بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال هشتم– شماره (۲۹)– تابستان ۱۳۹۹

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

دانشگاه الزهرا (س) – دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

صاحب امتیاز : دانشگاه الزهرا (س)

سردبیر: ابراهیم عباسی

مدیر مسئول : محمدرضا رستمی

مدیر داخلی : مریم مقدس بیات

کارشناس اجرایی : اعظم امیری خواه

ویراستار فارسی: علی رضایی

ویراستار انگلیسی: مجتبی رجبی

تدوین و صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده علی‌آبادی

طراح جلد: حدیث کریمی

چاپ: انتشارات فرگاهی

دوره چاپ :فصلنامه

شمارگان: ۱۰ جلد

شماره شاپا: ۳۲۱۴-۲۳۴۵

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

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

آدرس الکترونیکی نشریه:

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

تلفن: ۸۸۲۱۲۵۷۸-۰۲۱

اعضای هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

عضو هیأت تحریریه	دانشگاه	رتبه علمی	رشته
علی اصغر انواری رستمی	دانشگاه تربیت مدرس	استاد	مدیریت مالی
رضا تهرانی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
رضا راعی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
محمد رضا رستمی	دانشگاه الزهرا (س)	استادیار	مدیریت مالی
فریدون رهنمای‌رودپشتی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران	استاد	مدیریت مالی
ابراهیم عباسی	دانشگاه الزهرا (س)	دانشیار	مالی و حسابداری
محمد اسماعیل فدایی نژاد	دانشگاه شهید بهشتی	دانشیار	مدیریت مالی
حسن قالیباف اصل	دانشگاه الزهرا (س)	دانشیار	مدیریت مالی
شاپور محمدی	دانشگاه تهران	دانشیار	اقتصاد
حمید رضا وکیلی فرد	دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران	دانشیار	حسابداری مالی
احمد یعقوب‌نژاد	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز	دانشیار	حسابداری 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

مقاله در محیط نرم‌افزاری word، اندازه صفحه A۴ (حاشیه‌ها از بالا ۴، پایین۵، چپ ۴ و راست ۵ سانتیمتر)، فونت فارسی متن B Zar 12 و فونت انگلیسی Times New Roman ۱۱ و با فاصله ۱ سانتیمتر بین خط‌ها 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 ١ (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
برآورد سنجه‌های ریسک زیان نقدینگی در بانک‌های تجاری با استفاده از فرآیندهای تصادفی	محمدرضا دهقانی احمدآباد مهدی سعیدی کوشا	۱-۲۶
ارائه الگوی بهینه منابع و مصارف بانکی با تاکید بر نقش مدیریت ریسک(رویکرد معیار جامع و روش تسلسلی حداقل کردن بدون محدودیت)	محمدرضا منجذب سیدابراهیم موسوی	۲۷-۴۸
بررسی فرضیه معکوس شدن روندهای بازدهی در بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران	محسن مهرآرا مجتبی محمدیان	۴۹-۷۳
تبیین عوامل مؤثر بر روند صدور و ابطال واحدهای صندوق سرمایه‌گذاری مشترک – مقایسه رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت	سمیرا زمهریرلو غلامرضا منصورفر فرزاد غیور	۷۵-۸۶
ارائه مدل ترکیبی الگوریتم مورچگان باینری و ماشین بردار پشتیبان (BACO-SVM) برای انتخاب ویژگی و طبقه‌بندی مشتریان بانکی به همراه مطالعه موردی	علی حسین‌زاده کاشان فاطمه گروسی	۸۷-۱۱۴
بررسی تأثیر دیرش سهام بر ریسک کل و ریسک سیستماتیک	مریم دولو علیرضا ورزیده آرین صفری	۱۱۵-۱۳۶
بررسی کارایی الگوریتم‌های بهینه‌سازی کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین بردار پشتیبان جهت پیش‌بینی هزینه سرمایه	رویا دارابی	۱۳۷-۱۶۴
بررسی تأثیر انگیزه رقابتی مدیرعامل بر ارتباط سوگیری‌های رفتاری مدیران با ضعف سیستم کنترل داخلی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران	مصطفی مسکنی محمدرضا عبدلی	۱۶۵-۱۹۰
اثربخشی مومنتوم مبتنی بر توده‌واری صنعت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران	عبدالمجید عبدالباقی عطاآبادی سید مجتبی میرلوحی مریم عبدالهی	۱۹۱-۲۱۲
بررسی رابطه بین ویژگی‌های شرکتی و ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ	فوزیه محمدتبار کاسگری عبدالمجید دهقان سیدابولقاسم هاشمی فراشا	۲۱۳-۲۳۷

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۲۶-۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۱۲/۱۵
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۴/۲۳

برآورد سنجه‌های ریسک زیان نقدینگی در بانک‌های تجاری با استفاده از فرآیندهای تصادفی[۱]

محمدرضا دهقانی احمدآباد[۲]، مهدی سعیدی کوشا[۳]

چکیده

نقدینگی به‌مانند شریان اصلی بانک‌های تجاری برای بقا و ادامه فعالیت می‌باشد. ازاین‌رو، اندازه‌گیری و مدیریت کردن ریسک نقدینگی اهمیت فراوانی دارد که این مهم پس از بحران ۲۰۰۸ دوچندان شده است. این پژوهش با تعریف شاخص نیاز نقدینگی که خود تابعی از تغییرات حجم دارایی‌ها و بدهی‌های بانک می باشد، به کمی سازی ریسک زیان نقدینگی پرداخته است. هدف اصلی، برآورد ارزش در معرض خطر (VaR)و ارزش در معرض خطر شرطی (cVaR) زیان ناشی از ریسک نقدینگی دریکی از بانک‌های تجاری منتخب برای دوره زمانی یک‌ساله آتی با استفاده داده‌های آذر ۱۳۹۰ لغایت مرداد ۱۳۹۵ بوده است. جهت کمی‌سازی زیان ریسک نقدینگی، ابتدا نیاز نقدینگی بانک با مدل‌های فرآیند تصادفی پیش‌بینی و سناریوسازی شده است و آن دسته از سناریوها که منجر به کسری نقدینگی شده‌اند، محاسبه گردیده و سپس این کسری با اقدامات جبرانی بانک مبنی بر فروش بخشی از دارایی‌های خود، جبران گردیده که زیان حاصل از فروش کمتر از قیمت واقعی به‌عنوان متغیر تصادفی ریسک زیان نقدینگی در نظر گرفته‌شده است و بر اساس توزیع آن ارزش در معرض خطر معرفی‌شده است. این پژوهش نشان داده است، فروش بهینه دارایی‌ها می‌تواند صرفه‌جویی اقتصادی قابل‌توجهی برای بانک منتخب به همراه داشته باشد و رقم Var ریسک نقدینگی از مبلغ ۱،۱۱۱ به ۹۸۹ میلیارد ریال کاهش پیداکرده است.

واژه های کلیدی: ریسک نقدینگی، نیاز نقدینگی، فرآیندهای تصادفی، ارزش در معرض خطر
طبقه‌بندی موضوعی: G۱۷, G۲۱, G۳۲

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰،۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹،۲۵۰۶۰،۲۰۰۶

۲. دکتری تخصصی مالی (گرایش بانکداری)، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. نویسنده مسئول،Email: m.r.dehghani@ut.ac.ir

۳. استادیار گروه مدیریت مالی، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. Emial:m.saeidi۱۳۶۵@gmail.com

مقدمه

در تئوری‌های واسطه‌گری مالی، از دو دلیل اصلی برای به وجود آمدن مؤسسات مالی، مخصوصاً بانک‌ها، یاد می‌شود. ۱) فراهم آوردن نقدینگی ۲) ارائه خدمات مالی (چودری[۱]، ۲۰۱۱).

بانک‌ها در طی ایفای نقش خود، عموماً با ریسک‌های گوناگونی مواجه می‌گردند. در فرآیند واسطه‌گری بانک‌ها، مدیریت ریسک از نقشی کلیدی برخوردار می‌باشد. درحالی‌که بانک‌ها و نهاد ناظر آن‌ها از روش‌های پیچیده ریاضی برای اندازه‌گیری توانگری مالی (ریسک عدم ایفای تعهدات[۲] بانک) استفاده می‌کنند، ولی معمولاً از ابزارهای ساده‌ای مثل نسبت‌های پوششی، تحلیل حساسیت و تحلیل سناریو برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی استفاده می‌کنند (لوبنیتز و روردا[۳]، ۲۰۱۱).

بااین‌وجود عمده پژوهش‌هایی که در حوزه بهبود مدیریت ریسک نقدینگی انجام‌شده است مربوط بررسی عوامل مؤثر بر ریسک نقدینگی بانک‌ها در سطح کلان می باشد. برای مثال پژوهش‌های توانا و همکاران[۴] (۲۰۱۸)، الهی[۵] (۲۰۱۷)، کیماثی و همکاران[۶] (۲۰۱۵)، لاستوکوا[۷] (۲۰۱۶) در این حوزه می‌باشند. همچنین، پژوهش‌هایی که در ایران نیز حول محور ریسک نقدینگی در بانک‌ها صورت پذیرفته است، محدود به همین حوزه می‌شود. به‌عنوان نمونه می‌توان به پژوهش‌های یزدان پناه و شکیب حاجی‌آقا (۱۳۸۸)، مهرآرا و بهلولوند (۱۳۹۵) و کفایی و راهزانی (۱۳۹۶) اشاره نمود.

در این پژوهش در این صدد هستیم تا متفاوت از پژوهش‌های انجام‌شده، مدلی کمی برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی در سطح یک بانک تجاری تعریف نماییم. به عبارتی مدلی که بتواند با توجه به ویژگی‌های دارایی و بدهی‌های هر بانک، ریسک نقدینگی آن را کمی‌نماید. اگرچه که رهنمود بال ۳ نسبت‌هایی برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی بانک ارائه کرده است، اما این نسبت‌ها، ریسک نقدینگی را به‌مانند ریسک‌های بازار، اعتباری و عملیاتی کمی نمی‌نماید (لوبنیتز و روردا، ۲۰۱۱).

ماهیت صورت‌های مالی بانک‌ها متفاوت از سایر صنایع است و بدیهی است که شاخص‌های اندازه‌گیری وضعیت نقدینگی آن‌ها نیز با یکدیگر متفاوت باشد. بر این اساس مطابق با استانداردهای بال ۳، نسبت‌های نسبت پوشش نقدینگی[۸] (LCR) و نسبت خالص منابع پایدار[۹] (NSFR) به‌عنوان متغیرهای سنجش وضعیت نقدینگی

---

۱ . Choudhry.
۲ . Solvency.
۳ . Loebnitz and Roorda.
٤ . Tavana et al.
٥ . Elahi
٦ . Kimathi et al.
۷ . Lastukova
۸ . Liquidity Coverage Ratio (LCR)
۹ . Net Stable Funding Ratio (NSFR)

بانک تعریف‌شده‌اند. ازآنجایی که این نسبت‌ها اول اینکه صرفاً در مقاطع پایان سال اندازه‌گیری می‌شوند و دوم اینکه معیاری از اندازه‌گیری ریسک نقدینگی ارائه نمی‌کنند؛ لذا قابلیت مقایسه با سایر ریسک‌های بانک ازجمله ریسک بازار و اعتباری را ندارد، بنابراین ضرورت شاخص سازی برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی در مقاطع کوتاه‌مدت‌تر (هفتگی) که پویایی لازم را داشته باشد ضروری است.

وجه تمایز این پژوهش با پژوهش‌های گذشته در این است که اولاً، این پژوهش بر مبنای مدل‌سازی اقلام دارایی و بدهی‌های بانک‌ها با استفاده از فرآیندهای تصادفی، روشی نوین برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی در یک بانک تجاری ارائه می‌کند، درحالی‌که اکثر پژوهش‌های بین‌المللی و تمامی پژوهش‌های داخلی، ریسک نقدینگی بانک‌ها را در سطح کل اقتصاد اندازه‌گیری می‌نمایند. ثانیاً، همانند سایر ریسک‌های اثرگذار بر صنعت بانکداری، تابع توزیع زیان ریسک را تخمین می‌زند و بر آن اساس سنجه‌های ریسک آن را محاسبه می‌نماید. بدین واسطه روش ارائه‌شده در این پژوهش بانک‌ها را قادر می‌سازد تا پس‌ازاین ریسک نقدینگی را همانند سایر ریسک‌ها گزارش نمایند و سنجه ریسک ارزش در معرض خطر آن را محاسبه نمایند و ریسک نقدینگی، قابلیت تجمیع با سایر ریسک‌ها را خواهد داشت.

به‌منظور ارائه راهکاری برای کمی سازی ریسک نقدینگی، شاخصی با عنوان نیاز نقدینگی بانک تعریف می‌شود. این شاخص تابعی از تغییرات دارایی‌ها و بدهی‌های بانک خواهد بود؛ یعنی زمانی که دارایی‌های بانک افزایش می‌یابد، برای تأمین مالی این افزایش، نیازمند خروج نقدینگی خواهیم بود و برعکس در زمان افزایش بدهی‌ها، نقدینگی بانک افزایش خواهد یافت. به‌عبارت‌دیگر، تغییرات دارایی‌ها و بدهی‌ها در بانک‌ها به تغییرات در جریانات نقد منجر شده و شاخص نیاز نقدینگی نتیجه تعامل بین افزایش و کاهش تمامی اقلام دارایی‌ها و بدهی‌های بانک خواهد بود؛ بنابراین متغیر نیاز نقدینگی بانک را می‌توان با مدل‌سازی اقلام تشکیل‌دهنده آن بررسی نمود.

رفتار مشتریان بانک در خصوص دریافت، تمدید یا بازپرداخت تسهیلات و سپرده‌گذاری یا برداشت سپرده‌ها، تابع عوامل گوناگون اقتصادی و رفتاری می‌باشد. ازآنجایی‌که رفتار مشتریان قابلیت پیش‌بینی دقیقی ندارد، لذا نیاز نقدینگی بانک‌ها را می‌توان به‌عنوان یک فرآیند تصادفی در نظر گرفت. روش‌های مختلفی برای مدل‌سازی این اقلام در ادبیات موضوع شامل روش‌های مرسوم اقتصادسنجی کلاسیک پیش‌بینی‌شده است. این پژوهش درصدد است تا با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی نوین همچون فرآیندهای تصادفی این اقلام را مدل‌سازی نماید تا از این روش به مدل‌سازی شاخص نیاز نقدینگی بانک دست یابد؛ لذا از مدل‌های فرآیند تصادفی کاکس-اینگرسل-راس[۱] (CIR) و بازگشت به میانگین انتشار-پرش[۲] (MRJD) برای مدل‌سازی متغیرهای تأثیرگذار بر نیاز نقدینگی استفاده‌شده است. از مزایای این روش

---

۱. Cox, Ingersoll & Ross (CIR)

۲. Mean-Reverting Jump Diffussion (MRJD)

نسبت به روش‌های متعارف اقتصادسنجی این است که با در نظر گرفتن فرض تصادفی بودن متغیرهای مدل‌سازی، می‌توان رفتار آن‌ها را با استفاده از یکی از مدل‌های مرسوم فرآیند تصادفی، الگوسازی نمود.

پس از مدل‌سازی متغیرها (اقلام دارایی و بدهی)، شاخص نیاز نقدینگی [۱] بانک مدل‌سازی می‌شود. به ازای هر سناریو، افزایش یا کاهشی در هر یک از اقلام دارایی و بدهی‌های بانک اتفاق می‌افتد و درنتیجه آن، یک نیاز نقدینگی برای بانک به وجود می‌آید. به دیگر معنا، نیاز نقدینگی بانک، تابعی از تغییرات در دارایی‌ها و بدهی‌ها در سناریوهای مختلف است. اگر به ازای تعداد زیادی سناریو این فرآیند ادامه یابد، به توزیعی از نیاز نقدینگی بانک در این سناریوهای مختلف خواهیم رسید. درصورتی‌که نیاز نقدینگی بانک منفی باشد، عملاً با ریسک نقدینگی مواجه هستیم. به عبارتی، هم‌زمان هر دوشاخه آن یعنی ریسک نقدینگی تأمین مالی [۲] و ریسک نقدشوندگی دارایی‌ها [۳] بر بانک تحمیل می‌شود (بنکس [۴]، ۲۰۱۴).

مرحله بعدی، محاسبه زیان بانک به ازای سناریوهای محتمل است. این زیان به‌واسطه فروش بخشی از دارایی‌های بانک به وجود می‌آید. هرچه میزان کسری نقدینگی بیشتر باشد، بانک ملزم به فروش بیشتر دارایی‌ها است و با توجه به وضعیت نقدشوندگی هر یک از دارایی‌ها و حجم آن، احتمال فروش به قیمت کمتر جهت تأمین نقدینگی، بیشتر خواهد بود و لذا زیان محتمل نیز بیشتر خواهد بود. درصورتی‌که توزیع زیان شبیه‌سازی‌شده را به دست آوریم قادر به محاسبه سنجه‌های ریسک آن یعنی ارزش در معرض خطر و ارزش در معرض خطر شرطی آن خواهیم بود.

یکی از مهم‌ترین جنبه‌های کاربردی این پژوهش، تعیین حد بهینه سرمایه اقتصادی می باشد تا به بانک‌ها، سهامداران آن‌ها و دیگر ذینفعان، این اطمینان را بدهد که سرمایه نگهداری شده به حدی است که جوابگوی زیان‌های آتی باشد. از طرفی با توجه به ماهیت ریسک نقدینگی، نگهداری حجم مطلوبی از دارایی‌های نقد باکیفیت، بالاترین اهمیت را دارد. بانک‌هایی که به‌اندازه کافی از این دسته دارایی‌ها نگهداری می‌نمایند، خود را در برابر خروج نقدینگی بیمه می‌کنند. مهم‌ترین دغدغه بانک‌ها، نگهداری حجم مناسبی از آن‌ها می باشد تا هم‌زمان هم ریسک عدم ایفای تعهدات آن‌ها را حداقل نماید و هم هزینه فرصت نگهداری این دسته از دارایی‌ها، حداقل شود.

در ادامه پژوهش پس از بررسی پیشینه پژوهش، به روش‌شناسی و چگونگی توسعه مدل پرداخت‌شده است. سپس با توجه به مفروضاتی مشخص، مدل ارائه‌شده موردبررسی قرار گرفته و بر اساس خروجی آن سنجه‌های ریسک زیان نقدینگی تخمین زده شده و نتایج و پیشنهادهای کاربردی ارائه گردیده است.

---

۱ . Liquidity Needs Index
۲ . Funding Liquidity Risk
۳ . Asset Liquidity Risk
٤ . Banks

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در تعریف عام، نقدینگی به در دسترس بودن منابع وجوه نقد و شبه نقد که به‌عنوان شریان اصلی هر موسسه تجاری و دولتی تلقی می‌گردد، گفته می‌شود. درصورتی‌که نقدینگی را در دسترس بودن منابع وجوه نقد و شبه نقد تعریف نماییم، آنگاه ریسک زیان ناشی از عدم وجود و یا کمبود وجوه نقد را ریسک نقدینگی می‌نامیم. به‌صورت دقیق‌تر، ریسک زیان ناشی از عدم توانایی تأمین وجه با هزینه معقول یا فروش یک دارایی به قیمت منصفانه آن به‌منظور پوشش تعهدات قابل‌انتظار و غیرقابل‌انتظار را ریسک نقدینگی تعریف می‌کنیم (بنکس، ۲۰۱۴).

لازم به ذکر است که بین نقدینگی و نقدشوندگی تفاوت مهمی وجود دارد که گاهی منجر به بروز اشتباه در تحلیل مفهوم نقدینگی می‌شود. این واقعیت که تمام یا نزدیک به تمام دارایی‌های بانک، نهایتاً قابل تبدیل شدن به وجه نقد برای پرداخت تعهدات هستند مربوط به میزان نقدشوندگی دارایی‌های بانک است و نه نقدینگی آن. نقدینگی توانایی برخورد بهینه با جریان نقد جاری و پیش‌بینی‌شده است، بدون اینکه عملیات روزمره را دستخوش تغییر قرار دهد (متز و نئو[۱]، ۲۰۰۷).

پژوهش‌هایی که در حوزه ریسک نقدینگی هستند و قرابت زیادی با این پژوهش در دو دسته قرار می‌گیرند. دسته اول، پژوهش‌هایی هستند که ریسک نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی را بررسی می‌کنند، آن‌ها عموماً به دنبال بهینه کردن نگهداری وجه نقد در شرکت‌ها هستند. ازجمله آن‌ها می‌توان به پژوهش‌های بامول[۲] (۱۹۵۲)، میلر و اور[۳] (۱۹۶۶)، لیو و ژین[۴] (۲۰۰۸) و ملو و بیلیچ[۵] (۲۰۱۳) اشاره نمود. در حوزه مدیریت وجوه نقد[۶]، بنیادی‌ترین پژوهش مربوط به بامول (۱۹۵۲) می‌شود که در آن حد بهینه نقدینگی در بنگاه را بر اساس رویکرد مقدار بهینه سفارش (EOQ) تعیین می‌کند. مدل بامول سعی دارد تا بین هزینه فرصت نگهداری پول (نرخ بهره) و هزینه انتقال (تبدیل دارایی‌ها به وجه نقد و برعکس) تعادل برقرار کند. در همین حوزه مدیریت وجوه نقد، شاخه دیگری از پژوهش‌ها با مقاله میلر و اور (۱۹۶۶) با اقبال بیشتری مواجه گردید. پژوهشگران، جریانات نقدی را متغیری تصادفی با توزیع نرمال در نظر می‌گرفتند. در مدل آن‌ها دودسته دارایی وجود دارد، وجه نقد و دارایی‌های باکیفیت نقد شوندگی بالا که در آن وجه نقد یک متغیر تصادفی است.

پس‌ازآن پژوهشگرانی همچون، دالنباخ[۷] (۱۹۷۴)، هیندرر و والدمان[۸] (۲۰۰۱)، لیو و ژین (۲۰۰۸) و ملو و بیلیچ (۲۰۱۳) با تعدیلاتی همچون بررسی مانایی سری وجوه نقد، واردکردن زنجیره مارکوف و استفاده از منطق فازی سعی

---

۱. Matz and Neo
۲. Baumol
۳. Miller and Orr
۴. Liu and Xin
۵. Melo and Bilich
۶. Cash Management
۷. Daellenbach
۸. Hinderer and Waldmann

در بهبود مدیریت وجوه نقد داشته‌اند. همچنین، پریماچاندرا[۱] (۲۰۰۴) با معرفی مدلی که با استفاده از تخمین بخش انتشار[۲]، حد بالای مدل میلرو و اور (۱۹۶۶) را تعیین می کرد، مدل اولیه را بهبود دادند و هزینه‌های مدیریت روزانه وجوه را برآورد نمودند. آن‌ها دقت تخمین مدل را به مقدار زیادی افزایش دادند که عمده دلیل آن، رهایی از محدودیت‌های موجود در مدل میلر و اور (۱۹۶۶) بود. این محدودیت‌ها به‌واسطه مدل پیشنهادی آن‌ها قابل چشم‌پوشی شد.

در پژوهش‌هایی که اخیراً در حوزه ریسک نقدینگی و ریسک نقدینگی تأمین مالی در بانک‌ها صورت گرفته می‌توان به پژوهشی که توسط تران و همکاران (۲۰۱۹) صورت پذیرفته اشاره نمود که در آن عوامل تأثیرگذار بر ریسک نقدینگی در بانک‌های تجاری ویتنام را موردبررسی قراردادند. پژوهشگران با استفاده از روش حداقل مربعات خطا تأثیر بازار بین‌بانکی، نسبت تسهیلات به سپرده‌ها، مدیریت مؤثر ریسک اعتباری و نرخ بهره بلندمدت بر ریسک نقدینگی بانک‌های تجاری ویتنام بررسی نمودند. همچنین می‌توان به پژوهش‌های دیگری همچون ویجیک-مازور (۲۰۱۹) که به بررسی عوامل تأثیرگذاری بر ریسک نقدینگی صنعت بانکداری لهستان و پژوهش چودری و همکاران (۲۰۱۹) که در همین چارچوب، عوامل مؤثر بر ریسک نقدینگی در بانکداری اسلامی در بنگلادش را موردپژوهش قرار داده‌اند نیز اشاره نمود.

اگرچه که در خصوص عوامل مؤثر بر ریسک نقدینگی در بانک‌ها مقالات متعددی منتشرشده است (توانا و همکاران (۲۰۱۸)، الهی (۲۰۱۷)، کیماثی و همکاران (۲۰۱۵)، لاستوکوا (۲۰۱۶)، تران و همکاران (۲۰۱۹)، ویجیک-مازور (۲۰۱۹)، چودری و همکاران (۲۰۱۹))، اما در بین پژوهشگران اجماع نظر در خصوص روش‌های اندازی گیری ریسک نقدینگی وجود ندارد (ماروزوا ۲۰۱۷).

در دسته دوم پژوهشگرانی بوده‌اند که به اندازه‌گیری و نه تعیین عوامل مؤثر بر ریسک نقدینگی پرداختند. به‌عنوان نمونه بسارا و همکاران (۲۰۱۶) روشی برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی بانک‌های تجاری شیلی پیشنهاد نمودند. اساس مدل پیشنهادی آن‌ها، رفتار بانک‌های تجاری در بازار بین‌بانکی بوده است. همچنین بای و همکاران (۲۰۱۴) شاخص عدم تطابق نقدینگی (LMI) را برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی بانک‌ها معرفی نمودند. پژوهشگران ادعا نمودند که این شاخص قابلیت پیش‌بینی بحران‌های نقدینگی در سطح خرد و کلان را دارد و با آزمون گذشته آن توانستند بحران اقتصادی سال ۲۰۰۸ را برآورد نمایند. همچنین پژوهشگرانی با استفاده از تئوری احتمال و فرآیند تصادفی، سعی در ارائه چارچوب و مدل کمی از ریسک نقدینگی هستند که می‌توان پژوهش های پری و استاجی[۳] (۲۰۰۰) و اشمالتز[۴] (۲۰۰۹) را نام برد.

---

۱. Premachandra
۲. Diffusion
۳. Perry and Stadje
٤. Schmaltz

اشمالتز (۲۰۰۹) مدلی کمی از اندازه‌گیری و مدیریت ریسک نقدینگی در بانک‌های تجاری ارائه کرده است، وی از فرآیند تصادفی برای مدل‌سازی استفاده کرده است. در پژوهش وی، جریانات نقدی هر یک از محصولات (دارایی‌ها، بدهی‌ها و اقلام زیرخطی) جداگانه مدل‌سازی می‌شوند، بدین‌صورت که هر محصول ممکن است دارای جریانات نقدی ۱) قطعی[۱] ۲) تصادفی منتج شده از نیاز نقدینگی[۲] و ۳) جریانات نقدی منتج شده از ریسک شهرت[۳] باشند. جدول ۱ مدل شماتیک این پژوهشگر را نشان می‌دهد.

جدول ۱. مدل ریاضی اشمالتز (۲۰۰۹) برای انواع محصولات بانک

مثال	تسهیلات	سپرده جاری	فرار سپرده‌ها
طبقه	قطعی	تصادفی/ریسک نقدینگی	تصادفی/ ریسک شهرت
نحوه مدل‌سازی	$\mu_{tk}^{i}\Delta t$	$\sigma^{i}\Delta W_{tk}^{i}$	$S^{i}\Delta J_{tk}^{i}$
$CF_{tk}^{i} = (\mu_{tk}^{i}\Delta t + \sigma^{i}\Delta W_{tk}^{i} + S^{i}\Delta J_{tk}^{i}) \times CF_{t.}^{i}$			

که در آن:

μ_{tk}^{i}: جزء رانش[۴]، نشان‌دهنده جریان مورد انتظار در زمان t می باشد.

σ^{i}: انحراف معیار جریانات نقدی هر محصول

ΔW_{tk}^{i}: تغییرات فرآیند وینر[۵]

ΔJ_{tk}^{i}: فرآیند پرش[۶]

S^{i}: ضریب (coefficient) محصول iام به فرآیند تصادفی/ ریسک شهرت

به‌علاوه، در پژوهشی که توسط پری و استاجی (۲۰۰۰) صورت گرفته است، آن‌ها برای مدل‌سازی جریانات نقدی که دارای زودبرداشت (برداشت پیش از موعد) و سپرده‌گذاری‌های حجم بالا است، از حرکت براونی[۷] با جزء رانش به همراه پرش‌های مثبت و منفی با توزیع پواسون مرکب[۸] استفاده کرده‌اند.

برای مدل‌سازی رفتار سپرده‌ها به‌مانند سایر متغیرهای مالی، روش‌های گوناگونی وجود دارد. طی پژوهشی که توسط فراندورفر و شورل[۹] (۲۰۰۵) صورت گرفت، پژوهشگران به این نتیجه رسیدند که حجم سپرده‌های

---

۱. Deterministic
۲. Stochastic / Liquidity
۳. Stochastic/ Confidence
٤. Drift
٥. Wiener Process
٦. Jump Process
۷. Brownian motion.
۸. Compound Poisson process.
۹. Frauendorfer and Schürle.

پس‌انداز[۱] در اقتصاد سوئیس با افزایش نرخ بهره کاهش و با کاهش نرخ بهره افزایش می‌یابد؛ یعنی نرخ بهره عامل تعیین‌کننده حجم سپرده‌ها در آینده می باشد. این نتایج در پژوهش کاکبرنر و ویلینگ[۲] (۲۰۰۴) مورد تائید واقع نشد.

از طرفی مدلی که سلواجیو[۳] (۱۹۹۶) معرفی می‌کند، از نرخ بهره بازار و متغیرهای اقتصاد کلان همچون درآمد ملی، رشد اقتصادی و نرخ تورم برای مدل‌سازی و پیش‌بینی سپرده‌های پس‌انداز استفاده می‌کند. در همین راستا پژوهش اوبرین[۴] (۲۰۰۰) نیز از متغیرهای اقتصاد کلان به‌عنوان بهترین متغیرهای توضیحی یاد می‌کند؛ اما بیش‌ترین مطالعات به بررسی تأثیر نرخ بهره بر رفتار سپرده پرداخته‌اند. پژوهشگرانی همچون جارو و ون‌دونتر[۵] (۱۹۹۸) علاوه بر نرخ بهره، اثر روند زمانی را نیز در نظر می‌گیرند و به ارائه مدلی برای پیش‌بینی حجم سپرده‌های پس‌انداز می‌پردازند.

همچنین، بسیاری از پژوهشگران به نحوی، تصادفی بودن را در مدل‌سازی خود لحاظ کردند. همچون پژوهشی که کاکبرنر و ویلینگ (۲۰۰۴) علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی یک جزء تصادفی را با استفاده از فرآیند وینر به مدل خود اضافه نمودند. آدام و همکاران[۶] (۲۰۰۴) برای مدل‌سازی رفتار سپرده‌های پس‌انداز، هم‌زمان با استفاده از حرکت بروانی هندسی به مدل‌سازی رفتار نرخ بهره و حجم سپرده‌ها پرداخت و سپس آن دو را با استفاده از ضریب همبستگی به همدیگر مرتبط نمود.

همگام با پیشرفت مهندسی و علوم مربوط به فرآیندهای تصادفی در دنیا و کاربردی کردن در انواع بازارهای مالی شامل بازار پول و سرمایه در ایران نیز، طی سال‌های اخیر پژوهش‌هایی در این زمینه صورت گرفته است.

در مقاله مولایی و همکاران (۱۳۹۵) قیمت سهام را با استفاده از دو نوع فرآیند تصادفی مدل‌سازی نمودند. داده‌های این پژوهش شامل مشاهدات روزانه شاخص کل قیمت بازار سهام، شاخص ۵۰ شرکت برتر و شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۵ فروردین ۱۳۸۵ تا ۲۶ فروردین ۱۳۹۴ است. به‌منظور مدل‌سازی رفتار شاخص قیمت از دو معادله دیفرانسیل تصادفی حرکت براونی هندسی و حرکت براونی هندسی همراه با گارچ غیرخطی استفاده‌شده است. بر اساس نتایج این پژوهش، ۱) با توجه به معیار لگاریتم تابع درستنمایی، حرکت براونی هندسی همراه با گارچ غیرخطی در هر سه گروه از داده‌های موردبررسی دارای عملکرد بهتر نسبت به حرکت براونی هندسی است. ۲) بر اساس الگوی معادلات دیفرانسیل تصادفی با نوسان تصادفی، شاخص کل قیمت بیشتر تحت تأثیر اخبار خوب است. ۳) تأثیر اخبار بد بر شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بورس بیش از تأثیر اخبار خوب است. ۴) واریانس غیرشرطی شاخص کل در دونقطه زمانی دارای شکست

---

۱. Saving Accounts.
۲. Kalkbrener and Wiling.
۳. Selvaggio.
٤. O'Brien.
٥. Jarrow and Van Deventer.
٦. Adam et al.

ساختاری است، واریانس غیرشرطی شاخص ۵۰ شرکت برتر در یک نقطه زمانی دارای شکست ساختاری است و واریانس غیرشرطی شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بورس پایدار بوده و فاقد شکست ساختاری است.

همچنین، خداویسی و ملابهرامی (۱۳۹۱) در پژوهشی پیش‌بینی نرخ ارز را با استفاده از فرآیندهای تصادفی بررسی کردند. در این مقاله به‌منظور مدل‌سازی و پیش‌بینی روند سری زمانی نرخ ارز در بازار رسمی ارز ایران، مدل حرکت براونی هندسی و مدل انتشار-پرش مرتون به کار می‌گیرند. نتایج پیش‌بینی این مدل‌ها با پیش‌بینی مدل «میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه» ARIMA[1] مقایسه شده است. پژوهشگران به این جمع‌بندی می‌رسند که مدل حرکت براونی هندسی قادر به در نظر گرفتن جهش‌های موجود در نرخ ارز نمی‌باشد و بهترین مدل برای پیش‌بینی این سری زمانی، مدل انتشار-پرش مرتون است.

در مقاله‌ای دیگر، فلاح‌پور و مطهری‌نیا (۱۳۹۶) نوسان تحقق‌یافته در شاخص بورس تهران را با استفاده از فرآیند انتشار-پرش مدل‌سازی نمودند. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که مدل‌سازی نوسان تحقق‌یافته بر اساس فرآیند انتشار-پرش خطای کمتری نسبت به مدل‌های گذشته دارد.

روش‌شناسی پژوهش

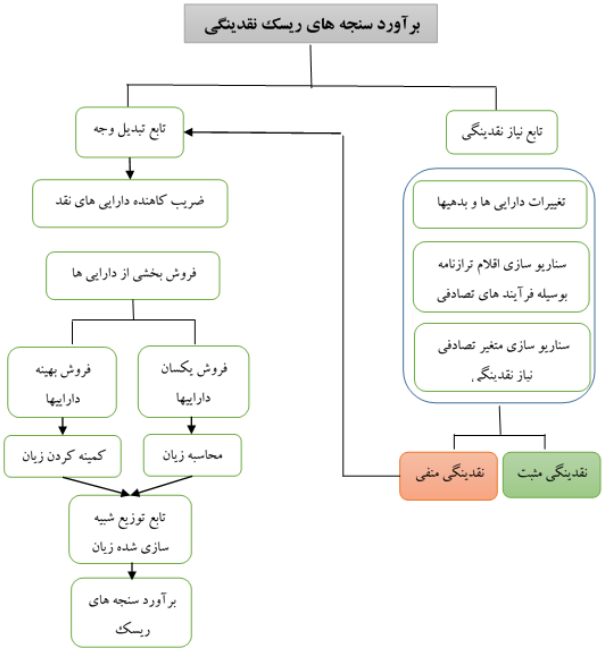
این پژوهش از نظر جهت‌گیری پژوهش، کاربردی و از نظر استراتژی، تجربی و هدف آن، اکتشافی است. داده‌های موردنیاز از پایگاه اطلاعاتی و خلاصه دفتر کل حسابداری یکی از بانک‌های تجاری ایران استخراج‌شده است. داده‌های مورداستفاده به‌منظور تخمین پارامترهای مدل‌های پیشنهادی شامل میانگین هفتگی تمامی متغیرهای مستقل به مدت ۱۳۹ هفته می باشد. این داده‌ها از آذر سال ۱۳۹۰ تا مرداد ۱۳۹۵ جمع‌آوری‌شده است. پارامترهای فرآیندهای تصادفی مورداستفاده با استفاده از کد نویسی در نرم‌افزار MATLAB تخمین زده می‌شود و روش کالیبره کردن و تخمین پارامترهای مدل‌های فرآیند تصادفی، تابع حداکثر درستنمایی[2] می باشد.

در گام اول پژوهش، اقلام دارایی‌ها و بدهی‌ها با توجه به نوع رفتار، توسط یک فرآیند تصادفی مرتبط پیش بینی و سناریوسازی شده است و سپس با استخراج نیاز نقدینگی، درصورتی‌که دارای کسری نقدینگی باشیم، نیازمند تبدیل دارایی‌ها به وجه نقد جهت جبران کسری خواهیم بود. برای این کار بخشی از دارایی‌ها به فروش می‌رسد که الگوی فروش می‌تواند به‌صورت یکسان بر اقلام دارایی و یا به‌صورت بهینه بر اساس ضرایب نقدشوندگی مرتبط باشد. سپس بر اساس زیان حاصل از این فروش می‌توان تابع توزیع شیه‌سازی‌شده را استخراج نمود و بر اساس آن، سنجه‌های ریسک زیان نقدینگی را برآورد نمود.

---

۱. AutoRegressive Integrated Moving Average
۲. Maximum Likelihood Equation (MLE)

ساختار کلی انجام این روش به شرح شکل ۱ است:



شکل ۱. ساختار کلی انجام پژوهش

در ادامه برای هر بخش نیز به‌طور مفصل توضیحات لازم آورده شده است.

الف) فرآیندهای تصادفی

فرآیندهای تصادفی، الگوهای مناسبی برای مدل‌سازی رفتار یک متغیر تصادفی است. در تعریف ریاضی، فرآیندهای تصادفی مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی با اندیس مرحله یا زمان هستند که وضعیت یک پدیده یا آزمایش تصادفی را در طول یک دوره نمایش می‌دهد. متغیرهای تصادفی و اندیس آن‌ها می‌تواند از انواع گسسته و پیوسته و نیز چندبعدی باشد.

مدل‌های مختلفی از فرآیندهای تصادفی معرفی‌شده‌اند که با توجه به مشخصه هر متغیر تصادفی، انتخاب می‌گردند. انتظار می‌رود درصورتی‌که توزیع آماری سری زمانی داده‌ها نرمال باشد، مدل حرکت براونی هندسی بتواند به‌خوبی بر آن برازش شود. اگر داده‌ها دارای پدیده بازگشت به میانگین باشند، فرآیند کاکس-اینگرسل-راس (CIR) می‌تواند بخش زیادی از عدم اطمینان موجود در سری زمانی را تبیین نماید؛ اما اگر توزیع داده‌ها، دم پهن‌تری[۱] نسبت به توزیع نرمال داشته باشد، فرآیند انتشار- پرش با ویژگی‌های آن سازگارتر

---

۱. Fat-tailed.

خواهد بود و درنهایت اگر سری زمانی داده‌ها هر دو ویژگی بازگشت به میانگین و پهن بودن دم را داشته باشند، بهترین برازش کننده فرآیند انتشار- پرش بازگشت به میانگین خواهد بود (بریگو و همکاران[۱]، ۲۰۰۷).

الف-۱) مدل کاکس-راس-اینگرسل (CIR)

یکی از شناخته‌شده‌ترین فرآیندهای تصادفی بازگشت به میانگین، فرآیند واسیچک می‌باشد که اولین بار از آن برای مدل‌سازی رفتار تصادفی نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت استفاده گردید (واسیچک[۲]، ۱۹۷۷).

$$dX_t = \alpha(\theta - X_t)dt + \sigma dW_t \quad \text{رابطه ۱)}$$

که در آن، dX_t تغییرات متغیر موردبررسی، X_t متغیر موردبررسی، σ انحراف معیار متغیر موردبررسی، α سرعت بازگشت به میانگین آن متغیر و θ میانگین بلندمدت سری زمانی آن متغیر و dW_t تغییرات ناشی از فرآیند وینر است.

در توسعه مدل واسیچک، طی پژوهشی که توسط کاکس و همکاران (۱۹۸۵) در خصوص مدل‌سازی نرخ بهره انجام دادند، به این نتیجه رسیدند که می‌توان مدل واسیپک (۱۹۷۷) را توسعه داد و رابطه ۱ به شرح زیر توسعه پیدا کرد:

$$dX_t = \alpha(\theta - X_t)dt + \sigma\sqrt{X_t}dW_t \quad \text{رابطه ۲)}$$

که در آن پارامترهای مدل همان پارامترهای رابطه ۱ می باشد.

برای شبیه‌سازی این فرآیند در سری‌های زمانی غیر پیوسته از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$X(t_i) = \alpha\theta\Delta t + (1 - \alpha\Delta t)X(t_{i-1}) + \sigma\sqrt{X(t_{i-1})\Delta t}\varepsilon t_i \quad \text{رابطه ۳)}$$

که در آن:

$$\varepsilon_t \sim N(0,1)$$

الف-۲) مدل بازگشت به میانگین انتشار-پرش

در مدل بازگشت به میانگین انتشار-پرش در حقیقت با یک مدل دو جزئی روبرو هستیم که در قسمت اول بخش بازگشت به میانگین متغیر موردبررسی و در قسمت دوم پرش‌های خارج از روال الگوسازی می‌شود. در این پژوهش نیز از مدلی مشابه به مدلی که نامپالا[۳] در سال ۲۰۰۹ برای شناسایی رفتار قیمت برق در بورس انجام داده است، استفاده می گردد:

$$dX(t) = \big(\alpha - \theta X(t)\big)dt + \sigma dW(t) + J\big(\mu_j, \sigma_j\big)dN(\lambda) \quad \text{رابطه ۴)}$$

که در آن، α و θ، پارامترهای مربوط به پدیده بازگشت به میانگین، σ انحراف معیار، $W(t)$ فرآیند وینر، $J\big(\mu_j, \sigma_j\big)$، توزیع نرمال با میانگین μ_j و انحراف معیار σ_j و نشان‌دهنده شدت هر پرش، $N(\lambda)$ توزیع پواسن با میانگین λ که تعداد دفعات پرش در بازه زمانی dt را تعیین می کند.

---

۱ . Brigo et al.
۲ . Vasicek
۳ . Nampala

استفاده از فرایند تصادفی برای پیش‌بینی اقلام ترازنامه

در این پژوهش با اقتباس از مقالات پری و استاجی (۲۰۰۰) و اشمالتز (۲۰۰۹) برای مدل‌سازی جریانات نقدی و تغییرات اقلام دارایی‌ها و بدهی‌ها، متناسب با نوع رفتار آن قلم، فرآیند تصادفی مرتبط استفاده‌شده است به‌عنوان‌مثال برای مدل‌سازی جریانات نقدی که دارای زود برداشت‌ها و سپرده‌گذاری‌های با حجم بالا است، از حرکت براونی با جزء رانش به همراه پرش‌های مثبت و منفی با توزیع پواسون مرکب استفاده‌شده است.

ب) تابع نیاز نقدینگی

می‌دانیم که اگر جریانات نقدی خروجی از جریانات ورودی بیشتر باشد، کسری یا نیاز نقدینگی به وجود می‌آید. به عبارتی اگر:

$if\ CF^- > CF^+ \rightarrow \alpha < ۰$
$if\ CF^+ > CF^- \rightarrow \alpha > ۰$

(جریانات نقدی خروجی با CF^- و جریانات نقدی ورودی با CF^+ نشان داده‌شده است)

در طرف دارایی‌ها، هرگونه افزایش، باعث خروج نقدینگی و هرگونه کاهش باعث افزایش نقدینگی می‌شود. برای نمونه، اعطای تسهیلات جدید، باعث افزایش دارایی‌ها و درنتیجه خروج نقدینگی خواهد شد و از طرفی، فروش بخشی از دارایی‌های ثابت و بازپرداخت اقساط تسهیلات، باعث کاهش دارایی‌ها و افزایش نقدینگی می‌شود. در سمت چپ ترازنامه، دقیقاً برعکس این حالت برقرار می باشد؛ یعنی با افزایش سپرده‌ها، بدهی‌ها افزایش و درنتیجه باعث افزایش نقدینگی می‌شود. موارد فوق را می‌توان به شکل زیر نشان داد:

$$\Delta A > ۰ \rightarrow CF^-,\quad \Delta A < ۰ \rightarrow CF^+,\quad \Delta L > ۰ \rightarrow CF^+,\quad \Delta L < ۰ \rightarrow CF^-$$

$$\alpha_i = \alpha_{i-۱} + \sum_{i=۱}^{n} \Delta L_i - \sum_{i=۱}^{n} \Delta A_i \qquad \text{رابطه ۵)}$$

دارایی و تغییرات آن با A و ΔA و بدهی و تغییرات آن با L و ΔL نمایش داده‌شده است. درصورتی‌که $\alpha < ۰$ باشد، به این معناست خروج جریانات نقد بیشتر از ورود جریانات نقد بوده است و نیاز به نقدینگی وجود دارد. در این حالت بانک می‌بایست از طریق استقراض و یا نقد کردن بخش از دارایی‌ها، این نیاز را برطرف کند (لوبنیتز و روردا، ۲۰۱۱).

در این پژوهش از اطلاعات تاریخی اقلام دارایی و بدهی‌های یکی از بانک‌های تجاری ایران استفاده‌شده است تا با مدل‌سازی متغیرهای مستقل تابع نیاز نقدینگی، نقدینگی بانک برای دوره ۵۲ هفته‌اینده، ده هزار بار سناریوسازی شود. مدل مورداستفاده برای تعیین نیاز نقدینگی که برگرفته از مطالعه لوبنیتز و روردا (۲۰۱۱) است، به شرح زیر می باشد:

$$\Delta\alpha_i = \Delta CD_i + \Delta PD_i + \Delta ID_i + \Delta OD_i - \Delta PLSL_i - \Delta FL_i - \Delta PL_i - \Delta FA_i \qquad \text{رابطه ۶)}$$

که در آن:

CD: سپرده‌های جاری، PD: سپرده‌های پس‌انداز، ID: سپرده‌های سرمایه‌گذاری، OD: سایر سپرده‌ها، PLSL: تسهیلات مشارکتی، FL: تسهیلات مبادله‌ای، PL: تسهیلات قرض‌الحسنه و FA: دارایی‌های ثابت و α: نقدینگی بانک که شامل خالص حساب بانک نزد بانک مرکزی به‌اضافه خالص سپرده‌گذاری و سپرده پذیری نزد سایر بانک‌های تجاری می‌باشند.

