and analyst behavior. The Accounting Review, 71, 467-492.

Mahdavi, G. H., Behmanesh, M. R. (2005). Designing a stock price forecasting model for investment companies using artificial neural networks (Case study: Alborz Investment Company). Economics Research, 5 (19), 211-233. (In Persian)

Michael, D. (1999). The simple Genetic Algorithm: Foundation and Theory. The MIT Press

Omidi Gohar, E., Darabi, R. (2015). The Relationship between Earnings Variability and Earnings Forecast Using Neural Networks in Companies Listed on Tehran Stock Exchange. Journal of Economics and Business, 6(11), 77-92. (In Persian)

Payne, J. L. (2008). The Influence of Audit Firm Specialization on Analysts' Forecast Errors. Auditing: A Journal of Practice &Theory, 27(2), 109–136.

Rezaee, N., Amirhosseini, Z. (2017). Evaluation of Financial Performance Using Decision Tree Algorithm Method. Financial Management Strategy, 5(2), 185-205. (In Persian)

Pouyanfar, A., Fallahpour, S., Azizi, M. (2013). Genetic algorithm-based support vector least squares approach to estimating the credit rating of bank customers. Financial Engineering and Securities Management, 4 (17), 133-158. (In Persian)

Rees, L. Siavaramakrishnan, K. (2007). The Effect of Meeting or Beating Revenue Forecasts on the Association between Quarterly Returns and Earnings Forecast Errors. Contemporary Accounting Research, 24(1), 259-90.

Sarbana, M., Ashtab, A. (2008). Identifying the factors affecting the profit forecast error of new companies listed on the Tehran Stock Exchange. Journal of Humanities and Social Sciences "Economic Sciences, 8 (28), 55-76. (In Persian)

Tong, S., Kian, CH., (2018). Predicting IPOs performance using generalized growing and pruning algorithm for radial basis function (GGAP-RBF) Net Work. The 2006 IEEE International Joint Conference on Neural Network Proceedings, 12(1). DOI: 10.1109/IJCNN.2006.247258

Vakilian Agohei, M., Vadiei, M., Hoseini Maasoom, M. (2009). The Relationship between Economic Value Added (EVA) and Residual Income (RI) in the Predicting Future Earning Per Share (EPS). Financial Research Journal, 11(27), 111-122. (In Persian)

Vapnik, V. (1995). The nature of statistical learning theory. Springer-Verlag New York.

Yu, L., Wang, S., & Cao, J. (2009). A modified least squares support vector machine classifier with application to credit risk analysis. International Journal of Information Technology and Decision Making, 8(4), 697-710.

Zhang, H., Yang, F., Li, Y., Li, Y. (2015). Predicting profitability of listed construction companies based on principal component analysis and support vector machine—Evidence from China Author links open overlay panel. Automation in Construction, 53, 22-28.

Zhou, L., Lai, K. K., & Yu, L. (2010). Least squares support vector machines ensemble models for credit scoring. Expert System with Applications, 37(1), 127-133.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۱۷۴-۱۵۵

مقاله پژوهشی

شناسایی الگوهای ذهنی تشخیص فرصت‌ها کارآفرینی در بانکداری: کاربرد روش‌شناسی کیو [۱]

حیدرعلی آخوندی [۲]، ابراهیم عباسی [۳]، پرویز سعیدی [۴]، روح اله سمیعی [۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۰۷

چکیده

هدف پژوهش حاضر، شناسایی الگوهای آمیخته ذهنی تشخیص فرصت‌ها کارآفرینی در بانکداری اسلامی است. پژوهش حاضر از نوع ـ اکتشافی است که با استفاده از روش‌شناسی کیو انجام شده است. این پژوهش با مشارکت نه تن از استادان آشنا به موضوع تحقیق و همچنین متخصصان بانکداری انجام گرفته است. فضای گفتمان پژوهش حاضر از منابع گوناگونی جمع‌آوری شد و پس از ارزیابی و جمع‌بندی فضای گفتمان، ۳۵ عبارت برای نمونه انتخاب شد. در ادامه، پس از جمع‌آوری اطلاعات حاصل از مرتب‌سازی کیو، این اطلاعات با روش تحلیل عاملی کیو تحلیل شدند. تجزیه و تحلیل نشان داد که سه الگوی ذهنی متمایز میان مشارکت‌کنندگان تحقیق دربارهٔ الگوهای ذهنی تشخیص فرصت‌های کارآفرینی شناسایی کرد که به طور کلی حدود ۹۳ درصد از واریانس کل را تبیین کردند. این سه الگوی ذهنی به‌ترتیب استراتژی سازمانی، سیاست‌گذاری کارآفرینی و خلق ارزش برای مشتریان نام‌گذاری شدند.

واژگان کلیدی: : الگوهای ذهنی، تشخیص فرصت، بانکداری.
طبقه‌بندی موضوعی: *E40,G20,M20*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.39309.2647
۲. گروه کارآفرینی، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران. (نویسنده مسئول) Email: h.akhondy@yahoo.com.
۳. گروه مدیریت مالی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: abbasiebrahin2000@alzahra.ac.ir.
۴. گروه مدیریت، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران. Email: saidi@aliabadiau.ac.ir
۵. گروه مدیریت، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران. Email: roohalla.samiee@gmail.com

مقدمه

دلیل اهمیت کارآفرینی در مطالعات اخیر، نقش آن در توسعه اقتصادی و همچنین، رشد اجتماعی کشورهاست (هیتون[1] و همکاران،۲۰۱۱). بر اساس تعریف هنسن[2] و همکاران(۲۰۱۱)کارآفرینی عبارت است از شناسایی و بهره‌گیری از فرصت‌ها برای ارائه کالاها و خدمات در آینده به بازار هدف. تشخیص فرصت، درک امکان راه‌اندازی کسب و کاری جدید یا به طور مشخص بهبود وضعیت موجود یک کسب و کار فعال است به نحوی که در نهایت، منجر به ظرفیتی مناسب برای سودآوری شود (آردیچویلی و کاردوزو[3]، ۲۰۰۰). به باور خیلی از پژوهشگران، اولین گام در کارآفرینی، شناسایی فرصت کارآفرینانه می‌باشد (هیتون و همکاران، ۲۰۱۱؛ فاطیما[4]و همکاران، ۲۰۱۱؛ کانتین و اوجالا[5]، ۲۰۱۱) و با توجه به نقش پررنگ کارآفرینی در توسعه ملل، اهمیت شناسایی فرصت‌ها نیز بیشتر شود (سوارتز و تیچ[6]، ۲۰۰۰). بانک‌ها علاوه بر جمع آوری سپرده‌های کوچک و بزرگ مردم، با سرمایه گذاری و اعطای وام‌های خرد و کلان در رفع نیازهای شخصی و مشکلات صنایع و شرکت های کوچک و بزرگ نقش ایفا می‌کنند. اعطای وام، یکی از مهم‌ترین وظایف و در عین حال مهم‌ترین منبع درآمدی بانک‌ها از طریق دریافت بهره می‌باشد. برای اینکه یک کارآفرین بتواند فرصتی را دنبال و از آن بهره‌برداری و کسب‌وکاری را ایجاد نماید، ابتدا باید آن فرصت را درک و شناسائی نماید. در واقع شناسائی فرصت از مهمترین عواملی است که در فعالیت‌های کارآفرینانه وجود دارد (اسکندری ،۱۳۹۴). موسسات بسیاری در یافتن رویکرد موفق برای انواع مختلف پروژه‌های پژوهش و توسعه با مشکل مواجهند، به خصوص آنهایی که نیازمند سطوح بالایی از نوآوری هستند (برتل[7] و دیگران، ۲۰۱۲). کارآفرینی در طول سال‌های گذشته به یک رفتار مطلوب تبدیل شده، به گونه‌ای که امروزه هدف بسیاری از کشورها برنامه‌ریزی برای توسعه آن به عنوان یک تغییر اجتماعی است (کردنائیج و همکاران،۱۳۹۱). مورنو معتقد است شناسایی و بهره برداری از فرصت‌های موجود در فضای کسب و کار حتی انجام فعالیت‌های روزمره مهمترین قابلیت یک کارآفرین موفق است(مورنو[8]،۲۰۰۶). در کارآفرینی تشخیص فرصت‌های کارآفرینانه، نه تنها نیازمند وجود یک دانش پایه است، بلکه توانایی تشخیص برای ارزیابی و بهره‌برداری از آن نیز حائز اهمیت است (چوی و شفر[9]،۲۰۱۴). فرصت، متشکل از تکه‌هایی از دانش است که تنها هنگامی که با منابع مورد نیاز مالی، فیزیکی و انسانی همراه باشد، قابل بهره‌برداری است. گرچه منابع دیگری نیز در موفقیت نهایی به کارگیری آن موثرند(مهاد[10]، ۲۰۰۸). نظام بانکی همانند

1. Hayton
2. Hansen
3. Ardichvili, and Cardozo
4. Fatima
5. Kontinen and Ojala
6. Schwartz and Teach
7. Brettel
8. Moreno
9. Choi & Shepherd
10. Mahade

هر نهاد دیگری برای اینکه در مسیر از پیش تعیین‌شده و مشخص خود حرکت نماید، نیازمند نظارت و کنترل مستمر است. در نظام بانکداری اسلامی از آن جهت که از عقود مختلفی در تجهیز و تخصیص منابع و ارائه خدمات بانکی استفاده می‌شود، از گستردگی بیشتری برخوردار است و از همین جهت نیز نظارت بر همه فرایندها برای اطمینان از شرعی‌بودن امور و صحت آن اهمیت ویژه‌ای دارد. ثمره نظارت شرعی و اقتصادی، اطمینان بیشتر متشرعان به منطبق‌بودن عملیات با قوانین موجود در بانکداری اسلامی و کاهش ریسک شریعت است که این خود سبب جذب سرمایه‌های بیشتر مردم خصوصاً متشرعان در نظام بانکی است و سرانجام، به شکوفایی و پیشرفت اقتصادی کشور منجر خواهد شد (سیدنورانی و همکاران،۱۳۹۶). بررسی تشخیص فرصت کارآفرینی در بخش‌های مختلف اقتصادی، دارای اهمیتی ویژه است (ونگ و همکاران، ۲۰۰۳) و محدودیت پژوهش در زمینه تشخیص فرصت کارآفرینی، شکافی بزرگ در مطالعات کارآفرینی در بخش بانکداری محسوب می‌شود.

به طور کلی از بررسی منابع مختلف که اشاره شد، می‌توان به این نتیجه دست یافت که هیچ چهارچوب پذیرفته‌شده‌ای در میان محققان در زمینه تشخیص فرصت‌های کارآفرینی وجود ندارد و هر محققی به گمان خود، به بررسی تأثیر چند عامل محدود در شناسایی فرصت‌های کارآفرینی اقدام کرده است. بنابراین، موضوع پژوهش حاضر از نظر توجه به ذهنیت عامل، پژوهش نسبتاً جدیدی محسوب می‌شود. بدین منظور تلاش شده است ضمن بررسی گسترده و عمیق پژوهش‌های پیشین، با بهره‌گیری از روش کیو و یافته‌های پژوهش، توضیح و تشریحی از ارتباطات بین ذهنیت‌های خبرگان ارائه شود و عوامل اثرگذار تشخیص فرصت‌های کارآفرینی شناسایی شود تا بتوان از این طریق، اثربخشی خدمات در بانکداری را ارتقاء داد. با توجه به مباحث مطرح شده، مسئله پژوهش حاضر این است که الگوهای ذهنی تشخیص فرصت‌های کارآفرینی چیست؟ در این پژوهش پس از مرور ادبیات نظری موضوع پژوهش، برای اجرای پژوهش به مراحل روش پژوهش پرداخته می‌شود و پس از آن یافته ها و نتیجه گیری خواهد آمد.

مبانی نظری و تجربی پژوهش

تشخیص فرصت‌های کارآفرینی

اگرچه مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور درباره عوامل تأثیرگذار بر تشخیص فرصت‌های کارآفرینی انجام شده است، اما بیشتر این مطالعات تنها چند عامل محدود را بررسی کرده‌اند. ازاین‌رو ادبیات موجود در این زمینه بسیار پراکنده است. در ادامه به برخی از این مطالعات می‌پردازیم. سرمایه انسانی یکی از عوامل تأثیرگذار بر تشخیص فرصت است (شفرد و تاین[1]، ۲۰۰۵) که شامل دانش کارآفرینانه‌ای است که از طریق آموزش، تجربه یا هر دو به دست می‌آید(تیهولا و هووینن[2]،۲۰۰۹). مطالعات تجربی نشان می‌دهد

1. Shepherd & De Tienne
2. Tihula & Huovinen

توانایی تشخیص فرصت با برخی از متغیرهای سرمایه انسانی نظیر تحصیلات، تجربه کارآفرینی (دیمو[1]، ۲۰۰۳) و دانش قبلی (شفرد و تاین، ۲۰۰۵) ارتباط دارد.

عوامل محیطی از دیگر مواردی است که بر تشخیص فرصت‌های کارآفرینی تأثیر می‌گذارد. برخی از عوامل محیطی که در سطح کلان می‌توانند بر فرایند شناسایی فرصت تأثیر بگذارند عبارت‌اند از: رشد اقتصادی جامعه، زمینه سیاسی و اجتماعی، موقعیت جغرافیایی و ارزش‌های فرهنگی. اقتصاددانان معتقدند که هرگونه تغییری در فناوری، آداب‌ورسوم اجتماعی، فضای سیاسی و شرایط جمعیت‌شناختی منجر به خلق مجموعه جدیدی از اطلاعات می‌شود که به فرایند شناسایی، کشف یا خلق فرصت کمک می‌کند(وب و دیگران[2]، ۲۰۱۱). تانگ (۲۰۱۰) معتقد است که محیط کارآفرینی متغیری میانجی است که تأثیر ویژگی‌های فردی را بر شناسایی فرصت تعدیل می‌کند.

تشخیص فرصت در ادبیات کارآفرینی شامل سه گام متفاوت می‌باشد که عبارتند از: تشخیص نیاز بازار و یا منابع به کار گرفته نشده؛ یافتن ارتباط بین نیاز مشتریان به یک کالای ویژه و منابع خاص؛ تشخیص و ایجاد ارتباط بین نیازهای مشتریان و امکانات و منابعی که تا الان جدا از هم بوده و مغفول مانده‌اند. کوربت[3](۲۰۰۷) تشخیص فرصت را در توانمندی شناسایی ایده ناب و ارتباط دادن آن با سک کسب و کار که منجر به تولید ارزش افزوده و ایجاد جریان نقدی و درآمد می‌شود، تعریف کرده است. به عبارتی در شناسایی فرصت‌ها، کارآفرینان در می‌یابند که از توانمندی بالقوه‌ای برای به وجود آوردن محصولات و خدمات نوینی برخودار هستند که دارای ظرفیت ایجاد منابع درآمدی و پولی هستند (بارون وشین[4]، ۲۰۰۵؛ خوش‌مرام و همکاران، ۱۳۹۶). در واقع شناسایی فرصت به مراحل درک تحقق یک کسب و کار نو سودده یا محصولات و خدمات نوین دارد. به عبارتی یک فرصت تا شناسایی نگردد امکان بهره‌برداری از آن وجود ندارد. (بارینگر و آیرلند[5]، ۲۰۰۶).

از نظر پوهاکا[6] (۲۰۱۰)، شناسایی فرصت دارای ابعاد گوناگونی همچون پایش محیط بازار (دیده‌بانی و گردآوری داده‌ها و آنالیز آن‌ها)، آینده‌نگاری و همچنین یافتن یک روش جدید و خلاقانه مرتبط با کسب و کارهای درآمدزا می‌باشد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که شناسایی فرصت یعنی رسیدن به این باور و درک توسط افرادی خاص که می‌توانند در شرایط رقابتی جدید و در حال تغییر منابع درآمدی را به شکل نوینی به دست آورند (خوش‌مرام و همکاران، ۱۳۹۶). در ضمن، از نظر گرگوری[7]و همکاران (۲۰۰۹) شناسایی

1 Dimov
2. Webb, Ireland, Hitt, Kistruck, & Tihanyi
3. Corbett
4. Baron and Shane
5. Barringer and Ireland
6. Puhakka
7. Gregoire

فرصت‌های کارآفرینانه شامل مراحلی می‌شود که یا منجر به ارائه یک کالا یا خدمت نوین می‌گردد و یا منجر به توسعه یک روش یا محصولات و کالاها می‌گردد. از نظر این محققین، عملیات مزبور باید بر اساس کمبودهای موجود در بازار و یا تجربیات حاصل از شکست دیگران باشد. و نکته اساسی در این بین، داشتن امکان سودآوری در این ایده جدید می‌باشد. برای این امر، محققان فوق‌الذکر تاکید دارند که وقتی فرصتی شناسایی شده است که دارای مطلوبیت، قابلیت تحقق و متناسب با بازار هدف و خواسته‌ها و نیازهای مشتریان باشد. تعریف فوق، تمامی جوانب یک فرصت کارآفرینانه همچون: مطلوبیت، امکان‌پذیری وکیفیت را در نظر گرفته است. کما اینکه فرصت‌های کارآفرینانه زیادی مورد شناسایی قرار گرفته‌اند که دارای سودآوری بالایی می‌باشند و اما مطابق با خواسته‌ها و نیازهای مشتریان نبوده و یا با اصول و مبانی و ارزش‌های آن جامعه در تضاد می‌باشند. در حالی که در تعریف فوق، پژوهشگران علاوه بر قابلیت تحقق و پیاده‌سازی، مطابقت با فرهنگ و محیط قانونی و سیاسی جامعه هدف را نیز در نظر گرفتند. همچنین در تعریف فوق، یک نکته اساسی یعنی تمایز بین شناسایی فرصت و بهره‌گیری از فرصت کاملا و به وضوح اعمال گردیده است. و نکته اساسی دیگری که در این تعریف لحاظ شده است زوایای گوناگون معرفی شده برای شناسایی فرصت، قابلیت عملیاتی داشته و به راحتی امکان اندازه‌گیری دارد. در حالی که خیلی از تعاریف دیگر، بیشتر انتزاعی و مفهومی بوده و امکان سنجش و عملیاتی کردن آن‌ها وجود ندارد.

در سپهر کسب و کار هر کشوری، برخی از کارآفرینان جهت اجرایی کردن ایده‌های خود نیاز به منابع مالی دارند و در مقابل ارگان، موسسات و یا افرادی هستند که مایل به سرمایه‌گذاری روی این ایده‌ها هستند. لذا بازار تأمین مالی از دو گروه تأمین مالی‌کنندگان (ارائه دهنده منابع مالی) و تأمین مالی‌شوندگان (دریافت‌کنندگان منابع مالی) تشکیل گردیده‌است که هر کدام از طرفین با توجه به شرایط بازار، امکان دارد نسبت به بهره‌گیری از دو روش تأمین مالی یعنی: تأمین مالی با آورده ثابت و مشخص یا تمین مالی به طریق مشارکت در سود و زیان علاقه‌مند باشد. اگر از نگاه کارآفرین به موضع نگاه کنیم در شرایطی که محیط دارای اطمینان بالا و ریسک کمتر است و پروژه‌هایی که قابلیت سودآوری بالایی دارند بهره‌گیری از روش تأمین مالی با نرخ سود تضمینی و ثابت مناسب‌تر می‌باشد. با توجه به این که روش تأمین مالی به طریق مشرکت در سود و زیان، برای کارآفرین به خاطر سرشکن شدن زیان احتمالی پروژه اهمیت بیشتری دارد و در شرایط اطمینان، با توجه به پایین بودن خطر شکست پروژه، این روش چندان جذاب نمی‌باشد (خدامی و رئیسی، ۱۳۹۲). از طرفی انتظار سودآوری بالای پروژه ممکن است کارآفرین را از شراکت با فرد دیگری منصرف نماید. لذا بنا به این دلایل در شرایط اطمینانی، طرفین تمایل بیشتری به بهره‌گیری از روش تأمین مالی با نرخ بهره ثابت دارند. و در پروژه‌هایی که دارای احتمال شکسیت بالا است، کارآفرینان بیشتر تمایل به جذب سرمایه‌گذار هستند. برخلاف پروژه‌هایی که دارای چشم‌انداز روشنی در عرصه سودآوری هستند، کارآفرینان تمایلی به روش تأمین مالی از طریق مشارکت در سود و زیان ندارند. این

مسئله همیشه دغدغه موسسات مالی قبل از عقد قرارداد و در مرحله ارزیابی وانتخاب پروژه‌های کارآفرینانه بوده است.

پیشینیه پژوهش

پیشینیه پژوهش خارج از کشور

لانگ و دانگ[1](۲۰۱۷) در پژوهشی« اثر تجربه و نوآوری فرصت‌ها کارآفرینی بر ظهور سرمایه گذاری جدید در چین» نتایج نشان داد کسانی که تجربه کارآفرینی موفق دارند، می توانند سریعتر فعالیت‌های جدیدی را ایجاد کنند، در حالی که تجربه صنعت و نوآوری فرصت‌های کارآفرینانه تاثیر منفی بر ظهور سرمایه‌گذاری جدید دارد. نیک رفتار و حسینی (۲۰۱۶) در تحقیقی با عنوان«عوامل موثر بر شناخت فرصت‌های کارآفرینی در کسب وکارهای کوچک و متوسط گردشگری» نتایج نشان داد هوشیاری کارآفرینانه به طور معنی‌داری به تشخیص فرصت‌ها کارآفرینانه کمک کرده است. همچنین هوشیاری کارآفرینی به طور قابل توجهی به شناسایی فرصت‌ها کارآفرینی کمک می کند. یافته های این پژوهش نشان می دهد که شبکه اجتماعی مهمترین پیش بینی کننده در میان تمامی موارد پیشین از شناخت فرصت‌های کارآفرینی است.کمپاس[2] و همکاران(۲۰۱۵) در تحقیقی با عنوان « ارتباط بین خلاقیت، شخصیت و کارآفرینی» نتایج نشان داد که هر چه افراد از درجهٔ خلاقیت بیشتری برخوردار باشند، در شناسایی فرصت‌های کارآفرینانه قویتر عمل می‌کنند. بنابراین تلاش فرد برای شناخت مسئله و ارائهٔ راه حل برای آن، که از آن با عنوان خلاقیت یاد می‌شود، از جمله راهکارهایی است که می‌تواند به وی در تشخیص فرصت کارآفرینانه کمک کند. لی[3] و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهش خود نشان داده‌اند، هوشیاری کارآفرینانه به طور مستقیم بر تشخیص فرصت اثر می‌گذارد و عوامل دیگر، به‌صورت غیرمستقیم از طریق اثرگذاری خود بر هوشیاری کارآفرینانه، بر شناخت فرصت تأثیر می‌گذارد. لیم و ژاویئر[4] (۲۰۱۵) در پژوهش «چارچوب تشخیص فرصت: کشف دانش فنی کارآفرینان»، اثرات هوشیاری کارآفرینانه، دانش پیشین و شبکهٔ اجتماعی را بر تشخیص فرصت و دریافت پاداش‌های اجرای کسب‌وکار ممتاز مطالعه کردند و الگوی تشخیص فرصت را ارائه دارند.

پیشینیه پژوهش داخل کشور

میر واحدی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان« بررسی عوامل مؤثر بر تشخیص فرصت‌های کارآفرینانه» نتایج نشان داد که عوامل مؤثر بر شناسایی فرصت، ترکیبی از عوامل فردی (دانش پیشین، احساس خودکارآمدی، خلاقیت، جست‌وجوی منظم فرصت‌ها، انگیزه و هشیاری کارآفرینانه) و عوامل اجتماعی (آموزش و مربی‌گری، جریان‌های اطلاعاتی، مالکیت فکری، نیروهای پیش‌برنده، سرمایه فکری،

1. Long and Dong
2. Campos
3. Li
4. Lim & Xavier

شبکه ارتباطات اجتماعی و یادگیری اجتماعی) است و این عوامل بر دو رویکرد خلق فرصت و کشف فرصت اثرگذارند، و نیز دو رویکرد مذکور متناقض نبوده، بلکه مکمل یکدیگرند. اسکندری (۱۳۹۴) در پژوهش با عنوان«شناسایی فرصت‌های کارآفرینی در فرآیندهای اعتباری حوزه بانکداری الکترونیک؛ موردمطالعه: بانک پارسیان» پژوهش حاضر به دنبال شناسایی و اولویت‌بندی فرصت‌های کارآفرینی در فرآیندهای اعتباری حوزه بانکداری الکترونیک بانک پارسیان شهر تهران به روش کیفی و کمی می باشد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که همه فرصت‌ها در یک رتبه نیستند و اولویت آنها با هم متفاوت است. چنانچه فرصت کارآفرینانه تنوع دادن در روش‌های بازپرداخت در رتبه اول، اخذ رزومه کاری مشتری در رتبه دوم، استفاده از سوابق صورت‌های مالی مشتری در رتبه سوم قرار دارند. همچنین، ساخت ابزارهای جدید مالی و ایجاد کارگروه های برخط و آنلاین رتبه‌های آخر را به خود اختصاص داده‌اند. میرزاده (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان «بررسی نقش سرمایه اجتماعی در تشخیص و بهره‌برداری از فرصت‌های کارآفرینانه در صنعت بانکداری شهرستان زاهدان» نتایج حاصل از فرضیه‌ها بیانگر این است که سرمایه اجتماعی و ابعاد آن بر تشخیص و بهره‌برداری از فرصتها در بانک‌های دولتی و خصوصی، تاثیر مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین، نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون نشان می‌دهد سرمایه ارتباطی هم در بانک‌های دولتی و هم در بانک‌های خصوصی از اهمیت بالایی برخوردار است.

به طور کلی، از بررسی منابع مختلف و همچنین، نتایج مطالعات تجربی که در بالا به آن‌ها اشاره شد، می‌توان گفت هیچ چهارچوب پذیرفته‌شده‌ای در زمینه تشخیص فرصت‌های کارآفرینی در میان محققان وجود ندارد و هر محققی به گمان خود، به بررسی تأثیر چند عامل محدود در شناسایی فرصت‌های کارآفرینی اقدام کرده است. بنابراین، این پژوهش به دنبال شناسایی الگوهای ذهنی تشخیص فرصت‌های کارآفرینی در بانکداری به روش کیو است.

روش شناسی پژوهش

چارچوب فلسفی این پژوهش از نوع پارادایم تفسیری ـ اثبات‌گرایی است و از لحاظ جهت‌گیری، در دسته پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد. روش پژوهش برحسب ماهیت آمیخته ـ اکتشافی بوده و شیوهٔ اجرای آن از نوع ترکیبی است. پژوهش حاضر در مراحل گردآوری نظرها، از روش کیفی استفاده می‌کند و در مرحلهٔ کشف ذهنیت‌ها از رویکرد کمی بهره می‌برد (تحلیل عاملی اکتشافی). از حیث مکانی نیز، پژوهشی کتابخانه‌ای ـ میدانی محسوب می‌شود؛ زیرا داده‌های نظری لازم برای کشف ذهنیت، از مطالعه، بررسی و توسعهٔ منابع موجود در زمینهٔ گردشگری به‌دست آمده و بـرای شناسایی ذهنیـت، این داده‌ها از مشارکت کنندگان به‌صورت میدانی گردآوری شده است. زمانی که مطالعه ذهنیات، دیدگاه‌ها، اعتقادات، احساسات، عقاید فردی و مواردی از این قبیل از اهداف پژوهشگر باشد، انجام مطالعه‌ای نظامند با روش ترکیبی همچون روش کیو، پاسخگوی اهداف مطالعه خواهد بود(تایلن[1] و دیگران، ۲۰۰۸). روش کیو به‌خصوص به‌منظور

1. Tielen

مطالعه پیچیدگی و طبقه‌بندی مجزا و مناسب از درک مشترک مشارکت‌کنندگان در جامعه مورد پژوهش یا جوامع متخصص تعریف شده است. این متدولوژی از دیدگاه‌های کیفی و ذهنی برای ایجاد الگو استفاده می‌نماید و روشی مناسب برای شناسایی الگوهای ذهنی انسانی و اعضای جامعه هدف مورد مطالعه می‌باشد (استیلمن و مگیو[1]، ۲۰۰۷). معمولاً روش کیو را پیوند بین روش‌های کیفی و کمی می‌دانند؛ زیرا از یک‌سو، انتخاب مشارکت‌کنندگان از طریق روش‌های نمونه‌گیری احتمالی صورت نمی‌گیرد و از سوی دیگر، یافته‌ها از طریق تحلیل عاملی تأییدی و به‌صورت کاملاً کمی به دست می‌آیند. همچنین به دلیل شیوه گردآوری داده‌ها (مرتب‌سازی) عمیق‌تر می‌توان از ذهنیت مشارکت‌کنندگان آگاه شد (براون[2]، ۱۹۹۶). تفاوت اصلی روش کیو با سایر روش‌های پژوهش در علوم اجتماعی در این است که در روش‌شناسی کیو، به‌جای متغیرها، افراد تحلیل می‌شوند (میکوت و مورهوس[3]، ۱۹۹۴؛ رحمتی و رادفر، ۱۳۹۹). روش کیو در بردارنده تمامی مراحل مربوط به نحوه انتخاب جامعه آماری، نمونه آماری، روش گردآوری اطلاعات و روش آنالیز آن‌ها می‌باشد. مراحل اجرایی پژوهش عبارتند از:

۱- مراجعه به ادبیات موضوع، جستجو و انتخاب مقـالات مناسب، جمع آوری فضای گفتمان و استخراج عوامل اصلی و آسیب ها
۲- مصاحبه و نظرسنجی از خبرگان
۳- ارزیابی و جمع بندی فضای گفتمان
۴- انتخاب عبارت‌های نهایی
۵- ایجاد دسته کیو
۶- انتخاب مشارکت کنندگان
۷- مرتب سازی نمونه‌های کیو در نمودار کیو
۸- تحلیل عاملی کیو(لاجوردی و همکاران،۱۳۹۵).

در گام اول فضای گفتمان پژوهش جمع‌آوری شود یعنی مجموعه‌ای از مطالب متنوع و گوناگون مرتبط با موضوع پژوهش که در میان اهالی گفتمان مطرح است و از ترکیب منابع شامل مصاحبه های ساختاریافته، مناظره‌ها، مقاله‌های علمی، پژوهشی، فصل‌هایی از کتاب‌ها، نظرهای سـازنده و پایـدار و متنوع، یاداشت‌ها و نظایر آن است. هدف این مرحله از پژوهش رسیدن به مرحله اشباع یا حد کفایت نظرات اعضای نمونه آماری پژوهش می‌باشد و یافته‌های این مرحله لزوماً حقایق نیستند و بلکه نظرات و اداراکات افراد از رفتارها و ... را نشان می‌دهند. لذا گویه‌های به دست آمده را برداشت‌های خود افراد و به عبارتی حاصل تجربیات آن‌ها در رابطه با آن موضوع ذهنی می‌باشد (نظیفی و همکاران، ۱۳۹۸). در این روش، جامعه نمونه، «گزینه کیوها» هستند که به مجموعه آنها «مجموعه کیو » گفته می‌شود. گزینه کیوها به صورت

1. Steelman & Maguire
2 . Brown
3 . Maykut & Morehouse

گزاره‌ها یا عباراتی درباره جنبه‌های مختلف موضوع مورد پژوهش می‌باشد (دانایی‌فرد و دیگران، ۱۳۹۲) که ابعاد مختلف، گستردگی و تنوع فضای گفتمان را در خود منعکس می‌کند. در این گام، از بین مجموعه بزرگی از گزینه‌های بالقوه، تعداد مناسب عباراتی از کل دیدگاه‌ها نسبت به عوامل اثرگذار در تشخیص فرصت‌های کارآفرینی انتخاب می‌شود و با شناسایی، اصلاح و کنار گذاشتن گویه‌های یکسان و تکراری، از بین بردن و یا کاهش ابهام در گویه‌ها و پاک کردن مفاهیم مشابه و هم‌پوشانی های محتمل، جمله‌ها ویرایش و اصلاح می‌گردند و پس از انجام روایی صوری و محتوایی گزینه کیوها، هر گزینه بر روی یک کارت نوشته می‌شود و به این ترتیب طراحی کارت‌ها یا به عبارت دیگر مجموعه کیوی نهایی یا نمونه کیو طراحی می‌شود.

موارد فوق شامل ۷۶ شاخص از ابعاد ذکر شده می‌باشد که تمامی طبقات موجود در فضای گفتمان، را در بر دارد. در اینجا ابتدا باید از بین ۷۶ شاخص موجود، به طور مساوی از هر بعد، دو شاخص با محتوای معنایی مثبت و منفی انتخاب شود. اما قبل از این مرحله، لازم است تا فضای گفتمان هر عامل سازمانی، شغلی و فردی، در مرحله دوم با توجه به معیارهای همپوشانی نداشتن، تکرار نشدن، مشابهت معنایی نداشتن، و ابهام نداشتن هر یک از عبارت آنها، ویرایش، حذف یا اصلاح شدند. پس از ارزیابی و نظرسنجی از ۹ نفر از خبرگان حوزه بانکداری، جمع‌بندی از فضای گفتمان انجام گرفت و از میان ۷۶ عبارت، در نهایت تعداد ۳۵ نمونه عبارت کیو انتخاب شد. در ادامه، برای تشکیل دسته کیو هر عبارت کیو بر روی یک کارت نوشته شد و به این ترتیب ۳۵ کارت طراحی شد.

در گام دوم، شناسایی و انتخاب مشارکت‌کنندگان ارزش‌گذاری کیو صورت می‌گیرد. گروه مشارکت-کنندگان کسانی هستند که نمونه کیو را در جدول آن رتبه‌بندی می‌کنند. لازم به ذکر است در مطالعات کمی، جامعه‌ای وجود دارد که نتایج مطالعه در آن سطح به کار می‌روند و دارای نمونه‌ای است که با روش تصادفی انتخاب می‌شود و عموماً نمونه معرف آن جامعه است (رحمتی و رادفر، ۱۳۹۹). روش کیو فاقد چنین جامعه و نمونه‌ای است و معمولاً پژوهشگر، نمونه افراد را از میان کسانی انتخاب می‌کند که یا ارتباط خاصی با موضوع پژوهش دارند یا عقاید ویژه‌ای دارند. در واقع، مفهوم تعمیم‌پذیری در مطالعه کیو کاملاً متفاوت با مطالعات کمی است. مطالعه کیو «چگونگی توزیع » افراد را در الگوی ذهنی مختلف نشان نمی‌دهد تا برای اثبات ادعای خود به نمونه معرفی از جامعه آماری نیاز باشد، بلکه درصدد اثبات وجود الگوی ذهنی است؛ و برای کشف یک الگو وجود تنها یک نفر با آن الگوی خاص کافی است(خوشگویان‌فرد، ۱۳۸۶)؛ بنابراین در پژوهش حاضر، تعداد ۹ نفر از اعضای هیات علمی و خبرگان حوزه بانکداری، به‌عنوان نمونه به‌صورت غیر احتمالی و هدفمند انتخاب شده‌اند. درگام سوم مشارکت‌کنندگان به مرتب‌سازی نمونه‌های کیو در نمودار کیو می‌پردازند. در این مرحله کارت‌های کیو در اختیار مشارکت‌کنندگان قرار می‌گیرد و از آنها خواسته می‌شود بر اساس تا بر اساس توزیع شبه نرمال کارت‌های کیو را به ترتیب اهمیت یا میزان موافقت یا مخالفت بر روی نمودار مرتب کنند (اکسل[1] و همکاران، ۲۰۰۷) پس از جمع‌آوری اطلاعات

1. Excel

حاصل از مرتب‌سازی نمونه‌های کیو، در نهایت در گام آخر، به تحلیل داده‌ها با روش تحلیل عاملی با استفاده از نرم‌افزار SPSS22 و تفسیر عامل‌های استخراج‌شده پرداخته می‌شود.

در روش کیو، جهت بررسی روایی به جامع بودن گویه‌های نمونه کیو توجه می‌شود؛ یعنی گویه‌های گردآوری شده بازگوکننده الگوهای ذهنی جامعه هدف و مورد مطالعه باشند(خوشگویان‌فرد، ۱۳۸۶). از این نظر روایی محتوا بر اساس رتبه‌ای که مشارکت‌کنندگان به عبارت و عبارات مجاور آن می‌دهند، قابل‌بررسی است؛ یعنی انتظار می‌رود بین محتوای عباراتی که یا بر روی درجه یکسانی از طیف یا بر روی درجه‌های مجاور قرار دارند، تناسبی وجود داشته باشد. همچنین، روایی صوری با بررسی میزان رضایت مشارکت‌کنندگان نسبت به ظرفیت و قابلیت عبارات برای نشان دادن ذهنیت آنان، امکان‌پذیر است (اختر دانش و همکاران، ۲۰۰۸). در پژوهش حاضر برای تعیین روایی، از روایی محتوا و روایی صوری استفاده شد. در مرحله ارزش‌گذاری کارت‌ها در نمودار، از طریق مصاحبه به این سؤال توجه شد که آیا در عبارات موجود، به ابعاد مختلف موضوع تشخیص فرصت‌های کارآفرینی در بانکداری اسلامی پرداخته شده است تا مشارکت‌کنندگان بتوانند از طریق ارزش‌گذاری کارت‌های کیو، ذهنیت خود را بیان کنند. به‌عبارت‌دیگر، از نظر آنان چه عوامل اصلی یا فرعی از قلم افتاده است و آنان برای جامعیت بیشتر چه گزاره‌هایی را به کارت‌ها می‌افزایند. در نهایت، روایی از طریق میزان تناسب بین محتوای عباراتی که یا بر روی درجه یکسانی از طیف یا بر روی درجه‌های مجاور قرار دارند و همچنین، میزان رضایت مشارکت‌کنندگان حاصل شد. پایایی در روش‌شناسی کیو به‌وسیله ابزارهای متعددی قابل‌اندازه‌گیری است. یکی از این ابزارها، آزمون-آزمون مجدد است. در این پژوهش۳۰ درصد از مشارکت‌کنندگان مورد آزمون مجدد قرار گرفتند و ضریب همبستگی پاسخ‌ها بین آزمون اولیه و آزمون مجدد ۸۷ درصد به دست آمد که نشان‌گر سطح بالایی از پایایی است. به‌عبارت‌دیگر، تکرار مرتب‌سازی به‌اندازه ۸۷ درصد با مرتب‌سازی قبلی سازگار بود.

یافته‌های پژوهش

بر اساس اطلاعات حاصله از آمار توصیفی، کلیه مشارکت‌کنندگان پژوهش حاضر تحصیلات دانشگاهی دارند که ۴۰ درصد در سطح کارشناسی ارشد و ۶۰ درصد در سطح دکتری هستند. ۶۰ درصد از آنها اعضای هیات‌علمی و ۴۰ درصد از خبرگان غیرهیات‌علمی حوزه بانکداری می‌باشند. محدوده سنی مشارکت‌کنندگان بین ۳۵ تا ۶۴ سال بوده و سابقه شغلی آنها نیز از ۱۲ تا ۳۳ سال است که میانگین آن ۲۲ سال می‌باشد. در پژوهش حاضر ابتدا ادبیات تشخیص فرصت‌های کارآفرینی بررسی شد. سپس، با ۹ نفر از اعضای هیات علمی و خبرگان حوزه بانکداری مصاحبه شد و درنهایت، ۳۵ گزاره به عنوان نمونه کیو انتخاب شدند.