ج) تابع تبدیل وجه

درنهایت، پس از انتخاب مدل فرآیند تصادفی استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو برای پیش‌بینی سناریوهای آتی هر قلم از دارایی و بدهی‌ها و جایگذاری آن‌ها در رابطه ۶، متغیر تصادفی نیاز نقدینگی بانک برای دوره‌های آتی در سناریوهای متعدد به دست می‌آید. در این مرحله، دو حالت متصور است: در هر سناریو ممکن است نیاز نقدینگی بانک منفی یا مثبت باشد. درصورتی‌که بانک با کسری نقدینگی (نیاز نقدینگی منفی) ($\alpha < ۰$) مواجه شود، الزاماً می‌بایست با فروش بخشی از دارایی‌ها، کسری نقدینگی خود را پوشش دهد.

در این مقاله فرض می‌شود زمانی که نیاز نقدینگی رخ می‌دهد، بانک ملزم است تا بخشی از دارایی‌های خودش را در بازار ثانویه بفروشد و آن را تبدیل به وجه نقد کند. بدین منظور می‌بایست در ابتدا مفهوم پرتفوی دارایی‌های بانک را تعریف کنیم و فرض می‌کنیم که فرآیند نقد کردن دارایی‌های بانک، تابعی است مقعر که حد بالای آن ارزش به‌روز شده[۱] آن دارایی‌ها می باشد (اشمالتز (۲۰۰۹)). قیمت فروش هر دارایی در بازار ثانویه ممکن است متفاوت از ارزش ذاتی آن باشد. این مسئله وابسته به متغیرهای زیادی ازجمله، نوع دارایی، حجم فروش، مدت‌زمان فروش، شرایط بازار ثانویه و ... دارد. میزان اختلاف قیمت فروش و ارزش ذاتی دارایی را با ضریب کاهنده[۲] نشان می‌دهند. ضریب کاهنده هر دارایی را بر اساس مطالعه اشمالتز (۲۰۰۹) و رابطه ۷ تخمین می‌زنیم.

$$L_t = \left(۱ - HC^S(\tau)\right) \times PV_t \qquad \text{رابطه ۷)}$$

که در آن، L_t ارزش بازاری، PV_t ارزش ذاتی، HC^S ضریب کاهنده و τ دوره زمانی نیاز به وجه نقد می باشد. همچنین ضریب کاهنده تابعی است از ضریب کاهنده آنی و سرعت بهبود آن:

$$HC_{tk} = HC^{ON} \times e^{-\eta.tk} \qquad \text{رابطه ۸)}$$

که در آن HC^{ON} ضریب کاهنده آنی، η سرعت بهبود ضریب کاهنده است که برابر است با:

---

۱ . Marked to Market

۲ . Hair cut

رابطه ۹)

$$\eta = -\frac{ln\frac{a}{HC^{ON}}}{\tau^{marg}}$$

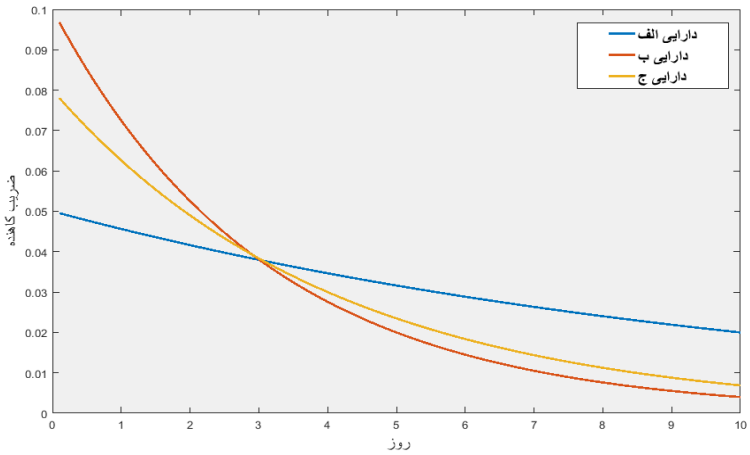
در حقیقت خواهیم داشت:

$$HC_{ij} = HC_i^{ON} \times \mathrm{e}^{-(-\frac{ln\frac{a}{HC^{ON}}}{\tau^{marg}})\times J}$$

در این مقاله، فرض شده است سه دسته دارایی در بانک منتخب وجود دارد که هرکدام پارامترهای مختلف و حجم مخصوص به خود را در پرتفوی دارایی‌های بانک دارند. جدول ۲ پارامترهای دارایی‌های فرضی را نشان می‌دهد.

جدول ۲. پارامترهای دارایی‌های نقد شونده بانک

شرح	حجم (هزار میلیارد ریال)	a	τ^{marg}	HC^{ON}
دارایی الف	۶,۰۰۰	۲٪	۱۰	۵٪
دارایی ب	۲۵,۰۰۰	۲٪	۵	۱۰٪
دارایی ج	۱۵,۰۰۰	۳٪	۴	۸٪



شکل ۲. ضریب کاهنده دارایی‌های نقد شونده بانک منتخب در طی زمان

همان‌گونه که می‌دانیم، ضریب کاهنده هر دارایی وابسته به پارامترهای جدول ۲ و زمان است. به‌نحوی‌که هر چه از مبدأ زمان به جلو پیش می‌رویم ضریب کاهنده هر دارایی از HC^{ON} به سمت a میل می‌کند. با توجه به مدل ارائه‌شده انتظار بر این است که ضریب کاهنده با گذر زمان به‌صورت لگاریتمی کاهش پیدا کند. شکل ۲ ضریب کاهنده هر دارایی را طی زمان به تصویر کشیده است.

همان‌گونه که از شکل ۲ مشخص است، ضریب کاهنده دارایی‌ها با گذر زمان کاهش می‌یابد؛ اما کاهش آن‌ها یکسان نیست. به‌عنوان نمونه دارایی الف کمترین ضریب کاهنده را برای فروش در لحظه دارد ولی اگر بیش از چهار روز فرصت برای نقد کردن دارایی‌ها وجود داشته باشد، دارایی ب مطلوب‌ترین ضریب کاهنده را خواهد داشت.

د) حداقل کردن زیان نقدینگی

در زمانی که بانک نیاز دارد تا در شرایط بحرانی وجوه نقد تولید کند (نیاز نقدینگی)، بانک تلاش می‌کند تا تفاوت بین قیمت به‌روز شده دارایی‌ها و قیمت فروش آن‌ها، حداقل گردد (هزینه نقدینگی). به‌بیان‌دیگر، در هر سناریویی که نیاز نقدینگی ایجاد شود و بانک ملزم به فروش بخشی از دارایی‌های خود گردد، با توجه به تفاوت بین قیمت فروش در بازار و ارزش ذاتی مدنظر، ممکن است بانک متحمل هزینه شود. این هزینه که به‌واسطه دو بعد اساسی ریسک نقدینگی یعنی نقدینگی تأمین وجوه و نقدشوندگی در بازار ایجاد می‌شود را به‌عنوان هزینه‌ها یا زیان ریسک نقدینگی در نظر می‌گیریم. ازآنجایی که نیاز نقدینگی یک متغیر تصادفی فرض شده است، لذا زیان ناشی از ریسک نقدینگی نیز، به‌صورت یک متغیر تصادفی به دست خواهد آمد.

به‌منظور حداقل سازی هزینه و زیان نقدینگی ناشی از فروش بخشی از دارایی‌ها در فرآیند پاسخ به نیاز نقدینگی بانک، لازم است از الگوریتم‌های بهینه‌سازی استفاده شود. روشی که در این مقاله برای بهینه‌سازی استفاده‌شده است، با توجه به غیرخطی بودن ضرایب کاهنده دارایی‌ها، الگوریتم بهینه‌سازی غیرخطی مقید می باشد.

هزینه‌های نقدینگی رابطه مستقیمی با ضریب کاهنده هر دارایی دارد. هر چه ضریب کاهنده دارایی بیشتر باشد، فروش آن دارایی زیان بیشتری به بانک تحمیل خواهد کرد؛ بنابراین، منطقی‌ترین راه برای کاهش هزینه‌های بانک، فروش دارایی‌هایی با کمترین ضریب کاهنده خواهد بود.

$$Minimize \quad loss = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{t} HC_{i,j} \times Asset_{i,j}$$

$$subjected\ to:$$

$$\sum_{j=1}^{t} Asset_{1,j} \leq A_1$$

$$\sum_{j=1}^{t} Asset_{2,j} \leq A_2$$

$$\sum_{j=1}^{t} Asset_{n,j} \leq A_n$$

$$Asset_{i,j} \geq 0 \qquad \text{رابطه ۱۰)}$$

که در آن $i = ۱,۲, \dots, n$ تعداد دارایی‌های موجود در پرتفوی بانک که در صورت نیاز نقدینگی آن‌ها را به فروش می‌گذارد، $j = ۱,۲, \dots, t$ تعداد روزهایی است که بانک فرصت دارد تا دارایی خود را به‌منظور پوشش نیاز نقدینگی به فروش برساند. A_i حجم دارایی n ام در پرتفوی بانک می باشد. تابع هدف حداقل کردن زیان می باشد. زیان ناشی از مجموع فروش دارایی i ام در روز j ام ضرب در ضریب کاهنده دارایی i ام در روز j ام است. متغیر هدف حجم فروش دارایی i ام در روز j ام است که با نماد $Asset_{i,j}$ نشان داده‌شده است. محدودیت اول بیان می‌کند که مجموع فروش تمامی دارایی‌ها در تمامی روزها باید به‌اندازه نیاز نقدینگی بانک باشد. محدودیت‌های بعدی مربوط به این است که فروش یک دارایی در تمامی روزها نمی‌تواند از حجم آن دارایی در پرتفوی بانک بیشتر باشد. آخرین محدودیت هم مربوط به غیر منفی بودن فروش دارایی‌ها است. در این مقاله، میزان و ترکیب فروش دارایی‌ها در دو حالت فرض شده است و بر آن اساس، زیان فروش دارایی‌ها محاسبه‌شده است:

حالت اول (فروش برابر): در این حالت به ازای هر واحد کسری نقدینگی، از سه دسته دارایی تعریف‌شده در جدول ۲، به میزان مساوی فروش صورت می‌پذیرد. تفاوت بین قیمت فروش دارایی‌ها و ارزش ترازنامه‌ای آن‌ها که ناشی از ضریب کاهنده[۱] آن‌ها می باشد، باعث به وجود آمدن زیان می‌شود.

حالت دوم (فروش بهینه): در این حالت به ازای هر واحد کسری نقدینگی، حجم فروش هر دارایی توسط بهینه یابی غیرخطی مقید رابطه ۱۰ محاسبه می‌شود. در این روش لزوماً فروش همه دارایی‌ها در یک دوره توجیه نخواهد داشت، چراکه نه‌تنها میزان ضریب کاهنده آن‌ها با یکدیگر متفاوت خواهد بود بلکه، ضریب کاهنده هر دارایی طی زمان نیز ثابت نخواهد بود (شکل ۲).

ه) انتخاب بهترین مدل برای تخمین

ازآنجایی‌که برای پیش‌بینی و سناریوسازی مقادیر متغیرهای موردمطالعه در دوره‌های آینده، از مدل‌های فرآیندهای تصادفی استفاده می‌شود، به‌منظور انتخاب بهترین مدل، نیازمند استفاده از یک معیار هستیم که نشان‌دهنده قدرت و دقت پیش‌بینی مدل‌های مختلف باشد. بر این اساس، مدلی برای سناریوسازی انتخاب می‌شود که معیار خطای آن از بقیه مدل‌ها کمتر باشد. در ادامه، معیارهای مختلفی که در پژوهش‌های گذشته برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مورداستفاده قرار گرفته است، بررسی و دلیل انتخاب معیار MAPE تشریح می‌گردد.

---

۱. Hair cut

۵-۱) معیار میانگین مربعات خطا[۱] (MSE)

روشی برای برآورد میزان خطاست که در آن از مجذور تفاوت بین مقادیر تخمینی و واقعی استفاده‌شده است. مقدار این معیار همیشه بزرگ‌تر و مساوی صفر است. هرچه مقادیر این معیار کمتر باشد، خطای پیش‌بینی کمتر است. رابطه ۱۱ نحوه محاسبه این معیار را نشان می‌دهد.

$$MSE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2 \qquad \text{رابطه ۱۱)}$$

که در آن y_i مقادیر واقعی متغیر تحت مطالعه و $\hat{y}_i$ مقادیر پیش‌بینی‌شده می باشد.

۵-۲) معیار مجذور میانگین مربعات خطا[۲] (RMSE)

یکی از نقاط ضعف معیار MSE، بدون مقیاس بودن آن و درنتیجه عدم تفسیرپذیری آن می باشد. به‌عنوان نمونه، اگر مقادیر مورد پیش‌بینی ریال باشد، معیار MSE، خطای آن را به‌صورت ریال به توان دو نشان می‌دهد. معیار RMSE با جذر گرفتن از آن بر این مشکل غلبه می کند. همانند قبل، هر چه این معیار کمتر و به صفر نزدیک‌تر باشد، عملکرد بهتری را نشان می‌دهد.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2} \qquad \text{رابطه ۱۲)}$$

۵-۳) معیار میانگین انحرافات مطلق خطا[۳] (MAE)

نقطه‌ضعف معیارهای فوق‌الذکر، حساسیت بالای آن‌ها به چند مورد خطای بسیار زیاد می باشد. چراکه هرچه خطا بیشتر باشد، چون به توان دو می‌رسد، اثر آن در معیار بسیار بالاتر خواهد بود. معیار MAE به‌جای استفاده از مربع کردن خطاها، قدر مطلق انحراف پیش‌بینی از مقادیر واقعی را محاسبه می‌نماید.

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}|y_i - \hat{y}_i| \qquad \text{رابطه ۱۴)}$$

۵-۴) معیار میانگین درصد انحرافات مطلق خطا[۴] (MAPE)

اگر بخواهیم خطای پیش‌بینی یک مدل را برای متغیرهای مختلف بررسی کنیم، استفاده از معیارهای فوق تحت تأثیر مقادیر آن متغیر خواهد بود؛ یعنی اگر مقادیر متغیر اول برحسب هزار تومان و مقادیر متغیر دوم

---

۱ . Mean Squared Error (MSE)
۲ . Root Mean Square Error (RMSE)
۳ . Mean Absolute Error (MAE)
۴ . Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

برحسب میلیارد تومان باشد، نمی‌توان عملکرد مدل را با استفاده از معیارهای فوق برای این دو متغیر به کار برد. برای فائق آمدن بر این مسئله از معیار MAPE استفاده می‌شود. این معیار علاوه بر مزایای معیارهای قبلی، قابلیت قیاس بین متغیرها را نیز دارا می باشد که برای این پژوهش نیز استفاده‌شده است.

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|\frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i}\right| \qquad \text{رابطه ۱۵)}$$

پس از تخمین پارامترهای هر مدل، نوبت به ارزیابی و انتخاب بهترین مدل در تبیین رفتار هر متغیر مستقل می‌رسد. در اینجا قدرت سناریوسازی مدل‌ها را با هم مقایسه نماییم. بدین منظور بر روی هر متغیر، هر دو مدل اجرا شده‌اند و هر مدل ۱۰،۰۰۰ سناریو از رفتار آن متغیر را تولید نموده است. انتخاب بهترین مدل از حیث قدرت سناریوسازی بر مبنای معیار MAPE خواهد بود. از آنجایی که در این پژوهش به‌منظور پرهیز از اثرات تصادفی در انتخاب بهترین مدل، به‌جای مقایسه تک سناریو، از ۱۰،۰۰۰ سناریو استفاده‌شده است، لذا به میزان ۱۰،۰۰۰ معیار MAPE نیز وجود خواهد داشت؛ بنابراین، مدلی به‌عنوان بهترین مدل انتخاب خواهد شد که میانگین ۱۰،۰۰۰ معیار MAPE آن کمتر از بقیه باشد.

جدول ۳ نتایج ارزیابی عملکرد مدل‌ها را بر اساس معیار MAPE خلاصه کرده است.

جدول ۳. پارامترهای دارایی‌های نقد شونده بانک

متغیر	نماد	میانگین معیار MAPE برای ۱۰،۰۰۰ سناریو		مدل منتخب
		CIR	MRJD	
سپرده جاری	CD	۱۰،٦	۱۲،۵۲	CIR
سپرده پس‌انداز	PD	۸،۵۲	٦،۵۹	MRJD
سپرده مدت‌دار	ID	۵،۸۷	۵،۹۸	CIR
سایر سپرده‌ها	OD	۸،۱٦	٤،۱۹	MRJD
تسهیلات قرض‌الحسنه	PL	۷،۳	۷،٦۵	CIR
تسهیلات عقود مشارکتی	PLSL	۷،۲٦	۸،۰۱	CIR
تسهیلات عقود مبادله‌ای	FL	٦،۸۷	۷،۱۲	CIR
دارایی‌های ثابت	FA	۱۱،۷	۹،۵۸	MRJD

و) تخمین پارامترهای مدل

پیش از محاسبه نیاز نقدینگی بانک در سناریوهای مختلف، لازم است متغیرهای مستقل آن با استفاده از مدل‌های فرآیند تصادفی مدل‌سازی شوند. مدل‌های مورداستفاده شامل کاکس- اینگرسل- راس (CIR) و بازگشت به

میانگین انتشار–پرش (MRJD) می باشد که بسته به رفتار تاریخی هر متغیر، مدل مناسب انتخاب می‌شود. جدول ۳، مدل منتخب و جدول ۴ تخمین پارامترهای آن را برای هر متغیر به تصویر کشیده است.

جدول ٤. مقادیر پارامترهای مدل‌های CIR و MRJD برای متغیرهای مستقل

پارامتر	مدل	CD*	PD	ID	OD	PL*	PLSL	FL	FA
alpha	CIR	١,٦٦	-	١,١٨	-	٠,٩٤	٠,٨٢	٣,٥	-
sigma		٪٠,٣٤	-	٪٨	-	٪٠,٢	٪٨	٪٢٦	-
theta		٠,٣٢	-	٠,٩٩	-	٠,٣١	١,٠٠	٠,٩٦	-
alpha	MRJD	-	(٪٦,٨)	-	٪١٧,٢	-	-	-	(٪٨,٦)
sigma		-	٪١٨,٨	-	٪٣٨,٧	-	-	-	٪٥,٢
theta		-	٤٦,٦١	-	٤٨,٧٣	-	-	-	٥١,٨٠
lambda		-	١,٢٨	-	٦,٤٣	-	-	-	٢,٣٥
mu-jump		-	٪٩,٤	-	(٪٣,٤)	-	-	-	٪٥,٧
sigma-jump		-	٠,٠٠	-	٪١٧	-	-	-	٪١٥,٨

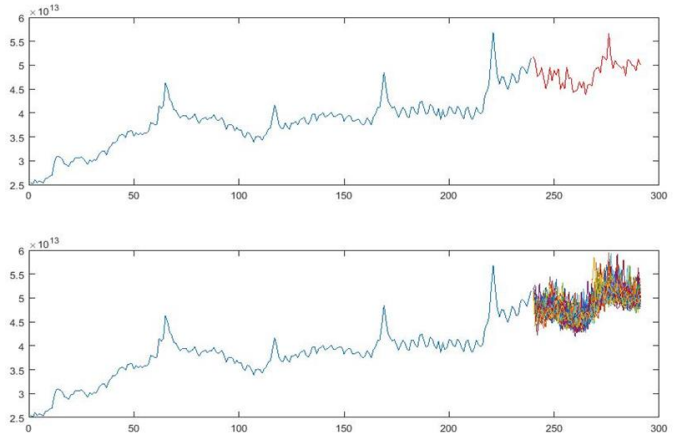
در جدول ۴، سه پارامتر اول مربوط به مدل CIR و شش پارامتر بعدی مربوط به مدل MRJD است. آن دسته از متغیرهایی که توسط مدل CIR مدل‌سازی شده‌اند، دارای مقدار برای پارامتر مربوطه هستند. علامت * مربوط به متغیرهایی است که قبل از روند زدایی مقادیر پارامترها تخمین زده شده است. به عبارتی، به‌استثنای دو متغیر CD و PL، تمامی متغیرها در ابتدا روند زدایی شده‌اند و سپس بر روی سری زمانی پسماندهای آن‌ها، پارامترهای مدل تخمین زده شده است.

با استفاده از این پارامترها و رابطه‌های ۱۶ و ۱۷، مقادیر آتی متغیرهای تحت بررسی در سناریوهای مختلف پیش‌بینی می‌شوند. رابطه ۱۶، معادله شبیه‌سازی مدل CIR و رابطه ۱۷، معادله شبیه‌سازی مدل MRJD را نشان می‌دهد.

$$S_{t+1} = S_t + \theta(\alpha - S_t)\Delta t + \sigma \times \sqrt{S_t} \times \sqrt{\Delta t} \times \varepsilon_t \qquad \text{رابطه ۱۶)}$$
$$\varepsilon_t \sim N(0,1)$$

$$S_{t+1} = \alpha S_t + (1 - \theta\Delta t)S_t + \sigma\varepsilon_t\sqrt{\Delta t} + b_t(\mu_j + \sigma_j\varepsilon_t) \qquad \text{رابطه ۱۷)}$$
$$\varepsilon_t \sim N(0,1), b_t \sim B(1, \lambda\Delta t)$$

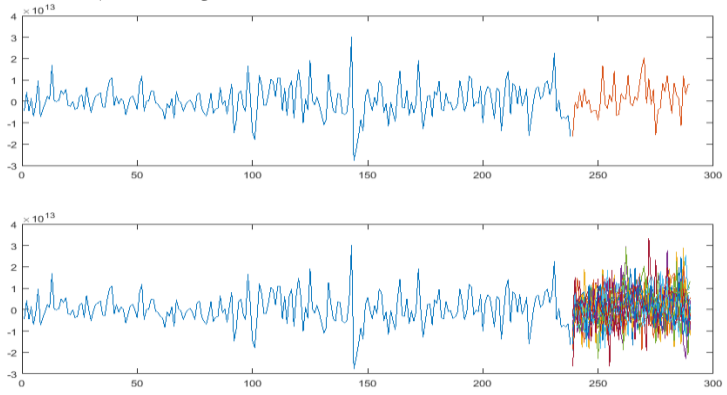
به‌عنوان نمونه متغیر سپرده پس‌انداز (PD) برای ۵۲ هفته‌اینده با استفاده از مقادیر پارامترهای جدول ۴ و رابطه ۱۷، پیش‌بینی‌شده است.



شکل ۳. مسیر ۵۲ هفته‌ای آینده مانده سپرده‌های پس‌انداز (PD).

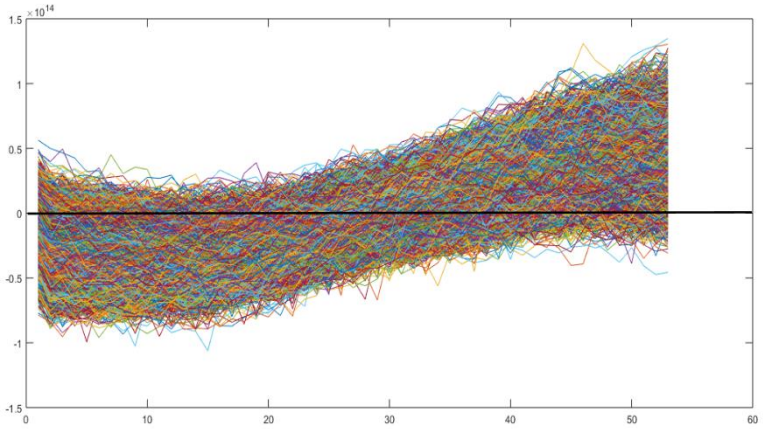
شکل ۳ مسیر ۵۲ هفته‌ای مقدار سپرده پس‌انداز را به تصویر کشیده است. نمودار بالا، منحنی قرمز رنگ ۵۲ هفته پیش‌بینی‌شده را برای مانده سپرده‌ها نشان می‌دهد. نمودار پایین، مسیر ۵۲ هفته‌ای آینده مانده سپرده‌ها را طی ۱۰۰ سناریو نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که تمامی مقادیر متغیرهای مستقل، برای ۵۲ هفته و طی ۱۰ هزار سناریو پیش‌بینی‌شده است.

پس‌ازآن که مقادیر متغیرهای مستقل تابع نیاز نقدینگی، پیش‌بینی گردید، با استفاده از رابطه ۶، تغییرات نقدینگی بانک برای ۵۲ هفته آینده پیش‌بینی می‌شود. ازآنجایی‌که متغیرهای مستقل طی ۱۰ هزار سناریو پیش‌بینی‌شده است، تغییرات نقدینگی بانک نیز برای ۱۰ هزار سناریو پیش‌بینی می‌شود. شکل ۴، تغییرات نیاز نقدینگی بانک را در امتداد ۲۳۹ داده موجود نشان می‌دهد. برای نشان دادن بهتر عملکرد مدل، در دو حالت تک سناریویی و ۲۰ سناریویی، این نمودار تهیه‌شده است. لازم به ذکر است کل سناریوها ۱۰،۰۰۰ مورد می باشد که نمی‌توان آن را در نمودار به تصویر کشاند و صرفاً ۲۰ سناریو به‌تصادف از بین آن‌ها انتخاب شده است.



شکل ٤. سناریوسازی تغییرات نیاز نقدینگی

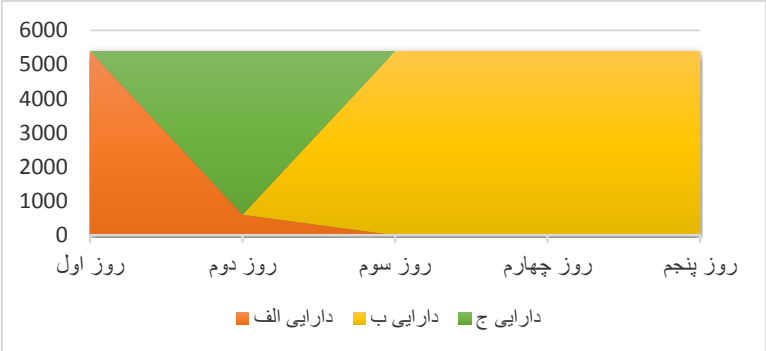
در شکل ۴، نمودار بالا خط نارنجی ۵۲ هفته پیش‌بینی‌شده تحت یک سناریو تصادفی است. در نمودار پایین خطوط رنگی نتایج بیش بینی ۵۲ هفته‌ای تغییرات نیاز نقدینگی در ۲۰ سناریو را نشان می‌دهد. در هر دو نمودار، قسمت آبی رنگ ابتدایی، مقادیر واقعی تغییرات نیاز نقدینگی (آلفا) برای مدت‌زمان ۲۳۹ هفته است.



شکل ۵. پیش‌بینی مسیر نقدینگی بانک برای ۵۲ هفته آتی

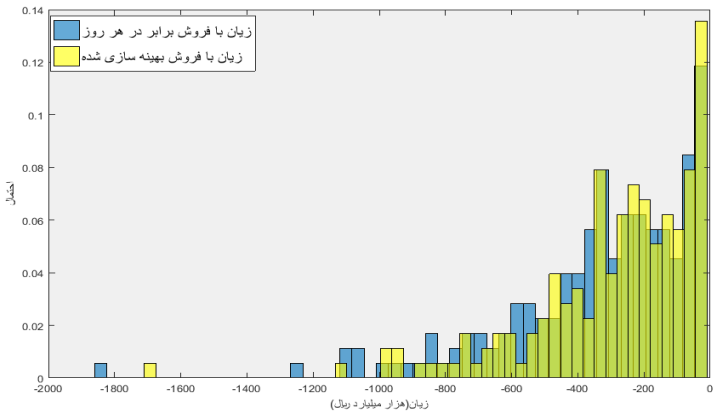
با استفاده از مقادیر تغییرات نقدینگی، می‌توان وضعیت نقدینگی بانک را پیش‌بینی نمود. شکل ۵ وضعیت نقدینگی بانک را در ۵۲ هفته متوالی و طی ۱۰ هزار سناریو به تصویر کشیده است. خط مشکی رنگ، نقدینگی صفر را نشان می‌دهد. در هفته ۵۲، تنها در ۱۶۵ سناریو، نقدینگی بانک منفی شده است که نیاز به اقدام جبرانی از سوی بانک می باشد. همان‌گونه که در بخش‌های قبلی عنوان شد، پوشش کسری نقدینگی با فروش بخشی از دارایی‌های نقد بانک صورت می گیرد.

شکل ۶، ترکیب بهینه فروش دارایی‌ها را در یک سناریو نشان می‌دهد. ابتدا دارایی‌هایی فروخته‌شده است که ضریب کاهنده آن‌ها در روزهای ابتدایی کمتر بوده است.



شکل ٦. ترکیب بهینه فروش دارایی‌ها

حال می‌توان با توجه به حجم کسری نقدینگی و ترکیب فروش دارایی‌ها و ضرایب کاهنده آن‌ها، زیان بانک را محاسبه نمود. ازآنجایی‌که زیان بانک وابسته به متغیر تصادفی نیاز نقدینگی است، تابع توزیع شبیه‌سازی‌شده‌ای از زیان به دست خواهد آمد. شکل ۷، تابع توزیع زیان را در دو حالت فروش بهینه و فروش برابر نشان می‌دهد.



شکل ۷. مقایسه توزیع زیان در حالت بهینه‌سازی و فروش برابر

اکنون می‌توان با استفاده از این تابع توزیع شبیه‌سازی‌شده سنجه‌های ریسک زیان نقدینگی را محاسبه نمود. جدول ۴، نتایج محاسبات را نشان می‌دهد. سنجه‌های VaR و cVaR زیان نقدینگی بانک را در دو حالت فروش بهینه و فروش برابر دارایی‌ها مقایسه و گزارش‌شده است. سطح اطمینان مورداستفاده، ۹۹ درصد بوده است.

جدول ۵. مقایسه سنجه‌های ریسک توزیع زیان در دو حالت فروش بهینه و برابر (میلیارد ریال)

سنجه ریسک	فروش بهینه	فروش برابر
VaR	۹۸۹	۱،۱۱۱
cVaR	۱،۱۹۲	۱،۳۹۸

نتیجه‌گیری و بحث

در این مقاله به‌منظور کمی‌سازی ریسک نقدینگی شاخصی از وضعیت نقدینگی بانک تحت عنوان نیاز نقدینگی تعریف گردید. این شاخص که تابعی از تغییرات حجم اقلام دارایی و بدهی می باشد، به‌عنوان نشانگری از ریسک نقدینگی بانک در نظر گرفته‌شده است. رابطه این شاخص با اقلام دارایی و بدهی به این صورت می باشد که هرگونه افزایش یا کاهش در حجم دارایی‌ها و بدهی‌ها، منجر به ورود و خروج نقدینگی بانک می‌شود.

هدف اصلی انجام این پژوهش، سناریوسازی نیاز نقدینگی هفتگی بانک برای ۵۲ هفته آتی بوده است. تا بدین‌وسیله بتوان با استفاده از تابع تبدیل وجه، تابع توزیع زیان نقدینگی بانک را برآورد و سنجه‌های ریسک نقدینگی را بر اساس آن تخمین زد.

بررسی رفتار سری زمانی متغیرهای مستقل تابع نیاز نقدینگی، بر اساس مدل‌های فرآیندهای تصادفی صورت پذیرفت. بدین مفهوم که دو مدل فرآیند تصادفی، کاکس-اینگرسل-راس (CIR) و مدل انتشار- پرش و بازگشت به میانگین (MRJD)، انتخاب شدند و پارامترهای آن‌ها با توجه به سری زمانی مانده‌های متغیرها، به روش حداکثر درستنمایی پیشنهاد شده توسط بریگو و همکاران تخمین زده شدند (بریگو و همکاران، ۲۰۰۷).

همچنین برای تأمین نقدینگی دو شیوه فروش یکسان و روش بهینه‌سازی شده دارایی‌ها مورداستفاده قرار گرفت که نتایج حاکی از آن است که فروش بهینه‌سازی شده، صرفه‌جویی زیادی را برای بانک به وجود می‌آورد، به‌طوری‌که در مجموع سناریوهایی که با کسری نقدینگی مواجه شده‌اند، فروش بهینه‌سازی شده صرفه‌جویی اقتصادی قابل‌ملاحظه‌ای به همراه خواهد داشت (مبلغ ۱،۱۱۱ به ۹۸۹ میلیارد ریال کاهش پیداکرده). همچنین کسری نقدینگی بانک می‌تواند زیان‌های خسارت باری را به همراه داشته باشد. همان‌گونه که از جدول ۳ قابل‌مشاهده است، ارزش در معرض خطر (VaR) ریسک نقدینگی بانک در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای بانک تجاری موردمطالعه، قریب به هزار میلیارد ریال است؛ بنابراین نگهداری همین میزان سرمایه بانک را از خطر ورشکستگی ناشی از زیان‌های نقدینگی در بازه زمانی یک هفته مصون می‌سازد.

نتایج این پژوهش می‌تواند برای بانک‌های تجاری و بانک مرکزی بسیار مثمر ثمر باشد. بدین‌صورت که با سناریوسازی نیاز نقدینگی هر بانک در دوره مدنظر، می‌توان به مقدار مطلوب نگهداری دارایی‌های نقد باکیفیت دست یافت. این مقدار هم می‌تواند به‌صورت داخلی توسط کمیته نقدینگی بانک‌ها تعیین شود و هم می‌تواند توسط بانک مرکزی با استفاده از ضرایب خاص و مدل پیشنهادی این مقاله به‌صورت استاندارد و حداقل الزامات نقدینگی ابلاغ گردد.

همچنین این نتایج را می‌توان برای تخمین فرار سپرده‌ها در یک دوره زمانی مشخص نیز به کار برد؛ یعنی برای هر سپرده، سناریوهای مختلفی تعیین می‌شود و سیاست‌های بانک در راستای جذب منابع جدید بر آن اساس ابلاغ می‌شود.

منابع

- خداویسی، ح. ا. ملابهرامی. ۱۳۹۱. مدل‌سازی و پیش‌بینی نرخ ارز بر اساس معادلات دیفرانسیل تصادفی. تحقیقات اقتصادی. ۴۷: ۱۲۹-۱۴۴.
- فلاح‌پور، س؛ و. مطهری نیا. ۱۳۹۶. مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان تحقق‌یافته با در نظر گرفتن پرش در بورس اوراق بهادار تهران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. ۳۲، صص. ۱۷۱ - ۱۹۰.
- کفایی، س.م. م. راهزانی. ۱۳۹۶. بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک نقدینگی بانک‌های ایران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۸، صص.۲۶۱-۳۱۰.
- مولایی، ص. م.و. برزانی، س. صمدی. ۱۳۹۵. الگوسازی رفتار قیمت سهام با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی با نوسان تصادفی. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. ۳۲، صص.۱-۱۳.
- مهرآرا، م. ا. بهلولوند. ۱۳۹۵. بررسی عوامل مؤثر بر ریسک نقدینگی در صنعت بانکداری مبتنی بر رویکرد بیزین: مطالعه موردی بانک‌های ایران. پژوهشنامه اقتصاد کلان. ۲۲، صص.۱۳-۳۷.
- یزدان پناه، ا. س. شکیب حاجی‌آقا. ۱۳۸۸. عوامل مؤثر بر ریسک نقدینگی بانک‌ها (مطالعه موردی بانک ملت). دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. ۳، صص.۲۷-۵۴.
- Adam, A. J.P. Laurent and C. Rebérioux, (۲۰۰۴). How should we hedge deposit accounts? Banque et Marchés.
- Bai, J. A. Krishnamurthy, and C.H.Weymuller, (۲۰۱۴). Measuring liquidity mismatch in the banking sector. Journal of Finance, ۷۳(۱):۵۱-۹۳.
- Banks, E. ۲۰۱۴. Liquidity Risk - Managing Funding and Asset Risk, second edition, global financial markets. Global Financial Markets series. Palgrave Macmillan UK.
- Baumol, W. ۱۹۵۲. The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. The Quarterly Journal of Economics, ۶۶(۴):۵۴۵-۵۵۶.
- Becerra, S & Claeys, G & Martínez, J.F. ۲۰۱۶. A new liquidity risk measure for the Chilean banking sector. Economía Chilena (The Chilean Economy), Central Bank of Chile, vol. ۱۹ (۳), pp.۲۶-۶۷.
- Brigo D. A. Dalessandro, M. Neugebauer, and F. Triki .۲۰۰۷. A stochastic processes toolkit for risk management. Working Paper, King's College London, November.

- Choudhry Moorad. ۲۰۱۱. An introduction to banking: liquidity risk and asset-liability management.۱st Edition. John Wiley.
- Chowdhury, M.M. S. Zaman. And M.A. Alam. ۲۰۱۹. Liquidity Risk Management of Islamic Banks in Bangladesh. International Journal of Business and Technopreneurship .Vol ۹(۱):۳۷-۴۸.
- Cox, J.C. J.E. Ingersoll and S.A. Ross. ۱۹۸۵. A Theory of the Term Structure of Interest Rates. Econometrica ۵۳, pp.۳۸۵–۴۰۷
- Daellenbach, H. ۱۹۷۴. Are Cash Management Optimization Models Worthwhile? Journal of Financial and Quantitative Analysis, ۹(۴) , pp.۶۰۷-۶۲۶.
- Elahi, M. ۲۰۱۷. Factors Influencing Liquidity in Leading Banks "A Comparative Study of Banks Operating in UK and Germany Listed on LSE". Imperial Journal of Interdisciplinary Research (IJIR) Vol-۳, Issue-۲
- Fallahpour, S. and V. Motaharinia. ۲۰۱۷. Including Jump Components in Modeling and Forecasting Realized Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange. Financial Engineering and Portfolio Management, ۳۲, pp.۱۷۱-۱۹۰. (In Persian)
- Frauendorfer, K. and M. Schürle. ۲۰۰۵. Dynamic modelling and optimization of non-maturing accounts. Working Papers Series in Finance Paper. No. ۴۳.
- Hinderer K. and K.H. Waldmann. ۲۰۰۱. Cash management in a randomly varying environment. European Journal of Operational Research, ۱۳۰(۳) , pp.۴۶۸–۴۸۵
- Howells, P. and K. Bain. ۱۹۹۹. The Economics of Money, banking and Finance, a European Text. Essex CM۲۰ ۲JE, England: Pearson Education Limited, Edinburgh Gate, Harlow.
- Jarrow, R. and D. Van Deventer. ۱۹۹۸. The arbitrage-free valuation and hedging of demand deposits and credit cards loans. Journal of banking and finance ۲۲, pp.۲۴۹-۲۷۲.
- Kafaie, M. and M. Rahzani. ۲۰۱۷. The Effect of Macroeconomic Variables on Banks' Liquidity Risk in Iran. Quaterly Journal of Economic Research and Policies, ۲۵(۸۱) , pp.۲۶۱-۳۱۰. (In Persian)
- Kalkbrener, M. and J. Wiling, (۲۰۰۴). Risk management of non-maturing liabilities. Journal of Banking and Finance. ۲۸, pp.۱۵۴۷-۱۵۶۸.

- Khodavaisi, H. and A. Molabahrami. ۲۰۱۳. Modeling and Prediction Iranian Exchange Rate Based on Stochastic Differential Equations. Journal of Economic Research, ۴۷, pp.۱۲۹-۱۴۴. (In Persian)
- Kimathi, A. R. Mugo, D. Njeje and K. Otieno. ۲۰۱۵. Factors Affecting Liquidity Risk Management Practices in Microfinance Institutions in Kenya. Journal of Economics and Sustainable Development. Vol.۶, No.۴
- Lastukova, J. ۲۰۱۶. Liquidity Determinants of the Selected Banking Sectors and their Size Groups. Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis, ۶۴(۳) , pp.۹۷۱–۹۷۸.
- Liu, B. and C. Xin. ۲۰۰۸. An online model for managing cash: an alternative approach to the Miller-Orr model. In: ۲۰۱۳ international conference on computing, networking and communications (ICNC). pp.۳۱۴-۳۱۷
- Loebnitz, K. and B. Roorda. ۲۰۱۱. Liquidity Risk Meets Economic Capital and RAROC. Available at SSRN:https://ssrn.com/abstract=۱۸۵۳۲۳۳.
- Marozva, G. ۲۰۱۷. An empirical study of liquidity risk embedded in banks' asset liability mismatches (Doctoral dissertation). University of South Africa, Pretoria.
- Matz, L. and P. Neu. ۲۰۰۷. Liquidity Risk Measurement and Management - A practitioner's guide to global best practices. Wiley. ۱,۲.
- Mehrara, M. and E. Bohloolvand. ۲۰۱۷. The Study of Effective Factors on Liquidity Risk in the Banking Industry Based on the Bayesian Approach: (Case Study Iranian Banks). Iranian Economic Journal: Macroeconomics (IEJM), ۲۲, pp.۱۳-۳۷. (In Persian)
- Melo M. and F. Bilich. ۲۰۱۳. Expectancy balance model for cash flow. Journal of Economics and Finance, Springer; Academy of Economics and Finance, vol. ۳۷(۲) , pp.۲۴۰-۲۵۲.
- Miller, M. and D. Orr. ۱۹۶۶. A Model of the Demand for Money by Firms. The Quarterly Journal of Economics, ۸۰(۳): ۴۱۳-۴۳۵.
- Molaei, S. and M.V. Barzani. ۲۰۱۶. Modeling Behavior of Stock Price Using Stochastic Differential Equation with Stochastic Volatility. Financial Knowledge of Securities Analysis, ۳۲, pp.۱-۱۳. (In Persian)

- Nampala, H. ۲۰۰۹. Stochastic mean-reversion jump diffusion model with multiple mean reversion rates, A master thesis, University of Dar es Salaam.
- O'Brien, J. M. ۲۰۰۰. Estimating the Value and Interest Rate Risk of Interest-Bearing Transactions Deposits. FEDS Working Paper No. ۰۰-۵۳.
- Perry, D. and W. Stadje. ۲۰۰۰. Risk analysis for a stochastic cash management model. Insurance: Mathematics and Economics. ۲۶, pp.۲۵–۳۶.
- Premachandra, I.M. ۲۰۰۴. A Diffusion Approximation Model for Managing Cash in Firms: An alternative approach to the Miller–Orr model. European Journal of Operational Research. ۱۵۷, pp.۲۱۸–۲۲۶.
- Schmaltz, C. ۲۰۰۹. A Quantitative Liquidity Model for Banks. Springer.
- Selvaggio, R. ۱۹۹۶. Using the OAS methodology to value and hedge commercial bank retail demand deposit premiums, Chapter ۱۲ in Fabozzi and Konishi, ed. The Handbook of A/L Management, Chicago: Probus Publishing, USA.
- Tavana, M. A. Abtahi, D. Di Caprio and M. Poortarigh. ۲۰۱۸. An Artificial Neural Network and Bayesian Network model for liquidity risk assessment in banking. Neurocomputing. ۲۷۵, pp.۲۵۲۵–۲۵۵۴
- Tran T. T. T. Y.T. Nguyen, T.T.H. Nguyen and L. Tran .۲۰۱۹. The determinants of liquidity risk of commercial banks in Vietnam. Banks and Bank Systems, ۱۴(۱), pp.۹۴-۱۱۰.
- Vasicek, O. ۱۹۷۷. An equilibrium characterization of the term structure. Journal of Financial Economics, ۵, pp.۱۷۷–۱۸۸
- Wójcik-Mazur A. ۲۰۱۹. Analysis of Determinants of Liquidity Risk in Polish Banking Sector. Contemporary Trends and Challenges in Finance. Springer Proceedings in Business and Economics. Springer, Cham
- Yazdanpanah, A. and S. Shakib. ۲۰۰۹. Effective factors on banks liquidity risk (Bank mellat case study). Financial Knowledge of Securities Analysis, ۳, pp.۲۷-۵۴. (In Persian)

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۴۸-۲۷

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۹/۲۵
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۵/۰۶

ارائه الگوی بهینه منابع و مصارف بانکی با تاکید بر نقش مدیریت ریسک(رویکرد معیار جامع و روش تسلسلی حداقل کردن بدون محدودیت)[1]

محمدرضا منجذب[2]، سیدابراهیم موسوی[3]

چکیده

مهمترین فعالیت نظام بانکی را می توان جذب سرمایه و پس اندازهای شخصی و سپس بکارگیری و توزیع آن در قالب انواع تسهیلات اعطایی در بخش های گوناگون فعالیت‌های اقتصادی در سطح خرد و کلان در نظر گرفت. اما در این بین نباید مساله ریسک موجود در اعطای تسهیلات را فراموش کرد. از اینرو در این پژوهش یک الگوی چند هدفه بهینه یابی منابع و مصارف بانکی با تاکید بر نقش مدیریت ریسک ارائه شد. الگوی ریاضی با دو هدف حداقل کردن هزینه جذب سپرده‌ها و حداکثرسازی سود کسب شده از تسهیلات با در نظر گرفتن ریسک تسهیلات اعطائی و جریمه تاخیر تادیه ارائه شد. سپس برای حل این الگو یکی از بانک های کشور مورد مطالعه قرار گرفت و از روش معیار جامع با مقدار توان ۲ در جهت حداقل سازی مجموع توان دوم انحرافات استفاده شد. در نهایت به دلیل غیرخطی بودن تابع هدف درجه دوم روش معیار جامع و محدب نبودن مساله از روش تسلسلی حداقل کردن بدون محدودیت برای یافتن نقطه بهینه استفاده کردیم. نتایج پژوهش حاکی از کارایی الگوی برنامه ریزی ریاضی ارائه شده جهت حل مساله غیرخطی درجه دو نامحدب بود.

واژه های کلیدی: مدیریت منابع و مصارف بانک، مطالبات معوق، مدیریت ریسک، روش معیار جامع، روش تسلسلی حداقل کردن بدون محدودیت
طبقه‌بندی موضوعی: G۲۱,G۳۲

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹,۲۳۲۶۲,۱۸۶۳
۲. دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، نویسنده مسئول،
Email: dr_monjazeb@yahoo.com
۳. دانشجوی دکتری مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران
Email: ebrahim_moosavi@atu.ac.ir

مقدمه

بانک ها این توانایی را دارند که پس اندازهای کوچک را به سرمایه های انباشت شده تبدیل کنند. آنها با دسترسی به سطح گسترده ای از ابزارهای خدماتی، پس اندازهای افراد جامعه را جمع آوری و به گردش درمی آورند، به گونه ای که با هدایت صحیح، جریان پس اندازها را از بخش‌های دارای بازدهی و رشد پایین به بخش های دارای رشد بالاتر در جهت افزایش ثروت جامعه حرکت می دهند(عسگری، ۱۳۸۵).