جدول۱.یافته های پژوهش نمونه عبارات کیو

مفهوم	کد استخراج‌شده	مصاحبه
۱	سازمان باید به‌سرعت از روش‌های بهبودیافته برای انجام کارها استفاده کند.	مصاحبه (۲) و (۳)
۲	کارکنانی که ایده‌های نوآورانه و جدید خود را ارائه می‌کنند، باید به دلیل فعالیت‌هایشان مورد تشویق و حمایت مدیریت قرار می‌گیرند.	مصاحبه (۱) و (۳)
۳	سازمان باید به شیوه‌های مختلف از پروژه‌ها و ایده‌های خلاقانه حمایت کند.	مصاحبه (۶) و (۹)
۴	به اقدام کنندگان اجازه داده شود تا بدون نیاز به طی کردن رویه‌های تصویب، در زمینه پروژه‌ها تصمیم‌گیری کنند.	مصاحبه (۱) و (۴)
۵	مدیر باید از پروژه‌های بسیار کوچک کارآفرینانه حمایت کند، هرچند می‌داند که ممکن است شکست بخورد.	مصاحبه (۳) و (۵)
۶	مدیران باید بودجه و منابع لازم را برای آموزش اعضا در حوزه‌های مختلف کارآفرینی تخصیص دهند.	مصاحبه (۱) و (۳) و (۴)
۷	در سازمان باید جایگاه افراد بر اساس ارزش‌افزوده‌ای که برای سازمان ایجاد نموده‌اند باشد.	مصاحبه (۲) و (۸)
۸	در سازمان جهت تدوین استراتژی باید از داده‌های مناسب شامل عملکرد و فرآیندهای داخلی، رضایت مشتریان و پرسنل باشد.	مصاحبه (۹) و (۶)
۹	در سازمان باید سیاست‌ها، طرح‌ها، اهداف و تخصیص منابع به‌طور کامل از ارزش‌ها و اهداف استراتژیک پشتیبانی کند و اهداف واقع‌گرایانه‌تر داشته باشد.	مصاحبه (۳) و (۶)
۱۰	برای استفاده بهینه از دانش جدید، استراتژی‌ها و اهداف سازمانی باید همسو گردند.	مصاحبه (۸) و (۹)
۱۱	همدلی کارکنان از طریق تهییج انگیزه‌های موفقیت‌طلبی آنها در موفقیت طرح‌های بازاریابی موثر واقع می‌شود.	مصاحبه (۳) و (۵)
۱۲	در خصوص معیارهای ایده‌های جدید در سازمان، باید آگاهی و شناخت کافی وجود داشته باشد.	مصاحبه (۴) و (۷)
۱۳	ساختار رسمی و بوروکراتیک نباید از اجرا ایده‌های جدید در سازمان جلوگیری کند.	مصاحبه (۵) و (۹)
۱۴	در سازمان باید روشن گردد که چه کسی در خصوص اینکه کدام ایده‌های جدید پیگیری شوند و چه ایده‌هایی باید نادیده گرفته شوند.	مصاحبه (۷) و (۵)
۱۵	مکانیزم های موجود (کمیته‌های کاری درون واحدی) باید زمینه را برای واحدها فراهم سازند تا در تصمیم‌گیری مشترک بر روی یک پروژه خاص مشارکت نمایند.	مصاحبه (۸) و (۳)
۱۶	تفویض اختیار باید در تمام بخش‌های سازمانی انجام گیرد تا به تشخیص فرصت‌ها در کارآفرینی کمک کند.	مصاحبه (۳) و (۲)
۱۷	خطوط گزارش دهی و روابط رئیس و مرئوس واضح و روشن باید باشد.	مصاحبه (۷) و (۳)
۱۸	رفتارهای مورد انتظار باید توسط سرپرستان و مدیران برای کارکنان الگوپردازی شود.	مصاحبه (۳) و (۲) و (۶)
۱۹	به جای قوانین رسمی و نظارت مستقیم، کارکنان باید قادر به انجام امور از طرق غیررسمی باشند.	مصاحبه (۶) و (۲) و (۹)
۲۰	برای دسترسی به خلق ارزش، وجود پایگاه اطلاعاتی جامع و به روز رسانی شده بسیار مفید واقع می‌شود.	مصاحبه (۸) و (۷)
۲۱	اعضای سازمان باید نسبت به تسهیم دانش تخصصی و تجارب خود با یکدیگر تشویق شوند.	مصاحبه (۸) و (۵)
۲۲	رویه‌های کاری باید براساس دانش جدید تعریف شده یا تغییرات لازم در رویه‌های کنونی صورت گیرد.	مصاحبه (۱) و (۳)
۲۳	اعضا باید به این باور برسند که قانع بودن به وضعیت فعلی از توجه سازمان به منابع دانشی بیرونی می‌کاهد.	مصاحبه (۷) و (۹)
۲۴	لازمه پیاده‌سازی خلق ارزش جدید، ترکیب رویه‌های روزمره کنونی با دانش جدید بیرونی است.	مصاحبه (۶) و (۴)
۲۵	برای اطلاع از نیازهای واقعی مشتریان باید به طور مستمر با آنها تعامل داشت.	مصاحبه (۴) و (۵)

مفهوم	کد استخراج‌شده	مصاحبه
۲۶	لازم است از اثربخشی آموزش‌های ارائه شده در خصوص فرصت‌های کارآفرینی به اعضا در سطوح مختلف اطمینان یابیم.	مصاحبه (۳) و (۴) و(۵)
۲۷	برای سنجش اثربخشی در پروژه های کارآفرینانه بانکداری اسلامی، باید اهداف عملکردی مشخص و قابل سنجش تعریف کرد.	مصاحبه (۹) و (۲)
۲۸	لازمه مشارکت کارکنان در پروژه‌های کارآفرینی، تعریف مشوق‌ها و انگیزاننده‌های مناسب برای آنهاست.	مصاحبه (۱) و (۴)
۲۹	ارزیابی عملکرد باید به طور مستمر و براساس مشارکت فعالانه واحدها انجام شود.	مصاحبه (۲) و (۵)
۳۰	مدیران باید همیشه در جستجوی شیوه‌های جدید برای انجام کار باشند.	مصاحبه (۱) و (۲)
۳۱	مدیران باید بودجه و منابع لازم را برای آموزش اعضا در حوزه‌های کارآفرینی تخصیص دهند.	مصاحبه (۳) و (۷)
۳۲	شناسایی اطلاعات، مهارتها و رویه‌های ناکارآمد بر اساس بازار موجود به روز رسانی‌شده حائز اهمیت است.	مصاحبه (۹) و (۷)
۳۳	با توجه به تحولات سریع بازار، سازمان باید برای تامین نیازهای خود روش‌ها و منابع لازم را شناسایی کند.	مصاحبه (۷) و (۴) و (۹)
۳۴	تحلیل هزینه و منافع مربوط به تشخیص فرصت‌های کارآفرینانه نیازمند نگاه جامع مدیران به این مسئله است.	مصاحبه (۳) و (۴) و (۹)
۳۵	شناسایی و اولویت‌بندی فرصت‌های بازار از جمله اقدامات ضروری برای بهره‌برداری از آنهاست	مصاحبه (۱) و (۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

سپس، برای تشکیل دسته کیو هر عبارت کیو بر روی یک کارت نوشته شد و به این‌ترتیب، ۳۵ کارت یا به‌عبارت دیگر، ۳۵ دسته کیوی نهایی طراحی شد. در مرحله بعد، مرتب‌سازی و رتبه‌بندی دسته‌های کیو انجام شد. در این مرحله ۳۵ کارت کیو در اختیار مشارکت‌کنندگان قرار گرفت و از آنها خواسته شد تا بر اساس توزیع شبه نرمال کارت‌های کیو را به ترتیب اهمیت یا میزان موافقت یا مخالفت بر روی نمودار کیو مرتب کنند. پس از مرتب‌سازی و تکمیل نمودارهای کیو، داده‌ها وارد نرم‌افزار SPSS22 شدند و مورد تحلیل عاملی اکتشافی کیو قرار گرفتند. در پژوهش حاضر، برای تحلیل عاملی از روش مؤلفه‌های اصلی و برای چرخش عامل‌ها از روش واریماکس که نوعی چرخش متعامد است، استفاده شده است. جدول (۲) مقدار ویژه هر عامل، درصدی از واریانس که توسط هر عامل تبیین می‌شود و جمع تراکمی آنها را نشان می‌دهد.

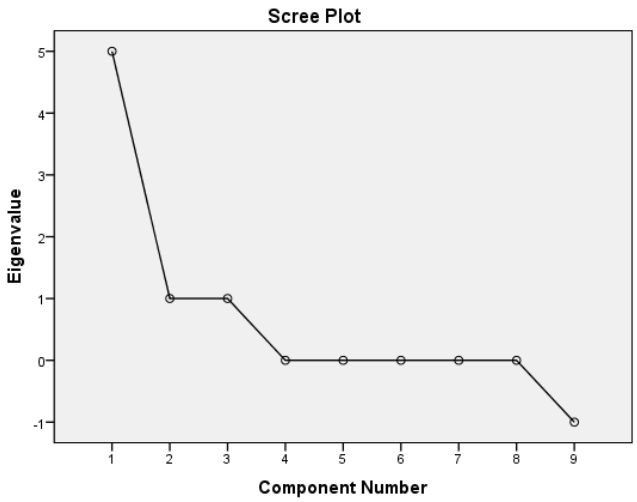
جدول۲. واریانس کل تبیین شده

عوامل آزمون	ارزش ویژه	درصد تبیین واریانس	درصد تراکمی واریانس
استراتژی سازمانی	۴/۲۹۶	۵۶/۲۸۵	۵۶/۲۸۵
سیاستگذاری کارآفرینی	۲/۲۷۶	۲۱/۷۹۳	۷۸/۰۷۸
خلق ارزش برای مشتریان	۱/۹۱۲	۱۵/۰۸۵	۹۳/۱۶۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ نشان می‌دهد که با توجه به دیدگاه‌های مشارکت‌کنندگان، سه الگوی ذهنی (عواملی که دارای مقادیر ویژه بالای ۱ می‌باشند) شناسایی شده‌اند که این سه عامل مجموعاً حدود ۹۳ درصد واریانس کل را پوشش می‌دهند. بر اساس این جدول، عامل(الگوی ذهنی) اول ۵۶/۲۸۵ درصد واریانس کل، عامل (الگوی ذهنی) دوم ۲۱/۷۹۳ واریانس کل و عامل (الگوی ذهنی) سوم ۱۵/۰۸۵درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند.

در شکل (۱)، نمودار سنگریزه نشان داده شده است. در این نمودار، عامل‌های با مقادیر ویژه بالای یک یا همان عوامل اصلی کاملاً مشخص هستند.



شکل ۱. نمودار سنگریزه

جدول (۳) ماتریس چرخش یافته عامل‌ها را نشان می‌دهد که در آن تعداد مشارکت‌کننده در هر عامل یا الگوی ذهنی و سهم بار عاملی آنان آورده شده است:

جدول ۳. ماتریس چرخش یافته عامل‌ها (دسته‌بندی سه‌گانه الگوی‌های ذهنی مشارکت کنندگان)

مشارکت‌کنندگان	عوامل		
	عامل اول	عامل دوم	عامل سوم
مشارکت کننده ۱	۰/۹۷۴		
مشارکت کننده ۲	۰/۹۷۳		
مشارکت کننده ۶	۰/۹۷۱		
مشارکت کننده ۷	۰/۹۷۰		
مشارکت کننده ۳	۰/۹۷۰		
مشارکت کننده ۴		۰/۹۷۶	
مشارکت کننده ۸		۰/۹۷۶	
مشارکت کننده ۵			۰/۹۳۶
مشارکت کننده ۹			۰/۹۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به این ماتریس، افرادی که در هر یک از این سه الگوی ذهنی قرار می‌گیرند، مشخص‌می‌شوند. یکی از معیارهایی که از تحلیل عاملی به دست می‌آید، انتخاب عاملی است که بارهای عاملی بزرگی (بیش از ۰/۷) به آن تعلق دارند، هرچند تعداد افراد تحت آن اندک باشد. به‌این‌ترتیب اگر برای مثال تنها دو نفر تحت یک عامل قرارگرفته ولی دارای بارهای عاملی ۰/۸ یا ۰/۹ باشند، آن عامل مهم تلقی می‌شود. به این ترتیب، مشارکت‌کنندگان شماره ۶،۷،۲،۱ و۳ به‌طور مشترک عامل اول، مشارکت‌کنندگان شماره ۴ و ۸ به‌طور مشترک عامل دوم و مشارکت‌کنندگان شماره ۵ و ۹ عامل سوم را تشکیل می‌دهند. معیار دیگر، معنی‌داری بار عاملی است. با توجه به اینکه مقدار بارهای عاملی بزرگتر از۰/۴۳= $\frac{2.58}{\sqrt{35}}$ هستند، بنابراین می‌توان گفت با اطمینان ۹۹ درصد این بارهای عاملی معنی‌دار هستند(خوشگویان‌فرد،۱۳۸۶).

تحلیل الگوهای ذهنی شناسایی‌شده

در بخش تحلیل عاملی بر اساس خروجی نرم‌افزار، بین بارهای عاملی به دست آمده، مقایسه‌ای انجام داده و گویه‌های مشابه و یکسان که دارای اهمیت بالاتری هستند، شناسایی گردیدند. اما برای ارزیابی میزان اهمیت یک عامل و بررسی و تحلیل آن، میزان بزرگی بارهای عاملی مورد بررسی و سنجش قرار می‌گیرد که این مبنای ارزیابی را می‌توان از میزان درصدهای ستون‌ها مورد بررسی قرار داد. برای بررسی میزان شدت همبستگی ارتباط هر کدام از اعضای نمونه آماری به جدول ماتریس چرخش یافته گویه‌ها یا عامل‌ها مراجعه می‌گردد. در ضمن برای تحلیل عاملی و تفسیر آن‌ها، می‌توان از معیارهایی چون امتیازهای عاملی و آرایه‌های عاملی استفاده نمود. و به این ترتیب دیدگاه‌های خبرگان که در الگوهای اول تا سوم دسته‌بندی شده‌اند، قابل‌تفسیر شده است. با استفاده از آزمون تحلیل عاملی اکتشافی از طریق محاسبه آرایه‌های امتیازی گروه‌های سه‌گانه (الگوهای ذهنی) شناسایی شده و همچنین، با مرتب‌سازی آرایه های عاملی در هر عامل (گروه ذهنی)، عامل‌هایی که در هر گروه ذهنی مورد موافقت یا مخالفت بیشتری قرارگرفته اند، مشخص شد. در ادامه به توصیف الگوهای ذهنی تشخیص فرصت‌های کارآفرینی در بانکداری اسلامی که در نتیجه انجام تحلیل عاملی اکتشافی نوع کیو به‌دست آمده، پرداخته می‌شود.

عامل اول: استراتژی سازمانی

استراتژی به معنای دورنمایی است که در ذهن رهبران کارآفرین شکل می‌گیرد. یکی از ویژگی‌های سازمان‌های کارآفرین دارا بودن رسالت و مأموریت روشن، منعطف، مشتری‌گرا و مدون است به‌طوری‌که رشد سازمان از طریق اقدامات مخاطره‌پذیر و جدید حاصل شود و آن را تشویق کند. بدین ترتیب با به وجود آمدن آرمان مشترک و بیانیه مأموریت، اختلاف‌نظرها و سلیقه‌ها نه‌تنها باعث ایجاد تنش و تعارض نمی‌شود بلکه خود علت هم‌افزایی می‌شود که به ایجاد دیدگاه‌های مختلف جهت نوآوری می‌انجامد. از آنجایی که ساختار ارگانیک بر تشخیص فرصت‌های کارآفرینی تأثیر مثبتی را بر جای می‌گذارد. لذا بانک‌ها ویژگی‌های ساختار سازمانی ارگانیکی نظیر انعطاف‌پذیری بالا، عدم تمرکز، رسمیت پایین در بانک‌ها استقرار دهند تا افراد با آزادی عمل، مشارکت بالا، خلاقیت و نوآوری بیشتر و مخاطره پذیری بالا جهت به کارگیری ایده‌های

نو در سازمان مشغول خدمت باشند. در این راستا شاید نتوان به راحتی در مورد تغییر ساختار کلی سازمان نظر داد (حداقل در کوتاه‌مدت) اما از آنجایی که نظام بوروکراتیک، ساختار مکانیکی را طلب می‌کند و کارآفرینی به ساختار ارگانیک نیازمند است. بنابراین سازمان باید از هر دو ساختار استفاده نماید. از روش‌های ایجاد ساختار دومنظوره می‌توان به تشکیل دوایر خلاق در سازمان اشاره کرد. بر اساس ذهنیت و دیدگاه مشترک این الگوی ذهنی، این دسته به داشتن طرز فکر کارآفرینانه در سازمان معتقدند. به‌زعم این دسته نگرش‌های مدیریتی و سبک رهبری در طرز فکر کارآفرینانه سازمان مؤثر بوده و همچنین، استراتژی سازمان متأثر از فلسفه و ارزش‌های مدیریت عالی و اهمیت دادن به پویایی‌های محیطی است. این دسته با این باورها که استراتژی سازمان‌ها بستگی به رشد صنعت در بازار، کثرت تغییرات محصول و بازار، تنوع نیازها و انتظارات مشتریان مخالف‌اند و کمترین موافقت را دارند؛ و از نظر آن‌ها تغییرات سریع تکنولوژیکی تأثیر زیادی در انتخاب استراتژی سازمان دارد.

عامل دوم: سیاستگذاری کارآفرینی

سیاست‌های کارآفرینی بر نتایج کارآفرینی تأثیر مستقیم دارد و در صورت به کارگیری سیاست ای صحیح، کارآفرینی در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتقاء خواهد یافت. بررسی‌های آرشد و همکاران (۲۰۱۴) نیز نشان می‌دهد. موفقیت سیاست‌های کارآفرینی نیز، نیازمند توجه بیشتر به تدوین مناسب این سیاست‌هاست. سیاست‌های کارآفرینی، محیط نهادی مناسبی را برای تصمیم‌گیری کارآفرینانه شکل می‌دهد. بنابراین این نوع سیاست‌های خاص کارآفرینی برای توسعه کارآفرینی مهم هستند. با توجه به عوامل مختلف و محدودیت‌هایی که در سر راه هر فعالیتی وجود دارد، باید بتوان با تشخیص درست فرصت‌ها و به کارگیری آنها، بر مشکلات فائق آمد و در هر نوع فعالیت و کارآفرینی، موفق شد.

عامل سوم: خلق ارزش برای مشتریان

سازمان‌ها به ندرت ارزش را به‌تنهایی خلق می‌کنند. بسیاری از مدیرانی که در گذشته ارزش را در سازمان خود از طریق پرورش توانمندی‌ها و شایستگی‌های داخلی افزایش داده‌اند، در حال حاضر بر توسعه همکاری‌های مشارکتی با سایر سازمان‌ها تمرکز کرده‌اند. در واقع، مشتریان و سازمان‌ها فرآیندهای خلق ارزش متفاوتی دارند که این امر نشان می‌دهد ارزش در حوزه‌های مختلفی ایجاد می‌شود و دیگر به طور کامل در کنترل سازمان‌ها نیست. دارایی‌ها، قابلیت‌ها و توانمندی‌های بانک در بستر عوامل محیطی در تعامل‌ها و ارتباط‌ها بانک با ذی‌نفعان خود مؤثر هستند. هیچ بانکی نمی‌تواند ادعای استقلال در فعالیت‌های خود نماید و موفقیت خود را صرفاً بر داشته‌های خود استوار سازد. ارزش از ارتباط‌ها و تعامل‌های یکپارچه بانک با سایر افراد، سازمان‌ها و نهادهای ارائه‌دهنده ارزش در قالب شبکه ارزش به مخاطبان ناشی می‌شود و در این میان، بانک باید قادر باشد نقش خوبی به عنوان هسته شبکه ارزش در صنعت بانکداری ایفا کند و ارزش موردنظر را در نهایت به مشتریان ارائه دهد. بر اساس ذهنیت و دیدگاه مشترک این الگوی ذهنی، با توجه به چابکی ساختاری به‌دست آمده به کمک فرصت‌های کارآفرینی، بانک‌هایی ارائه‌دهنده خدمات تجربه

منحصربه‌فردی را به کاربران انتقال داده و با بهبود قابلیت دسترسی بیشتر (سرعت بیشتر و هزینه کمتر) نسبت به شیوه‌های سنتی عمل نمایند. بنابراین، مدیران و سیاستگذاران کلان در صنعت بانکداری با تکیه بر توسعه محصولات و بازارهایی که دیدگاه و ادراک مصرف‌کنندگان نسل‌های جدید را هدف قرار می‌دهد، ارزش‌افزوده بیشتری برای این خدمات در نظر گیرند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به دنبال شناسایی الگوهای ذهنی تشخیص فرصت‌های کارآفرینی در بانکداری اسلامی بود که با استفاده از روش کیو، نه نفر از خبرگان آشنا با هدف اصلی پژوهش انتخاب شدند و از طریق مصاحبه، ذهنیت آنها درباره تشخیص فرصت‌ها کارآفرینی در بانکداری بررسی شد. در نهایت، ۳۵ عامل شناسایی شده در اختیار هر خبره قرار گرفت و پس از تجزیه و تحلیل اطلاعات به دست آمده، مشخص شد این خبرگان درباره تشخیص فرصت‌های کارآفرینی در بانکداری اسلامی، سه الگوی ذهنی دارند که عبارتند از: استراتژی سازمانی، سیاست‌گذاری کارآفرینی و خلق ارزش برای مشتریان. بر اساس یافته‌ها، عامل (الگوی ذهنی) اول ۵۶/۲۸۵ درصد واریانس کل، عامل دوم ۲۱/۷۹۳ درصد واریانس کل و عامل سوم ۱۵/۰۸۵درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند؛ یعنی، به‌طور خلاصه بر اساس این نتایج می‌توان اظهار کرد که ۵۶/۲۸۵ درصد از ذهنیت افراد به استراتژی سازمانی اشاره دارد. همچنین، ۲۱/۷۹۳ درصد از دیدگاه‌های موجود به سیاست‌گذاری کارآفرینی و ۱۵/۰۸۵درصد از ذهنیت افراد به خلق ارزش برای مشتریان در بانکداری اسلامی اختصاص یافته است. برای تفسیر الگوهای ذهنی شناسایی شده، معیارهایی مانند مقادیر امتیازهای عاملی و آرایه‌های عاملی در نظر گرفته شد و به‌این‌ترتیب، دیدگاه‌های اعضای هیات‌علمی و خبرگان بانکداری که در الگوهای اول تا سوم دسته‌بندی شدند، قابل‌تفسیر شد.

این دیدگاه‌ها درباره اثرگذارترین عوامل تشخیص فرصت‌های کارآفرینی، کارت‌های محدودی را در بالاترین سطح توافق و نیز بالاترین سطح عدم‌توافق ارزش‌گذاری نمودند که در تفسیر آن الگوها نقش اصلی را ایفا می‌کند. تفاوت در منشاء یا به عبارتی نوع فرصت‌ها باعث می‌شود که نقش کارآفرین در رابطه با فرایند توسعه و شکل‌گیری فرصت متفاوت باشد. در واقع، این دو جریان فکری غالب در کارآفرینی هر کدام درباره نوعی از فرصت‌ها بحث می‌کنند و بخشی از واقعیت را توضیح می‌دهند. رویکرد کشف غالباً درباره فرصت‌های کرزنری بحث می‌کند و رویکرد خلق درباره فرصت‌های لاچمنی. به عبارت دیگر، این دو رویکرد نیز در دو سر یک طیف قرار می‌گیرند. از یک سر طیف (فرصت‌های کرزنری) به سمت دیگر آن (فرصت‌های لاچمنی) میزان عدم‌قطعیت و درجه نو بودن افرایش پیدا می‌کند و تاثیر سازوکارهای بازار نیز نسبت به نقش کارآفرین در شکل‌گیری فرصت کاهش می‌یابد. فرصت‌های شومپیتری نیز در وسط این طیف قرار می‌گیرند و بخشی از فرآیند شکل‌گیری آنها شامل کشف عواملی از محیط و بخشی از فرآیند شامل خلق فرصت است. اگرچه فرصت‌ها انواع مختلفی دارند و فرآیند شکل‌گیری آنها بر اساس منشاء آنها متفاوت است و الزامات خاص خود را خواهد داشت؛ اما ارئه یک فرایند پایه در سطح انتزاعی بالاتر، که نشان‌دهنده

الگوی مشترکی در شکل‌گیری انواع فرصت‌ها باشد، می‌تواند زمینه مناسبی برای توسعه نظریه در حوزه فرصت‌ها باشد.

نتایج این پژوهش با نتایج بارتو (۲۰۱۱)، کریمی(۱۳۹۵) و ترجیسن و وانگ (۲۰۱۳) همسو می‌باشد. در مطالعات انجام‌شده در زمینه تشخیص فرصت کارآفرینانه، برخی از جنبه‌ها نادیده گرفته شده است. اکثر پژوهش‌ها به‌صورت مکرر به اهمیت تشخیص فرصت تاکید کرده‌اند اما، تعداد کمی از آنها به شناسایی عوامل موثر بر تشخیص فرصت به عنوان اولین گام فرآیند کارآفرینی پرداخته‌اند. در واقع مسئله شناخت فرصت در بحث کارآفرینی به شدت مورد غفلت واقع شده است. تاکنون تمرکز تحقیقات در این زمینه روی ارزیابی فرصت‌ها بوده است به این معنی که تاکید تحقیقات بیشتر روی نتیجه انتخاب فرصت‌ها بوده است تا چگونگی تشخیص و شناخت فرصت‌های کارآفرینانه. در پژوهش‌های انجام شده، چند متغیر دارای توان بالقوه تاثیرگذاری بر تشخیص فرصت کارآفرینانه، مغفول مانده‌اند. به عنوان مثال، بررسی برخی از ویژگی‌های شخصیتی مثل رقابت‌پذیری افراد بسیار سودمند به نظر می‌رسد. بنابراین، فرصت را می‌توان نوعی مزیت رقابتی دانست. بنابراین، نتایج این پژوهش به شناخت و آگاهی مدیران و محققان صنعت بانکداری، در زمینه مفاهیم و مقوله‌های تاثیرگذار بر تشخیص فرصت‌های کارآفرینی در این صنعت کمک 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 شده‌است.

References

Akhtar-Danesh, N., Baumann, A., & Cordingley, L. (2008). Q Methodology in Nursing Research. *Western journal of nursing research*, 30 (6), 759- 773.

Ardichvili, A., & Cardozo R, N. (2000). A model of the entrepreneurial opportunity recognition process. *Journal of Enterprising Culture,* 8 (2): 103- 119.

Ardichvili, A., Cardozo, R., & Ray, S. (2003). A theory of entrepreneurial opportunity identification and development. *Journal of Business Venturing,* 18(3): 105-103.

Baron, R.A., & Shane, S.A. (2005). Entrepreneurship, a Process Perspective. By SouthWestern, Part of the Thomson Corporation

Barringer, B.R., & Ireland, R.D. (2006). Entrepreneurship: Successfully launching new Ventures. Pearson Prentice Hall.

Brown, S.R. (1996). Q Methodology and Qualitative research. *Qualitative Health Research*, 6 (4), 561- 567.

Campos, H.M., Rubio, A.M., Atondo, G.H., & Chorres, Y.M.P. (2015). Relationship between Creativity, Personality and Entrepreneurship: An Exploratory Study. *International Business Research*, 8(8), 59-71.

Corbett, A.C. (2007). Learning asymmetries and the discovery of entrepreneurial opportunities. *Journal of Business Venturing*, 22: 97-118.

Dan, L., & Nan, D. (2017). The effect of experience and innovativeness of entrepreneurial opportunities on the new venture emergence in China: The moderating effect of munificence, *Journal of Entrepreneurship in Emerging Economies*, 9 (1), 21-34. https://doi.org/10.1108/ JEEE-04-2016-0014.

Danaei Fard, H., Hosseini, Y., Sheikha, R. (2013). Q methodology: theoretical foundations and research framework, Tehran, Safar Publications. (In Persian)

Dimov, D.P., & Shepherd, D.A. (2005). Human capital theory and venture capital firms: exploring home runs and strike outs. *Journal of Business Venturing,* 20(1), 1–21.

Dimov, D.P. (2003). The Nexus of individual and opportunity: Opportunity recognition as a learning process. Paper presented at The Babson Kauffman Entrepreneurship Research Conference, Wellesley, USA, 23-25.

Eskandari, S. (2012). Identifying entrepreneurial opportunities in the credit processes of electronic banking; Subject: Parsian Bank, Master's Thesis, Khwarazmi University, *Faculty of Management*. (In Persian)

Exel J. V., Graaf G., & Brouwer W. (2007). Care for a break? Aninvestigation of informal caregiver attitudes toward respite care using Qmethodology, *Health Policy*, 83, 332–342

Fatima, S., Iqbal, S., Rehman, F.U., & Ali, M. (2011). A study of factors affecting opportunity recognition process-Case Study of Pakistan an opportunity recognition process Framework. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business,* 3(8), 1106-1124.

Gregoire, D.A., Shepherd, D.A., &Schurer Lambert, L. (2009). Measuring opportunity recognition belifs: illustrating and validating an experimental approach. *Organizational Research Methods*, 13(1), 114-145.

Hansen, D.J., Lumpkin, G.T., & Hills, G.E. (2011). A multidimensional examination of a creativity-based opportunity recognition model. *International Journal of Entrepreneurial Behaviour & Research*, 17(5), 515-533.

Hayton, J., Chandler, G.N., & Detienne, D.R. (2011). Entrepreneurial opportunity identification and new firm development processes: a comparison of family and non-family new ventures. *Entrepreneurship and Innovation Management*, 13(1), 12-31

Karimzadeh, H., Nikjoo, M, R., Sadrmoosavi, M., & Koohestani, H. (2014). Identify the factors in creating entrepreneurial opportunities in the tourism sector in rural areas using structural equation model (SME). *Geography and Environmental Planning Journal*, 54 (2), 59-62. (In Persian)

Kontinen, T., & Ojala, A. (2011). International opportunity recognition among small and medium-sized family firms. *Journal of Small Business Management*, 49(3), 490-514.

Khoshmaram. M., Zarafshani. K., Khoshkhooi. Sh., Alibaygi, A.H. & Mirakzadeh, A.A. (2018). A Critical Review of Definitions in Opportunity Recognition in Agricultural Entrepreneurship (ORAE): Introducing a New Scale to Measure ORAE, *Journal of Studies in Entrepreneurship and Sustainable Agricultural Development*, 4(3), 55-70. (In Persian)

Khoshovian Fard, A. (2017). Q methodology, Tehran, Broadcasting Organization Research Center Publications.

Lajordi, S., Rahim Nia, F., Mortazavi, S., & Kurdanaij, A. (2016). The application of the Q method in recognizing mental patterns: valuing human resource productivity factors from the perspective of faculty members, *Public Management Research*, 9(31), 28-5. (In Persian)

Li, Y.U., Wang, P., & Liang, Y. (2015). Influence of Entrepreneurial Experience, Alertness, and Prior Knowledge on Opportunity Recognition. Social Behavior and Personality, 43(9), 1575-1583.

Lim, W.L., & Xavier, S.R. (2015). Opportunity Recognition Framework: Exploring the Technology Entrepreneurs. American Journal of Economics, 5(2), 105-111.

Maykut, P., & Morehouse, R. (1994). Beginning qualitative research interviewing, New York, McGraw-Hill.

Mirzadeh, M. (2014). Investigating the role of social capital in recognizing and exploiting entrepreneurial opportunities in the banking industry of Zahedan city, Master's thesis, University of Sistan and Baluchistan - Faculty of Economic Sciences. (In Persian)

Mirvahedi, S.S., Taghraei, Mohammad T., & Sanjarian, Z. (2016). Investigating factors affecting the recognition of entrepreneurial opportunities, *Journal of Entrepreneurship in Agriculture*, 4(1), 53-74. (In Persian)

Nazifi, S., Samii, R., Shojaei, S. & Meschimi, M. R. (2019). Identifying mental patterns of entrepreneurial banking: application of Q methodology, *Management Research in Iran*, 23 (2), 79-100. (In Persian)

Puhakka, V. (2010). Versatile and flexible use of intellectual capital in entrepreneurial opportunity discovery. *Journal of Management Research*, 2(1), 1-26.

Rahmati, M., & Radfar, R. (2020). Identifying Mental Patterns of Co-Creation in the Tourism Industry: Application of Q Methodology, *Tourism Management Studies*, 15(25), 209-234. (In Persian)

Seyed Noorani, S.M.R., Khadim Alizadeh, A., & Rizvani, Seyyed A. (2017). Designing a composite index of Islamic banking in Iran, *Islamic Economy*, 17(68), 119-151. (In Persian)

Shepherd, D.A., & DeTienne, D.R. (2005). Prior knowledge, potential financial reward, and opportunity identification. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 29(1), 91–112. doi: 10.1111/j.1540-6520.2005. 00071.x

Schwartz, R.G., & Teach, R.D. (2000). A Model of Opportunity Recognition and Exploitation: An Empirical Study of Incubator Firms. *Journal of Research in Marketing & Entrepreneurship*, 2(2), 93-107.

Steelman, T.A., & Maguire, L.A. (1999). Understanding participant perspectives: Qmethodology in national forest management. *Journal of policy analysis and management*, 18(3), 361-388.

Tihula, S., & Huovinen, J. (2009). Incidence of teams in the firms owned by serial, portfolio and first-time entrepreneurs. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 6(3), 249–260. doi: 10.1007/s11365-008-0101-4

Tielen, M., van Staa, A.L., Jedeloo, S., van Exel, N.J.A., & Weimar, W. (2008). Q-methodology to identify young adult renal transplant recipients at risk for nonadherence. *Transplantation*, 85(5), 700-706.

Webb, J.W., Ireland, R.D., Hitt, M. A., Kistruck, G.M., & Tihanyi, L. (2010). Where is the opportunity without the customer? An integration of marketing activities, the entrepreneurship process, and institutional theory. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 39(4), 537–554. doi: 10.1007/s11747-010-0237-y

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۱۹۲-۱۷۵

مقاله پژوهشی

گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی و نقدشوندگی سهام: نقش تعدیل‌کنندگی نظارت خارجی[۱]

مهدی صفری گرایلی[۲]، یاسر رضائی پیته نوئی[۳]، داوود حسن پور[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۲۲

چکیده

امروزه توسعهٔ فراگیر گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها به‌منظور ایجاد شفافیت و پاسخگویی در بازارهای سرمایه، مورد توجه فراوانی قرار گرفته است. از این‌رو هدف این پژوهش بررسی رابطه بین گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها با نقدشوندگی سهام آن‌ها و مطالعه اثر تعدیل‌کنندگی نظارت خارجی بر این رابطه می‌باشد. فرضیه‌های پژوهش به کمک نمونه‌ای متشکل از ۸۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ و با بهره‌گیری از مدل‌های رگرسیون چندگانه مبتنی بر تکنیک داده‌های ترکیبی مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که بین گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و نقدشوندگی سهام آن‌ها رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد. علاوه بر این، نتایج نشان داد که نظارت خارجی نقش تعدیل‌کننده در رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها داشته و رابطه مثبت بین آن‌ها را تشدید می‌کند. یافته‌های پژوهش ضمن پر کردن شکاف تحقیقاتی در این حوزه، می‌تواند برای سرمایه‌گذاران، سازمان بورس اوراق بهادار و سایر ذینفعان اطلاعات حسابداری در امر تصمیم‌گیری راهگشا باشد.

واژگان کلیدی: مسئولیت‌پذیری اجتماعی، نقدشوندگی سهام، نظارت خارجی.
طبقه‌بندی موضوعی: *G12, G14, G32, M14* .

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2019.27461.2162
۲. دانشیار، گروه حسابداری، واحد بندرگز، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرگز، ایران. (نویسنده مسئول). Email: Mehdi.safari83@yahoo.com.
۳. دانشیار، گروه حسابداری، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. Email: Rezaei.yasser@gmail.com
۴. مربی، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. Email: dhassanpour@pnu.ac.ir.

مقدمه

بر اساس تئوری نمایندگی، مدیران به‌عنوان نمایندگان سهام‌داران ممکن است به‌گونه‌ای عمل نمایند یا تصمیماتی را اتخاذ کنند که لزوماً در راستای به حداکثر رساندن ثروت سهام‌داران نباشد. مطابق این تئوری، باید سازوکارهای کنترلی یا نظارتی کافی برای محافظت از سهام‌داران در مقابل تضاد منافع ایجاد شود. در این راستا سازوکارهای متعددی در ادبیات حسابداری و مالی ارائه شده که از آن جمله می‌توان به افشای اطلاعات اشاره نمود (سابرامانیام[1] و همکاران، ۲۰۱۷). افشای اطلاعات باکیفیت، موجب کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی در بازار می‌شود (کارامانو و وافیس، ۲۰۰۵). از سوی مقابل، افشای مالی ضعیف موجب گمراهی سهام‌داران شده و اثر نامطلوبی بر ثروت آن‌ها دارد. تجزیه‌وتحلیل نظری و شواهد تجربی بیانگر آن است که افزایش عدم‌تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهام‌داران شرکت با کاهش تعداد سرمایه‌گذاران و پایین آمدن نقدشوندگی اوراق بهادار، کم شدن حجم معاملات سهام و به‌طورکلی، کاهش منافع اجتماعی از محل این دادوستدها رابطه مستقیم دارد (هفلین و همکاران[2]، ۲۰۰۵). بنابراین، افشای اطلاعات از طریق کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی، باعث افزایش حجم معامله‌ها و نقدشوندگی خواهد شد.

از سوی دیگر، امروزه گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت به‌عنوان یک پدیده بسیار مهم به شمار می‌رود. منظور از مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها، پیوستگی و اتحاد میان فعالیت‌ها و ارزش‌های سازمان به‌گونه‌ای است که منافع کلیه ذی‌نفعان شامل سهام‌داران، مشتریان، کارکنان، سرمایه‌گذاران و عموم جامعه، در سیاست‌ها و عملکرد سازمان منعکس گردد. به‌عبارت‌دیگر، سازمان باید همواره خود را جزئی از اجتماع بداند و نسبت به جامعه احساس مسئولیت داشته باشد و در جهت بهبود رفاه عمومی به‌گونه‌ای مستقل از منافع مستقیم شرکت، تلاش کند (صفری گرایلی، ۱۳۹۷). علی‌رغم اینکه هدف گزارش‌های مسئولیت اجتماعی پرداختن به دغدغه‌های وسیع‌تر ذینفعان در ابعاد گوناگون زیست‌محیطی، اجتماعی، حاکمیت شرکتی و اقتصادی است، لیکن سرمایه‌گذاران اغلب از این نوع گزارش‌ها جهت اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری استفاده می‌نمایند (چیونگ[3]، ۲۰۱۶). تحقیقات پیشین غالباً به نقش این گزارش‌ها و ارتباط آن باارزش شرکت (لیس و همکاران[4]، ۲۰۱۵)، کاهش هزینه حقوق صاحبان سهام (دالیوال و همکاران[5]، ۲۰۱۱) و دقت پیش‌بینی تحلیلگران (دالیوال و همکاران، ۲۰۱۲) پرداخته‌اند. بااین‌وجود، در خصوص نقش اطلاعات موجود در گزارش مسئولیت اجتماعی در کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی بازار و نقدشوندگی سهام، تحقیقات چندانی در ادبیات حسابداری صورت نگرفته است. بر پایه ادبیات موجود، شرکت‌هایی که عملکرد اجتماعی بالایی دارند تمایل بیشتری به افشای عمومی فعالیت‌های اجتماعی خود دارند. بنابراین، چنین استدلال می‌شود که گزارشگری مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها موجب افزایش شفافیت و کیفیت اطلاعات ارائه‌شده از سوی شرکت می‌گردد. با افزایش کیفیت اطلاعات، ریسک اطلاعاتی و عدم اطمینان

1. Subramaniam et al.
2. Heflin et al.
3. Cheung
4. Lys et al.
5. Dhaliwal et al.

سرمایه‌گذاران کاهش یافته و به‌تبع آن عدم‌تقارن اطلاعاتی بازار کاسته می‌گردد (سابرامانیام و همکاران، ۲۰۱۷). بدین ترتیب، انتظار می‌رود که مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها منجر به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و به‌تبع آن افزایش نقدشوندگی بازار شود. اما در بیشتر پژوهش‌های انجام شده تا کنون این موضوع در نظر گرفته‌نشده و نیاز به انجام مطالعه‌ای در این زمینه احساس می‌شد که این خود، انگیزه‌ای جهت انجام این پژوهش بود. لذا، در این پژوهش سعی بر آن است که رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها با نقدشوندگی سهام آن‌ها و همچنین، اثر تعدیل‌کنندگی نظارت خارجی بر این رابطه، مورد بررسی قرار گیرد. پرسش اصلی پژوهش آن است که آیا بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی با نقدشوندگی سهام شرکت رابطه معنی‌داری وجود دارد؟ علاوه بر این آیا این رابطه تحت تأثیر نظارت خارجی قرار می‌گیرد؟ در صورت مثبت بودن پاسخ، نوع رابطه چگونه می‌باشد؟

یافته‌های پژوهش پر کردن شکاف تحقیقاتی در این حوزه، می‌تواند به توسعه ادبیات نظری در حوزه گزارشگری اجتماعی شرکت‌ها نیز کمک کند و به درک بهتر سرمایه‌گذاران، قانون‌گذاران بازار سرمایه و سایر استفاده‌کنندگان اطلاعات حسابداری از تأثیر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها بر رونق بازار سرمایه بیانجامد و در تصمیم‌گیری آنان موثر باشد. در ادامه مبانی نظری و فرضیه‌های پژوهش به بحث گرفته شده و سپس، روش پژوهش و یافته‌ها ارائه خواهد شد.

مبانی نظری و فرضیه پژوهش

مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت

مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها، از دهه ۱۹۵۰ در ادبیات آکادمیک مورد بحث بوده و از ظهور اولیه آن تاکنون به‌طور قابل ملاحظه‌ای تکامل یافته است. طی این دوره، این مفهوم از رویه‌های ناهماهنگ و داوطلبانه به یک تعهد واضح و صریح در پاسخ به فشارهای ذینفعان توسعه یافته و به‌تدریج به یک تعهد مستمر تبدیل شده است (صفری گرایلی، ۱۳۹۷). مسئولیت اجتماعی را می‌توان این‌گونه تعریف کرد: مجموعه‌ای از فعالیت‌های مربوط به اندازه‌گیری و پردازش عملکرد سازمان‌های تجاری و نقش آن‌ها در نگهداری و محافظت از محیط‌زیست و ارائه‌ی خدمات متفاوت به جوامع محلی خود مستقیم و غیرمستقیم و گزارش این نتایج به‌گونه‌ای که جامعه قادر به ارزیابی عملکرد اجتماعی آن سازمان باشد. وظیفه‌ی سازمان‌ها محدود به بیشینه‌سازی سود و بازده اقتصادی نیست، بلکه شامل تمام جنبه‌های محیطی و خدمات اجتماعی می‌شود. (رهاله و شریاری[1]، ۲۰۰۸). اندرلی و تاویس[2] (۱۹۹۸)، مسئولیت‌پذیری اجتماعی سازمان را به‌عنوان خط‌مشی و تکنیکی ورای اجبارات قانونی آن و به‌منظور سوددهی برای کل جامعه تعریف کرده‌اند. بر طبق تعریف آنجلی دیس و ابراهیم[3] (۱۹۹۳)، مسئولیت‌پذیری اجتماعی سازمان شامل فعالیت اجتماعی سازمان با هدف پاسخگویی به نیازهای جامعه است. لرنر و فریکسل[4] (۱۹۸۸)، مسئولیت‌پذیری اجتماعی سازمان را

1. Rahahleh & Shariari
2.Enderle & Tavis
3.Angelidis & Ibrahim
4. Lerner & Fryxell

در قالب سازگاری فعالیت‌ها و درآمد سازمان را با انتظارات و ارزش‌های جامعه تعریف می‌کنند. تمایل و اصرار واحد تجاری به تعهد نسبت به مسئولیت اجتماعی در تمامی ابعاد، اثر قابل‌توجهی را روی عملکرد مالی دارد، درواقع گرایش به سمت مسئولیت اجتماعی، واحد تجاری را ترغیب می‌کند تا برای بهبود محیط‌زیست، استفاده از انرژی و مواد کمتر، مدیریت ضایعات و غیره تلاش کند (ساندهو وکاپور[1]، ۲۰۱۰). در نتیجه واحدهای تجاری می‌توانند بازده‌های بلندمدت خود را از طریق کاهش اثرات منفی خود بر اجتماع، به‌صورت اختیاری، حداکثر نمایند. به‌طوری‌که امروزه این تفکر در میان واحدهای تجاری به‌صورت روزافزون در حال شکل‌گیری است که موفقیت بلندمدت آن‌ها می‌تواند از طریق مدیریت کردن عملیات شرکت، هم‌زمان با ایجاد اطمینان از حمایت محیطی و پیشرفت مسئولیت‌های اجتماعی شرکت، تحقق یابد (فروغی و همکاران،۱۳۸۷).

مسئولیت‌پذیری اجتماعی و نقدشوندگی سهام

نقدشوندگی یکی از ویژگی‌های مطلوب بازارهای رقابتی است. نقدشوندگی به‌صورت امکان انجام معاملات به سرعت، با هزینه اندک و بدون تحت تأثیر قرار دادن شدید قیمت تعریف شده و تعیین کننده اصلی امکان ادامه حیات بازارها بیان شده است (ویس[2]، ۲۰۰۴). هر چه توانایی نقدشوندگی سهم کمتر باشد، آن سهم برای سرمایه‌گذاران جذابیت کمتری دارد، مگر اینکه بازده بیشتری عاید دارنده آن شود. شواهد تجربی بیانگر آن است که عامل عدم نقدشوندگی در تصمیم‌گیری‌ها می‌تواند نقش مهمی را بازی کند. به بیانی‌دیگر بعضی از سرمایه‌گذاران ممکن است خیلی زود به منابع مالی سرمایه‌گذاری خود نیاز داشته باشند که در چنین مواردی قدرت نقدشوندگی می‌تواند بسیار مهم باشد (یحیی‌زاده فر و خرمدین، ۱۳۸۷). علاوه بر این، یکی از معیارهای که در تعیین ارزش شرکت مورد توجه قرار می‌گیرد، نقدشوندگی سهام است. نقدشوندگی اوراق بهادار عبارت است از توانایی معامله سریع حجم بالایی از اوراق بهادار با هزینه پایین و تأثیر قیمتی کم. تأثیر قیمتی کم به این معنی است که قیمت دارایی در فاصله میان سفارش تا خرید، تغییر چندانی نداشته باشد (فروغی و همکاران، ۱۳۹۰). از سوی دیگر، دلایل متعددی نظیر کاهش هزینه‌های سرمایه، افزایش ارزش شرکت یا کاهش خطر اطلاعات برای جذب سرمایه‌گذاران وجود دارد که شرکت‌ها را به گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی ترغیب می‌کند. در میان این دلایل مختلف، نقد شوندگی بازار سهام می‌تواند یک انگیزه اصلی باشد. زیرا گزارشگری مسئولیت اجتماعی مبتنی بر تقاضا و عرضه منافع بازار و پاسخ‌های شرکت به آن است. اگر شرکت‌ها دارای سطح پایین‌تر نقدشوندگی بازار باشند، ممکن است تمایل به افشای مسئولیت اجتماعی پیدا کنند تا نقدشوندگی سهام را افزایش دهند (گراهام و همکاران[3]، ۲۰۰۵). بنابراین، نقدشوندگی سهام، می‌تواند یک انگیزه مهم برای شرکت‌ها یا تصمیم‌گیرندگان اصلی شرکت‌ها برای گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی باشد (سابرامانیام و همکاران، ۲۰۱۷). چرا که

1. Sandhu and Kapoor
2. Wyss
3. Graham et al.

گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها موجب افزایش کیفیت اطلاعات ارائه‌شده می‌گردد، با افزایش کیفیت اطلاعات، ریسک اطلاعاتی و عدم‌اطمینان سرمایه‌گذاران کاهش یافته و به‌تبع آن عدم‌تقارن اطلاعاتی بازار کاسته می‌گردد. بدین ترتیب، استدلال می‌شود که گزارشگری مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها منجر به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و به‌تبع آن، افزایش نقدشوندگی بازار شود.

نظارت خارجی، مسئولیت‌پذیری اجتماعی و نقدشوندگی سهام

شواهد تجربی موجود نشان می‌دهد که سازوکارهای نظارتی خارجی قوی، رفتار فرصت‌طلبانه مدیران جهت پنهان نمودن و عدم‌افشای اطلاعات شرکت را محدود می‌سازد. از جمله سازوکارهای نظارت خارجی که به‌طور گسترده در ادبیات مورد استفاده قرار گرفته است، سرمایه‌گذاران نهادی می‌باشد (ودیعی نوقابی و رستمی، ۱۳۹۳). به‌طورکلی که سرمایه‌گذاران نهادی به دو طریق بر حاکمیت شرکتی تأثیر می‌گذارند. نخست، سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند از طریق خریدوفروش سهام به‌طور غیرمستقیم نقطه نظرات خود را بیان کنند. دوم، سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند به‌عنوان ناظرانی فعال با رأی خود بر حاکمیت شرکتی تأثیرگذار باشند. سرمایه‌گذاران نهادی دارای مالکیت بالا از انگیزه زیادی برای ایفای نقش نظارتی برخوردارند. چراکه منافعی که در پی نظارت برای آن‌ها حاصل می‌شود از هزینه‌های این کار بیشتر است (شیفر و ویشنی[1]، ۱۹۸۶). علاوه بر این، مالکیت زیاد به این دسته از سرمایه‌گذاران امکان می‌دهد که تأثیر بیشتری بر حاکمیت شرکتی داشته، و به‌جای مفت‌سواری به دنبال اعمال نظارت فعال بر روند انجام فعالیت‌ها باشند (لیو و همکاران[2]، ۲۰۱۷). همچنین،، سرمایه‌گذاران نهادی نقش مهمی را در گزارشگری اجتماعی شرکت‌ها ایفا می‌کنند. سرمایه‌گذاران نهادی مدیران شرکت‌ها را به گزارشگری اطلاعات اجتماعی در گزارش سالانه خود تشویق می‌کنند، تا بتوانند مشروعیت و افزایش ارزش شرکت را از طریق مکانیسم‌های بازار سرمایه که قیمت سهام شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به دست آورند که این به‌نوبه خود موجب افزایش نقدشوندگی سهام شرکت‌ها می‌شود.

پیشینه پژوهش

هارجوتو[3] (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت بر احتمال و شدت تقلب شرکت پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که شرکت‌های با مسئولیت اجتماعی بالاتر، احتمال و شدت تقلب شرکتی کمتری دارند. کیم و همکاران[4] (۲۰۱۷) پژوهشی تحت عنوان افشای مسئولیت اجتماعی شرکت و اثربخشی کنترل داخلی، طی دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۲ برای ۱۵۹۶۱ سال- شرکت انجام دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که افشای مسئولیت اجتماعی باعث بهبود اثربخشی کنترل داخلی شرکت می‌گردد. سابرامانیام و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهش خود و با استفاده از داده‌های نمونه‌ای از ۱۹۴ شرکت حاضر در بورس سهام

1. Shleifer & Vishny
2. Liu et al.
3. Harjoto et al
4. Kim et al.

مالزی، تأثیر افشای مسئولیت اجتماعی و مالکیت نهادی بر نقدشوندگی سهام شرکت‌ها را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان داد که با بهبود سطح افشای مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها، نقد شوندگی بازار افزایش می‌یابد. علاوه بر این، آن‌ها دریافتند که مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی رابطه بین افشای مسئولیت اجتماعی و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها را تشدید می‌کند. وای چو و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی تحت عنوان، مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و عدم‌تقارن اطلاعاتی و با انتخاب نمونه‌ای شامل ۵۱۰۸۶ مشاهده طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۹ به بررسی ارتباط بین این متغیرها پرداختند. آن‌ها در این پژوهش از دامنه قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام به‌عنوان سنجه عدم‌تقارن اطلاعاتی استفاده نمودند. با به‌کارگیری مدل‌های رگرسیون چند متغیره، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان داد که بین افشای مسئولیت اجتماعی و عدم‌تقارن اطلاعاتی شرکت‌ها رابطه منفی معنی‌داری وجود دارد. دالیوال و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهش خود تحت عنوان افشای اطلاعات اختیاری و هزینه حقوق صاحبان سهام، به بررسی تأثیر افشای مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها بر هزینه حقوق صاحبان سهام آن‌ها در کشور آمریکا پرداختند. نمونه آماری پژوهش شامل ۳۰۱۵۶ شرکت- سال مشاهده طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۹ بوده است. با بهره‌گیری از مدل‌های رگرسیون چند متغیره، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها حاکی از آن است که شرکت‌های دارای افشای مسئولیت اجتماعی بیشتر، هزینه حقوق صاحبان سهام کمتری را تجربه می‌کنند. ابدور روف[1] (۲۰۱۱) به بررسی میزان و ماهیت افشای مسئولیت اجتماعی شرکت پرداخت و به آزمون رابطه آن با ویژگی‌های خاص شرکت اقدام نمود. نتایج پژوهش نشان داد که بین نسبت مدیران غیرموظف و افشای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد. صالح و همکاران (۲۰۱۰) با انتخاب نمونه‌ای از شرکت‌های فعال در بازار سرمایه مالزی طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۹ به بررسی افشای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت و ارتباط آن با مالکیت نهادی پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که رابطه مثبت معنی‌داری بین افشای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت و سرمایه‌گذاران نهادی وجود دارد. حداد و همکاران (۲۰۰۹) به بررسی ارتباط بین این متغیرها پرداختند. در این پژوهش به‌منظور سنجش افشای اختیاری از چک‌لیستی مشتمل بر ۶۲ قلم وارد افشاء و از دامنه قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام به‌عنوان معیار سنجش نقدشوندگی سهام استفاده گردید. نتایج پژوهش حاکی از آن است که با افزایش سطح افشای اختیاری شرکت‌ها، نقد شوندگی سهام آن‌ها افزایش می‌یابد. هفلین و همکاران[2] (۲۰۰۵) در پژوهش خود تحت عنوان «کیفیت افشا و نقدشوندگی سهام» به بررسی رابطه بین متغیرهای فوق پرداختند. نمونه آماری این پژوهش شامل ۳۰۳ شرکت بوده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که با بهبود کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها، نقدشوندگی سهام آن‌ها افزایش می‌یابد. مران جوری و علی‌خانی (۱۳۹۳) طی پژوهشی به بررسی رابطه بین سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی با دو سازوکار راهبری شرکتی؛ یعنی سرمایه‌گذاران نهادی و مدیران غیرموظف در شرکت‌های ایرانی پرداختند. نمونه آماری این پژوهش شامل ۶۶ شرکت فعال در صنایع مختلف طی سال‌های ۱۳۸۵ تا۱۳۹۰ بود. یافته‌ها بیانگر آن است

1. AbdurRouf
2. Heflin et al.

که بین اندازهٔ شرکت با سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی رابطه معنی‌دار مثبتی وجود دارد، اما بین سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی و سرمایه‌گذاران نهادی و مدیران غیرموظف رابطه معنی‌داری مشاهده نشد. حاجیها و سرفراز (۱۳۹۳) رابطه بین مسئولیت اجتماعی و هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های پژوهش نشان داد که مسئولیت‌پذیری اجتماعی رابطه منفی معنی‌داری با هزینه حقوق صاحبان سهام دارد. به‌بیان‌دیگر، اطلاعات مسئولیت‌پذیری شرکت برای سرمایه‌گذاران محتوای اطلاعاتی دارد.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب ارائه‌شده در بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش و همچنین، پاسخ به پرسش مطرح‌شده، فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر بیان می‌گردد:

فرضیه اول- مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها باعث افزایش نقدشوندگی سهام آن‌ها می‌گردد.

فرضیه دوم- نظارت خارجی، رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی و نقدشوندگی سهام شرکت را تشدید می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها، از نوع تحقیقات نیمه‌تجربی پس‌رویدادی در حوزه تحقیقات اثباتی حسابداری است که با استفاده از روش رگرسیون چندمتغیره و مدل‌های اقتصادسنجی انجام شده است. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش را شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ تشکیل می‌دهد و نمونه انتخابی پژوهش نیز شرکت‌هایی می‌باشند که مجموعه شرایط زیر را دارا باشند:

۱- شرکت‌هایی که تاریخ پذیرش آن‌ها در سازمان بورس اوراق بهادار قبل از سال ۱۳۹۲ بوده و تا پایان سال ۱۳۹۷ نیز در فهرست شرکت‌های بورسی باشند.

۲- به‌منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد.

۳- طی دوره‌های موردنظر تغییر فعالیت و یا تغییر سال مالی نداده باشند.

۴- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری‌های مالی نباشند (شرکت‌های سرمایه‌گذاری به علت تفاوت ماهیت فعالیت با بقیه شرکت‌ها در جامعه آماری منظور نشدند).

۵- طول وقفه انجام معاملات در این شرکت‌ها طی دوره زمانی مذکور، بیشتر از ۶ ماه نباشد.

پس از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۸۷ شرکت به‌عنوان نمونه آماری مورد مطالعه در این پژوهش انتخاب گردید. داده‌های لازم برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از طریق مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های منتخب، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار و دیگر پایگاه‌های مرتبط و نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شد. جهت تجزیه‌وتحلیل نهایی داده‌ها نیز از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی Eviews و Stata استفاده شده است.

مدل و متغیرهای مورد استفاده

به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسیون چند متغیره زیر استفاده شده است:

مدل مربوط به آزمون فرضیه اول:

$$LIQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSR_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 GWTH_{i,t,} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

مدل مربوط به آزمون فرضیه دوم:

$$LIQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSR_{i,t} + \beta_2 INST_{,t} + \beta_3 CSR_{i,t} * INST_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROE_{i,t} + \beta_7 GWTH_{i,t,} + \varepsilon_{i,} \quad (۲)$$

در ادامه به معرفی هر یک از متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود.

متغیر وابسته

متغیر وابسته در پژوهش حاضر نقدشوندگی سهام شرکت است که به‌منظور سنجش، آن به پیروی از توسط سابرامانیام و همکاران (۲۰۱۷) و یحیی‌زاده فر و خرمدین (۱۳۸۷) از نسبت عدم نقدشوندگی ارائه شده توسط آمیهود[1] (۲۰۰۲)، استفاده شده است، به‌طوری‌که:

$$ILLIQ_{id} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{d_{it}} \left| \frac{R_{idt}}{V_{idt}} \right| \quad (۳)$$

که در آن R_{idt} بازده سهم i در روز d در ماه t ، V_{idt} حجم معاملات بر روی سهم i در روز d در ماه t و D_{it} تعداد روزهای انجام معامله بر روی سهم i در روز d در ماه t و $ILLIQ$ نسبت عدم نقدینگی می‌باشد. ازآنجاکه معیار فوق بیانگر عدم نقدشوندگی است، لذا از قرینه (منفی) آن به‌عنوان معیار نقدشوندگی سهام استفاده می‌شود. به‌طوری‌که هرچه عدد به‌دست‌آمده کوچک‌تر باشد، نقدشوندگی سهام کمتر است.

متغیر مستقل

متغیر مستقل این پژوهش مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت (*CSR*) است که برای سنجش آن، با توجه به پژوهش‌های پیشین (مران‌جوری و علی‌خانی، ۱۳۹۳؛ پورعلی و حجامی، ۱۳۹۳) و نظرسنجی از صاحب‌نظران مالی، چک‌لیستی حاوی ۳۹ مورد افشای مسئولیت اجتماعی سازگار با محیط گزارشگری کشور، تهیه شد. سپس، با مشاهده صورت‌های مالی، گزارش فعالیت هیئت‌مدیره و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های نمونه، وجود یا نبود اقلام موجود در چک‌لیست بررسی شد. به‌طوری‌که در صورت وجود هر یک از این اقلام، امتیاز یک و در صورت عدم وجود، امتیاز صفر برای شرکت موردنظر لحاظ گردیده و در پایان، شاخص افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی هر شرکت از تقسیم جمع موارد افشاء شده بر کل موارد قابل افشاء به دست می‌آید. به‌طوری‌که:

1. Amihud

$$CSR_{i,t} = \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i}{\sum_{i=1}^{m} T_i} \quad (۴)$$

که در آن:

$CSR_{i,t}$ = شاخص افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت i در سال t،

$\sum_{i=1}^{n} Y_i$ = کلیه موارد افشا که شرکت از آن امتیاز یک را گرفته و

$\sum_{i=1}^{m} T_i$ = کل موارد قابل افشاء می‌باشد.

عناوین کلی و مؤلفه‌های چک‌لیست مسئولیت‌پذیری اجتماعی بکار رفته در پژوهش، در جدول (۱) نشان داده شده است:

جدول۱. چک‌لیست مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت

عنوان کلی	مؤلفه‌ها
مسائل محیطی	جلوگیری از خسارات زیست‌محیطی، کنترل آلودگی، حفظ منابع طبیعی، بازیافت یا جلوگیری از ضایعات، سیاست زیست‌محیطی، پژوهش و توسعه، سرمایه‌گذاری در پروژه‌های زیست‌محیطی و سایر مسائل محیطی.
محصولات و خدمات	کیفیت محصول(*ISO*)، توسعه محصول/سهم بازار، توقف تولید، ایمنی و سلامت محصول، سایر محصولات و خدمات.
منابع انسانی	حقوق ماهانه/پاداش نقدی و مزایا، تعداد کارکنان، سهام تحت تملک کارمندان، سلامتی و ایمنی در محیط کار، بازنشستگی و مزایای پایان خدمت، ورزشی و رفاهی، برنامه‌های آموزش و توسعه کارکنان، روحیه و ارتباطات کارمندان، وام یا بیمه کارمندان، سایر منابع انسانی.
مشتریان	شکایت‌ها/رضایتمندی مشتریان، سلامتی مشتریان، پاسخگویی به نیاز مشتریان، سیایت پرداخت دیرتر برای مشتریان خاص، تدارک تسهیلات و خدمات پس از فروش، سایر مشتریان.
مسئولیت‌های جامعه	حمایت از فعالیت‌های جامعه، سرمایه‌گذاری اجتماعی، اقدامات قانونی/دعاوی قضایی، هدایا و خدمات خیریه، فعالیت‌های مذهبی/فرهنگی، سایر مسئولیت‌های جامعه.
انرژی	توسعه و اکتشاف منابع جدید، حفظ و صرفه‌جویی در انرژی، استفاده از منابع جدید، سایر انرژی.

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر تعدیل‌کننده

متغیر تعدیلی مورد استفاده در این پژوهش، نظارت خارجی (*INST*) می‌باشد که به پیروی از رضائی پیته‌نوئی و همکاران (۱۳۹۶) و فروغی و همکاران (۱۳۹۴)، میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان سنجه نظارت خارجی در نظر گرفته شده است. برای محاسبه این متغیر، مجموع سهام تحت تملک بانک‌ها و بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری و سازمان‌ها و نهادهای دولتی، بر کل تعداد سهام منتشره شرکت تقسیم می‌گردد.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت (SIZE): در پژوهش حاضر برای سنجش اندازه شرکت، همانند پژوهش‌های هفلین و همکاران (۲۰۰۵) و سابرامانیام و همکاران (۲۰۱۷) از لگاریتم فروش خالص شرکت استفاده شده است.

اهرم مالی (LEV): این متغیر که از طریق نسبت کل بدهی به دارایی‌های شرکت اندازه‌گیری می‌شود، در پژوهش اگاروال(۲۰۰۸) و چانگ و همکاران(۲۰۰۸) نیز به‌عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شده است.

سودآوری (ROE): از تقسیم سود خالص بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت محاسبه شده و در پژوهش‌های جرد و همکاران[1] (۲۰۱۳) و سابرامانیام و همکاران (۲۰۱۷) نیز کنترل شده است.

فرصت‌های رشد (GWTH): در پژوهش حاضر، به پیروی از جرد و همکاران (۲۰۱۳) نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به‌عنوان معیار فرصت‌های رشد و یکی دیگر از متغیرهای کنترلی وارد مدل شده است.

ازآنجاکه داده‌های ترکیبی از نظر تعداد مشاهدات، پایین بودن احتمال هم خطی بین متغیرها، کاهش تورش برآورد و ناهمانی واریانس بر مدل‌های مقطعی یا سری زمانی برتری دارند (گجراتی[2]، ۱۳۸۷)، لذا برای آزمون فرضیه‌ها از تکنیک داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها، همچنین، برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۲)، آمار توصیفی متغیرهای مورد آزمون که شامل برخی شاخص‌های مرکزی و پراکندگی می‌باشد را نشان می‌دهد.

جدول۲. آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
LIQ	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۱/۵۷۱	۱۸/۴۴۸
CSRD	۰/۲۴۴	۰/۲۰۵	۰/۱۵۳	۰/۵۱۲	۰/۰۸۵	۱/۱۱۲	۳/۱۱۶
INST	۰/۷۳۳	۰/۷۶۶	۰/۱۲۳	۰/۹۶۸	۰/۱۵۸	-۱/۰۴۸	۳/۹۶۶
SIZE	۱۲/۱۸۰	۱۲/۰۹۹	۹/۸۶۵	۱۴/۵۶۳	۰/۶۰۵	۰/۹۳۸	۵/۷۵۸
LEV	۰/۵۹۳	۰/۵۹۴	۰/۰۱۳	۲/۳۱۵	۰/۲۲۳	۱/۷۱۲	۵/۹۵۶
ROE	۰/۰۹۸	۰/۱۰۶	-۱/۳۱۵	۰/۵۸۲	۰/۱۳۱	-۳/۱۸۳	۱۲/۴۵۷
GWTH	۲/۷۷۶	۲/۴۴۶	۰/۵۵۷	۶/۹۸۵	۱/۴۵۹	۰/۸۱۷	۳/۱۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در این جدول ملاحظه می‌شود، شرکت‌های نمونه به‌طور متوسط از تعداد کل اقلام قابل افشاء مسئولیت‌پذیری اجتماعی، حدود ۲۴ درصد آن را افشاء می‌کنند. اندازه شرکت نیز که از طریق لگاریتم فروش سالیانه شرکت محاسبه می‌گردد، دارای مقدار میانگین ۱۲/۱۸۰ و میانه ۱۲/۰۹۹ بوده که حداقل و حداکثر مقدار این متغیر به ترتیب برابر با ۹/۸۶۵ و ۱۴/۵۶۳ می‌باشد. علاوه بر این، ملاحظه مقدار میانگین

1. Gjerde et al.
2. Gujarati

متغیر اهرم مالی حکایت از آن دارد که به‌طور متوسط حدود ۵۹ درصد از دارایی‌های شرکت‌های نمونه از محل بدهی تأمین مالی شده است. سود خالص شرکت‌های نمونه نیز به‌طور میانگین معادل ۱۰ درصد ارزش بازار حقوق صاحبان سهام آن‌هاست. نکته قابل توجه دیگر این جدول، بیشتر بودن ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اغلب شرکت‌های نمونه از ارزش دفتری آن است که ملاحظه مقدار میانگین متغیر فرصت‌های رشد (۲/۷۷۶) در جدول فوق، گواه این مدعاست.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

در داده‌های ترکیبی ابتدا از آزمون F لیمر استفاده می‌شود تا تلفیقی یا تابلویی بودن داده‌ها مشخص گردد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده که در جدول (۳) ارائه شده است، سطح معنی‌داری آماره F لیمر برای تمامی مدل‌ها کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین، فرضیه صفر آزمون رد شده و بیانگر آن است که برای تخمین مدل‌های پژوهش باید از روش داده‌های تابلویی استفاده شود.

جدول۳. نتایج آزمون F لیمر برای مدل‌های پژوهش

مدل	مقدار آماره F	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل (۱)	۸/۱۰۲	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی
مدل (۲)	۸/۵۱۵	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی

منبع: یافته‌های پژوهش

سپس، با توجه به تابلویی بودن مدل، باید برای تعیین نوع داده‌های تابلویی (روش اثرات ثابت یا تصادفی) از آزمون هاسمن استفاده شود. همان‌طور که در جدول (۴) نیز ملاحظه می‌شود، با توجه به نتایج این آزمون و سطح معنی‌داری آن، در مدل‌هایی که سطح معنی‌داری مقدار آماره χ^2 کمتر از ۰/۰۵ است، فرضیه صفر آزمون رد شده و باید از روش اثرات ثابت استفاده نمود.

جدول۴. نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی

مدل	مقدار آماره χ^2	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل (۱)	۱۳/۸۰۵	۰/۰۲۱	اثرات ثابت
مدل (۲)	۱۴/۷۱۷	۰/۰۲۲	اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس نیز از آزمون نسبت درست‌نمایی استفاده شده است. بنا بر نتایج حاصل از این آزمون که در جدول (۵) آورده شده است، با توجه به اینکه سطح معنی‌داری محاسبه شده کمتر از ۰/۰۵ است در مدل‌های پژوهش مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد. که برای رفع این مشکل، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای برآورد مدل‌ها استفاده شده است. تا فرض همسانی واریانس‌ها در تحلیل رگرسیون برقرار بماند و مشکل ناهمسانی واریانس‌ها به این ترتیب حل شود.

جدول۵. نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی برای کشف ناهمسانی واریانس

مدل	مقدار آماره χ^2	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل (۱)	۱۷۹/۱۲	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل (۲)	۱۸۵/۵۳	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی وجود یا عدم‌وجود مشکل خودهمبستگی جملات خطا از آزمون وولدریج استفاده شده است. بنا بر نتایج حاصل از این آزمون که در جدول (۶) آورده شده است، با توجه به سطح معنی‌داری محاسبه شده، در مدل‌هایی که سطح معنی‌داری مقدار آماره F وولدریج کمتر از ۰/۰۵ است، فرضیه صفر آزمون رد شده و مشکل خودهمبستگی پیاپی وجود دارد که برای رفع این مشکل، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای برآورد مدل‌ها استفاده شده است. تا فرض عدم وجود خودهمبستگی در تحلیل رگرسیون برقرار بماند و مشکل خودهمبستگی پیاپی به‌این‌ترتیب حل شود. همچنین، در مدل‌هایی که سطح معنی‌داری مقدار آماره F وولدریج بیشتر از ۰/۰۵ است، فرضیه صفر آزمون تأیید شده و مشکل خودهمبستگی پیاپی وجود ندارد.

جدول۶. نتایج آزمون وولدریج برای شناسایی خودهمبستگی

مدل	مقدار آماره F	سطح معنی‌داری	نتیجه
مدل (۱)	۱/۳۰۵	۰/۲۷۹	عدم وجود خودهمبستگی
مدل (۲)	۱/۷۶۴	۰/۱۹۲	عدم وجود خودهمبستگی

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین، برای اطمینان از عدم‌وجود مشکل هم خطی بین متغیرهای توضیحی، آزمون هم خطی با استفاده از عامل تورم واریانس (VIF) مورد بررسی قرار گرفت که با توجه آن‌که مقادیر این آماره برای متغیرهای توضیحی کمتر از ۵ است، لذا هم‌خطی بین آن‌ها وجود ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش در جدول (۷) نشان داده شده است:

جدول ۷. نتایج برآورد مدل اول پژوهش

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری	VIF
ضریب ثابت	۰/۶۶۴	۰/۱۷۰	۳/۹۰۴	۰/۰۰۰	.....
مسئولیت اجتماعی شرکت	۰/۰۱۹	۰/۰۰۶	۳/۲۸۷	۰/۰۰۰	۱/۲۱
اندازه شرکت	۰/۰۶۵	۰/۰۱۳	۴/۸۱۳	۰/۰۰۰	۱/۱۸
اهرم مالی	-۰/۰۴۶	۰/۱۹۲	-۰/۲۴۲	۰/۸۰۹	۱/۱۶
سودآوری	۰/۱۰۴	۰/۱۴۸	۰/۷۰۳	۰/۴۸۲	۱/۱۹
فرصت‌های رشد	-۰/۰۷۳	۰/۵۱۳	-۱/۴۳۴	۰/۱۵۲	۱/۲۲
آماره F فیشر (سطح معنی‌داری)	۱۴/۶۹۴ (۰/۰۰۰)	آماره دوربین واتسون		۱/۹۰۸	
ضریب تعیین	۰/۵۷۶	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۵۴۵	

منبع: یافته‌های پژوهش

ملاحظه مقدار آماره F در جدول ۷ و سطح معنی‌داری آن (۰/۰۰۰) بیانگر معنی‌داری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۵ درصد است. با توجه به مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل می‌توان ادعا نمود که حدود ۵۴ درصد از تغییرات نقدشوندگی سهام شرکت‌ها توسط متغیرهای مستقل و کنترلی مدل توضیح داده می‌شود. همان‌گونه که از نتایج جدول ۷ نیز مشهود است، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر مسئولیت‌پذیری اجتماعی (*CSR*) مثبت و در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار بوده که حاکی از وجود رابطه مثبت معنی‌دار بین افشای مسئولیت اجتماعی و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها می‌باشد. بر این اساس، فرضیه پژوهش در سطح خطای ۵ درصد تأیید می‌شود. جدول (۸) نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش را نشان می‌دهد:

جدول ۸. نتایج برآورد مدل دوم پژوهش

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری	VIF
ضریب ثابت	۰/۴۱۰	۰/۱۹۸	۲/۰۶۸	۰/۰۳۹	.....
مسئولیت اجتماعی شرکت	۰/۰۲۰	۰/۰۰۵	۳/۶۳۴	۰/۰۰۰	۱/۱۴
نظارت خارجی	۰/۰۸۴	۰/۰۲۷	۳/۰۸۱	۰/۰۰۲	۱/۱۷
اثر تعاملی نظارت خارجی بر مسئولیت اجتماعی	۰/۰۲۶	۰/۰۱۲	۲/۱۶۶	۰/۰۳۲	۱/۱۵
اندازه شرکت	۰/۰۵۴	۰/۰۱۵	۳/۴۸۶	۰/۰۰۰	۱/۱۹
اهرم مالی	-۰/۱۰۸	۰/۲۱۴	-۰/۵۰۵	۰/۶۱۳	۱/۱۳
سودآوری	۰/۰۹۶	۰/۰۶۱	۱/۵۹۲	۰/۱۴۴	۱/۱۱
فرصت‌های رشد	-۰/۰۵۹	۰/۰۶۰	-۰/۹۷۳	۰/۳۳۱	۱/۱۶
آماره F فیشر (سطح معنی‌داری)	۱۲/۵۴۱ (۰/۰۰۰)	آماره دوربین واتسون		۱/۹۲۶	
ضریب تعیین	۰/۵۹۱	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۵۶۳	

منبع: یافته‌های پژوهش

با نگاهی به مقدار آماره F در جدول ۸ و سطح معنی‌داری آن (۰/۰۰۰)، می‌توان دریافت که مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۵ درصد به‌طورکلی معنی‌دار است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل بیانگر آن است که متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، حدود ۵۶ درصد از تغییرات نقدشوندگی سهام شرکت‌ها را توضیح می‌دهند. همان‌طور که در جدول ۸ نیز مشاهده می‌شود، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر اثر تعاملی نظارت خارجی بر مسئولیت اجتماعی شرکت، مثبت و در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار است. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش نیز در سطح خطای ۵ درصد تأیید می‌شود. یعنی می‌توان ادعا نمود که نظارت خارجی، رابطه بین افشای مسئولیت اجتماعی با نقدشوندگی سهام شرکت‌ها را تشدید می‌کند.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

افزایش عدم‌تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهام‌داران شرکت موجب کاهش تعداد سرمایه‌گذاران و پایین آمدن حجم معاملات سهام و به‌طورکلی، کاهش نقدشوندگی اورق بهادار شرکت خواهد شد. بنابراین، افشای اطلاعات از طریق کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی، باعث افزایش حجم معامله‌ها و نقدشوندگی بیشتر

سهام شرکت خواهد شد. از سوی دیگر، در چند دهه اخیر همواره گزارشگری و افشاء اطلاعات اجتماعی و زیست‌محیطی برای فعالیت‌های تجاری و عمومی مورد تأکید بیشتری قرار گرفته است. چرا که این باور وجود دارد که سیستم حسابداری و گزارشگری مالی متداول نمی‌تواند اطلاعات کافی برای این رویکرد فراهم کند. ازاین‌رو، امروزه توسعهٔ فراگیر الزامات افشای گزارشگری مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها به‌منظور ایجاد شفافیت و پاسخگویی در بازارهای سرمایه، مورد توجه نهادهای مقررات‌گذار و بورس اوراق بهادار قرار گرفته است. بنابراین، مسئله اصلی مورد بررسی در پژوهش حاضر، بررسی ارتباط بین افشای گزارشگری مسئولیت اجتماعی با نقدشوندگی سهام شرکت و همچنین، اثر تعدیل‌کنندگی نظارت خارجی بر این رابطه می‌باشد.

فرضیه اول پژوهش، رابطه بین افشای گزارشگری مسئولیت اجتماعی و نقدشوندگی سهام را آزمون نموده است. نتیجه حاصل از آزمون این فرضیه حاکی از آن است که بین افشای گزارشگری مسئولیت اجتماعی و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها، رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد. در خصوص تأیید فرضیه فوق می‌توان چنین استدلال نمود که شرکت‌های دارای عملکرد اجتماعی بالا، تمایل بیشتری به افشای عمومی فعالیت‌های اجتماعی خود دارند که این سطح بالای شفافیت اطلاعاتی باعث کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران شده و بدین ترتیب، نقدشوندگی سهام شرکت افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده در این پژوهش، با یافته‌های پژوهش جرد و همکاران (۲۰۱۳) و سابرامانیام و همکاران (۲۰۱۷) مطابقت دارد. در فرضیه دوم پژوهش، تأثیر نظارت خارجی بر رابطه بین افشای مسئولیت اجتماعی با نقدشوندگی سهام شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه حاصل از آزمون این فرضیه بیانگر آن است که نظارت خارجی، بر رابطه بین افشای مسئولیت اجتماعی با نقدشوندگی سهام شرکت‌ها اثرگذار بوده و این رابطه را تشدید می‌کند. این یافته مطابق با پیش‌بینی نظریه نظارت فعال مالکان نهادی است که بیان می‌دارد مالکان نهادی به دلیل ویژگی‌های ذاتی خود می‌توانند نفوذ بیشتری در شرکت داشته باشند و به دلیل صرفه ناشی از مقیاس، عملکرد مدیریت را در جهت منافع سرمایه‌گذاران، هدایت نمایند. بنابراین، عدم‌تقارن اطلاعاتی با حضور این سرمایه‌گذاران کاهش و این امر موجب افزایش سطح اطمینان و نقدشوندگی سهام می‌شود. سابرامانیام و همکاران(۲۰۱۷) نیز در پژوهش خود به نتایج مشابهی با این تحقیق دست یافتند.

بر اساس نتایج پژوهش انجام شده و وجود رابطه مثبت معنی‌دار میان افشای گزارشگری مسئولیت اجتماعی و مالکیت نهادی با نقدشوندگی سهام در شرکت‌ها، به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار و فعالان بازار سرمایه، پیشنهاد می‌گردد که هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری در کنار سایر متغیرهای مالی به این عوامل هم توجه کرده و آن‌ها را به‌عنوان عوامل اثرگذار بر نقدشوندگی سهام در مدل‌های تصمیم‌گیری خود لحاظ کنند. همچنین، با در نظر گرفتن جایگاه مسئولیت اجتماعی در سازمان‌ها پیشنهاد می‌شود کمیته تدوین استانداردهای حسابداری، استانداردی را در این خصوص تدوین نماید که همه شرکت‌ها آن را به کار ببرند. به سازمان بورس اوراق بهادار به‌عنوان نهادی نظارتی نیز، پیشنهاد می‌گردد که با وضع دستورالعمل‌هایی، زمینه لازم را برای اجرای سیاست‌های تشویقی در خصوص افشای بیشتر اطلاعات مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها فراهم کند. علاوه بر این، نظر به این‌که مالکین نهادی، سرمایه‌گذارانی متبحر و فعال بوده و توانایی نظارت بر رفتار مدیران را نیز دارند، لذا تداوم عرضه شرکت‌های دولتی در بورس

اوراق بهادر از جانب سازمان خصوصی‌سازی (که متعاقب آن تصاحب مالکیت این شرکت‌ها توسط سرمایه‌گذاران نهادی است) پیشنهاد می‌شود. با توجه به نتایج، جهت تکمیل این پژوهش و انجام مطالعات آتی در حوزه‌های مرتبط با این پژوهش، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱- بررسی اثر تعدیل‌کنندگی سایر مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی بر رابطه بین افشای مسئولیت اجتماعی و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها.

۲- بررسی رابطه بین افشای مسئولیت اجتماعی و هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها.

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 شده‌است.

References

AbdurRouf, M.D. (2011). The Corporate Social Responsibility Disclosure. *Business and Economics Research Journal*, 2 (3), 19–32.

Agarwal, P. (2008). *Institutional Ownership and Stock Liquidity*, Working paper. https://ssrn.com/abstract=1029395.

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 1, 31-56.

Angelidis, J.P. & Ibrahim, N.A. (1993). Social demand and corporate strategy: A corporate social responsibility model. *Review of Business*. 15. 7-10.

Cheung, A.W. (2016). Corporate social responsibility and corporate cash holdings, *Journal of Corporate Finance*, 37, 412-430.

Chung, K., Elder, J., & Kim, J. (2010). Corporate Governance and Liquidity. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45*(2), 265-291.

Dhaliwal, D., Li, Z., Tsang, A., & Yang, Y. (2011). Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting. *The Accounting Review*, 86, 59–100.

Dhaliwal, D., Radhakrishnan, S., Tsang, A., & Yang, Y. (2012). Nonfinancial disclosure and analyst forecast accuracy: International evidence on corporate social responsibility disclosure. *The Accounting Review*, 87, 723–759.

Enderle, G., & Tavis, L. (1998). A balanced concept of the firm and the measurement of its long-term planning and performance. *Journal of Business Ethics*, 17 (11), 1129-1144.

Foroghi D, Fadavi M H, & Hajian Nejad A. (2015). Investigating the Impact of Tax Avoidance Policies on the Type of Auditor's Report in Firms Listed in Tehran Stock Exchange. *taxjournal*. 23 (25), 181-199(in Persian).

Foroghi, D., Farahmand, S., & Ebrahimi, M. (2012). The Relationship between Stock Market Liquidity and Corporate Performance in Tehran Stock Exchange Listed Companies. *Journal of Securities Exchange*, 4(15), 125-143(in Persian).

Foroghi, D., Shahshahani, M. & Pourhossein, S. (2008). Managements' Perceptions about Social Accounting Information Disclosures: Listed Companies in TSE. *Accounting and Auditing Review*, 15(3), 55-70(in Persian).

Gjerde, T., S. Mahenthiran, & D. Cademartori. (2013). Effect of ownership, governance, and transparency on liquidity—Chilean evidence. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 9 (2), 183–202.

Graham, J. R. & Harvey, C. R. & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1–3), 3–73

Gujarati, D. (2004). *The Basics of Econometrics*. Translation by Dr. Hamid Ebrahimi, Volume II, Tehran: Tehran University Press (in Persian).

Haddad, A. E., Alshattarat, W. K. & Nobanee, H. (2009). Voluntary disclosure and stock market liquidity: Evidence from the Jordanian capital market. *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, 5 (3), 285–309.

Hajiha, Z., & Sarfaraz, B. (2015). The Relation between Corporate Social Responsibility and Cost of Equity Capital of Firms Listed in Tehran Stock Exchange. *Empirical Research in Accounting*, 4(2), 105-123 (in Persian).

Harjoto, M. A. (2018). Corporate Social Responsibility and Corporate Fraud. *Social Responsibility Journal*, 13(4), 762-779.

Heflin, F., Shaw, K. & Wild, J. (2005). Disclosure policies and market liquidity: Impact of depth quotes and order sizes. *Contemporary Accounting Research*, 22, 829–865.

Karamanou, I. & Vafeas, N. (2005). The Association between Corporate Boards, Audit Committees, and Management Earning Forecasts: An Empirical Analysis. *Journal of Accounting Research*, Vol. 43, No. 3, 453-486.

Kim, Y.S., Kim, Y., & H. Kim. (2017). Corporate social responsibility and Internal Control Effectiveness, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 46,341–372.

Lerner, D.L. & Fryxell, E.G. (1988). An empirical study of the predictors of corporate social performance: a multi-dimensional analysis. *Journal of Business Ethics*, 7, 951–959.

Liu, C., Lin, B., & Shu, E. (2017). Employee quality, monitoring environment and internal control. *China Journal of Accounting Research,* 10 (1), 51-70**.**

Lys, T., Naughton, J., & Wang, C. (2015). Signaling through corporate accountability reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 60, 56–72.

Maranjory, M. & Alikhani, R. (2014). Social Responsibility Disclosure and Corporate Governance. *Accounting and Auditing Review*, 21(3), 329-348 (in Persian).

Pourali, M., & Hajjami, M. (2014). Relationship between social responsibility disclosure and institutional ownership in companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 3, 135-150(in Persian).

Rahahleh, M. Y & Shariari, J. A. (2008). The Extent of Social Responsibility Accounting Application in the Qualified Industrial Zones in Jordan. *Journal of International Management Review*. 4(2), 5-17.

Rezaei Pitenoei, Y., Safari Gerayli, M., & Norouzi, M. (2017). Social Trust, External Monitoring and Stock Price Crash Risk: Testing Complementary and Substitution Theory. *Accounting and Auditing Review*, 24(3), 349-370 (in Persian).

Safari Gerayeli, M. (2018). Corporate Social Responsibility and Market Value of Corporate Cash Holdings. *Financial Management Strategy*, 6(1), 163-183 (in Persian).

Saleh, M., Zulkifli, N. & Muhamad, R. (2010). Corporate social responsibility disclosure and its relation on institutional ownership. *Managerial Auditing Journal*, 25 (6), 591–613.

Sandhu, HS, & Kapoor, S. (2010). Corporate social responsibility initiatives: An analysis of voluntary corporate disclosure. *South Asian Journal of Management*, 17(2), 47-80.

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1986). Large shareholders and corporate control, J. Polit. Econ, 94, 461–478.

Subramaniam, R.K, Samuel, S., & Mahenthiran.S. (2017). Liquidity Implications of Corporate Social Responsibility Disclosures: Malaysian Evidence. *Journal of International Accounting Research*, 15(1), 133-154.