بخش عمده فعالیت های بانکی را می توان در دو عنوان کلی تجهیز و تخصیص منابع پولی، خلاصه نمود. چنانچه یک بانک در بخش تأمین منابع موفق بوده و با ورود به بازار بتواند منابع متنابهی را جمع آوری نماید، نمی توان از آن بانک به عنوان یک بنگاه اقتصادی کارا و موفق تعبیر نمود، چرا که به موجب اصالت بانکداری، بایستی حلقه دوم تکمیل گردیده و بخش مصارف نیز همسو و همزمان با رشد منابع، رشد و توسعه یابد. این رشد و توسعه می بایست هم از بعد کمی و هم از بعد کیفی ارتقاء یابد. در بعد کمی، بانکی موفق تلقی می گردد که بیش از ۵۰ درصد و گاهی تا ۷۰ درصد از منابع جمع آوری شده را به تسهیلات اعطایی اختصاص دهد. به لحاظ کیفی نیز عواملی نظیر: تنوع جغرافیایی و بخشی، کیفیت بررسی و نظارت، پوشش ها و ضمانت های مالی و ظرفیت های فنی و اعتباری و ... مورد توجه قرار می گیرد. لاجرم بانک ها می بایست به منظور پاسخگویی به انتظارات و مطالبه های موکلان خویش (سپرده گذاران) و همچنین اکتساب سود، بخش عمده ای از منابع خود را به صورت اعتبارهای اعطایی به مشتریان تخصیص دهند. شایان ذکر است از آنجا که بازارهای سرمایه کشور ما را نیز بایستی از جمله بازارهای مالی کمتر توسعه یافته تلقی نمود، این امر مسئولیت بانک ها را دو چندان می سازد(ابوالحسنی،۱۳۸۹)

افزایش روز افزون تقاضا برای تسهیلات بانکی و محدودیت منابع جهت پاسخ گویی به درخواست متقاضیان باعث شد که موسسات مالی و بانک ها به فکر تخصیص بهینه منابع مشغول شوند و این مهم بدون وجود برنامه و سازماندهی لازم مقدرو نمی‌باشد.

هرچند در زمان اعطای اعتبار بررسی های لازم از سوی بانک به عمل می آید و پس از حصول اطمینان از توجیه پذیری طرح مورد نظر، موضوعاتی نظیر کشش ها و ظرفیت های فنی، مالی و اعتباری متقاضی با دقت نظر بسیاری ارزیابی می گردد و سپس وثایق مورد نیاز دریافت می گردد. لیکن در موارد متعددی، دریافت کنندگان اعتبار قادر به ایفای تعهدهای خود در سررسید مورد نظر نبوده و به همین لحاظ یکی از اصلی ترین چالش های بانک از این نقطه آغاز می گردد. نظر به اهمیت این موضوع در کلیه کشورها، مقامات نظارتی بانکی با ملاحظه کیفیت اعتبارات پرداختی، وثاق تودیع شده و همچنین مدت زمان عدم بازپرداخت تسهیلات، مقرراتی را وضع نموده و هر یک تقسیم بندی ها و الزاماتی را به منظور کاهش ریسک مربوطه ارائه نموده‌اند.

سهمیه بندی و تخصیص بهینه اعتبارات و تسهیلات بانکی به بخشهای اقتصادی متقاضی می‌تواند به عنوان یک ابزار سیاست پولی عملاً اقدام به جهت دهی اعتبارات به سمت بخش های موردنظر نماید (سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران). براساس ماده ۱۴ قانون پولی و بانکی کشور، بانک مرکزی می‌تواند در امور پولی و بانکی دخالت و نظارت هایی داشته باشد که از جمله مفاد آن محدودکردن بانک ها، تعیین نحوه مصرف وجوه سپرده‌ها و تعیین حداکثر مجموع وام‌ها و اعتبارات در رشته های مختلف است. در اجرای سیاست پولی، بانک مرکزی می‌تواند مستقیماً از قدرت تنظیم کنندگی خود استفاده نموده و یا به طور غیرمستقیم از اثرگذاری برشرایط بازار پول به عنوان انتشار دهنده پول پرقدرت (اسکناس و مسکوک در جریان و سپرده‌های نزد بانک مرکزی) استفاده نماید.

مدل های برنامه ریزی ریاضی یکی از تکنیک های اقتصادی و مدیریتی کارامد جهت تخصیص منابع و امکانات کمیاب با توجه به محدودیت های پیش روی بنگاه و ریسک‌های موجود به منظور دستیابی و نیل به هدف یا اهداف خاص مدیران می‌باشند(مهرگان،۱۳۸۳). مدل های کلاسیک برنامه ریزی ریاضی به دنبال بهینه سازی تک هدفه هستند، اما از آنجایی که در مسائل دنیای واقعی مدیران و برنامه ریزان اقتصادی همواره با مسئله ریسک و عدم قطعیت و وجود داده‌ها و اطلاعات غیرقطعی و اهداف مختلف مواجه می‌باشند، لذا می توان با بکارگیری مدل های برنامه ریزی ریاضی نوین نتایج بدست آمده را دقیق تر ساخته و اتکا به نتایج با اطمینان بیشتری صورت گیرد(شوندی، ۱۳۸۳). از سوی دیگر، تابع هدف مدل های کلاسیک عمدتاً تک قطبی می‌باشد (به عنوان مثال، بیشینه کردن سود یا کمینه کردن هزینه). بنابراین، به منظور جهت دهی مناسب و تخصیص بهینه تسهیلات بانکی به متقاضیان در بخشهای مختلف اقتصادی در این پژوهش از تکنیک برنامه ریزی ریاضی چند هدفه استفاده شده است.

مزیت اصلی این مطالعه نسبت به سایر مطالعات انجام شده در این زمینه در بحث ارائه الگوی چند هدفه برنامه ریزی خطی (لحاظ محدودیت هایی که بانک با آنها مواجه است) و همچنین استفاده از روش معیار جامع (به منظور دخالت دادن توابع هدف گوناگون) در الگوی نهایی منتج شده از مدل و استفاده از روش تسلسلی حداقل کردن بدون محدودیت می‌باشد. درادامه این مقاله در بخش دوم به بیان چارچوب نظری موضوع و مروری بر مطالعات مشابه داخلی و خارجی پرداخته شده است. در بخش سوم تمرکز مقاله بر تشریح مدل ریاضی، فرمول بندی مسئله و حل مدل و تجزیه و تحلیل معطوف می‌گردد. در بخش پایانی نیز مهم ترین نتایج برآمده از پژوهش تشریح گردیده و به بیان پیشنهاداتی درخصوص چگونگی تخصیص بهینه تسهیلات به متقاضیان با توجه به ریسک‌های پیش رو پرداخته شده است.

پیشینه پژوهش و مروری بر مبانی نظری

مدیریت منابع و مصارف حوزه وسیعی از فعالیت های سیستم بانکی از تجهیز تا تخصیص منابع را در بر می گیرد. عمده سیاست های بانکی را می توان در زمینه هایی چون جمع آوری منابع مالی، وام‌ها، نقدینگی و سرمایه دانست که در ادامه به هر یک از این عوامل به اختصار اشاره می گردد:

جمع آوری منابع مالی: منابع مالی در بانکها از اهمیت بالائی برخوردار است، چراکه هر بانک برای پیشبرد عملیات خود به منابع نقدی نیازمند است. ابزارهای متفاوتی برای جذب منابع همچون انواع سپرده‌ها، استقراض از بانک مرکزی و خرید انواع اوراق قرضه وجود دارد(سیلوا[1] و همکاران، ۲۰۱۳). هر بانک باید هزینه های جذب منابع خود از این ابزارهای مختلف را برحسب انعطاف‌پذیری آنها ارزیابی نماید. بانکها علاوه بر آن باید عوامل تاثیر گذار بر سرمایه به منظور تصمیم‌گیری و نیز اطمینان از بازدهی قابل قبول از مصرف این منابع را شناسائی و مد نظر قرار دهند. جذب سپرده از دیگر روش‌های جمع آوری منابع مالی است که در برگیرنده بخش مهمی از سیاستهای مدیریتی بانکها می باشد. بیشتر بانکها در جذب سپرده‌های بیشتر با یکدیگر رقابت دارند. بانکهای تجاری کنترل کاملی بر سپرده‌ها ندارند، اما می توانند بر میزان سپرده‌ها تأثیر گذار باشند. عوامل بسیاری بر سطح سپرده‌ها تاثیر گذارند که ازجمله این عوامل می توان به قوانین و مقررات مالیاتی و پولی(غیر قابل کنترل) و اندازه و ماهیت و مکان بانک (قابل کنترل) اشاره نمود(دین محمدی،۱۳۹۶).

وامها: تخصیص منابع جذب شده در بانکها شامل اجرای سیاستهای اعتباری برنامه ریزی شده برای حداقل سازی ریسک و حداکثر نمودن بازدهی می شود. بانکها باید در خصوص اندازه طرحها، سبد دارائیهای بانک بر اساس نیازهای اقتصادی و ظرفیت بانک تصمیم گیری نمایند. همچنین باید درخصوص چگونگی توزیع منابع میان انواع وامها که از نظر ریسک و مدت و ... تفاوت دارند (پرتفوی اعتباری)، بررسی های لازم را به عمل آورند.

نقدینگی: بانکها باید به طور مستمر نیازهای نقدینگی خود (که از تفاوت میان افزایش وامهای پرداختی و توسعه سپرده‌های جذب شده تعیین میشوند) را ارزیابی نمایند. این ارزیابی ها براساس تجربیات گذشته و تعدیل های مختلفی که باید اتفاق بیفتد، انجام می گیرد. نگاه داشتن سطح نقدینگی در یک حد مطلوب، رویه‌ای است مشکل که اغلب مدیریت آن با مشکل روبرو می‌شود. روش شناسی که عموماً در بانکها به کار گرفته می‌شود، مدیریت بدهی هاست که همان ایجاد بدهی در بازار برای پوشش تقاضای وام است. این فعالیتها به جذب سپرده‌ها منتسب شده و اغلب در نرخهای سود بالا شکل می گیرد. اگرچه چنین سیاستهایی می تواند، به خصوص در مورد بانکهای کوچک و متوسط، هزینه بر باشد(ژائو[2]، ۲۰۱۵).

---

۱ . Silva
۲ . Zhao

سرمایه: سرمایه در بانکها از اهمیت شایاتی برخوردار است، به خصوص در زمینه هایی چون توسعه اعتباری، جذب منابع مالی و نیز کسب اطمینان مورد نیاز برای پیشبرد عملیات بانکی. از سوئی دیگر، حجم بالای سرمایه، بازدهی بانک را کاهش می دهد. سیاست های عقلائی سعی در متوازن کردن پوشش ایجاد شده با سرمایه اضافی در برابر ریسکهای موجود در فعالیتهای بانکی و نیز بازدهی بالاتر دارند(آقایی، ۱۳۹۴).

منابع بانک

منابع مالی بانکها در واقع همان بدهی های شبکه بانکی شامل انواع سپرده‌ها، بدهی به بانک مرکزی، سپرده‌های دولتی، حساب سرمایه و سایر بدهی ها می‌باشند.

سپرده‌های بخش خصوصی: مهمترین رقم بدهی بانکها، بدهی به صاحبان سپرده‌ها است. سپرده‌های بانکی عبارتند از تعهد بانکها در مقابل مشتریان برای پرداخت وجه نقد. در سیستم بانکی دو نوع سپرده وجود دارد: سپرده‌های دیداری و سپرده‌های غیردیداری (سپرده‌های قرض‌الحسنه پس انداز و سپرده‌های سرمایه گذاری مدت دار کوتاه و بلندمدت)

بدهی به بانک مرکزی: درصدی از منابع مالی بانکها از طریق استقراض به دست می آید. بانکهای تجاری می توانند از بانک مرکزی وام بگیرند. این وجوه را مساعده و تنزیل نیز میخوانند.

سپرده‌ها و وجوه بخش دولتی: دولت معمولاً وجوه خود را نزد بانک مرکزی نگهداری می کند و مخارج خود را نیز معمولاً از طریق حساب خزانه در بانک مرکزی پرداخت می‌کند. در مواردی نیز ممکن است دولت بخشی از وجوه خود را در سایر بانکها نگهداری کند. در این صورت منابع مالی بانکهای تجاری از طریق سپرده‌های دولت افزایش می یابد.

حساب سرمایه: این حساب از سه قلم سرمایه اولیه، مازاد و سود توزیع نشده تشکیل می‌شود. هر سه قلم ذکرشده باعث افزایش سرمایه بانک می‌شوند.

سایر بدهی ها: شامل بدهی بانکها به یکدیگر، وامها و اعتبارات دریافتی از خارج و سپرده‌های ارزی است(دین محمدی،۱۳۹۶).

مصارف بانک

مصارف بانکها در واقع همان داراییهای بانکها شامل وجه نقد، مطالبات از بانک مرکزی، مطالبات از بانکها، تسهیلات اعطایی و داراییهای ثابت می‌باشند. با توجه به آمارهای موجود و سهم هر یک از اجزای داراییها، عمده ترین قلم دارایی های سیستم بانکی ایران را تسهیلات اعطایی تشکیل می دهد. وامها، تسهیلات یا اعتبار بانکی را می توان از جنبه های گوناگون طبقه بندی نمود. یک طبقه بندی می‌تواند به صورت تسهیلات اعطایی به

بخشهای مختلف اقتصادی باشد؛ مانند تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی، مسکن و ساختمان، بازرگانی و خدمات، صنعت و معدن و صادرات. یک تقسیم بندی دیگر از تسهیلات اعطایی بانکها می‌تواند به تفکیک عقود اسلامی‌باشد که این تسهیلات به دو گروه عمده عقود مشارکتی (مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی، مضاربه، معامله سلف و سرمایه گذاری مستقیم) و عقود مبادله ای (فروش اقساطی، جعاله، اجاره به شرط تملیک و قرض الحسنه) تقسیم می‌شوند. تقسیم بندی دیگری نیز از تسهیلات وجود دارد که تسهیلات را از لحاظ مدت سررسید، به وامهای کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت تقسیم می کنند(داسیلوا[۱]، ۲۰۱۳).

مطالبات معوق

براساس تعریف، مطالبات معوق تمام مطالبات بانکی است که بیش از دو ماه از سررسید آنها گذشته است یا بدون توجه به زمان سررسید، سوخت شده اند و دیگر امکان وصول آنها وجود ندارد. منشأ به وجود آمدن مطالبات معوق را می توان به عوامل درون بانکی (درون سازمانی) و عوامل بیرون بانکی (بیرون سازمانی) و عوامل مالی و اقتصادی تقسیم بندی کرد.

عوامل درون سازمانی که می توانند باعث ایجاد و رشد مطالبات معوق شوند، عبارتند از: عدم وجود سیستم ارزیابی دقیق مشتریان بانک، کندی روند وصول مطالبات، عدم وجود مدیریت مؤثر بر اقلام دارایی ها، ضعف کیفی فرآیند و مراحل بررسی تسهیلات اعطایی، عدم دقت لازم درخصوص وضعیت مالی و اعتباری ضامن یا ضامنها، عدم وجود سیستم هدف گذاری تعهدات بانک و پایین بودن نرخ خسارت تأخیر نسبت به هزینه تحصیل پول در بازار غیررسمی است.

از عوامل برون سازمانی که باعث ایجاد و رشد مطالبات معوق شوند نیز میتوان از سیاست زدگی بانکها و تسهیلات تکلیفی، عدم وجود سیستم اطلاعات یکپارچه، بروز حوادث غیرمترقبه، تغییر و تحولات در قوانین و مقررات، عدم وجود بسته های فرهنگی مناسب، تغییر و تحولات سیاس، اقتصادی و فوت وام گیرنده و بروز مشکلاتی در انحصار وراثت یاد کرد(اکرامی و رهنما،۱۳۸۸).

اقدام تحت یک فرایند مناسب اعتباردهی

اعطای اعتبار بانکها بایستی تحت معیارهای مناسب و تعریف شده انجام پذیرد. این معیارها باید اطلاع دقیق از بازار هدف بانک، شناخت کامل از وام گیرنده یا طرف مقابل، هدف از اعتبار و ساختار آن و منبع بازپرداخت

---

۱ . Da Silva

اعتبار را در برگیرد. بانک ها باید حدود اعتباری کلی برای هر وام گیرنده و طرف مقابل و نیز گروههای طرف مقابل مرتبط را تعیین نمایند؛ به نحوی که به کمک یک روش مقایسه پذیر و معنی دار مجموع انواع مختلف اکسپوژر هم در دفتر تجاری و در کلیه اقلام بالا و پایین خط ترازنامه قابل محاسبه باشد.

بانک ها همانند اصلاح، تجدید و تأمین مالی مجدد اعتبارات موجود، باید روشهای مشخص و شفافی برای تصویب اعتبارات جدید داشته باشند. اعطای کلیه اعتبارات باید به طور یکسان و متعارف انجام شود. به ویژه اعتبارات اعطایی به شرکتها و افراد مرتبط، چنان که بر مبنای استثنائات مورد تصویب قرارگرفته، باید با دقت خاصی مراقبت شده و اقدامات مناسب دیگر برای کاهش ریسک وام دهی های غیرمتعارف اتخاذ گردند. در زمان ارزیابی اعتبارات فردی و کل پرتفوی اعتباری، بانک ها باید احتمال تغییر در شرایط اقتصادی را نیز مدنظر قرار داده و اکسپوژرهای ریسک اعتباری خود را در شرایط بحرانی ارزیابی نمایند(الکیلانی[۱] و همکاران،۲۰۱۵).

مدیریت منابع و مصارف حوزه وسیعی از فعالیت های سیستم بانکی از تجهیز تا تخصیص منابع را در بر می گیرد. تا کنون پژوهش های بسیاری در حوزه شناخت، مدلسازی و ارائه راهکارهای بهینه در خصوص هر یک از این فعالیت ها به عمل آمده است. اما نقصان وجود پژوهشی با نگرشی جامع به عملیات بانکی در زمینه مدیریت منابع و مصارف با تاکید بر ریسک محسوس می باشد. با این مقدمه به برخی تحقیقات ارائه شده خواهیم پرداخت:

ژیاو[۲](۲۰۱۵) در پژوهشی با استفاده از روش هم انباشتگی نشان داد که نرخ تورم هم در بلندمدت رابطه منفی و معنی دار و رشد عرضه پول در کوتاه مدت رابطه منفی و معنی دار و در بلندمدت رابطه مثبت و معنی داری با حجم سپرده‌های بانکی دارند. الکیلانی(۲۰۱۵) با روش رگرسیون چندگانه نشان داد که حجم سپرده‌ها، تولید ناخالص داخلی و سود خالص تأثیر مثبت و معنی دار بر وام دهی بانکها دارند. لوزیس[۳] و همکاران(۲۰۱۲) با استفاده از برنامه ریزی پویا به بررسی عوامل تعیین کنندهٔ وام‌های معوق در صنعت بانکداری یونان پرداختند. گلن[۴] و موندراگون ولز(۲۰۱۱) آثار چرخه های کسب وکار را بر عملکرد پرتفوهای مصارف بانکی، باتوجه به رشد اقتصاد در دورهٔ ۱۹۹۶–۲۰۰۸ میلادی مطالعه و بررسی کردند.

داسیلوا و دیوینو[۵](۲۰۱۳) در مطالعه ای با عنوان نقش قوانین بانکی در یک اقتصاد تحت ریسک اعتباری و شوک نقدینگی به بررسی نقش قوانین بانکی در ایجاد و رشد مطالبات معوق بانکی در برزیل پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که ریسک اعتباری و افزایش مطالبات معوق دوره ای است و ریسک عدم بازگشت

---

۱ . Al-Kilani
۲ . Zhao
۳ . Louzis
٤ . Glenn
٥ . Divino

تسهیلات اعطایی به ویژگیهای ساختاری بستگی دارد. بر این اساس سیاستگذاران بانکی می توانند با تنظیم سیاست هایی برای ارتقای ثبات مالی و کارایی، میزان مطالبات معوق بانکی را کاهش دهند.

دین محمدی و همکاران(۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر ادوار تجاری بر مصارف و ترکیب منابع بانکهای دولتی و خصوصی در ایران پرداختند. یافته های پژوهش نشان دادکه ادوار تجاری طی دوره مورد بررسی، رابطه مثبت و معنی داری با سهم سپرده‌های دیداری، بلندمدت و تسهیلات اعطایی بانکها داشته و این رابطه در مدل سهم سپرده‌های کوتاه مدت منفی و معنی دار است. سرمایه گذاری بخش خصوصی دارای رابطه معنی دار با سهم سپرده‌های دیداری است، ولی با سهم سپرده‌های مدت دار و تسهیلات اعطایی رابطه معنی داری ندارد. این در حالی است که سرمایه گذاری بخش خصوصی با یک وقفه در مدل سهم سپرده‌های بلندمدت معنی دار است. رابطه بین کل تسهیلات اعطایی بانکها و سرمایه گذاری بخش دولتی از لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد.

آقایی و رضاقلی(۱۳۹۵) در تحقیقی به بررسی عوامل مؤثر بر حجم مطالبات معوق و سررسید شده شعب منتخب بانک سپه پرداختند. نتایج به دست آمده حاکی از این است که متغیرهای بانکی شامل کل تسهیلات اعطایی، شاخص ریسک، اندازه شعب و متغیرهای اقتصادی شامل نرخ سود تسهیلات و نرخ تورم دارای تأثیر مثبت و معنی داری بر افزایش مطالبات معوق شعب مختلف بانک سپه در طی دوره مورد بررسی می‌باشند، در حالی که نرخ رشد اقتصادی تأثیر منفی و معنی دار بر حجم مطابات معوق بانک سپه داشته است.

اختیاری و عالم تبریز(۱۳۹۴) در مقاله ای بهینه سازی پرتفوی منابع و مصارف بانک صادرات را با استفاده از برنامه ریزی خطی مورد مطالعه قرار دادند. در این تحقیق سه سناریوی متفاوت مورد توجه قرار گرفت. در سناریوی اول، یک مدل برنامه ریزی خطی به منظور تعیین ترکیب بهینهٔ پرتفوی منابع بانک در حالت ایستا پیشنهاد شد. در سناریوهای دوم و سوم با ارائه دو مدل برنامه ریزی خطی پیشنهادی، به ترتیب ترکیب بهینهٔ پرتفوی منابع و ترکیب بهینهٔ منابع و مصارف بانک در حالت پویا و با رویکرد قیمت تمام شدهٔ پول مورد بررسی قرار گرفت.

قبادی و ابراهیمی(۱۳۹۳) تخصیص و ترکیب بهینه پرتفوی منابع و مصارف بانک کشاورزی را براساس سودآوری مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که نسبت تسهیلات پرداختی به کل دارائیها و نسبت سپرده‌ها به کل دارائیها با میزان سود آوری رابطه برقرار نکرد. ولی نسبت هزینه‌ها به کل دارائیها با سود آوری رابطه معکوسی برقرار کرد. هم چنین ترکیب بهینه سپرده‌ها و خالص نقدینگی مدیریت با سود آوری رابطه مستقیمی برقرار کرد ولی ریسک با سود آوری رابطه برقرار نکرد.

البرزی و همکاران(۱۳۹۰) در تحقیقی به مدیریت منابع و مصارف در بانکها با رویکرد سیستم‌های پویا پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد اجرای توآم سیاستهای جذب منابع بیشتر از طریق افزایش نرخ سود سپرده‌های سرمایه گذاری، افزایش سرمایه دولتی در اختیار و فراهم آوری شرایط لازم برای اعطای تسهیلات بیشتر از محل

منابع جذب شده برای افزایش درآمد بانک در طی افق مدلسازی منجر به افزایش نقدینگی، افزایش حجم تسهیلات، جذب سپرده بیشتر و در نهایت افزایش سود حاصل از اعطای تسهیلات گردیده است.

رستمیان و طبسی(۱۳۸۹) در مطالعه ای به بررسی عوامل مؤثر در ایجاد مطالبات معوق در بانکهای تجاری مناطق آزاد تجاری-صنعتی کیش طی سالهای ۱۳۸۰-۸۶ پرداختند. در این تحقیق، پرونده هایی انتخاب شده است که مرجع صدور مصوبه آنها کمیته اعتباری مدیریت شعب بوده و بیشترین بدهی معوق را به هر یک از شعب بانک ملت منطقه آزاد کیش دارند و با مراجعه به پرونده های این مشتریان، اطلاعات لازم برای تجزیه و تحلیل داده ها استخراج شده است. در انتها ۵۸ پرونده مطالبات معوق طی دوره زمانی مذکور به صورت تصادفی مشخص و مورد بررسی قرار گرفته است. برای تجزیه و تحلیل داده ها از توزیع فراوانی، شاخصهای مرکزی و پراکندگی، تحلیل همبستگی اسپیرمن و آزمون کای دو استفاده شده است. براساس نتایج تحقیق، بین نوسانات نرخ ارز، نوع فعالیت اقتصادی، مدت زمان اعتبارات اعطایی، نوع موارد استفاده از اعتبار، نوع وثایق دریافتی و نوع اعتبار اعطایی، با مطالبات معوق رابطه وجود دارد.

اکرامی و رهنما اسکی(۱۳۸۸) در مطالعه ای از طریق بررسی برخی عوامل مرتبط با مطالبات سررسید گذشته و معوق، به ارایه راهکارهایی برای پیشگیری از ایجاد آن پرداختند. در این راستا، رابطه نه متغیر؛ معدل موجودی شش ماهه حساب جاری، داشتن چک برگشتی، سابقه افتتاح حساب جاری، زمینه فعالیت تولیدی متقاضی، سابقه اعتباری مشتری، نوع وثیقه ارایه شده، حجم گردش بستانکار حساب جاری، مبلغ تسهیلات و نسبت مبلغ تسهیلات به معدل موجودی به عنوان متغیرهای مستقل پژوهش، با وضعیت بازپرداخت تسهیلات (معوق شدن در مقابل معوق نشدن)، به عنوان متغیر وابسته پژوهش بررسی شده است. داده های پژوهش از طریق بررسی پرونده های موجود در بانک تهیه و با روش آماری رگرسیون لوجستیک، تجزیه و تحلیل شده است. از مدل نهایی، میتوان نتیجه گرفت با افزایش یک واحد در متغیرهای چک برگشتی، سابقه اعتباری و نسبت مبلغ به معدل موجودی، احتمال معوق شدن تسهیلات افزایش یافته و با افزایش یک واحد در حجم گردش بستانکار حساب جاری متقاضی، احتمال معوق شدن تسهیلات کاهش می یابد.

منصوری(۱۳۸۴) در پژوهشی با عنوان طراحی و تبیین مدل ریاضی تخصیص تسهیلات بانکی رویکرد مدلهای کلاسیک و شبکه های عصبی ضمن تأکید بر ضعف مدل های فعلی در زمینه سنجش ریسک اعتباری، با استفاده از یک سری متغیرهای مستقل و بهره گیری از شبکه های عصبی پرسپترون چند لایه، ریسک اعتباری و ظرفیت اعتباری شرکتها و سازمانهای در خواست کننده اعتبار به طور همزمان مورد تحلیل قرار داد.

روش پژوهش

روش پژوهش حاضر از نظر جمع آوری داده ها و اطلاعات، توصیفی- پیمایشی و از حیث هدف کاربردی می‌باشد. نوع پژوهش حاضر مطالعات کتابخانه ای و میدانی را در بر می‌گیرد. جامعه آماری پژوهش بانک های کشور است که از بین آنها بانک ایران زمین بدلیل دسترسی محققان به داده های آن انتخاب شده است. همچنین بازه زمانی مورد نظر برای بررسی داده ها سال ۱۳۹۷ است. داده های مورد استفاده در این پژوهش از نوع کمی بوده که در بانک مورد مطالعه قابل دسترس هستند. ابزار مورد استفاده به منظور تحقق هدف، مدل های برنامه ریزی چند هدفه و برنامه ریزی غیرخطی می‌باشد.

روش تسلسلی حداکثر(حداقل) کردن بدون محدودیت(SUMT) رویکرد نقطه داخلی(روش مانع) با جواب های موجه سر و کار دارد و با استفاده از یک تابع، که به تابع مانع معروف است(چون مانع از خروج ناحیه شدنی می‌شود) به دنبال جواب بهینه می گردد. چون حل مسائل بهینه سازی بدون محدودیت در مقایسه با مسائلی که دارای محدودیت هستند بسیار مناسب تر است، لذا این الگوریتم برای پژوهش استفاده شده است. همچنین هدف از انجام این پژوهش با مد نظر قرار دادن نقش ریسک، پاسخگویی به سوال زیر است:

ترکیب بهینه منابع و مصارف بانک با تاکید بر نقش ریسک مطالبات و اعتباری چگونه است؟

ارائه الگو

محدودیت ریسک ناشی از مطالبات معوق و مشکوک الوصول

بانکها مشابه بنگاههای تولیدی اقتصادی هستند و با بهره گیری از نهاده های تولیدی سرمایه اولیه، سرمایه ثابت و سپرده‌های مردم به تولید خدماتی، چون اعطای وام و تسهیلات بانکی و تخصیص اعتبار، اهتمام می‌ورزند. بنابراین، بانکها در راستای فعالیت اقتصادی با در نظر گرفتن اصل امنیت سرمایه ها و سپرده‌ها، ترتیبی را اتخاذ می‌نمایند تا اصل و سود تسهیلات اعطایی به مشتریان را برگردانند اما به دلایلی چون عدم اصلاح ساختار مالی و پولی اقتصاد، تخصیص نامطلوب منابع و دخالت بیش از اندازه دولت در اقتصاد، انتقال ناکارآیی پس اندازها به سرمایه گذاری، نظام ناکارآمد تصمیم گیری و اداری، باعث عدم ثبات مالی و برگشت سرمایه ها گشته است و هر از چند گاهی، بانک را برای وصول مطالبات و برگشت سرمایه ها با مشکلاتی روبه رو ساخته است. از اینرو، بانکها همواره با مشکل اعتبارات بازپرداخت نشده رو به رو هستند که در سیستم بانکی از آن به عنوان مطالبات معوق و سررسید گذشته، یاد می‌شود. معوق شدن مطالبات بانکی زیانهای فراوانی از جمله بلوکه شدن بخش اعظمی از منابع بانکی، کاهش دفعات گردش مطالبات و افزایش دوره وصول مطالبات، کاهش توانایی

پاسخگویی (ارائه خدمات) به مشتریان، افزایش ریسک اعتباری بانکی، اتلاف وقت و منابع واحدهای ذیربط بانکی برای وصول مطالبات و افزایش هزینه‌های بانک برای سیستم بانکی را خواهد داشت(بختیاری،۱۳۹۴).

در هر سیستم اقتصادی پویا بخصوص بانک ها، گردش صحیح و سریع منابع و مصارف نمایانگر کارایی مطلوب روشهای اجرایی بوده و وصول تسهیلات اعطایی در مدت زمان تعیین شده، مشخص کننده روشهای صحیح بکارگیری منابع در جهت ایجاد تسهیلات لازم به منظور گسترش فعالیتهای اقتصادی و تأمین منابع مورد نیاز بخشهای مختلف تولیدی، بازرگانی، خدمات و صرف منابع بانک است. جلوگیری از ایجاد مطالبات معوق در تسهیلات اعطایی و یا وصول آنها به صورت بالقوه و بالفعل امکانات ایجاد درآمد جدید را افزایش داده و توان برنامه ریزی بانک را در صرف منابع و تحصیل درآمد، بالاتر خواهد برد(اکرامی،۱۳۸۸).

از این رو در این محدودیت به منظور بررسی تأثیر ریسک ناشی از مطالبات معوق و مشکوک الوصول، برای هر یک از تسهیلات یک ضریب ریسک مطابق رابطهٔ زیر تعریف میشود:

$$r_j = \frac{u_j}{u_j + v_j + N_j} \qquad (۱)$$

بنابراین، محدودیت ریسک ناشی از مطالبات معوق و مشکوک الوصول تسهیلات را میتوان مطابق رابطهٔ تعریف زیر نمود:

$$\sum_{j=1}^{11} r_j x_j \le \left(\frac{\sum_{j=1}^{11} u_j}{\sum_{j=1}^{11}(u_j + v_j + N_j)}\right)\sum_{j=1}^{11} x_j \qquad (۲)$$

در عبارت فوق متغیرها به قرار زیر می‌باشند:

y_i سپرده نوع i ام

x_j تسهیلات نوع j ام

u_j مجموع مطالبات معوق و مشکوک الوصول تسهیلات j ام

v_j مجموع مطالبات سررسید گذشته تسهیلات j ام

N تعداد سپرده‌های موجود در پورتفوی منابع بانک

جریمه تأخیر تأدیه در بانکداری اسلامی

تأخیر در ادای بدهی ها و تعهدات بانکی از جمله مسائلی است که کم و بیش در هر نظام اقتصادی قابل مشاهده می‌باشد. علل مختلفی برای این تأخیر قابل بیان است. اعسار و ناتوانی، سهل

انگاری، تخلف به منظور استفاده بیشتر از منابع و کسب سود بالاتر، طولانی شدن روند به ثمررسیدن طرح های اقتصادی و به تعویق افتادن بازدهی طرحها، عدم ادای بدهی افرادی که به فرد بدهکار از نظام بانکی بدهکار می‌باشند، تغییرات ناگهانی شرایط تجاری، اقتصادی، قانونی و سیاسی که همگی از موجبات تأخیر در بازپرداخت مطالبات بانکی می‌باشند. به تأخیر افتادن ادای تعهدات و بازپرداخت بدهی ها و مطالبات بانکی عوارض سوء و ناخوشایند زیادی را به بار می آورد. در یک تقسیم بندی ساده می توان این عوارض را در پنج دسته ذیل بیان نمود:

گسترش تخلفات، کاهش رفاه جامعه و سلب اعتماد عمومی

اخلال در برنامه ریزی بانک ها

تبعیض در اخذ تسهیلات بانکی

خسارت اقتصادی بانک ها

افزایش سود تسهیلات بانکی

مطالبات بانکی از لحاظ تأخیر در پرداخت به گروه های مختلفی تقسیم می‌شوند، گروههای مطالبات سررسید گذشته، معوّق و مشکوک الوصول از مهم ترین گروه ها می باشند. مطالبات سررسید گذشته، مطالباتی هستند که از تاریخ سررسید اصل و سود یا تاریخ قطع بازپرداخت اقساط آن بیش از دو ماه گذشته و هنوز از شش ماه تجاوز نکرده باشد. مطالبات معوّق مطالباتی هستند که بیش از شش ماه و کمتر از هجده ماه از تاریخ سررسید یا تاریخ قطع بازپرداخت اقساط آن سپری شده است. مطالبات مشکوک الوصول نیز مطالباتی هستند که بیش از هجده ماه از تاریخ سررسید یا از تاریخ قطع بازپرداخت اقساط آن سپری شده باشد.

از آنجائیکه بانک ها بابت دیرکرد تسویه وام‌ها ۶ درصد جریمه تاخیر تادیه از مشتریان دریافت می‌کنند بنابراین اگر نرخ بهره تسهیلات t_j باشد برای مشتریانی که مشمول این جریمه دیرکرد می‌شوند $(6+t_j)\%$ خواهد بود. این بدین معناست که بانک تسهیلات خود را با دو نرخ ارائه می دهد. دسته اول تسهیلاتی که سر موقع تسویه می‌شوند و دسته دوم تسهیلاتی که با دیرکرد تسویه می‌شوند و باید ۶٪ مازاد بر نرخ بهره را پرداخت کنند. حال اگر این مساله را به شکل ریاضی بیان کنیم به عبارت زیر می رسیم:

$$Max \sum_j \left[x_j t_j (1-R_j) + \frac{x_j R_j (t_j + 0.06)}{1+t_j} \right] \quad (۳)$$

در عبارت فوق t_j سود تسهیلات j ام است و R_j نشانگر ریسک اعتباری است.

هزینه جذب منابع بانک

در این رویکرد هدف، نیل به حداقل کردن هزینهٔ جذب منابع بانک در پایان دوره است. تابع هدف هزینهٔ کل جذب منابع بانک مطابق رابطهٔ زیر است:

$$\min \sum_i c_i y_i \qquad (۴)$$

محدودیت مجموع کل سپرده‌های بانک

باتوجه به این رویکرد، هدف این است که مجموع سپرده‌های بانک برابر با کل منابع جذب شده در پایان دوره شود. بنابراین:

$$\sum_i y_i = y \qquad (۵)$$

محدودیت دامنه تغییرات هر یک از سپرده‌های بانک

با توجه به این محدودیت، حداقل هر یک از سپرده‌های موجود و حداکثر رشد برای این سپرده‌ها مد نظر است. مقادیر اخیرالذکر معمولا براساس حداقل و حداکثر رشد سپرده‌های جذب شدهٔ بانک طی یک دورهٔ زمانی ده ساله بدست می آیند. به عبارت دیگر:

$$y_i \geq \alpha d_i \qquad (۶)$$

$$y_i \geq \alpha d_i \qquad (۷)$$

d_i مقدار ریالی سپرده جذب شده i ام

محدودیت درآمد خالص:

$$M \geq ROA \sum_j x_j \qquad (۸)$$

در عبارت فوق M درآمد خالص است. ROA نیز بازده دارایی است.

محدودیت سود ناخالص:

این محدودیت از اختلاف درآمد و هزینه کسب می‌شود:

$$\sum_j t_j x_j - \sum_i c_i y_i = k \qquad (۹)$$

الگوی نهایی

با توجه به مطالب ارائه شده در بخش ۲-۳ و در نظر گرفتن معادلات و نامعادلات (۱) تا (۹) الگوی نهایی به شکل زیر حاصل می‌شود.

$$
\begin{aligned}
&Max \sum_j \left[x_j t_j (1-R_j) + \frac{x_j R_j (t_j + 0.06)}{1+t_j} \right] \\
&\min \sum_i c_i y_i \\
&st: \\
&\quad \sum_i y_i = y \\
&\quad y_i \geq \alpha d_i \\
&\quad y_i \leq \beta d_i \qquad (۱۰) \\
&\quad M \geq ROA \sum_j x_j \\
&\quad \sum_j t_j x_j - \sum_i c_i y_i = k \\
&\quad \sum_{j=1}^{11} r_j x_j \leq \left(\frac{\sum_{j=1}^{11} u_j}{\sum_{j=1}^{11} (u_j + v_j + N_j)} \right) \sum_{j=1}^{11} x_j \\
&\quad x_j, y_i \geq 0
\end{aligned}
$$

اینک برای حل الگوی فوق می توان از روش معیار جامع استفاده کرد. برای این منظور ابتدا لازم است هر دو تابع هدف را به صورت ماکزیمم سازی یا می نیمم سازی تبدیل کنیم. سپس فضای شدنی مساله را برای هر یک از اهداف به طور جداگانه به عنوان مساله برنامه ریزی خطی حل کنیم. در نهایت کافی است مجموع نسبی انحرافات یا مجموع توان دوم انحرافات حداقل شود. در این روش بر خلاف سایر روش‌های حل برنامه ریزی چند هدفه نیازی به اولویت بندی، وزن دهی اهداف یا تبدیل اهداف به محدودیت نیست. بنابراین تابع هدف همواره به شکل می نیمم کردن انحراف از مقادیر بهینه هر یک از اهداف ظاهر می‌شود:

$$\min\ z = \sum_{k=1}^{m} \left(\frac{f^*_k - f_k}{f^*_k} \right)^p \qquad (۱۱)$$

در تابع هدف فوق f^*_i مقدار بهینه تابع هدف k ام(بدون در نظر گرفتن اهداف دیگر) است. پیشنهادهای مختلفی برای مقدار p وجود دارد. برخی مقدار ۱ را مناسب می دانند(یعنی مجموع نسبی انحرافات حداقل شود) و برخی نیز ۲ را مناسب تر می دانند (یعنی توان دوم انحرافات حداقل شود). لازم به ذکر است که در این پژوهش مقدار p معادل ۲ انتخاب شده است. بنابراین الگوی نهایی پژوهش با استفاده از روش معیار جامع به شکل زیر خواهد بود.

$$\min\ z = \sum_{k=1}^{2}\left(\frac{f^{*}_{k} - f_{k}}{f^{*}_{k}}\right)^{2}$$

$$st:$$

$$\sum_{i} y_i = y$$

$$y_i \geq \alpha d_i$$

$$y_i \leq \beta d_i$$

$$M \geq ROA \sum_{j} x_j$$

$$\sum_{j} t_j x_j - \sum_{i} c_i y_i = k$$

$$\sum_{j=1}^{11} r_j x_j \leq \left(\frac{\sum_{j=1}^{11} u_j}{\sum_{j=1}^{11}(u_j + v_j + N_j)}\right)\sum_{j=1}^{11} x_j \quad (۱۲)$$

$$x_j, y_i \geq 0$$

حل مدل به روش SUMT[۱]

یکی از روش‌های جستجوی تسلسلی که کاربرد فراوانی داد، روش تسلسلی حداکثر(حداقل) کردن بدون محدودیت(SUMT) است. در این پژوهش از روش نقطه داخلی(روش مانع) استفاده شده است. این روش با جواب های موجه سر و کار دارد و با استفاده از یک تابع، که به تابع مانع معروف است(چون مانع از خروج ناحیه شدنی می‌شود) به دنبال جواب بهینه می گردد. همانطور که از نام روش SUMT بر می آید مساله اصلی با یک سلسله از مسائل بهینه سازی بدون محدودیت جایگزین می‌شود، که جواب های این رشته از مسائل به جواب بهینه (نسبی) می انجامد. چون حل مسائل بهینه سازی بدون محدودیت در مقایسه با مسائلی که دارای محدودیت هستند بسیار آسانتر است، لذا این الگوریتم مطلوبیت خاصی دارد. برای هر کدام از این رشته مسائل بدون محدودیت یک عدد مثبت qانتخاب می‌شود که در هر مرحله کوچکتر می‌شود. پس در هر مرحله مقدار متغیرهای تصمیم با حل مساله زیر بدست می آید:

$$\min\ \mathrm{P}(x_j, y_i, q) = \sum_{k=1}^{2}\left(\frac{f^{*}_{k} - f_{k}}{f^{*}_{k}}\right)^{2} - qB(x_j, y_i) \qquad (۱۳)$$

که $B(x_j, y_i)$ یک تابع مانع است و به ازای هر جواب موجه خاصیت های زیر برقرار است: زمانیکه (x_j, y_i) از تمام مرزهای ناحیه شدنی فاصله می گیرد، $B(x_j, y_i)$ کم می‌شود.

---

۱. Sequential Unconstrained Minimization/Maximization Technique

زمانیکه (x_j, y_i) تنها به یکی از مرزهای ناحیه شدنی نزدیک شود، $B(x_j, y_i)$ زیاد می‌شود. در این مقاله روش انتخاب $B(x_j, y_i)$ عبارتست از:

$$B(x_j,y_i)=\frac{1}{(\sum_i y_i - y)+(y_i-\alpha d_i)+(\beta d_i - y_i)+(M-ROA\sum_j x_j)+(\sum_j t_j x_j-\sum_i c_i y_i-k)+(D\sum_{j=1} x_j-\sum_{j=1} r_j x_j)}+\sum_j\frac{1}{x_j}+\sum_i\frac{1}{y_i} \quad (۱۴)$$

با تعریف $B(x_j, y_i)$ به صورت فوق هر دو خاصیت آن رعایت شده است. در واقع زمانی که (x_j, y_i) موجه از همه مرزها دور می‌شود نیازی به تابع مانع نیست و $B(x_j, y_i)$ به صفر میل می‌کند. اما زمانیکه (x_j, y_i) تنها به یکی از محدودیت های (کارکردی یا غیرکارکردی) نزدیک می‌شود، تابع مانع باید مانع از خروج از ناحیه شدنی شود و به همین منظور $B(x_j, y_i)$ به بی نهایت میل می‌کند. بنابراین به دنبال مینیمم کردن تابع زیر خواهیم بود:

(۱۵)

$$\min\ P(x_j,y_i,q)=\sum_{k=1}^{2}\left(\frac{f^*_k-f_k}{f^*_k}\right)^2 \quad (15)$$

$$-q\frac{1}{(\sum_i y_i - y)+(y_i-\alpha d_i)+(\beta d_i - y_i)+(M-ROA\sum_j x_j)+(\sum_j t_j x_j-\sum_i c_i y_i-k)+(D\sum_{j=1} x_j-\sum_{j=1} r_j x_j)}+\sum_j\frac{1}{x_j}+\sum_i\frac{1}{y_i}$$

پیاده سازی مدل

فرض کنیم بانک ایران زمین دارای ۵ نوع سپرده است و ۴ نوع تسهیلات ارائه می دهد. مقادیر پارامترهای مدل نیز برای این بانک به شرح زیر می‌باشد:

$$ROA=0.1,\quad \beta=1.4,\quad \alpha=0.90,\quad M=40000,\quad Y=500000,\quad K=2000$$

جدول ۱. هزینه جذب سپرده

c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
۰,۱	۰,۱۰۵	۰,۱۱	۰,۱	۰,۱۲

جدول ۲. ریسک مطالبات معوق

r_1	r_2	r_3	r_4
۰,۰۲	۰,۰۲۵	۰,۰۱	۰,۰۳

جدول ۳. نرخ بهره تسهیلات

t_1	t_2	t_3	t_4
۰,۱۸	۰,۱۸	۰,۱۸	۰,۱۸

جدول ٤. ریسک اعتباری

R_1	R_2	R_3	R_4
۰,۱۱	۰,۱۷	۰,۱۳	۰,۱۰

با جایگذاری اعداد فوق در الگوی نهایی ارائه شده (۸) به مدل برنامه ریزی خطی دو هدفه زیر خواهیم رسید:

$$\begin{aligned}
&\text{Max } 0.18x_1+0.17x_2+0.17x_3+0.18x_4\\
&\min \ 100y_1+105y_2+110y_3+100y_4+120y_5\\
&\text{st:}\\
&y_1+y_2+y_3+y_4+y_5=500000\\
&y_i \geq 0.9d_i \quad i=1,...,5 \qquad (۱۶)\\
&y_i \leq 1.4d_i \quad i=1,...,5\\
&x_1+x_2+x_3+x_4 \leq 400000\\
&0.18(x_1+x_2+x_3+x_4)-(100y_1+105y_2+110y_3+100y_4+120y_5)=2000\\
&0.14x_1+0.13x_2+0.15x_3+0.13x_4 \geq 0\\
&x_j,y_i \geq 0
\end{aligned}$$

حال اگر الگوی (۱۱) را با روش معیار جامع تبدیل به یک مدل برنامه ریزی ریاضی با یک تابع هدف بکنیم، مشاهده خواهیم کرد که یک الگوی برنامه ریزی ریاضی با تابع هدف غیر خطی درجه دو نامحدب ظاهر می‌شود. از اینرو برای حل آن باید از روش‌های حل غیر خطی استفاده کرد. در این پژوهش از روش SUMT استفاده خواهد شد.