Vadeei Noghabi M H, & Rostami A. (2014). The Impact of Type of Institutional Ownership on Future Stock Price Crash Risk: Evidence from Companies Listed in

Tehran Stock Exchange (TSE). *Quarterly financial accounting journal*. 6 (23), 43-66 (in Persian).

Wyss, R., (2004). *Measuring and Predicting Liquidity in the Stock Market*. PHD Dissertation, University of St. Gallen.

Cho, S.Y., Lee, C., & Pfeiffer Jr, R.J. (2013). Social Responsibility and information asymmetry, *J.Account.Public Policy*, (32), 71-83.

Yahyazadehfar, M., & Khorramdin, J. (2009). The Role of Liquidity Factors and Illiquidity Risk on Excess Stock Return in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Review*, 15(4), 101-118 (in Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۲۱۸-۱۹۳

مقاله پژوهشی

مدلسازی ریسک اعتباری با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ [۱]

سیدفضل‌اله انیران [۲]، سیدعلی نبوی چاشمی [۳]، علی ثریایی [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۲۶

چکیده

یکی از عوامل مهم مشکلات سیستم بانکی، عدم توجه کافی به ریسک اعتباری است. نادیده گرفتن توان اعتباری متقاضیان و تسهیلات تکلیفی، بانکها را با حجم قابل توجهی از دارایی‌های مشکل‌دار و انبوهی از تسهیلات غیرجاری روبه‌رو کرده و توان تامین مالی آنها را به شدت کاهش داده است. روش‌های هوشمندی همچون مدل سوئیچینگ چندمتغیره به دلیل رفتار مبتنی بر تجزیه چندگانه، امکان یافتن پاسخ های مناسب برای پیش‌بینی میزان ریسک را فراهم می نمایند. هدف از این پژوهش مدلسازی ریسک اعتباری برخی از بانک‌های ایرانی با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ می‌باشد. به منظور جلوگیری از ضررهای احتمالی بانکها، مطالعه متغیرهایی که تاثیر بسزایی در ایجاد شرایط پرخطر و بحرانی دارند، مهم است. این مسئله را می‌توان از طریق مدل مارکوف دو رژیمی که روشی مفید برای توصیف فرایندی که طی آن متغیرها در یک سری حالت ها در زمان پیوسته مورد سنجش قرار میگیرند، مدل سازی کرد. بنابراین در این پژوهش با تحلیل متغیرهای مستقلی همچون متغیرهای اقتصادی خرد و کلان، عوامل مالی، شوک‌های خارجی و شاخص درماندگی مالی با استفاده از روش سوئیچینگ چندمتغیره به شناسایی، امتیاز دهی و تعیین تاثیر هریک از متغیر های مستقل مورد بررسی در کنترل ریسک اعتباری و در نتیجه پیش‌بینی ریسک اعتباری در بانکها پرداخته می‌شود. در این راستا سه فرضیه تعیین شد و از داده‌های سالانه بانک‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران در بازه سال ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. نتایج حاصل از آزمایشات در نرم‌افزار MATLAB نشان از عملکرد مناسب دقت پیش‌بینی ریسک روش مبتنی بر مارکوف سوئیچینگ چندمتغیره دارد.

واژگان کلیدی: ریسک اعتباری، پیش‌بینی، مدل مارکوف سوئیچینگ چندمتغیره.

طبقه‌بندی موضوعی: *G01, G21, G32*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.33353.2427

۲. دانشجو، گروه مالی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. Email: aniran1969@gmail.com

۳. دانشیار، گروه مالی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. (نویسنده مسئول) Email: anabavichashmi2003@gmail.com

۴. استادیار، گروه مدیریت صنعتی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. Email: ali.sorayaee@gmail.com

مقدمه

از نظر بلینی[1]، فرایند مدیریت ریسک اعتباری، فرایندی متشکل از مراحل شناسایی، ارزیابی، تجزیه تحلیل و نظارت پی در پی بر ریسک اعتباری با در نظرگرفتن شرایط متغیر محیطی از جمله شرایط سیاسی، اقتصادی، اجتماعی و.. می‌باشد. امروزه یکی از مهمترین موضوعات در مدیریت توان مالی بانکها و پیشگیری از ورشکستگی بانکها، بحث کنترل ریسک اعتباری از جوانب مختلف می‌باشد. از این‌رو، افزایش یا کاهش برخی از متغیرهای تاثیرگذار بر توان مالی بانکها از جمله عوامل اقتصادی خرد و کلان، عوامل مالی و شوک‌های خارجی می‌تواند بانک‌ها را با چالش‌های جدی و پیامدهای خطرناک ناشی از ریسک اعتباری مواجه کند.

عوامل مختلفی در شناسایی راه‌های تعدیل منابع مالی نقش دارند بطوریکه بکارگیری این عوامل می‌تواند موجب کاهش ریسک های اعتباری و پیشگیری از عدم مدیریت درست و به موقع ریسک اعتباری در بانکها گردند. این عوامل به چهار دسته کلی از جمله متغیرهای خرد اقتصادی، کلان اقتصادی، عوامل مالی و شوک‌های خارجی تجزیه می‌شوند. بکارگیری روش‌های آماری یا هوشمندی که بتواند به تحلیل و بررسی روابط میان این عوامل به منظور تصمیم‌گیری در جهت ارائه راهبردی برای تعدیل تامین مالی و کنترل ریسک اعتباری در بانکها بپردازد، امری مهم بوده و نیاز به مطالعه و بررسی عمیقی دارد (بِلینی، ۲۰۱۹).

روش‌های معمول از جمله رگرسیون برای پیش‌بینی و کنترل ریسک اعتباری دارای چالشهایی هستند که استفاده از آنها، تا حدی فرآیند پیش‌بینی و سنجش میزان ریسک‌ها را با مشکلاتی همچون توانایی پایین در برقراری تعادل و عدم تضمین یافتن پاسخ مناسب برای مسئله مواجه می‌کند. این مشکلات به دلیل رفتار سیستماتیک و قطعی این نوع روش‌ها رخ می‌دهد. برای مرتفع کردن این مشکلات، روش مارکوف سوئیچینگ چندمتغیره معرفی شدند. روش مارکوف سوئیچینگ چندمتغیره به دلیل رفتار مبتنی بر تجزیه چندگانه، امکان یافتن پاسخ‌های مناسب را فراهم می‌کند و مشکل روش‌های معمول رگرسیون از جمله حساسیت به میزان ضرایب کنترل کننده متغیرهای مستقل را ندارد (بِلینی، ۲۰۱۹).

بنابراین، برای جلوگیری از پیامدهای خطرناک ناشی از ریسک اعتباری باید به کنترل این ریسک پرداخت. در این راستا فرایند کنترل و مدیریت ریسک اعتباری مطرح می‌گردد. از این‌رو، در این پژوهش با تحلیل متغیرهای تاثیرگذار با استفاده از روش سوئیچینگ چندمتغیره به امتیازدهی به عوامل مختلف موثر در کنترل ریسک اعتباری، درجه‌بندی آنها و در نتیجه، پیش‌بینی ریسک پرداخته می‌شود. به عنوان نوآوری جدید، از شاخص درماندگی مالی در کنار برخی دیگر از عوامل مالی از جمله تورم، کسری بودجه، اعتبارات، صادرات و نسبت M2 به ذخایر ارزی به عنوان متغیر مالی استفاده شد. در این راستا، از مدل مارکوف سوئیچینگ دو رژیمی با مشخصات همیلتونی برای تحلیل متغیرهای اقتصادی و مالی مورد بررسی و ارزیابی تاثیر هریک در سنجش ریسک اعتباری استفاده می‌شود. تکنیک سوئیچینگ چندمتغیره مبتنی بر شاخص‌های عملکردی برای پیش‌بینی میزان ریسک اعتباری در بانک،

1. Bellini

راهبردی مناسب برای افزایش تامین مالی و مدیریت ریسک اعتباری در بانکها است و از این تکنیک در جهت بررسی و تحلیل روابط میان متغیرهای مختلف و تاثیرگذار در تعدیل تامین مالی برای پیش‌بینی میزان ریسک اعتباری در بانکها استفاده می گردد.

برای انجام این پژوهش، ابتد به بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش در سالهای اخیر پرداخته می‌شود. سپس، فرضیه‌ها مطرح شده و روش پژوهش از جمله روش مارکوف سوئیچنگ چندمتغیره برای ارزیابی ریسک اعتباری به واسطه تحلیل روابط میان برخی از متغیرهای مالی و اقتصادی خرد و کلان پرداخته می‌شود و در ادامه با استفاده از آمارهای توصیفی و استنباطی به تحلیل نتایج حاصل از پژوهش و تصمیم برای رد یا تایید فرضیه‌های مطرح شده، پرداخته می‌شود و در نهایت، به نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

مبانی نظری

امروزه مهمترین مبحث در نظام بانکداری، بحث ارزیابی و سنجش ریسک اعتباری می‌باشد. امروزه افزایش روز افزون سپرده‌گذاری در بانکها، فعالان اقتصادی و شرکت‌های بانکی را با چالش‌های جدی مواجه نموده است. یکی از چالش‌های مهم در بحث سپرده‌گذاری و تخصیص سرمایه بانکی، عدم بازپرداخت بدهی و بازده پایین می‌باشد که این مشکل به نوبه خود می‌تواند منجر به ورشکستگی بانک گردد و بعضاً در برخی موارد اگر درصد کمی از اعتبارهای اعطایی قابل وصول نباشد، بانک با خطر ورشکستگی روبرو خواهد شد. طی ۱۵ سال گذشته، تحولات عمده در بازارهای مالی موجب پیچیده تر شدن رویکردهای ارزیابی و مدیریت ریسک از جمله ریسک اعتباری شده است. تعریفی کلاسیک از ریسک اعتباری در صنعت بانکداری کشورهای توسعه‌یافته، از روابط میان بانکدار و مشتری ناشی می‌شود. به طور مثال، افزایش ریسک اعتباری می‌تواند باعث ورشکستگی یک موسسه مالی یا منجر به تخلیه قابل‌توجهی از سرمایه و ارزش خالص گردد و تاثیر منفی بر رشد و توانایی رقابت با سایر بانک‌ها بگذارد (تِران[1] و همکاران،۲۰۲۱). از این‌رو، ارزیابی و کنترل ریسک اعتباری همواره به یکی از چالش‌های مهم در صنعت بانکداری و همچنین سایر واسطه های مالی تبدیل شده است و همچنان یکی از مهمترین اولویت‌های اصلی در امور بانکی است که مستقیماً در بحران مالی دخیل است. این پژوهش رابطهای میان برخی از شاخص‌های اقتصادی و مالی را از جنبه میزان تاثیرگذاری آنها بر تخمین ریسک اعتباری به روش مارکوف سوئیچینگ بررسی کرده است و با هدف شناسایی شاخص‌هایی که باعث ایجاد شرایط پرریسک می‌شوند، دوره‌های ریسک از جمله دوره‌های کم ریسک و پر ریسک را مشخص می‌کند. روش‌های هوشمندی همچون مدل سوئیچینگ چندمتغیره به دلیل رفتار مبتنی بر تجزیه چندگانه و زیربخش سازی خودکار راه حلها، امکان یافتن پاسخ های مناسب برای پیش‌بینی میزان ریسک را فراهم می نمایند و از مزایای مهمی همچون سادگی و دقت پیش‌بینی خارج از نمونه برخوردار است. از این‌رو، در این پژوهش مدلسازی ریسک اعتباری برخی از بانک‌های ایرانی با استفاده

1. Tran

از روش مارکوف سوئیچینگ مد نظر می‌باشد. به منظور جلوگیری از ضررهای احتمالی بانکها، مطالعه متغیرهایی که تاثیر بسزایی در ایجاد شرایط پرخطر و بحرانی دارند، مهم است. این مسئله را می‌توان از طریق مدل مارکوف دو رژیمی که روشی مفید برای توصیف فرایندی که طی آن متغیرها در یک سری حالت‌ها در زمان پیوسته مورد سنجش فرار می‌گیرند، مدل‌سازی کرد. بنابراین روش مارکوف سوئیچینگ با تکیه بر روند تغییر رژیم می‌تواند منجر به زیر بخش سازی بیشتر راه حل ها و در نتیجه تحلیل جزئی تر آنها گردد و در نتیجه این خود باعث می‌شود که انتظار بیشتری از مدل سوئیچینگ در مقایسه با روش‌هایی همچون رگرسیون برای ارزیابی و پیش‌بینی ریسک اعتباری داشته باشیم، زیرا رگرسیون از طرفی قادر به پرداختن به شاخص‌های داده از جنبه درونی و بیرونی نیست اما سوئیچینک این قابلیت را دارد. منظور از ساختار درونی و بیرونی شاخص‌های داده یعنی پرداختن به مقادیر داده‌ها از تمام جوانب ممکن است و از طرفی محدودیت‌های روش رگرسیون را ندارد. در رگرسیون فرض بر این است که رابطه علت و معلولی بین متغیرها بدون تغییر باقی می ماند. این فرض ممکن است همیشه خوب نباشد و بنابراین برآورد مقادیر یک متغیر که بر اساس معادله رگرسیون ساخته شده است ممکن است منجر به نتایج اشتباه و گمراه‌کننده شود و یا حتی اگر داده‌های بیشتری در نظر گرفته شود، رابطه عملکردی که بین دو یا چند متغیر بر اساس برخی داده‌های محدود ایجاد می‌شود، ممکن است خوب نباشد (داس و روی[1]، ۲۰۲۱).

همان‌طور که اشاره شد یکی از راهکارهای هوشمندانه ارزیابی ریسک اعتباری، بکارگیری مدل‌های زنجیره‌ای مارکوف یا مدل سوئیچینگ می‌باشد که یک فرایند تصادفی مبتنی بر ماتریس‌های گذار و احتمال انتقال است. مدل مارکوف سوئیچینگ با تحلیل روابط میان متغیرهای تاثیر گذار بر ریسک اعتباری به ارزیابی و تصمیم‌گیری در جهت وضعیت نرمال یا غیر نرمال بانک‌ها می‌پردازد. در این پژوهش برخی از متغیرهای مالی و عوامل اقتصادی خرد و کلان به عنوان متغیرهای مستقل و تصمیم‌گیرنده در مدل هوشمندانه تغییر رژیم مارکوف برای ارزیابی ریسک اعتباری در نظرگرفته شده است که در بخش جامعه آماری به تعریف جزئی هریک از متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده پرداخته می‌شود. به عبارت دیگر، مدل هوشمندانه مارکوف سوئیچینگ با تحلیل خصوصیت‌های (متغیرهای مستقل) داده‌های بانکی از جمله مشخصه‌های مالی و اقتصادی خرد و کلان مربوط به هریک از معاملات و وام‌های تخصیص‌یافته به مشتریان به تصمیم‌گیری برای تعیین حالت رژیم همچون حالت نرمال یا غیرنرمال (ریسک) می‌پردازد. در این پژوهش با الهام از ایده اولیه محقق همیلتون به بررسی مدل مارکوف سوئیچینگ دو رژیمی برای ارزیابی ریسک اعتباری پرداخته می‌شود. به طوریکه، متغیرهای اقتصادی و مالی از جمله کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، نقدینگی سیستم بانکی، نرخ رشد تولید داخلی واقعی، تورم، کسری بودجه، نسبت M2 به ذخایر ارزی، اعتبارات خصوصی، اعتبارات دولتی، دو شاخص درماندگی مالی، شوک‌های خارجی و نرخ ارز به ترتیب متغیرهای مستقل در نظرگرفته شده در مدل مارکوف سوئیچینگ مورد بررسی در این پژوهش هستند و مشخصه نرمال یا غیرنرمال (ریسک) وضعیت بانک به عنوان متغیروابسته در نظر گرفته می‌شود.

1. Das and Roy

مروری بر پیشینه پژوهش

در راستای پژوهش مورد بررسی، اخیرا محققان به روش‌های هوشمند برپایه آمار برای پیش‌بینی ریسک اعتباری گرایش یافته اند و در مدل‌هایشان از شاخصهای نوین‌تری برای ارزیابی ریسک اعتباری استفاده کرده‌اند، به طور مثال برخی از روش‌های ارائه شده ریسک اعتباری که بر مبنای رتبه بندی و امتیازدهی هستند از شاخص‌های مهمی همچون امتیاز فایکو برای ارزیابی تسهیلات اعطایی و به دنبال آن ارزیابی ریسک اعتباری بهره می برند (آبهیشِک[1]،۲۰۲۰). در ادامه به بررسی برخی از پژوهش‌ها جدید صورت گرفته در حوزه ارزیابی ریسک اعتباری به واسطه تکنیک های هوشمندانه پرداخته می‌شود.

(رحمان[2] و چارفِدین[3]،۲۰۲۰) این مطالعه به بررسی رابطه برخی از عوامل توسعه مالی و رشد اقتصادی تاثیر گذار بر بخش بانکی در پاکستان در طی دوره ۱۹۷۵-۲۰۱۷ با استفاده از روش سوئیچینگ مارکوف می‌پردازد. در این راستا از روش تجزیه و تحلیل مولفه اصلی و با در نظر گرفتن بدهی‌های نقدینگی به عنوان درصد تولید ناخالص داخلی، اعتبار خصوصی به عنوان درصد تولید ناخالص داخلی و دارایی‌های بانکهای تجاری به عنوان نسبت دارایی‌های بانکهای تجاری به علاوه دارایی‌های بانک مرکزی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را تولید کرده و سپس، به تحلیل روابط میان این شاخص ها در جهت سنجش ریسک اعتباری پرداختند. نتایج حاصل از یافته‌های پژوهش آنها نشان می‌دهد توسعه مالی در رشد اقتصادی پایین و بالا در پاکستان به رشد اقتصادی کمک منفی کرده و بالطبع، تاثیر منفی بر ریسک اعتباری دارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌گذاران بانکی ممکن است سیاست‌های توسعه مالی را مجدداً مورد بازبینی قرار دهند تا بخش مالی به روند رشد اقتصادی پاکستان و شرایط بحران بانکی کمک مثبت کند.

(آیینده[4] و همکاران، ۲۰۲۰) این مطالعه به مدلسازی رفتار بانک مرکزی نیجریه می‌پردازد. به منظور ثبت رفتارهای پیشین و پسین مقامات پولی کشور، از رویکرد رگرسیون پویای مارکوف سوئیچینگ با مطالعه داده‌های بانکی در دوره ۱۹۸۱ الی ۲۰۱۷ استفاده شد. در این مطالعه مشخص شد که عرضه پول در نیجریه درون زا است و در نتیجه نشان داد که بانک مرکزی نیجریه به طور متقابل عمل کرده است نه اینکه در دوره مورد بررسی به برخی قوانین سیاست پولی پایبند باشد. نتایج نشان داد که عوامل خطر سیاسی به ویژه در دوره رژیم نرخ بهره بالا به طور قابل توجهی رفتار بانک را متعادل می‌کند. با یا بدون در نظر گرفتن اثرات خطرات سیاسی در نظر گرفته شده، رژیم نرخ بهره پایین، پایدارتر از رژیم نرخ بهره بالا بود. براساس این یافته ها، پیشنهاد آنها بر مبنای کنترل تورم به عنوان یکی از استراتژی های سیاست مقامات پولی در نیجریه می‌باشد.

(دی لِئون[5]، ۲۰۲۰) این مطالعه به بررسی شناسایی عوامل کلان اقتصادی موثر بر ریسک اعتباری و سپس تحلیل رابطه میان ریسک اعتباری و عوامل کلان اقتصادی و تاثیر آن بر سودآوری ۲۰ بانک منتخب از کشورهای اندونزی، مالزی، تایلند و فیلیپین با در نظر گرفتن داده‌های بانکی دوره ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۷

1. Abhishek
2. Rahman
3. Charfeddine
4. Ayinde
5. De Leon

می‌پردازد. برای این منظور از مدل اثرات تصادفی و سپس رگرسیون حداقل مربعات معمولی استفاده شد. نتایج بدست آمده نشان‌دهنده تاثیر مستقیم و مثبت رشد تولید ناخالص داخلی، کفایت سرمایه، اعتبارات داخلی ریسک اعتباری بر ریسک اعتباری است. همچنین، نشان داده شد که ارتباط میان رشد تولید ناخالص داخلی و ریسک اعتباری بر میزان بازده حقوق صاحبان سهام در سطح ۵ درصد از اهمیت تأثیر منفی می‌گذارد و نرخ تورم را ۰/۳۲۳ درصد افزایش می‌دهد. از نظر نفوذ، تورم بیشترین تأثیر را بر بازده حقوق صاحبان سهام و پس از آن رشد تولید ناخالص داخلی و ریسک اعتباری دارد. ریسک اعتباری و رشد تولید ناخالص داخلی بر میزان بازده دارایی‌ها در سطح ۵ درصد از اهمیت منفی تأثیر می گذارد. بازده حقوق صاحبان سهام همچنین تحت تأثیر افزایش نرخ تورم قرار گرفت. این مطالعه کمک کننده بانک‌ها و مدیران بانک‌ها، سپرده گذاران، سرمایه گذاران، سیاست گذاران و دولت ها در شناسایی عوامل موثر بر ریسک اعتباری و سودآوری بانک‌ها می‌باشد.

(سوسینلی[1] و دیگران، ۲۰۱۸)، به موضوع ریسک اعتباری در بانک‌های اروپایی پرداخته‌اند. آنها از طریق بررسی رویکردهای مبتنی بر رتبه بندی داخلی معتبر در بانک‌ها، به ارتقای روش های مدیریت کارا ریسک اعتباری پرداختند. تجزیه و تحلیل تجربی آنها مبتنی بر مجموعه داده‌های پانلی ۱۷۷ بانک اورپای غربی از سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۵، پس از بحران های مالی و اقتصادی می‌باشد و آنها دریافتند که بانک‌هایی که از تکنیک رتبه بندی داخلی استفاده می کنند، قادر به کنترل و مهار افزایش ریسک اعتباری ناشی از رکود اقتصادی می باشند و این استراتژی نسبت به بانک‌هایی که رویکرد استاندارد دارند مطلوبتر می‌باشد.

(حسن[2] و همکاران، ۲۰۱۸)، در پژوهشی به ارزیابی ریسک نقدشوندگی، ریسک اعتباری و ثبات در بانک‌های اسلامی و متعارف پرداخته‌اند. هدف از پژوهش آنها، ارائه یک مدل ارزیابی کامل از ریسک نقدینگی بانک‌های اسلامی در مقایسه با بانک‌های متعارف بود. در ابتدا رابطه بین ریسک نقدینگی و اعتباری بررسی می‌شود. با استفاده از رویکرد معادلات ساختاری، بر روی یک مجموعه داده‌های ۵۲ بانک سلامی و متعارف که برای دوره ۲۰۰۷ الی ۲۰۱۵ انتخاب شده بود دریافتند که ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی رابطه منفی با یکدیگر دارند.

(چان[3] و همکاران، ۲۰۱۸)، به ارزیابی رابطه بین تکنیک های مدیریت ریسک اعتباری و عملکرد مالی موسسات تامین مالی خرد پرداختند. به طور خاص، مطالعه آنها به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا رابطه ای میان مشخصه هایی همچون شناسایی ریسک اعتباری، ارزیابی ریسک اعتباری، نظارت بر ریسک اعتباری، کاهش ریسک اعتباری و عملکرد مالی موسسات تامین مالی خرد در موسسه ای با ۶۰ عضو در دپارتمان اعتبارات وتامین مالی، وجود دارد یا خیر . علاوه برای این تاثیر شاخص‌های اقتصادی همچون کفایت سرمایه، کیفیت و نرخ رشد تولید داخلی واقعی بر ریسک اعتباری را مورد بررسی قرار دادند و به تاثیر مثبت این شاخص‌های بر ریسک اعتباری پی بردند.

1. Cucinelli
2. Hassan
3. Chan

(علی[1] و همکاران، ۲۰۱۸)، به مطالعه بررسی میزان تاثیر کیفیت حاکمیت شرکت بر ریسک نکول با تاکید بر نقش فرصت های رشد و نقدینگی سهام پرداختند. مجموعه ای از ریسک های نکول، یک محیط تجاری متمایز، یافته‌های پژوهش مبهم و بی نتیجه ادبیات پژوهش، کشور استرالیا را بعنوان موضوعی جالب بدل کرده است که باعث شده است تا محققان به دنبال بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و ریسک نکول باشند. محققان با استفاده از یک گروه بزرگ از ۱۰۸۶ شرکت غیر مالی از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۳، متوجه شدند که شرکت‌هایی با حاکمیت شرکتی مطلوبتر رابطه معنی‌دار با فرصت های رشد بیشتر دارند و در کنار این به بررسی عوامل موثر بر ریسک اعتباری نیز پرداختند و نشان دادند که متغیرهای مالی همچون تورم، کسری بودجه و نسبت M2 تاثیری منفی و شاخص‌های نرخ رشد تولید واقعی، کیفیت دارایی و اعتبارات داخلی و خارجی تاثیری مثبت بر ریسک اعتباری دارد.

(مدنی تنکابنی و همکاران، ۱۳۹۹) این مطالعه به برآورد اثر متغیرهای تاب‌آوری اقتصاد کلان بر ریسک اعتباری نظام بانکی با استفاده از داده‌های سالیانه ۲۰۰۵ الی ۲۰۱۶ برای ۱۲۵ کشور در قالب مدل رگرسیون گشتاور تعمیم‌یافته پرداخت. نتایج نشان می‌دهد شاخص‌های حکمرانی خوب، انعطاف‌پذیری بازار و همچنین توسعه انسانی بر ریسک اعتباری تأثیر منفی و معنی‌دار داشته است. تأثیر شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان و هزینه‌های شروع کسب و کار بر ریسک اعتباری، موافق انتظار مثبت و معنی‌دار است. افزون بر این مجموع نرخ‌های تورم و بیکاری، توسعه انسانی، مطالبات غیرجاری بانکی در سال گذشته و ثبات سیاسی بیشترین درجه اثرگذاری را داشته‌اند. در ضمن اثر متقاطع ثبات سیاسی و حکمرانی خوب با بی‌ثباتی اقتصاد کلان، ریسک اعتباری نظام بانکی را کاهش داده است. اثر مطالبات غیرجاری در دوره قبل و نسبت حاشیه سود به درآمد ناخالص، مثبت و اثر نسبت کفایت سرمایه نیز منفی و معنی‌دار برآورد شده است.

(رستم زاده و همکاران، ۱۳۹۷) به بررسی میزان اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک اعتباری صنعت بانکداری ایران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ با بهره‌گیری از آزمون استرس پرداختند. ابتدا با استفاده از مدل خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی گسترده متغیرهای کلان اقتصادی تاثیرگذار بر ریسک اعتباری شناسایی و میزان تاثیرگذاری هر یک بر این متغیر مشخص شده است. بر این اساس متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بیکاری و شاخص مسکن در مجموع تاثیر مثبت و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ سود تسهیلات بانکی و حجم تسهیلات اعطایی به بخش‌های دولتی و غیر دولتی، اثر منفی بر ریسک اعتباری دارند. در ادامه با بهره‌گیری از آزمون استرس، شبیه‌سازی وضعیت‌های بحرانی و پیش‌بینی مقادیر ریسک اعتباری در۴ فصل سال ۱۳۹۶ انجام شده که این امر در قالب سه سناریو با عناوین سناریوهای استرس خفیف، استرس شدید و ابر استرس صورت گرفته است که در هر کدام، شوک‌های متفاوتی بر متغیرهای تاثیرگذار بر ریسک اعتباری اعمال می‌شود. نتایج به دست آمده از آزمون استرس نشان دهنده افزایش نرخ ارز، افزایش نرخ تورم، کاهش رشد اقتصادی و همچنین انباشت مقادیر گذشته ریسک اعتباری، باعث افزایش سریع و در سناریوهایی با شوک‌های شدیدتر، منجر به افزایش افسار گسیخته ریسک اعتباری در دوره‌های بعد باشد.

1. Ali

(حیدری و همکاران، ۱۳۹۰، ۱۹۱:۲۱۹) در تحقیقی تحت عنوان "بررسی اثر شاخص‌های کلان اقتصادی بر مطالبات معوق بانک‌ها" به این نتیجه رسید که شرایط اقتصاد کلان و دخالت های دولت و بانک مرکزی در اقتصاد به همراه ادوار تجاری که در بستر اقتصاد جهانی شکل می گیرد، می تواند باعث تحریک سودآوری شرکت‌ها و گیرندگان انفرادی وامها شده و مجموع تسهیلات و مطالبات معوق سیستم بانکی را تحت تاثیر قرار دهد. تاثیر شوک متغیرهای اقتصادی که از اجرای سیاست های پولی و مالی نظیر تورم، رشد ناخالص داخلی بدون نفت، حجم نقدینگی و نرخ سود تسهیلات به وجود می‌آید که دارای بیشترین تاثیرات برروی مطالبات معوق سیستم بانکی نسبت به سایر متغیر های کلان اقتصادی هستند.

براساس مطالعه پیشینه پژوهش، واضح است که بانک‌ها نقش مهمی در هر اقتصادی ایفا می کنند. همچنین تسهیلات اعتباری و سپرده هایی که از خدمات سنتی به بانک‌ها در نظر گرفته می‌شود به عنوان واسطه بین واحدهای مازاد و کسری عمل می‌کند. با این حال، انواع تسهیلات اعتباری مستقیم و غیر مستقیم سودآورترین سرمایه‌گذاری برای بانک است. در این مورد، بانک‌ها پول سپرده گذاران را در زمینه تسهیلات اعتباری که منبع درآمد مهمی برای بانک هستند را به اجرا و سرمایه‌گذاری در می آورند که در این حین ممکن است از انواع مختلفی خطرات بانکی رنج ببرند که این به نوبه خود بر سود بانک‌ها تأثیر بسزایی می گذارد. ریسک اعتباری به عنوان خطرات عمده برای بانک‌های تجاری در نظر گرفته می‌شود. این ریسک همان ریسک عدم پرداخت است که در پی تغییر در عواملی که کیفیت اعتباری یک دارایی را شکل می دهند، بوجود می آید. این پژوهش به دنبال شناسایی شاخص‌های موثر بر ریسک اعتباری با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ و همچنین ارائه توصیه های مناسب برای پیشگیری از رخداد چنین ریسک هایی است. ایده نوین این پژوهش تعریف و بکارگیری دو شاخص درماندگی در کنار برخی از شاخص‌های اقتصادی و مالی دیگر برای سنجش ریسک اعتباری با مدل سوئیچینگ مارکوف دو رژیمی است و ایده دیگر نیز در بکارگیری مدل سوئیچینگ مارکوف دو رژیمی با مشخصات همیلتونی برای ارزیابی ریسک اعتباری خلاصه می‌شود که پیشتر به اهمیت روش مارکوف سوئیچینگ پرداخته شد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: شاخص‌های اقتصادی تاثیر معنی‌داری بر ریسک اعتباری دارند.

فرضیه دوم: شاخص‌های مالی تاثیر معنی‌داری بر ریسک اعتباری دارند.

فرضیه سوم: شوک‌های خارجی تاثیر معنی‌داری بر ریسک اعتباری دارند.

روش شناسی پژوهش

در این بخش به معرفی متغیرها، جامعه آماری و روش پژوهش پرداخته می‌شود.

۱- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه بانکهای تجاری و تخصصی دولتی، بانکهای غیر دولتی و موسسات اعتبارات غیر بانکی است که طی دوره زمانی پژوهش دارای مجوز از بانک مرکزی ایران و پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار

تهران می‌باشد و نمونه آماری پژوهش با توجه به قلمرو موضوعی پژوهش شامل کلیه بانکهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده که قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده اند و داده‌های بانکی در بازه سال ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ برای ارزیابی روش پژوهش مورد استفاده قرار گرفت.

۲- متغیرهای پژوهش

استخراج شاخص‌های مورد استفاده در این پژوهش برمبنای مطالعه و بررسی پژوهش‌ها علمی اخیر در زمینه سنجش ریسک اعتباری بانک‌ها و بهره گیری از شاخص‌های پر استفاده در پژوهش‌ها اخیر و همچنین تجزیه و تحلیل واریانس می‌باشد. بطوریکه پس از لیست کردن شاخص‌های پر استفاده و رایج در پژوهش‌ها اخیر، از تحلیل های آماری همچون تجزیه و تحلیل واریانس برای شناسایی اثرات متغیرها استفاده شد. متغیرهای پیش‌بینی کننده مدل در جدول ۱ معرفی شده است. همانطور که واضح است در بخش عوامل مالی، از متغیر مستقلی با نام متغیر درماندگی مالی نیز بهره گرفته شده است. در این پژوهش به عنوان ایده ای نوین به محاسبه دو شاخص درماندگی مالی براساس چندین متغیر دیگر از جمله متغیرهای اقتصادی خرد، دارایی‌های خالص، بدهی ها و دارایی‌های ارزی به منظور محاسبه متغیر درماندگی مالی و بهره گیری از ان در کنار متغیرهای رایج دیگر از جمله متغیر های اقتصادی خردو کلان، عوامل مالی دیگر و شوک‌های ارزی برای پیش‌بینی میزان ریسک اعتباری بانک‌ها استفاده شد. در ادامه علاوه به شرح نحوه محاسبه شاخص درماندگی مالی پرداخته می‌شود.

جدول۱. متغیرهای پژوهش

نوع	نام	تعریف عملیاتی
متغیرهای اقتصادی خرد	کفایت سرمایه	نسبت کل سرمایه به کل دارایی
	کیفیت دارایی	نسبت کل وام ها به کل دارایی‌ها
	نقدینگی سیستم بانکی	نسبت کل سپرده ها به کل وام ها
متغیرهای اقتصادی کلان	نرخ رشد تولید داخلی واقعی	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت
	تورم	نرخ تورم
	کسری بودجه	نسبت کسری بودجه به GDP
عوامل مالی	نسبت M2 به ذخایر ارزی	نسبت M2 به ذخایر ارزی خارجی
	اعتبارات خصوصی	نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP
	اعتبارات دولتی	نسبت اعتبارات اعطایی به بخش دولتی به GDP
	دو شاخص درماندگی مالی	متغیری است که به صورت همزمان ریسک های نقدینگی، ریسک اعتباری و ریسک نرخ ارز را در نظر می گیرد
شوک‌های خارجی	تحریم های بانکی	متغیر مجازی : برای فصول دوره تحریم از فصل اول ۱۳۹۰ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ و از فصل سوم ۱۳۹۶ تا پایان فصل ۱۳۹۷ برای دوره تحریم با عدد ۱ و برای فصل اول ۱۳۹۴ لغایت فصل سوم ۱۳۹۶ به عنوان لغو تحریم ها عدد ۰
	نرخ ارز	نرخ واقعی ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

فرمول محاسبه دو متغیر درماندگی مالی که به عنوان یکی از متغیرهای پیش‌بینی کننده (متغیر مستقل) از عوامل مالی در نظر گرفته شده است، در فرمول ۱-۵ و ۲-۵ نشان داده شده است. متغیر درماندگی مالی براساس متغیرهایی همچون؛ بدهی، دارایی خالص، دارایی ارزی و متغیرهای اقتصادی خرد بدست می‌آید و مقدار در بازه ۰ الی ۱ دارد که به ترتیب به معنای ریسک‌پذیری عادی، متوسط و بالا است. بنابراین، متغیر درماندگی اول و دوم براساس شاخص درماندگی اول و دوم در فرمول ۵-۱ و ۵-۲ محاسبه و به دست می آید.

شاخص درماندگی اول BSF1:

$$BSF_1 = \left(\frac{(CAR_t - \mu_{CAR})}{\sigma_{CAR}} + \frac{(AQ_t - \mu_{AQ})}{\sigma_{AQ}} + \frac{(BSL_t - \mu_{BSL})}{\sigma_{BSL}} + \frac{(Real\ GDP_t - \mu_{Real\ GDP})}{\sigma_{Real\ GDP}} + \frac{(Deb_{\ t} - \mu_{Deb})}{\sigma_{Deb}} + \frac{(Fea_t - \mu_{Fea})}{\sigma_{Fea}} \right) \Big/ 6 \quad (5-1)$$

شاخص درماندگی دوم BSF2:

$$BSF_2 = \left(\frac{(CAR_t - \mu_{CAR})}{\sigma_{CAR}} + \frac{(NA_t - \mu_{NA})}{\sigma_{NA}} + \frac{(BSLt_t - \mu_{BSL})}{\sigma_{BSL}} + \frac{(Real\ GDP_t - \mu_{Real\ GDP})}{\sigma_{Real\ GDP}} + \frac{(Fea_t - \mu_{Fea})}{\sigma_{Fea}} \right) \Big/ 5 \quad (5-2)$$

نمادهای CAR، AQ، BSL، Real GDP، Deb، Fea، NA به ترتیب کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، نقدینگی سیستم بانکی نرخ رشد تولید داخلی واقعی، بدهی، دارایی خالص و دارایی ارزی می‌باشد.

ریسک پذیری عادی: تا زمانی که بانکها از ریسک‌پذیری بیش از حد خودداری می‌کنند BSFI در امتداد میانگین خود (که برابر صفر است) حرکت خواهد کرد. تا زمانی که این شاخص انحراف معنی دار و قابل‌توجهی از صفر نداشته باشد از نظر تاریخی مبنی بر وجود یک مشکل در بخش بانکی در کوتاه مدت نیست.

ریسک پذیری متوسط: در این حالت شاخص BSFI به بالاتر از صفر افزایش می یابد اما از (σ) از انحراف معیار BSFI در طول دوره مورد بررسی است، کمتر می‌باشد($0 < BSFI < \sigma$) تا زمانی که BSFI در این محدوده باقی بماند، احتمال بروز هر نوعی از مشکلات سیستم بانکی در آینده بسیار ضعیف و یا غیر ممکن می‌باشد. هرچند این مرحله نیازی نظارت فوری نیست. اما توصیه آن است که مقامات از نزدیک مراقب جهت و سرعت BSFI باشند.

ریسک پذیری بالا: در این حالت شاخص BSFI به سرعت افزایش‌یافته و با بالاتر از(σ) رسیده و می‌توان گفت که در این حالت سیستم بانکی در حال تجربه یک حباب است. در این مرحله به عنوان فاز هشداردهنده مشکلات سیستم بانکی تعبیر می‌شود.

جدول۲. محاسبه شاخص BSFI

رفتار بانک	جهت تغییر شاخص BSFI	ریسک بانکی
پذیرش ریسک بالا	افزایش معنی دار به بالای σ	شروع به افزایش
پذیرش ریسک متوسط	نوسان بین σ و $-\sigma$	سقوط نبود ریسک
ریسک گریزی	سقوط به زیر $-\sigma$	تداوم افزایش و ریسک بالا

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-روش پژوهش

امروزه روش‌های آماری از جمله رگرسیون برای پیش‌بینی و کنترل ریسک اعتباری رایج شده‌اند، روش‌های رگرسیون دارای چالش‌هایی هستند که استفاده از آنها، تا حدی فرایند پیش‌بینی و سنجش میزان ریسک ها را با مشکل مواجه می‌کند. روش‌های هوشمندی همچون مدل سوئیچینگ چندمتغیره به دلیل رفتار مبتنی بر تجزیه چندگانه، امکان یافتن پاسخ های مناسب را فراهم می‌کند. از متغیرهای معرفی شده در جدول۱ به عنوان متغیرهای پیش‌بینی کننده در مدل سوئیچینگ بهره گرفته می‌شود. یکی از ایده های نوین این پژوهش، استفاده از متغیر شاخص درمانگی مالی به عنوان یکی از عوامل مالی در کنار متغیرهای رایج دیگر می‌باشد، برای استفاده از شاخص درماندگی مالی به عنوان یکی از متغیرهای پیش‌بینی کننده از متغیرهای همچون دارایی‌های ارزی، ذخایر خالص واقعی، بدهی ها و متغیرهای اقتصادی خرد استفاده شد.

زنجیره مارکوف[1] یک فرایند تصادفی گسسته در زمان با خاصیت مارکوف است که در هر مرحله در حالت خاص و مشخصی قرار دارد و به صورت تصادفی در هر مرحله تغییر حالت می‌دهد. مراحل اغلب به عنوان لحظه‌های زمانی در نظر گرفته می‌شوند ولی می‌توان آن‌ها را فاصله فیزیکی یا هر متغیر گسسته دیگری در نظر گرفت. خاصیت مارکوف بیان می‌کند که توزیع احتمال شرطی برای سیستم در مرحله بعد فقط به حالت فعلی سیستم بستگی دارد و به حالت‌های قبل بستگی ندارد. چون سیستم به صورت تصادفی تغییر می‌کند به‌طور کلی پیش‌بینی حالت زنجیره مارکوف در نقطه‌ای خاص در آینده غیرممکن است. با این حال ویژگی‌های آماری سیستم در آینده قابل پیش‌بینی است که در بسیاری از کاربردها همین ویژگی‌های آماری بسیار حائز اهمیت است.

یکی از معروف‌ترین زنجیره‌های مارکوف که موسوم به «پیاده‌روی می خواره» است یک پیاده‌روی تصادفی است که در آن در هر قدم موقعیت با احتمال برابر به اندازه ۱+ یا ۱- تغییر می‌کند. در هر مکان دو انتقال ممکن وجود دارد یکی به عدد صحیح بعدی(۱+) و یکی به عدد صحیح قبلی(۱-). احتمال هر انتقال فقط به حالت کنونی بستگی دارد. اگر بخواهیم رفتار ایستایی y_t را مطالعه کنیم مقدار آن توسط فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول طی دوره $t = 1,2,..t$ به صورت زیرخواهد بود (آیینده و همکاران، ۲۰۲۰):

1. Markov Approach Modeling

$$Y_t = c_1 + p_1 y_{t-1} + \xi_t \quad (۱)$$

به طوریکه $\xi_t \sim N(0, \delta^2)$ است حال فرض کنید که یک جهش با تغییر ساختاری در زمان t_1 برای این متغیر رخ دهد، در این صورت مدل جدید برای توصیف رفتار y_t برای دوره $t = t_1 + 1, t_1 + 2, \dots t$ به این شکل خواهد بود:

$$Y_t = c_2 + p_2 y_{t-1} + \xi_t \quad (۲)$$

با استفاده متغیر مجازی D این دو مدل را می‌توان به صورت یک معادله نوشت، فرآیند تغییرات متغیر yt در مدلزیر قابل مشاهده می‌باشد.

$$Y_t = c_2 + p_2 y_{t-1} + \partial D_t + y D_{t-1} + \xi_t \quad (۳)$$

در مدل فوق، متغیر مجازی D برای دوره‌های $r \le t_1$، مقدار صفر و برای دوره‌های $r \ge t_1$ مقدار یک را اخذ می‌کند.از روش دیگری نیز، می‌توان برای توضیح دادن رفتار این متغیر استفاده کرد:

$$Y_t = c s_t + p s_t y_{t-1} + \xi_t \quad (۴)$$

بطوری که s_t معادل با ۱ و ۲ بوده و به ترتیب نشاندهنده دوره قبل و بعد از تغییر y_t است. به عبارت دیگر، دوره $r \le t_1$، توسط $s_t = 1$ و برای دوره بعد از جهش $r \ge T_1$، توسط $s_t = 2$ نشان داده شده است.

با این وجود، این مدل‌ها دارای سه ضعف می باشند، اول آنکه تاریخ دقیق جهش بایستی مشخص باشد تا بتوان از متغیر مجازی استفاده کرد، ولی در بیش تر موارد این اطلاعات در دسترس نمی‌باشد. دوم آنکه پیش‌بینی رفتار y_t با استفاده از این مدل وجود ندارد. سوم اینکه باید s_t یک متغیر قطعی تلقی شده و کاملا قابل پیش‌بینی باشد، که فرض واقع بینانه ای نیست. لذا برای اینکه چنین مشکلاتی حل شده و فرایندایجاد داده‌ها تکمیل گردد، بهتر است برای s_t شرط احتمال وضع شود. در مدل مارکوف سوییچینگ، مکانیسم انتقال توسط متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده s_t کنترل می‌شود (فلاحی و همکاران، ۲۰۰۷). این متغیر وضعیت از زنجیره مرتبه اول مارکوف پیروی می‌کند. به عبارت دیگر مقدار متغیر وضعیت در دوره t تنها به مقدار آن دوره $t-1$ بستگی دارد. می‌توان مدل‌های انتقال برای متغیر y_t را به صورت رابطه ۵ بیان کرد.

$$y_t = \begin{cases} c_1 + p_1 y_{t-1} + \xi_t \ , & s_t = 1 \\ c_2 + p_2 y_{t-1} + \xi_t \ , & s_t = 2 \end{cases} \quad (۵)$$

بنابراین، مدل فوق دو ساختار پویای مختلفی را نشان می‌دهد که به مقدار متغیر وضعیت s_t بستگی دارد. با در نظر گرفتن فرض های متفاوت برای s_t، مدل‌های متفاوتی ایجاد می‌شود. وقتی s_t برای $t = 1,2,..t$ مقدار یک و برای دوره $t = t_1 + 1, t_1 + 2, .. t$ مقدار ۲ را اخذ کند، این مدل، مدلی با یک تغییر ساختاری در زمان t_1 است. زمانی که s_t متغیر مستقل تصادفی برنولی باشد، این مدل نشاندهنده مدل انتقال تصادفی کوانت (۱۹۷۲) است. اگر s_t به عنوان متغیر شاخص در نظر گرفته شود به طوری که مقدار آن برای $\theta \le c$ برابر ۱ $(s_t = 1)$ و برای $\theta > c$ برابر ۲ $(s_t = 2)$ باشد، (c مقدار آستانه ای است)، این مدل را مدل آستانه‌ای می‌نامند. وقتی c

فرایند مارکوف را دنبال کند، این مدل را مدل مارکوف سوییچینگ نامند. با فرض اینکه متغیر y_t، با فرایند خودرگرسیون مرتبه p و یا m رژیم مدل سازی شود، خواهیم داشت:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m}\left[\sum_{j=1}^{p}(\beta_{ij} + y_{t-j}) + u_{it}\right] I_i(s_{t=1}) \qquad (۶)$$

$$I_t(s_{t-1}) = \begin{cases} s_t = i \to 1 \\ s_t = i \to 0, \end{cases}$$

در مدل مارکوف سوییچینگ، ویژگی های y_t، متغیر ξ_t و متغیر وضعیت st تعیین می‌شود. متغیرهای وضعیت، تغییرات دائمی و مکرر را در الگوی مدل ایجاد می کنند. برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمالات حرکت متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است. زنجیره مرتبه اول مارکوف این احتمالات را نشان می‌دهد:

$$p_r[s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = p_r[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \qquad (۷)$$

انتقال بین وضعیت ها با رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال نشان داد. در مدل ساده که تنها دو رژیم دارد، این ماتریس به صورت رابطه ۸ می‌باشد:

$$p = \begin{bmatrix} p_r(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & p_r(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) \\ p_r(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) & p_r(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

که در آن، $p_{ij}(i, j = 1,2)$، احتمالات انتقال $s_t = j$ را نشان می‌دهد، بطوریکه $s_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} = 2$ می‌باشد. همانطور که قبلا ذکر شد، y_t مستقیما قابل مشاهده است، اما متغیر وضعیت غیر قابل مشاهده بوده و مقدار آن تنها بر اساس مقدار تحقق یافته y_t قابل استنتاج است که به صورت $\varepsilon_{it} = pr[s_t = 1 | \Omega_t : \theta]$ نشان داده می‌شود. که در آن $i = 1,2$ و Ω_t نشان دهنده مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات در دسترس دوره t) بوده و θ بردار پارامترها برای تخمین را نشان می‌دهد. برای استنباط بایستی یک روش تکراری برای دوره t(t=1,2,…,T1)، هنگامی که مقدار قبلی احتمال $\varepsilon_{it-1} = pr[s_t = 1 | \Omega_{t-1} : \theta]$ به عنوان داده در مدل استفاده می‌شود. بدین منظور، تابع چگالی احتمال تحت وضعیت های مختلف مورد نیاز است که بصورت رابطه ۹ قابل بررسی است:

$$\eta_{it} = f(y_t | s_t = i, \Omega_{t-1} : \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{(y_t - c_1 - p y_{t-1})^2}{2\sigma^2}\right] \qquad (۹)$$

چگالی شرطی نیز به صورت رابطه ۱۰ قابل محاسبه است:

$$(y_t | \Omega_{t-1} : \theta) = \sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2} p_{ij}\xi_{jt-1}\eta_{it} \qquad (۱۰)$$

بنابراین داریم:

$$\xi_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{2} p_{ij}\xi_{jt-1}\eta_{it}}{f(y_t | \Omega_{t-1} : \theta)}, \qquad (۱۱)$$

با استفاده از این نتایج می‌توان لگاریتم احتمال شرطی داده‌های مشاهده شده را برای مقدار داده شده θ بدست آورد:

$$\log f(y_1, y_2, \dots, y_T | y_0 : \theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(y_t | \Omega_{t-1} : \theta) \quad (۱۲)$$

برای برآورد θ از بهینه سازی استفاده می‌شود تا لگاریتم احتمال شرطی با بکارگیری مقدار اولیه ξj، حداکثر گردد. فرض کنید که زنجیره مارکوفارگودیک است، در اینصورت احتمالات غیر شرطی قرارگیری در وضعیت j، به عنوان مقادیر اولیه بکار گرفته می‌شود که به صورت رابطه ۱۳ قابل تعریف است:

$$\varepsilon_j = pr[s = j] = \frac{1 - p_{ii}}{2 - p_{ii} - p_{jj}} \quad (۱۳)$$

بعد از تخمین ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال، می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی بر اساس اطلاعات کل نمونه (مطالعات۱ تا T) محاسبه کرد که این مجموعه از احتمالات به عنوان احتمالات هموار شده شناخته می‌شود. علاوه بر اسن می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی با استفاده مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) محاسبه کرد که به احتمالات فیلتر شده معروف است.

مدلهای مارکوف سوئیچینگ می‌تواند با توجه به این که کدام قسمت مدل اتورگرسیو وابسته به رژیم باشد و تحت تاثیر آن انتقال یابد به انواع مختلف طبقه‌بندی می‌شود. آنچه در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است، حالت مدل مارکوف سوئچینگ عرض از مبدا (MSI)[1] می‌باشد.

تجزیه تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

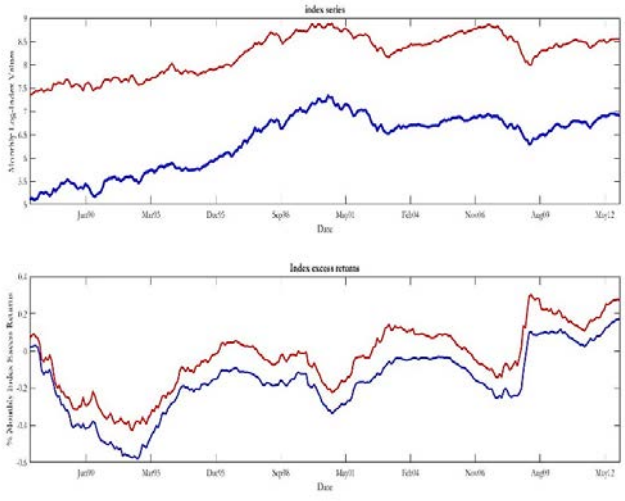
در این بخش، آزمایشات مربوط به ارزیابی روش ریسک اعتباری در نظام بانکی با استفاده از روش پیشنهادی سوئیچینگ چندمتغیره با تکیه بر عوامل پیش‌بینی کننده ای از جمله، عوامل اقتصادی خرد و کلان، عوامل مالی و عوامل شوک ارزی پرداخته می‌شود. هر یک از عوامل پیش‌بینی کننده دارای چندین متغیر مستقل اند از جمله مهمترین آن ها متغیر درماندگی مالی از زیربخش عوامل مالی است که در کنار متغیرهای تاثیر گذار در زیرمجموعه عوامل دیگر می‌تواند کمک بسزایی در پیش‌بینی میزان ریسک اعتباری داشته باشد. برای اثبات موثر بودن متغیردرماندگی مالی پیشنهادی در بخش۵ قبل از تحلیل نتایج حاصل از مدل سوئیچینگ به تحلیل نتایج حاصل از شاخص درماندگی مالی محاسبه شده به تنهایی پرداخته می‌شود.

پیش‌بینی ریسک اعتباری نیازمند شناسایی و تاریخ گذاری دوره بحران مالی است. معمولا دو روش عمده برای شناسایی دوره بحران بانکی از جمله روش مبتنی بر رویداد و روش مبتنی بر شاخص وجود دارد. روش مبتنی بر رویداد شناسایی بحران، بحران بانکی سیستمیک را تنها پس از وقوع برخی از وقایع مشخص همانند معاملات بانکی، تعطیلی، ادغام، تجدید ساختار سرمایه، دارایی‌های غیر گردشی، مطالبات غیرجاری و مطالبات معوق مشخص می‌کند. اما این روش محدودیتهای مختلفی دارد. شناسایی بحران در شرایطی که به اندازه کافی شدید شود و موجب بروز برخی از وقایع شود می‌تواند منجر به تاخیر در تشخیص بحران شود (هاگن و هو، ۲۰۰۳). علاوه بر این عدم قطعیت های وابسته به اتفاقات ذاتی، تغییرات طبیعی و نداشتن اگاهی در مورد اتفاقات و روند آن و همچنین عدم قطعیت به دلیل ناتوانی در تصمیم گیری درست نیز در این تعاریف وجود دارد. بنابراین، این روش درجات مختلف شدت ریسک را مشخص نمی‌کند. علاوه بر این، روش مبتنی بر رویداد، آغاز و پایان یک بحران را به وضوح مشخص نمی‌کند. بعلاوه یک مطالعه مبتنی بر

1. Markov Switching Intercept

رویداد که معمولاً از داده‌های سالانه استفاده می‌کند، یک سال تمام را به عنوان بحران نشان می‌دهد، حتی اگر این بحران ممکن است در تنها چند ماه از آن سال رخ داده باشد. با این حال، روش مبتنی بر شاخص مورد استفاده برای شناسایی بحران بانکی که راهبردی در جهت تاریخگذاری بحران ارزی بر اساس شاخص‌های فشار بازار ارز [1] ارائه می‌دهد، نسبت به رویکرد مبتنی بر رویداد دارای چندین مزیت است که در ادامه به شرح جزئیات پرداخته می‌شود. روش مبتنی بر شاخص گذاری برای شناسایی بحران بانکی نیاز به دانش قبلی ندارد و بنابراین احتمال تاخیر در تشخیص بحران خیلی کمتر است. یکی دیگر از مورد توجه ترین ویژگی های روش شاخص‌گذاری این است که می‌تواند بر اساس سری زمانی ماهانه عمل کند که این به نوبه خود دلالت بر زمان‌بندی‌های خاص بحران دارد و همچنین، به دلیل پراستفاده بودن و مزیت روش‌های مبتنی بر شاخص بخش بانکی، اخیراً برخی از اقتصاددانان اقدام به توسعه روش‌های های خود براساس رویکرد شاخص‌های مبتنی بر ریسک بخش بانکی نموده اند.

شاخص BSF[2] ایجاد شده برای برای بانک‌های ایرانی موجود در بورس اوراق بهادار ایران در شکل۱ نشان داده شده است. از شکل مشاهده واضح است که الگوهای حرکت هر دو شاخص (BSF-1 و BSF-2) مشابه هستند. شاخص BSF-1 حاوی تمام متغیرهای موجود در عوامل اصلی تاثیرگذار بر ریسک اعتباری از جمله متغیرهای کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، نقدینگی، تورم، کسری بودجه، نسبت M2 به ذخایر ارزی، تحریم بانکی، نرخ ارز، اعتبارات دولتی می‌باشد درحالی‌که شاخص BSF2 علاوه بر متغیرهای مذکور، متغیرهای فرعی دیگری از جمله صادرات،واردات، نرخ استرداد پول و نرخ بهره واقعی را در نظر می‌گیرد. از این رو، با مشاهده این نمودار می‌توان استدلال کرد که معاملات بانکی نقش چندانی در تجربه وضعیت آشفتگی کشور در بخش بانکی ایران و ارزیابی ریسک اعتباری ندارد.



شکل۱. روند شاخص‌های BSF برای پیش‌بینی ریسک

1. Exchange Market Pressure
2. Banking System Fragility

شاخص BSF ساخته شده نشان می‌دهد که بخش بانکی در ایران، ۳۰ مرحله ریسک متوسط و ۱۵ مرحله از ریسک بالا (از جمله دوره بحران جهانی اخیر) را در طول دوره مطالعه تجربه می‌کند. متغیرهای در نظر گرفته شده برای ساختن شاخص BSF عبارتند از: تمام سپرده های بانکی، اعتباری، سرمایه‌گذاری بانکها در اوراق بهادار تأیید شده، کل بدهی ارز خارجی سیستم بانکی (که شامل سپرده های ثابت قابل برگشت خارجی و وامهای ارزی خارجی) و ذخایر بانکی خالص (که شامل مانده های بانک مرکزی، پول نقد در دسترس، وام و پیش پرداخت‌های بانکی) از بانک‌های تجاری، تمام تسهیلات اعتباری به بخش دولتی و خصوصی، است. متغیرهای مورد استفاده برای پیش‌بینی بحران بخش بانکی در ایران، بخش واقعی، بخش مالی و بانکی ایران را تحت پوشش قرار می‌دهد. متغیرهای در نظر گرفته شده عبارتند از بازده در صورتحساب خزانه در هر ماه، نرخ متوسط وزن دار شده از مقدار پول استرداد، شاخص قیمت سهام، سپرده های کل دارائی، اعتبار بانک‌ها به بخش تجاری، نسبت M2 به ذخایر ارزی، تورم، پول ذخیره و کسری بودجه، کفایت سرمایه، کفایت دارایی‌ها، نرخ رشد تولید داخلی، صادرات ذخایر ارزی، صادرات، نرخ ارز و تحریم‌های بانکی می‌باشد.

شاخص‌های مورد استفاده در این مطالعه بر اساس در دسترس بودن داده‌های مربوطه انها در طول فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم ۱۳۹۸، در تکرار ماهانه (بازه ماه بجای سال) هستند. تمام داده‌های مورد استفاده از داده‌های ارشیو در سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ ثبت شده از مخزن بورس اوراق بهادار تهران برگرفته شده است.

مدل بهینه پس از بررسی با معیار های ارزیابی شایستگی از جمله معیار معیار اطلاعاتی آکائیکه[1] و معیار آماره خوبی برازش pseudo_r2 بدست می‌آید که در آن مدل بهینه با حداقل مقدار AIC و حداکثر مقدار آماری pseudo_r2 انتخاب می‌شود. به عبارت دیگر، مقایسه میان مدلها با استفاده از معیار آکائیکه انجام گرفت. معیار آکائیکه توسط Akaike در سال ۱۹۴۷ ارائه شد که مشخص می‌کند کدام مدل برای برازش داده‌ها مناسب تر است. فرمول محاسبه آماری این معیار در رابطه۱ معرفی شده است.

$$AIC = -2 * Log\,(likelihood) + 2\,(P + K) \qquad (۱)$$

بطوریکه در رابطه فوق، P تعداد کل پارامترها، Kضرایب ثابت برای مدل نمایی برابر ۱ و برای مدل وایبل و لگ نرمال معادل با ۲ خواهد بود. مقدار AIC کمتر به معنی برازش بهتر مدل خواهد بود. هممچنین منظور از log(likelihood) بیشینه لگاریتم درست نمایی است.

از آنجائیکه مدل مارکوف سوئیچینگ صرفا مناسب کار با داده‌های غیرخطی می‌باشد، قبل از هرچیز نیاز به تعیین و اثبات غیرخطی بودن داده‌ها می‌باشد، برای این منظور از آزمون LR بهره گرفت شد. بدین صورت که مقدار آماره این آزمون از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان بیشتر باشد، می‌توان ادعا کرد که مدل خطی در آن سطح از اطمینان، مدل مناسبی محسوب نمی‌شود و باید از مدل مارکوف سوئیچینگ بهره برد. از این‌رو، ازمون LR، آزمون آماری برای مقایسه شاخص‌های برازش میان دو مدل که یکی از آنها در دیگری

1. Akaike Information Criterion (AIC)

آشیانه می‌کند، بکار می رود. این آزمون با تابع ۲ قابل محاسبه است که توزیعی شبیه به توزیع خی دو با درجه ازادی برابر با تفاوت میان پارامترهای مدل کلی و مدل کاهش یافته دارد.

$$LR = (-2LL^{reduced\ model}) - (-2LL^{general\ model}) \qquad (۲)$$

براساس نتایج ازمون LR میان مدل سوئیچینگ و رگرسیون تفاوت معنی داری وجود دارد و بدین معنا که مدل سوئیچینگ چندمتغیره برازش بهتری با داده‌ها دارد و این برازش بهتر حاصل شانس و تصادف نیست. همچنین، نتیجه آزمون LR نشان دهنده این است که فرضیه صفر مبتنی بر خطی بودن مدل رد شده و بالعکس غیرخطی بودن رابطه میان متغیر ها به تایید می‌رسد، از این‌رو، در ادامه از روش غیرخطی سوئیچینگ مارکوف برای برآورد مدل استفاده می گردد.

برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار آکائیک استفاده شد که این معیار، وقفه بهینه را در نظر می‌گیرد. نتایج حاصل از تعدا وقفه ها و رژیم هایی که برای مدل مارکوف سوئیچینگ می باید در نظر گرفت، از معیار آکائیک حاصل می‌گردد. مدل بهینه با ضرایب قابل توجه در سطح ۵ درصد در مقادیر AIC و PseudoR2 به ترتیب ۰/۶۴ و ۰/۸۷ حاصل شد. محاسبات اماری از جمله مقدار میانگین، انحراف استاندارد، کواریانس هر از هر مدل تخمین زده شده برای پیش‌بینی ریسک در بخش بانکی ایران در جدول۳ نشان داده شده است. نتایج حاصل از معیار آکائیک نشان‌دهنده مناسب بودن مدل سه رژیمه برای شناسایی و تخمین ریسک است و همچنین مدل سوئیچینگ چندمتغیره از طریق آزمون LR مورد مقایسه قرار گرفته اند.

جدول۳. دقت حاصل از ازمون ای آکائیک، LR و Pseudo R-squared

روش	مقدار آماره
معیار Pseudo R-squared	۰/۸۸
معیار Akaike	۰/۶۵
معیار LR	۱۸۰/۲۶

منبع:یافته‌های پژوهش

از نتایج حاص از مدل پیشنهادی مشاهده می‌شود که افزایش نسبت دارایی ارزی به بدهی ارزی (نسبت FCA - FCL)، تحریم، واردات، نرخ استرداد پول، نرخ بهره واقعی، افزایش شاخص قیمت سهام و تورم، افزایش کسری بودجه احتمال ریسک بالا در بخش بانکی را افزایش می‌دهد در حالیکه کاهش نسبت M2 به ذخایر ارزی، صادرات، کاهش اعتبارات خصوصی و نسبت اعتبار بین بخش تجاری و سپرده های داخلی، احتمال ریسک زیاد در بخش بانکی را نیز افزایش می‌دهد. آماره‌های حاصل از عملکرد پیش‌بینی مدل در طبقه بندی مراحل مختلف ریسک در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول۴. تخمین مدل سوئیچینگ برای پیش‌بینی ریسک اعتباری در سیستم بانکی ایران

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	مدل پیشنهادی
کفایت سرمایه	-۲/۰۱	۰/۶۰	-۰/۲۱	۰/۰۱۹۰
کیفیت دارایی	۳/۱۲	۱/۵۶	۲/۲۳	۰/۲۴۸
نقدینگی سیستم بانکی	۰/۳۷	۰/۱۵	۲/۱۷	۰/۰
نرخ رشد تولید داخلی واقعی	-۴/۱۰	۱/۷۱	-۲/۴۰	۰/۰۱۶۴
تورم	۱۱/۹۱	۵/۳۵	۲/۲۳	۰/۰۲۶۰
کسری بودجه				
نسبت M2 به ذخایر ارزی	-۳۲/۰۰	۱۴/۳۴	-۲/۲۳	۰/۰۲۵۶
اعتبارات دولتی	۷۱۱/۵۵	۳۱۲/۱۴	۲/۲۸	۰/۰۲۲۶
اعتبارات خصوصی	-۱۴۰۴/۵۴	۶۱۷/۷۰	-۲/۲۷	۰/۰۲۳۱
نسبت بدهی دارایی به ارز خارجی	۵۷/۳۱	۲۵/۷۸	۲/۲۲	۰/۰۲۶۲
صادرات	-۰/۴۷	۰/۲۲	-۰/۲۰۹	۰/۰۳۷۴
نرخ پول استرداد،	۱۰/۲۳	۴/۵۷	۲/۲۳	۰/۰۲۵۶

منبع: یافته‌های پژوهش

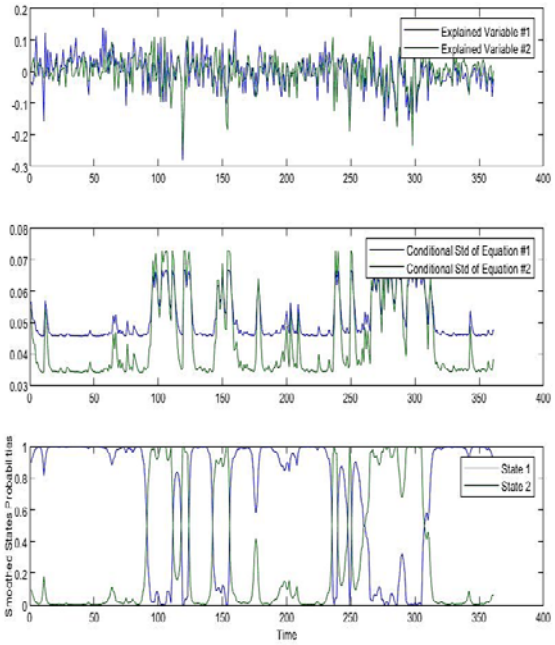
جدول۵ نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد برای سنجش مانایی را نشان می‌دهد. مقدار بحرانی آماره در سطح اطمینان ٪۱ برابر ۰/۲۴۰ می‌باشد. از این‌رو، معنی‌داری متغیرهای مورد بررسی در سطح ۱ درصد سنجیده شده است. یافته‌ها نشان دهنده این است که فرضیه صفر مبتنی بر مانایی برای هیچ یک از متغیرها در سطح معنی‌دار یک درصد رد نمی‌شود. از این‌رو، همانطور که از جدول۵ مشخص است، تمامی متغیرهای مورد بررسی در مدل سوئیچینگ در سطحی مانا هستند و می‌توان از آنها بدون تفاضل گیری استفاده کرد.

جدول۵. نتیجه آزمون ریشه واحد

متغیر	با عرض از مبدا	
	میزان آماره	نتیجه آزمون
کفایت سرمایه	۰/۱۸۰	مانا
کیفیت دارایی	۰/۱۱۰	مانا
نقدینگی سیستم بانکی	۰/۱۹۰	مانا
نرخ رشد تولید داخلی واقعی	۰/۱۰۰	مانا
تورم	۰/۰۸۰	مانا
کسری بودجه	۰/۱۷۰	مانا
نسبت M2 به ذخایر ارزی	۰/۲۰۰	مانا
اعتبارات دولتی	۰/۰۶۵	مانا
اعتبارات خصوصی	۰/۲۱۰	مانا
سبت بدهی دارایی به ارز خارجی	۰/۱۸۸	مانا
صادرات	۰/۱۲۵	مانا
نرخ پول استرداد	۰/۲۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

احتمالات پیش‌بینی در مراحل مختلف بحران بخش بانکی با استفاده از مدل سوئیچینگ پیشنهادی در شکل۲ ارائه شده است. از ارقام می‌توان مشاهده کرد که مدل قادر به پیش‌بینی احتمال وجود مراحل مختلف بحران بانکی است. همچنین، مشاهده می‌شود که در دوره ریسک متوسط و زیاد در بخش بانکی، احتمال عدم‌پریشانی در دوره پیش‌بینی شده توسط مدل بسیار کم است. به طور مشابه، در دوره غیرشکننده، احتمالات پیش‌بینی وضعیت شکننده از نظر منطقی بسیار کم است. با این حال، عملکرد مناسب پیش‌بینی یک مدل برای نمونه‌های درونی تضمین یافتن پیش‌بینی مناسب برای داده‌های خارج از نمونه را نمی‌دهد، از این‌رو، برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مدل، آزمایش پیش‌بینی خارج از نمونه مدل نیز انجام شده است. عملکرد خارج از نمونه مدل ساخته شده از طریق احتمالات پیش‌بینی شده مراحل مختلف بحران تولید شده در دوره ساخت مدل بعدی ارزیابی می‌شود. از شکل۲ می‌توان دریافت که بیشتر دوره ریسکی (هم متوسط و هم زیاد) با احتمال زیاد توسط مدل بجز دوره پنجم از سال ۹۶ در مورد ریسک متوسط پیش‌بینی شده است و فصل چهارم ماه، برای ریسک بالا. بنابراین، این مدل می‌تواند اطلاعات مفیدی در مورد احتمال بروز بحران و در نتیجه ارزیابی ریسک اعتباری براساس عوامل موثر بر بحران مالی در بخش بانکی ارائه دهد.



شکل۲. پیش‌بینی نقاط و حالات مختلف ریسک در بخش بانکی ایران

مدل بهینه ارائه شده برای پیش‌بینی عوامل در شرایطی که ریسک بالا و متعاقبا اتخاذ آن منجر به ریسک بالایی می‌شود و همچنین نشان دادن مراحل مختلف ریسک و بحران بانکی منتجه از آن در بخش

بانک‌های عضو بورس اوراق بهادار ایران استفاده می‌شود. پنجره سیگنالینگ برای پیش‌بینی بحران ۶ ماه در این مطالعه گرفته شده است. این مدل به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا با ایجاد سیگنال هایی در مورد وضعیت با ریسک بالا و همچنین شرایط قریب الوقوع بحران، اقدامات اصلاحی را برای جلوگیری از بروز ورشکستگی بانک‌ها ارائه کند.

این مدل نشان می‌دهد که افزایش عواملی از جمله تورم، تحریم بانکی، کسری بودجه و همچنین افزایش عوامل فرعی دیگری از جمله نسبت بدهی دارایی به ارز خارجی، واردات، نرخ پول استرداد، نرخ بهره واقعی، افزایش در شاخص قیمت سهام، تورم و کسری بودجه احتمال شرایط با ریسک بالایی را در بخش بانکی کشور ایران ایجاد می‌کند. درحالیکه در کاهش عواملی از جمله نسبت M2 به ذخایر ارزی، کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، اعتبارات خصوصی و دولتی و نسبت اعتبار به بخش تجاری و سپرده های داخلی و بعلاوه کاهش عوامل فرعی از جمله صادرات و فارکس نیز احتمال بروز بحران و شرایط ریسک های بالا در بخش بانکی را افزایش می‌دهد.

برای بررسی سه فرضیه‌ها و تایید و رد آنها از آزمون چاو استفاده شد. آزمون چاو برای بررسی اثر مقاطع مختلف لازم است آزمون معنی دار بودن گروه انجام شود.

H0: اثرات گروه‌ها وجود ندارند.

H1: اثرات گروه‌ها وجود دارند.

در صورتی که مقدار محاسبه شده F کمتر از F جدول باشد فرض صفر پذیرفته می‌شود و فقط یک عرض از مبدأ لازم است استفاده گردد. ولی در صورتی که مقدار F محاسبه شده از بیشتر از F جدول باشد، فرضیه صفر رد و اثرات گروه پذیرفته می‌شود و باید عرض از مبدأهای مختلفی را برآورد و استفاده نمود. نتایج مربوط به آزمون F برای مدل مارکوف سوئیچینگ پژوهش حاضر در جدول۶ نشان داده شده است که حاکی از تایید هر سه فرضیه از جمله تاثیر معنی‌دار شاخص‌های اقتصادی، مالی و شوک ارزی بر تعیین ریسک اعتباری می‌باشد.

جدول۶. آزمون چاو

مدل مورد بررسی	آماره F	احتمال	نتیجه آزمون
مارکوف سوئیچینگ	۱/۵۱	۱/۸۹	تایید فرض H1 تایید فرضیه اول
مارکوف سوئیچینگ	۲/۱۸	۲/۵۹	تایید فرض H1 تایید فرضیه دوم
مارکوف سوئیچینگ	۲/۹۹	۳/۲۱	تایید فرض H1 تایید فرضیه سوم

منبع: یافته‌های پژوهش پژوهش

جدول۷ نشان دهنده برازش مدل با بررسی خصوصیات آماری هر متغیر و آماره T در مدل مورد بررسی مارکوف سوئیچینگ است. همانطور که ملاحظه می‌شود، هر سه فرضیه مورد بررسی مبتنی بر تاثیر معنی‌دار بودن تمام شاخص‌های اقتصادی، شاخص‌های مالی و همچنین شاخص شوک خارجی بر ریسک

اعتباری مورد تایید قرار می گیرد. شاخص‌های اقتصادی تاثیر معنی‌دار و معکوسی بر ریسک اعتباری دارند بطوریکه با افزایش مقادیر این متغیرها با افزایش ریسک مواجه هستیم. شاخص‌های مالی از جمله تورم، شاخص‌های درماندگی مالی و کسری بودجه رابطه مستقیمی با ریسک دارند به طوریکه افزایش مقادیر این متغیرها موجب افزایش ریسک می‌گردد. متغیر شوک خارجی نیز ارتباط معکوسی با ریسک دارد و متغیرهای اعتبارات دولتی و خصوصی، نسبت بدهی دارایی به ارز خارجی و صادرات رابطه منفی با ریسک دارند.

جدول۷. برازش مدل سوئیچینگ

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره تی	احتمال	نتیجه	نوع رابطه
کفایت سرمایه	-۰/۰۳۰	۰/۰۰۹	-۳/۰۷۷	۰/۰۰۲۴	تایید	معکوس
کیفیت دارایی	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۴	-۳/۲۷۰	۰/۰۰۱۳	تایید	معکوس
نقدینگی سیستم بانکی	-۰/۶۰۵	۰/۰۵۹	-۱۰/۱۴	۰/۰۰۰	تایید	معکوس
نرخ رشد تولید داخلی واقعی	-۰/۴۰۰	۰/۰۳۴	-۸/۲۵	۰/۰۰۰	تایید	معکوس
تورم	۰/۲۸۳	۰/۱۲۵	۲/۲۷۰	۰/۰۲۴۳	تایید	مستقیم
کسری بودجه	۰/۰۳۳	۰/۰۱۱	۲/۹۲۶	۰/۰۰۳۹	تایید	مستقیم
نسبت M2 به ذخایر ارزی	۰/۰۵۶	۰/۰۱۴۸	۳/۸۴۰۷	۰/۰۰۰۲	تایید	معکوس
اعتبارات دولتی	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۳۲	-۵/۳۵۶	۰/۰۰۱	تایید	معکوس
اعتبارات خصوصی	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۳۲	-۵/۳۵۶	۰/۰۰۰	تایید	معکوس
نسبت بدهی دارایی به ارز خارجی	-۰/۰۹۹	۰/۰۰۴۲	-۱۱/۳۵۶	۰/۰۰۰	تایید	معکوس
صادرات	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۲	-۲/۲۰۰	۰/۰۰۰	تایید	معکوس
نرخ پول استرداد	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱۶	-۱/۳۵۶	۰/۰۰۰	تایید	معکوس
شاخص درماندگی	۰/۲۷۵	۰/۰۷۰	۳/۹۲۲	۰/۰۰۰۱	تایید	مستقیم

منبع: یافته‌های پژوهش پژوهش

علاوه بر این، برازش مدل رگرسیون با در نظر گرفتن شاخص‌های اقتصادی و مالی دراین پژوهش صورت گرفت. جدول ۷ به بررسی یافته‌های حاصل از برازش رگرسیون غیرخطی برای تخمین ریسک اعتباری می‌پردازد. نتایج حاصل از رگرسیون در خصوص تاثیر شاخص‌های اقتصادی و مالی بر ریسک اعتباری با مدل سوئیچینگ مطابقت دارد و حاکی از تایید فرضیه اول تا سوم حاکی از معنی‌دار بودن شاخص‌های اقتصادی، مالی و شوک ارزی بر ریسک اعتباری است. نتایج برآورد اثرات ثابت نشان می‌دهد که نسبت کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، نرخ رشد تولید واقعی، نقدینگی، اعتبارات داخلی و خارجی بر ریسک اعتباری به طور مثبت تأثیر معنی داری دارد. مقدار احتمال کمتر از ۰,۰۵ حاکی از سطح معنی‌داراست. نتایج حاصل از آزمون همبستگی رگرسیون با ضریب تعیین $R^2 = 92/12$ نشان از همبستگی مثبت ۰/۹۲ درصدی برای ریسک اعتباری است.

جدول۷. برازش مدل رگرسیون

متغیر	ضریب	احتمال	نتیجه	نوع رابطه
کفایت سرمایه	-۲۰/۲۵۰۱	۰/۰۰۰۰	تایید	مثبت
کیفیت دارایی	-۱۵/۲۰۱۴	۰/۰۰۰۰	تایید	مثبت
نقدینگی سیستم بانکی	۰/۶۲۴۵۲	۰/۰۰۰۰	تایید	مثبت
نرخ رشد تولید داخلی واقعی	۴/۸۴۵آ-۰۷	۰/۰۰۰۰	تایید	مثبت
تورم	-۰/۰۸۲۱۱	۰/۱۱۲۷	تایید	منفی
کسری بودجه	۰/۱۰۵۲۱۴	۰/۰۰۰۱	تایید	مثبت
نسبت M2 به ذخایر ارزی	-۴۲۶۵۲۲۱	۰/۰۰۰۲	تایید	مثبت
اعتبارات دولتی	۰/۴۲۰۱۱	۰/۰۰۰۱	تایید	مثبت
اعتبارات خصوصی	-۰/۴۲۶۵۱	۰/۰۰۰۰	تایید	مثبت
نسبت بدهی دارایی به ارز خارجی	۰/۳۱۲۶۰۷	۰/۰۳۶۰	تایید	مثبت
صادرات	۰/۰۶۵۴۱۲	۰/۲۳۴۷	تایید	منفی
نرخ پول استرداد	۰/۵۱۱۲۲	۰/۱۹۵۴	تایید	منفی
شاخص درماندگی	۰/۱۳۸۰	۰/۰۰۰۳	تایید	مثبت

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

از آنجائیکه شیوع آشفتگی های مالی در طی چند دهه اخیر، بانک‌ها را دچار آسیب نموده و موجب ورشکستگی برخی از آنها شده، شناسایی منابع بروز ریسک نقش مهمی از در جهت تصمیم گیری برای کاهش شدت بحرانها دارد. از این‌رو، تمرکز این پژوهش بر روی ریسک اعتباری بانک‌ها است زیرا یکی از مهمترین اجزای ترازنامه بانک، تسهیلات غیرجاری است و توانایی پیش‌بینی این مهم با استفاده از برخی از شاخص‌های اقتصادی و مالی می‌تواند بانک‌ها را در مدیریت مناسب‌تر ریسک اعتباری پشتیبانی دهد. بدین معنا که بانک‌ها با در نظر گرفتن شاخص‌های مورد بررسی در این پژوهش قادر به پیش‌بینی ریسک اعتباری و کنترل آن هستند و به عبارت دیگر، نسبت به آن عکس‌العمل نشان می‌دهند. بنابراین در این پژوهش به بررسی تاثیر متغیرهای خرد و کلان اقتصادی، عوامل مالی و شوکهای خارجی در شناسایی ریسک اعتباری در سیستم بانکی در طی دوره زمانی ۹۰ الی ۹۸ در چهارچوب مدل سوئیچینگ چندمتغیره پرداخته می‌شود. یکی از متغیرهای جدید مورد بررسی در بخش عوامل مالی، متغیر درماندگی مالی می‌باشد، به طوری‌که ابتدا در مرحله اول به محاسبه و ارزیابی شاخص ریسک با استفاده از روش درماندگی مالی در سیستم بانکی ایران طی دوره زمانی مورد بررسی پرداخته و سپس، در مرحله دوم، برای سنجش تاثیر متغیر درماندگی مالی در کنار متغیرهای مالی دیگر و متغیرهای خرد و کلان اقتصادی و شوک‌های ارزی بر روی میزان ریسک اعتباری بانک‌ها از مدل مارکوف سوئیچینگ چندمتغیره چند رژیمی بهره گرفته شد. نتایج حاصل از محاسبه شاخص ریسک سیستم بانکی ایران طی دوره مورد بررسی نشان از هفت دوره ریسک پذیری بیش از حد، پنج دوره ریسک پذیری متوسط و در بقیه دوره‌ها ثبات وجود دارد.

مطالعه حاضر یافته‌های تجربی جالب و مفیدی را ارائه می‌دهد که نشان از مطابقت با یافته‌های پژوهش پیشین در ایران دارد و به مطالعات تجربی مرتبط کمک می‌کند و دلیل این مهم را می‌توان در متکی بودن اقتصاد ایران به بانک‌ها دانست بطوریکه زمانیکه وضعیت اقتصادی مناسب باشد، سرمایه‌گذاری بانک‌ها رو به افزایش می یابد و نرخ رشد شاخص‌های اقتصادی افزایش و شاخص‌های مالی کاهش می‌یابد. اول از همه بکارگیری روش تجزیه و تحلیل واریانس در انتخاب متغیرهای مهم پژوهش کمک می‌کند، ثانیاً، استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ برای حالتهای چرخه ریسک (به منظور بررسی احتمال انتقال میان رژیم‌های نوع ریسک با در نظر گرفتن شاخص‌های موثر) نشان می‌دهد که بیشتر احتمالات گذار که منعکس کننده افزایش ریسک است، در دوران بکارگیری شاخص درماندگی مالی بهمراه شاخص‌های دیگر بیشتر نمود پیدا می‌کند. سوماً، شواهد تجربی از بکارگیری متغیرهای اقتصادی و مالی به عنوان شاخص‌های موثر حمایت می‌کند که می‌تواند به طرز موثری در ماتریس های گذار که حالتهای مختلف ریسک را در طی دو رژیم در مارکوف سوئیچینگ بررسی می‌کند، مشارکت کند. در نهایت، با مقایسه شرایط بحران بانکی و ریسک در هر رژیم و بررسی مقادیر شاخص‌های اقتصادی و مالی نشان می‌دهد که هر چه وضعیت شاخص‌های اقتصادی بدتر باشد، ریسک اعتباری مربوطه بالاتر است و بنابراین، یافته‌ها نشان از تایید هر سه فرضیه در خصوص تاثیر شاخص‌های اقتصادی، مالی و شوک ارزی بر ریسک اعتباری دارد. نتایج یافته ها حاکی از ارتباط معکوس شاخص‌های اقتصادی و مالی همچون کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، نقدینگی، نرخ رشد تولید واقعی، نسبت M2 اعتبارات دولتی و خصوصی، نسبت بدهی دارایی به ارزخارجی، صادرات و نرخ پول استرداد و ارتباط مستقیم شاخص‌هایی همچون تورم، کسری بودجه و شاخص درماندگی با ریسک اعتباری است.