حل مساله به روش SUMT

نقطه $H^0 = (77083.33, 77083.33, 77083.33, 77083.33, 100000, 100000, 100000, 100000, 100000)$ که موجه بودن آن آشکار است روی مرز نقطه ی شدنی هم قرار ندارد را به عنوان جواب شدنی اولیه برای جستجو در نظر می گیریم و q=۱ را در نظر می گیریم که در هر مرحله آن را تقسیم بر ۱۰۰ می کنیم.(یا در $\theta = 0.01$ ضرب می کنیم) و در هر مرحله تابع $P(x_j, y_i, q)$ به صورت زیر است:

$$P(x_j, y_i, q) = \sum_{k=1}^{2} \left(\frac{f^*_k - f_k}{f^*_k}\right)^2 - q \frac{1}{(\sum_{i=1}^{5} y_i - 500000) + (y_i - ad_i) + (\beta d_i - y_i) + (400000 - \sum_{j=1}^{4} x_j) + (0.18 \sum_{j=1}^{4} x_j - (100y_1 + 105y_2 + 110y_3 + 100y_4 + 120y_5) - 2000) + (0.14x_1 + 0.13x_2 + 0.15x_3 + 0.13x_4)} + \sum_{j=1}^{4} \frac{1}{x_j} + \sum_{i=1}^{5} \frac{1}{y_i}$$

برای استفاده از روش SUMT باید مساله را به ماکزیمم سازی تبدیل کنیم. برای این منظور کافیست تابع هدف را در روش معیار جامع در یک منفی ضرب کنیم. حال شش تکرار از حل را به طور خلاصه در جدول زیر به طور خلاصه نشان داده ایم.(در هر مرحله با استفاده از جستجوی گرادیان به نقطه بهینه $\overline{X}$ می رسیم.)

جدول ۵. حل به روش SUMT

تکرار	q	$f(\overline{y}, \overline{x})$	$f(\overline{y}, \overline{x}) + qB(\overline{y}, \overline{x})$
۱	۱	-۵۰۰۰,۷	-۱۰۰۰,۰۵
۲	۰,۱	-۲۰۰۰,۷۳	-۱۰۰۰,۳٤
۳	۰,۰۱	-۱۰۰۰,۸۳	-۱۰۰۰,٤
٤	۰,۰۰۱	-۱۰۰۰,۵٤	-۱۰۰۰,٤۱٦
۵	۰,۰۰۰۱	-۱۰۰۰,٤۵	-۱۰۰۰,٤۱٤
٦	۰,۰۰۰۰۱	-۱۰۰۰,٤۲۳	-۱۰۰۰,٤۱٤

همانطور که در جدول فوق ملاحظه می‌شود در مرحله ششم مقدار خطا معادل

$$qB(\overline{y}, \overline{x}) = -1000.414 - (-1000.423) = 0.009$$

است. پس مقدار بهینه بدست آمده در این مرحله را می توان با تقریب خوبی به عنوان یکی از جواب های نسبی بهینه در نظر بگیریم.

بنابراین کل منابع بانک در پایان هر سال نسبت به سال قبل رشد می‌کند و قیمت تمام شده عملیاتی پول کاهش می یابد. باید توجه کرد که بیشترین سهم اختصاص یافته در سبد تسهیلات به گونه هایی اختصاص یابد که کوچک ترین ضریب ریسک و بزرگترین ضریب نسبی سود را داشته باشند. همچنین درصد تغییرات منابع قرض الحسنه جاری بیشترین رشد را بدلیل ارزان بودن قیمت این نوع سپرده دارد.

نتیجه گیری

این مطالعه در صدد ارائه الگویی جهت بهینه یابی منابع و مصارف بانک ها با تاکید بر ریسک موجود بوده است. به این منظور با استفاده از الگوی چند هدفه برنامه ریزی ریاضی به این امر پرداخته شد. از آنجاییکه در این الگو تاکید زیادی بر متغیر ریسک در ارائه تسهیلات شده است لذا در یکی

از اهداف مدل، به دنبال حداکثر کردن میزان سود دریافتی از تسهیلات همراه با جریمه تاخیر ۶ درصدی آن با توجه به ریسک اعتباری موجود بودیم. هدف دیگر پژوهش نیز حداقل کردن هزینه جذب سپرده‌ها بوده است. در نهایت الگوی ارائه شده را توسط روش معیار جامع با رتبه ۲ به برنامه ریزی تک هدفه خطی تبدیل کردیم. برای حل الگوی درجه دو غیرخطی ظاهر شده در روش معیار جامع نیز از روش تسلسلی حداقل کردن بدون محدودیت استفاده کردیم.

از جمله موارد دانش افزایی پژوهش حاضر می توان به موارد زیر اشاره کرد:

الگوی ارائه شده در این پژوهش قابلیت تغییر در ضرایب ثابت وارد شده در آنها را دارد. بنابراین می توان درصد اختصاص یافته به هر سپرده و وزن اهمیت هزینه و ماندگاری سپرده‌ها را مطابق با نظرات خبرگان و مسئولان بانک تغییر داده و نتایجی منطبق با تصمیمات و الزامات بانک را ارائه نمود.

نکته دیگری که در این تحقیقات مغفول مانده است بی توجهی به ریسک اعتباری و سایر ریسک‌های موجود در تسهیلات ارائه شده توسط بانک هاست. از اینرو در این پژوهش سعی شد که دو گونه از ریسک‌ها با تاکید بر جریمه تاخیر تادیه وارد مدل شوند تا بتوان رویکرد جامع تری را مورد بررسی قرار داد.

الگوهای ارائه شده در تحقیقات مروری پیشینه این پژوهش جهت منابع و مصارف بانک مانند روش‌های تصمیم‌گیری چند معیاره تبعیت زیادی از نظرات کارشناسان دارد که این امر باعث ورود قضاوت های ذهنی افراد در الگوهای ارائه شده می‌شود که امری نامطلوب در تصریح الگوهای ریاضی می‌باشد. همچنین اریب شدن نظرات افراد نیز می‌تواند کارایی مدل های ارائه شده را کاهش دهد.

در نهایت می توان دلایل رشد شدید مطالبه های معوق یا سررسید گذشته بانک های کشور را در عدم تمایل گیرندگان تسهیلات به بازپرداخت به موقع تسهیلات، نا اطمینانی و ریسک های متعدد موجود در اقتصاد کشور که هرگونه برنامه ریزی را توسط واحدهای اقتصادی مشکل می سازد، رکودهای تورمی که ضمن تحمیل کندی کسب وکار و افزایش هزینه ها، افزایش سود و منابع لازم برای بازپرداخت تسهیلات را با مشکل مواجه می سازد، ارزان بودن نرخ بانکی (نسبت به تورم و نرخ بازار غیررسمی) که از یک طرف، موجب شدت تقاضا برای تسهیلات بانکی شده، از سوی دیگر، تمایل به حفظ تسهیلات فراتر از موقع سررسید را (علیرغم جرایم) افزایش می دهد، نبود سیاست های بانکی معقول و نوین در کشور که بانک ها را به تصاحب وثایق بخصوص

ملکی تسهیلات گیرندگان تشویق می نماید، ضعف کارشناسی بانک ها در مورد ارزیابی طرح‌های توجیهی متقاضیان وام و وام‌های دستوری (چه از سوی دولت و چه گروه های ذینفع) بدون توجه به توجیه آن ها دانست.

در پایان پیشنهاداتی به منظور بهبود و توسعه رویکردهای معرفی شده در این پژوهش ارائه می‌شود:

قیمت تمام شده پول در سیستم بانکی یکی از عوامل تاثیرگزار بر افزایش بهای خدمات بانکی است که کاهش سود بانکی را به همراه خواهد داشت. بنابراین می توان این عامل را به عنوان یک محدودیت به الگوهای ارائه شده اضافه کرد تا کارایی آنها افزایش یابد.

با توجه به شرایط متغیر اقتصادی کشور این امکان وجود دارد که برخی از پارامترهای معرفی شده در پژوهش را متغیر در نظر بگیریم و مدل را در شرایط عدم اطمینان ارائه دهیم. برای این منظور می توان از رویکردهای برنامه ریزی فازی و بازده ای، احتمالی استفاده کرد.

با استفاده از نظرات خبرگان می توان برای هر یک از انواع سپرده‌ها و تسهیلات که در الگوی پیشنهادی وجود دارند اوزان مناسبی ارائه داد تا ترکیب پرتفوی بهینه تناسب بیشتری با نظرات کارشناسان داشته باشد.

منابع

- آقایی، مجید و مهدیه رضاقلی زاده، (۱۳۹۴). «بررسی عوامل موثر بر حجم مطالبات معوق و سررسید شده شعب منتخب بانک سپه»، سال ۲، شماره ۳.
- ابوالحسنی، (۱۳۸۹). بررسی اثر تحریم های بانکی و نوسانات برخی از متغیرهای اقتصادی بر حجم مطالبات معوق ارزی بانک توسعه صادرات ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، موسسه عالی آموزش بانکداری ایران
- اختیاری، مصطفی و اکبر عالم تبریز، (۱۳۹۴). «بهینه سازی پورتفوی منابع و مصارف بانک ها با استفاده از برنامه ریزی خطی(مورد مطالعه: بانک صادرات ایران)» ، چشم انداز مدیریت مالی، سال ۵، شماره ۱۲.
- اکرامی، محمود و آزاده رهنما اسکی، (۱۳۸۸). «بررسی عوامل مؤثر در مطالبات سررسید گذشته و معوق بانک»، پژوهشنامه اقتصادی، سال ۹، شماره۶ .
- البرزی، محمود و محمد ابراهیم پورزرندی، (۱۳۹۰). «مدیریت منابع و مصارف در بانکها با رویکرد سیستم های پویا»، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، سال ۲، شماره ۶.
- دین محمدی، مصطفی و امیر جباری، (۱۳۹۶). «بررسی تاثیر ادوار تجاری بر مصارف و ترکیب منابع بانک های دولتی و خصوصی در ایران»، پژوهش های اقتصاد پولی، مالی، سال ۲۴، شماره ۱۴.
- رستمیان، فروغ و داوود طبسی، (۱۳۸۹).« بررسی عوامل مؤثر در ایجاد مطالبات معوق بانکهای تجاری مناطق آزاد تجاری - صنعتی (مورد مطالعه شعب بانک ملت منطقه آزاد کیش)» ، پژوهشهای حسابداری مالی و حسابرسی، پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، سال۲ ، شماره۶
- سیدشکری، خشایار و سمیه کروسی، (۱۳۹۴). «بررسی عوامل موثر بر افزایش مطالبه های غیرجاری در نظام بانکی کشور، فصلنامه علوم اقتصادی»، سال ۹، شماره ۳۱.
- کریمی، فرزاد و مهدی زاهدی کیوان، (۱۳۸۹). «تخصیص بهینه اعتبارات بانکی به متقاضیان در بخش های مختلف کشاورزی به کمک منطق فازی»، فصلنامه پژوهشها و سیاست های اقتصادی، سال ۱۸، شماره ۵۶.
- منصوری .علی، (۱۳۸۲). طراحی و تبیین مبدل ریاضی تخصبص تسهیلات بانکی رویکرد مدلهای کلاسیک و شبکه های عصبی، رساله دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.
- Abolhassani (۱۳۸۹). The effect of bank sanctions and volatility of some economic variables on the volume of deferred foreign exchange trade payments of Iran Export Development Bank, Master's thesis, Iran Banking Institute of Banking Studies. (in Persian)

- Aghaei, M, and Rezagholizadeh, M (۱۳۹۴). "Investigating the Factors Affecting the Volume of Deferred and Matched Deprecated Deposits of Sepah Bank Branches", vol. ۲, No. ۳. (in Persian)
- Alborzai, M and Pourzarandi,M (۲۰۱۱). "Managing Resources and Costs in Banks with a Dynamic Systems Approach", Journal of Financial Engineering, vol ۲, No ۶. (in Persian)
- Al-Kilani, Qais A and A.Kaddumi, Thair. (۲۰۱۵). "Cyclicality of Lending Behavior by Banking Sector for the Period (۲۰۰۰-۲۰۱۳): Evidence from Jordan", International Journal of Economics and Finance, No:۴, PP: ۵۷-۶۵.
- Askarzadeh, G. (۱۳۸۵). Mathematical modeling of determining the optimal combination of facilities portfolio in financial and credit instituations. Andisheh Sadegh Journal, ۲۳, ۱۰۷-۱۳۰.
- Da Silva, Marcos Soares, Divino, Jose Angelo (۲۰۱۳): The role of banking regulation in an economy under credit risk and liquidity shock, North American Journal of Economics and Finance, available at SciVerse ScienceDirect.
- Din Mohammadi, M and Jabbari,M (۱۳۹۶). "Investigating the Impact of the Business life cycle on the Costs and Resource Combinations of Public and Private Banks in Iran," Monetary Economics Research, Vol. ۲۴, No. ۱۴. (in Persian)
- Ekhtiari, M and Alam Tabriz, A (۱۳۹۴). "Portfolio Optimization of Banks' Resources and Costs Using Linear Programming (Case Study: Bank Saderat Iran)", Financial Management vision, Vol. ۵, No. ۱۲.(in Persian)
- Ekrami, M and Rahnem, A, (۲۰۰۹). "Investigating the Effective Factors on Bank Deferred claims and ", Economic Research, vol. ۹, No. ۶. (in Persian)
- Eshraghi, F., and Salami, H. (۱۳۸۴). The effect of equalizing banking facilities rates on allocating credits to the agriculture sector. Iranian Journal of Agriculture Science, ۳۶(۵), ۱۰۵۳-۱۰۶۳.
- Karimi, F and Zahedi, M(۲۰۱۰). "Optimal allocation of bank credits to applicants in different sectors of agriculture through fuzzy logic", Quarterly Journal of Economic Research and Policy, Vol. ۱۸, No. ۵۶. (in Persian)

- Mansouri, A, (۲۰۰۳). Designing and explaining the mathematical transformation of banking facilities allocation. Classical models and neural networks approach, Doctoral dissertation, Tarbiat Modarres University. (in Persian)
- Rostamian, F and Tabasi,D (۲۰۱۰). "Investigating the Factors Affecting Deferred claims of Commercial Banks in Free Trade-Industrial Zones (Case Study: Mellat Bank Branches)", Accounting and Audit Research, Financial Accounting and Audit Research Journal, vol. ۲, No ۶. (in Persian)
- Seyd Shakri, K and Krossi,S (۱۳۹۴). "Investigating the Factors Affecting Increase in Non-performing loans in the Banking System of iran, Quarterly Journal of Economic Sciences", vol, ۹, No ۳۱. (in Persian)
- Zhao, Y.,and Ziemba,W. T. (۲۰۱۵). A Stochastic Programming Model using an Endogenously Determined Worst Case Risk Measure for Dynamic Asset Allocation. Mathematics Programming, Series B, ۸۹, ۲۹۳-۳۰۹.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۷۳-۴۹

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۳/۰۸
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۰۹/۰۹

بررسی فرضیه معکوس شدن روندهای بازدهی در بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران [1]

محسن مهرآرا[2]، مجتبی محمدیان[3]

چکیده

این مطالعه با استفاده از اطلاعات ۱۷۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۶ به بررسی اثرات معکوس بلندمدت می‌پردازد. فرضیه اثرات معکوس یا بازگشتی بلندمدت دلالت بر آن دارد که پرتفوی‌های بازنده (برنده) در بلندمدت به پرتفوی‌های برنده (بازنده) تبدیل می‌شوند. نتایج حاصل از پژوهش حاضر، این فرضیه را تأیید می‌کند و وجود سودهای بازگشتی در بازدهی‌های سهام برای یک دوره زمانی ۳۶ ماهه را نشان می‌دهد. بعلاوه اثرات بازگشتی مذکور نامتقارن است و نتیجه مذکور در مورد سهام‌های برنده صادق نیست. همچنین در ادامه، این مطالعه به بررسی این موضوع می‌پردازد که این افزایش بازدهی‌های آتی سهام‌های بازنده به افزایش ریسک آن‌ها برمی‌گردد. به‌عبارت‌دیگر سهام‌های برنده (بازنده) در بلندمدت حتی پس از تعدیلات روی ریسک همچنان بازنده (برنده) خواهند بود. بدین منظور از مدل CAPM استفاده شد که این مدل نتوانست حتی باوجود کنترل اثرات اندازه، ارزش و نقدینگی، سودهای بازگشتی بلندمدت را بر اساس ریسک آن‌ها به‌طور کامل توضیح دهد. در مقابل استفاده از مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی توانست به‌طور کامل سودهای بازگشتی بلندمدت را به نحو رضایت‌بخشی تبیین کند. در این توضیح‌دهندگی، اثر اندازه اهمیت بیش تری نسبت به سایر عوامل ریسکی دارد. این نتایج نشان می‌دهد که پرتفوی بازنده در مقایسه با پرتفوی برنده شامل سهام‌های با اندازه به نسبت کوچک‌تری می‌باشند که ریسک بالاتری دارند؛ بنابراین، بالاتر بودن بازدهی‌های پرتفوی بازنده نسبت به پرتفوی برنده چیزی جز جبران ریسک سبدهای بازنده نیست و نمی‌توان راهبرد سرمایه گذاری معکوس را به‌عنوان استراتژی تحصیل سود غیرعادی در بازار بورس تهران در نظر گرفت.

واژه های کلیدی: اثرات بازگشتی بلندمدت، CAPM، مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی، پرتفوی برنده، پرتفوی بازنده.
طبقه‌بندی موضوعی:

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۸,۲۰۵۶۶,۱۶۸۲
۲. استاد اقتصاد دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد، تهران، ایران، Email:mmherara@ut.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد، تهران، ایران، نویسنده مسئول، Email:mo_mohammadian@ut.ac.ir

مقدمه

هدف سرمایه‌گذاران از خرید سهام، کسب بازده می‌باشد و درنتیجه اطلاعاتی نظیر نحوه مطلوب خریدوفروش سهام در بازار بورس اوراق بهادار بسیار ارزشمند است. پژوهش‌های زیادی در زمینه به‌کارگیری راهبردهای مشخص سرمایه‌گذاری جهت تحصیل سود بالاتر از متوسط بازار در اکثر بازارهای سازمان‌یافته بورس دنیا صورت گرفته است. یکی از این راهبردها که با تکیه بر روند گذشته، بازده آینده را پیش‌بینی می‌کند، راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس است که بر اساس آن، به دلیل بیش واکنشی سرمایه‌گذاران به اطلاعات کوتاه‌مدت، قیمت از سطح تعادلی خود فاصله می‌گیرد، ولی در بلندمدت سرمایه‌گذاران به‌اشتباه خود پی برده و قیمت‌ها تعدیل‌شده و به سمت مقدار اولیه خود بازگشت می‌کند.

چنین پدیده‌ای به اثرات بازگشتی بلندمدت[۱] معروف است که بیش از چهار دهه قبل در بازار سهام مطرح‌شده است. مطابق این اثرات، سهام‌هایی با بازده پایین، طی یک افق زمانی ۱۸ ماهه و بیش‌تر، به‌طور متوسط بازدهی بالاتری برای سرمایه‌گذاران به همراه می‌آورند که در این صورت امکان پیش‌بینی و کسب سودهای بلندمدت در بازار بورس سهام وجود دارد. در ادبیات مربوطه، استدلال می‌شود سهام‌های با عملکرد ناموفق در افق زمانی طولانی‌مدت عملکرد بهتری نسبت به سهام‌های با عملکرد موفق دارند. اثرات بازگشتی در بازدهی‌های سهام به‌طورکلی نقض‌کننده فرضیه بازار کارا[۲] در ادبیات مطروحه می‌باشد (دیمسون و موسویان[۳]، ۲۰۰۰).

فرضیه بازار کارا، یکی از مهم‌ترین تئوری‌هایی است که در زمینه سرمایه‌گذاری مطرح‌شده است. کارایی در اینجا اشاره به این مسئله دارد که بازار تا چه میزان در تعیین قیمت اوراق بهادار موفق عمل کرده است. موفق بودن بازار به این معنی است که قیمت‌ها به‌طور پیوسته اطلاعات جدید را که شامل اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌ها و اوراق بهادار آن‌ها می‌باشد، منعکس می‌کند؛ بنابراین بازاری را می‌توان کارا نامید که کارایی لازم را برای پردازش و ارزیابی صحیح اطلاعات داشته باشد. درنتیجه می‌توان گفت در صورت کارا بودن بازار، قیمت‌ها می‌توانند همه اطلاعات موجود در بازار را بدون هیچ نوع یکسونگری به‌درستی منعکس کنند و تغییر قیمت‌ها، در طول زمان تصادفی و غیرقابل‌پیش‌بینی است؛ بنابراین نمی‌توان با استفاده از اطلاعات تاریخی به بازدهی غیرعادی (بیشتر از متوسط بازار) دست‌یافت.

اثرات بازگشتی بلندمدت نمونه‌ای از بی‌قاعدگی‌های مالی می‌باشد که انحراف بازار از قواعد منطقی و عقلایی را نشان می‌دهد و در تناقض با فرضیه بازار کارا قرار دارد. در بازاری که کارایی وجود ندارد، سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید واکنش بیش‌ازاندازه نشان می‌دهند و درنتیجه می‌توان با استفاده از راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس[۴] به

---

۱. Long-run reversal effects
۲. Market efficiency theory
۳. Dimson and Mussavian
۴. Contrarian investment strategy

بازده مازاد بااهمیت دست‌یافت، بدین‌صورت که سهامی که بازار در ابتدا نسبت به آن بدبین است، خریداری می‌شود و در مقابل سهامی که بازار نسبت به آن خوش‌بین است، فروخته می‌شود. البته از سوی طرفداران فرضیه بازار کارا، انتقاداتی به این نظریه واردشده است. فاما و فرنچ[۱] (۲۰۰۶) استدلال می‌کنند اثرات بازگشتی بلندمدت و سایر بی قاعدگی‌های[۲] مشابه بازار سهام می‌تواند به عدم لحاظ ریسک سرمایه‌گذاری مربوط شود. توضیحات دیگری نیز دراین‌ارتباط مطرح می‌شود که بسته به بازار بورس هر کشور و دوره‌های زمانی مختلف، متفاوت است.

به‌طورکلی نمی‌توان مشخص کرد کدام‌یک از دیدگاه‌های رقیب در تبیین وجود اثرات بازگشتی بلندمدت بهتر عمل می‌کند. درنتیجه بهتر است در بازارهای مختلف سهام، صحت‌وسقم دیدگاه‌ها بررسی و آزمون شوند. در همین راستا مطالعه حاضر به دنبال بررسی مجدد وجود اثرات بازگشتی بازدهی بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران با لحاظ ریسک‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد. مطالعاتی که در داخل صورت گرفتند تنها به بررسی وجود یا عدم وجود اثرات بازگشتی بلندمدت و سودمندی استراتژی معکوس[۳] در بازار بورس تهران پرداختند و به ارتباط این اثرات با ویژگی‌های سهام و سایر موضوعات مربوطه توجهی نکردند. در این مطالعه قصد داریم با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به بررسی سودمندی استراتژی معکوس با لحاظ ریسک‌های اندازه، ارزش و نقدینگی بپردازیم. درواقع ما به دنبال پاسخ به این سؤال هستیم که در صورتی تعدیلات ریسک در بازدهی‌های سهام لحاظ شود، آیا می‌توان گفت که اثرات بازگشتی بلندمدت همچنان وجود دارد.

مقاله حاضر در شش بخش تنظیم‌شده است. بخش دوم مقاله به تبیین ادبیات نظری پژوهش و مطالعات تجربی پیرامون مبحث اثرات بازگشتی بلندمدت اختصاص دارد. در بخش سوم متغیرهای پژوهش معرفی می‌شوند. در بخش چهارم به تشریح روش‌شناسی پژوهش می‌پردازیم. در بخش پنجم، به تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و تخمین الگو پرداخته و سرانجام، در بخش ششم مباحث مذکور را جمع‌بندی کرده و از آن نتیجه‌گیری می‌نماییم.

پیشینه پژوهش و مروری بر ادبیات نظری

یکی از مفروضات بازار کارای سرمایه این است که سرمایه‌گذاران به‌طور منطقی نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند. منتقدان این نظریه، شواهد بسیار زیادی می‌آورند که سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید واکنش بیش‌ازاندازه نشان می‌دهند. به عقیده آن‌ها، سرمایه‌گذاران تمایل دارند ارزش بیش‌تری به اطلاعات جدید دهند و قیمت سهام شرکت‌هایی که در دوره‌ای از زمان موفق بوده‌اند را بالاتر از قیمت واقعی و قیمت سهام ناموفق را پایین‌تر از قیمت واقعی‌اش برآورد کنند. این موضوع سبب می‌شود

---

۱. Fama and French
۲. Anomalies
۳. Contrarian strategy

که در ابتدا بازار نسبت به اطلاعات جدید واکنش بیش‌ازاندازه نشان دهد، اما با گذشت زمان، بازار به‌اشتباه خود پی برده و قیمت‌ها تعدیل می‌شوند و به حالت تعادل برمی‌گردد.

این اثرات بازگشتی که در بلندمدت اتفاق می‌افتد، در ادبیات مالی تحت عنوان اثرات بیش واکنشی[۱] شناخته می‌شود. این اصطلاح اولین بار توسط دی‌بونت و تالر[۲] (۱۹۸۵) ارائه‌شده است (ماهشواری و هانکار[۳]، ۲۰۱۵). آن‌ها با تحلیل بازار بورس نیویورک طی دوره ۱۹۸۱-۱۹۲۶ به بررسی بازدهی سهام‌هایی که در طول سه تا پنج سال گذشته دارای بیش‌ترین زیان یا سود بوده‌اند، پرداختند. با تشکیل پرتفوی‌های برنده و بازنده که به ترتیب شامل ۳۵ سهام موفق و ناموفق بود، به ارزیابی عملکرد این پرتفوی‌ها در ۳۶ ماه آینده پرداختند و به این نتیجه رسیدند پرتفوی بازنده عملکرد بهتری از پرتفوی برنده دارد. چنین شواهدی نشان می‌دهد می‌توان با فروش سهام‌های برنده و خرید سهام‌های بازنده، سودهای غیرعادی به دست آورد. چنین استراتژی مبتنی بر اثرات بازگشتی سهام تحت عنوان استراتژی معکوس شناخته می‌شود. یافته‌های دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵) مبنی بر سوددهی استراتژی معکوس، فرضیه بازار کارا را که در آن زمان نظریه غالب در اقتصاد مالی بود، زیر سال برد و توجهات زیادی به خود جلب کرد.

به دنبال مطالعه دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵)، پژوهشگران زیادی به بررسی دوباره قابلیت سوددهی پدیده بازگشتی بازدهی بلندمدت در بازارهای سهام پرداختند. نتایج این مطالعات نشان از تأیید وجود اثرات بیش واکنشی بلندمدت در طیف وسیعی از بازارهای سهام دارد. این مطالعات شامل مطالعه کمپل و لیماک[۴] (۱۹۹۷) برای انگلستان، اسوالو و فاکس[۵] (۱۹۹۸) برای نیوزیلند، فانگ[۶] (۱۹۹۹) برای هونگ‌کنگ، رایان و دانلی[۷] (۲۰۰۰) برای ایرلند، چو[۸] و دیگران برای ژاپن (۲۰۰۷)، ماهشواری و هانکار (۲۰۱۵) برای هند، نادی و تانا[۹] (۲۰۱۷) برای آفریقای جنوبی، شی و ژو[۱۰] (۲۰۱۷) و چن[۱۱] و همکاران (۲۰۱۸) برای چین، کاشف[۱۲] (۲۰۱۸) برای پاکستان و کانگ[۱۳] و همکاران (۲۰۱۸) برای آمریکا می‌باشند. البته مطالعاتی نظیر مدیان[۱۴] و همکاران (۲۰۰۸)، چائوچی و دوگی[۱۵] (۲۰۱۴) و دون[۱۶] و همکاران (۲۰۱۶) در تناقض با اثر بیش واکنشی بلندمدت به ترتیب در بازارهای بورس ترکیه، تونس و استرالیا ارائه شدند.

---

۱. Overreaction effect
۲. De Bondt and Thaler
۳. Maheshrawari and Dhankar
٤. Campbell and Limmack
٥. Swallow and Fox
٦. Fung
۷. Ryan and Donnelly
۸. Chou
۹. Nnadi and Tanna
۱۰. Shi and Zhou
۱۱. Chen
۱۲. Kashif
۱۳. Kang
۱٤. Mehdian
۱٥. Chaouachi, and Douagi
۱٦. Doan

در ایران نیز مطالعاتی در این زمینه انجام‌شده است. اکثر این مطالعات به پشتیبانی از رفتار بیش واکنشی سرمایه گذاران و سودآوری راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس پرداختند. مطالعه نیکبخت و مرادی (۱۳۸۴)، فدایی‌نژاد و صادقی (۱۳۸۵)، قالیباف اصل و نادری (۱۳۸۶)، مهرانی و نونهال‌نهر (۱۳۸۷)، دموری و همکاران (۱۳۸۸)، سعیدی و باقری (۱۳۸۹) و سینایی و اژدرپور (۱۳۹۳) ازجمله مطالعاتی هستند که شواهدی در این خصوص ارائه دادند. در مقابل تعداد اندکی از پژوهشگران هم در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیدند که به‌کارگیری راهبرد سرمایه گذاری معکوس به کسب بازده اضافی منجر نمی‌شود. مهدوی و همکاران (۱۳۹۲) معتقدند بیش واکنشی به اندازه ای نیست که بتواند موقعیت کسب بازده اضافی معناداری را فراهم آورد.

دو دلیل احتمالی برای توضیح وجود اثرات بازگشتی بلندمدت در بازار سهام در ادبیات مالی به‌طور گسترده مطرح می‌شود. دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵) یافته‌های مطالعات خود را ناشی از وجود رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذاران عنوان می‌کنند. ازآنجاکه سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات مثبت و منفی، بیش‌ازحد واکنش نشان می‌دهند، درنتیجه سبب می‌شود قیمت‌ها از مقادیر بنیادی‌شان فاصله گیرند و بعد از گذشت دو تا سه سال، قیمت‌ها به مقادیر بنیادی خود بازگردند. چنین رفتاری سبب ایجاد اثرات بازگشتی در دوره بلندمدت خواهد شد. علاوه بر توضیح دهی این پدیده مبتنی بر رفتار سرمایه‌گذاران، توضیح دیگری نیز مطرح می‌شود که مبتنی بر ریسک است و به قیمت‌گذاری نادرست از ریسک پرتفوی‌های حدی مرتبط می‌شود. چان[۱] (۱۹۸۸) و بال و کوتاری[۲] (۱۹۸۹) بحث می‌کنند بی‌ثباتی ریسک پرتفوی‌های برنده و بازنده طی یک مدت‌زمان طولانی منجر به سوددهی راهبرد معکوس خواهد شد. در تأیید این مطلب زاروین[۳] (۱۹۹۰) عنوان می‌کند پرتفوی‌های بازنده قبلی دارای اندازه کوچک‌تر و ریسک بالاتری نسبت به پرتفوی برنده قبلی دارند که در افق زمانی طولانی‌تر بازده بالاتری ایجاد می‌کند. سایر پژوهشگران به اثرات فصلی موجود در سوددهی معکوس پرداختند. پتنجیل و جوردن[۴] (۱۹۹۰) عنوان می‌کنند سوددهی بالای راهبرد معکوس در بازار سهام ایالات متحده کاملاً به اثر ژانویه برمی‌گردد. برخلاف مطالعات فوق، تعدادی از مطالعات در حمایت از اثرات بیش واکنشی، به رد ارتباط اثر اندازه (احمد و حسین[۵] (۲۰۰۱)؛ رامیا[۶] و همکاران (۲۰۱۶))، اثرات فصلی (کمپل و لیماک[۷] (۱۹۹۷)؛ اوکیف و گالاگر[۸] (۲۰۱۷)) و اثر ریسک متغیر با زمان[۹] (دی‌بونت و تالر (۱۹۸۷)؛ دیساسانایک[۱۰] (۱۹۹۷)) با اثر بازگشتی بلندمدت پرداختند.

---

۱. Chan
۲. Ball and Kothari
۳. Zarowin
٤. Pettengill and Jordan
٥. Ahmad and Hussain
٦. Ramiah
۷. Campbell and Limmack
۸. O'Keeffe & Gallagher
۹. Time-varying risk
۱۰. Dissanaike

بااین‌وجود طرفداران فرضیه کارا، بی‌قاعدگی‌های بازار سهام ازجمله اثرات بازگشتی بلندمدت را ناشی از کاستی‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی می‌دانند. در این راستا، فاما و فرنچ (۱۹۹۶ و ۲۰۰۶) ادعا می‌کنند میزان بالای سوددهی بازگشتی بلندمدت را می‌توان توسط مدل سه عاملی قیمت‌گذاری دارایی توضیح داد. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها نشان داد که با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی، می‌توان سودهای بازگشتی بلندمدت را بر مبنای ریسک توضیح داد. بااین‌حال یافته‌های فاما و فرنچ توسط چیائو[۱] و دیگران (۲۰۰۵) بدین علت موردانتقاد قرار گرفت که عوامل ریسک فاما و فرنچ نتوانست به‌طور کامل اثر بازگشتی بلندمدت را در بازارهای غیر از ایالات متحده توضیح دهد. در ادامه پژوهش‌های دیگری در این زمینه با اضافه کردن عامل‌های جدید به مدل برای توضیح کامل‌تری از اثرات بازگشتی بلندمدت صورت گرفت. در پژوهش حاضر تلاش می‌شود پس از کنترل عوامل متعدد ریسک در بازار بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی سوددهی اثرات بازگشتی در بلندمدت پرداخته شود.

داده‌های پژوهش

در این پژوهش، به‌منظور محاسبه بازده ماهیانه سهام از اطلاعات مربوط به قیمت پایانی تعدیل‌شده[۲] برای کلیه شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران که از فروردین ۱۳۸۸ الی اسفند ۱۳۹۶ به‌طور پیوسته معامله می‌شدند، استفاده‌شده است. بدین منظور شرکت‌هایی که نماد آن‌ها بیش از یک ماه بسته بودند، از بررسی خارج‌شده‌اند؛ درنهایت تعداد شرکت‌های باقی‌مانده، معادل ۱۷۸ شرکت بودند که همه آن‌ها در پژوهش حاضر، موردبررسی قرار گرفتند.[۳] علاوه بر قیمت پایانی تعدیل‌شده، از اطلاعات دیگری مانند ارزش سرمایه‌ای بازار، حجم معاملات سهام و نسبت قیمت سهام به ارزش دفتری نیز استفاده‌شده است.[۴] همچنین در این پژوهش به پیروی از مطالعه خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) نرخ سود سپرده‌گذاری یک‌ساله[۵] به‌عنوان سنجه‌ای برای نرخ بهره بدون ریسک[۶] لحاظ شده است. در پژوهش حاضر جهت عملیات روی داده‌ها از نرم‌افزار متلب[۷] استفاده‌شده است و در ادامه با استفاده از نرم‌افزار استتا[۸] به تخمین الگوهای پژوهش پرداختیم.

---

۱. Chiao
۲. Adjusted close price
۳. داده‌های فوق از سایت شرکت فناوری بورس تهران (http://www.tsetmc.com) استخراج شده است.
٤. داده‌های مربوط به ارزش سرمایه‌ای بازار و حجم معاملات از سایت بورس اوراق بهادار تهران (http://tse.ir) استخراج شده است. همچنین برای محاسبه ارزش دفتری سهام، از اطلاعات ترازنامه شرکت‌های سهامی که در سامانه اطلاع‌رسانی کدال (https://www.codal.ir) ارائه شده است، استفاده شده است.
۵. داده‌های مذکور از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (https://tsd.cbi.ir) استفاده شده است.
٦. Risk-free rate
۷. MATLAB
۸. STATA

روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه به‌منظور ارزیابی اثرات بازگشتی بلندمدت بر روی سوددهی سهام‌های موجود در بازار بورس اوراق بهادار تهران، از رویکرد دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵) همراه با کمی تغییرات استفاده‌شده است. برخلاف کار دی‌بونت و تالر که از دوره‌های غیرهمپوشان[۱] استفاده کرده‌اند، این مطالعه از پرتفوی‌های همپوشانی که در ابتدای هرسال تراز شده‌اند، استفاده می‌کند. این رویکرد به‌طور مشابه توسط لوگران و ریتر[۲] (۱۹۹۶)، احمد و حسین (۲۰۰۱)، تریپاتی و اگروال[۳] (۲۰۰۹) و ماهشواری و هانکار (۲۰۱۵) استفاده‌شده است. در ادامه به‌طور مختصر به توضیح این رویکرد می‌پردازیم.

- در ابتدا بازده واقعی سهام بر ا ساس قیمت‌های تعدیل شده محا سبه می‌گردد. در این قیمت‌ها تعدیلاتی همچون افزایش سرمایه و سود نقدی هر سهم لحاظ شده است.

$$R_{i.t} = \frac{P_{i.t} - P_{i.t-۱}}{P_{i.t-۱}} \qquad (۱)$$

که در آن $R_{i.t}$ بیانگر بازده واقعی ماهیانه سهم iام، $P_{i.t}$ قیمت تعدیل‌شده سهم در ماه t و $P_{i.t-۱}$ قیمت تعدیل‌شده سهم در ماه t-۱ می‌باشد.

- از فروردین ســـال ۱۳۸۸، بازده غیرعادی برای هر ســـهم موجود در نمونه برای ۷۲ ماه بعد (۳۶،...،۰،...،۳۴-،۳۵-=t)، به‌دست‌آمده که شامل سه سال دوره تشکیل[۴] پرتفوی (۰،...،۳۴-،۳۵-=t) و سه سال دوره نگهداری[۵] پرتفوی (۳۶،...،۲،۱،۰=t) می‌باشد.

$$U_{i.t} = R_{i.t} - R_{m.t} \qquad (۲)$$

که $U_{i.t}$ بازدهی غیرعادی سهام می‌باشد که از تفاوت بازده واقعی سهام و بازدهی مورد انتظار آن‌که برابر با بازدهی شاخص بازار ($R_{m.t}$)[۶] است، به دست می‌آید.

- سپس بازدهی غیرعادی انباشته برای هر سهم بر اساس یک دوره ۳۶ ماهه تشکیل پرتفوی (F) به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CU_i = \sum_{t=-۳۵}^{\cdot} U_{i.t} \qquad (۳)$$

---

۱. Non-overlapping periods
۲. Loughran and Ritter
۳. Tripathi and Aggarwal
٤. Formation period
٥. Holding period
٦. در این پژوهش از شاخص کل (TEDPIX) به‌عنوان شاخص بازار استفاده شده است.

بر اساس بازدهی غیرعادی انباشته، تمامی سهام‌ها از بالا به پایین مرتب می‌شوند و ۲۰ درصد سهام‌هایی که دارای بالاترین بازدهی تجمعی هستند، به‌عنوان سهام برنده و ۲۰ درصد سهام‌ها با کمترین بازدهی تجمعی به‌عنوان سهام بازنده انتخاب می‌شوند. این روش را با توجه به بازه داده‌ها هرساله از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ تکرار می‌کنیم و در پایان چهار جفت پرتفوی برنده و بازنده مشخص می‌شوند (به‌طور مثال متناظر با سال ۱۳۹۱ یک جفت پرتفوی بازنده و برنده بر اساس اطلاعات سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۸ تشکیل می‌شود). با توجه به نمونه ۱۷۸ تایی، هرکدام از پرتفوی برنده و بازنده در هرسال شامل ۳۶ سهم می‌باشند.

- برای هر دو پرتفوی برنده و بازنده (W و L)، میانگین بازده غیرعادی (AR) تمامی سهام‌های داخل پرتفوی برای مدت هر ۳۶ ماه دوره نگهداری (H) برای هر چهار دوره آزمون محاسبه می‌شود:

$$AR_{p.j.t} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n} U_{i.j.t} \quad ; \quad t = 1.2.3 \ldots .36 \; ; \; j = 1.2.3.4 \; ; \quad p = L.W \qquad (4)$$

که p بیانگر پرتفوهای برنده و بازنده، n تعداد سهام‌های موجود هر پرتفوی (در اینجا برابر ۳۶)، j نشان‌دهنده یک دوره خاصی از نگهداری می‌باشد و t به ماه خاصی از هر دوره نگهداری اشاره دارد.

- سپس، متوسط بازده غیرعادی انباشته (CAR) برای هر دو پرتفوی برنده و بازنده برای هر ۳۶ ماه در هر چهار دوره نگهداری محاسبه‌شده است.

$$CAR_{p.j.t} = \sum_{\tau=1}^{t} AR_{p.j.t} \quad ; \quad t = 1.2.3 \ldots .36 \; ; \; j = 1.2.3.4 \; ; \quad p = L.W \qquad (5)$$

- با استفاده از متوسط بازده غیرعادی انباشته (CAR)، میانگین آن (ACAR) برای هر پرتفوی و برای هر ۳۶ ماه از تمام دوره‌های نگهداری محاسبه می‌شود.

$$ACAR_{p.t} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} CAR_{p.j.t} \quad ; \quad t = 1.2.3 \ldots .36 \; ; \quad p = L.W \qquad (6)$$

که N نشان‌دهنده تعداد کل دوره‌های نگهداری (در اینجا ۴ دوره) است.

اگر اثر بیش واکنشی (اثر بازگشتی بازدهی بلندمدت) در بازار بورس تهران وجود داشته باشد، در طول دوره نگهداری سهام ($t>0$)، باید *ACAR* سهام‌های بازنده بزرگ‌تر از صفر و *ACAR* سهام‌های برنده دارای بازدهی منفی باشد، زیرا اثر بیش واکنشی منجر به وقوع پدیده بازگشت بازدهی‌های سهام‌های برنده و بازنده دوره قبل خواهد شد؛ بنابراین اگر *ACAR* پرتفوی آربیتراژی (*ACAR(L)-ACAR(W)*) بزرگ‌تر از صفر باشد، نشان از سوددهی استراتژی معکوس می‌دهد. سودآوری استراتژی معکوس در بازار سهام را می‌توان با کمک میانگین *ACAR* پرتفوی آربیتراژی

($ACAR_{A,t}$) توضیح داد. ازآنجاکه استراتژی معکوس سرمایه‌گذار را به خرید سهام‌های بازنده و فروش سهام‌های برنده توصیه می‌کند، هرگونه بازدهی مثبت در پرتفوی آربیتراژی نشان از سودآوری استراتژی معکوس در بازار بورس تهران دارد.

به‌منظور بررسی اثر بازگشتی بلندمدت در بازار بورس تهران، فرضیه‌های زیر باید مورد آزمون قرار گیرند.

Null Hypothesis	Alternative Hypothesis
$H_{1.} : ACAR_{W,t} = 0$	$H_{1a} : ACAR_{W,t} < 0$
$H_{2.} : ACAR_{L,t} = 0$	$H_{2a} : ACAR_{L,t} > 0$
$H_{3.} : ACAR_{A,t} = ACAR_{W,t} - ACAR_{L,t} = 0$	$H_{3a} : ACAR_{A,t} > 0$

فرضیه‌های فوق با استفاده از آماره *t-student* در سطح معنی‌داری پنج درصد مورد آزمون قرار می‌گیرند. زمانی که آماره t بالاتر از مقادیر بحرانی مربوطه باشد، فرضیه صفر رد خواهد شد.

الف- تعدیل سودهای بازگشتی از لحاظ ریسک

روش توضیح داده‌شده در قسمت قبل به‌منظور بررسی وجود اثرات بازگشتی بازدهی‌های پرتفوی‌های حدی در بلندمدت توسط دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵) ارائه شد. چان (۱۹۸۸) و بال و دیگران (۱۹۹۵) وجود این اثرات بیش واکنشی بلندمدت را ناشی از تفاوت ریسک‌های پرتفوهای حدی می‌دانند. به همین دلیل، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) ضروری می‌دانند که بی‌قاعدگی‌های بازار نظیر اثرات بازگشتی بازدهی بلندمدت در قالب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بررسی شود، زیرا ممکن است بازده بالاتر ایجادشده در این بی‌قاعدگی‌ها چیزی جز جبران ریسک نباشد.

به‌منظور ارزیابی ریسک پرتفوی‌های حدی از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[۱] (CAPM) استفاده می‌کنیم. بدین منظور بازده مازاد پرتفوی‌های برنده و بازنده را بر روی بازده مازاد شاخص بازار، مطابق مدل زیر برازش می‌کنیم.

$$R_{p.t} - R_{f.t} = \alpha_p + \beta_M\left(R_{m.t} - R_{f.t}\right) + \varepsilon_{p.t} \quad ; \quad p = L.W \qquad (۷)$$

۱. Capital Asset Pricing Model

که $R_{p.t}$ بیانگر بازدهی‌های ماهیانه پرتفوی‌های برنده و بازنده، $R_{f.t}$ نرخ بهره بدون ریسک در زمان t، $R_{m.t}$ بازدهی شاخص بازار در زمان t، $\varepsilon_{p.t}$ جزء اخلال می‌باشد. برای پرتفوی آربیتراژی (L-W) نیز همین معادله را خواهیم داشت، با این تفاوت که متغیر وابسته از تفاضل بازدهی بازنده از برنده به دست می‌آید.

بر اساس مدل CAPM، بازدهی مازاد هر پرتفوی باید به‌طور کامل بر اساس مازاد بازدهی بازار توضیح داده شود. اگر سودهای بازگشتی بلندمدت ناشی از ریسک پرتفوی باشد، آنگاه ضرایب معنادار β و بی‌معنی α خواهیم داشت. در مقابل، α مثبت و معنی‌دار برای پرتفوی آربیتراژی از وجود سودهای بازگشتی بلندمدت حتی بعد از تعدیلات صورت گرفته نسبت به ریسک، حمایت می‌کند.

علاوه بر مدل تک عاملی CAPM، این مطالعه از مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی نظیر مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهار عاملی چان و فاف[۱] (۲۰۰۵) با افزوده شدن نقدینگی استفاده می‌کند و عملکرد پرتفوی‌های حدی را بر اساس معادلات زیر موردبررسی قرار می‌دهد.

$$R_{p.t} - R_{f.t} = \alpha_p + \beta_M\left(R_{m.t} - R_{f.t}\right) + \beta_s SMB_t + \beta_h HML_t + \varepsilon_{p.t} \quad ; \quad p = L.W \qquad (۸)$$

معادله (۸)، بیانگر مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) می‌باشد. چان و فاف (۲۰۰۵) با افزودن عامل نقدینگی به مدل، مدل چهار عاملی زیر را ارائه کردند:

$$R_{p.t} - R_{f.t} = \alpha_p + \beta_M\left(R_{m.t} - R_{f.t}\right) + \beta_s SMB_t + \beta_h HML_t + \beta_i IMV_t + \varepsilon_{p.t} \quad ; \quad p = L.W \qquad (۹)$$

که متغیرهای SMB_t، HML_t و IMV_t به ترتیب بیانگر متوسط بازدهی پرتفوی‌های شبیه‌سازی شده[۲] برای عوامل ریسک اندازه، نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام و نقدینگی می‌باشند. β_M، β_s و β_i ضریب زاویه این متغیرها در رگرسیون سری زمانی می‌باشد. برای پرتفوی آربیتراژی (L-W) متغیر وابسته از تفاوت بازدهی پرتفوهای بازنده و برنده به دست می‌آید.