به علاوه، یافته‌های ناشی از روش سوئیچینگ چندمتغیره مبتنی بر متغیر درماندگی مالی و متغیرهای اقتصادی و شوک‌های ارزی نشان از تاثیر متغیرهای خرد اقتصادی از جمله کاهش عواملی از جمله کفایت سرمایه، کیفیت دارایی و نقدینگی بانک و کاهش عوامل متعیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد تولید داخلی و افزایش مواردی چون تورم و کسری بودجه بر افزایش ریسک دارد و متغیرهای مورد بررسی مذکور نقش مهمی در عوامل مهم بحران و در نتیجه موقعیت‌های ریسک در سیستم بانکی ایران دارند. بنابراین آن دسته از بانک‌هایی که دولتی اند، باتوجه به ساختار دولتی بودنشان و حمایت‌های مالی دولت از آنها کمتر با چالش‌هایی همچون ورشکستگی، تعطیلی با هجوم سپرده‌گذاران برای خروج سپرده های خود از بانک مواجه خواهند شد. بعلاوه، در این پژوهش از روش مارکوف سوئیچینگ دو رژیمی به تعیین تأثیر برخی از شاخص‌های اقتصادی و مالی در جهت تخمین ریسک اعتباری پرداخته شد. میزان دقت نهایی روش مارکوف سوئیچینگ بر روی داده‌های معاملات بانک‌های مورد بررسی همگرایی مناسبی داشته است مزیت روش مورد بررسی در زیر بخش سازی خودکار نمونه معاملات براساس شاخص‌های مورد بررسی موثر بر ریسک اعتباری می‌باشد. همچنین این زیر بخش سازی، امکان می‌دهد که راه حلهای مسئله قادر به یافتن ارتباط میان هر یک از متغیرهای مالی و اقتصادی مورد بررسی با ریسک اعتباری باشند. با استفاده از داده‌های در بازه سال ۹۰ الی ۹۸ مربوط به بانکهای عضو بورس اوراق بهادار نشان داده شد که ریسک

اعتباری بانک‌ها به شدت تحت تاثیر برخی از متغیرهای خرد و کلان اقتصادی، متغیرهای مالی و عوامل ارزی است. به طور خاص متغیرهای کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، نقدینگی سیستم بانکی، نرخ رشد تولید داخلی واقعی، نسبت M2 به ذخایر ارزی، اعتبارات دولتی و خصوصی، نسبت بدهی دارایی به ارز خارجی، صادرات و نرخ پول استرداد رابطه معکوس و معنی داری بر ریسک اعتباری بانک‌ها دارند و از طرفی متغیرهایی همچون تورم، کسری بودجه، شاخص درماندگی رابطه ای مستقیم و معنی داری با ریسک اعتباری بانک‌ها دارند و به عبارتی تاثیر تمام متغیرهای مورد بررسی که زیر مجموعه متغیرهای اقتصادی کلان، عوال مالی و شوک ارزی اند، بر ریسک اعتباری بانک‌های ایران با استفاده از مدل سوئیچینگ محاسبه گردید.

نتایج حاصل از روش مارکوف سوئیچینگ پیشنهادی نشان دهنده آسیب پذیری سیستم بانک‌های ایران در اثر افزایش عوامل شوک‌های ارزی همچون نرخ ارز، تحریم و عوامل متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تورم و کاهش کسری بودجه دولت، کفایت سرمایه، کیفیت دارایی و نرخ رشد ناخالص داخلی واقعی می‌باشد. از طرفی افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، کفایت سرمایه، کیفیت دارایی و کاهش نرخ ارز، تحریم و تورم می‌تواند از موقعیت های بحرانی کاهش داده و ریسک اعتباری را کاهش دهد که این یافته ها هم راستا با مطالعات صورت گرفته در این زمینه است. نتایج حاصل از آزمون ها نشان می‌دهد که روش مارکوف سوئیچینگ در مقایسه با روش رگرسیون ساده با تخمین دقیق‌تری مواجه است به طوریکه به هریک از متغیرهای اقتصادی و مالی مورد بررسی ضریب موثری اختصاص داده براساس تمام متغیرهای در نظر گرفته شده، به پیش‌بینی در جهت تصمیم‌گیری برای تخمین ریسک اعتباری بانک‌ها می‌پردازد اما در روش رگرسیون معمول قادر به برقراری تعادل در وزن‌دهی برای تعیین تاثیر دقیق هر یک از شاخص‌های اقتصادی و مالی مورد بررسی بکار رفته در این پژوهش نیست.

همچنین، با مشاهده نتایج دقت پیش‌بینی حاصل از رابطه میان ریسک اعتباری و بررسی شاخص درماندگی مالی، مشاهده می‌شود که در طی چندسال اخیر بانک‌ها در اقتصاد ایران دچار تحول و در معرض ریسک بالایی قرار داشته اند. بنابراین، نتایج حاصل از یافته‌های پژوهش این پژوهش کمک می‌کند تا مدیران بانکی با شناخت عوامل موثر بر ریسک اعتباری و همچنین تاثیر ریسک اعتباری بر میزان بازده سرمایه‌گذاری، نسبت به شرایط ریسکی واکنش نشان داده و با نظارت مکرر بر ریسک اعتباری از وقوع خطرات ناشی از آن در بانک‌ها جلوگیری کنند. بنابراین بنظر می‌رسد مدیران با توجه به مشخصه ها و ساختار حاکم بر فعالیت بانکها در اقتصاد ایران و توجه بر متغیرهای تاثیرگذار بر آسیب‌پذیری بانک‌ها و ایجاد شرایط ریسکی و اتخاذ راهکارهای مناسب از سوی مقامات پولی قادر به شناسایی ریسک اعتباری و پیشگیری از آن باشند. بنابراین، بنظر می‌رسد با در نظر گرفتن یافته‌های پژوهش حاصل از روش پیشنهادی این پژوهش و همچنین، با توجه به مشخصه‌ها و ساختار حاکم بر فعالیت بانکها در اقتصاد ایران و توجه بر متغیرهای تاثیرگذار بر آسیب‌پذیری و بحران بانک‌ها و ایجاد شرایط ریسکی و اتخاذ راهکارهای مناسب از سوی مقامات پولی بتوان به شناسایی ریسک اعتباری و پیشگیری از آن پرداخت. از این‌رو، باتوجه به نتایج و بحث و تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در بخش یافته‌ها، توصیه‌هایی در ادامه ارائه می‌شود:

۱. نتیجه پژوهش نشان می‌دهد که برخی شاخص‌های برجسته‌ای وجود دارند که می‌توانند به عنوان شاخص هشداردهنده اولیه بحران بانکی عمل کنند. این مطالعه همچنین، می‌تواند گذار از دوره آرام به دوره پر ریسک، مدت شرایط بحرانی و احتمال شوک‌های ریسک بانکی را تشخیص دهد. بنابراین این مهم باید مورد توجه مقامات بانکی برای تدوین سیاست پیش‌بینی شرایط بحرانی و ریسک اعتباری باشد. علاوه بر این، سایر ذینفعان باید غیر فردگرا باشند و با گمانه‌زنی‌هایی که فقط به نفع گروه های خاصی است، وضعیت اقتصادی را تشدید نکنند.

۲. چرخه اقتصادی همچنان در چرخه‌های بحران و سکون ادامه خواهد داشت. بنابراین، همه طرفها به ویژه مقامات کلان بانکی و پولی باید بیشتر آگاه باشند و سریعتر در پیش‌بینی بحران و متعاقبا شرایط پر ریسک عمل کنند. با این حال، برای سایر ذینفعان به همان اندازه مهم است که شخصا به دنبال منافع شخصی نباشند و از وضعیت اقتصادی آگاه باشند و به بهبود ثبات اقتصادی کمک 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 شده‌است.

References

Abhishek, K. (2020). Project Semester Report Credit Risk Analyses in Banking Sector. Thapar University, Patiala.

Ali, S., Liu, B., Su, J. J. J. I. R. o. E., & Finance. (2018). Does corporate governance quality affect default risk? The role of growth opportunities and stock liquidity. 58, 422-448.

Ayinde, T. O., Bankole, A. S., & Adeniyi, O. J. C. B. R. (2020). Modelling central bank behaviour in Nigeria: A Markov-switching approach.

Bellini, T. (2019). IFRS 9 and CECL Credit Risk Modelling and Validation: A Practical Guide with Examples Worked in R and SAS: Academic Press.

Chan, S. L., Chin, K. Y., Heah, J. T., Leow, Y. S., & Siew, L. O. (2018). The effect of Credit Risk Management (CRM) on the profitability of commercial banks in Malaysia. UTAR,

Cucinelli, D., Di Battista, M. L., Marchese, M., Nieri, L. J. J. o. B., & Finance. (2018). Credit risk in European banks: The bright side of the internal ratings based approach. 93, 213-229.

Das, S., & Roy, S. S. J. D. (2021). Predicting regime switching in BRICS currency volatility: a Markov switching autoregressive approach. 1-16.

De Leon, M. J. B., & Systems, B. (2020). The impact of credit risk and macroeconomic factors on profitability: the case of the ASEAN banks. 15(1), 21-29.

Hassan, M. K., Khan, A., Paltrinieri, A. J. R. i. I. B., & Finance. (2019). Liquidity risk, credit risk and stability in Islamic and conventional banks. 48, 17-31.

Heydari, H., Zavarian, Z., & Nourbakhsh, I. (2010). " Studying the Effect of Macroeconomic Indices on Non-Performing Loan, *Journal of Monetary and Banking Researches*, 2(4), 191-219. (In Persian).

Madani Tonekaboni, S.S., Adibpour, M., Mahmoodzadeh, M., & Ghavidel, S. (2020). " The Effect of Macroeconomic Resilience on Bank Credit Risk (Cross-Country Study)". *The Journal of Economic Studies and Policies Semi-Annual*, 7(13),121-152. (In Persian).

Rahman, A., Khan, M. A., & Charfeddine, L. J. S. O. (2020). Does Financial Sector Promote Economic Growth in Pakistan? *Empirical Evidences From Markov Switching Model*. 10(4), 2158244020963064.

Rostamzadeh P, Shahnazi R, Neisani M S. (2018). "Identification of Factors Affecting on Credit Risk in the Iran Banking Industry of Iran Using Stress Test. *Journal of Economic Modeling Research*, 9 (32) ,91-128. (In Persian).

Tran, C. S., Nicolau, D., Nayak, R., Verhoeven, P. J. J. o. R., & Management, F. (2021). Modeling Credit Risk: *A Category Theory Perspective*. 14(7), 298.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۲۳۶-۲۱۹

مقاله پژوهشی

بررسی تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر همزمانی قیمت سهام و بازده سهام[۱]

مهدی حاج ابراهیمی[۲]، حسین شفیعی[۳]، عباس شیبانی تذرجی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۱۵

چکیده

سرمایه‌گذاران دارای باورهای قبلی ناهمگون در ارزش یک شرکت هستند. همگن‌سازی سرمایه‌گذار فرض بسیار مهم در فرضیه بازار کارا است. با این حال، بازارهای مالی از دیدگاه سرمایه‌گذار حرفه‌ای کارا نمی‌باشد. بازارهای مالی از سرمایه‌گذاران ناهمگن شکل گرفته است که هدف آن‌ها حدس و گمان است. بسیاری از ناهنجاری‌ها اغلب به دلیل فاصله بیش از حد تئوری و واقعیت رخ می‌دهد. در همین راستا، ادبیات نظری بیشتر بر تحرکات ناشی از اعتقادات سرمایه‌گذاران یا ناهگونی سرمایه‌گذاران متمرکز است. حرکت قیمت سهام به عنوان یکی از ناهنجاری‌های رایج بیشتر مورد توجه محققان و متخصصان قرار گرفته است که نشان‌دهنده حرکت ناشی از اعتقادات افتراقی سرمایه‌گذاران یا ناهمگونی سرمایه‌گذاران است. لذا، بر پایه این استدلال، در این پژوهش تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر بازده و هم‌زمانی قیمت سهام بررسی می‌شود. بدین منظور، برای اندازه‌گیری ناهمگونی سرمایه‌گذاران مطابق با پژوهش‌های صورت گرفته از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده گردید. به منظور آزمون فرضیه‌ها از تحلیل رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی ۹۶ شرکت پذیرفته‌شده طی بازه زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ در بورس اوراق بهادار استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان داد که ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها تأثیرگذار است. همچنین، نتایج در برگیرنده تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام شرکت‌ها است.

واژگان کلیدی: ناهمگونی سرمایه‌گذاران، همزمانی قیمت سهام، رفتار سرمایه‌گذار.

طبقه‌بندی موضوعی: *G11, G20 , G29*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.32907.2409

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد زاهدان، دانشگاه آزاد اسلامی، زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول)
Email: m.haji10@yahoo.com

۳. استادیار، گروه حسابداری، واحد سیرجان، دانشگاه آزاد اسلامی، سیرجان، ایران.Email: hossein.shafii@gmail.com

۴. استادیار، گروه حسابداری، واحد سیرجان، دانشگاه آزاد اسلامی، سیرجان، ایران.Email: sheybani.abbas@iauk.ac.ir

مقدمه

هدف اساسی سرمایه‌گذاران کسب بازده از انجام سرمایه‌گذاری در بازار سهام از طریق تغییرات ایجاد شده در قیمت سهام و کسب سود سهام است. یک فرض مهم در نظریه‌های مالی کلاسیک، همگن بودن سرمایه‌گذار است که باتوجه به اینکه بین واقعیت بازار و فرض نظریه کارا فاصله زیادی است. بسیاری از نابهنجاری‌ها در بازار به طور مرتب اتفاق می‌افتد که یکی از آن‌ها بیشترین توجه را به خود جلب می‌کند اثر لحظه‌ای[1] است (فاما و فرنچ[2]، ۲۰۰۷). اثر مومنتوم به این واقعیت اشاره می‌کند که سهام با بازده بالا نسبت به سال گذشته تمایل به بازدهی بالایی در چند ماه آینده دارد؛ بنابراین، بازده‌های کوتاه‌مدت در گذشته نیز ادامه پیدا می‌کند (جگادش و تیتمن[3]، ۱۹۹۳). استراتژی معاملات مومنتوم به طور گسترده‌ای توسط سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار می‌گیرد. محققان این ناهنجاری را ناهمگونی سرمایه‌گذار نسبت می‌دهد (چوی[4] و همکاران، ۲۰۱۰؛ فاما و فرنچ، ۲۰۰۹؛ هونگ و استین[5]، ۲۰۰۷). چوی و همکاران (۲۰۱۰) معتقدند که تفاوت‌های متقابل بین کشورها در حرکت سود در طول زمان همچنان ادامه دارد. این تفاوت‌ها ناشی از خصوصیات مختلف سرمایه‌گذاران از جمله جهت‌گیری فرهنگی بین آن‌ها است. به‌طورنمونه، ژانگ[6] (۲۰۰۶) بیان کردند که حرکت سهام‌های ایالات متحده ناشی از فردگرایی بالای سرمایه‌گذاران است. هوین و اسمیت[7] (۲۰۱۳) رفتار سرمایه‌گذاران به قیمت سهام را ناشی از واکنش اخبار می‌داند. همچنین، ویلیام (۱۹۷۷) بر این باور است که باورهای ناهمگن بین سرمایه‌گذاران باعث ایجاد عدم اطمینان و افزایش ریسک و بازدهی بالاتر می‌گردد.

افزون بر مطالب فوق، طبق تئوری سنتی مالی، قیمت سهام منعکس کننده ارزش بنیادی و جریان های نقدی آتی آن است. بر اساس فرضیه مطرح شده در بازار کارا، سرمایه‌گذاران دارای رفتار عقلایی هستند؛ آنان همه اطلاعات و شواهد در دسترس و موجود را تجزیه و تحلیل کرده تا از این طریق مطلوبیت موردانتظار خود را حداکثر کنند. از این رو، هرگونه تغییرات در قیمت سهام منجر به تغییر در ارزش‌های بنیادی شرکت می‌شود و رفتار غیرعقلایی سرمایه‌گذار منجر به کسب بازده برای آنان نمی‌شود. حتی اگر برخی از سرمایه‌گذاران با انجام معاملات غیرعقلایی باعث ایجاد شک در عرضه و تقاضا شوند، آربیتراژگران منطقی، باعث خنثی شدن اثر این شوک‌ها می‌شوند. درنتیجه، اقدامات آنان باعث تثبیت قیمت سهام در سطح بنیادی می‌شود. در این راستا، کیم و ها[8] (۲۰۱۰) نشان دادند قضاوت‌های سرمایه‌گذاران مبتنی بر اطلاعات

---

۱. فاما و فرنچ بر این باورند که دو ناهنجاری بیشترین توجه محققان را به خود جلب کرده است که اثر ارزش و اثر مقداری است. اثر ارزشی به این واقعیت اشاره دارد که سهام با قیمت‌های پایین نسبت به اصول مانند جریان نقدی یا ارزش بازار، بازده متوسط بالاتری را نسبت به پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای دارد. لذا در پژوهش حاضر اثر مومنتوم با ناهمگونی سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار گرفته است.

2. Fama and French
3. Jagadesh and Titman
4. Choi
5. Hong and Stein
6. Zhang
7. Huynh and Smith
8. Kim and Ha

غیرعلمی، تصورات ذهنی و شرایط روحی و احساسی آنان در بورس است. سرمایه‌گذاران دیدگاه‌های مختلفی نسبت به ارزش دارایی‌ها دارند. در این خصوص، آنان اوراق بهادار مالی را به شیوه‌ای برابر تجزیه و تحلیل کرده‌اند که این موضوع منجر به برآوردهای برابر از توزیع احتمالات جریان‌های نقدی برآوردی در اوراق بهادار موجود می‌شود. از این رو، این موضوع غالباً به انتظارات (باورهای) همگن معروف است، لکن در واقعیت به این صورت نیست. چرا که سرمایه‌گذاران دارای انتظارات برابر درباره بازار نبوده و پرتفوی بازار را نگهداری نمی‌کنند. به همین دلیل نیازمند به مدل‌هایی هستیم که قادر به توجیه این ناهمگونی رفتاری میان سرمایه‌گذاران باشد. لذا، با توجه به پیچیده‌تر شدن بازارهای مالی در عصر حاضر، این پژوهش در پی پاسخ به این سئوال است که آیا ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام و بازده سهام تاثیرگذار است یا خیر؟

مبانی نظری و فرضیه پژوهش:

طبق نظریه‌های کلاسیک (مطلوبیت و رقابت) یک سرمایه‌گذار کاملاً عقلایی است و تصمیمات منطقی خواهد گرفت. اما تحقیقات صورت گرفته در این زمینه نشان‌دهنده آن است که اغلب سرمایه‌گذاران حتی ماهرترین آن‌ها در تصمیم‌گیری‌های خود بر احساسات تکیه می‌کنند.. بنابراین، رفتار سرمایه‌گذاران می‌تواند اصمیم‌گیری تخصیص منابع پولی آنان و به تبع آن، قیمت‌گذاری بازده شرکت را تحت تاثیر قرار دهد. در این خصوص شرایط مبهم منتج شده از اشتباهات شناختی سرمایه‌گذاران که در روانشناسی ریشه دارد، باعث بروز اشتباهاتی در انتظارات سرمایه‌گذاران شده و این امر منجر به ایجاد رفتارهای خاص در هنگام سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی، توسط آنان می‌شود. حتی هنگامی که سرمایه‌گذاران اطلاعات عمومی در اختیار دارند، این احتمال وجود دارد که این اطلاعات را به روش‌های گوناگون تجزیه و تحلیل کنند و این امر ممکن است بر بازده سهام تاثیرگذار باشد. در نظریه میلر[1] (۱۹۷۷) باورهای ناهمگن بین سرمایه‌گذاران باعث ایجاد عدم‌اطمینان و افزایش ریسک و بازدهی بالاتری طلب می‌شود.

امروزه فرضیه رفتار عقلایی سرمایه‌گذاران جهت نشان دادن واکنش و رفتار بازار که در آن سرمایه‌گذاران به دنبال افزایش مطلوبیت خود هستند، مناسب نیست. حتی شواهد نشان می‌دهد بسیاری از الگوهای مطرح شده در مالی رفتاری که تماماً ریشه در ذات انسان دارند، از طریق آموزش نیز، به راحتی قابل حل نیست. از علل توجه رو به گسترش به مالی رفتاری، درک بهتر رفتار سرمایه‌گذاران است. در این خصوص، چشم‌انداز مالی رفتاری که خود از ترکیب مالی و روانشناسی ایجاد شده است، نشان می‌دهد روانشناسی، در هنگام تصمیم‌گیری مالی افراد نقش مهمی ایفا می‌کند. نظریه‌های اقتصاد عمدتاً بر این مبنا تدوین می‌شوند که افراد به شکلی معقول رفتار می‌کنند و اطلاعات موجود در روند سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. این فرض مبنای نظریه کارایی بازار است.

1. Miller

مطابق با فرضیه بازار کارا، اطلاعات به صورت کامل در بازار سهام وجود دارد و سرمایه‌گذاران می‌توانند بر اساس این اطلاعات اقدام به تصمیم‌گیری منطقی نمایند. انتظارات همگن سرمایه‌گذاران فرضیه‌ای است که توسط مارکوویز[1] (۱۹۵۲) در نظریه پرتفوی مدرن خود ارائه نمود. وی بر این استدلال است که همه سرمایه‌گذاران از انتظارات یکسانی برخوردارند و با توجه به مجموعه‌ای از شرایط، انتخاب‌های یکسانی را انجام می‌دهند. لوی[2] و لوی (۱۹۹۶) بر این باورند که با وجود اختلاف‌ها و استدلال‌های متفاوت، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای جهت همگن کردن انتظارات سرمایه‌گذاران به عنوان مدلی پیشرو در رویکرد ساختاری محسوب می‌شود. افراد غالباً اطلاعات مشترکی را به اشتراک می‌گذارند، اما در مورد معنای این اطلاعات، نه تنها در ارزیابی دارایی‌های مخاطره آمیز بلکه، در ارزیابی سیاست‌های اقتصادی و غیره نیز اختلاف نظر دارند.

واگرایی عقاید غالباً به عنوان نوعی ناهمگونی سرمایه‌گذار در اقتصاد مالی تعریف می‌شود (وانگ و لیو[3]، ۲۰۱۴). ناهمگونی سرمایه‌گذاران می‌تواند از اولویت‌های مالیاتی، تحمل ریسک، نیاز به نقدینگی و اطلاعات خصوصی (وانگ و لیو، ۲۰۱۴) و محدودیت‌های مالی و درآمدهای بدون کنترل (وانگ، ۱۹۹۴) ناشی می‌شود. به‌طورمشابه، مایشار[4] (۱۹۸۳) نشان داد واگرایی عقاید سرمایه‌گذار در تعیین قیمت دارایی‌ها بسیار ضروری است. بنابراین، ناهمگونی سرمایه‌گذار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا ارتباط مستقیم با رفتار قیمت و حجم معاملات در بازار دارد. معامله‌گران می‌توانند در صورت تغییر ناهمگونی سرمایه‌گذاران استراتژی‌های معاملات خود را تغییر دهند. بنابراین، مطابق با استدلال فوق، فرضیه پژوهش به شرح زیر بیان می‌گردد.

فرضیه اول: ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام تأثیرگذار است.

فرضیه دوم: ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام تأثیرگذار است.

پیشینه تجربی پژوهش

سیادی تارانلو[5] و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تحلیل روابط علی عوامل موثر در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران فردی بر خرید سهام را با استفاده از یک نمونه مشتمل بر ۳۵ کارشناس سرمایه‌گذاری مورد بررسی قراردادند. نتایج پژوهش نشان داد ۴ شاخص و ۲۰ زیرشاخص بر تصمیم سرمایه‌گذاران فردی برای خرید سهام در بورس تاثیرگذار است. دانگ و وو[6] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان توجهات سرمایه‌گذار به عنوان یک عامل قیمت‌گذاری ریسک از سرمایه‌گذاران چینی برای سهام‌های خود پرداختند. آن‌ها دریافتند

1. Markowitz
2. Levi
3. Wang & Liu
4. Maishar
5. Tooranloo
6. Dong & Wu

توجه سرمایه‌گذار می‌تواند به طور سیستماتیک بر بازده سهام تاثیرگذار باشد و آن را به عنوان یک عامل مهم در قیمت‌گذاری سهام تبدیل می‌کند. موشینادا و سرما ویلوری[1] (۲۰۱۹) طی پژوهشی به بررسی عقلانیت سرمایه‌گذاران و تعصبات رفتاری در بازار سهام کشور هند پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند سرمایه‌گذاران باید پس از تحلیل هر سرمایه‌گذاری، عمل کنند تا از اشتباهات رفتاری گذشته آگاه شوند و از ادامه همین کار خودداری کنند. این ممکن است به سرمایه‌گذاران کمک کند تا تاثیرات منفی خودشیفتگی و اعتماد به نفس بیش از حد را در ابزار مورد انتظار خود به حداقل برسانند. در این رابطه دهاویی[2] (۲۰۱۵) با بررسی ارتباط شک‌های بازار شهام و حجم معاملات در بازه زمانی ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۴ در آمریکا نشان داد سرمایه‌گذاران در دوره‌های خوش‌بینی خود به صورت هوشیار و زیرکانه اقدام به سرمایه‌گذاری و نگهداری پرتفوی می‌کنند و در دوره‌های نرمال و بدبینی، دقت آنان در سرمایه‌گذاری و نگهداری پرتفوی کاهش پیدا می‌کند. از همین منظر، هافمانن[3] و همکاران (۲۰۱۵) با بررسی ارتباط بین درک سرمایه‌گذاران، حجم معاملات واقعی و رفتار ریسک‌پذیری اثبات کردند تغییر درک سرمایه‌گذاران می‌تواند بر حجم معاملات و رفتار ریسک‌پذیری آنان تأثیرگذار باشد.

در ارتباط با پیشینه پژوهش‌های داخلی، مطالعات مستقیماً رابطه ناهمگونی سرمایه‌گذاران، هم‌زمانی قیمت و بازده سهام را بررسی نکرده‌اند. در این ارتباط، اسکندرلی (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی تاثیر اقلام تعهدی بر ناهمگونی باورهای سرمایه‌گذاران و تاثیر تعامل آن‌ها بر بازده سهام طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ با استفاده از یک نمونه متشکل از ۱۵۱ شرکت پرداختند. نتایج یافته‌های وی نشان می‌دهد که با افزایش اقلام تعهدی باورهای سرمایه‌گذاران تحت تأثیر سطح ناهمگونی بالایی قرار می‌گیرد که این امر بر بازده سهام تاثیرگذار است. همچنین، نتایج دربرگیرنده آن است که ناهمگونی باورهای سرمایه‌گذاران بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده سهام تاثیرگذار است. صفرپور و همکاران (۱۳۹۸) اثر متفاوت اندازه شرکت‌ها بر رابطه بین بازده متعارف، بازده نامتعارف و باور ناهمگن سرمایه‌گذار در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک نمونه متشکل از ۱۱۰ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ بررسی نمودند. نتایج یافته‌های آن‌ها نشان داد بازده متعارف و نامتعارف سهام بر باور ناهمگن سرمایه‌گذار اثر می‌گذارد و تاثیر این دو متغیر بر باور ناهمگن در شرکت‌های بزرگ نسبت به شرکت‌های کوچک بیشتر است؛ بنابراین، اجزای بازده سهام می‌تواند باور سرمایه‌گذار را تخت تاثیر قرار دهد و در تصمیم‌گیری بابت سرمایه‌گذاری به چالش بکشاند. درخشنده و احمدی (۱۳۹۶) به ارزیابی نقش باورهای سرمایه‌گذاران بر جهت‌گیری قیمت و حجم معاملات در بازار سرمایه پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد باورهای سرمایه‌گذاران شامل؛ خوش‌بینانه، تأثیر مثبت و بدبینانه، تأثیر منفی بر روند معاملات بازار دارد. همچنین، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که باورهای خوش‌بینانه و بدبینانه سرمایه‌گذاران بر روند قیمت بازار تأثیر معنی‌دار ندارد. رستمی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با فرض وجود اطلاعات

1. Mushinada, V. N. C & Veluri
2. Dhaoui
3. Hoffmann

ناهمگن پرداخت که نتایج آنان نشان داد که کاربردهای باورهای ناهمگون سرمایه‌گذار بر قیمت‌گذاری تعادلی دارایی‌ها و انتخاب پرتفوی بهینه تأثیرگذار است. نتایج پژوهش آنان هم‌چنین نشان داد که بین بازده‌های ماهانه و قیمت‌های نسبی همبستگی معناداری وجود دارد. همچنین، نتایج بیانگر این است که استراتژی قیمت مشروط بهتر از استراتژی خرید و نگهداری عمل می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش، توصیفی-همبستگی است. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، داده‌ها به روش کتابخانه‌ای و به صورت روزانه جمع‌آوری گردید. مدل آماری به‌کار رفته شده در این پژوهش مدل رگرسیون چندمتغیره است. به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط[1] (SUR) استفاده می‌شود. علت استفاده از این روش این است که حجم معاملات صورت گرفته در بازار سرمایه می‌تواند بر روند قیمت سهام تأثیرگذار باشد. ازاین‌رو، در این پژوهش قبل از اجرای رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SUR)، لازم است شرط مربوط به وابستگی اجزای اخلال معادلات موردبررسی قرار گیرد. در صورت وجود همبستگی بین اجزای اخلال امکان استفاده از این رگرسیون وجود دارد.

جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ است که با استفاده از روش حذفی و با به‌کارگیری معیارهای زیر اقدام به انتخاب نمونه شده است.

۱. قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار پذیرفته‌شده باشد.
۲. در طول دوره پژوهش بیشترین ارزش بازار را داشته باشد (این معیار به این دلیل اضافه گردید که انتظار می‌رود شرکت‌هایی که دارای بیشترین ارزش بازار باشند، بیشتر تحت تأثیر افکار و عقاید سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرند و همچنین، بیشترین تأثیر را بر بازار سرمایه دارند).
۳. اطلاعات آن‌ها در دوره پژوهش به‌صورت روزانه وجود داشته باشد.

متغیرها و مدل رگرسیونی پژوهش

متغیر مستقل: ناهمگونی سرمایه‌گذار

متغیر مستقل پژوهش حاضر ناهمگونی سرمایه‌گذار است که مطابق با پژوهش دهایوی و خرایف (۲۰۱۴) از رابطه (۱) استفاده شده است.

$$pes_t = ln\left[\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n}(P_{i,t}|P_{i,t} < E[P_{i,t}))\right]^{-1} * 100 \right. \quad (۱)$$

در رابطه فوق pes_t، نشان‌دهنده باورهای بدبینانه سرمایه‌گذاران به صورت روزانه؛ $P_{i,t}$، نشان‌دهنده قیمت سهام شرکت i در زمان t؛ $E[P_{i,t}]$، نشان‌دهنده میانگین قیمت روزانه سهم هر شرکت در هر سال مالی؛ N، نشان‌دهنده تعداد شرکت در هر روز و Ln، لگاریتم طبیعی است.

1. Seemingly Unrelated Regression

به منظور محاسبه میانگین قیمت روزانه سهم در هر سال مالی $E[P_{i,t}]$ از رابطه (۲) استفاده شده است.

$$E[P_i] = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{t} p_{i,t} \quad (۲)$$

متغیر وابسته: هم‌زمانی قیمت سهام

متغیر وابسته پژوهش، مطابق با پژوهش جین[1] و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از الگوی رابطه (۳)، ضریب تعیین تعدیل‌شده الگوی رگرسیونی محاسبه و سپس، به عنوان مبنایی برای محاسبه هم‌زمانی استفاده می‌شود (فلاح‌زاده ابرقویی و همکاران، ۱۳۹۸).

$$R_{it_d} = \alpha_{0i} + \beta_{1i}R_{mt_d} + \beta_{1i}R_{mt_{d-1}} + \gamma_{1i}R_{jt_d} + \gamma_{2i}R_{jt_{d-1}} + \varepsilon_{it_d} \quad (۳)$$

عوامل عبارتند از؛ R_{mt_d}: بازده روزانه بازار در سال t؛ R_{it_d}: بازده روزانه شرکت در سال t؛ R_{jt_d}: بازده روزانه صنعت در سال t؛ $R_{mt_{d-1}}$: بازده بازار یک روز قبل در سال t؛ و $R_{jt_{d-1}}$: بازده روزانه صنعت یک روز قبل در سال t است. همچنین، به منظور محاسبه بازده روزانه صنعت و بازار از رابطه (۴) و (۵) استفاده شد.

$$R_{m,t} = \frac{I_{m2t} - I_{m1t}}{I_{m1t}} \quad (۴)$$

$$R_{j,t} = \frac{I_{j2t} - I_{j1t}}{I_{j1t}} \quad (۵)$$

عوامل عبارتند از، I_{m2t}: شاخص بازار در انتهای روز و I_{mt}: بازده روزانه بازار I_{m1t}: و شاخص بازار در ابتدای روز t است. I_{j1t}: شاخص صنعت در ابتدای روز t؛ I_{j2t}: شاخص صنعت در پایان روز و I_{jt}: بازده روزانه صنعت است و برای محاسبه آن از رابطه (۳) استفاده می‌شود که نشان‌دهنده ضریب تعیین از تغییرات بازده روزانه صنعت و بازار به‌دست‌آمده است و بیانگر تاثیر آن عوامل بر بازده روزانه شرکت است.

ضریب تعیین الگوی بازار، حاصل تغییرات عامل بازده بازار و تاثیر آن بر بازده سهام شرکت است (جین و همکاران، ۲۰۱۶). متغیر هم‌زمانی قیمت سهام شرکت i در سال مالی t با توزیع نزدیک به نرمال از طریق رابطه ۶ به دست می‌آید.

$$synch = \log\left(\frac{{R_{i,t}}^2}{1 - R_{it}^2}\right) \quad (۶)$$

بازده سهام

دومین متغیر وابسته پژوهش بازده سهام است که مطابق با پژوهش اصولیان و همکاران (۱۳۹۶) از طریق بازده ماهانه شرکت بر اساس تغییرات قیمت انتهای هر ماه با درنظر گرفتن افزایش سرمایه و همچنین، سود تقسیمی محاسبه می‌شود.

1. Jin

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی پژوهش حاضر مطابق با پژوهش ژانگ (۲۰۱۸) شامل اندازه شرکت، اهرم مالی، نرخ بازده دارایی، رشد شرکت و زیان‌دهی است.

- **اندازه شرکت:** اندازه شرکت عبارت است از لگاریتم طبیعی ارزش بازار دارایی‌های شرکت که از حاصل‌ضرب تعداد در قیمت سهام در انتهای سال به دست می‌آید (سونگ[1]، ۲۰۱۵). اندازه شرکت به طور مستقیم به هم‌زمانی قیمت سهام مربوط می‌شود، زیرا بازده سهام شرکت‌های بزرگ، همگام با بازار است (رول[2]، ۱۹۸۸). افزون برآن، فرناندز و فریا[3] (۲۰۰۹) استدلال می‌کنند که اعلامیه‌های عمومی شرکت‌های با اندازه بزرگ‌تر ممکن است به عنوان شاخص‌های کلان اقتصادی برای شرکت‌های کوچک عمل کند که موجب افزایش هم‌زمانی قیمت سهام شود.
- **اهرم مالی:** اهرم مالی به وسیله تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود. مطالعات قبلی صورت گرفته مانند هی[4] و همکاران (۲۰۱۳) و نگ[5] و همکاران (۲۰۱۱) بیان داشته‌اند که اهرم مالی نقش مهمی در هم‌زمانی قیمت سهام دارد. آنها بیان کردند که اهرم مالی بالاتر، تمایل به تغییر ریسک از نقدینگی به بدهی را موجب می‌شود که ریسک بیشتری را برای شرکت به همراه دارد و منجر به افزایش هم‌زمانی قیمت سهام می‌شود.
- **نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام:** عبارت است از تقسیم ارزش بازار جمع حقوق مالکانه شرکت در انتهای سال بر ارزش دفتری (دموری و همکاران، ۱۳۸۷). در این خصوص، بالا بودن این نسبت به معنی ریسک کمتر در ارتباط با شرکت و به تبع نرخ بازده موردانتظار کمتر برای سرمایه‌گذاران است؛ از این رو، این نسبت با تأثیری که بر بازده مورد انتظار دارد بر هم‌زمانی قیمت سهام تأثیر می‌گذارد.
- **سن شرکت:** عبارت است از سالهایی که در بورس اوراق بهادار ثبت شده است. هدف از انتخاب این متغیر این است که شرکت‌ها رویه‌های گزارشگری و کیفیت افشای اطلاعات خود را در طول زمان بهبود می‌بخشند (رحیمی و نظام پور، ۱۳۹۵)؛ بنابراین، سن شرکت می‌تواند بر هم‌زمانی قیمت سهام اثرگذار باشد.
- **بتا:** عبارت است از نسبت ایجاد شده از رابطه کوواریانس بازده پرتفوی بازار و بازده سهام شرکت با نسبت واریانس پرتفوی بازار است (احمدی و همکاران، ۱۳۹۱). افشای اطلاعات حسابداری به علت کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و تاثیری که بر ریسک دارد، بر هم‌زمانی قیمت سهام می‌تواند موثر باشد (فاروق و آکتاروزامان، ۲۰۱۶).

---

1. Song
2. Roll
3. Fernandes and Ferreira
4. He
5. Ng

مدل رگرسیونی پژوهش

جهت سنجش ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام و بازده سهام در پژوهش حاضر بر اساس مدل ژانگ (۲۰۱۸) استفاده‌شده است. رابطه (۷) بیانگر تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام است.

$$Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i \quad (۷)$$

رابطه (۸) نیز بیانگر، تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام است.

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i \quad (۸)$$

که در آن: $Synch_{i,t}$:هم‌زمانی قیمت سهام i در سال t؛ $Pes_{i,t}$: ناهمگونی سرمایه‌گذاران شرکت i در سال t؛ $R_{i,t}$: بازده سهم شرکت i در سال t؛ $SIZE_{i,t}$: اندازه شرکت i در سال t؛ $LEV_{i,t}$: اهرم مالی شرکت i در سال t؛ $MB_{i,t}$: ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t؛ $BETA_{i,t}$: بتای سهام شرکت i در سال؛ $AGE_{i,t}$: سن شرکت i در سال؛ $Year\ fixed\ effect$: اثرات ثابت سال-شرکت و $Industry\ fixed\ effects$: اثرات ثابت صنعت است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. میانگین هم‌زمانی قیمت سهام ۱/۳۲۷-است. به‌عبارت‌دیگر، منفی بودن مقدار میانه نمره هم‌زمانی قیمت سهام نشان می‌دهد مدیران شرکت‌ها بیشتر تمایل به عدم‌استفاده از اطلاعات خاص دارند که این امر حاکی از میزان نسبی اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام آن شرکت است. هراندازه انعکاس این اطلاعات خاص در قیمت سهام بیشتر باشد، هم‌زمانی قیمت کمتر است. همچنین، میانگین اهرم مالی ۰/۶۴ است یعنی، ۶۴ درصد از دارایی‌های شرکت‌های موردمطالعه از محل بدهی تأمین مالی شده است. میانگین نرخ بازدهی دارایی‌ها معادل ۱۰/۳ درصد است. همچنین، نرخ رشد فروش شرکت‌های موردمطالعه به‌طور میانگین معادل ۱۰/۴ درصد است.

جدول ۱. آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
ناهمگونی سرمایه‌گذار	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۶۶	۰/۰۰۳
هم‌زمانی قیمت سهام	-۱/۳۲۷	-۱/۲۱۳	-۴/۱۹۳	۰/۸۰۶	۰/۱۵۱
بازده سهام	۰/۵۲۶	۰/۲۱۰	-۰/۶۵۸	۸/۵۹۸	۰/۰۰۴
نسبت اهرمی	۰/۶۴۳	۰/۶۱۲	۰/۳۳۸	۰/۸۵۱	۰/۱۶۰
اندازه شرکت	۱۲/۹۱۵	۱۲/۷۱۳	۱۰/۳۲۸	۱۴/۹۷۳	۰/۶۶۸
ارزش بازار به دفتری	۱/۹۷۸	۱/۶۵۵	۰/۵۵۰	۵/۲۳۷	۰/۵۶۴
بتای سهام	۰/۵۸۹	۰/۵۱۰	-۰/۶۰۰	۲/۲۹۰	۰/۰۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

آماره‌های استنباطی

آزمون مانایی (ریشه واحد) متغیرها

وجود متغیرهای نامانا در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های t و F نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط توزیع‌های t و F، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون نیستند؛ بنابراین، قبل از برآورد یک مدل رگرسیون باید از مانا بودن کلیه متغیرهای مستقل و وابسته اطمینان حاصل کرد. طبق جدول ۲، از انجا که مقدار احتمال همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است، همه متغیرهای مدل در دوره پژوهش مانا هستند؛ به این معنی که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است؛ بنابراین، مشکل رگرسیون کاذب وجود نخواهد داشت.

جدول ۲. آزمون مانایی لوین، لین و چو

متغیر	نماد	آماره آزمون	معنی‌داری
ناهمگونی سرمایه‌گذار	PES	-۱۶/۳۰۰	۰/۰۰۰
هم‌زمانی قیمت سهام	SYNCH	-۱۸/۸۲	۰/۰۰۰
بازده سهام	R	-۲۸/۱۱	۰/۰۰۰
نسبت اهرمی	LEV	-۳۴/۳۹	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۳۵/۶۹	۰/۰۰۰
ارزش بازار به دفتری	MB	-۲۵/۱۷	۰/۰۰۰
بتای سهام	BETA	-۳۶/۴۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون‌های تشخیصی مدل

پیش از آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه، لازم است آزمون‌های تشخیصی جهت انتخاب روش مناسب برآورد مدل با استفاده از داده‌های جمعی یا داده‌های ترکیبی صورت گیرد. آزمون F لیمر یا آزمون چاو به انتخاب بین روش‌های برآورد مدل یا جمعی و داده‌های ترکیبی (پنل) می‌پردازد. پس از تشخیصی مناسب مدل با داده‌های ترکیبی برای انتخاب از بین روش‌های با اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده‌شده است. نتایج این دو آزمون در جدول ۳ نشان داده‌شده است. نتایج آزمون F لیمر برای مدل نشان می‌دهد روش داده‌های ترکیبی (پنل) و نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌ها مؤید آن است مدل با اثرات ثابت، جهت برازش این مدل مناسب خواهد بود.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیصی

مدل فرضیه	$Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$				
آزمون چاو	آماره آزمون (F)	سطح معنی‌داری	آزمون هاسمن	آماره آزمون (خی-دو)	سطح معنی‌داری
	۶/۸۶۵	۰/۰۰۰		۱۳/۷۵	۰/۰۴۸
	$R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$				
آزمون چاو	آماره آزمون (F)	سطح معنی‌داری	آزمون هاسمن	آماره آزمون (خی-دو)	سطح معنی‌داری
	۷/۷۲۱	۰/۰۰۰		۱۲/۶۳	۰/۰۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون ناهمسانی واریانس

در این پژوهش از آزمون آماری بریوش پاگان[1] برای کشف همسانی واریانس استفاده‌شده است. طبق جدول (۴) معنی‌داری آماره آزمون برای هر دو مدل نشان می‌دهد که فرض صفر آزمون (مبتنی بر همسانی واریانس‌ها) رد می‌شود. به همین دلیل، به‌جای مدل حداقل مربعات معمولی باید از مدل حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شود. این کار موجب تغییر شیوه محاسبه خطای استاندارد ضرایب شده و به‌تبع آن، آماره تی استیودنت و سطوح معنی‌داری مربوط از بابت همسانی واریانس موجود، تصحیح می‌شوند.