عوامل ریسکی تعریف‌شده در معادله (۹) با استفاده از روش مرتب‌سازی ۳×۳×۲ چان و فاف (۲۰۰۵) محاسبه‌شده است. طبق این روش در ابتدا شرکت‌ها را بر اساس ارزش بازاری سهام در دوره تشکیل پرتفوی با نسبت‌های مساوی به دو گروه بزرگ (Big) و کوچک (Small) تقسیم می‌شوند. این عمل در هر گروه این بار بر اساس نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام تکرار می‌شود و هر گروه به سه زیرگروه

---

۱. Chan and Faff
۲. Mimicking portfolios

زیاد (High)، متوسط (Medium) و اندک (Low) با نسبت‌های ۳۰، ۴۰ و ۳۰ درصد تفکیک می‌شوند. این عمل را دوباره بر اساس نسبت نقدینگی تکرار می‌کنیم و هر زیرگروه را به سه دسته نقدینه (Very liquid)، نسبتاً نقدینه (Moderately liquid)[۱] و غیر نقدینه (Illiquid) با نسبت‌های ۳۰، ۴۰ و ۳۰ درصد تقسیم می‌کنیم. در پایان دو گروه خواهیم داشت که هر گروه دارای سه زیرگروه و هر زیرگروه شامل سه دسته خواهد بود که مجموعاً ۱۸ پرتفوی (S/L/V، S/L/N، S/L/I، S/M/V، S/M/N، S/M/I، S/H/V، S/H/N، S/H/I، B/L/V، B/L/N، B/L/I، B/M/V، B/M/N، B/M/I، B/H/V، B/H/N، B/H/I) ایجاد خواهد شد. شرکت‌های حاضر در این ۱۸ پرتفوی در دوره تشکیل به‌عنوان پرتفوی‌های شبیه‌سازی شده برای عامل‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری و نقدینگی در دوره تشکیل پرتفوی بکار می‌روند. مشابه با رویه بکار رفته در مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، پرتفوی شبیه‌سازی شده برای اندازه (SMB[۲])، از تفاوت متوسط بازدهی‌های نُه پرتفوی کوچک از متوسط بازدهی‌های نُه پرتفوی بزرگ به دست می‌آید. پرتفوی شبیه‌سازی شده برای نسبت ارزش دفتری (HML[۳]) نیز، از تفاوت متوسط بازدهی‌های شش پرتفوی با نسبت بالای ارزش دفتری از متوسط بازدهی‌های شش پرتفوی با نسبت اندک ارزش دفتری به دست می‌آید. به‌طور مشابه پرتفوی شبیه‌سازی شده برای نسبت نقدینگی (IMV[۴]) از تفاوت متوسط بازدهی‌های شش پرتفوی غیر نقدینه از متوسط بازدهی‌های شش پرتفوی نقدینه به دست می‌آید.

قبل از تخمین معادله رگرسیون، ابتدا باید از جعلی نبودن رگرسیون اطلاع پیدا کرد. بدین منظور با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد داده‌های پنل به بررسی مانایی متغیرهای پژوهش پرداخته شد که نتیجه حاصل نشان داد همه متغیرهای پژوهش در سطح مانا هستند.

ب- تخمین مدل

در این بخش ابتدا به ویژگی‌های آماری سهام‌های برنده و بازنده می‌پردازیم. آماره‌های توصیفی پرتفوی‌های برنده و بازنده در دوره تشکیل در جدول ۱ ارائه‌شده است. همان‌طور که ملاحظه می کنیم پرتفوی برنده دارای بازدهی مثبت حداکثری می‌باشد، درحالی‌که پرتفوی بازنده دارای بازدهی منفی حداقلی در طول دوره تشکیل پرتفوی است.

---

۱. به دلیل متمایز شدن از نماد زیرگروه متوسط (Medium)، نماد اختصاری دسته نسبتاً نقدینه را با N نشان می‌دهیم.

۲ . Small minus big

۳ . High minus low

٤ . Illiquid minus very liquid

جدول ۱. ویژگی‌های آماری پرتفوی‌های بلندمدت در دوره تشکیل ۳۶ ماهه

ویژگی آماری	پرتفوی برنده	پرتفوی بازنده
متوسط ماهیانه بازدهی غیرعادی	۰/۰۲۹۶	-۰/۰۳۳۸
انحراف معیار	۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۰۰۱۶
متوسط ارزش سرمایه‌ای (میلیارد ریال): اندازه	۲۵۰۸۷/۵۹	۲۰۵۳۵/۱۷
متوسط نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام: ارزش	۲/۱۰۳	۳/۹۱۲

همچنین بر اساس جدول ۱، سهام‌های پرتفوی برنده دارای خصوصیات متنوع‌تر و انحراف معیار بالاتری نسبت به سهام‌های موجود در پرتفوی بازنده است. سهام برنده در مقایسه با سهام بازنده دارای اندازه بزرگ‌تر و ارزش کوچک‌تری هستند.

۱- بازدهی غیرعادی و اثرات بازگشتی بلندمدت

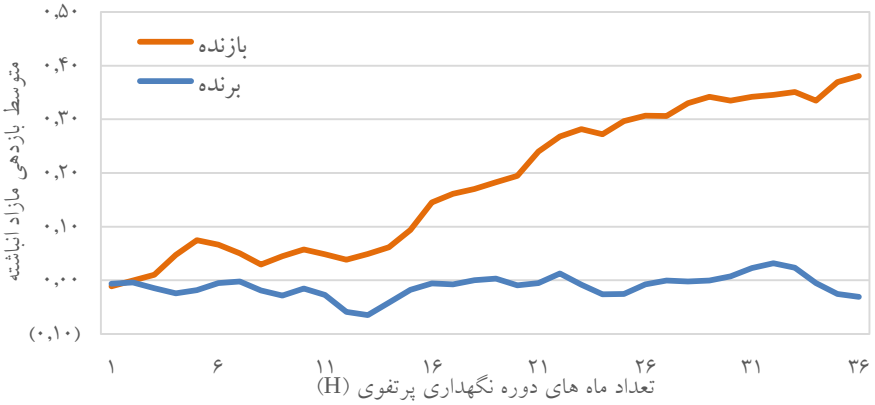
نتایج ارائه‌شده در جدول ۲، واکنش سهام‌های برنده و بازنده قبلی در بازار بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. این مطالعه با بررسی بازدهی غیرعادی در دوره‌های تشکیل و نگهداری پرتفوی، به ارزیابی اثر بیش واکنشی می‌پردازد. جدول ۲، داده‌های متوسط بازدهی‌های غیرعادی انباشته برای پرتفوی‌های برنده، بازنده و آربیتراژی در پایان دوره شکل‌گیری و همچنین دوره نگهداری ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۸، ۲۴ و ۳۶ ماهه گزارش‌شده است. بر اساس نتایج حاصل از نمونه ۱۷۸ تایی از اوراق بهادار، در زمان تشکیل پرتفوی، سهام‌های برنده مطابق انتظار عملکرد بهتری نسبت به سهام‌های بازنده داشتند، اما در ادامه در دوره نگهداری پرتفوی، تغییرات چشمگیری در بازدهی‌های سهام‌های مذکور صورت گرفت که بیانگر اثرات بازدهی بلندمدت یا اثرات بیش واکنشی می‌باشد. همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌شود، $ACAR$ پرتفوی آربیتراژی در دوره نگهداری پرتفوی، بازدهی‌های مثبتی ایجاد می‌کند. اگرچه بازنده دوره گذشته نسبت به برنده در تمام دوره‌های نگهداری پرتفوی عملکرد بهتری دارد، اما تنها سودهای دوره ۳۶ ماهه به طرز قابل‌توجهی معنی‌دار می‌باشد. سهام‌های بازنده ۳۶ ماه گذشته در ۳۶ ماه آتی متوسط بازدهی مازاد انباشته‌ای معادل با ۳۸/۰۸ درصد ایجاد می‌کند، درحالی‌که این رقم برای سهام‌های برنده برابر با ۳/۰۷- درصد می‌باشد؛ بنابراین، پرتفوی آربیتراژی (L-W) در طول دوره ۳۶ ماهه، $ACAR$ مثبتی معادل با ۴۱/۱۵ درصد که از لحاظ آماری معنادار (آماره-t برابر با ۴/۳۱) است، ایجاد می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، سهام‌های بازنده گذشته به‌طور متوسط ۴۱/۱۵ درصد بهتر از سهام‌های برنده گذشته طی دوره ۳۶ ماهه عمل می‌کند. این رقم معادل با سود سالیانه ۱۳/۷ درصد در بازار بورس تهران می‌باشد.

جدول ۲. بررسی معناداری *ACAR* بازدهی پرتفوی‌های بلندمدت برنده و بازنده

پرتفوی	بازدهی انباشته در دوره تشکیل	متغیرها	تعداد ماه‌های دوره نگهداری پرتفوی (H)					
			H=۳	H=۶	H=۹	H=۱۲	H=۱۸	H=۲۴	H=۳۶
برنده	۱/۰۶۴۶	*ACAR*	-۰/۰۱۴۹	-۰/۰۰۵۱	-۰/۰۲۸۶	-۰/۰۵۸۵	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۸۴	-۰/۰۳۰۷
		بازده ماهیانه (٪)	-۰/۴۹۵۱	-۰/۰۸۵۳	-۰/۳۱۷۷	-۰/۴۸۷۳	۰/۰۰۱۴	-۰/۱۰۸۶	-۰/۰۸۵۴
		Prob	(۰/۸۰۵)	(۰/۲۱۱)	(۰/۰۶۲)*	(۰/۴۶۶)	(۰/۰۸۷)*	(۰/۰۵۶)*	(۰/۰۰۶)**
بازنده	-۱/۲۱۸۳	*ACAR*	۰/۰۱۰۵	۰/۰۶۶۶	۰/۰۴۵۰	۰/۰۳۸۵	۰/۱۷۰۱	۰/۲۸۱۵	۰/۳۸۰۸
		بازده ماهیانه (٪)	۰/۳۵۱۵	۱/۱۰۹۷	۰/۴۹۹۸	۰/۳۲۱۱	۰/۹۴۵۲	۱/۱۳۴۰	۱/۰۵۷۷
		Prob	(۰/۶۱۹)	(۰/۳۴۲)	(۰/۶۸۸)	(۰/۸۱۶)	(۰/۱۴۹)	(۰/۰۶۱)*	(۰/۰۱۷)**
آربیتراژ (L-W)		*ACAR*	۰/۰۲۵۴	۰/۰۷۱۷	۰/۰۷۳۶	۰/۰۹۷۰	۰/۱۶۹۹	۰/۲۹۸۲	۰/۴۱۱۵
		سود متوسط ماهیانه	۰/۸۴۶۷	۱/۱۹۵۰	۰/۸۱۷۵	۰/۸۰۸۴	۰/۹۴۳۸	۱/۲۴۲۵	۱/۱۴۳۰
		آماره-*t*	۰/۵۸۲۰	۰/۹۸۹۱	۰/۷۱۵۷	۰/۶۱۱۴	۱/۵۲۸۶	۲/۳۱۰۰	۴/۳۰۹۰**

توضیحات: * معناداری در سطح ۱۰ درصد ** معناداری در سطح ۵ درصد

وجود اثرات بازگشتی بازدهی بلندمدت در بازار بورس تهران، نشان از سوددهی استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس دارد. بدین‌صورت که با فروش سهام برنده و خرید سهام بازنده ۳۶ ماه گذشته، سوددهی معنادار ۱۳/۷ درصد در سال ایجاد خواهد کرد. مطالعه حاضر مشابه مطالعات سعیدی و باقری (۱۳۸۹) و مهدوی و دیگران (۱۳۹۲) وجود اثرات بیش واکنشی در بازار بورس تهران را تأیید می‌کند. البته میزان سودهای بازگشتی در مطالعه حاضر نسبت به مطالعات مذکور کمتر است که این موضوع بیانگر کاهش اندازه اثرات بازگشتی بلندمدت در طول سال‌های اخیر می‌باشد.



نمودار ۱. *ACAR* پرتفوی‌های بلندمدت برنده و بازنده در بازار بورس تهران

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، با مشاهده عملکرد پرتفوهای برنده و بازنده در طول دوره تشکیل و نگهداری، می‌توان الگوی اثرات بازگشتی در بلندمدت را مورد تأیید قرار داد. وجود اثرات بازگشتی بلندمدت بیش‌تر به بازگشت در بازدهی پرتفوی بازنده برمی‌گردد و بیانگر این است که این اثرات نامتقارن است. پرتفوی بازنده، به‌طور متوسط بازده مازاد انباشته مثبتی به میزان ۳۸/۱ درصد در دوره ۳۶ ماهه نگهداری پرتفوی به دست می‌آورد، درحالی‌که در دوره ۳۶ ماهه تشکیل پرتفوی، بازدهی انباشته برابر با ۷۱/۹- درصد به دست آورده است. در طرف مقابل، برای پرتفوی برنده بازدهی مازاد انباشته ۳۶ ماهه به میزان ۳۵/۶ درصد در دوره تشکیل پرتفوی بوده و تا سطح ۳/۱- درصد در دوره نگهداری پرتفوی کاهش می‌یابد. همان‌طور که می‌بینیم بازگشت در بازدهی سهام به‌صورت نامتقارن می‌باشد، به صورتی که بازگشت بازدهی‌های منفی به بازدهی‌های مثبت به‌صورت سریع‌تری نسبت به بازگشت بازدهی‌های مثبت به سمت بازدهی‌های منفی اتفاق می‌افتد. نام[1] و دیگران (۲۰۰۱) این عدم تقارن را نتیجه یک رفتار طبیعی می‌دانند و عنوان می‌کنند اشتباه در قیمت‌گذاری که توسط سرمایه‌گذارانی که به اطلاعات منفی به میزان بیش‌تری واکنش نشان می‌دهند، منجر به تغییرات نامتقارن بازدهی سهام می‌شود. در نمودار ۱، متوسط بازدهی مازاد انباشته برای دو پرتفوی برنده و بازنده در دوره نگهداری ارائه‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم، $ACAR$ پرتفوی بازنده دارای بازدهی مثبت و دارای روند صعودی در طول دوره نگهداری می‌باشد، درحالی‌که برای پرتفوی برنده، $ACAR$ حول محور افقی در نوسان است و تفاوت چندانی با بازدهی صفر ندارد؛ بنابراین، باگذشت زمان و افزایش تعداد ماه‌های دوره نگهداری پرتفوی، اختلاف میان $ACAR$ دو پرتفوی افزایش می‌یابد.

۲- اثرات تقویمی در سودهای بازگشتی بلندمدت

همان‌طور که در بخش‌های قبل عنوان شد یکی از ایرادات مطرح‌شده به وجود اثرات بیش واکنشی، اثرات فصلی است. در این بخش از مقاله، به بررسی اثرات تقویمی ماه‌های سال در بازدهی های بازگشتی بلندمدت پرتقوی آربیتراژی در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم. اثرات ماه‌های سال بیان می‌کند که بازده‌های انتظاری و استانداردشده برای تمام ماه‌های سال یکسان نمی باشد. یکی از مهم‌ترین این اثرات، اثر ژانویه[2] می‌باشد که بیانگر این است بازدهی سهام به‌طور متوسط در ماه‌های اول سال نسبت به سایر ماه‌ها بالاتر است. در جدول ۳ میانگین سودهای ماهیانه بلندمدت معکوس برای هر یک از ۱۲ ماه سال ارائه‌شده است.

---

۱. Nam
۲. January effect

جدول ۳. بررسی اثرات تقویمی در سودهای بازگشتی بلندمدت

ماه	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور
بازدهی (٪)	۰/۵۳٦٦	۰/۵۸٦۵	۰/۳۷۹۳	۰/۷۲۵۳	۰/۹۳٦٤	۰/۹۲۵۳
انحراف معیار	۰/۰۱٦۵	۰/۰۱۵۷	۰/۰۲۰۷	۰/۰۱۹۱	۰/۰۱۵۸	۰/۰۱۲۰
ماه	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
بازدهی (٪)	۰/۸۵۷۰	۰/۷۳۵۳	۰/۸۰۹۱	۰/۸۲۲۸	۰/۸۸۷۸	۰/۸۵٦۰
انحراف معیار	۰/۰۱۰۷	۰/۰۱۰۵	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۳٦	۰/۰۱۳۲	۰/۰۱۳۳
آماره F (آنالیز واریانس)	۰/۱٦ (۰/۹۹۰)					

توضیحات: عدد داخل پرانتز بیانگر سطح معناداری می‌باشد.

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌کنیم نشانه‌ای از وجود اثرات تقویمی در ماه‌های اول سال دیده نمی‌شود. بیش‌ترین و کم‌ترین بازدهی بلندمدت به ترتیب متعلق به ماه‌های مرداد و خرداد می‌باشد. همچنین بیش‌ترین و کم‌ترین انحراف معیار نیز به ترتیب متعلق به ماه‌های خرداد و آبان است. بر اساس آماره F به‌دست‌آمده از تحلیل واریانس (برابر با ۰/۱۶)، تفاوت میان سودهای بلندمدت معکوس از لحاظ آماری معنادار نیست. درنتیجه وجود اثرات تقویمی ماهیانه در سودهای بازگشتی بلندمدت در بازار بورس تهران رد می‌شود.

۳- تعدیل سودهای بازگشتی بلندمدت با استفاده از مدل تک عاملی CAPM

نتایج بخش قبلی با استفاده از سودهای تعدیل‌شده بر اساس شاخص بازار از وجود سودهای بلندمدت معکوس در بازار بورس اوراق بهادار تهران خبر می‌داد. بااین‌حال، مهم است که به بررسی بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک نیز بپردازیم. این مطالعه با استفاده از تکنیک‌های مختلف به تعدیل ریسک بازدهی سهام می‌پردازد. مطابق با مطالعه ماهشواری و هانکار (۲۰۱۵)، در ابتدا با استفاده از رویکرد تک متغیره به‌صورت جدا سعی در کنترل چهار نوع ریسک بتا، اندازه، ارزش و نقدینگی داریم. در ادامه از یک رویکرد چند متغیره استفاده می‌کنیم و مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی را برای کنترل ریسک‌های موجود به کار می‌بریم.

در ابتدا برای کنترل ریسک بتا از مدل تک عاملی CAPM استفاده می‌کنیم. طبق این مدل، بازدهی پرتفوی‌های حدی را بر روی بازدهی مازاد بازار برازش می‌کنیم. با توجه به این‌که برای چند دوره پرتفوی‌های

بازنده و برنده تعریف‌شده است، تخمین بر اساس روش‌های داده‌های تلفیقی[۱] و تابلویی (اثرات ثابت[۲] و تصادفی[۳]) صورت می‌گیرد. برای این‌که تشخیص دهیم کدام‌یک از روش‌های مذکور تخمین مناسب‌تری از مدل ارائه می‌دهد، از آزمون‌های F لیمر[۴] و هاسمن[۵] استفاده می‌کنیم. بدین منظور در ابتدا با استفاده از آزمون F لیمر نوع داده‌های ترکیبی (تلفیقی یا تابلویی) مشخص می‌شود که در صورت پذیرش فرضیه صفر آزمون از روش داده‌های تلفیقی استفاده می‌کنیم؛ اما در صورت عدم پذیرش فرضیه صفر، از مدل‌های داده‌های تابلویی (اثرات ثابت و تصادفی) استفاده می‌شود. در ادامه برای این‌که تشخیص دهیم کدام‌یک از مدل‌های داده‌های تابلویی تخمین بهتری ارائه می‌دهد، از آزمون هاسمن استفاده می‌کنیم. فرضیه صفر آزمون هاسمن دلالت بر انتخاب روش اثرات تصادفی دارد که در صورت عدم پذیرش آن از مدل اثرات ثابت استفاده می‌شود.

در پنل اول جدول ۴، نتایج حاصل از تخمین مدل CAPM در صورت عدم کنترل ریسک‌های موجود ارائه‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم مدل CAPM قادر به توضیح سودهای غیرعادی بازگشتی بلندمدت در بازار بورس تهران نیست. مقدار α برای پرتفوی‌های بازنده و برنده در افق زمانی بلندمدت منفی به‌دست‌آمده است که بر این اساس نمی‌توان وجود سودهای بازگشتی بلندمدت را رد کرد یا پذیرفت. البته برای پرتفوی آربیتراژی مقدار عرض از مبدأ مثبت و معنی‌دار با بازدهی ماهیانه ۱/۱۴ درصد به‌دست‌آمده است که همچنان سوددهی استراتژی معکوس سرمایه‌گذاری حتی باوجود ریسک بتا را مورد تأیید قرار می‌دهد. ازاین‌رو می‌توان گفت پرتفوی بلندمدت بازنده قبلی طی ۳۶ ماه آتی عملکرد بهتری نسبت به پرتفوی بلندمدت برنده قبلی دارد و این اختلاف بازدهی را نمی‌توان با استفاده از ریسک بتا توضیح داد.

علاوه بر ریسک بتا، این مطالعه با استفاده از روش منگولی[۶] (۲۰۰۴) به کنترل ریسک اندازه، ارزش و نقدینگی می‌پردازد. در پژوهش حاضر سنجه استفاده‌شده برای اندازه‌گیری اندازه، ارزش و نقدینگی به ترتیب برابر باارزش جاری بازار، نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام (B/M) و نرخ معاملات می‌باشد. برای کنترل اثر اندازه و عدم تأثیرپذیری نتایج از آن، ابتدا همه سهام را در پایان دوره تشکیل پرتفوی بر اساس ارزش جاری‌شان از پایین به بالا مرتب می‌کنیم. در مرحله بعد سهام‌ها را از لحاظ اندازه به سه گروه کوچک، متوسط و بزرگ تقسیم می‌کنیم. دوباره سهام‌های موجود در هر زیرگروه را بر اساس بازدهی انباشته دوره تشکیل پرتفوی مرتب می‌کنیم و ۱۲ سهام با بازدهی انباشته بالاتر (۲۰ درصد سهام با عملکرد بهتر) را به‌عنوان سهام برنده و ۱۲ سهام با بازدهی انباشته کمتر

---

۱. Pooled
۲. Fixed effect
۳. Random effect
٤. F-limer
٥. Hausman
٦. Mengoli

(۲۰ درصد سهام با عملکرد ضعیف‌تر) را به‌عنوان سهام بازنده در نظر می‌گیریم. این عمل برای هر سه زیرگروه انجام می‌دهیم و مجموعاً ۳۶ سهام برنده و ۳۶ سهام بازنده اندازه–خنثی خواهیم داشت. با کاربرد دوباره این روش، برای کنترل اثر ارزش و نقدینگی، پرتفوی‌های ارزش–خنثی و نقدینگی–خنثی (حجم–خنثی) به دست می‌آید.

جدول ٤. تعدیل ریسک سودهای ماهیانه بازگشتی با استفاده از مدل تک عاملی *CAPM*

پرتفوی	α	*t-stat* (α)	β	*t-stat* (β)	*Adj* R^2	آماره F لیمر	آماره هاسمن
پنل اول: تعدیل ریسک بازدهی‌ها با استفاده از مدل *CAPM*							
برنده	−۰/۰۱٦٦	−٦/۰٥**	−۰/۰٥٤٦	−۱/۰۹	۰/۰۰۱۳	۰/٤۳	–
بازنده	−۰/۰۰٥۱	−۱/۳۷	۰/۱۷۹۸	۲/٦۱**	۰/۰۳۹۰	۰/۳۳	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۱۱٤	۳/٤۷**	۰/۲۳٤٤	۳/۸۸**	۰/۰۸۹۷	۰/٦٤	–
پنل دوم: تعدیل ریسک بازدهی‌های پرتفوی اندازه-خنثی با استفاده از مدل *CAPM*							
برنده	۰/۰۰٦٦	۲/۲٤*	۱/۰۸٤۸	۱۹/۹۷**	۰/۷۳۷٥	۰/۸۱	–
بازنده	۰/۰۰٦۸	۱/۹۰	۱/۱۲۸۱	۱۷/۱٥**	۰/٦۷٤٥	۰/۳۳	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۷	۰/۰٤۳۳	۰/۸۳	۰/۰۰٤۸	۱/۳۳	–
پنل سوم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی ارزش–خنثی با استفاده از مدل *CAPM*							
برنده	۰/۰۰۷۱	۲/۱٦*	۱/۳۲۲۳	۱۸/۷٦**	۰/۷۱۰٥	۰/٥۱	–
بازنده	۰/۰۰۷٥	۲/۱۷*	۱/۰۹۲٤	۱۷/۰٥**	۰/٦٦۹٥	۰/۸۷	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۰٥	۰/۱۱	−۰/۰٥۰٦	−۱/۰۷	۰/۰۰٤۹	۳/۰٥*	۱/۸۸
پنل چهارم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی حجم–خنثی با استفاده از مدل *CAPM*							
برنده	۰/۰۰٤۲	۱/٥۱	۱/۰٤۷۱	۲۰/٥٥**	۰/۷٤۸٤	۱/٥۸	–
بازنده	۰/۰۰۹۸	۲/٤۳*	۱/۱۲۷٥	۱٥/۳۰**	۰/٦۲۲٤	۰/۹۲	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰٥٦	۰/۷۸	۰/۰۷۳۷	۱/۳۱	۰/۰۱۳٦	۳/۹۰*	۰/۰٦

توضیحات: * معناداری در سطح ۵ درصد، ** معناداری در سطح ۱ درصد

پنل دوم جدول ۴ سوددهی بازدهی تعدیل‌شده بر اساس ریسک را در پرتفوی‌های بلندمدت اندازه–خنثی با استفاده از مدل تک عاملی CAPM نشان می‌دهد. همان‌طور که از جدول مشخص است، ضریب α تنها برای پرتفوی برنده معنادار است. در مقابل ضریب β به‌دست‌آمده برای پرتفوی‌های برنده و بازنده مثبت و معنادار است؛ بنابراین بر اساس نتایج فوق، این سودها مستقل از اثرات اندازه هستند و نمی‌توان گفت سودهای معکوس بلندمدت معناداری ایجاد می‌شود.

پنل سوم جدول ۴ سوددهی بازدهی تعدیل‌شده بر اساس ریسک را در پرتفوی‌های بلندمدت ارزش‌خنثی نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم برای پرتفوی آربیتراژی ضرایب به‌دست‌آمده از لحاظ آماری معنادار نیستند، درحالی‌که ضرایب α و β به‌دست‌آمده برای پرتفوی‌های برنده و بازنده معنادار می‌باشند؛ بنابراین می‌توان گفت سودهای بلندمدت معکوس به‌طور کامل مستقل از اثرات ارزش نیست و بخشی از آن را می‌توان بر اساس تفاوت ریسک ارزش پرتفوی‌های حدی توضیح داد.

در پنل چهارم جدول ۴، نتایج حاصل از سوددهی بازدهی تعدیل‌شده بر اساس ریسک در پرتفوی‌های حجم-خنثی ارائه‌شده است. مطابق با نتایج تخمین، اگرچه پرتفوی بلندمدت بازنده، بازدهی تعدیل‌شده معناداری ایجاد می‌کند، اما در پرتفوی‌های بلندمدت برنده و آربیتراژی، سودهای بلندمدت معکوس معناداری ایجاد نمی‌شود. چنین نتایجی نشان از وجود اثرات نقدینگی بر روی سوددهی بازگشتی بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌دهد.

٤- رویکرد چند متغیره تعدیل ریسک

در ادامه به بررسی سودآوری بازدهی‌های بازگشتی بلندمدت تعدیل‌شده از لحاظ ریسک در چارچوب رویکرد چند متغیره که به‌طور هم‌زمان منشأ مختلف ریسک را کنترل می‌کند، می‌پردازیم. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) چارچوبی پیشنهاد دادند که در قالب مدل سه عاملی بتوان به‌طور هم‌زمان ریسک‌های بازار، اندازه و ارزش را کنترل کرد. بعدها این مدل با اضافه کردن عامل ریسک نقدینگی توسط چان و فاف (۲۰۰۵) تکمیل شد. پژوهش حاضر با استفاده از هر دو مدل سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی چان و فاف به ارزیابی سوددهی بلندمدت تعدیل‌شده از لحاظ ریسک در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

در جدول ۵ نتایج حاصل از تخمین مدل سه عاملی ارائه‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم اگرچه در صورت عدم کنترل اثرات ریسک‌های اندازه، ارزش و نقدینگی، ضریب α برای پرتفوی‌های برنده و بازنده معنادار است، اما مقدار آن منفی است و نمی‌توان گواهی بر وجود و رد سودهای معکوس بلندمدت باشد. البته در صورت کنترل یکی از ریسک‌های موجود، ضریب α بی‌معنی شده و سوددهی بازگشتی بلندمدت تماماً به ریسک بازار و تفاوت ریسک‌های موجود در پرتفوی‌های حدی برمی‌گردد. همان‌طور که مشاهده می‌شود بازدهی پرتفوی‌های بلندمدت بازنده، برنده و آربیتراژی به‌طور مثبت و معناداری متأثر از ریسک بازار و ریسک اندازه می‌باشند. این نتایج نشان می‌دهد که پرتفوی بلندمدت بازنده شامل سهام‌های با اندازه به نسبت کوچک‌تری می‌باشند که ریسک بالاتری نسبت به سهام‌های موجود در پرتفوی برنده دارند؛ بنابراین، بالاتر بودن بازدهی سهام‌های بازنده نسبت به سهام‌های برنده در دوره تشکیل پرتفوی به ریسک بالاتر این سهام‌ها برمی‌گردد.

جدول ۵. تعدیل ریسک سودهای ماهیانه بازگشتی با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ

پرتفوی	α	β_M	β_S	β_h	$Adj\ R^2$	آماره F لیمر	آماره هاسمن
پنل اول: تعدیل ریسک بازدهی‌ها با استفاده از مدل سه عاملی							
برنده	−۰/۰۱۹۷ (−۸/۶۵)**	−۰/۰۳۴۸ (−۰/۸۳)	۰/۶۳۰۴ (۷/۶۱)**	−۰/۲۵۱۳ (−۲/۱۶)*	۰/۳۳۸۵	۱/۴۵	–
بازنده	−۰/۰۰۹۱ (−۲/۶۹)**	۰/۲۱۶۲ (۳/۴۷)**	۰/۷۵۹۶ (۶/۱۷)**	−۰/۰۹۹۷ (−۰/۵۸)	۰/۲۵۱۹	۰/۵۴	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۱۰۶ (۳/۱۵)**	۰/۲۵۱۰ (۴/۰۵)**	۰/۱۲۹۲ (۱/۰۶)	۰/۱۵۱۶ (۰/۸۸)	۰/۰۸۶۷	۰/۷۳	–
پنل دوم: تعدیل ریسک بازدهی‌های پرتفوی اندازه-خنثی با استفاده از مدل سه عاملی							
برنده	۰/۰۰۳۷ (۱/۳۹)	۱/۱۰۷۱ (۲۲/۴۵)**	۰/۵۷۱۳ (۵/۸۷)**	−۰/۱۵۸۹ (−۱/۱۶)	۰/۷۹۷۳	۱/۳۸	–
بازنده	۰/۰۰۲۷ (۰/۹۱)	۱/۱۵۶۱ (۲۰/۶۸)**	۰/۸۰۸۵ (۷/۳۳)**	−۰/۲۸۱۱ (−۱/۸۱)	۰/۷۷۵۱	۰/۲۲	–
آربیتراژ (L-W)	−۰/۰۰۰۹ (−۰/۳۴)	۰/۰۴۹۰ (۰/۹۳)	۰/۲۳۷۳ (۲/۲۸)*	−۰/۱۲۲۱ (−۰/۸۴)	۰/۰۳۳۱	۱/۱۸	–
پنل سوم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی ارزش-خنثی با استفاده از مدل سه عاملی							
برنده	۰/۰۰۳۸ (۱/۳۱)	۱/۱۵۴۳ (۲۱/۲۸)**	۰/۶۴۲۶ (۶/۰۰)**	−۰/۲۲۷۲ (−۱/۵۱)	۰/۷۷۷۹	۱/۰۷	–
بازنده	۰/۰۰۳۴ (۱/۱۹)	۱/۱۲۰۳ (۲۱/۰۰)**	۰/۸۱۸۷ (۷/۷۸)**	−۰/۲۹۱۰ (−۱/۹۷)	۰/۷۸۲۴	۰/۶۸	–
آربیتراژ (L-W)	−۰/۰۰۰۴ (−۰/۱۴)	−۰/۰۴۹۷ (−۱/۰۲)	۰/۱۶۳۰ (۱/۷۳)	−۰/۰۴۰۲ (−۰/۳۰)	۰/۰۳۲۸	۲/۷۹*	۱۴/۳۲**
پنل چهارم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی حجم-خنثی با استفاده از مدل سه عاملی							
برنده	۰/۰۰۱۱ (۰/۴۷)	۱/۰۸۶۲ (۲۴/۶۱)**	۰/۶۱۳۰ (۷/۱۵)**	−۰/۱۹۹۰ (−۱/۶۴)	۰/۸۲۱۲	۳/۲۸*	۸۲۰/۶۵**
بازنده	۰/۰۰۴۶ (۱/۳۳)	۱/۱۸۴۸ (۱۸/۶۹)**	۰/۹۶۵۶ (۷/۷۲)**	۰/۰۵۱۵ (۰/۲۹)	۰/۷۳۲۷	۱/۱۶	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۳۵ (۱/۱۰)	۰/۱۱۱۳ (۱/۹۸)*	۰/۳۵۵۸ (۳/۲۵)**	۰/۲۸۵۵ (۱/۸۴)	۰/۰۸۷۴	۴/۰۵**	۲/۸۳

توضیحات: * معناداری در سطح ۵ درصد، ** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t می‌باشند.

جدول ۶ نتایج حاصل از تخمین رگرسیون مدل چهار عاملی چان و فاف برای پرتفوی‌های حدی بلندمدت را نشان می‌دهد. با مقایسه نتایج این مدل با نتایج حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ،

مشاهده می‌کنیم که عامل نقدینگی افزوده‌شده به مدل چهار عاملی تأثیری بر روی نتایج ندارد و ریسک نقدینگی عامل مهمی در تعیین بازدهی‌های بلندمدت پرتفوی‌های برنده و بازنده نیست.

جدول ٦. تعدیل ریسک سودهای ماهیانه بازگشتی با استفاده از مدل چهار عاملی چان و فاف

پرتفوی	α	β_M	β_S	β_h	β_i	$Adj\ R^2$	آماره F لیمر	آماره هاسمن
پنل اول: تعدیل ریسک بازدهی‌ها با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	-۰/۰۱۹۸	-۰/۰۳۲۷	۰/٦۳۰٤	-۰/۲۵۱٦	۰/۰۷۷٤	۰/۳۳۷۳	۱/۳۹	-
	(-۸/٦٦)**	(-۰/۷۸)	(۷/٦۰)**	(-۲/۱٦)*	(۰/۸٦)			
بازنده	-۰/۰۰۹۲	۰/۲۱۷٤	۰/۷۵۹٦	-۰/۰۹۹۹	۰/۰٤۵۷	۰/۲٤۷۲	۰/۵۳	-
	(-۲/٦۹)**	(۳/٤۷)**	(٦/۱۵)**	(-۰/۵۸)	(۰/۳٤)			
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۱۰٦	۰/۲۵۰۲	۰/۱۲۹۲	۰/۱۵۱۷	-۰/۰۳۱٦	۰/۰۸۰۵	۰/۷۲	-
	(۳/۱۵)**	(٤/۰۱)**	(۱/۰۵)	(۰/۸۸)	(-۰/۲٤)**			
پنل دوم: تعدیل ریسک بازدهی‌های پرتفوی اندازه-خنثی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۳۸	۱/۱۰٤۸	۰/۵۷۱۳	-۰/۱۵۸٦	-۰/۰۸۳۸	۰/۷۹۲٤	۱/٤۷	-
	(۱/٤۳)	(۲۲/۳٤)**	(۵/۸٦)**	(-۱/۱٦)	(-۰/۷۹)			
بازنده	۰/۰۰۲٤	۱/۱٦۱۹	۰/۸۰۸۵	-۰/۲۸۲۰	۰/۲۲۱۹	۰/۷۷۹۱	۰/۲۵	-
	(۰/۸۰)	(۲۰/۹٤)**	(۷/٤۰)**	(-۱/۸٤)	(۱/۸۸)			
آربیتراژ (L-W)	-۰/۰۰۱٤	۰/۰۵۷۰	۰/۲۳۷۲	-۰/۱۲۳٤	۰/۳۰۵۷	۰/۰۷۷٤	۱/۵٦	-
	(-۰/۵۱)	(۱/۱۱)	(۲/۳۳)*	(۰/۸٦)	(۲/۷۸)**			
پنل سوم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی ارزش-خنثی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۳۸	۱/۱۵۵۷	۰/٦٤۲٦	-۰/۲۲۷٤	۰/۰۵۲۷	۰/۷۷٦٦	۱/۰٤	-
	(۱/۲۸)	(۲۱/۲۱)**	(۵/۹۸)**	(-۱/۵۱)	(۰/٤۵)			
بازنده	۰/۰۰۳٤	۱/۱۱۹۸	۰/۸۱۸۷	-۰/۲۹۱۰	-۰/۰۱۷۵	۰/۷۸۰۹	۰/٦۷	-
	(۱/۲۰)	(۲۰/۸۹)**	(۷/۷۵)**	(-۱/۹٦)	(-۰/۱۵)			
آربیتراژ (L-W)	-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۵۱۲	۰/۱٦۳۳	-۰/۰۳۹۷	-۰/۰۵۷٦	۰/۰۳۵۹	۲/۷۲*	۸۲/٦٤**
	(-۰/۱۱)	(-۱/۰۵)	(۱/۷۳)	(-۰/۳۰)	(-۰/۵٦)			
پنل چهارم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی حجم-خنثی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۱۰	۱/۰۸۷۷	۰/٦۱۲۸	-۰/۱۹۹۵	۰/۰۵۸۵	۰/۸۲۲۰	۳/۱۷*	۲٦/۵۵**
	(۰/٤٤)	(۲٤/۵۵)**	(۷/۱۳)**	(-۱/٦٤)	(۰/٦۳)			
بازنده	۰/۰۰٤٤	۱/۱۸۷۵	۰/۹٦۵٦	۰/۰۵۱۰	۰/۱۰۲۸	۰/۷۳۱۹	۱/۱۷	-
	(۱/۲۸)	(۱۸/٦۷)**	(۷/۷۱)**	(۰/۲۹)	(۰/۷٦)			
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۳٤	۰/۱۱۷۰	۰/۳٦۹۵	۰/۲٤۵۸	۰/۰۲٦۳	۰/۰۸۸٤	٤/۰۷**	۳/۵۰
	(۱/۰۸)	(۲/۰٤)*	(۳/۲۷)**	(۱/۵۵)	(۰/۲۲)			

توضیحات: * معناداری در سطح ۵ درصد، ** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t می‌باشند.

نکته دیگری که در پایان می‌توان بدان اشاره کرد، این است که مدل‌های چندعاملی قیمت گذاری دارایی (مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی) در توضیح دهی بازدهی‌های سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به مدل تک عاملی CAPM موفق‌تر عمل می‌کنند. این موضوع را می‌توان با مقایسه ضریب تعیین تعدیل‌شده ($Adj\ R^2$) مدل‌های تک عاملی و چندعاملی مشاهده کرد. ضریب تعیین تعدیل‌شده برای پرتفوی بازنده در مدل CAPM برابر با ۰/۰۳۹ می‌باشد، درحالی‌که در مدل سه عاملی این ضریب برابر با ۰/۳۳۸ است. همچنین این ضریب برای پرتفوی برنده در مدل CAPM برابر با ۰/۰۰۱ است درحالی‌که با کاربرد مدل سه عاملی، مقدار این ضریب به ۰/۲۵۲ افزایش می‌یابد. همچنین برای پرتفوی‌های خنثی‌شده بر اساس عامل‌های ریسک نیز تفاوت‌های مهمی در ضریب تعیین تعدیل‌شده مشاهده می‌شود.

نتیجه‌گیری و بحث

یک سؤال اساسی در ادبیات کارایی بازارها این است که آیا سهام‌های بازنده همچنان بازنده باقی می‌مانند یا به سهام‌های برنده تبدیل می‌شوند. تبدیل سهام‌های بازنده درگذشته به سهام‌های برنده در آینده در یک دوره طولانی‌مدت به اثر بازگشتی بلندمدت شهرت دارد. مطالعات انجام‌شده در این زمینه، تنها به بررسی وجود و عدم وجود این پدیده در بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و علت و چرایی این موضوع را بررسی نکردند. مطالعه حاضر به‌منظور کامل کردن مطالعات قبلی در چارچوب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به بررسی اثرات بازگشتی بلندمدت در بازدهی‌های سهام‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در ابتدا با استفاده از آزمون t به بررسی معناداری اثرات بازگشتی بلندمدت پرداختیم و نتیجه به‌دست‌آمده، بازگشت نامتقارن در بازدهی سهام را تأیید می‌کند. به‌عبارت‌دیگر سهام‌های بازنده در دوره آتی به سهام‌های برنده تبدیل‌شده‌اند اما این نتیجه در مورد سهام‌های برنده صادق نیست.

سؤال اساسی دیگر این است که آیا می‌توان این افزایش بازدهی سهام‌های بازنده را به افزایش ریسک آن‌ها نسبت داد. در این پژوهش به عواملی ریسکی نظیر ریسک‌های اندازه، ارزش و نقدینگی توجه شد که برای اندازه‌گیری آن‌ها به ترتیب از ارزش جاری بازار، نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام (B/M) و نرخ معاملات استفاده گردید. در ابتدا از مدل CAPM جهت ارزیابی سوددهی اثرات بازگشتی بلندمدت با ریسک آن‌ها استفاده شد که این مدل نتوانست حتی باوجود کنترل اثرات اندازه، ارزش و نقدینگی، سودهای معکوس بلندمدت را بر اساس ریسک بالاتر به‌طور

کامل توضیح دهد. بدین منظور در ادامه از مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهار عاملی چان و فاف (۲۰۰۵) استفاده گردید که این مدل‌ها توانستند در توضیح دهی بازدهی‌های سهام نسبت به مدل تک عاملی CAPM موفق‌تر عمل کنند. نتایج حاصل از مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی (مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی) نشان از توضیح دهی کامل سودهای معکوس بلندمدت بر مبنای ریسک می‌باشد که در این توضیح‌دهندگی، اثر اندازه اهمیت بیش‌تری نسبت به سایر عامل های ریسکی داشت. این نتیجه نشان می‌دهد که بالاتر بودن بازدهی سهام‌های بازنده نسبت به سهام-های برنده در دوره تشکیل پرتفوی به ریسک بالاتر این سهام‌ها برمی‌گردد.

نتایج این پژوهش دارای پیامدهای مهمی در حوزه‌های تئوری و عملی اقتصاد مالی دارد. بر اساس پژوهش حاضر می‌توان گفت سرمایه‌گذاران نهادی، مدیران سبد دارایی و تحلیل‌گران بازار بورس نباید راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس را به‌عنوان استراتژی خود جهت تحصیل سود غیرعادی در بازار بورس تهران قرار دهند. دلیل آن این است که بالاتر بودن بازدهی‌های سبد بازنده نسبت به سبد برنده چیزی جز جبران ریسک سبدهای بازنده نیست. این نتیجه برخلاف نتایج به‌دست‌آمده از مطالعات قبلی است و بر اساس آن، دیگر نمی‌توان در بازار بورس تهران، اثرات بازگشتی بلندمدت را به‌عنوان یک بی‌قاعدگی که نقض‌کننده فرضیه بازار کاراست، در نظر گرفت. همچنین نتایج مطالعه فوق استفاده از چارچوب چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی را برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه گذاری پیشنهاد می‌دهد و مدل CAPM سنتی را به دلیل عدم لحاظ سایر ریسک‌های موجود، مدل صحیح و کاملی تلقی نمی‌کند.

منابع

- خلیلی عراقی، منصور؛ عباسی‌نژاد، حسین و یزدان گودرزی (۱۳۹۲)، برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و هم‌جمعی، *فصلنامه اقتصاد مالی (دانش و توسعه)*، سال بیستم، شماره ۵، صص ۱-۲۶.
- دموری، داریوش؛ سعیدا، سعید و احمد فلاح‌زاده (۱۳۸۷)، بررسی عملکرد سرمایه‌گذاران به عملکرد گذشته شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال شانزدهم، شماره ۱، صص ۴۷-۶۲.
- سعیدی، علی؛ باقری، سعید (۱۳۸۹)، راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه تحقیقات مالی*، سال دوازدهم، شماره ۳۰، صص ۷۵-۹۴.
- سینایی، حسنعلی؛ اژدرپور، لیلا (۱۳۹۳)، بررسی سودمندی استراتژی شتاب و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه علمی و پژوهشی حسابداری مالی*، سال ششم، شماره ۲۱، صص ۲۹-۵۰.
- فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل؛ صادقی، محسن (۱۳۸۵)، بررسی سودمندی استراتژی مومنتوم و معکوس، *پیام مدیریت*، سال چهارم، شماره ۱۷ و ۱۸، صص ۷-۳۱.
- قالیباف اصل، حسن؛ نادری، معصومه (۱۳۸۶)، بررسی واکنش بیش از اندازه سهامداران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اطلاعات و اخبار منتشره در شرایط رکود و رونق، *فصلنامه تحقیقات مالی*، سال هشتم، شماره ۱، صص ۹۷-۱۱۲.
- مهدوی، خدیجه؛ عزیزنژاد، صمد و فتح‌اله تاری (۱۳۹۲)، ارزیابی راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *مجلس و راهبرد*، شماره ۷۳، صص ۱۰۳-۱۲۵
- مهرانی، ساسان؛ نونهال‌نهر، علی‌اکبر (۱۳۸۷)، بررسی امکان راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی حسابداری و حسابرسی*، سال سیزدهم، شماره ۱، صص ۲۵-۴۶.
- نیکبخت، محمدرضا؛ مرادی، مهدی (۱۳۸۴)، ارزیابی واکنش بیش از اندازه سهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال نهم، شماره ۴۰، صص ۹۷-۱۲۲

- Ahmad, Z. & Hussain, S. (۲۰۰۱). KLSE long-run overreaction and the Chinese New-Year effect. *Journal of business finance & accounting*, ۲۸(۱-۲), ۶۳-۱۰۵.
- Ball, R. & Kothari, S. P. (۱۹۸۹). Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns. *Journal of Financial Economics*, ۲۵(۱), ۵۱-۷۴.
- Ball, R. Kothari, S. P. & Shanken, J. (۱۹۹۵). Problems in measuring portfolio performance an application to contrarian investment strategies. *Journal of Financial Economics*, ۳۸(۱), ۷۹-۱۰۷.
- Bondt, D. Werner, F. M. & Thaler, R. H. (۱۹۸۷). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *The Journal of finance*, ۴۲(۳), ۵۵۷-۵۸۱.
- Bondt, W. F. & Thaler, R. (۱۹۸۵). Does the stock market overreact? *The Journal of finance*, ۴۰(۳), ۷۹۳-۸۰۵.
- Campbell, K. & Limmack, R. J. (۱۹۹۷). Long-term over-reaction in the UK stock market and size adjustments. *Applied Financial Economics*, ۷(۵), ۵۳۷-۵۴۸.