جدول ۴. نتایج آزمون همسانی واریانس بروش-پاگان

مدل فرضیه	$Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$		
آماره آزمون بروش-پاگان	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه
	۹/۳۵۴۶	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس
	$R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$		
آماره آزمون بروش-پاگان	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه
	۱۰/۳۶۸۱	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه‌ها

قبل از برآورد مدل، لازم است که مفروضات مدل رگرسیون شامل نرمال بودن باقی‌مانده‌های مدل، همسانی واریانس اجزای اخلال، نبود همخطی بین متغیرهای توضیحی و عدم‌وجود خودهمبستگی بین اجزای خطای مدل بررسی گردد. از آزمون جارک- برا به منظور ارزیابی نرمال بودن اجزای اخلال مدل

1 . Bryosh Pagan statistical test

استفاده شده است. از آنجا که سطح معنی‌داری این آزمون برای مدل‌های پژوهش بزرگتر از ۰/۰۵ است، اجزای اخلال مدل‌ها نرمال است. از روش تصحیح وایت به‌منظور برطرف کردن مشکل احتمالی ناشی از ناهمسانی واریانس استفاده شد. افزون بر این، نتایج حاصل از عامل تورم واریانس (VIF[1]) مشکل همخطی چندگانه جدی برای مدل وجود ندارد. درنهایت، آماره دوربین- واتسن که نتایج آن در جدول (۵) ارائه‌شده نشان داد که همبستگی بین اجزاء خطای مدل وجود ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش در جدول (۵) نشان داده‌شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

$$Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$$

نماد متغیر	عنوان متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
α	مقدار ثابت	۰/۵۲۸	۰/۳۵۱	۱/۵۰۵	۰/۱۳۲
PES	ناهمگونی سرمایه‌گذار	۰/۴۱۱	۰/۰۷۸	۵/۲۵۸	۰/۰۰۰
SIZE	اندازه شرکت	۰/۰۶۲	۰/۰۱۹	۳/۱۴۵	۰/۰۰۰
LEV	اهرم مالی	۰/۰۸۸	۰/۰۱۹	۴/۵۵۸	۰/۰۰۰
MB	ارزش بازار به دفتری	۰/۵۷۱	۰/۲۱۲	۲/۶۹۰	۰/۰۰۷
BETA	بتای سهام	۰/۱۹۷	۰/۰۳۹	۵/۰۲۷	۰/۰۰۰
AGE	سن شرکت	۰/۰۲۴	۰/۰۸۰	۰/۳۰۰	۰/۷۶۳
YFE	اثرات سال-شرکت	کنترل شد			
IFE	اثرات سال-صنعت	کنترل شد			
ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۵۴۸			آماره دوربین واتسون: ۱/۷۷۴		
آماره F: ۲۲/۴۵۱			معنی‌داری آماره F: ۰/۰۰۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

آماره‌های F ارائه شده در جدول، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد مدل‌های رگرسیونی است. آماره دوربین- واتسن نیز نشان‌دهنده عدم‌وجود مشکل خودهمبستگی است. ضریب برآوردی و آماره t مرتبط با متغیر ناهمگونی سرمایه‌گذار در الگوی پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مثبت و معنی‌دار است. به عبارت بهتر، بین ناهمگونی سرمایه‌گذار و هم‌زمانی قیمت سهام شرکت‌ها رابطه مثبتی وجود دارد. از این

1. Variance Inflation Factor

رو، فرضیه پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود. همچنین، سایر متغیرهای پژوهش به غیر از سن شرکت حاکی از وجود رابطه معنی‌داری با هم‌زمانی قیمت سهام است.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$$

نماد متغیر	عنوان متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
α	مقدار ثابت	۱۵/۶۸۹	۳/۶۷۵	۴/۲۶۵	۰/۰۰۰
PES	ناهمگونی سرمایه‌گذار	۰/۹۶۰	۰/۴۸۴	۱/۹۸۱	۰/۰۴۸۷
SIZE	اندازه شرکت	۰/۹۶۱	۰/۴۰۹	۲/۳۴۸	۰/۰۱۹۶
LEV	اهرم مالی	۰/۴۹۰	۰/۱۳۴	۳/۶۳۱	۰/۰۰۰۳
MB	ارزش بازار به دفتری	۱/۷۲۶	۰/۶۲۴	۲/۷۶۵	۰/۰۰۶۱
BETA	بتای سهام	۰/۱۹۳	۰/۰۸۵۸	۲/۲۵۸	۰/۰۲۴۸
AGE	سن شرکت	۰/۰۱۴۳	۰/۰۴۸۲	۰/۲۹۸	۰/۷۶۵۹
YFE	اثرات سال-شرکت	کنترل شد			
IFE	اثرات سال-صنعت	کنترل شد			
ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۵۶۳		آماره دوربین واتسون: ۱/۹۷۶			
آماره F: ۲۳/۵۳۶		معنی‌داری آماره F: ۰/۰۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

آماره‌های F ارائه شده در جدول، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد مدل‌های رگرسیونی است. آماره دوربین- واتسن نیز نشان‌دهنده عدم‌وجود مشکل خودهمبستگی است. ضریب برآوردی و آماره t مرتبط با متغیر ناهمگونی سرمایه‌گذار در الگوی پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد بین ناهمگونی سرمایه‌گذار و بازده سهام رابطه مثبتی وجود دارد. از این رو، فرضیه پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود. همچنین، سایر متغیرهای پژوهش به غیر از سن شرکت، حاکی از وجود رابطه معنی‌داری با هم‌زمانی قیمت سهام است.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

تا قبل از دهۀ ۷۰، فرآیندها در اقتصاد و مالی با توزیع نرمال (حرکت برنولی) توصیف می‌شدند. فاما و همکاران (۱۹۷۰) در مطالعات تجربی مشخص کردند توزیع نرمال برای برازش داده‌ها در الگوسازی مناسب

نیست؛ زیرا توزیع‌ها معمولاً دنباله پهن و نامتقارن بودند. به دنبال آن‌ها توزیع‌های پایدار معرفی می‌شود. قوانین پایدار یکی از راه‌حل‌ها در الگوسازی ریاضی بازده سهام و هم‌زمانی قیمت سهام است؛ زیرا این توزیع‌ها چولگی و کشیدگی داده‌ها را در نظر می‌گیرد. جین و مایر[1] (۲۰۰۶) نشان دادند صاحبان منافع درون‌سازمانی مانند مدیران بیشتر از صاحبان منافع برون‌سازمانی مانند سرمایه‌گذاران، از اطلاعات شرکت آگاهی دارند که این موضوع موجب ایجاد عدم‌تقارن اطلاعاتی بین آنان می‌شود و این موضوع سبب می‌شود صاحبان منافع درون‌سازمانی جریان‌های نقدی بیشتری نسبت به دیگران دریافت کنند. بنابراین، صاحبان منافع درون‌سازمانی به دنبال کاهش ریسک شرکت به منظور کاهش ریسک سرمایه‌گذاران هستند. در این خصوص، سهم کمتر ریسک سرمایه‌گذاران ناشی از عدم‌تقارن اطلاعاتی، نسبت ریسک بازار به ریسک را کاهش داده که این موضوع سبب می‌شود قیمت سهام با هماهنگی بیشتری به سمت قیمت بازار حرکت کند. لذا هدف از پژوهش حاضر، بررسی تأثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام و بازده سهام شرکت بوده است.

در مورد فرضیه اول پژوهش که حاکی از تأثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام است، می‌توان گفت سرمایه‌گذاران همواره قیمت‌ها را رصد کرده و همگام با بازده‌های مثبت، واکنش مثبت و با بازده منفی، واکنش منفی نشان می‌دهند. وقتی سهام دارای بازده مثبت باشد، تحلیل‌گران بنیادی آن‌ها را به‌عنوان یک شرایط اقتصادی خوب بیان می‌کنند. مطابق با مدل هونگ و استین (۱۹۹۹)، اطلاعات به‌سرعت در بازار پخش نمی‌شود. هرچه اخبار خوب به‌تدریج در بازارها پخش شود، سرمایه‌گذاران شروع به واکنش با این اخبار می‌کنند. لذا این رفتار باعث ایجاد ناهمگونی سرمایه‌گذار و درنهایت، افزایش هم‌زمانی قیمت سهام می‌گردد. نتایج به‌دست‌آمده را می‌توان با پژوهش ژانگ (۲۰۱۸) و دانگ و وو (۲۰۱۹) در یک راستا است. به طور نمونه، دانگ و وو (۲۰۱۹) بر این باورند که توجیهات سرمایه‌گذار به عنوان یک عامل قیمت‌گذاری ریسک بر قیمت‌گذاری سهام تاثیر بسزایی دارد. در همین راستا، موشینادا و سرما ویلوری (۲۰۱۹) بیان کردند که سرمایه‌گذاران بایستی رفتار عقلایی از خود نشان دهند و این واکنش رفتار سرمایه‌گذاران می‌تواند بر قیمت سهام اثرگذار باشد.

مطابق با نتیجه به‌دست‌آمده از فرضیه دوم پژوهش، سرمایه‌گذاران نسبت به بازده سهام واکنش و رفتارهای ناهمگونی را نشان می‌دهند. به‌عبارت‌دیگر، سرمایه‌گذاران تمایل به خرید سهام برندگان و بازندگان سهام رادارند که نشان‌دهنده افزایش اثر تعقیب و اثر ماهیگیری در سطح پایین است. خرید برندگان گذشته (حرکت مثبت) بازده قابل‌توجه سهام را نشان نمی‌دهد، بااین‌وجود بازندگان گذشته از نقدینگی کم (ناهمگونی پایین) سهام، بازده قابل‌توجه بالاتری را ایجاد می‌کنند. بنابراین، سهام‌هایی با کمترین میزان ناهمگونی سرمایه‌گذار پس از سقوط قیمت‌ها، بیشترین بازده را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند. نتایج به‌دست‌آمده را می‌توان با پژوهش صفرپور و همکاران (۱۳۹۸) و ژانگ (۲۰۱۸) همسو دانست. به‌طورمثال، در پژوهش صفرپور و همکاران (۱۳۹۸) رفتار ناهمگون سرمایه‌گذار بر بازده متعارف و نامتعارف سهام

1. Jin & Myers

تاثیرگذار است و این باور ناهمگون در شرکت‌های بزرگ نسبت به شرکت‌های کوچک بیشتر است. همچنین هافمانن و همکاران (۲۰۱۵) بر این باورند که درک سرمایه‌گذاران و تغییر آن به عنوان عاملی اثرگذار بر ریسک‌پذیری افراد و حجم معاملات عمل می‌کند و بر بازده سهام شرکت‌ها تاثیرگذار است. اسکندرلی (۱۳۹۸) نیز، نشان داد که ناهمگونی باورهای سرمایه‌گذاران بر بازده سهام شرکت‌ها اثر مثبت و معنی‌داری دارد.

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 شده‌است.

References

Ahmadi, M. R; Ahmadi Angali, K; & Drise, A. (2012). Evaluation of disclosure of financial information on the cost of capital based on CAPM model. *Quarterly Financial Accounting Journal*. 4 (13), 66-85. (In Persian).

Choi, J. S; Kwak, Y. M; & Choe, C. (2010). Corporate social responsibility and corporate financial performance: Evidence from Korea. *Australian journal of management*, 35(3), 291-311.

Damoori, D; Saeeda, S; Fallahzadeh, A. (2009). The Investigating Overreaction of Investors to Patterns of Past Financial Performance Measures in the Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Review*, 16(1). (In Persian).

Darakhshandeh, S; Ali Ahmadi, S. (2017). Evaluation the Role of Investor's Beliefs on the Direction of price and Trading in Capital Market. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(33), 51-63. (In Persian).

Dhaoui, A. (2015). Empirical Linkages between Trading Volume and Stock Markets Shocks: When Sentiments Drive Investors Behavior. *Journal of Economic and Social Studies*, 5(2), 105-126.

Dong, D and Wu, K. (2019). Investor attention is a risk pricing factor? Evidence from Chinese investors for self-selected stocks. *China Finance Review International*, 10 (1), 95-112.

Eskandarli, T. (2019). Investigating the effect of Accruals on the Heterogeneity of investors' Beliefs and their interaction on Stock Returns. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 8(29), 149-160(In Persian).

Fallahzadeh Abarghouhei, A; Taftiyan (Ph.D), A; Heirany (Ph.D), F. (2019). Relationship between Information Disclosure with the Stock Price Synchronicity and Crash Risk of Falling Stock Prices within Simultaneous Equations System; 10(1), 169-194. doi: 10.22103/jak.2019.11485.2580 (In Persian).

Fama, E. F; & French, K. R. (2007). Disagreement, tastes, and asset prices. *Journal of financial economics*, 83(3), 667-689.

Farooq, O; Aktaruzzaman, K. (2016). Does stock price synchronicity effect information content of reported earnings? Evidence from the MENA. *Financial Markets & Institutions*, 6(3), 41-47.

Fernandes, N; & Ferreira, M. A. (2009). Insider trading laws and stock pric informativeness. *Review of Financial Studies*, 22(5), 1845-1887

He, W; Li, D; Shen, J; & Zhang, B. (2013). Large foreign ownership and stock price informativeness around the world. *Journal of International Moneyand Finance*, 36, 211-230.

Hoffmann, A. O; Post, T; & Pennings, J. M. (2015). How investor perceptions drive actual trading and risk-taking behavior. *Journal of Behavioral Finance*, 16 (1), 94-103.

Hong, H; & Stein, J. C. (2007). Disagreement and the stock market. *Journal of Economic perspectives*, 21(2), 109-128.

Jagadeesh, N; & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance, XLVIII* (1), pp. 65-91.

Jin L; Myers S. C. (2006). Raround the word: Theory and new tests. *Journal of Finacial Economics*, 79:257-292

Jin, Y; Yan, M; Xi, Y. (2016). Stock price synchronicity and stock price crash risk: Basedon the mediating effect of herding behavior of QFII. *China Finance Review International*, 31(2), 1011-1041

Kim, T; & Ha, A. (2010, August). Investor sentiment and market anomalies. In 23rd Australasian Finance and Banking Conference.

Li, Q; Wang, T; Li, P; Liu, L; Gong, Q; & Chen, Y. (2014). The effect of news and public mood on stock movements. *Information Sciences*, 278, 826-840.

Markowitz, H. (1952). The utility of wealth. *Journal of political Economy*, 60(2), 151-158.

Miller, E. M. (1977). Risk, uncertainty, and divergence of opinion. The Journal of finance, 32(4), 1151-1168.

Mushinada, V.N.C and Veluri, V.S.S. (2019). Elucidating investor's rationality and behavioural biases in Indian stock market. *Review of Behavioral Finance*, 11 (2): 201-219.

Ng, L; Wu, F; Yu, J; & Zhang, B. (2011). The Role of Foreign Blockholders in Stoc Liquidity: A Cross-Country Analysis. *Working Paper*. Retrieved from.

Osoolian, M; Sadeghi Sharif, S; Khalili, M. (2018). Accruals, Cash Flow, and Operating Profitability in the Cross Section of Stock Returns; Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE). *Accounting and Auditing Review*, 24(4), 463-482. doi: 10.22059/acctgrev.2018.240522.1007683. (In Persian).

Rahimi, I. & Nezampour, I. (2016). Relationship with accounting disclosure, reasonable price synchronization and risk of supporting the company in companies listed on the Tehran Stock Exchange, *New in Management Sciences*, 3 (14), 141-117. (In Persian).

Roll, R. (1988). The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: implications for the mixture-of-distributions hypothesis. *The Journal of Finance*, 43(3), 541-566

Rostami, M; bikzadeh, l & azdari, f. (2016). Testing capital asset pricing model based on exogenous information assumptions in TSE. *Financial engineering and securities management*, 7(27), 71-86. (In Persian).

Safarpoor, M; Darabi, R; Hamidian, M. (2019). Different Effect of Corporate size on The Relationship Between Conventional Returns, unconventional Returns and

Heterogeneous Investor Beliefs. *Journal of Investment Knowledge*, 8(31), 143-164. (In Persian).

Sayyadi Tooranloo, H; Azizi, P & Sayyahpoor, A. (2019), Analyzing causal relationships of effective factors on the decision making of individual investors to purchase shares, *International Journal of Ethics and Systems*, 36 (1), 12-41.

Song, L. (2015). Accounting disclosure, stock price synchronicity and stock crash risk: An emerging-market perspective. *International Journal of Accounting & Information Management*, 23(4), 349-363.

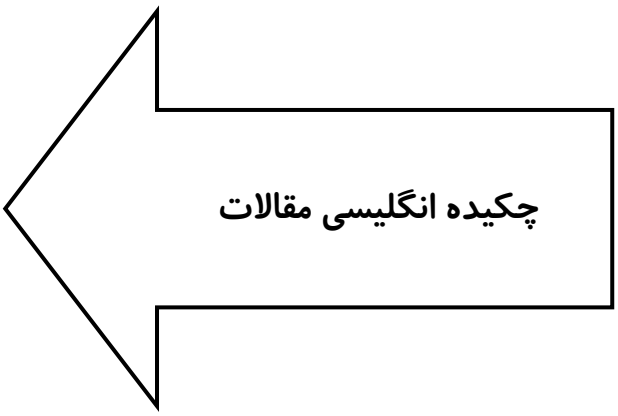
Wang, J. (1994). A model of competitive stock trading volume. *Journal of political Economy*, 102(1), 127-168.

Williams, H. C. (1977). On the formation of travel demand models and economic evaluation measures of user benefit. Environment and planning A, 9(3), 285-344.

Zhang, X. F. (2006). Information uncertainty and analyst forecast behavior. Contemporary *Accounting Research*, 23(2), 565-590.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.


چکیده انگلیسی مقالات

Content

Title	Authors	Page
Comparison of Statistical and Machine Learning Models for Predicting Cash Holdings and Providing the Optimal Model	Sajjad Mirzaei Mehdi Mohammadi Gholamreza Mansourfar	**1-4**
Order Imbalance and stock price realized volatility in Tehran Stock Exchange and Iran Farabourse	Reza Eyvazloo Ghazaleh Hashemi	**5-8**
Investigating the Effect of Currency Shock on Stock Returns in Middle East Stock Markets	Seyed Ehsan Hosseinidoust Ali Akbar Gholizadeh Naeleh Hamidanvar	**9-12**
Ownership Structure and Firm Performance: Evidence from the Tehran Stock Exchange	Elham Koohi Mahdi Heidari Ali Ebrahimnejad	**13-16**
Optimizing the Cryptocurrency Investment Portfolio in Conditions of Uncertainty Using the Method of Data Envelopment Analysis - Robust Programming	Azar Ghiasi Alireza Hamidieh	**17-22**
Evaluation of the Accuracy of Support Vector Machine based on Genetic Algorithm Compared to Common Linear Methods in Forecasting Earnings Per Share	Sedighe Azizi	**23-26**
Identifying Mental Patterns in Identifying Entrepreneurial Opportunities in Islamic Banking: Application of Q Methodology	Heydarali Akhondy Ebrahim Abbasi Parviz Saeedi Roohallh Samiei	**27-30**
Corporate Social Responsibility Reporting and Stock Liquidity: The Moderating Role of External Monitoring	Mehdi Safari Gerayli Yasser Rezaei Pitenoei Davood Hassanpour	**31-32**
Credit Risk Modeling Using Markov Switching Model	Seyed Fazlollah Aniran Seyed Ali Nabavi Chashemi Ali Sorayyaei	**33-38**
Investigating the Impact of Investor Heterogeneity on the Simultaneity of Stock Prices and Stock Returns	Mehdi Haj Ebrahimi Hossein Shafiei Abbas sheybani Tazarji	**39-42**

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023
pp. 1-4

Research Paper

Comparison of Statistical and Machine Learning Models for Predicting Cash Holdings and Providing the Optimal Model[1]

Sajjad Mirzaei[2], Mehdi Mohammadi[3], Gholamreza Mansourfar[4]

Received: 2023/02/16 Accepted: 2023/09/24

INTRODUCTION

The significance of cash holdings cannot be overstated, as it plays a pivotal role in both personal and business finances. In personal finance, cash assets serve as a safety net during emergency situations. For businesses, maintaining cash is essential for effective cash flow management and operational financing. Positive cash flow is indispensable for the survival of any business, ensuring that the company has ample funds to cover daily expenses, pay employees, suppliers, and creditors. Additionally, liquid assets empower companies to seize opportunities,

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.42943.2789

2. M.Sc. Department of Financial Management, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. Email: st_s.mirzaei@urmia.ac.ir.

3. M.Sc. Department of Management Accounting, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. Email: mehdim0719@gmail.com.

4. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Economic and Management, Urmia University, Urmia, Iran. Coresponding Author. Email: g.mansourfar@urmia.ac.ir.

such as investing in new equipment or acquiring other businesses. In essence, liquidity forecasting aids managers in determining how cash can be utilized to generate more profits and safeguard the company from financial challenges. Hence, it is imperative to measure and predict the optimal amount of cash. Two common methods for cash retention forecasting are statistical models and machine learning. Statistical models, including univariate and multivariate approaches, are commonly used for modeling. While statistical models are simple to implement, they come with certain drawbacks, including numerous assumptions and limitations. Conversely, recent advancements in machine learning have resulted in the successful application of machine learning algorithms for forecasting in various domains beyond finance and accounting. Therefore, the aim of this paper is to compare the performance of machine learning models and statistical models in predicting cash retention.

MATERIALS AND METHODS

The statistical population for this research comprises all companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2010-2021. The systematic elimination method was employed to select the statistical sample, resulting in the analysis of 174 companies as the research sample. The research follows a two-stage approach for cash holding forecasting. In the first stage, modeling is conducted with the entire set of research variables. In the second stage, the impact of the feature selection approach on prediction results is investigated. Additionally, efforts are made to mitigate potential collinearity issues by utilizing the variable set suggested by Lasso regression. Two statistical models, namely multivariate linear regression and generalized linear models, are employed, alongside 10 machine learning models. The machine learning models include deep learning methods, decision trees, random forests, tree gradient boosting, XGBoost, support vector regression, KNN, symbolic regression, MARS regression, and neural networks. Data analysis is carried out using the SPM algorithm, RapidMiner, Eureqa data mining software, and Stata econometric and statistical software.

RESULTS AND DISCUSSION

The results of fitting the models without using the Lasso regression feature selection approach revealed that the highest accuracy coefficients were associated with symbolic regression models using genetic algorithms, MARS regression, Support Vector Regression, tree gradient boosting, neural network, and XGBoost, in that order. Other models exhibited accuracy coefficients below 50%, indicating poor performance and lower rankings. On the other hand, the results of estimating the models using the Lasso regression feature selection approach demonstrated that the highest accuracy coefficients were achieved by symbolic regression, MARS regression, and tree gradient boosting models.

CONCLUSION

The results of fitting the models indicate that the symbolic regression machine learning model, utilizing the genetic algorithm with an accuracy coefficient of 70%, exhibits the best performance among both statistical and machine learning models. This superiority may be attributed to the model's ability to explore a wide space of probabilistic models, increasing the likelihood of finding a model that fits the data well. The MARS regression machine learning algorithm ranks second, possibly due to its high flexibility in handling input data. The newer reinforcement algorithms of machine learning, such as gradient boosting, demonstrated higher accuracy, as expected, given their reinforcement processes and the research context. However, their high complexity did not result in significantly higher accuracy compared to models with medium complexity, which fall in the middle range of models investigated in this study. Their placement below symbolic regression and MARS may be influenced by the limited amount of data in this study. Among the two statistical models examined, the generalized linear model outperformed the linear regression model, possibly due to its greater suitability with non-normally distributed data. While the majority of machine learning models exhibited higher performance than statistical models, some machine learning algorithms were less accurate than their statistical counterparts. The simplicity of the structure in statistical forecasting models may allow these parametric methods to

achieve suitable and higher forecasting accuracy compared to certain machine learning models.

Keywords: Lasso Regression, Machine Learning, Predict Cash Holdings.

JEL Classification: C52, C53, G32.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023
pp. 5-8

Research Paper

Order Imbalance and stock price realized volatility in Tehran Stock Exchange and Iran Farabourse[1]

Reza Eyvazloo[2], Ghazaleh Hashemi[3]

Received: 2022/05/21 Accepted: 2023/04/05

INTRODUCTION

Volatility in financial markets serves as a statistical measure of the dispersion of returns for a specific security, such as a stock or market index. This metric can be calculated using the standard deviation or variance of the price or return of the share or market index. Typically, in financial markets, the higher the volatility of a bond or index, the riskier the investment in that bond is considered. Volatility is indicative of the degree of uncertainty concerning changes in the value of any type of security. High volatility implies that the price of securities can fluctuate within a broader range. This suggests that stock prices can undergo significant changes in either direction within a short period.

The occurrence of the financial crisis of 2008 in the United States highlighted the significance of measuring risk and uncertainty in financial markets for policymakers, traders, and researchers. Consequently, research on measuring the risk of financial markets gained increased importance. One of the crucial criteria for risk measurement

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.40457.2692
2. Assistant Professor, Finance and Insurance Department, Tehran University, Tehran, Iran. Email: eivazlu@ut.ac.ir.
3. Ph.D. Student, Department of Finance, Tehran University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: gh.hashemi@ut.ac.ir.

is the volatility of financial markets. Therefore, volatility modeling, specifically conditional variance, has been at the forefront of financial considerations and holds great significance in predicting future market fluctuations. Modeling yield fluctuations in stock markets is a crucial aspect, serving in forecasting stock returns and predicting market fluctuations.

These forecasts are applicable in various financial activities, including risk management, pricing of financial derivatives, risk hedging, market making, selection of financial portfolios, and many others. Consequently, the estimation of fluctuations in financial markets becomes crucial. Typically, risk is closely tied to the level of volatility; a stock or asset with higher volatility is considered riskier due to increased uncertainty. It's important to note that risk, in this context, also has a positive aspect as it signifies the potential for higher profits most of the time.

Volatility in financial markets represents how the price of a specific type of security changes over a given period. Percentage volatility gauges the average difference between the price and the average price during a specific time frame. The higher the volatility of a security, the greater the level of uncertainty.

MATERIALS AND METHODS

The issue with the previously presented volatility models lies in their inability to effectively capture the main characteristics of financial data. Moreover, there was a lack of a specific and precise single process for calculation. To address these challenges, Andersen (2003) introduced realized volatility, a method capable of calculating volatility for intraday trading data with high frequency. Realized volatility represents the magnitude of changes occurring in prices throughout the day, irrespective of the direction of change, over a specific period. More precisely, it can be described as the logarithm of the standard deviation of the daily return of an asset or share during a given period.

In this research, the statistical population includes the Tehran Stock Exchange and Iran Farabourse. From the shares listed on these exchanges over the three-year period from the beginning of 2017 to the end of 2019, shares were selected based on being active on at least 75% of working days and having traded on them. Consequently, 500 shares were chosen from all available shares.

The selected shares were then categorized and decimated according to the criteria of average daily transaction volume, ranging from the highest average volume to the lowest. Finally, four shares were randomly chosen as representatives from each of the 50 available deciles. This process resulted in a research sample of 40 shares.

RESULTS AND DISCUSSION

The research results indicate a significant relationship between the difference in the number of orders and actualized fluctuations, both in 5 and 10-minute intervals, as well as in positive and negative actualized fluctuations. Simply put, as the difference between the number of buy orders and sell orders increases (or decreases), stock price fluctuations also increase (or decrease). Additionally, regression analyses related to actualize negative fluctuations reveal a positive and significant relationship between the numbers of sell orders and actualized negative fluctuations. Similarly, a positive and significant relationship is observed between the numbers of purchase orders and realized positive fluctuations.

In conclusion, it is evident that the number of orders, among other factors, plays a significant role in stock fluctuations and should not be overlooked. Changes in the volume and nature of orders can indeed influence the creation of fluctuations in various directions.

CONCLUSION

Volatility in financial markets is a crucial variable influencing investment decisions, securities and derivatives pricing, risk management, regulation, and monetary policy. Additionally, the volatility of financial markets plays a vital role in shaping public confidence, thereby impacting the broader economy.

This paper explores the relationship between order imbalance and stock price volatility. Order imbalance is defined as the difference between the numbers of buy and sell orders, as well as their respective volumes. To gauge this volatility, we extract 5-minute and 10-minute intraday data and calculate realized volatility. Our research sample comprises listed companies on the Tehran Stock Exchange and Iran Fara Bourse from 2018 to 2020. The research model is examined using panel regression.

Our findings reveal a significant relationship between order imbalance and realized volatility. Furthermore, we observe that the impact of the number of buy/sell orders on good/bad volatility is asymmetric.

Keywords: Realized Volatility, Order Imbalance, Number of Buy/Sell Order, OrderBook.

JEL Classification: G17, G23.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023
pp. 9-12

Research Paper

Investigating the Effect of Currency Shock on Stock Returns in Middle East Stock Markets[1]

Seyed Ehsan Hosseinidoust[2], Ali Akbar Gholizadeh[3], Naeleh Hamidanvar[4]

Received: 2022/08/18 Accepted: 2023/10/16

INTRODUCTION

The stock market stands as one of the most critical financial markets in the economies of numerous countries, serving as a vital tool for collecting and allocating savings to production activities. This function is crucial for the efficiency and growth of an economy. Financial analysts consistently endeavor to identify the most influential variables affecting stock market indices and performance to formulate appropriate economic policies through meticulous analysis. Beyond merely understanding the direct impact of variables, financial analysts also delve into the shocks caused by these variables on the stock markets and how these markets respond to such shocks. In economic literature, any deviation of variable values from the long-term trend of their expected values is termed a "shock." Given the sensitivity of stock markets to shocks, especially those from variables parallel and competing with the stock market (such as currency, gold, housing, and banks), the analysis of the effects of shocks from these markets on the stock market becomes a focal point for financial analysts. The challenge in this context lies in the variability of how stock markets respond to the mentioned shocks. The impact of these shocks can be either positive or negative. For instance, while Pen et al. (2003) reported a positive response of emerging stock markets in

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.41364.2722

2. Assistant Professor, Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Corresponding Author. Email:hosseinidoust@basu.ac.ir.

3. Associate Professor, Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: a.gholizades@basu.ac.ir.

4. M.Sc. Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: nhamidanvar@gmail.com.

ASEAN countries to currency shocks, Huang et al. (2021) observed a negative response in BRICS markets. Consequently, past studies on how stock markets react to these shocks present contradictions. This study specifically focuses on the stock markets of Middle Eastern countries. The rationale for selecting these markets is rooted in the fact that the economies of countries in this region heavily rely on oil revenues. Most previous studies have primarily investigated the impact of oil shocks on the stock markets of developed countries. Therefore, this study aims to explore how the stock markets of selected developing countries respond to variables such as gold and foreign exchange.

MATERIAL AND METHODS

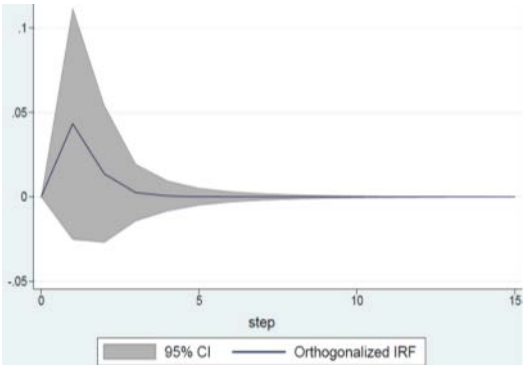
To analyze the response of the return index in the stock markets of selected Middle Eastern countries, including Iran, Kuwait, UAE, Saudi Arabia, Turkey, Qatar, and Oman, to incoming shocks, the Panel Vector Autoregression model (PVAR) is employed for the period 2010-2021. The proposed model for the present study is as follows:

$$Ret_{it} = \hat{\alpha} + \hat{B}_1(Ex_{it}) + \hat{B}_2\,(Gold_{it}) + \varepsilon_{it}$$

In which, Ret is stock market return index in selected countries, Ex represents Exchange rate and Gold stands for the world gold price.

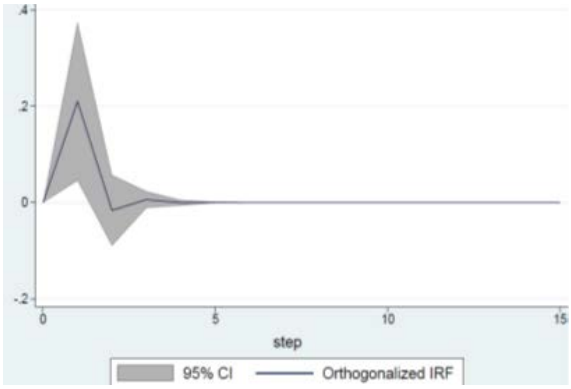
RESULTS AND DISCUTION

Following figure shows the outcome of impulse response function (IRF) and response of the index of return in the selected stock markets to the shocks of exchange rate.



A sudden change in the exchange rate in the first period causes an increase in the return of the stock market, and after a period, it starts to decrease and returns to the initial equilibrium. Then the response given to the effect of currency shock will be eliminated after two or three periods. This result shows that the impact of exchange rate shocks on stock market returns is positive in the short term, but in the long term, the

impact of this shock decreases over time and tends to zero. Because in the long run, the stock price of any company is a function of the actual performance of the company, as a result, investors make a more rational decision to buy stocks. The response of the selected stock market returns to gold price shocks is depicted in the following figure.



The gold price shock, increases the stock return index in the first period. Then it decreases and returns to the previous balance. Such shock caused that the micro-liquidities enter to stock market due to the decrease in purchasing power in the parallel markets, such as gold market. In fact, people turn to the stock market to maintain their purchasing power, and considering amount of liquidity (from large number of people in the stock market) circulates, and as a result, the stock return index increases. Bearing in mind that the gold market is considered as a parallel market and alternative option for investors to invest rather than the stock market. The most of people know about investing on gold compared to other capital markets, investing on gold has always welcomed by investors for hedging against the inflation. Therefore, as the price of gold increases, the desire of investors to invest in the stock market decreases.

CONCLUSION

The estimation of the model reveals that the response of the stock market return to the exchange rate shock is initially positive, causing an increase in the stock market return in the first period. However, this positive response gradually diminishes, returning towards the initial equilibrium. Eventually, the response to the exchange rate shock is eliminated after two to three periods. Similarly, the response of stock market returns to the gold price shock is positive. In the first period, the stock return index increases, then experiences a decrease, ultimately returning to the previous equilibrium. Understanding how the stock markets of selected countries respond to exchange rate and gold price shocks can enhance the investment efficiency of international investors in the short term, leading to increased profitability. Given that monthly data was utilized in this study, the results of impulse response functions suggest that when these shocks occur, both from the exchange rate and gold price, the stock market return ascends

during the first month. Investors with a long-term perspective recognize that the effect of these shocks is short-term, and after a month, the market returns to its initial balance without crossing the initial support line. Armed with this knowledge, investors can derive greater benefits from their investments.

Keywords: Stock Markets, Exchange Rate Shocks, Gold Price Shocks, PVAR Model.

JEL Classification: F31, E44, G12, C32, C 33.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023
pp. 13-16

Research Paper

Ownership Structure and Firm Performance: Evidence from the Tehran Stock Exchange [1]

Elham Koohi[2], Mahdi Heidari[3], Ali Ebrahimnejad[4]

Received: 2022/06/29 Accepted: 2023/10/09

ABSTRACT

Pyramidal and network ownership structures, which give ultimate owners greater control rights over companies than cash flow rights, are prevalent in the Iranian stock market. Given the complex shareholding networks and significant changes in the ownership structures of large Iranian firms over the past two decades, this study aims to examine the relationship between ownership structure and company performance. Four measures are used to analyze ownership structure: cash flow right of the largest shareholder, wedge between control right and cash flow right of the largest shareholder, difference in cash flow rights of the two largest shareholders, and type of ownership. The study investigates their relationship with the performance and stock returns of 261 listed companies during the period of 2015 to 2020.

---

١. DOI: 10.22051/JFM.2023.40885.2705

2. M.Sc. Department of Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. E-mail: elham.kouhi@alum.sharif.edu.

3. Assistant Professor, Department of Finance, Khatam University, Tehran, Iran. Email: ir.ac.khatam@heidari.m.

4. Assistant Professor, Department of Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. Email: Ebrahimnejad@sharif.edu.

INTRODUCTION

Minority shareholders do not have the ability or incentive to monitor managers and since the gains they obtain from monitoring are usually lower than the costs they bear (Jensen and Meckling, 1976; Grossman and Hart, 1980). In contrast, large shareholders can monitor management and potentially improve the company's performance. The presence of large shareholders, however, brings about another conflict of interest in which large shareholders pursue their own interests at the expense of small shareholders. (Shleifer and Vishny, 1986; Burkart et al., 1997). One of the key factors that exacerbate the conflict of interest between small shareholders and large shareholders is the wedge between cash flow rights and voting rights (Bebchuk and Kraakman, 2000).

Several studies including La Porta et al. (2002), Joh (2003), Lemmon and Lins (2003) and Lins (2003) have found that there is a positive relationship between the cash flow rights of the largest shareholder and firm performance. Furthermore, Claessens et al. (2002) and Laeven and Levine (2007) show that firm performance decreases with the increase in the difference between the control rights and cash flow rights of the largest shareholder. They also find a negative relationship between the dispersion of cash flow rights among large shareholders and firm performance.

Pyramidal and network ownership structures, which provide ultimate owners with more control rights than cash flow rights over companies, are common in the Iranian stock market. Given the multi-layered shareholding networks and the significant changes that have occurred in the ownership structure of the large Iranian companies in the past decades, the purpose of this study is to investigate the relationship between ownership structure and performance of the Iranian listed firms.

MATERIAL AND METHODS

The key variable in our analysis is the wedge between cash flow rights and voting rights calculated based on the chain of ownership for the listed firms. Large shareholders often structure their ownership through multiple layers of direct and indirect ownership which in turn leads to increased control rights over cash flow rights. This structure increases the owner's ability to divert the company's resources for

personal gain but reduces the owner's dividend. Ultimate owners are typically defined as having at least 15% voting rights over any companies that they are affiliated with, either directly or indirectly, through a chain of ownership. To determine the ultimate owners and business groups, an algorithm similar to the one used by Almeida et al. (2011) is used in this study. After identifying the ultimate owners of the listed companies, their cash flow and control rights are calculated similar to Almeida et al. (2011).

Two widely used measures of firm performance, return on assets (ROA) and return on equity (ROE), are used to evaluate firm performance, and annual stock returns are also used to assess stock performance. To estimate the effect of ownership on firm and stock performance, we use panel regression method including time-fixed effects, industry-fixed effects, and clustered standard errors.

Finally, ownership structure is measured using four measures; the cash flow right of the largest shareholder, the wedge between control right and cash flow right of the largest shareholder, the difference between the cash flow rights of the two largest shareholders, and the type of ownership.

FINDING

The results indicate a positive and significant association between the cash flow right of the largest shareholder and firm performance, but only when the largest shareholder owns at least 15% of the company's shares. For firms with only one owner and less than 50% in control rights, there is no significant correlation between the cash flow right of the largest shareholder and performance. The study also reveals that ownership by insurance companies has a positive correlation with firm performance, while quasi-governmental ownerships have a negative correlation with performance.

CONCLUSION & RESULTS

We examine the effect of ownership structure, as measured by ownership concentration, the wedge between the cash flow rights and voting rights of the largest owner and the type of the owner, on firm performance and stock price return. Our

results have important implications for both investors and policymakers in the realm of corporate governance.

Keywords: Ownership Structure, Type of Ownership, Pyramidal Structures, Firm Performance, Stock Return.

JEL Classification: G32, G34.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023

pp. 17-22

Research Paper

Optimizing the Cryptocurrency Investment Portfolio in Conditions of Uncertainty Using the Method of Data Envelopment Analysis - Robust Programming[1]

Azar Ghiasi[2], Alireza Hamidieh[3]

Received: 2022/12/15 Accepted: 2023/09/23

INTRODUCTION

Financial market investors are looking for stocks and portfolios that outperform others in an uncertain economic and social environment. As a result, the selection of a stock portfolio, with the judgment of decision-makers, is often uncertain and explained by imprecise numerical values. To address this, uncertainty theories such as fuzzy theories and stochastic approaches have been developed to improve confidence levels based on uncertain intervals and the lack of accurate data (Bosufian et al; 1991). The primary objective of these models is to choose a financial portfolio with an optimal degree of confidence that aligns with the expectations of the investor or falls within a reliable interval. Furthermore, when choosing a financial portfolio, it is crucial to combine stocks and identify opportunities to evaluate and align them with the goals and structure of an optimal portfolio. Therefore, it is necessary to design a process that selects a suitable set of stocks capable of overcoming uncertainty and accommodating different decision-making approaches (Li and Teo, 2021). One powerful method for measuring and evaluating productivity under uncertainty is data envelopment analysis (DEA) models, along with robust programming. These models can be designed with flexible constraints to account for uncertain parameters in the problem space (Wei,

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.42255.2766

2. M.Sc. Student, Department of Industrial Engineering, Payam Noor University, Tehran, Iran. Email: ghyasi2000@gmail.com.

3. Assistant Professor, Department of Industrial Engineering, Payam Noor University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: hamidieh@pnu.ac.ir.

2001). DEA is a non-parametric method widely used in operations and economics research to measure or estimate the performance efficiency of production units. Consequently, more complex and operationally realistic models are developed to consider efficient goals and limitations in financial markets. Additionally, due to the uncertainty associated with predicting financial parameters such as yield and risk, which play a crucial role in investment, there is a need for advanced techniques that incorporate uncertainty into these issues (Peykani et al; 2021).

MATERIALS AND METHODS

The primary objective of current research in portfolio management is to develop a decision-making tool that enables investors to select optimal assets in uncertain conditions. To achieve this, a model was introduced that analyzes the efficiency of stocks and incorporates hybrid modeling to address uncertainty. The research process consists of several stages. In the first stage, the performance of all investable stocks is evaluated and measured using the data coverage analysis model. The selected stocks then undergo an investment filter and are identified as potential candidates for entry. Next, the model determines the allocation of investment for each eligible selected share. In this step, the average semi-variance of the growth rate (MSVG) and the average absolute deviation of the growth rate (MADG) models are utilized. It is important to note that the uncertainty of parameters is accounted for using the robust optimization method at each phase. Finally, the proposed research approach is implemented in a real case study involving digital currencies. The entire research process is depicted in Figure 1.

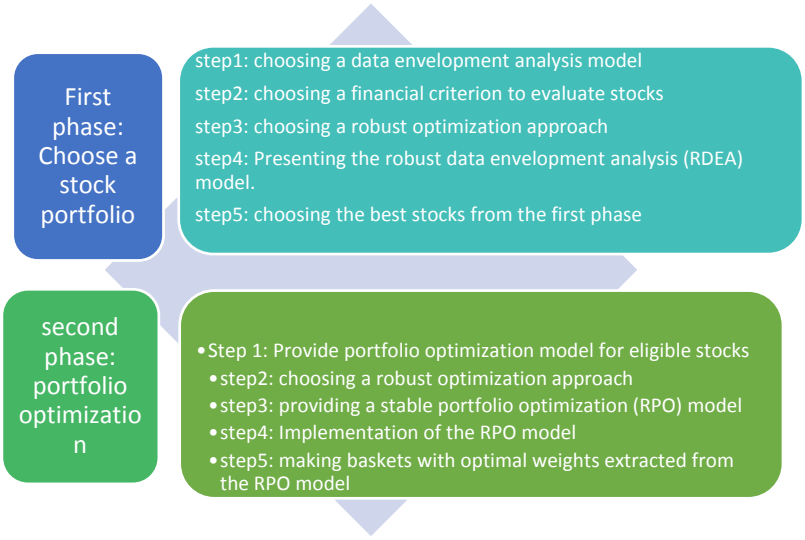


Figure 1. The process of implementing the present research

- The main advantages of the proposed approach in this study compared to recent similar research can be summarized as follows:
- The implementation of the method is based on a new and popular case study (digital currency market), which is comprehensively evaluated from various financial aspects and criteria.
- The model can be dynamically modeled by several objective functions based on six robust data envelopment analysis (RDEA) models that are popular in the field of DEA.
- Inclusion of cost in the objective function, which is less considered in similar research
- Securing responses in the most adverse conditions.

NUMERICAL RESULTS AND DISCUSSION

RATING OF ALL STOCKS

First, the variables of the model are selected using the Delphi method and financial criteria to evaluate stocks from different perspectives; which include return, risk, profitability, growth rate, leverage, valuation, and growth. The efficiency of all investable stocks for selection is evaluated and measured based on the number of inputs and outputs, which among the items listed in the reliable sites are 37 of the 50 cryptocurrencies that are popular and also have the largest volume of transactions allocated to them. It has been used from 2020 to 2021. After data collection, according to the desired confidence level of 90% in order to satisfy the limitations in DEA and the level of conservatism equal to 3.56, 3.86, and 4.84 for the limitations of non-deterministic parameters, as well as setting disturbance to 0.05 of all models RCCR-IO, RCCR-OO, RBCC-IO, RBCC-OO, RADD-CRS, and RADD-VRS are implemented. Finally, the stocks selected from RDEA models in the first period are Bitcoin, Ethereum, Solana, Terra, Algorand, Axie Infinity, Filecoin, Hedera, Helium, and Gala.

IMPLEMENTAION OF PORTFOLIO OPTIMIZATION MODEL FOR CRYPTOCURRENCIES

To implement the portfolio optimization model, the monthly data of returns and growth rates of selected stocks are extracted from the cryptocurrency market. After selecting the stocks from the first phase, the proposed robust model related to the second phase will be implemented according to the desired confidence level and the adjustment of the degree of disturbance Δ, to satisfy the limitations in the model and

the level of conservatism for a limitation with the unknown parameter K, as well as the profit growth rate of the case The expectation of the portfolio is considered constant to increase the expected return of the portfolio. In the model RMSVG The highest portfolio risk equal to 0.0493 is related to the return equal to 0.240 and the lowest risk is 0.0020 to the expected return equal to 0.06. As the expected return of the portfolio increases, the risk of the portfolio increases as measured by the semi-variance (Figure 2). In the model RMADG the stable counterpart of the portfolio with the absolute value risk measure also increases with the increase in stock returns (Figure 3). According to the desired confidence level of 90% and the level of disturbance of 0.05 and the level of conservatism for a limit with 10 unknown parameters, the model is implemented, the highest risk of the portfolio is equal to 0.2122, corresponding to the Breyer return with 0.230, and the lowest risk is 0.0639, corresponding to the expected return equal to It is 0.08.

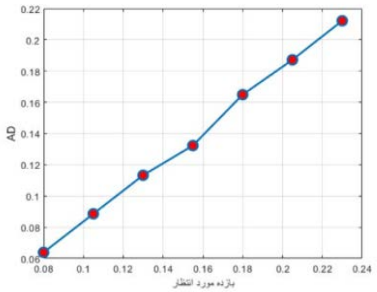


Figure 2. RMADG efficiency frontier

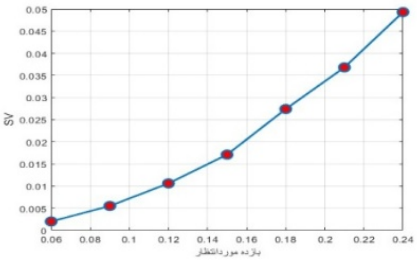


Figure 3. RMSVG efficiency frontier

In the last step, we perform sensitivity analysis for both phases of the model. The results show that the objective function worsens with the increase of conservatism from 0% to 100% and disturbance from 0.01 to 0.1.

Also, Figures 4 and 5 show the changes in the risk measures against the uncertainty of the problem parameters and the level of conservatism and the degree of disturbance of the data. By comparing these two figures, it can be recognized that the amount of risk in the semi-variance measure is lower than the risk with the absolute value measure. So, it is seen that the performance of the RMSVG model is slightly better than the RMADG model.

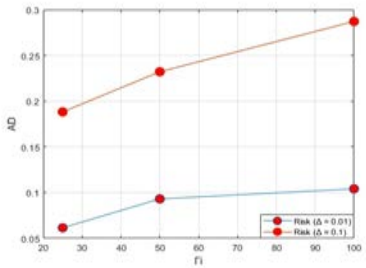


Figure 4. AD in RMADG

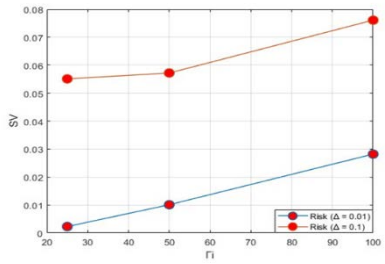


Figure 5. SV in RMSVG

CONCLUSION AND DISCUSSION

In the optimization of the stock portfolio, increasing yield and reducing risk are two things that are considered. In this research, a solid approach to the problem of creating a stock portfolio in financial markets is presented. This approach consists of two stages, and in the first stage, which is called stock selection, during six stages, the performance of all stocks that investors can invest in is evaluated and measured. At the end of this phase, only the stocks that pass the investor's filter are qualified to be investment candidates in the second phase. The next phase is the optimization of the stock portfolio, this phase with five stages, the amount of investment in each eligible stock is determined and finally, the portfolio is created In other words, at this stage, the decision-making unit decides on the weight of eligible stocks from the first stage in the basket. In the following, the robust optimization model that simultaneously uses two methods of data envelopment analysis and stable optimization on cryptocurrencies in the portfolio problem was investigated. The results showed that the proposed approach to building a portfolio of cryptocurrency stocks is effective in an environment of uncertainty. The computational complexity to consider the cardinality constraint in portfolio optimization models by applying the two-phase approach is reasonable and acceptable. In other words, this approach does not require a meta-heuristic algorithm to solve the portfolio optimization model with investment constraints under uncertainty.

Keywords: Portfolio Optimization , Data Envelopment Analysis , Robust Programming, Semi-Variance Mean , Absolute Deviation Mean.

JEL Classification: C52, C61, C67, G11.

REFERENCES

Boussofiane, A; Dyson, R. G; & Thanassoulis, E. (1991). Applied data envelopment analysis. *European journal of operational research*, *52*(1), 1-15.

Peykani, P; Mohammadi, E; Jabbarzadeh, A; Rostamy-Malkhalifeh, M; & Pishvaee, M. S. (2020). A novel two-phase robust portfolio selection and optimization approach under uncertainty: A case study of Tehran stock exchange. *Plos one*, *15*(10), e0239810.

Li, B; & Teo, K. L. (2021). Portfolio optimization in real financial markets with both uncertainty and randomness. Applied Mathematical Modelling, 100, 125-137.

Wei, Q. (2001). Data envelopment analysis. *Chinese Science Bulletin*, *46*(16), 1321-1332

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023
pp. 23-26

Research Paper

Evaluation of the Accuracy of Support Vector Machine based on Genetic Algorithm Compared to Common Linear Methods in Forecasting Earnings Per Share[1]

Sedighe Azizi[2]

Received: 2022/10/24 Accepted: 2023/10/09

INTRODUCTION

Information about earnings and projected earnings per share is considered crucial from the perspective of many users. Therefore, to attract investors, companies strive to predict the profit of each share with the greatest accuracy. However, accurately forecasting the profit of each share is a challenging task in the financial field despite the numerous methods available. Most researchers aim to determine the best method for profit forecasting. Consequently, the primary goal of this research is to investigate the accuracy of the support vector machine based on the genetic algorithm compared to common linear methods in predicting the profit of each share. The research seeks to answer the following questions: What is the ability of the support vector machine based on the kernel function in predicting the profit of each share? What is the ability of the combined method, predicting the support vector machine based on the genetic algorithm, in predicting the profit of each share? What is the ability of the panel

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.33611.2442

2. Assistant Professor, Department of Accounting, Kerman Branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran. Corresponding Author. Email: s_azizi23@yahoo.com.

regression method to predict the profit per share? Is the combined ability and performance of the support vector machine prediction method based on the genetic algorithm better than the support vector machine method based on the kernel function and the conventional prediction method (panel regression method)?

MATERIALS AND METHODS

In terms of its purpose, the current research is classified as applied research. The statistical sample comprises companies listed on the Tehran Stock Exchange. After gathering the information, 100 companies remained from the target population, constituting a total of 1,200 company-years between 1387 and 1398.

In this research, three methods—combined support vector machine model based on the genetic algorithm, support vector machine, and linear regression—have been employed to predict profit. Subsequently, after designing the models, predicting the results, and calculating the error rates for all three models, their prediction accuracies have been compared. MATLAB and Molder software were utilized for designing artificial intelligence models and estimating them.

To achieve the research goals, a review of previous studies in the field of profit forecasting led to the selection of 14 financial ratios influencing profit forecasting. Subsequently, to devise a model for predicting company profitability, a comparison was made among the combined model of support vector machine based on the genetic algorithm, support vector machine, and linear regression.

RESULTS AND DISCUSSION

Research findings related to the first hypothesis indicate that, in investigating the ability of the support vector machine based on the kernel function to predict the profit of each share, the linear, polynomial, RBF, and circular kernel support vector machine models revealed that the most influential variable in profit prediction is the dividend per share, while company size, financial leverage, and asset growth have the least impact on profit prediction. This result suggests that the dividend of each share contains valuable information. Additionally, among the four support vector machine functions (RBF function, polynomial, cyclic, and linear), the support vector machine based on the RBF kernel function demonstrated the best performance with a prediction accuracy of 82%.

Research findings pertaining to the second hypothesis, which examined the ability of the combined method of support vector machine prediction based on the genetic algorithm in profit prediction, showed that the accuracy of the combined model in profit prediction is 84%, indicating good performance. Furthermore, the results revealed that in the combined support vector machine model based on the genetic algorithm, the most influential variables in predicting profit are the dividend per share, profit per share, and rate of return.

Regarding the third hypothesis, which evaluated the accuracy of common panel linear regression methods in predicting profit per share, the findings showed that the F statistic of the research regression model has a probability less than 0.05 at a significant level, confirming with 95% confidence that the model is significant. The results indicated a significant and direct relationship between the variables of dividend, gross profit, average profit per share, current profit per share, operating cash flow, company size, asset growth, stock return, asset return rate, residual profit, and the economic added value with profit per share. The regression model explained 65% of the changes in the dependent variable.

Concerning the fourth hypothesis, which assessed the reliability and ability of the combined support vector machine prediction method based on the genetic algorithm compared to the support vector machine methods based on the kernel function and panel regression, the findings revealed that the ability of the combined model of the support vector machine based on the algorithm surpasses other methods. Following the combined method are support vector machine models based on the RBF kernel function, polynomial, and circular, with panel regression at the end, based on the percentage of correctly predicted profits for each share.

CONCLUSION

The research results demonstrated that the combined support vector machine model based on the genetic algorithm exhibited superior performance in predicting the movement trend of profit per share compared to the support vector machine model based on kernel functions and the linear regression method, achieving higher accuracy.

This outcome suggests that the combined support vector machine model based on the algorithm significantly enhances the predictive power of profit, as evidenced by its better performance criteria. Essentially, the integration of the genetic algorithm with

support vector machine proves effective in selecting influential input variables and minimizing the impact of ineffective ones.

Keywords: Earnings Per Share, Support Vector Machine, Genetic Algorithm, Linear Models.

JEL Classification: E31 G32, L25.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023

pp. 27-30

Research Paper

Identifying Mental Patterns in Identifying Entrepreneurial Opportunities in Islamic Banking: Application of Q Methodology[1]

Heydarali Akhondy[2], Ebrahim Abbasi[3], Parviz Saeedi[4], Roohallh Samiei[5]

Received: 2020/02/05 Accepted: 2023/10/29

INTRODUCTION AND GOAL

The significance of entrepreneurship lies in its pivotal role in the economic development and social growth of countries (Heaton et al., 2011). According to the definition by Hemini et al. (2011), entrepreneurship involves identifying and seizing opportunities to provide goods and services to the target market in the future. It entails recognizing opportunities, understanding the feasibility of initiating a new business or enhancing the existing situation of a company. Entrepreneurship is the active pursuit of a new approach that ultimately leads to a suitable capacity for profit-making (Ardicvili and Cardozo, 2000). The subject of the current research is relatively novel in its focus on the agent's mentality. The study aims to provide an explanation and description of the connections between expert mentalities using the Q method and research findings. The goal is to identify the effective factors in recognizing entrepreneurial opportunities, contributing to the enhancement of banking services' effectiveness.

---

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.39309.2647

2. Department of Entrepreneurship, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran. Coresponding Author. Email: h.akhondy@yahoo.com.

3. Department of Financial Management, Faculty of Social Sciences & Economics, AlZahra University, Tehran, Iran. Email: abbasiebrahin2000@alzahra.ac.ir

4. Department of Management, Aliabad Katul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katul, Iran, Email: saidi@aliabadiau.ac.ir

5. Department of Management, Aliabad Katul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katul, Iran, Email: roohalla.samiee@gmail.com

MATERIALS AND METHODS

Studies show the ability to recognize the opportunities with some human capital variables such as education, entrepreneurial experience (Dimo, 2003) and previous knowledge (Shepherd and Tine, 2005)as well as environmental factors that can affect the economic growth of society, political and social context, geographic location and cultural values are related.Opportunity recognition in entrepreneurship literature includes three different steps, which are: recognition of market needs or untapped resources; Finding the connection between customer' needs for a special product and specific resources; Recognizing and creating a connection between the needs of customers and the facilities and resources that have been separated from each other until now and remained passive. Therefore, it can be concluded that identifying the opportunity means reaching this belief and understanding by social people who can work in new competitive conditions, and to obtain new sources of income while changing (Khosh Maram et al, 2016). Researchers emphasize that when an opportunity has been identified that has desirability, feasibility and fits the target market and customer's wishes and needs.

RESEARCH METHODOLOGY

The research method is mixed according to its mixed _ exploratory nature and its implementation method. In the stages of collecting opinions, it uses a qualitative method and in the stage of discovering mentalities, it uses a quantitative approach (exploratory factor analysis).In terms of location, a library is considered a field; Due to taking advantage of the study mentalities, views, beliefs, feelings, individual opinions and such things are among the social goals of the researcher , conducting a systematic study with a combination method such as the Q method will answer the study objectives (Thailand and others, 2008) which was carried out in this research according to the following steps:

1- Referring to the subject literature, searching and selecting suitable articles, collecting the discourses space and extracting the main factors and harms.

2- Interviews and surveys of experts

3- Evaluating and summarizing the discourse space

4- Selection of participants

5- Creating a Q category

6- Selection of participants

7- Sorting Q samples in the Q chart

8- Q factor analysis (Lajvardy et al, 2015).

The findings were derived from an assessment of 76 indicators through the evaluation and survey of nine experts in the banking sector. Summarization was performed based on the discourse space, resulting in the selection of 35 examples of Q expressions. Subsequently, data analysis was carried out using the factor analysis method with SPSS software, followed by the interpretation of the extracted factors.

In the following, to establish validity, both content validity and face validity were employed. Content validity was determined by assessing the degree of fit between statements on the same or adjacent degrees of the spectrum, while face validity gauged the satisfaction of the participants. In this research, 30% of the participants underwent testing and retesting, revealing a high level of reliability with an 87% correlation coefficient between the individual test and the retest answers.

CONCLUSION

The current research aimed to identify the mental patterns involved in recognizing entrepreneurial opportunities in Islamic banking. This investigation employed the Q method, wherein nine experts in Islamic banking were interviewed to understand their mentality regarding entrepreneurial opportunities in the banking sector. A total of 35 factors were extracted from the interviews and presented to each expert. After analyzing the obtained information, it was revealed that these experts held three distinct mental models concerning the recognition of entrepreneurial opportunities in Islamic banking. These models were identified as organizational strategy, entrepreneurial policy-making, and creating value for customers, explaining 28.56%, 79.32%, and 0.85.15% of the total variance, respectively. To interpret these mental patterns, criteria such as factor score values and factor arrays were considered. This allowed for the interpretation of the perspectives of faculty members and banking experts categorized within the first to third patterns. The results of this research align with findings from Barto (2011), Karimi (2015), and Tarjesen and Wang (2013). In the realm of entrepreneurial opportunity recognition, some aspects have been overlooked in previous studies. While recognizing the opportunity has been consistently emphasized, few researchers have identified the factors influencing the recognition of opportunity as the initial step in the entrepreneurial process. Consequently, recognizing opportunity can be considered a form of competitive advantage. Further research in the banking industry should explore concepts and categories that influence the recognition of entrepreneurial opportunities within this sector.

Keywords: Mental Patterns , Opportunity Recognition, Banking.

JEL Classification: E40, G20, M 20.

References

Khosh Maram, Mojgan; Zarafshani; Kiyomarth; Khosh Khooy, Shahab; AlibBeigi, Amir Hossein ; Mirakzadeh , Ali Asghar (1396). Identifying entrepreneurial opportunities in agriculture: a critique of existing definitions and introduction of a scale to measure it, Entrepreneurship in Agriculture, volume 4, Number 3(15), PP .70-55.

Lajvardy,Samaneh; Rahimi Nia, Fariborz ; Mortazavi , Saeed; Kurdnaeej, Asadollah (1395).The application of Q method in recognizing mental patterns: Valuing human resources productivity factors from the perspective of faculty members, Public Management Research,9(31),Pp.28-5.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023

pp. 31-32

Research Paper

Corporate Social Responsibility Reporting and Stock Liquidity: The Moderating Role of External Monitoring[1]

Mehdi Safari Gerayli[2], Yasser Rezaei Pitenoei[3], Davood Hassanpour[4]

Received: 2022/07/23 Accepted: 2023/10/14

INTRODUCTION

According to agency theory, managers, as representatives of shareholders, may make decisions that do not necessarily maximize shareholder wealth. To address potential conflicts of interest, adequate control or monitoring mechanisms should be established. Information disclosure is one such mechanism, and it plays a crucial role in reducing information asymmetry in the market. High-quality information disclosure contributes to informed decision-making by shareholders, positively impacting their wealth. Conversely, poor financial disclosure can mislead shareholders, adversely affecting their wealth. Therefore, effective information disclosure is vital for increasing transaction volume and liquidity by reducing information asymmetry.

In contemporary business practices, there is a growing emphasis on the development of comprehensive corporate social responsibility (CSR) reporting to enhance transparency and accountability in capital markets. While CSR reports address various environmental, social, corporate governance, and economic dimensions to cater to broader stakeholder concerns, investors frequently rely on these reports for investment decision-making. Existing literature suggests that companies with high social performance are more likely to publicly disclose their social activities. Consequently, corporate social responsibility reporting is believed to enhance the transparency and quality of information provided by companies. This improvement in information quality is expected to reduce information risk and investor uncertainty, ultimately decreasing market information asymmetry. As a result, corporate social responsibility is anticipated to contribute to the reduction of information asymmetry and the subsequent increase in market liquidity.

The objective of this study is to investigate the relationship between corporate social responsibility reporting and stock liquidity, considering the potential moderating effect of external monitoring on this relationship.

---

١. DOI: 10.22051/JFM.2019.27461.2162

2. Department of Accounting, Bandargaz Branch, Islamic Azad University, Bandargaz, Iran. Corresponding Author. Email: mehdi.safari83@yahoo.com.

3. Assistant Professor, Department of Accounting, Guilan University, Rasht, Iran. Email: Rezaei.yasser@gmail.com.

4. Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran. Emial:Dhassanpour@pnu.ac.ir.

MATERIALS AND METHODS

The present study is applied research with the aim of conducting positive accounting research. The data collection method employed is a post-event semi-experimental approach, utilizing multivariate regression methods and econometric models. The statistical population under investigation comprises companies listed on the Tehran Stock Exchange for the years 2013 to 2018.

In this research, stock liquidity is measured using the illiquidity ratio, which, being an indicator of illiquidity, is represented by its negative value as a measure of stock liquidity. Corporate social responsibility (CSR) is measured using the social responsibility disclosure index, calculated by dividing the sum of disclosed items by the total items that can be disclosed. External monitoring is assessed by considering the presence of institutional investors.

RESULTS AND DISCUSSION

The results indicate a significant positive relationship between corporate social responsibility reporting and stock liquidity. The estimation coefficient and t-statistic for the corporate social responsibility variable were both positive and significant at the 5% error level, confirming a substantial positive association between corporate social responsibility reporting and stock liquidity. Therefore, the first research hypothesis is validated at the 5% error level.

Furthermore, the study found that external monitoring has a positive impact on both corporate social responsibility reporting and stock liquidity. The estimation coefficient and t-statistic for the interactive variable (external monitoring) are positive and significant at a 5% error level. Thus, the second research hypothesis is affirmed at a 5% error level, suggesting that external monitoring enhances the relationship between corporate social responsibility reporting and stock liquidity.

CONCLUSION

The results of the first hypothesis test affirm a significant positive relationship between the disclosure of corporate social responsibility reporting and stock liquidity. Companies exhibiting high social performance are more inclined to publicly disclose their social activities, thereby enhancing information transparency and reducing information asymmetry between the company and investors, ultimately leading to an increase in stock liquidity.

The findings from the test of the second hypothesis indicate that external monitoring influences the relationship between the disclosure of corporate social responsibility and stock liquidity, intensifying this relationship. Institutional investors, with their inherent characteristics, exert more influence on the company and guide management in the interests of investors. The presence of these investors reduces information asymmetry, fostering increased confidence and stock liquidity.

Keywords: Social Responsibility, Stock Liquidity, External Monitoring.

JEL Classification: G12, G14, G32, M14.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023
pp. 33-38

Research Paper

Credit Risk Modeling Using Markov Switching Model[1]

Seyed Fazlollah Aniran[2], Seyed Ali Nabavi Chashemi[3],Ali Sorayyaei[4]

Received: 2022/08/04 Accepted: 2023/10/18

INTRODUCTION

Today, the most crucial issue in the banking system is the assessment and measurement of credit risk. To mitigate the perilous consequences associated with credit risk, it is imperative to exert control over this risk. Statistical methods, such as regression, have now become commonplace for predicting and managing credit risk. However, these regression methods encounter challenges that, to a certain extent, complicate the process of predicting and measuring the magnitude of risks (Tran et al., 2021). Intelligent methods, exemplified by the multivariate switching model, offer the potential to derive suitable solutions through behavior-based multiple decomposition (Bellini et al., 2019). This paper delves into the analysis of influential variables using the multivariate switching method. It explores the scoring of various factors crucial to effective credit risk control, their categorization, and consequently, the prediction of risk. An innovative approach involves utilizing the financial distress index as a financial variable. The two-regime Markov switching model, with Hamiltonian specifications, is employed to scrutinize the economic and financial variables under investigation. It aims to evaluate the impact of each variable on measuring credit risk.

1. 10.22051/JFM.2023.33353.2427

2. Ph.D. Student, Department of Management, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Corresponding Author. Email:sf.aniran@alumni.ut.ac.ir.

3. Associate Professor, Department of Management, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Email: anabavichashmi2003@gmail.com.

4. Assistant Professor, Department of Management, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Email: a.sorayaei@gmail.com.

MATERIALS AND METHODS

The data encompass all commercial and specialized government banks, non-governmental banks, and non-bank credit institutions listed on the Tehran Stock Exchange during the period between 2011 and 2020. Three hypotheses have been formulated for investigation:

1. Economic indicators exert a significant effect on credit risk.
2. Financial indicators demonstrate a significant effect on credit risk.
3. External shocks exhibit a significant effect on credit risk.

The predictive variables of the model are outlined in Table 1.

Table 1. Research variables

Name	Type
Capital adequacy ratio (CAR)	Microeconomic variables
Asset quality (AQ)	
Banking System Liquidity (BSL)	
Real Gross Domestic Product (Real GDP)	Macroeconomic variables
Inflation (I)	
Budget Deficit (BD)	
The ratio of M2 to foreign exchange reserves (M2)	Financial factors
Private Credits (PC)	
Government Credits (GC)	
Debt	
Two indicators of financial distress (BSF1-BSF2)	
Banking Sanctions (BS)	External shocks
Foreign Exchange Assets (FEA)	

Formulas 1 and 2 express the two indices of distress proposed in this paper.

BSF1:

$$\frac{(CAR_t - \mu_{CAR})}{\sigma_{CAR}} + \frac{(AQ_t - \mu_{AQ})}{\sigma_{AQ}} + \frac{(BSL_t - \mu_{BSL})}{\sigma_{BSL}} + \frac{(Real\ GDP_t - \mu_{Real\ GDP})}{\sigma_{Real\ GDP}} + \frac{(Deb_t - \mu_{Deb})}{\sigma_{Deb}} + \frac{(Fea_t - \mu_{FEA})}{\sigma_{FEA}} \quad (1)$$

BSF2:

$$\frac{(CAR_t - \mu_{CAR})}{\sigma_{CAR}} + \frac{(NA_t - \mu_{NA})}{\sigma_{NA}} + \frac{(BSLt_t - \mu_{BSL})}{\sigma_{BSL}} + \frac{(Real\ GDP_t - \mu_{Real\ GDP})}{\sigma_{Real\ GDP}} + \frac{(FEA_t - \mu_{FEA})}{\sigma_{FEA}} \Big/ 5 \quad (2)$$

In this paper, the Markov switching method is used to analyze the relationship between the variables in Table 1 to evaluate the relationship between each of the variables and credit risk.

RESULTS AND DISCUSSION

Figure 1 illustrates the BSF index, indicating that the movement patterns of BSF1 and BSF2 are largely similar. BSF1 includes all variables associated with primary factors influencing credit risk, comprising CAR, AQ, BSL, S, BD, M2, BS, FEA, and GC. Conversely, BSF2 encompasses these variables along with additional sub-variables like exports, imports, and the money refund rate. Upon examination of the graph, one can posit that banking transactions have a limited impact on the turbulent state of Iran's banking sector and the assessment of credit risk.

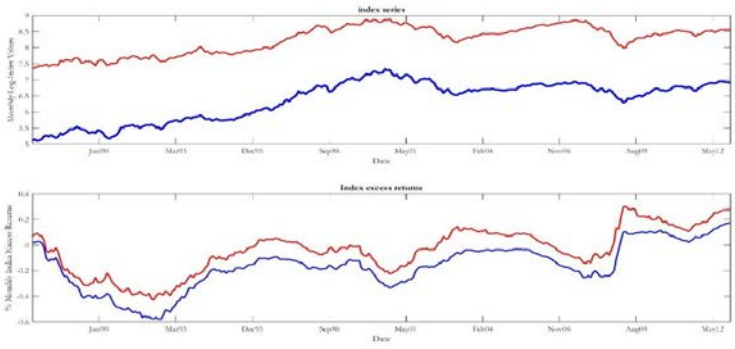


Figure 1. BSF Risk Indicators Trend

Table 2 displays the results of the unit root test. The critical value of the statistic at a confidence level of 1% is 0.240. Consequently, the significance of the examined variables has been assessed at the 1% level. The findings reveal that the null hypothesis, which posits stability, is not rejected for any of the variables at the 1% significance level.

Table 2. The result of the unit root test

with width from the origin		Variable
result statistics	The amount of test	
stable	0.180	CAR
stable	0.110	AQ
stable	0.190	BSL
stable	0.100	Real GDP
stable	0.080	I
stable	0.170	BD
stable	0.200	M2
stable	0.065	GC
stable	0.210	PC
stable	0.188	FEA

Table 3 illustrates the model fit, and the results validate all three tested hypotheses. Economic indicators exhibit a significant and inverse relationship with credit risk, indicating that an increase in their values corresponds to heightened risk. Conversely, financial indicators, such as inflation, BSF, and BD, demonstrate a direct relationship with risk, implying that higher values of these variables result in increased risk.

Table 3. Switching model fit

Type of relationship	probability	T-measure	standard deviation	Coefficient	Variable
reverse	0.0024	-3.077	0.009	-0.030	CAR
reverse	0.0013	-3.270	0.0004	-0.001	AQ
reverse	0.000	-10.14	0.059	-0.605	BSL
reverse	0.000	-8.25	0.034	-0.400	Real GDP
Direct	0.0243	2.270	0.125	0.283	I
Direct	0.0039	2.926	0.011	0.033	BD

Type of relationship	probability	T-measure	standard deviation	Coefficient	Variable
reverse	0.0002	3.8407	0.0148	0.056	M2
reverse	0.001	-5.356	0.0032	-0.017	GC
reverse	0.000	-5.356	0.0032	-0.017	PC
reverse	0.000	-11.356	0.0042	-0.099	FEA
Direct	0.0001	3.922	0.070	0.275	BSF

CONCLUSION AND SUGGESTIONS

The results derived from the proposed Markov switching method highlight the distress within Iran's banking system attributed to the escalation of currency shock factors, such as exchange rate fluctuations, sanctions, and macroeconomic variables including inflation, BD, CAR, AQ, and Real GDP. Conversely, an increase in Real GDP, CAR, and AQ, coupled with a decrease in exchange rates, sanctions, and inflation, has the potential to alleviate critical situations and mitigate credit risk. These findings align with existing studies in the field.

The insights garnered from this research can aid bank managers in responding to precarious conditions by understanding the factors influencing credit risk. Additionally, understanding the impact of credit risk on investment returns and consistently monitoring credit risk in banks can help prevent risks and their associated consequences. Based on the results, discussions, and analyses presented in the findings section, the following suggestions are put forth:

1. This study is equipped to identify the shift from a tranquil period to a high-risk phase, ascertain the duration of critical conditions, and assess the likelihood of banking risk shocks. Consequently, banking authorities should take these factors into consideration to formulate policies for predicting critical conditions and managing credit risk.
2. The economic cycle is expected to persist in cycles of crisis and stagnation. Hence, all stakeholders, particularly macro-banking and monetary authorities, must enhance their awareness and expedite their actions in anticipating crises and subsequent high-risk scenarios.

Keywords: Credit Risk, Prediction, Markov Switching.

JEL Classification: G01, G21, G32.

Reference

Bellini, T. (2019). IFRS 9 and CECL Credit Risk Modelling and Validation: A Practical Guide with Examples Worked in R and SAS: Academic Press.

Tran, C. S., Nicolau, D., Nayak, R., Verhoeven, P. J. J. o. R., & Management, F. (2021). Modeling Credit Risk: A Category Theory Perspective. 14(7), 298.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 42, Fall 2023

pp. 39-42

Research Paper

Investigating the Impact of Investor Heterogeneity on the Simultaneity of Stock Prices and Stock Returns[1]

Mehdi Haj Ebrahimi[2], Hossein Shafiei[3], Abbas sheybani Tazarji[4]

Received: 2022/08/23 Accepted: 2023/10/07

INTRODUCTION

According to traditional financial theory, a stock's price reflects its fundamental value and future cash flows. In the efficient market hypothesis, investors exhibit rational behavior as they analyze all available information and evidence in order to maximize their expected utility. Consequently, changes in stock prices are influenced by corresponding changes in a company's fundamental values, and irrational investor behavior does not yield returns for them. While some investors may introduce doubt in supply and demand through irrational transactions, rational arbitrageurs offset the impact of these shocks, thus stabilizing stock prices at their fundamental level. Kim and Ha (2010) have shown that investors' judgments in the stock market are comprised of non-scientific information, mental images, and their own mental and emotional conditions. As investors hold varying opinions on asset value, they tend to analyze financial securities uniformly, resulting in similar estimates of the probability distribution of estimated cash flows for existing securities a concept known as homogeneous expectations. However, in reality, investors do not harbor equal expectations about the market nor maintain the market portfolio. As a result, models that encompass this behavioral heterogeneity among investors are necessary. Given the

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.32907.2409

2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Zahedan Branch, Islamic Azad University, Zahedan, Iran. Corresponding Author. Email: m.haji10@yahoo.com

3. Assistant Professor, Department of Accounting, Sirjan Branch, Islamic Azad University, Sirjan, Iran. Email: hossein.shafii@gmail.com.

4. Assistant Professor, Department of Accounting, Sirjan Branch, Islamic Azad University, Sirjan, Iran. Email: sheybani.abbas@iauk.ac.ir.

complexity of today's financial markets, this research aims to address whether investor heterogeneity affects the simultaneity of stock prices and stock returns.

MATERIALS AND METHOD

The purpose of this research is applied, signifying its intent to have practical implications. The nature of the research is descriptive-correlational, focusing on describing and exploring relationships between variables. Data for testing the research hypotheses were collected using the library method on a daily basis. The statistical model employed in this research is the multivariate regression model. To test the hypotheses, the apparently unrelated regression (SUR) is utilized. This method is chosen because the trading volume in the capital market can impact the trend of stock prices. Therefore, before implementing SUR, it is necessary to examine the interdependence of disturbance components in the equations. If correlation is present, SUR can be used.

The statistical population of the research consists of companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2010 to 2017. The sample was selected using the elimination method and based on specific criteria.

RESULTS AND DISCUSSION

The F statistics presented in the table 1 indicate significance at the 5% level of the regression models. The estimated coefficient and t-statistic related to the variable of investor heterogeneity in the research model were positive and significant at the 5% error level, which shows that there is a positive relationship between investor heterogeneity and the simultaneity of companies' stock prices.

Table 1. The results of the first research hypothesis test

$$Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$$

variable symbol	variable title	**SIG**	t statistic	standard error	Variable coefficient
α	constant value	0.132	1.505	0.358	0.528
PES	investor heterogeneity	0.000	5.258	0.078	0.411
SIZE	Company size	0.000	3.145	0.019	0.062
LEV	Financial leverage	0.000	4.588	0.019	0.088
MB	market value to book value	0.007	2.690	0.212	0.571
BETA	stock beta	0.000	5.072	0.039	0.197
AGE	Company age	0.763	0.300	0.080	0.024
YFE	company-year effects	were controlled			
IFE	year-industry effects	were controlled			
	Watson camera statistic: 1.774	Adjusted coefficient of determination:0.548			
	significance of F statistic: 0.0000	F statistic: 22.451			

Source: Research findings

The F statistics presented in the table 2 indicate significance at the 5% level of the regression models. The Durbin-Watson statistic also shows the absence of an autocorrelation problem. The estimated coefficient and t-statistic related to the variable

of investor heterogeneity in the research model were positive and significant at the 5% error level, which shows that there is a positive relationship between investor heterogeneity and stock returns. Therefore, the research hypothesis is not rejected at the 5% error level. Additionally, all other variables in the research, except for the age of the company, indicate the existence of a significant relationship with the simultaneity of the stock price.

Table 2. The results of the Second research hypothesis test

$$R_(i,t) = \alpha_0 + \beta_1\ \ [\![Pes]\!]\ _(i,t) + \beta_2\ \ [\![SIZE]\!]\ _(i,t) + \beta_3\ \ [\![LEV]\!]\ _(i,t) + \beta_4\ \ [\![MB]\!]\ _(i,t) + \beta_5\ \ [\![BETA]\!]\ _(i,t) + \beta_6\ \ [\![AGE]\!]\ _(i,t) + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$$

variable symbol	variable title	**SIG**	t statistic	standard error	Variable coefficient
α	constant value	0.000	4.265	3.675	15.689
PES	investor heterogeneity	0.0487	1.981	0.484	0.960
SIZE	Company size	0.0196	2.348	0.409	0.961
LEV	Financial leverage	0.0003	3.631	0.134	0.490
MB	market value to book value	0.0061	2.765	0.624	1.726
BETA	stock beta	0.0248	2.258	0.0858	0.193
AGE	Company age	0.7659	0.298	0.0482	0.0143
YFE	company-year effects	were controlled			
IFE	year-industry effects	were controlled			
	Watson camera statistic: 1.976	Adjusted coefficient of determination:0.563			
	significance of F statistic: 0.0000	F statistic: 22.536			

Source: Research findings

CONCLUSION

The first hypothesis of the research suggests that investor heterogeneity has an effect on stock price simultaneity. This can be argued in the following way: Investors are constantly monitoring prices and reacting positively to positive returns and negatively to negative returns. When stocks exhibit positive returns, fundamental analysts view it as an indication of favorable economic conditions. According to the Hong and Stein (1999) model, information doesn't spread quickly in the market. As good news gradually becomes known, investors start reacting to it. This behavior leads to investor heterogeneity and ultimately contributes to the simultaneous increase in stock prices.

The result obtained from the second hypothesis of the research suggests that investors exhibit heterogeneous reactions and behaviors towards stock returns. In other words, they tend to buy stocks of winners and stocks of losers, indicating the presence of a chasing effect and a fishing effect at a low level. Buying stocks that have shown positive movement in the past does not yield significant stock returns. However, past

losers generate significantly higher returns due to their low liquidity and low level of heterogeneity among investors. Consequently, stocks with the least amount of investor heterogeneity tend to generate the highest returns for investors after experiencing price declines.

Keywords: Heterogeneity of Investors, Simultaneity of Stock prices, Investor Behavior.

JEL Classification: G29 ,G11, G20.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

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.

1. The articles only have to be submitted electronically through the following website: http://jfm.alzahra.ac.ir
2. All of the Professors and researchers are required to sign up and format their manuscripts according to instruction for authors.
3. It is not required to visit in person or by phone; and all communications with authors and reviewers will be respected through the system.
4. Based on the letter No. ۳/۱۸/۱۰۲۴۰۱ dated۱۸/۰۵/۱۳۹۵ from Ministry of Sciences, Research and Technology, Journal of Financial Management Strategy has been published as a scientific-research quarterly since Spring 1395.

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

1. 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.

2. To promote international research in the field of capital market and raise motivation and the interaction between researchers in the country.
3. 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

1. Innovative financing strategies
2. New financial instruments and Islamic securities
3. Financial institutions in primary and secondary market
4. Analysis of the country's capital market and analysis of finance of the companies
5. Financial rights and regulations
6. The introduction of new techniques in financial management strategies
7. Financial planning and budgeting of the companies
8. Policies and strategies of profit sharing
9. Financial reporting and its new strategies
10. Policy making and financial decisions and strategies for capital structure
11. Bankruptcy and dissolution of companies
12. Strategies of Takeover and merging companies

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

1. MANUSCRIPT FORMAT

Manuscripts are accepted in WORD 2007, size A4 (margin should be set at Top= 4, Bottom=5/6, left= 4 and right =5 cm), font Times New Roman Persian text B12 and English fonts 11 with spacing 1 cm between the lines, only to be sent through the website:

http://Journal.alzahra.ac.ir/Jfm

2. 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 200 words) and keywords (maximum of 5 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.

1. **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).
2. **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.
3. **Research Questions and Research Hypotheses:**

   Including one or more hypotheses or research questions numerically.
4. **Research Methodology**

   Including participants, calculating sample size, study variables, the models and statistical procedures, databases, standardized software, time of study, data collection procedures.

5. **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.

6. **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.

3. 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.

4. 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.

5. CHARTS AND TABLES TITLES

Title of the tables should be written at the top and title of the charts should appear below. Number from 1 (number) so used.

6. 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, A4 papers (top margin 4 cm, bottom margin 6. 5 cm, left margin 4 cm and right margin 5 cm) by Font 11 Times New Roman and line spacing 1 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 200 words) and key words (up to 5 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. 11, No.42, Fall 2023

Chief Editor: Abolfazl Shahabadi

Managing Director: Mohammadreza Rostami

Internal Manager: Hojjatollah Ansari

Executive Manager: Azam Amirykhah

Editor of Persian: Roghaye Pouran

Editor of English: Vahid Omidi

Layout: Marziyeh Hasanzade Aliabadi

Publish Period: Quarterly

ISSN: 2345-3214

Address: Tehran- Sheikh Bahaei Square-DehVanak Street- Alzahra University- Postal Code: 1993893973

Email: jfm@alzahra.ac.ir

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

Tel: 021-88212578

In The Name of God

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University

Vol. 11, No. 42

Fall 2023