- Chan, H. W. & Faff, R. W. (۲۰۰۵). Asset pricing and the illiquidity premium. *Financial Review*, ۴۰(۴), ۴۲۹-۴۵۸.
- Chan, K. C. (۱۹۸۸). On the contrarian investment strategy. *Journal of Business*, ۶۱(۲): ۱۴۷-۱۶۳
- Chaouachi, O. & Douagi, F. W. B. M. (۲۰۱۴). Overreaction effect in the Tunisian stock market. *Journal of Asian Business Strategy*, ۴(۱۱), ۱۳۴
- Chen, Q. Hua, X. & Jiang, Y. (۲۰۱۸). Contrarian strategy and herding behavior in the Chinese stock market. *The European Journal of Finance*, ۲۴(۱۶), ۱۵۵۲-۱۵۶۸
- Chiao, C. Cheng, D. C. & Hung, W. (۲۰۰۵). Overreaction after controlling for size and book-to-market effects and its mimicking portfolio in Japan. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, ۲۴(۱), ۶۵-۹۱.
- Chou, P. H. Wei, K. J. & Chung, H. (۲۰۰۷). Sources of contrarian profits in the Japanese stock market. *Journal of Empirical Finance*, ۱۴(۳), ۲۶۱-۲۸۶.
- Damoori, D. & Saeeda, S. & Fallahzadeh, A. (۲۰۰۹). The Investigating Overreaction of Investors to Patterns of Past Financial Performance Measures in the Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting and Auditing Review*, ۱۶ (۱), ۶۲-۴۷, (in Persian).
- Dimson, E. & Mussavian, M. (۲۰۰۰). Market efficiency, *the current state of business disciplines*, ۳: ۵۹-۷۰
- Dissanaike, G. (۱۹۹۷). Do stock market investors overreact? *Journal of Business Finance & Accounting*, ۲۴(۱), ۲۷-۵۰.
- Doan, M. P. Alexeev, V. & Brooks, R. (۲۰۱۶). Concurrent momentum and contrarian strategies in the Australian stock market. *Australian Journal of Management*, ۴۱(۱), ۷۷-۱۰۶.
- Fadaeinejad, M. & Sadeghi, M. (۲۰۰۶), Investigation the Profitability of Momentum and Contrarian Strategies. *Management Massage Journal*, ۱۷ & ۱۸, ۷-۳۱, (in Persian).
- Fama, E. F. & French, K. R. (۱۹۹۳). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, ۳۳(۱), ۳-۵۶
- Fama, E. F. & French, K. R. (۱۹۹۶). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The journal of finance*, ۵۱(۱), ۵۵-۸۴
- Fama, E. F. & French, K. R. (۲۰۰۶). The value premium and the CAPM. *The Journal of Finance*, ۶۱(۵), ۲۱۶۳-۲۱۸۵.
- Fung, A. K. W. (۱۹۹۹). Overreaction in the Hong Kong stock market. *Global Finance Journal*, ۱۰(۲), ۲۲۳-۲۳۰.
- Ghalibaf Asl, H. & Naderi, M. (۲۰۰۸). Investigating the Overreaction of Stockholders to Published information and News in Conditions of Stagnation and Prosperity in Tehran Stock Exchange, *Financial Research Journal*, ۸ (۱), ۹۷-۱۱۲, (in Persian).
- Kang, M. Khaksari, S. & Nam, K. (۲۰۱۸). Corporate investment, short-term return reversal, and stock liquidity. *Journal of Financial Markets*
- Kashif, M. Saad, S. Chhapra, I. U. & Ahmed, F. (۲۰۱۸). An empirical evidence of overreaction hypothesis on Karachi stock exchange (KSE). *Asian Economic and Financial Review*, ۸(۴), ۴۴۹
- Kaul, G. & Nimalendran, M. (۱۹۹۰). Price reversals: Bid-ask errors or market overreaction? *Journal of Financial Economics*, ۲۸(۱-۲), ۶۷-۹۳.
- Khalili Araghi, M. & Abbasinejad, H. & Gudarzi Farahani, Y. (۲۰۱۴). Estimation of Money Demand Function in Iran with Cointegration and Error Correction Models Approach, *Financial Monetary Economics*, ۲۰ (۵), ۱-۲۶, (in Persian).

- Loughran, T. & Ritter, J. R. (۱۹۹۶). Long-term market overreaction: The effect of low-priced stocks. *The Journal of Finance, ۵۱*(۵), ۱۹۵۹-۱۹۷۰.
- Mahdavi, K. & Azizinejad, S. & Tari, F. (۲۰۱۳). Evaluation of Contrarian Investing Strategy in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Journal of Majlis & Rahbord*, ۲۰ (۷۳), ۱۰۳-۱۲۴. (in Persian)
- Maheshwari, S. & Dhankar, R. S. (۲۰۱۴). A Critique of overreaction effect in the global stock markets over the past three decades.
- Maheshwari, S. & Dhankar, R. S. (۲۰۱۵). Long-Run Return Reversal Effect: A Re-Examination in the Indian Stock Market.
- Mehdian, S. Nas, T. & Perry, M. J. (۲۰۰۸). An examination of investor reaction to unexpected political and economic events in Turkey. *Global Finance Journal, ۱۸*(۳), ۳۳۷-۳۵۰.
- Mehrani, S. & Nonahalnahr, A. (۲۰۰۸), An Investigation of Implementing Contrarian Trading Strategy in Tehran Stock Exchange (TSE), *Journal of Accounting and Auditing Review*, ۱۵ (۱), ۲۵-۴۶. (in Persian).
- Mengoli, S. (۲۰۰۴). On the source of contrarian and momentum strategies in the Italian equity market. *International Review of Financial Analysis*, ۱۳(۳), ۳۰۱-۳۳۱.
- Nam, K. Pyun, C. S. & Avard, S. L. (۲۰۰۱). Asymmetric reverting behavior of short-horizon stock returns: An evidence of stock market overreaction. *Journal of Banking & Finance, ۲۵*(۴), ۸۰۷-۸۲۴.
- Nickbakht, M. & Moradi, M. (۲۰۰۵). Evaluation of Stockholders Overreaction in Tehran Stock Exchange (TSE), *Accounting and Auditing Reviews*, ۹ (۴۰), ۹۷-۱۲۲. (in Persian).
- Nnadi, M. & Tanna, S. (۲۰۱۷). Accounting analyses of momentum and contrarian strategies in emerging markets. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, ۱-۲۱.
- O'Keeffe, C. & Gallagher, L. A. (۲۰۱۷). The winner-loser anomaly: recent evidence from Greece. *Applied Economics*, ۴۹(۴۷), ۴۷۱۸-۴۷۲۸.
- Pettengill, G. N. & Jordan, B. D. (۱۹۹۰). The overreaction hypothesis, firm, size and stock market seasonality. *Journal of Portfolio Management*, ۱۶(۳): ۶۰-۷۴.
- Ramiah, V. Li, D. L. Carter, J. Seetanah, B. & Thomas, S. (۲۰۱۶). Explaining contrarian profits with finance fundamentals. *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*.
- Ryan, J. & Donnelly, M. (۲۰۰۰). The overreaction hypothesis: An examination in the Irish stock market.
- Saeedi, A. & Bagheri, S. (۲۰۱۱). Contrarian Strategy in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, ۱۲ (۳۰), ۷۵-۹۴. (in Persian).
- Shi, H. L. & Zhou, W. X. (۲۰۱۷). Time series momentum and contrarian effects in the Chinese stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, ۴۸۳*, ۳۰۹-۳۱۸.
- Sinaee, H. & Azhdarpour, L. (۲۰۱۴). Investigating Profitability of Momentum and Contrarian Strategies in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Financial Accounting*, ۶ (۲۱), ۲۹-۵۰. (in Persian).
- Swallow, S. & Fox, M. A. (۱۹۹۸). *Long run overreaction on the New Zealand stock exchange*. Lincoln University, Commerce Division.
- Tripathi, V. & Gupta, S. (۲۰۰۹). Overreaction Effect in Indian Stock Market. *Asian Journal of Business and Accounting*, ۲(۱&۲):۹۳-۱۱۴.
- Zarowin, P. (۱۹۹۰). Size, seasonality, and stock market overreaction. *Journal of Financial and Quantitative analysis, ۲۵*(۱), ۱۱۳-۱۲۵.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۸۶-۷۵

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۲۰
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۴/۰۸

تبیین عوامل مؤثر بر روند صدور و ابطال واحدهای صندوق سرمایه‌گذاری مشترک – مقایسه رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت[1]

سمیرا زمهریرلو[2]، غلامرضا منصورفر[3]، فرزاد غیور[4]

چکیده

هدف کلی این پژوهش تبیین عوامل مؤثر بر روند صدور و ابطال واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک می‌باشد. بدین منظور، نمونه‌ای شامل اطلاعات ۶۰ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک در محدوده زمانی ۶۴ماهه آغاز فرودین ۱۳۹۱ الی پایان تیر ۱۳۹۶ به تفکیک ۴۲ صندوق سرمایه‌گذاری در سهام و ۱۸ صندوق سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت موردبررسی قرار گرفتند. در این مطالعه، از دو روش آماری ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون لجستیک و ۵ متغیر بازده صندوق، اندازه صندوق، شاخص عملکرد بازار، حجم معاملات بازار و نوسانات نرخ ارز جهت پیش‌بینی استفاده گردید. نتایج مطالعه نشان می‌دهد رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام هم به لحاظ قدرت پیش‌بینی و هم به لحاظ تعداد متغیرهای معنی‌دار و مؤثر برپیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری متفاوت از یکدیگر می‌باشند. در صندوق‌های با درآمد ثابت دو متغیر بازده صندوق و شاخص عملکرد بازار و در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، کلیه متغیرهای موردمطالعه بر روند صدور و ابطال واحدهای صندوق تأثیر معنی‌دار دارند. علیرغم اینکه توانایی پیش‌بینی متغیرهای موردمطالعه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام بالاتر از صندوق‌های با درآمد ثابت است، لیکن قدرت مدل‌های ماشین بردار پشتیبان و لجستیک تقریباً برابر می‌باشند. نتایج این پژوهش می‌تواند برای سرمایه‌گذاران در انتخاب نوع صندوق مشترک جهت سرمایه‌گذاری و در نظر گرفتن متغیرهای مؤثر بر روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری مفید واقع شود.

واژه های کلیدی: صندوق سرمایه‌گذاری مشترک، صندوق سرمایه‌گذاری در سهام، صندوق سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت، صدور و ابطال واحدها
طبقه‌بندی موضوعی: G۲۳

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹,۲۲۵۱۵,۱۸۰۸
۲. کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران
Email:samira.zamharirlu٦٥@gmail.com
۳. دانشیار گروه حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
Email:g.mansourfar@urmia.ac.ir
٤. استادیار گروه حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران، نویسنده مسئول،
Email:f.ghayour@urmia.ac.ir

مقدمه

نهادهای مالی اجزای اصلی تشکیل‌دهنده بازار سرمایه به شمار می‌روند که حضور فعال و قدرتمند آن‌ها می‌تواند نویدبخش نظام مالی قوی و کارآمد بوده و کارکرد بسیار مهمی در توسعه فعالیت‌های اقتصادی و ایجاد شرایط مطلوب اقتصادی در کشور داشته باشد. صندوق سرمایه‌گذاری مشترک نهاد مالی تخصصی است که با ساختار سرمایه متغیر، با فروش واحدهای سرمایه‌گذاری خود به عموم مردم، منابع مالی را از مردم جمع‌آوری و در ترکیب متنوعی از اوراق بهادار شامل سهام، اوراق مشارکت، ابزارهای کوتاه‌مدت بازار پول و دارایی‌های دیگر به‌طور حرفه‌ای سرمایه‌گذاری می‌کند. به‌موجب قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران صندوق سرمایه‌گذاری مشترک «نهاد مالی است که فعالیت اصلی آن سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار است و مالکان آن به نسبت سرمایه‌گذاری خود، در سود و زیان صندوق شریک هستند» (قانون بازار اوراق بهادار ایران، ۱۳۸۴). این صندوق‌ها از طریق مدیریت و سرمایه‌گذاری در انواع سبدها با ترکیبات گوناگون اوراق بهادار که هرکدام ویژگی خاص خود را دارند، توانسته‌اند سلیقه اکثر سرمایه‌گذاران را به لحاظ ترکیب مناسبی از ریسک و بازده پوشش داده، سرمایه‌گذاری در بازار را جذاب‌تر نموده، فرصت‌ها و انتخاب‌های بیشتر با ریسک کمتر و بازده بالاتر برای سرمایه‌گذاران فراهم آورند؛ چیزی که سرمایه‌گذاران به‌تنهایی قادر به انجام آن نیستند.

در معاملات سهام از کلمه خریدوفروش برای نوع معامله استفاده می‌شود؛ اما در معاملات صندوق‌های سرمایه‌گذاری از واژه صدور[۱] (درزمان خرید) و ابطال[۲] (در زمان فروش) واحدهای سرمایه‌گذاری (به‌جای سهم) استفاده می‌گردد. بر اساس قاعده کلی صندوق‌های مشترک، مبنای تعیین قیمت واحدهای سرمایه‌گذاری توسط شعب صندوق برای صدور یا ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری، خالص ارزش دارایی‌های موجود (NAV)[۳] در صندوق در پایان هرروز است. ازآنجاکه دارایی‌های صندوق‌ها از اوراق بهادار شامل سهام یا اوراق مشارکت و احتمالاً مقداری وجه نقد تشکیل‌شده‌اند، خالص ارزش دارایی‌ها در هرروز بر اساس ارزش روز هر یک از اوراق بهادار موجود در سبد و موجودی نقد صندوق قابل‌محاسبه است.

صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک به صندوق‌های با درآمد ثابت، سرمایه‌گذاری در سهام و مختلط تقسیم می‌شوند. مهم‌ترین تفاوت این صندوق‌ها در ترکیب دارایی‌های موجود در سبد سرمایه‌گذاری‌شان است که متناسب با نوع صندوق، بخش قابل‌توجهی از سبد صندوق به اوراق بهادار با درآمد ثابت (مانند اوراق مشارکت و سپرده بانکی مدت‌دار)، سهام یا ترکیبی از هر دو و احتمالاً مقداری وجه نقد تخصیص می‌یابد.

---

۱. Issue
۲. Redemption
۳. Net Asset Value

اولین صندوق سرمایه‌گذاری به شکل امروزی به نام «تراست سرمایه‌گذاران ماساچوست» در سال ۱۹۲۴ در شهر بوستون آمریکا تشکیل گردید. از آن سال تاکنون صندوق‌های سرمایه‌گذاری در جهان به‌ویژه در آمریکا به‌صورت موفقیت‌آمیزی فعالیت خود را توسعه داده‌اند. در ایران شرایط اولیه برای ایجاد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با تصویب قانون بازار اوراق بهادار در مجلس شورای اسلامی در آذرماه ۱۳۸۴ فراهم شد و اولین صندوق سرمایه‌گذاری در سهام از ابتدای سال ۱۳۸۷ شروع به فعالیت کرد. منطق کار ساده و جذاب، مهم‌ترین عامل در توجه سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران به این صندوق‌ها است. سرمایه‌گذاری برای افرادی که دارای سرمایه بوده ولی از تخصص و وقت کافی برخوردار نیستند، همواره به‌عنوان یک دغدغه محسوب می‌گردد. به‌ویژه وقتی سرمایه اندک بوده و یا تبدیل سریع سرمایه به وجه نقد برای سرمایه‌گذار دارای اهمیت باشد بر پیچیدگی موضوع افزوده می‌شود. در این گونه مواقع یکی از بهترین و مطمئن‌ترین گزینه‌ها، می‌تواند سرمایه‌گذاری در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک باشد. در حال حاضر صندوق‌های متعددی در بازار سرمایهٔ ایران در حال فعالیت هستند. به‌طوری‌که تعداد این صندوق‌ها از ۲۵ صندوق در سال ۱۳۸۸ به ۱۷۵ صندوق (۹۴ صندوق سرمایه‌گذاری در سهام، ۶۲ صندوق سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار با درآمد ثابت و ۱۹ صندوق سرمایه‌گذاری مختلط)، در پایان تیرماه سال ۱۳۹۶ رسیده است. این روند سریع رشد صندوق‌ها نشان از جذابیت این نهاد مالی برای سرمایه‌گذاران و اقبال عمومی به آن‌ها در بازار سرمایه ایران و موفقیت آن‌ها در بازارهای سرمایه در سطح بین‌المللی محسوب می‌باشد.

با عنایت به موارد فوق، مطالعه و پژوهش در جهت پیش‌بینی روند صدور و یا ابطال واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک مسئله‌ای چالش‌برانگیز برای افراد است. با در نظر گرفتن این موضوع که سرمایه‌گذاران نیاز به اطلاعات کافی درباره عوامل صندوق، بازار و اقتصاد کلان دارند تا بتوانند در بهترین صندوق سرمایه‌گذاری با بازده بالا و ریسک کمتر سرمایه‌گذاری کنند، این پژوهش به‌عنوان اولین مطالعه در این زمینه درصدد است تأثیر عوامل احتمالی مؤثر بر روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری مشترک را ارزیابی نماید. همچنین، ضمن مقایسه قدرت پیش‌بینی دو روش آماری رگرسیون لجستیک و ماشین بردار پشتیبان، رفتار دو گروه اصلی انواع صندوق‌ها شامل صندوق‌های با درآمد ثابت و سرمایه‌گذاری در سهام بررسی و نتیجه‌گیری لازم انجام می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

تمرکز عمده پژوهش‌های متعدد حوزه صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در داخل و خارج از کشور بر رتبه‌بندی و کارایی و تأثیر رفتار سرمایه‌گذاران، عوامل مدیریتی و محیطی و... بر بازده صندوق‌ها می‌باشد [افزا و رئوف[1]

---

۱. Afza and Rauf

(۲۰۰۹)؛ پال و چاندانی[۱] (۲۰۱۴)؛ سونگسانگ و سانودونتری[۲] (۲۰۱۵)؛ کاتبرتسن و همکاران[۳] (۲۰۱۶)؛ پورزمانی و همکاران (۱۳۹۱)؛ قاضی فرد و همکاران (۱۳۹۱) و صالح‌آبادی و همکاران (۱۳۹۵)]. افزا و رئوف (۲۰۰۹) دریافت که اندازه صندوق با بازده آن ارتباطی ندارد لیکن عمر صندوق، هزینه صندوق، میزان وجه نقد نگهداری شده و نسبت فعالیت معاملاتی بر بازده صندوق مؤثر است. نتایج پژوهش پال و چاندانی (۲۰۱۴) حاکی از ارتباط قوی ریسک و بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک است. سونگسانگ و سانودونتری (۲۰۱۵) با ارزیابی عملکرد ۱۳۸ صندوق سرمایه‌گذاری با استفاده از معیارهای شارپ، تحلیل پوششی داده‌ها و مقایسه آن با عملکرد بازار دریافتند در افق‌های سرمایه‌گذاری متفاوت، استفاده از معیارهای متفاوت ارزیابی منجر به نتایج متفاوت می‌گردد. زمانی که از معیار شارپ استفاده می‌شود عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری برای تمام افق‌های زمانی، هم کوتاه‌مدت و هم بلندمدت بالاتر از عملکرد بازار است لیکن هنگام استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها در افق سرمایه‌گذاری ۳ ماهه، عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری بالاتر از عملکرد بازار و در افق سرمایه‌گذاری یک‌ماهه و یک‌ساله، عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری پایین‌تر از عملکرد بازار است. نتایج پژوهش کاتبرتسن و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهد تعصبات رفتاری مدیریت موجب کاهش عملکرد صندوق می‌شود لذا یکی از وظایف مدیریت صندوق‌های سرمایه‌گذاری استقرار حاکمیت شرکتی مناسب جهت نظارت بر رفتار مدیران و حفاظت از منافع سرمایه‌گذاران می‌باشد. پورزمانی و همکاران (۱۳۹۱) با مقایسه ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک مبتنی بر نسبت‌های شارپ، پتانسیل مطلوب و بازده واقعی دریافتند در بازار سرمایه ایران، بین رتبه‌بندی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با معیارهای یادشده همبستگی معنی‌داری وجود دارد به‌طوری که هر سه معیار رتبه‌بندی مشابهی ارائه می‌دهند. قاضی فرد و همکاران (۱۳۹۱) نشان دادند که صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری ابزاری مناسب برای سرمایه‌گذاران خرد هستند تا آن‌ها نیز بتوانند گوشه‌ای از بازارهای مالی را در اختیار بگیرند. بعلاوه این صندوق‌ها نقش خود را به‌عنوان ابزاری برای حضور گسترده مردم در بورس به‌صورت غیرمستقیم ایفا می‌کنند. مطالعه ایشان نشان می‌دهد عواملی ازجمله ویژگی‌های سرمایه انسانی مدیریت مانند هوش، تحصیلات، توانایی زمان‌سنجی، تجارب سرمایه‌گذاری و جنسیت مدیر، حجم دارایی‌های تحت امر مدیر، اعمال سیاست‌های بازخرید، اندازه و تراکم جمعیت شهری که صندوق در آن قرار دارد و عوامل کلان اقتصادی عملکرد صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند. صالح‌آبادی و همکاران (۱۳۹۵) با مطالعه عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با رویکرد سنجش ثبات رفتار به شواهدی از بی‌ثباتی و ناپایداری رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بورس اوراق بهادار تهران دست یافتند.

---

۱. Pal and Chandani
۲. Soongswang and Sanohdontree
۳. Cuthbertson

فرضیه‌های پژوهش

بررسی روند مطالعات مرتبط با صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک حاکی از عدم توجه کافی به عواملی است که درنهایت منجر به تصمیم سرمایه‌گذار جهت خرید یا ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری می‌شود. یک سرمایه‌گذار هنگام تصمیم‌گیری صرفاً به بازده صندوق یا رتبه آن توجه نمی‌کند و شرایط بازارهای رقیب، ریسک سرمایه‌گذاری و عوامل کلان اقتصادی را نیز مدنظر قرار می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر، روند جریان سرمایه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در تعامل با روند جریان سرمایه در سایر بازارهای رقیب مانند بازار سرمایه و بازار ارز است. نتایج مطالعات حاکی از وجود رابطه بلندمدت و علیت دوطرفه میان جریان سرمایه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ایران و شاخص بورس تهران است (حسینی و همکاران، ۱۳۹۲)؛ بنابراین، فرضیه اصلی اول پژوهش بیان می‌کند:

«عوامل صندوق، بازار سرمایه و بازار ارز توانایی پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را دارند»

علیرغم اینکه بازدهی مناسب صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌تواند باعث جذب میلیاردها ریال از سرمایه‌های سرگردان جامعه به‌سوی آن‌ها شده و طیف وسیعی از سرمایه‌گذاران و فعالان بازار برای خرید واحدهای صندوق‌ها روی‌آورند اما نکته مهم این است که بازدهی صندوق به‌تنهایی معیار کافی برای انتخاب یا عدم انتخاب یک صندوق نیست زیرا عملکرد قبلی صندوق‌ها تضمین‌کننده عملکرد آینده آن‌ها نمی‌باشد؛ بنابراین:

فرضیه فرعی اول: روند صدور و ابطال واحدهای صندوق متأثر از بازده صندوق است.

صندوق‌هایی که تازه تأسیس شده‌اند و اندازه کوچکی دارند، برخی اوقات در کوتاه‌مدت عملکرد عالی دارند، چراکه این صندوق‌ها بعضاً با سرمایه کوچک خود در سهام کوچک‌تر که بازدهی بالایی دارند سرمایه‌گذاری می‌کنند و این موضوع باعث عملکرد مطلوب صندوق می‌شود؛ بنابراین این صندوق‌ها ممکن است برای سرمایه‌گذاران جذاب باشند و باعث افزایش صدور واحدهای صندوق‌ها شوند اما باید توجه داشت که ممکن است عملکرد چنین صندوق‌هایی مستمر نباشد، بنابراین:

فرضیه فرعی دوم: روند صدور و ابطال واحدهای صندوق متأثر از اندازه صندوق است.

با عنایت به نتایج مطالعات حسینی و همکاران (۱۳۹۲) که حاکی از وجود رابطه میان جریان سرمایه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ایران و شاخص بورس تهران است می‌توان اقبال به بازار سرمایه یا رویگردانی از آن را به‌عنوان عاملی مؤثر بر جریان صدور یا ابطال واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذار تلقی نمود. این موضوع به سرمایه‌گذاران کمک خواهد نمود تا با درک زمان مناسب نسبت به خرید یا ابطال واحدهای صندوق اقدام نمایند. بدین‌صورت که هراندازه بازده بازار سرمایه و حجم معاملات آن افزایش یابد تقاضا برای خرید واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام افزایش یابد و بالعکس؛ بنابراین:

فرضیه فرعی سوم: روند صدور و ابطال واحدهای صندوق متأثر از عملکرد بازار سرمایه است.

فرضیه فرعی چهارم: روند صدور و ابطال واحدهای صندوق متأثر از حجم معاملات بازار سرمایه است.

نرخ واقعی ارز در هر کشوری از شاخص‌های اساسی و بنیادی در تعیین عملکرد حاکم بر اقتصاد آن کشور به شمار می‌رود به‌گونه‌ای که بازده و جریان سرمایه در بازار ارز می‌تواند بر بازده و جریان سرمایه در سایر بازارها نیز مؤثر باشد. مضافاً جریان سرمایه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک که سهام شرکت‌های متأثر از نوسانات بازار ارز را در اختیار داشته باشند احتمالاً با نوسانات نرخ ارز تحت تأثیر بیشتری قرار گیرد بنابراین:

فرضیه فرعی پنجم: روند صدور و ابطال واحدهای صندوق متأثر از نوسانات نرخ ارز است.

از طرف دیگر، با توجه به تفاوت ترکیب دارایی‌های موجود در سبد سرمایه‌گذاری صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و صندوق‌های با درآمد ثابت که متناسب با نوع صندوق، بخش قابل‌توجهی از سبد صندوق به اوراق بهادار با درآمد ثابت (مانند اوراق مشارکت و سپرده بانکی مدت‌دار)، سهام یا ترکیبی از هر دو و احتمالاً مقداری وجه نقد تخصیص می‌یابد و وجود شواهدی از بی‌ثباتی و ناپایداری در رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک (صالح‌آبادی و همکاران، (۱۳۹۵)، فرضیه اصلی دوم عبارت است از:

رفتار عوامل مؤثر بر روند صدور واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام متفاوت از صندوق‌های با درآمد ثابت است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش برحسب هدف، کاربردی و برحسب نوع داده‌ها، از نوع کمی است. همچنین با توجه به استفاده از اطلاعات واقعی گذشته از نوع پس رویدادی می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در ایران می‌باشد. نمونه پژوهش شامل ۴۲ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک سرمایه‌گذاری در سهام و ۱۸ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک با درآمد ثابت است که قبل از سال ۹۱ تأسیس و تا پایان تیرماه سال ۹۶ تعطیل نشده باشند. با عنایت به جمع‌آوری داده‌های موردنیاز به‌صورت ماهانه، دوره زمانی مطالعه شامل بازه ۶۴ ماه ابتدای سال ۱۳۹۱ تا انتهای ماه تیر سال ۱۳۹۶ است. از مجموع ۳۸۴۰ مشاهده، ۱۱۵۲ داده مربوط به صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و ۲۶۸۸ داده مربوط به صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام می‌باشد. داده‌های مربوط به صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و بازار سرمایه از پایگاه اطلاع‌رسانی بازار سرمایه ایران به نشانی www.sena.ir و مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران به نشانی www.fipiran.com و داده‌های مربوط به نرخ ارز از روزنامه دنیای اقتصاد استخراج‌شده‌اند. جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از روش‌های آماری ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون لجستیک در نرم‌افزار IBM SPSS Modeler نسخه ۱۸ استفاده‌شده است.

متغیرهای پژوهش

در این پژوهش روند صدور و ابطال واحدهای صندوق به‌عنوان متغیر وابسته موردبررسی قرارگرفته است که به‌صورت یک متغیر دو وجهی صفر و یک ارزش‌گذاری می‌گردد. اگر تعداد واحدهای صادره طی ماه بیشتر از واحدهای ابطال‌شده ماه باشد (تعداد واحدهای صندوق رشد داشته باشد) متغیر وابسته معادل یک و در غیر این صورت معادل صفر در نظر گرفته می‌شود.

متغیرهای مستقل استفاده‌شده در این پژوهش که انتظار می‌رود بر روند صدور و ابطال واحدهای صندوق مؤثر باشند شامل بازده صندوق سرمایه‌گذاری مشترک، اندازه صندوق سرمایه‌گذاری، شاخص عملکرد بازار، حجم معاملات بازار و شاخص بازار ارز هستند که به شرح جدول ۱ محاسبه می‌شوند:

جدول ۱. متغیرهای مستقل و نحوه محاسبه آن‌ها

نام متغیر	نحوه محاسبه
بازده صندوق	NAV ابتدای ماه /(NAV ابتدای ماه -NAV پایان ماه)
اندازه صندوق	لگاریتم طبیعی ارزش صندوق در پایان ماه
شاخص عملکرد بازار (بازده بازار)	شاخص بازار در ابتدای ماه /(شاخص بازار در ابتدای ماه-شاخص بازار در پایان ماه)
حجم معاملات بازار	لگاریتم طبیعی حجم معاملات ماهانه بازار
شاخص بازار ارز (نوسانات نرخ ارز)	ارزش دلار در ابتدای ماه /(ارزش دلار در ابتدای ماه-ارزش دلار در پایان ماه)

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مدل پس از تعدیل بابت داده‌های پرت در جدول ۲ ارائه‌شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی

شرح	مجموع صندوق‌ها		صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام		صندوق‌های با درآمد ثابت		شاخص عملکرد بازار	حجم معاملات بازار	نوسانات نرخ ارز
	بازده صندوق	اندازه صندوق	بازده صندوق	اندازه صندوق	بازده صندوق	اندازه صندوق			
میانگین	۰/۰۱۰	۱۱/۵۴۹	۰/۰۱۴	۱۰/۷۱	۰/۰۰۱۳	۱۳/۵۱	۰/۰۲۰	۲۰/۳۰۸	۰/۰۱۱
انحراف معیار	۰/۰۴۱	۱/۹۸۵	۰/۰۴۶	۱/۲	۰/۰۲۱	۲/۰۶	۰/۰۵۹	۰/۹۱۸	۰/۰۴۹
چولگی	۰/۶۰۳	۱/۰۳۶	-۱/۲۱	-۰/۳۶	۰/۷۴	-۱/۰۶	۰/۹۰۰	۰/۸۴	۰/۹۷۵
کشیدگی	-۰/۶۲۸	۰/۷۰۰	۰/۴۱	۰/۴۲	-۰/۱۵۶	۰/۳۱	۰/۲۱۱	۰/۹۲۱	۱/۵۳۰
حداقل	-۰/۰۴۰	۸/۴۴۱	-۰/۰۴۰	۸/۴۴۱	-۰/۰۳۹	۹/۹۱	-۰/۰۵۷	۱۸/۰۶۵	-۰/۰۸۵
حداکثر	۰/۰۹۰	۱۶/۹۵۱	۰/۰۹۰	۱۴/۳	۰/۰۸۹	۱۶/۹۵۱	۰/۱۸۳	۲۳/۰۴	۰/۱۵۸
احتمال آماره جارک برا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

میانگین بازده صندوق نشان می‌دهد که صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌طور متوسط ماهانه از یک درصد بازدهی برخوردار بوده‌اند. باوجوداین حداقل یک صندوق توانسته است حداقل یک ماه به بازدهی ۹ درصدی برسد. انحراف معیار ۴/۱ درصدی بازده صندوق نیز حاکی از پراکندگی بالای این متغیر است. متوسط بازده بازار سرمایه نیز برابر ۲ درصد با انحراف معیار ۵/۹ درصد می‌باشد. میانگین نوسانات نرخ دلار نیز ۱/۱ درصد و با انحراف معیار ۴/۹ درصدی است که نشان از عدم نوسان خیلی زیاد این ارز در دوره موردمطالعه است. در دوره موردمطالعه، بازار سرمایه تقریباً به‌طور متوسط ماهانه دو برابر صندوق‌های سرمایه‌گذاری بازدهی داشته است که با توجه به اینکه ریسک بازار به‌مراتب بیشتر از صندوق‌ها می‌باشد قابل‌پذیرش است. همچنین، با مقایسه میانگین بازده صندوق‌ها مشخص می‌گردد که میانگین بازده ماهانه صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام (۱/۴ درصد) بیشتر از صندوق‌های با درآمد ثابت (۰/۱۳ درصد) است که این تفاوت نیز با توجه به ریسک‌پذیری بیشتر صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و نیز ترکیب سبد سرمایه‌گذاری آن‌ها که وزن بیشتری به سهام تخصیص می‌دهند توجیه‌پذیر است. بررسی آماره جارک برا و احتمال آن نیز نشان می‌دهد توزیع هیچ‌یک از متغیرهای موردمطالعه نرمال نمی‌باشند.

با توجه به اهداف و فرضیه‌های پژوهش، ابتدا فرآیند پیش‌بینی بر اساس روش‌های ماشین بردار پشتیبان با استفاده از چهار تابع کرنلی خطی، چندجمله‌ای، آر بی اف و حلقوی به تفکیک دو نوع صندوق‌های سرمایه گذاری با درآمد ثابت و سهام انجام ضمن تبیین متغیرهایی که بالاترین تأثیرگذاری را در روند صدور و ابطال واحدهای صندوق دارند رفتار این متغیرها در دو گروه صندوق مقایسه می‌گردند. در ادامه، این فرآیند به روش رگرسیون لجستیک نیز انجام می‌گردد تا بتوان این روش را با روش ماشین بردار پشتیبان نیز مقایسه نمود.

نتیجه اجرای مدل ماشین بردار پشتیبان در مورد هر دو نوع صندوق سرمایه‌گذاری در جدول ۳ ارائه‌شده است.

جدول ۳. نتایج پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری– ماشین بردار پشتیبان

نوع صندوق سرمایه‌گذاری	نوع تابع	درصد پیش‌بینی صحیح	درصد اهمیت متغیر در فرآیند پیش‌بینی روند صدور و ابطال				
			بازده صندوق	اندازه صندوق	شاخص عملکرد بازار	حجم معاملات بازار	نوسانات نرخ ارز
صندوق سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت	آر بی اف	۷۲/۲۲	٤	۸۱	۵	۵	۵
	چندجمله‌ای	۷۱/۷	٦	۷۳	٦	۷	۸
	خطی	۷۲/۹۹	۵	۸۰	۵	۵	۵
	حلقوی	٦۰/۸۵	۲۰	۲۱	۲۰	۲۰	۱۹
صندوق سرمایه‌گذاری در سهام	آر بی اف	۷۷/۷۹	۳۱	۱٤	۳۲	۹	۱٤
	چندجمله‌ای	۷۸/۷٦	٤۰	۸	۲۱	٦	۲۵
	خطی	۷٦/۱۵	۲٦	۱۵	۲٤	۱۷	۱۸
	حلقوی	۷٦/۱۵	۱۸	۲۳	۱٦	۸	۳۵

توابع مختلف ماشین بردار پشتیبان در هر پیش‌بینی می‌توانند متفاوت عمل نمایند و لزوماً یک تابع همواره بالاترین درصد پیش‌بینی را نخواهد داشت. لذا ضروری است در هر پیش‌بینی از هر چهار تابع استفاده گردیده و سپس قدرتمندترین تابع به لحاظ پیش‌بینی انتخاب گردد. در صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت تابع خطی با ۷۲/۹۹٪ بالاترین قدرت پیش‌بینی را دارد و متغیر اندازه صندوق سهم ۸۰درصدی در پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری دارد. می‌توان گفت سایر متغیرها با ۵ درصد اهمیت در پیش‌بینی فاقد تأثیر بااهمیت هستند.

در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام نیز تابع چندجمله‌ای با ۷۸/۷۶٪ بالاترین قدرت پیش‌بینی را دارد. در این تابع متغیرهای بازده صندوق، شاخص عملکرد بازار و نوسانات نرخ ارز به ترتیب با ۴۰، ۲۱ و ۲۵ درصد بالاترین تأثیر را در پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری دارند. متغیرهای اندازه صندوق و حجم معاملات بازار نیز دارای چنان درصد اهمیتی هستند که بتوان آن‌ها را نیز مؤثر بر فرآیند پیش‌بینی دانست.

همچنین مشاهده می‌شود رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام هم به لحاظ تابع برتر و قدرت پیش‌بینی و هم به لحاظ تعداد و درصد اثرگذاری متغیرها بر پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری رفتاری متفاوت از یکدیگر نشان می‌دهند.

نتیجه اجرای روش رگرسیون لجستیک در مورد هر دو نوع صندوق سرمایه‌گذاری در جدول ۴ ارائه‌شده است.

جدول ٤. نتایج پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری– رگرسیون لجستیک

نوع صندوق سرمایه‌گذاری	نوع تابع	درصد پیش‌بینی صحیح	ضریب	آماره والد	سطح معنی‌داری	نسبت شانس
صندوق سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت	مقدار ثابت	۷۲/۷	-٤/۸۳۹	۹/۰٦۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸
	بازده صندوق		-۳/۳۳۷	۱/۰۲٦	۰/۳۱۱	۰/۰۳٦
	اندازه صندوق		۰/٤۷۱	۱۷٦/٤٤۲	۰/۰۰۰	۱/٦۰۱
	شاخص عملکرد بازار		۳/۰۰٦	٦/۱۳٤	۰/۰۱۳	۲۰/۲۰٤
	حجم معاملات بازار		-۰/۱۰۳	۱/٦۳٦	۰/۲۰۱	۰/۹۰۳
	نوسانات نرخ ارز		-۱/۳٦٤	۰/۹٦۱	۰/۳۲۷	۰/۲٥٦
	ارزیابی کلی مدل		آماره خی دو	۲۱٥/۹۷۱	احتمال آماره خی دو	۰/۰۰۰
صندوق سرمایه‌گذاری در سهام	مقدار ثابت	۷۸/۱	-۷/۰۷٦	۳٤/٥۳۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
	بازده صندوق		۸/٥۹٦	۲۲/۹۱۲	۰/۰۰۰	٥٤۱۲/۱۰۰
	اندازه صندوق		۰/۲۰٤	۲٥/٥٥۳	۰/۰۰۰	۱/۲۲٦
	شاخص عملکرد بازار		٥/٤٦۸	۱٥/۹٦٦	۰/۰۰۰	۲۳۷/۱۰۲
	حجم معاملات بازار		۰/۱٦۷	۸/٤٤۱	۰/۰۰٤	۱/۱۸۲
	نوسانات نرخ ارز		-٥/۳۳۱	۲۷/۱۹٥	۰/۰۰۰	۰/۰۰٥
	ارزیابی کلی مدل		آماره خی دو	۳۱۳/۷۱۹	احتمال آماره خی دو	۰/۰۰۰

مدل رگرسیون لجستیک به‌دست‌آمده در صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت معنی‌دار بوده و ۷۲/۷٪ توانایی پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری را دارد. از مجموع متغیرهای مورداستفاده نیز صرفاً دو متغیر اندازه صندوق و شاخص عملکرد بازار در سطح اطمینان ۹۵٪ توانایی تأثیر معنی‌دار بر روند مذکور را دارند. مثبت بودن ضرایب متغیرهای اندازه صندوق و شاخص عملکرد بازار از یک‌سو و نسبت شانس آن‌ها از سوی دیگر

که به ترتیب برابر با ۱/۶۰۱ و ۲۰/۲۰۴ هستند نشان می‌دهد با افزایش در متغیرهای یادشده احتمال صدور واحدهای صندوق با درآمد ثابت افزایش می‌یابد؛ بنابراین، فرضیه‌های فرعی ۲ و ۳ تأیید و فرضیه‌های فرعی ۱، ۴ و ۵ رد می‌شوند.

مدل رگرسیون لجستیک به‌دست‌آمده در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام نیز معنی‌دار بوده و ۷۸/۱٪ توانایی پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری را دارد. کلیه متغیرهای مورداستفاده نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ توانایی تأثیر معنی‌دار بر روند مذکور را دارند. مشاهده می‌گردد دو متغیر بازده صندوق و شاخص عملکرد بازار دارای بالاترین اثرگذاری بر پیش‌بینی را دارند. منفی بودن ضریب متغیر نوسانات نرخ ارز و مثبت بودن ضرایب سایر متغیرهای مدل که باعث می‌گردد نسبت شانس متغیر نوسانات نرخ ارز کمتر از یک و سایر متغیرها بالاتر از یک گردد نشان می‌دهد افزایش نوسانات نرخ ارز موجب افزایش احتمال ابطال و افزایش سایر متغیرها موجب افزایش احتمال صدور واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام می‌گردد؛ بنابراین، هر ۵ فرضیه فرعی مرتبط با صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام تأیید می‌شوند.

همچنین مشاهده می‌شود رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام هم به لحاظ قدرت پیش‌بینی و هم به لحاظ تعداد متغیرهای معنی‌دار و مؤثر بر پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری رفتاری متفاوت از یکدیگر نشان می‌دهند. در صندوق‌های با درآمد ثابت دو متغیر بازده صندوق و شاخص عملکرد بازار و در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، کلیه متغیرهای موردمطالعه بر روند صدور و ابطال واحدهای صندوق تأثیر معنی‌دار دارند. بر این اساس، هر دو فرضیه اصلی پژوهش تأیید می‌گردند.

نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش، عوامل مؤثر بر پیش‌بینی روند صدور و ابطال واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بررسی و با استفاده از مدل‌های ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون لجستیک رفتار دو نوع صندوق سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و سرمایه‌گذاری در سهام با یکدیگر مقایسه گردیدند. بدین منظور از پنج متغیر بازده صندوق، اندازه صندوق، شاخص عملکرد بازار، حجم معاملات بازار و نوسانات نرخ ارز به‌عنوان متغیرهای پیش‌بین استفاده گردید. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد توانایی پیش‌بینی متغیرهای موردمطالعه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام بالاتر از صندوق‌های با درآمد ثابت است، لیکن قدرت مدل‌های ماشین بردار پشتیبان و لجستیک تقریباً برابر می‌باشند.

در صندوق‌های با درآمد ثابت، متغیر اندازه صندوق در هر دو مدل آماری و متغیر شاخص عملکرد بازار در مدل لجستیک به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر روند صدور و ابطال واحدهای صندوق (با رابطه مثبت) معرفی شدند. این یافته نشان می‌دهد با توجه به اینکه بخش اعظم منابع این صندوق‌ها در اوراق بهادار با درآمد ثابت و سپرده‌های بانکی سرمایه‌گذاری می‌شوند، سرمایه‌گذاران هنگام تصمیم‌گیری جهت سرمایه‌گذاری در این نوع صندوق‌ها به صندوق‌هایی که قدرتمندتر بوده و از ارزش پرتفوی بالاتری برخوردارند رغبت بیشتری دارند. از طرف دیگر، سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز که حاضر به پذیرش ریسک سرمایه‌گذاری در

بازار سرمایه نمی‌باشند با افزایش بازده بازار سرمایه، تمایل بیشتری به این نوع صندوق‌ها از خود نشان داده و اقدام آن‌ها به خرید واحدهای سرمایه‌گذاری احتمال صدور این واحدها را افزایش می‌دهد. با توجه به ثبات نسبی نرخ بازدهی این نوع صندوق، روند صدور و ابطال واحدهای این صندوق‌ها تابعی از بازده صندوق، حجم معاملات بازار و نوسانات نرخ ارز نمی‌باشند.

در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، رفتار متغیرهای موردمطالعه قدری متفاوت با صندوق‌های با درآمد ثابت است. در این نوع از صندوق‌ها، علیرغم اینکه کلیه متغیرهای موردمطالعه دارای تأثیر معنی‌دار بر روند صدور و ابطال واحدها دارند لیکن اثرگذاری متغیرهای بازده صندوق و شاخص عملکرد بازار به‌مراتب بیشتر از سایر متغیرهاست. این رابطه ناشی از ماهیت سبد سرمایه‌گذاری‌های صندوق می‌باشد. صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام عمده منابع خود را در سهام سرمایه‌گذاری می‌نمایند. بر این اساس هرگونه افزایش در بازده بازار (شاخص عملکرد بازار) و حجم معاملات آن استقبال سرمایه‌گذاران کمتر ریسک‌پذیر به خرید واحدهای صندوق را در پی دارد. همچنین، با توجه به تأثیر مثبت و معنی‌دار اندازه و بازده صندوق بر روند صدور و ابطال واحدها، می‌توان گفت سرمایه‌گذاران این نوع صندوق‌ها با افزایش بازده صندوق و ارزش واحدهای آن تمایل بیشتری به خرید واحدهای آن‌ها از خود نشان می‌دهند. از طرف دیگر، با عنایت به رابطه منفی و معنی‌دار نوسانات نرخ ارز با روند صدور و ابطال واحدها، افزایش در بازده بازار ارز به‌عنوان یک بازار رقیب ابطال واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و خروج سرمایه از آن‌ها را در پی خواهد داشت.

یافته‌های مطالعه تأکید مجددی بر اهمیت نقش و جایگاه بازار سرمایه در کشور است که عملکرد آن بر تأثیر بااهمیتی بر عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک دارد. با توجه به درجات مختلف ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران، رشد بازار سرمایه منجر به ورود سرمایه افراد ریسک‌پذیرتر به این بازار و به دنبال آن، سرمایه‌گذاری افراد کمتر ریسک‌پذیر در صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌شود تا ضمن جمع‌آوری سرمایه‌های اندک مردم، شرایط بهتر تأمین مالی واحدهای تجاری را فراهم نماید. لذا این صندوق‌ها می‌توانند نقش خود را به‌عنوان ابزاری برای حضور گسترده مردم در بورس اوراق بهادار به‌صورت غیرمستقیم ایفا نمایند. با توجه به رابطه جریان سرمایه در بازار سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، لازمه این حضور، جلب اعتماد عمومی به بازار سرمایه است. از این منظر، یافته‌های پژوهش با نتایج پژوهش‌های قاضی فرد و همکاران (۱۳۹۱) و حسینی و همکاران (۱۳۹۲) مطابقت دارد.

با عنایت به موارد فوق، به نهادهای حاکم و سیاست‌گذار پیشنهاد می‌گردد با ایجاد بستر رشد و اعتمادسازی سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه، مقدمات افزایش سرمایه‌گذاری در این بازار و صندوق‌های سرمایه‌گذاری را فراهم نمایند تا شرایط مناسب‌تری برای تأمین مالی واحدهای تجاری و هدایت سرمایه‌های خرد و کلان سرگردان به تولید و اشتغال ایجاد گردد. به پژوهشگران نیز پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی، ضمن در نظر گرفتن سایر عوامل احتمالی مؤثر مانند عوامل کلان اقتصادی، ارتباط جریان سرمایه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و سایر بازارهای رقیب مانند بازار مسکن و ... را مقایسه نمایند.

منابع

- پورزمانی، ز، جهانشاد، آ؛ و قنادی، ن. (۱۳۹۱). مقایسه ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک مبتنی بر نسبت‌های شارپ، پتانسیل مطلوب و بازده واقعی. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۳(۱۲)، صص. ۱۳۱-۱۴۵.
- حسینی، س، حسینی، س؛ و جعفری باقرآبادی، ا. (۱۳۹۲). ارتباط جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۵(۲)، صص. ۲۰۱-۲۱۴.
- صالح آبادی، ع. حساس یگانه، ی. ضرغام بروجنی، ح؛ و عبادی، ج. (۱۳۹۵). بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه-گذاری مشترک با رویکرد سنجش ثبات رفتار. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۲)، صص. ۳۳۱-۳۴۶.
- علامه حائری، ف؛ و حسینی، مهسا (۱۳۹۱). ارزیابی و مقایسه عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری (پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران) و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*، ۴(۱۶). صص. ۱۷۵-۱۹۷.
- قاضی فرد، ا. م، جمشیدی، ح؛ و پورمصطفی خشکرودی، م. (۱۳۹۱). اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل تلفیقی QFD و AHP در محیط فازی. *فصلنامهٔ علمی - پژوهشی کاوش‌های مدیریت بازرگانی*، ۴(۸). صص.۱-۲۹.
- Afza, T. & Rauf, A. (۲۰۰۹). Performance Evaluation of Pakistani Mutual Funds. *Pakistan Economic and Social Review*, ٤٧(٢), pp.١٩٩-٢١٤.
- Allameh haeri, F. & Hoseini, M. (۲۰۱۳). Evaluation and Comparing the Performance of Investing Companies and Stock Mutual Funds. *Journal of Financial Accounting*, ٤(١٦), pp.١٧٥-١٩٧. In Persian:
- Cuthbertson, K. Nitzsche, N. & O'Sullivan, N. (۲۰۱٦). A review of Behavioral and Management effects in Mutual Fund performance. *International Review of Financial Analysis*, ٤٤, pp.١٦٢-١٧٦.
- Ghazifard, A., Jamshidi, H. & Pourmostafa, M. (۲۰۱۳). Prioritization of the Factors Affecting the Performance of Funds Using a Combination of QFD and AHP Model in Fuzzy Environment. *Quarterly Journal of Business Administration Research*, ۴(۸), pp.۱-۲۹. In Persian:
- Hoseini, S. Hoseini, S. & Jafari bagher abadi, A. (۲۰۱٦). Relevence of Mutual Fund's Sash Flows and Tehran Stock Exchange Index. *Journal of Financial Research*, ١٥(٢), pp.٢٠١-٢١٤. In Persian:
- Pal, Sh. & Chandani, A. (۲۰۱٤). A Critical Analysis of Selected Mutual Funds in India. *Procedia Economics and Finance*, ١١, pp.٤٨١-٤٩٤.
- Pourzamani, Z., Jahanshad, A. & Ghanadi, N. (۲۰۱۲). Analysis of the Mutual Fund Performance based on the Sharpe Ratio, Upside Potential Ratio and Real Performance. *Financial Engineering and Securities Management*, ٣(١٢), pp.١٣١-١٤٥. In Persian:
- Saleh abadi, A. Hassas yeghaneh, Y. Zargham boroujeni, H. & Ebadi, J. (۲۰۱٦). Mutual Fund Performance Persistence. *Journal of Financial Research*, ١٨(٢), pp.٣٣١-٣٤٦. In Persian:
- Soongswang, A. & Sanohdontree, Y. (۲۰۱٥). Investing in Mutual Fun, *International Journal of Applied Business and Economic Research*, ١٣(٢), pp.٦٠٥-٦١٨.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۱۱۴-۸۷

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۳/۰۶
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۳/۰۵

ارائه مدل ترکیبی الگوریتم مورچگان باینری و ماشین بردار پشتیبان (BACO-SVM) برای انتخاب ویژگی و طبقه‌بندی مشتریان بانکی به همراه مطالعه موردی[1]

علی حسین‌زاده کاشان[2]، فاطمه گروسی[3]

چکیده

یکی از مهم‌ترین مسائلی که همواره بانک‌ها و مؤسسات مالی با آن مواجه هستند، مسئله ریسک اعتباری می‌باشد. رقم قابل توجه مطالبات معوق بانک‌ها در سراسر جهان نشان‌دهنده اهمیت این موضوع و لزوم توجه به آن می‌باشد. ازاین‌رو تاکنون تلاش‌های بسیاری به‌منظور ارائه مدلی کارا جهت ارزیابی و طبقه‌بندی هر چه دقیق‌تر متقاضیان تسهیلات اعتباری صورت گرفته است. در این راستا، پژوهش حاضر سعی در ارائه رویکردی نو برای ارزیابی ریسک اعتباری مشتریان بانکی دارد. روش ماشین بردار پشتیبان (SVM) به‌عنوان طبقه‌بندی کننده‌ی اصلی با یک روش انتخاب ویژگی به نام الگوریتم مورچگان باینری (BACO-SVM) ترکیب می‌گردد. به‌منظور نشان دادن اثربخشی روش پیشنهادی از داده‌های مربوط به ۸۵ شرکت از تسهیلات گیرندگان حقوقی یک بانک ایرانی در یک بازه‌ی ۵ ساله (۱۳۸۹-۱۳۹۳) به همراه ۱۶ ویژگی مربوط به هر یک از آن‌ها استفاده نموده‌ایم. نتایج روش BACO-SVM با روش PSO-SVM، GA-SVM و روش SVM به‌تنهایی مقایسه گردیده است. یافته‌های پژوهش دلالت بر آن داشته که در ارزیابی ریسک اعتباری، مدل BACO-SVM نسبت به روش‌های دیگر از عملکرد خوبی برخوردار است. درنتیجه با استفاده از روش BACO-SVM به طبقه‌بندی مشتریان به دو گروه مشتریان خوش‌حساب و بدحساب می‌پردازیم؛ و درنهایت جهت افزایش انعطاف‌پذیری در تصمیم‌گیری، مشتریان خوش‌حساب را با استفاده از روش VIKOR رتبه‌بندی می‌کنیم. این رتبه‌بندی منجر به آن می شود که قضاوت دقیق‌تری درباره‌ی وضعیت ریسک اعتباری متقاضیان خوش‌حساب صورت گیرد.

واژه های کلیدی: ریسک اعتباری، رتبه‌بندی اعتباری، ماشین بردار پشتیبان، انتخاب ویژگی، الگوریتم بهینه‌سازی مورچگان باینری، VIKOR
طبقه‌بندی موضوعی: C۵۳, G۳۲, G۲۱

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۰۵۳۱,۱۶۷۸
۲. دانشیار دانشکده مهندسی صنایع و سیستم‌ها، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، نویسنده مسئول، Email: a.kashan@modares.ac.ir
۳. فارغ‌التحصیل رشته کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران Email:F_garosi@yahoo.com

مقدمه

هدف اصلی کلیه بانک‌ها جمع‌آوری پس‌اندازهای اشخاص حقیقی و حقوقی و اعطای تسهیلات به سازمان‌ها و اشخاص حقیقی می‌باشد. آنچه برای بانک‌ها اهمیت زیادی دارد این است که تسهیلات را به افراد یا سازمان‌هایی اعطاء کنند که بتوانند تسهیلات دریافتی را به موقع بازپرداخت نمایند. در این حالت بانک‌ها با ریسک روبه‌رو هستند که از مهم‌ترین ریسک‌هایی که بانک‌ها با آن مواجه می‌باشند ریسک اعتباری و نکول می‌باشد. کاهش و کنترل ریسک اعتباری به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در بهبود فرآیند اعطای اعتبار و عملکرد بانک‌ها مطرح گردیده و نقش اساسی در تداوم ارائه تسهیلات، سودآوری و بقای بانک‌ها و مؤسسات مالی ایفا می‌نمایند (فلاح‌پور و همکاران، ۱۳۹۳). ریسک اعتباری در سال‌های اخیر در سراسر دنیا بسیار موردتوجه قرارگرفته است. در کشور ما نیز با توجه به افزایش مطالبات معوق، مدیریت صحیح ریسک اعتباری یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی بانک‌هاست.

تاکنون پژوهش‌های گوناگونی (در پیشینه‌ی پژوهش مطرح‌شده‌اند) برای ارائه مدلی کارا، جهت کمک به اتخاذ تصمیمات صحیح اعطای اعتبار از مؤسسات مالی ارائه‌شده است که افزایش دقت پیش‌بینی احتمال نکول متقاضیان تسهیلات، از مهم‌ترین اهداف آن‌ها بوده است. در مدل‌های قدیم و جدید عموماً به مدل‌های رگرسیونی و هوش مصنوعی پرداخته‌شده است که هر یک دارای نقاط ضعف فراوانی است. همچنین در پژوهش‌های داخل کشور توجه بسیار کمی به مدل‌های مبتنی بر بهینه‌سازی شده است که ضرورت کار با چنین مدل‌هایی را ایجاد می‌کرد. چراکه مدل‌های بهینه‌سازی با پیدا کردن بهترین جواب همواره به دنبال کاهش خطاها هستند و به‌مانند عمده مدل‌های هوش مصنوعی به‌صورت جعبه سیاه نیستند.

در دهه اخیر روش یادگیری ماشین، به‌طور خودکار الگوهای پیچیده را در مرحله یادگیری تشخیص می دهد و تصمیم‌گیری هوشمندی بر اساس داده‌ها انجام می‌دهد از الگوریتم SVM، در هرجایی که نیاز به تشخیص الگو یا دسته‌بندی در کلاس‌های خاص باشد می‌توان استفاده کرد. آموزش نسبتاً ساده است و در بعضی از پژوهش‌ها کارایی آن نسبت به سایر طبقه‌بندی‌ها بیشتر است، ولی در مجموعه داده‌های با ابعاد بالا به دلیل پیچیدگی‌های محاسباتی کارایی آن پایین می‌آید (چن و لی، ۲۰۱۰)؛ بنابراین در این پژوهش برای بالا بردن دقت SVM از الگوریتم‌های فرا ابتکاری به‌منظور انتخاب زیرمجموعه‌ی بهینه ویژگی‌ها استفاده می‌شود.

در این پژوهش سعی گردیده است تا با به‌کارگیری رویکردهای ترکیبی روش ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم مورچگان باینری (BACO-SVM)، روش ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم ژنتیک (GA-SVM)، روش ماشین بردار پشتیبان بر پایه الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO-SVM) و روش ماشین بردار پشتیبان (SVM) به‌تنهایی اقدام به طبقه‌بندی مشتریان

بانکی به دودسته مشتریان خوش‌حساب و بدحساب نموده و دقت طبقه‌بندی بیان‌شده، استخراج گردد. به‌طور خلاصه هدف اصلی این مقاله مقایسه عملکرد روش‌های بیان‌شده و همچنین رتبه‌بندی مشتریان خوش‌حساب با استفاده از روش VIKOR می‌باشد که این رتبه‌بندی منجر به آن می‌شود که قضاوت دقیق‌تری درباره‌ی وضعیت ریسک اعتباری متقاضیان خوش‌حساب صورت گیرد.

داده‌های به‌کاررفته در این پژوهش اطلاعات مربوط به ۸۵ شرکت از تسهیلات گیرندگان حقوقی یک بانک ایرانی در یک بازه‌ی ۵ ساله (۱۳۸۹-۱۳۹۳) که ۶۰ نفر از آن‌ها مشتریان خوش‌حساب و ۲۵ نفر از آن‌ها مشتریان بدحساب محسوب می‌گردند. همچنین پس از استخراج اقلام ذکرشده از ترازنامه و صورت‌حساب سود و زیان، باید نسبت‌های مالی ورودی مدل را معرفی نمود. اهمیت بسیاری از نسبت‌های مالی که در ادامه ذکرشده است، در پژوهش‌های نیلی و سبزواری (۱۳۸۷)، سپهردوست و برجیسیان (۱۳۹۲)، صفری، ابراهیمی و شیخ (۱۳۸۹) و... مورداستفاده قرارگرفته است و به آن‌ها توصیه‌شده است.

در این پژوهش، پس از مقدمه، توضیحاتی پیرامون مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌ها صورت گرفته در زمینه روش‌های ارزیابی ریسک اعتباری مشتریان بانک‌ها ارائه می‌گردد. در بخش بعدی مطالبی در رابطه با روش‌های به‌کاررفته و متغیرهای پژوهش تقدیم گردیده و در پایان نیز بعد از بررسی نتایج و یافته‌های پژوهش، نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی بیان می‌گردد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

اندازه‌گیری و درجه‌بندی ریسک اعتباری برای نخستین بار در سال ۱۹۰۹ میلادی توسط جان موری بر روی اوراق قرضه انجام شد. اولین مدل‌های امتیازدهی اعتباری بر پایه روش‌های آماری بوده‌اند (موری[۱]،۱۹۰۹). مطالعه فیشر[۲] (۱۹۳۶) اولین سیستم ارزیابی اعتبار است. در سال ۱۹۴۱ دوراند[۳] در مطالعه‌ای به تعیین ویژگی‌های مهم با دو روش پرسش از افراد خبره و روش آماری تحلیل تمایزی با تکیه‌بر نتایج فیشر پرداخت. او در مطالعه خود سیستم مبتنی بر امتیازدهی را برای طبقه‌بندی افراد متقاضی دریافت وام جهت خرید ماشین دست‌دوم، مورداستفاده قرار داد (دوراند،۱۹۴۱). ازجمله مطالعات دیگر می‌توان به مقاله بی‌ور[۴] (۱۹۶۷) که در زمینه برآورد موفقیت و شکست شرکت‌ها با استفاده از برخی شاخص‌های مالی است، اشاره نمود. آلتمن[۵] (۱۹۶۸) به‌عنوان

---

۱. Jon Mory
۲. Fisher
۳. Durand
٤. Beaver
٥. Altman

یکی از پیشگامان بحث اعتبارسنجی، تلاش بسیاری برای یافتن یک رابطه معنی‌دار بین متغیرهای حسابداری یک شرکت و احتمال عدم توانایی در پرداخت دیون این شرکت در آینده انجام و رابطه‌ای معروف به نام Z-score را ارائه داد. این روش مبتنی بر تحلیل تمایزی خطی بین شرکت‌های خوب و بد بود.

یکی دیگر از روش‌های پرکاربرد در صنعت اعتباری، استفاده از ماشین بردار پشتیبان می‌باشد که هانگ[۱] و همکاران (۲۰۰۴) از اولین پژوهشگرانی بودند که با این تکنیک که جزوه روش‌های یادگیری ماشینی است، اقدام به‌پیش‌بینی وضعیت اعتباری مشتریان بانک‌های ایالات‌متحده امریکا نموده و نتایج آن را با شبکه عصبی پیش‌خور مقایسه نمودند. طبق مطالعات آن‌ها، ماشین بردار پشتیبان همانند شبکه عصبی به‌دقت پیش‌بینی نزدیک به ۸۰ درصد دست یافت.

بلوتی و کروک[۲] (۲۰۰۹) از روش ماشین بردار پشتیبان روی یک پایگاه داده مربوط به اطلاعات کارت‌های اعتباری ۲۵۰۰۰ مشتری استفاده کرده و عملکرد این روش را با روش‌های رگرسیون لجستیک، تحلیل تمایزی و نزدیک‌ترین همسایه مقایسه کردند. نتایج نشان می‌دهد اولاً روش ماشین بردار پشتیبان بالاترین نرخ طبقه‌بندی صحیح را ارائه می‌دهد، ثانیاً این تکنیک می‌تواند در انتخاب مهم‌ترین ویژگی‌های مؤثر بر ریسک نکول بسیار مفید واقع گردد.

آنجیلا و ماتزو[۳] (۲۰۱۵) در پژوهش خود سعی در رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌های کوچک و متوسط به کمک یکی از روش‌های تصمیم‌گیری با معیارهای چندگانه به نام ELECTRE-TRI نمودند. ازآنجایی‌که فرایند تخصیص اعتبار و تأمین مالی این شرکت‌ها، امری حیاتی است، آن‌ها در این مقاله سعی در ارائه یک مدل استوار[۴] به‌منظور تخصیص شرکت‌های کوچک و متوسط به‌کلاس‌های ریسک نمودند.

لی[۵] و همکاران (۲۰۱۶) به رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌های با اندازه کوچک و متوسط[۶] پرداختند. آن‌ها یک مدل ترکیبی از رگرسیون لجستیک و شبکه عصبی مصنوعی ارائه دادند؛ و از اطلاعات مالی شرکت‌های کوچک و متوسط کشور فنلاند در سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۱۲ استفاده کردند؛ که این مجموعه داده شامل ۲۶۸۱ متقاضی وام که ۱۳۶۴ نفر در طبقه مشتریان بدحساب و ۱۳۱۷ در طبقه مشتریان بدحساب قرار گرفتند. نتایج اجرای مدل نشان داد که دقت مدل پیشنهادی بالاتر از زمانی است که از روش‌های رگرسیون لجستیک و شبکه عصبی مصنوعی به‌تنهایی استفاده شود، است.

---

۱. Huang
۲. Bellotti& Crook
۳. Angilella& Mazzu
٤. Robust
٥. Li& Niskanen& Kolehmainen& Niskanen
٦. Small and medium-sized firm (SME)

همین‌طور با افزایش دقت این مدل پیشنهادی به این نتیجه رسیدند. اول دقت بالای رتبه‌بندی باعث می‌شود پرتفوی وام به این شرکت‌ها عملکرد بهتری داشته باشد. دوم بانک‌ها سرمایه کمتری برای مقابله با ریسک اعتباری، ذخیره می‌کنند و می‌توان نرخ بهره کمتری از این شرکت‌ها گرفت.

هریس[۱] (۲۰۱۵) در پژوهش خود تکنیک ماشین‌های بردار پشتیبان خوشه‌بندی‌شده (CSVM) را برای توسعه کارت‌های امتیازی اعتباری معرفی و استفاده نمود. او در مقاله خود به این موضوع اشاره داشته است که ایراد مدل‌های سابق مبتنی بر ماشین‌های بردار پشتیبان غیرخطی این بوده است که با افزایش حجم داده‌ها، هزینهٔ محاسبات را بالا می‌برد. بر طبق این گفته، مطالعهٔ وی روش CSVM را با سایر ماشین‌های بردار پشتیان غیرخطی مقایسه نموده است و نشان داده است که روش مذکور در طبقه‌بندی، درحالی‌که هزینهٔ محاسباتی کمتری دارد، عملکرد خوبی از خود نشان داده است.

اوزترک و همکاران[۲] (۲۰۱۶) در مقاله خود با به کار گرفتن درخت‌های طبقه‌بندی و رگرسیونی، پرسپترون چندلایه‌ای، ماشین‌های بردار پشتیبان، شبکه‌های بیزی و طبقه‌بندی کننده نایو بیز، یک مدل پیش‌بینی رتبه اعتباری از چندین تکنیک هوش مصنوعی ارائه کرده‌اند که بر روی یک نمونه ناهمگن اجرا کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان داده است که طبقه‌بندی کننده‌های هوش مصنوعی، ازنظر دقت پیش‌بینی بهتر از مدل‌های سنتی آماری عمل کرده‌اند. بر طبق معیارهای در نظر گرفته‌شده برای دقت پیش‌بینی، طبقه‌بندی کننده‌های مبتنی بر هوش مصنوعی، از دقت ۹۰٪ فراتر رفته‌اند؛ درحالی‌که عملکرد روش‌های آماری سنتی در حدود ۷۰٪ بوده است.

افزایش درجه اهمیت موضوع ریسک اعتباری در ایران موجب شد که پژوهشگران ایرانی نیز به سمت اندازه گیری ریسک اعتباری در بانک‌ها و مؤسسات مالی داخلی بپردازند و مطالعاتی در این زمینه صورت گیرد.

عرب مازار و روئین‌تن (۱۳۸۵)، باهدف شناسایی عوامل مؤثر و تدوین مدلی برای سنجش ریسک اعتباری مشتریان حقوقی بانک کشاورزی ایران، اقدام به انجام مطالعه‌ای با استفاده از روش رگرسیون لاجیت کردند و برای این منظور، اطلاعات کیفی و مالی یک نمونه‌ی تصادفی دویست تایی از شرکت‌هایی که طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۳ از شعب بانک کشاورزی استان تهران تسهیلات اعتباری دریافت کردند را بررسی کردند. در این مطالعه ابتدا پس از بررسی پرونده‌های اعتباری هر یک از نمونه‌ها و با استفاده از تحلیل رگرسیون لاجیت، از بین ۳۶ متغیر توضیح‌دهنده کیفی و مالی، در نهایت هفده متغیر که اثر معنی‌داری بر ریسک اعتباری و تفکیک بین دو گروه از مشتریان خوش‌حساب و بدحساب را انتخاب و مدل نهایی توسط آن متغیرها، برازش شد.

---

۱. Harris
۲. Özurk

پویان فر و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی از روش حداقل مربعات ماشین بردار پشتیبان مبتنی بر الگوریتم ژنتیک با رویکرد پوشاننده جهت ارزیابی ریسک اعتباری مشتریان استفاده کرده‌اند. جهت سنجش کارایی و دقت مدل، مجموعه داده اعتباری آلمان از پایگاه داده UCI مورداستفاده قرارگرفته و مدل پیشنهادی در این پژوهش با مدل‌های لاجیت و روش حداقل مربعات ماشین بردار پشتیبان به‌تنهایی مقایسه شده است. نتایج حاکی از آن است که مدل پیشنهادی عملکرد بهتری داشته است.

فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۲) مدلی ارائه داده‌اند که در آن روش شبکه عصبی به‌عنوان طبقه‌بندی کننده اصلی مشتریان تسهیلات بانکی با الگوریتم کلونی زنبورعسل جهت انتخاب ویژگی با رویکرد پوشاننده ترکیب می‌گردد. روش‌های دیگر به‌کاررفته در این پژوهش شبکه عصبی مبتنی بر آنالیز اجزای اساسی به‌عنوان یک روش فیلتر انتخاب ویژگی و روش شبکه عصبی به‌تنهایی می‌باشند. نتایج اجرای روش‌ها بر روی مجموعه داده‌ای از ۲۵۰ نفر از مشتریان بانک کارآفرین در یک بازه زمانی سه‌ساله (۱۳۹۰-۱۳۸۷) دلالت بر بهتر بودن روش شبکه عصبی مبتنی بر کلونی زنبورعسل نسبت به دو روش دیگر داشته است. همچنین استفاده از کلونی زنبورعسل به‌عنوان یک روش انتخاب ویژگی پوشش‌دهنده نقش مهمی در افزایش دقت و سرعت در اجرای تکنیک پیش‌بینی، حذف داده‌های غیر مرتبط و افزایش قابلیت فهم‌پذیری ایفا نمود و همچنین در مقایسه با عملکرد روش انتخاب ویژگی فیلتر کننده آنالیز اجزای اساسی، کلونی زنبورعسل به‌عنوان یک روش پوشش‌دهنده در ترکیب با شبکه عصبی دقت پیش‌بینی بالاتری از خود نشان داد.

فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۶) در سال ۱۳۹۶ در مقاله‌ای دیگر از ماشین بردار پشتیبان با چهار تابع کرنل خطی، چندجمله‌ای، شعاعی و سیگموید به‌عنوان مدل طبقه‌بندی کننده و ترکیب آن با روش‌های انتخاب ویژگی فیلتر کننده و پوشش‌دهنده استفاده کردند. همچنین از الگوریتم ژنتیک که یکی از انواع روش‌های پوشش دهندهٔ انتخاب ویژگی است و روش‌های آنالیز اجزای اساسی، زنجیرهٔ اطلاعات و رلیف که جزء روش‌های فیلترکنندهٔ انتخاب ویژگی هستند، استفاده‌شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که روش الگوریتم ژنتیک نسبت به روش‌های فیلتر کننده، عملکرد بهتری دارد. همچنین دقت ماشین بردار پشتیبان با توابع کرنل خطی، چندجمله‌ای، شعاعی و سیگموید در ترکیب با الگوریتم ژنتیک، با سطح اطمینان ۹۵ درصد تفاوت معناداری با هم ندارند.

روش‌شناسی و مدل‌های پژوهش

رویکرد انتخاب ویژگی

مسئله انتخاب ویژگی که به تعیین ویژگی‌های مناسب جهت بهبود عملکرد مدل می‌پردازد، یک مسئله بهینه‌سازی به‌صورت جستجو در فضای ویژگی‌ها جهت تعیین زیرمجموعه بهینه یا نزدیک به بهینه بر اساس

معیار عملکرد است این مسئله جزو مسائل NP-hard محسوب می‌شود و الگوریتم‌های متعددی جهت حل آن در زمان کوتاه‌تر ارائه‌شده است (ماریناکیس و همکاران،۲۰۰۹). روش‌های انتخاب ویژگی بر اساس استفاده یا عدم استفاده از یک تابع طبقه‌بندی، به دودسته روش‌های فیلتر و پوشاننده تقسیم می‌شوند.

رویکرد فیلتر ویژگی‌ها را بدون استفاده از یک الگوریتم یادگیری ارزیابی می‌کند. در این رویکرد، خصوصیات ذاتی داده‌ها جهت ارزیابی و رتبه‌بندی ویژگی‌ها مورداستفاده قرار می‌گیرند (طباخی و همکاران،۲۰۱۴).

رویکرد پوشاننده از یک الگوریتم یادگیری جهت ارزیابی هر زیرمجموعه از ویژگی‌ها استفاده می‌کند. در این رویکرد لازم است یک روش جستجو جهت یافتن زیرمجموعه بهینه به کار گرفته شود. رویکرد پوشاننده طبقه‌بندی را یک جعبه سیاه در نظر گرفته و زیرمجموعه ویژگی‌ها را بر اساس توان پیش‌بینی آن‌ها رتبه‌بندی می‌کند (حاتمی‌خواه ۱۳۹۲).

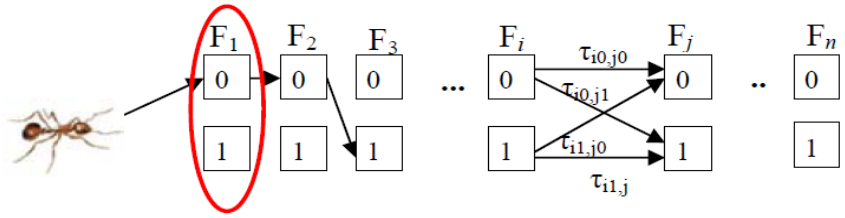
در سال‌های اخیر، الگوریتم‌های فرا ابتکاری مانند الگوریتم ژنتیک، بهینه‌سازی کلونی مورچگان و بهینه‌سازی ازدحام ذرات به شکل گسترده‌ای در زمینه انتخاب ویژگی مورداستفاده قرارگرفته‌اند. بیشتر الگوریتم‌های فرا ابتکاری انتخاب ویژگی، به علت برخی خصوصیات ذاتی خود از رویکرد پوشاننده استفاده می‌کنند (بوز[۱]،۲۰۰۲). به‌کارگیری رویکرد پوشاننده در مقایسه با رویکرد فیلتر نیازمند صرف زمان و هزینه بیشتری است اما دقت و کارایی این روش به‌مراتب بالاتر از روش فیلتر است. ازاین‌رو، در این پژوهش، انتخاب ویژگی بر اساس رویکرد پوشاننده و با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی کلونی مورچگان، الگوریتم جمعیت ذرات و الگوریتم ژنتیک، انجام می‌گیرد.

الگوریتم جمعیت مورچه باینری در انتخاب ویژگی

هیرویاسو[۲] (۲۰۰۰) روشی برای حل مسائل فضای باینری با نام TACO ارائه و بعدها از آن برای حل مسائل مختلف بهینه‌سازی استفاده شد (اوزترک[۳] و همکاران،۲۰۰۹). شکل (۱) چگونگی روش مذکور را به تصویر کشیده و همان‌طور که مشهود است، برای هر ویژگی یک گره صفر در رشته بالایی و یک گره یک در رشته پایینی در نظر گرفته‌شده است. هر مورچه در هر حرکت دو انتخاب (صفر یا یک) دارد که با توجه به تابع احتمالی که برای حرکت تعریف‌شده است، یکی را به‌عنوان موقعیت بعدی خود انتخاب می‌کند.

---

۱. Boz
۲. Hiroyasu
۳. Ozturk



شکل ۱. رشته باینری به‌وسیله‌ی مسیری که مورچه از آن گذر کرده است

هر مورچه بعد از اتمام سفرش، در مسیرهای عبوری خود مقداری فرمون به‌جا می‌گذارد. میزان فرومون به‌جامانده از هر مورچه با توجه به هزینه‌ای که مسیر طی شده به همراه داشته است، محاسبه می‌گردد. در قوانین حرکت نسخه باینری، مورچه‌ها فقط از اطلاعات فرومون مسیرها استفاده می‌کنند و وقتی یک مورچه مرحله تصمیم‌گیری را برای همه گره‌های رشته کامل کند به این معنی است که یک‌راه حل برای مسئله تولیدشده است.

در روش TACO، تمام مورچه‌ها با توجه به شایستگی‌شان بر مسیرهایی که از آن‌ها گذشته‌اند، فرمون ترشح می‌کنند. با اقتباس از روش‌های موجود الگوریتم فضای گسسته ACO، سه روش به نام‌های ETACO[۱]، RTACO[۲] و BACO[۳] برای بهبود TACO در (توحیدی و همکاران، ۱۳۸۶) پیشنهاد شد. این سه روش در دو مسئله طبقه‌بندی معنایی تصویر و بازشناسی ارقام دست‌نویس فارسی آزموده شدند. نتایج آزمایش‌ها نشان دادند روش BACO عملکرد بهتری نسبت به سایر روش‌های پیشنهادی و روش‌های مورد مقایسه دارد.

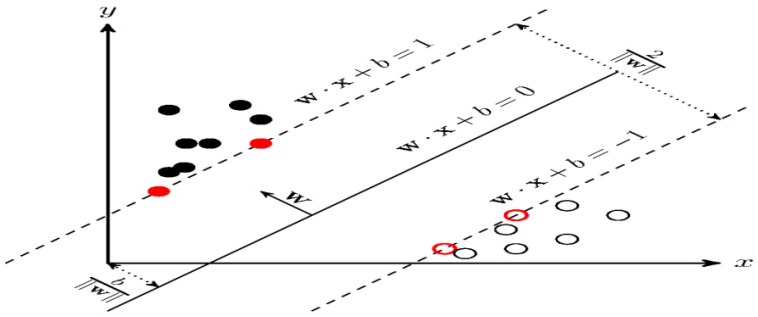
ماشین بردار پشتیبان (SVM)

ماشین بردار پشتیبان درواقع یک طبقه‌بندی کننده دودویی است که دو کلاس را با استفاده از یک مرز خطی از هم جدا می‌کند. در تقسیم خطی داده‌ها هدف دست‌یابی به تابعی است که تعیین کننده ابر صفحه‌ای[۴] با بیشترین حاشیه می‌باشد. با حداکثر شدن حاشیه این ابر صفحه، تفکیک بین طبقات حداکثر می‌گردد. فرض کنید که $S = \{x_i . y_i\}$ یک ونه‌ی آموزشی است که از دو کلاس $y_i = \pm ۱$ و هر کلاس از $i = ۱. \ldots . m$ ویژگی تشکیل‌شده.

---

۱ . Elitism TACO
۲ . Ranked - Based TACO
۳ . Binary ACO
۴ . Hyper plane

همان‌گونه که در شکل (۲) نشان داده‌شده است، خط $(< wx_i b >) = ۰$ داده‌های موجود را در دو کلاس ± ۱ طبقه‌بندی می‌کند. به این خط، ابر صفحه جداکننده گفته می‌شود. دو خط $(< wx_i + b >) + ۱$ و $(< wx_i + b >) = -۱$ به ترتیب بیانگر مرز ناحیه‌ی دسته‌های $y = -۱$ و $y = +۱$ می‌باشند. به نزدیک‌تر داده‌های آموزشی به ابر صفحه‌های جداکننده، بردار پشتیبان [۱] نامیده می‌شوند.



شکل۲. ابر صفحه‌ی جداکننده دو گروه ۱+ و ۱-

در ماشین بردار پشتیبان به دو طریق خطی و غیرخطی می‌توان مجموعه نقاط را از یکدیگر جدا نمود (آوسی انجین[۲]، ۲۰۰۹). در ادامه به شرح هر یک از روش‌های فوق پرداخته‌شده است.

تفکیک خطی

در حالتی که داده‌ها را بتوان به‌صورت خطی از هم جدا کرد، ماشین بردار پشتیبان با در نظر گرفتن مجموعه داده‌های آموزشی، با استفاده از حل مسئله بهینه‌سازی زیر ابر صفحه بهینه با حاشیه حداکثر را پیدا می‌نماید:

$$\text{Min}\ \frac{۱}{۲||W||^۲} \qquad (۱)$$
$$St:\ (< wx_i + b >) \geq -۱ \quad i = ۱.۲. \ldots . m$$

که در آن $\|W\|$ نرم اقلیدسی[۳] است. بر اساس مدل فوق، کمینه شدن مقدار $\|W\|$ با توجه به محدودیت آن، منجر به حداکثر شدن پهنای صفحه می‌گردد.

---

۱ . Support Vector (SV)
۲ . Avci.Engin
۳ . Euclidean norm

حل این مسئله بهینه‌سازی دشوار است، لذا به‌منظور ساده‌تر نمودن حل آن، از ضرایب لاگرانژ استفاده می‌گردد. سپس دوگان آن با توجه به‌شرط کروش کان-تاکر[۱]، به‌صورت زیر در خواهد آمد:

$$\max W(\alpha) = \sum \alpha_i - \frac{۱}{۲}\sum\sum \alpha_i \alpha_j y_i y_j < x_i x_j > \quad (۲)$$
$$Subject\ \ to: \sum \alpha_i y_i = ۰ . \alpha_i \geq ۰ . i = ۱ . \ldots . N$$

با توجه به عدم وجود b در معادله فوق، از محدودیت‌های ابتدایی برای به دست آوردن آن استفاده می‌کنیم. پس‌ازآنکه مقادیر α_i و b به دست آمد، می‌توان SVM را برای دسته‌بندی نمونه-های جدید بکار برد. اگر x یک نمونه جدید باشد، دسته‌بندی آن به‌صورت زیر مشخص می‌گردد.

$$F(x) = sign[f(x.\alpha.b)] \quad (۳)$$

که در آن $f(x.\alpha.b)$ به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} f(x.\alpha.b) &= wx + b \\ &= \sum \alpha_i y_i x_i x + b \\ &= \sum_{i \epsilon SV} \alpha_i y_i x_i x + b \end{aligned} \quad (۴)$$

همان‌گونه که قبلاً عنوان شد، SV بردارهای پشتیبان می‌باشند.

تفکیک غیرخطی

یک فرض بسیار مهم در SVM این است که داده‌ها به‌صورت خطی جدا پذیر باشند. درحالی‌که در عمل در بیشتر مواقع این فرض صحیح نیست. برای اولین بار کورتس و وپنیک در سال ۱۹۹۵ به‌منظور اینکه بتوانند در این حالت یک ابر صفحه‌ی بهینه را برای جداسازی ۲ کلاس به دست بیاورند، متغیرهای نامنفی $\varepsilon_i \geq ۰$ را به‌عنوان مقادیر خطا برای هر بردار تعریف نمودند(کورتس[۲]، ۱۹۹۵). مطابق روش ارائه‌شده صورت‌مسئله بهینه‌سازی تبدیل می‌شود به یافتن w به‌نحوی‌که معادله زیر حداقل گردد:

$$Min\ \frac{۱}{۲}\|w\|^۲ + C\sum_i \varepsilon_i \quad (۵)$$
$$St: \quad y_i(< wx_i > + b) \geq ۱ - \varepsilon_i . \varepsilon_i \geq ۰\ \forall i$$

که در آن C پارامتر تنظیم‌کننده حاشیه می‌باشد که وظیفه‌ی آن برقراری تعادل بین حداکثر کردن حاشیه و حداقل کردن خطای دسته‌بندی بوده و همواره بزرگ‌تر از صفر است (کریستیانینی و تیلور[۳]، ۲۰۰۰). اگر

---

۱. Karush Kuhn–Tucker (KKT)
۲. Cortes
۳. Cristianini, Shawe-Taylor

C عددی بزرگ انتخاب شود، توجه بیشتری به خطا معطوف می‌گردد. ماشین بردار پشتیبانی که به این صورت تعریف‌شده باشد را ماشین بردار پشتیبان حاشیه نرم[۱] می‌نامند (آبه[۲]، ۲۰۰۵).

همچنین در حالتی که داده‌ها جداناپذیر بوده و همچنین کلاس‌ها دارای همپوشانی هستند، جدا کردن کلاسها توسط مرز خطی همواره با بروز خطا همراه می‌باشد. به‌منظور حل مشکل مزبور می‌توان ابتدا داده‌ها را با استفاده از یک تبدیل غیرخطی φ، از فضای اولیه به فضایی با بعد بالاتر منتقل کرد با این هدف که در فضای جدید، کلاس‌ها تداخل کمتری با یکدیگر داشته باشند (بورگس[۳]، ۱۹۹۸). پس از نگاشت داده‌ها به فضای بالاتر، با استفاده از معادلات قبل و جایگزین کردن x_i با $\varphi(x_i)$، ابر صفحه بهینه به دست خواهد آمد.

انتقال از بعد پایین به بعدی بالاتر را می‌توان توسط توابع کرنل[۴] انجام داد. تعدادی از توابع کرنل موجود به شرح ذیل می‌باشند:

$$K(x_i.x_j) = x_i^T x_j + c \quad \text{کرنل خطی} \tag{۶}$$

$$K(x_i.x_j) = (\alpha x_i^T x_j + c)^d \quad \text{کرنل چندجمله‌ای} \tag{۷}$$

$$K(x_i.x_j) = exp\left(-\|x_i - x_j\|^2/\sigma^2\right) \quad \text{کرنل تابع پایه شعاعی} \tag{۸}$$

در معادلات فوق، c عبارت ثابت، d درجه چندجمله‌ای و سیگما (σ) پارامتر قابل تنظیم می‌باشد. کرنل تابع پایه شعاعی در دو مقوله نسبت به کرنل‌های دیگر دارای نقطه قوت بوده و درنتیجه عملکرد مطلوب‌تری در مسائل طبقه‌بندی اعتباری از خود نشان داده است. این کرنل به‌صورت غیرخطی نمونه‌ها را به ابعاد فضایی بالاتری نگاشت می‌نماید، بنابراین برخلاف کرنل خطی، در حالت‌هایی که روابط بین کلاس‌ها و ویژگی‌ها به‌صورت غیرخطی است، کاربرد خواهد داشت. دومین نقطه قوت، تعداد پارامترهایی است که بر پیچیدگی انتخاب مدل تأثیرگذار می‌باشند. کرنل چندجمله‌ای تعداد پارامترهای بیشتری نسبت به RBF دارا می‌باشد (لین[۵] و همکاران، ۲۰۱۱). ازاین‌رو در این پژوهش از کرنل تابع شعاعی استفاده‌شده است.

معیارهای ارزیابی مدل

مسلماً انجام هر کاری بدون ارزیابی آن ارزش چندانی ندارد و راهی به سمت بهبود و انتخاب بهترین راه پیدا نمی‌کند. در این پژوهش نیز قصد داریم تا پس از تغییر دادن برخی پارامترها، شرایط و...، آن‌ها را با یکدیگر مقایسه نماییم تا بهترین شرایط جهت پیش‌بینی طبقهٔ اعتباری مشتریان انتخاب

---

۱. Soft-Margin
۲. Abe
۳. Burges
٤. Kernel
٥. Lean

گردد. برای مقایسهٔ این حالات، باید ابتدا معیارهای ارزیابی مناسبی را تعریف نمود تا نتیجه مقایسه، برای تصمیم‌گیری قابل‌اتکا باشد. در پژوهش ژانگ، گائو و شی(۲۰۱۴)[۱]، چندین معیار ارزیابی برای ارزیابی طبقه‌بندی اعتباری استفاده گردیده که در این پژوهش قصد استفاده از آن‌ها را داریم. پیش از معرفی این معیارها، به برخی از تعاریف در ارزیابی طبقه‌بندی کننده‌های دودویی می‌پردازیم.

نتیجه‌ای که مدل، اعتبار یک مشتری را پیش‌بینی می‌کند، ممکن است اعتبار بد (Positive)، یا اعتبار خوب (Negative) باشد. حال در این راه، چهار حالت زیر ممکن است اتفاق بیفتد:

الف) نتیجه پیش‌بینی بدحساب باشد و مشتری بانکی هم طبق طبقه‌بندی تجربی بانک بدحساب باشد که به آن True Positive می‌گویند و به اختصار با TP نشان می‌دهند.

ب) نتیجه پیش‌بینی بدحساب باشد؛ اما مشتری بانکی طبق طبقه‌بندی تجربی، واقعاً خوش‌حساب باشد که آن را با False Positive و به اختصار با FP نشان می‌دهند. طبق تعاریف در علم آمار، در اینجا خطای نوع یک صورت گرفته است.

ج) نتیجه پیش‌بینی خوش‌حساب باشد و مشتری بانکی هم طبق طبقه‌بندی تجربی بانک، واقعاً خوش‌حساب باشد که به آن True Negative می‌گویند و به اختصار با TN نشان می‌دهند.

د) نتیجه پیش‌بینی خوش‌حساب باشد؛ حال‌آنکه طبق طبقه‌بندی تجربی بانک، مشتری واقعاً بدحساب باشد که به آن False Negative می‌گویند و آن را با FN نشان می‌دهند... حال در ادامه به تعریف و بیان رابطهٔ معیارهای مورداستفاده خواهیم پرداخت.

صحت ($Accuracy$): این نسبت عبارت است از نسبت پیش‌بینی‌های درست به‌کل پیش‌بینی‌ها.

$$Accuracy = \frac{TP + TN}{TP + FN + TN + FP} \quad (۹)$$

حساسیت (Recall): بیان‌گر نسبت پیش‌بینی درست اعتبارهای بد به‌کل اعتبارهای واقعاً بد می‌باشد.

$$Recall = \frac{TP}{TP + FN} \quad (۱۰)$$

تشخیص (Specificity): برابر نسبت پیش‌بینی درست اعتبارهای خوب به‌کل اعتبارهای واقعاً خوب می‌باشد.

$$Specificity = \frac{TN}{TN + FP} \quad (۱۱)$$

دقت (Precision): بیانگر نسبت پیش‌بینی‌های درست اعتبارهای بد به‌کل اعتبارهای بدی که پیش‌بینی شده اند.

$$Precision = \frac{TP}{TP + FP} \quad (۱۲)$$

---

۱ . Zhang& gao& shi

برای بررسی تعداد ویژگی‌های بعد از انتخاب ویژگی، نسبت به تعداد ویژگی‌های اصلی، پارامتری به نام F_r تعریف می‌شود که با رابطه زیر به دست می‌آید:

$$F_r = \frac{p - q}{p} \qquad (۱۳)$$

که p تعداد ویژگی‌های اصلی و q تعداد ویژگی‌ها بعد از انتخاب ویژگی است. طبق این رابطه هر چه مقدار F_r به ۱ نزدیک‌تر باشد، کاهش تعداد ویژگی‌ها بیشتر بوده و مطلوب‌تر است.

توصیف داده‌ها

در این پژوهش، عمل طبقه‌بندی اعتباری را بر روی مشتریان یکی از بانک‌های ایرانی انجام خواهیم داد. مشتریانی که قصد طبقه‌بندی آن‌ها را داریم، داده‌های مربوط به ۸۵ شرکت از تسهیلات گیرندگان حقوقی یک بانک ایرانی در یک بازه‌ی ۵ ساله (۱۳۸۹-۱۳۹۳) به همراه ۱۶ ویژگی مربوط به هر یک از آن‌ها می‌باشد.۱۶ آیتم موجود در ترازنامه و صورت‌حساب سود و زیان این شرکت‌ها می‌باشد. اهمیت بسیاری از نسبت‌های مالی که در ادامه ذکرشده است، در پژوهش‌های نیلی و سبزواری (۱۳۸۷)، سپهردوست و برجیسیان (۱۳۹۲)، صفری، ابراهیمی و شیخ (۱۳۸۹) و... مورداستفاده قرارگرفته است و به آن‌ها توصیه‌شده است. این ۱۶ آیتم عبارت‌اند از: حساب‌های دریافتنی، موجودی مواد و کالا، دارایی‌های جاری، دارایی‌های ثابت، کل دارایی‌ها، بدهی‌های جاری، کل بدهی‌ها، حقوق صاحبان سهام و سود انباشته که از ترازنامه این شرکت‌ها جمع‌آوری‌شده است و سرمایه، فروش، سود ناخالص، سود عملیاتی، هزینه‌های مالی، سود قبل از مالیات و سود خالص پس از مالیات که از صورت‌حساب سود و زیان آن‌ها اخذ گردیده است. این داده‌های خام جمع‌آوری‌شده به‌منظور محاسبهٔ نسبت‌های مالی مورداستفاده قرار می‌گیرد. پس از محاسبهٔ مقادیر میانگین نسبت‌های مالی، باید این نسبت‌ها را به‌صورت مقادیر بین صفر و یک نرمال‌سازی نمود. رابطهٔ مورداستفاده برای نرمال‌سازی داده‌ها در قالب رابطهٔ (۱۸) ارائه‌شده است که در آن x_iها، مقادیر مربوط به یک نسبت مالی خاص، برای ۸۵ شرکت می‌باشند از این رابطه در پژوهش لیو و موتودا (۱۹۹۸)[۱] استفاده گردیده است.

$$Normalized\ value\ of\ x_i = \frac{x_i - \min_i x_i}{\max_i x_i - \min_i x_i} \qquad (۱۴)$$

لازم به ذکر است برای جمع‌آوری این داده‌ها از دو پایگاه اینترنتی کدال[۲] و پردازش اطلاعات مالی ایران[۳] بهره گرفته‌شده است.

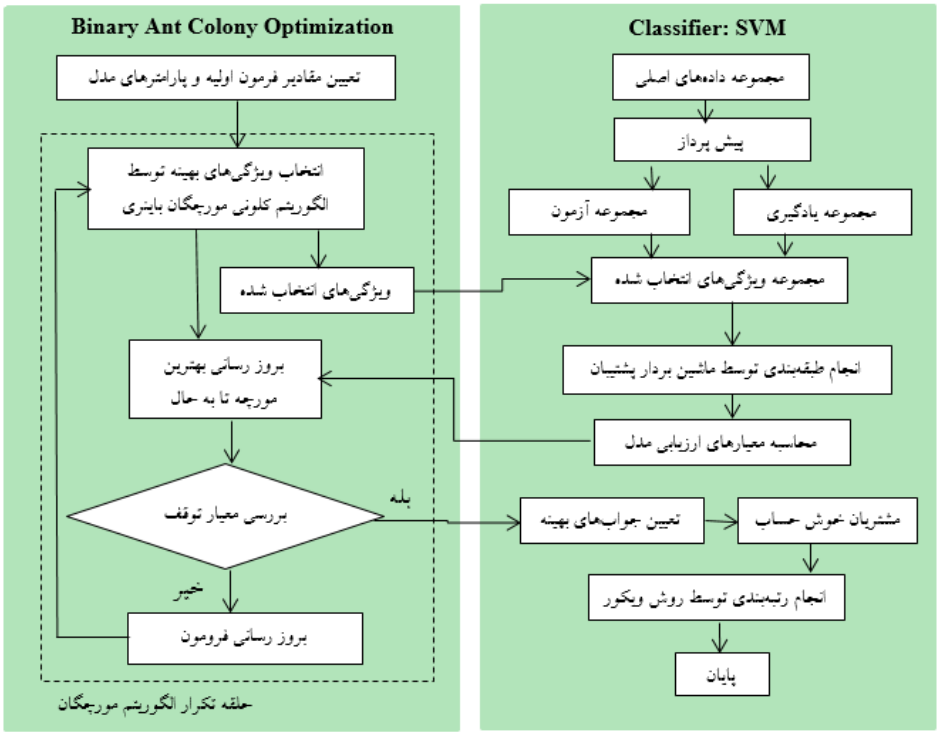
---

۱ . Liu & Motoda
۲ . www.codal.ir
۳ . www.fipiran.com

مدل پیشنهادی

شکل (۳) نحوه عملکرد مدل پیشنهادی را نشان می‌دهد. هم‌چنین شرح دقیق هر مرحله در ادامه بیان‌شده است.

شکل۳. نمودار مدل پیشنهادی



تعیین پارامترهای بهینه مدل

برای اینکه جواب‌های بهتری از این مدل بگیریم باید پارامترهای مدل را تنظیم کنیم زیرا در الگوریتم مورچگان اگر پارامترهای الگوریتم به‌خوبی انتخاب نشوند، احتمال رکود و همگرایی به بهینه‌های محلی در آن زیاد خواهد بود. پارامترهایی که در نسخه‌ی باینری مورچگان مهم است که تعیین شوند تعداد مورچگان و نرخ تبخیر می‌باشد.

تعیین مقدار فرمون هر ویژگی

مقدار فرمون به‌صورت یک ماتریس وارد می‌گردد که تعداد ستون‌های آن برابر با تعداد کل ویژگی‌های موجود در مجموعه داده و تعداد سطرهای آن برابر با ۲ است. درواقع برای هر ویژگی

دو حالت انتخاب شدن و نشدن (سطر اول) و یا انتخاب شدن در یک‌راه حل (سطر دوم) در نظر گرفته می‌شود. در ابتدا برای هر ویژگی مقدار فرمون سطر اول و دوم یکسان است و پس از انجام هر تکرار به‌روزرسانی می‌شود. در این پژوهش مقدار اولیه فرمون را یک در نظر گرفتیم.

فاز اصلی: پس از تخصیص مقادیر بهینه به پارامترها، وارد فاز اصلی مدل پیشنهادی می‌شویم. این فاز با انتخاب ویژگی توسط الگوریتم مورچگان باینری آغاز می‌گردد، پس از انتخاب ویژگی‌ها، طبقه‌بندی با SVM صورت گرفته و تابع برازش محاسبه می‌گردد. معیارهای توقف الگوریتم بررسی‌شده و بر این اساس اجرای الگوریتم ادامه یافته و یا متوقف می‌گردد. شرح کامل هر گام از فاز اصلی در ادامه بیان‌شده.

انتخاب ویژگی با استفاده از الگوریتم مورچگان باینری

در حل مسئله انتخاب ویژگی با استفاده از الگوریتم جمعیت مورچگان باینری به ازای هر ویژگی، یک گره (بیت) صفر و یک گره (بیت) یک با جایگاه مشخص و یکسان در رشته باینری در نظر گرفته می‌شود. ازاین‌رو طول رشته بیت‌های یک و صفر در رشته‌های شکل (۱) برای حل یک مسئله خاص با تعداد ویژگی‌های آن مسئله برابر است. در این مسئله چنانچه یک مورچه برای یک ویژگی خاص، بیت حاوی مقدار صفر را برگزیند به‌منزله عدم مشارکت ویژگی و چنانچه بیت یک را برگزیند به‌منزله انتخاب ویژگی و مشارکت آن تلقی می‌شود. در این روش، تمام مورچه‌ها در آغاز در ابتدای رشته بیت‌ها قرار گرفته و با شروع کار الگوریتم بر اساس تابع احتمال انتخاب (۱۵) گره بعدی خود را انتخاب می‌کنند:

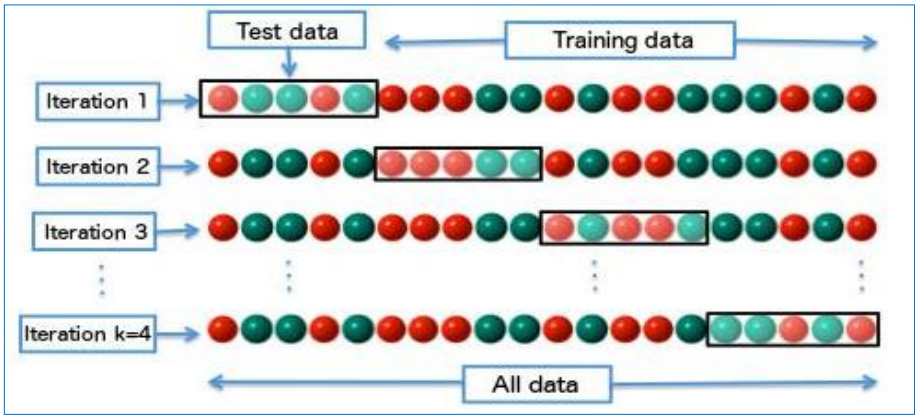
$$P^{k}_{ix.jy}(t) = \frac{\tau_{ix.jy}}{\tau_{ix.j.} + \tau_{ix.j1}} \qquad (۱۵)$$

این رابطه، احتمال انتخاب بیت با مقدار $y\epsilon\{0.1\}$ در گره‌ی بعدی (گره jام) برای مورچه kام که در زمان t در موقعیت $x\epsilon\{0.1\}$ در گره i ام قرار داشته را مشخص می‌کند. همچنین $\tau_{i.j.}$، $\tau_{i.j0}$، $\tau_{i1.j.}$، $\tau_{i1.j1}$ به ترتیب بیانگر فرومون بین مسیرهای متصل‌کننده گره‌های iام و jام به ترتیب روی یال‌های (۰به۰)، (۱به۰)، (۰به۱) و (۱به۱) است. لازم به یادآوری است که بنا به محدودیت‌های الگوریتم مورچه باینری همواره محدودیت j=i+۱ برقرار است. یعنی این‌که هر مورچه در هر گره صرفاً می‌تواند به گره بعدی خود که از قبل مکان آن تعیین‌شده حرکت کرده و یکی از زیر گره‌های صفر و یک را برگزیند.

طراحی سیستم اعتبارسنجی

به‌منظور پیشگیری از وقوع انطباق بیش‌ازحد و اینکه مدل ریاضی، به‌جای یادگیری داده‌ها، آن‌ها را حفظ نکند و همچنین انتخاب بهترین پارامترهای مدل، عمل اعتبارسنجی را به شیوه اعتبارسنجی متقاطع k لایه‌ای انجام

می‌دهیم. این عملگر ابتدا داده‌ها را به k زیرمجموعه مجزای تقریباً مساوی تقسیم می‌کند، پس‌ازآن هر بار (k-۱) زیرمجموعه از داده‌ها را به‌عنوان داده‌های آموزشی و یک زیرمجموعه را به‌عنوان داده‌های تست در نظر می‌گیرد و این کار را k بار انجام می‌دهد به‌طوری‌که هر زیرمجموعه یک‌بار به‌عنوان داده تست قرار می‌گیرد. دقت پیش‌بینی برای آن زیرمجموعه محاسبه‌شده و دقت کلی مدل از میانگین آن‌ها به دست می‌آید. در این پژوهش مقدار k را ۵ در نظر گرفتم. شکل (۴) نحوه ی کار اعتبار سنجی متقاطع k لایه ای را نشان می دهد.



شکل ٤. روش اعتبار سنجی متقاطع k لایه‌ای

انجام طبقه‌بندی توسط SVM

کرنل تابع پایه شعاعی در دو مقوله نسبت به کرنل‌های دیگر دارای نقطه قوت بوده و درنتیجه عملکرد مطلوب‌تری در مسائل طبقه‌بندی اعتباری از خود نشان داده است. این کرنل به‌صورت غیرخطی نمونه‌ها را به ابعاد فضایی بالاتری نگاشت می‌نماید، بنابراین برخلاف کرنل خطی، در حالت‌هایی که روابط بین کلاس‌ها و ویژگی‌ها به‌صورت غیرخطی است، کاربرد خواهد داشت. دومین نقطه قوت، تعداد پارامترهایی است که بر پیچیدگی انتخاب مدل تأثیرگذار می‌باشند. کرنل چندجمله‌ای تعداد پارامترهای بیشتری نسبت به RBF دارا می‌باشد (لین[۱] و همکاران،۲۰۱۱). ازاین‌رو در این پژوهش از کرنل تابع شعاعی استفاده‌شده است. مقدار پارامتر C و σ را به ترتیب ۱۰ و ۰,۹ در نظر می‌گیریم. به‌وسیله‌ی الگوریتم SVM مشتریان به دودسته‌ی خوش‌حساب و بدحساب طبقه‌بندی می‌شوند.

ویژگی‌هایی که توسط الگوریتم مورچگان انتخاب می‌شوند به‌عنوان ورودی‌های SVM هستند. مشتریان با توجه به ویژگی‌های انتخاب‌شده توسط الگوریتم SVM طبقه‌بندی می‌شوند.

---

۱ . Lin

محاسبه تابع برازش

تابع برازش کیفیت یک‌راه حل را اندازه گیری می کند. پس از انجام طبقه‌بندی، به محاسبه تابع برازش می‌پردازیم. در این مطالعه، از معیار حساسیت (Recall) به‌عنوان تابع برازش استفاده کرده‌ایم. معیار حساسیت نشان‌دهنده نسبتی از مشتریان بدحساب است که به‌درستی طبقه‌بندی‌شده‌اند؛ زیرا این معیار بسیار حائز اهمیت می‌باشد چراکه هزینه‌ای که از عدم‌تشخیص صحیح مشتریان بدحساب مؤسسات اعتباری را تهدید می‌نماید، بسیار بیشتر از هزینه عدم‌تشخیص صحیح مشتریان خوش‌حساب می‌باشد. این هزینه شامل از دست دادن اصل‌وفرع تسهیلات به همراه هزینه پیگیری مطالبات معوق می‌باشد. با توجه به مفهوم معیار مذکور، اختلاف آن از عدد یک را می‌توان به‌عنوان ریسک اعتباری روش مورداستفاده در نظر گرفت. منظور از ریسک اعتباری اعطای اعتباری به مشتریان بدحساب می‌باشد که مدل توانایی تشخیص درست آن‌ها را نداشته است. معیار دیگری که برای ما مهم است معیار F_r می‌باشد که برای بررسی تعداد ویژگی‌های بعد از انتخاب ویژگی استفاده می‌شود. ر چه مقدار آن به ۱ نزدیک‌تر باشد، کاهش تعداد ویژگی‌ها بیشتر بوده و مطلوب‌تر است. این معیار طبق رابطه (۱۷) محاسبه می‌شود.

بررسی معیار توقف

پس از محاسبه تابع برازش، معیارهای توقف الگوریتم بررسی می گردند. در اینجا ما معیار توقف را تعداد تکرارها در نظر گرفته‌ایم. وقتی الگوریتم به تعداد تکرارهای معینی رسید متوقف می‌شود.

به‌روزرسانی فرومون

در پایان هر تکرار از الگوریتم، فرومون ابتدا تبخیر و سپس به‌روزرسانی می‌شود. رابطه مورداستفاده جهت تبخیر فرومون به صورت زیر است:

با توجه به اینکه برای محاسبه‌ی دقت مدل از اعتبار سنجی چندلایه‌ای استفاده کرده بودیم که مجموعه داده‌ها به K زیرمجموعه تقسیم‌شده بودند؛ بنابراین $CVREC$ میانگین حساسیت (درصد مشتریان بدحسابی که به تی دسته‌بندی‌شده‌اند) K زیرمجموعه است.

$$CVREC = \frac{\sum_i Recall_i}{K} \quad i = ۱.۲. \ldots . K \qquad (۱۶)$$

فرومون مسیرهایی که مورچه طی کرده به‌وسیله‌ی یک نرخ تبخیر ثابت ρ آپدیت می‌شود. پارامتر نرخ تبخیر برای اجتناب از افزایش پیوسته در میزان فرومون هر ویژگی است. این پارامتر به الگوریتم کمک می کند تا تصمیمات اشتباهی که گرفته است را فراموش کند.

و آنگاه فرومون روی مسیری که مورچه عبور کرده ترشح می‌شود. $\Delta\tau_{ij}^{k}$ مقدار فرومونی است که مورچه k ام ترشح می‌کند. رویکردهای مختلفی برای به‌روزرسانی فرمون طراحی‌شده است. در این الگوریتم استراتژی مورچه نخبه به کار گرفته می‌شود که $\Delta\tau_{ij}^{Best}$ فرومونی است که توسط بهترین مورچه که تاکنون بوده ترشح می‌شود. e وزن فرمونی است که توسط بهترین مورچه ترشح می‌شود. بنابراین ؛ رابطه زیر برای بروز رسانی فرمون مورداستفاده قرار می‌گیرد:

$$\tau_{ij} = (1-\rho)\tau_{ij} + \sum_{k=1}^{NumberofAnts} \Delta\tau_{ij}^{k} + e\Delta\tau_{ij}^{Best} \qquad (17)$$

$$\Delta\tau_{ij}^{k} = \begin{cases} CVREC^{K} & \text{if ant k use edge } (i.j)\ in\ tour \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (18)$$

این به‌روزرسانی که با افزایش مقدار فرمون ویژگی‌های منتخب همراه است منجر به آن می‌شود که در تکرارهای بعدی نیز احتمال انتخاب این ویژگی‌ها افزایش یابد. به‌این‌ترتیب الگوریتم پس از چندین تکرار به یک‌راه حل واحد همگرا می‌گردد.

تعیین جواب بهینه

در هر تکرار از الگوریتم فوق از بین راه‌حل‌های ساخته‌شده بهترین راه‌حل بر اساس معیار حساسیت تعیین و ذخیره می‌گردد. پس از پایان تمام تکرارها مقایسه و جواب بهینه تعیین می‌شود.

نتایج حاصل از مدل BACO-SVM

پارامترهای مهم در نسخه‌ی باینری مورچگان، تعداد مورچگان و نرخ تبخیر می‌باشد. انتخاب مقادیر ۲۰، ۳۰، ۴۰ برای تعداد مورچگان و انتخاب مقدارهای ۰,۲، ۰,۳، ۰,۵ برای نرخ تبخیر، پارامترهای SVM، C=۱۰ و $\sigma = 0.9$ قرار می‌دهیم. مدل BACO-SVM باید ۹ بار ران شود. ما این مدل را ۹ بار با ۱۰۰ تکرار ران می‌کنیم. همان‌طور که در جدول (۲) نشان داده‌شده است ما با تغییر تعداد مورچه‌ها و نرخ تبخیر، مدل را ۹ بار اجرا می‌کنیم که در جدول (۲) شماره مدل بیانگر این است که هر مدل با چه پارامترهایی اجراشده است که مقدار پارامترهای هر مدل در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. تنظیم پارامترهای الگوریتم مورچگان

نام مدل/پارامترها	تعداد مورچه‌ها	نرخ تبخیر	C	σ
۱	۲۰	۰,۲	۱۰	۰,۹
۲	۲۰	۰,۳	۱۰	۰,۹
۳	۲۰	۰,۵	۱۰	۰,۹
٤	۳۰	۰,۲	۱۰	۰,۹
٥	۳۰	۰,۳	۱۰	۰,۹
٦	۳۰	۰,۵	۱۰	۰,۹
۷	٤۰	۰,۲	۱۰	۰,۹
۸	٤۰	۰,۳	۱۰	۰,۹
۹	٤۰	۰,۵	۱۰	۰,۹

جدول ۲. مقادیر معیارها در مدل BACO-SVM با تعداد تکرار ۱۰۰

مدل-	Accuracy		Recall		Specificity		Precision		
معیارها	Test	Training	Test	Training	Test	Training	Test	Training	Fr
۱	۰,۸۹	۰,۹۸	۰,۷٦	۱,۰۰	۰,۹۰	۰,۹۸	۰,۸٦	۰,۹٤	۰,۲٥
۲	۰,۹۱	۰,۹٥	۰,۸٤	۰,۹۸	۰,۹۳	۰,۹٤	۰,۸٤	۰,۸٥	۰,۳۱
۳	۰,۹۱	۰,۹۲	۰,۸٤	۰,۹۷	۰,۹۳	۰,۹۰	۰,۸٤	۰,۸۱	۰,٥٦
٤	۰,۹۳	۰,۹٥	۰,۹۲	۰,۹۷	۰,۹۳	۰,۹٤	۰,۸٥	۰,۸٦	۰,۲٥
٥	۰,۹۲	۰,۹۲	۰,۹۲	۰,۹٦	۰,۹۲	۰,۹۰	۰,۸۱	۰,۸۱	۰,۳۱
٦	۰,۹۱	۰,۹۲	۰,۹۲	۰,۹۹	۰,۹۰	۰,۸۹	۰,۷۹	۰,۷۹	۰,۳۸
۷	۰,۹۲	۰,۹۱	۰,۸۸	۰,۹۸	۰,۹۳	۰,۸۸	۰,۸٥	۰,۷۸	۰,٥٦
۸	۰,۹۰	۰,۹۱	۰,۹۲	۰,۹۷	۰,۸۸	۰,۸۹	۰,۷۷	۰,۷۹	۰,۳۱
۹	۰,۹٥	۰,۹۲	۰,۹٦	۰,۹۸	۰,۹٥	۰,۸۹	۰,۸۹	۰,۷۹	۰,٥٦

راهنما: مقادیر با قلم ضخیم بیانگر بیشترین مقدار میانگین هر معیار می‌باشند

این ۹ مدل را با پارامترهای مختلفی که برای هرکدام در نظر گرفتیم با ۱۰۰ تکرار اجرا می‌کنیم که نتایج را در جدول (۲) ملاحظه می‌فرمایید. برای مقایسه‌ی مدل BACO-SVM با مدل PSO-SVM، GA-SVM و SVM به‌تنهایی در اینجا از بین ۹ بار اجرای مدل، مدلی که بهترین نتیجه را داشته انتخاب می‌کنیم برای فرآیند مقایسه مدل شماره ۹، در معیارهای Accuracy، Recall، Specificity، Precision و Fr از همه‌ی مدل‌ها بهتر عمل کرده. درنتیجه برای مدل BACO-SVM، ما پارامترهای مدل شماره‌ی ۹ (تعداد مورچه‌ها ۴۰ و نرخ تبخیر ۰,۵) را در نظر می‌گیریم. برای مقایسه‌ی معیارها فقط نتایج معیارهای تست را در همه‌ی مدل‌ها در نظر می‌گیریم.

رتبه‌بندی به‌وسیله‌ی روش VIKOR

یک روش تصمیم‌گیری چند شاخصه توافقی است که توسط آپریکویچ و تی زنگ بر اساس روش ال پی متریک توسعه یافت. شاخص رتبه‌بندی گزینه‌ها در این روش بر اساس میزان نزدیکی آن به جواب ایده ال می‌باشد. دلیل استفاده از مفهوم روش ویکور در روش ترکیبی پیشنهادی آن است که ویژگی و قابلیت‌های این روش، در عمل می‌تواند به انتخاب فردی که نسبت به سایرین به جواب ایده آل نزدیک‌تر بوده و از بیشینه مطلوبیت گروهی و کمینه تأثر انفرادی نیز برخوردار باشد، کمک می‌نماید (توکلی مقدم و همکاران، ۱۳۹۱).

هدف روش VIKOR تمرکز بر رتبه‌بندی و انتخاب از بین یک مجموعه از آلترناتیوها در مسئله‌ای با معیارهای متعارض است که یک لیست رتبه‌بندی توافقی به‌علاوه یک یا چند راه‌حل توافقی برای آن مشخص می‌کند. راه‌حل توافقی یک راه‌حل شدنی است که نزدیک‌ترین راه‌حل به راه‌حل ایده آل است. در اینجا جواب سازشی نزدیک‌ترین جواب موجه به جواب ایده آل است که کلمه سازش به یک توافق متقابل اطلاق می‌گردد. درواقع مدل ویکور از طریق ارزیابی گزینه‌ها بر اساس معیارها، گزینه‌ها را اولویت-بندی یا رتبه‌بندی می‌کند. در این مدل معیارها وزن‌دهی نمی‌شوند بلکه معیارها از طریق روش‌های دیگر ارزیابی می‌شود و سپس گزینه‌ها بر اساس معیارها و با ترکیب در ارزش معیارها، ارزیابی‌شده و رتبه‌بندی می‌شوند. در این مدل همواره چند گزینه مختلف وجود دارد که این گزینه‌ها بر اساس چند معیار به‌صورت مستقل ارزیابی می‌شوند و در نهایت گزینه‌ها بر اساس ارزش، رتبه‌بندی می‌گردند.

منظور از توافق یا سازش جوابی است که بر اساس توافق متقابل بین معیارها حاصل می‌شود.

رویکردهای اصلی برای تصمیم‌گیری، شامل تئوری مطلوبیت هستند.

مبنای روش حداقل نمودن بردار ارزیابی آلترناتیوها از نقطه ایده آل مثبت است:

محاسبه‌ی یک فاصله ترکیبی با فرمول خاص، برای هر آلترناتیو

راه‌حل ارجح: آلترناتیوی که کوچک‌ترین فاصله ترکیبی را دارد

مراحل روش VIKOR به ترتیب زیر است:

۱. تشکیل ماتریس تصمیم: ماتریس تصمیم با توجه به ارزیابی همه گزینه‌ها برای معیارهای مختلف تشکیل می‌شود.

۲. تعیین وزن معیارها: در این مرحله با توجه به ضریب اهمیت معیارهای مختلف در تصمیم-گیری، با استفاده از روش‌هایی مانند آنتروپی یا AHP و ... بردار وزن تعریف می‌شود؛ که ما در اینجا برای تعیین وزن معیارها از روش آنتروپی استفاده کردیم.

۳. تعیین نقطه ایده آل مثبت و منفی: برای هر معیار، بهترین و بدترین هر یک را در میان همه گزینه‌ها تعیین کرده و به ترتیب همانند زیر نشان می‌دهیم:

$$f+= Max\ f_{ij} \qquad (۱۹)$$
$$f-= Min\ f_{ij}$$

۴. محاسبه شاخص مطلوبیت (S) و شاخص نارضایتی (R) برای هر گزینه:

دو مفهوم اساسی در محاسبات VIKOR، سودمندی (S) و تأسف (R) است. مقدار سودمندی (S) بیانگر فاصله نسبی گزینه i ام از نقطه ایده‌آل و مقدار تأسف (R) بیانگر حداکثر ضرر گزینه i ام از دوری نقطه ایده‌آل است.

$$S_j = \sum_{i=۱}^{n} w_i \cdot \frac{f_i^* - f_{ij}}{f_i^* - f_i^-} \qquad (۲۰)$$

$$R_j = \max_i w_i \cdot \frac{f_i^* - f_{ij}}{f_i^* - f_i^-} \qquad (۲۱)$$

محاسبه شاخص VIKOR: برای هر گزینه شاخص ویکور با رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$Q_i = v\left[\frac{S_i - S^*}{S^- - S^*}\right] + (۱ - v)\left[\frac{R_i - R^*}{R^- - R^*}\right] \qquad (۲۲)$$

$$S^- = Max\ S_i\ , S^* = Min\ S_i$$
$$R^- = Max\ R_i\ , R^* = Min\ R_i \qquad (۲۳)$$

v مقداری بین صفر و یک است و وزن برای استراتژی ماکسیمم مطلوبیت گروهی است. در اینجا v با مقدار ۰٫۵ در نظر گرفته‌شده است. در تصمیم‌گیری با تکنیک VIKOR دو شرط نهایی داریم: در گام پایانی از این تکنیک، گزینه‌های بر اساس مقادیر S، R، Q در سه گروه از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند. بهترین گزینه آن است که کوچک‌ترین مقدار Q را داشته باشد به‌شرط آنکه دو شرط زیر برقرار باشد:

شرط یک: اگر $A_۱$ و $A_۲$ در میان m گزینه رتبه اول و دوم را داشته باشند، باید رابطه زیر برقرار باشد.

$$Q(A_۲) - Q(A_۱) \geq \frac{۱}{m - ۱} \qquad (۲۴)$$

شرط دو: گزینه $A_۱$ باید حداقل در یکی از گروه‌های R و S به‌عنوان رتبه برتر شناخته شود. اگر شرط نخست برقرار نباشد هر دو گزینه بهترین خواهند بود. اگر شرط دوم برقرار نباشد گزینه $A_۱$ و $A_۲$ هر دو به‌عنوان گزینه برتر انتخاب می‌شوند. مزیت مدل VIKOR در این است که الزاماً در این

مدل جهت ارزیابی گزینه‌ها بر اساس معیارها، نیازی به استفاده از نظرات کارشناسان نیست بلکه می‌توان از داده‌های خام استفاده کرد.

نتایج پژوهش

در این قسمت به مقایسه‌ی مدل‌ها، پرداخته‌شده است. جهت نشان دادن تأثیر الگوریتم انتخاب ویژگی در افزایش دقت مدل، SVM بدون الگوریتم انتخاب ویژگی اجراشده است. میانگین نتایج در جدول (۳) ارائه‌شده است.

جدول ٦. مقایسه نتایج حاصل از مدل‌ها

مدل-معیار	Accuracy	Recall	Specificity	Precision	Fr
BACO-SVM	۰,۹۵۲۹(۱)	۰,۹٦(۱)	۰,۹۵(۱)	۰,۸۸۸۸(۱)	۰,٥٦۲٥(۲)
GA-SVM	۰,۸۲۱۳(۲)	۰,۸۷۱۳(۳)	۰,۸۰۰۸(۳)	۰,٦٤٤٦(۲)	۰,٦۲٥(۱)
PSO-SVM	۰,۸۱۱۷(۳)	۰,۹٥(۲)	۰,۷٥(٤)	۰,٦۱٥۳(٤)	۰,٤۳۷(۳)
SVM	۰,۷٦٤٦(٤)	۰,٥٤۰٦(٤)	۰,۸٥٦۹(۲)	۰,٦۲۱٦(۳)	۰(٤)

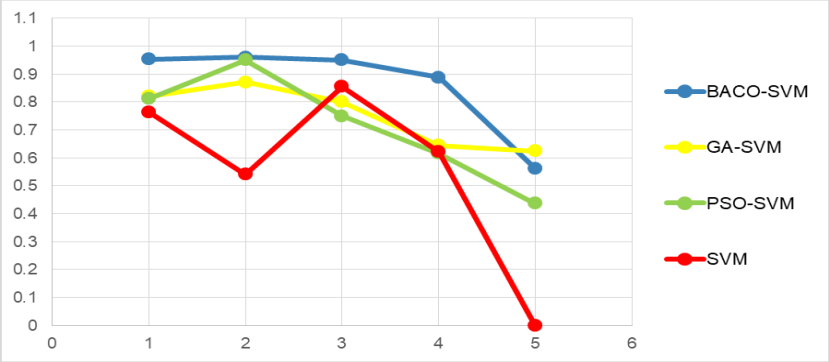
در هر ستون عدد اول نشان‌دهنده دقت روش موردنظر بر اساس معیارهای پژوهش می‌باشد و عدد دوم که در پرانتز قرار داده‌شده است نشانگر رتبه روش مزبور در میان دیگر روش‌ها می‌باشد. همان‌طور که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود روش BACO-SVM در چهار معیار اول رتبه‌ی یک را کسب کرده و در معیار Fr رتبه‌ی دوم را کسب کرده. همین‌طور روش SVM هم در ۳ معیار رتبه‌ی آخر را کسب کرده و این نشان‌دهنده‌ی تأثیر انتخاب ویژگی می‌باشد.

در جدول (۴) مقایسه بر مبنای مجموع رتبه‌های موجود در جدول (۳) برای هر مدل انجام‌شده است. مقدار کمتر مجموع رتبه‌ها برای یک مدل، نشان‌دهنده نتایج میانگین بهتر در میان سایر مدل‌ها می‌باشد. اگرچه در بعضی موارد این کمیت دقت پایینی دارد اما استفاده از آن در آمار غیر پارامتری مرسوم است (کاشف و نظام‌آبادی‌پور،۱۳۹۳). با توجه به جدول (۴)، مدل BACO-SVM در رتبه اول، GA-SVM رتبه دوم، PSO-SVM رتبه سوم و مدل SVM هم‌رتبه‌ی چهارم را کسب کرده‌اند.

جدول ۷. مجموع رتبه‌های به‌دست‌آمده برای هر مدل

BACO-SVM	GA-SVM	PSO-SVM	SVM
٦ (۱)	۱۱(۲)	۱٦(۳)	۱۷(٤)

بنابراین مدل BACO-SVM به‌عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شود؛ زیرا به دلیل ایجاد زیان‌های غیرمنتظره آتی و مطالبات مشکوک الوصول و معوق بانکی که از پیش‌بینی اشتباه مشتریان بدحساب ناشی می‌شود، پیش بینی درست این مشتریان به‌مراتب مهم‌تر از مشتریان خوش‌حساب است؛ لذا ما به دنبال مدلی هستیم که مشتریان بدحساب را به‌خوبی پیش‌بینی نماید. با توجه به اینکه دو معیار Accuracy و Recall این خواسته را برای ما پژوهشگر می‌سازند، لذا در بین مدل‌ها، مدل BACO-SVM دارای بالاترین مقادیر Accuracy و Recall می‌باشد که مقادیر آن به ترتیب ۹۵,۲۹٪ و ۹۶٪ می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر این مدل، همهٔ مشتریان بدحساب را با دقت ۹۶ درصد پیش‌بینی می‌نماید و کلیهٔ مشتریان را با صحت ۹۵,۲۹ درصد طبقه‌بندی می‌کند. البته در معیار Fr رتبه‌ی دوم را کسب کرده. این معیار که مربوط به انتخاب تعداد ویژگی‌ها می‌باشد هر چه این معیار به یک نزدیک باشد بهتر است. با توجه به اینکه هر چه معیارها به یک نزدیک‌تر باشند نشان‌دهنده‌ی عملکرد بهتر مدل است بنابراین در شکل ۵ هم مشاهده می‌کنید که مقدار معیارها در مدل BACO-SVM نسبت به مدل‌های دیگر به یک نزدیک‌تر بوده و مدل BACO-SVM نسبت به مدل‌های دیگر بهتر عمل کرده است.



شکل ٤. مقایسه نتایج حاصل از مدل‌ها

بعد از طبقه‌بندی مشتریان به‌وسیله‌ی مدل BACO-SVM، مشتریان خوش‌حساب را با استفاده از روش VIKOR رتبه‌بندی می‌کنیم. برای رتبه‌بندی با روش VIKOR، از معیارهایی که توسط مدل BACO-SVM انتخاب‌شده‌اند استفاده می‌کنیم. درنتیجه در جدول (۵) نماد مشتریان خوش‌حساب و معیارهای انتخابی توسط مدل BACO-SVM ارائه‌شده‌اند. ۸ معیار توسط مدل BACO-SVM انتخاب شدند وزن معیارها با روش آنتروپی به‌دست‌آمده، بعد از محاسبه‌ی وزن‌ها، معیارهای منفی (مانند هزینه) که با افزایش آن مطلوبیت کاهش می‌یابد. معیارهای مثبت (مانند سود)

که با افزایش آن مطلوبیت افزایش می‌یابد؛ که در اینجا معیارهای دوره متوسط وصول مطالبات و نسبت بدهی معیارهای منفی ما هستند یعنی مقدار آن‌ها هرچقدر کمتر باشد بهتر است.

جدول ۸. وزن معیارها با استفاده از روش آنتروپی

نسبت آنی	۰,۰۰۲۵	گردش دارایی ثابت	۰,۰۱۹
دوره متوسط وصول مطالبات	-۰,۰۰۵۳	نسبت بدهی	-۰,۰۰۳۵
ROE	۱,۰۱۷	سرمایه در گردش به‌کل دارایی‌ها	۰,۰۱۳۷
نسبت حقوق صاحبان سهام	۰,۰۰۰۸	نسبت پوشش بهره	۰,۰۰۷

در ادامه جهت قیاس عملکرد مدل پیشنهادی، نتایج حاصل با نتایج پژوهش‌های قبلی مقایسه شده‌اند. همان‌گونه که در جدول (۶) مشاهده می‌کنید مدل پیشنهادی پژوهش در هر سه معیار بهترین عملکرد را داشته.

جدول ۹. مقایسه نتایج پژوهش با پژوهش‌های مشابه

روش	منبع اطلاعات	تعداد ویژگی	Accuracy	Recall	Specificity
BACO-SVM	مدل پیشنهادی	١٦	۰,۹۵۲۹ (۱)	۰,۹٦ (۱)	۰,۹۵ (۱)
GA-SVM	هوانگ و همکاران (۲۰۰۷)	٢٤	۰,۷۳۹ (۵)	۰,۳۳۳۳ (۵)	۰,۹۰٦ (٤)
GS-LSSVM	ژو و همکاران (۲۰۰۹)	٢٤	۰,۷۷٦۱ (۳)	۰,٤۸٦۳ (٤)	۰,۹۲۳۳ (۲)
DS-LSSVM	یو و همکاران (۲۰۱۱)	٢٤	۰,۷٦۹۳ (٤)	۰,۵۲٤۵ (۳)	۰,۹۰٦۷ (۳)
DOE-LSSVM	یو و همکاران (۲۰۱۱)	٢٤	۰,۷۸٤٦ (۲)	۰,۵۵۵۵ (۲)	۰,۸۹۲۳ (۵)

نتیجه‌گیری و بحث

طراحی و اجرای سیستم مدیریت امور اعتباری نهادهای مالی با توجه به سیاست‌های کلان اعتباری و استراتژی‌های بلندمدت این مؤسسات می‌تواند نقش به سزایی در اتخاذ تصمیمات مناسب و اثربخش ایفا نماید. در این راستا، هدف محوری این پژوهش ارائه نمودن یک طبقه‌بندی کننده کارا برای ارزیابی ریسک اعتباری مشتریان بانکی با توجه به‌دقت خروجی حاصل از تقسیم نمودن مشتریان به دودسته خوش‌حساب و بدحساب، تعریف گردیده بود. با توجه به نتایج خروجی حاصل از دقت پیش‌بینی کلی و معیار Recall و مقایسه‌های صورت پذیرفته، می‌توان از رویکرد SVMبر پایه کلونی بهینه‌سازی مورچگان باینری که در مقایسه با روش‌های رقیب خود عملکرد

بهتری از خود نشان داد، به‌عنوان یک طبقه‌بندی کننده ترکیبی پیشنهادی برای بررسی ریسک اعتباری متقاضیان تسهیلات از مؤسسات مالی استفاده نمود.

نتایج حاصل به‌خوبی بر اهمیت به‌کارگیری رویکرد انتخاب ویژگی که در آن سه روش BACO، PCA، GA به‌عنوان یک روش پوشاننده نمایندگان آن بودند، دلالت داشته و هر سه روش نسبت به طبقه‌بندی کننده SVM از دقت پیش‌بینی بالاتری برخوردار بودند برای پیشنهادهای آتی استفاده از سایر روش‌های انتخاب ویژگی همچون کرم شب‌تاب، الگوریتم استعماری و... پیشنهاد می‌شود. همچنین انتخاب ویژگی‌هایی همچون نسبت آنی، دوره متوسط وصول مطالبات، ROE، نسبت حقوق صاحبان سهام، گردش دارایی ثابت، نسبت بدهی، سرمایه در گردش به‌کل دارایی‌ها، نسبت پوشش بهره توسط روش انتخاب ویژگی حاکی از اهمیت بالا این ویژگی‌ها در ارزیابی ریسک اعتباری مشتریان برای داده‌های به‌کاررفته در این پژوهش می‌باشد. در پژوهش‌های آتی می‌توان شاخص‌های اقتصاد کلان در مدل به‌عنوان بخشی از داده‌های ورودی به‌عنوان یک عامل تأثیرگذار در ریسک اعتباری مشتریان استفاده شود.

از بین کلیهٔ مدل‌های موجود، بهترین مدل از منظر معیار Recall و Accuracy، مدل BACO-SVM بود. این مدل برتر که صحت پیش‌بینی مشتریان بدحساب آن ۹۶٪ و صحت پیش‌بینی کل مشتریان را ۹۵,۲۹٪ می‌داد. البته لازم به ذکر است که برای تصمیم‌گیرندگانی که برای آن‌ها برتری در کل معیارهای ارزیابی اهمیت دارد، باید گفت که در این پژوهش، بازهم مدل BACO-SVM در ۵ معیار برتر بود. برای پژوهش‌های آتی استفاده از روش‌های بهینه‌سازی پورتفولیوی اعتباری پس از طبقه‌بندی اعتباری مشتریان، به‌منظور تخصیص نسبت‌های مناسب از بودجه در نظر گرفته‌شده برای تسهیلات اعتباری پیشنهاد می‌شود. همین‌طور دخیل کردن اکسپوژر در زمان نکول و نرخ بازیافت به‌منظور ارائه تصویر روشن‌تری از زیان اعتباری و به تبع آن رتبه‌بندی اعتباری بهتر که نیازمند بستر اطلاعاتی مناسبی در بانک‌های کشورمان است، برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود.

منابع

- پویانفر، ا. فلاح‌پور، س. عزیزی، م. ۱۳۹۲. رویکرد حداقل مربعات ماشین بردار پشتیبان مبتنی بر الگوریتم ژنتیک جهت تخمین رتبه اعتباری مشتریان بانک‌ها. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۱۷.
- تقوی، م.؛ نادعلی، ا. ۱۳۹۱. طبقه‌بندی متقاضیان تسهیلات اعتباری بانکی با استفاده از داده‌کاوی و منطق فازی. فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات مدیریت صنعتی، شماره ۲۵, صفحات. ۸۵-۱۰۷.
- توحیدی، ح. نظام‌آبادی پور، ح. سریزدی، س. ۱۳۸۶. انتخاب ویژگی با استفاده از الگوریتم جمعیت مورچگان باینری. اولین کنگره فازی و سیستم‌های هوشمند، دانشگاه فردوسی مشهد، صص.۲۶۹-۲۷۵.
- حاتمی خواه ن.۱۳۹۲. بررسی روش‌های مبتنی بر انتخاب ویژگی. دانشگاه صنعتی مالک اشتر، مجتمع ۵ ICT
- سپهردوست، ح.؛ برجیسیان، ع. ۱۳۹۲. برآورد احتمال نکول تسهیلات پرداختی بانک با استفاده از رگرسیون لاجیت. فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، صفحات. ۳۱-۵۲.
- صفری، س. ابراهیمی، م.؛ شیخ، م. ۱۳۸۹. مدیریت ریسک اعتباری مشتریان حقوقی در بانک های تجاری با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها. پژوهش‌های مدیریت در ایران.
- عرب مازار، ع.؛ رویین تن، پ. ۱۳۸۵. ریسک اعتباری مشتریان بانکی مطالعه موردی بانک کشاورزی. دو فصلنامه علمی پژوهشی جستارهای اقتصادی.
- فلاح‌پور، س. راعی، ر.؛ هندیجانی زاده، م. ۱۳۹۳. رویکرد شبکه عصبی مصنوعی مبتنی بر کلونی زنبورعسل مصنوعی جهت تخمین رتبه اعتباری مشتریان بانک‌ها.
- فلاح‌پور، س. نوروزیان لکوان، ع.؛ هندیجانی زاده، ۱۳۹۶. کاربرد روش ترکیبی ماشین بردار پشتیبان و انتخاب ویژگی به‌منظور پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه‌ی تحقیقات مالی، دوره ۱۹ شماره ۱
- نیلی، م.؛ سبزواری، ح. ۱۳۸۷. برآورد و مقایسه مدل درجه‌بندی اعتباری لاجیت با روش تجزیه‌وتحلیل سلسله مراتبی (AHP). مجله علمی پژوهشی شریف، صفحات. ۱۰۵-۱۱۷.
- ALTMAN, E. I. ۱۹۶۸. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. The journal of finance, ۲۳, ۵۸۹-۶۰۹.
- POUYANFAR, A. FALLAHPOUR, SA. ؛AZIZI, M.۲۰۱۳. Genetic Algorithm Based on Genetic Algorithm for Least Squares Approach to Estimating Credit Rating of Bank Clients. Journal of Financial Engineering and Securities Management, No. ۱۷. (in Persian)
- CALEND,AR. NADALI, A. ۲۰۱۲. Classification of Bank Credit Facility Applicants Using Data Mining and Fuzzy Logic. Journal of Industrial Management Studies, No. ۲۵, Pages. ۸۵-۱۰۷. (in Persian)

- TAWHIDI, H. NIZAM ABADIPOUR, H. SERIZADI, Q. ۲۰۰۷. Feature selection using binary ant population algorithm. First Congress on Fuzzy and Intelligent Systems, Ferdowsi University of Mashhad, pp. ۲۶۹-۲۷۵. (in Persian)
- HATAMI-EH, No. ۲۰۱۳. Investigation of feature selection methods. Malik Ashtar University of Technology, ICT ۵. (in Persian)
- WHITEHORSE, H. ؛BERJISSIAN, A. ۲۰۱۳. Estimation of Bank Payment Facility Failure Using Logit Regression. Journal of Planning and Budgeting, Pages. ۳۱-۵۲. (in Persian)
- SAFARI, S. EBRAHIMI, M. SHEIKH, M. ۲۰۱۰. Credit Risk Management of Legal Clients in Commercial Banks with Data Envelopment Analysis Approach. Management Research in Iran. (in Persian)
- ARAB MAZAR, AS. ROINEN, P. ۲۰۰۶. Credit Risk of Banking Customers A Case Study of Agricultural Bank. Two Economic Research Quarterly. (in Persian)
- FALLAHPOUR, S. RAEI, R. HENDIJANI ZADEH, M. ۲۰۱۴. Artificial Bee Colony-Based Neural Network Approach for Estimating Credit Rating of Bank Clients. (in Persian)
- FALLAHPOUR, S. NOROUZIAN LAKVAN, AS. HENDIJANI ZADEH,۲۰۱۷. Application of the Support Vector Machine Combined Method and Feature Selection to Predict the Financial Misery of Companies Listed in Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Research, Volume ۱۹ Number ۱. (in Persian)
- NILI, M.؛ SABZEVARI, H. ۲۰۰۸. Estimation and Comparison of the Logit Credit Rating Model with AHP. Sharif Scientific Journal, Pages. ۱۰۵-۱۱۷. (in Persian)
- ANGILELLA, S. & MAZZU, S. ۲۰۱۵. The financing of innovative SMEs: A multicriteria credit rating model. European Journal of Operational Research, ۲۴۴, ۵۴۰-۵۵۴. Applications. ۳۷,pp.۴۹۰۲-۴۹۰۹.
- AVCI. ENGIN. (۲۰۰۹). Selecting of the optimal feature subset and kernel parameters in digital modulation classification by using hybrid genetic algorithm-support vector machines. Expert systems with applications, pp.۱۳۹۱-۱۴۰۲.
- BEAVER, W. (۱۹۶۷). Financial ratios as Predicators of Failure. Journal of Acounting Resarch.
- BELLOTTI, T. AND CROOK, J. ۲۰۰۹. Support vector machines for credit scoring and discovery of significant features. Expert Systems with Applications,۳۶(۲), pp.۳۳۰۲-۳۳۰۸.
- BOZ, O, ۲۰۰۲. Feature Subset Selection by Using Sorted Feature Relevance. ICMLA, pp.۱۴۷-۱۵۳.
- BURGES, C. (۱۹۹۸). tutorial on support vector machines for patternrecognition. Data Mining and Knowledge Discovery, ۱۲۱-۱۶۷.
- CHEN. L, LI. C, ۲۰۱۰. Combination of feature selection approaches with SVM in credit scoring. Expert Systems with Applications.۳۷.۴۹۰۲-۴۹۰۹.CORTES, C. V.(۱۹۹۵). Support-vector networks. Machine Learning. pp.۲۷۳-۲۹۷.
- FISHER, R. (۱۹۳۶). The use of multiple measurements in taxonomic problems. Annals of Eugenics, pp.۱۷۹-۱۸۸.
- HARRIS, T. ۲۰۱۵. Credit scoring using the clustered support vector machine. Expert Systems with Applications, ۴۲, ۷۴۱-۷۵۰.

- HIROYASU, T. MIKI, M. ONO, Y. AND MINAMI, Y. ۲۰۰۰. Ant colony for continuous functions. The Science and Engineering, Doshisha University, ۲۰.
- HUANG, Z. CHEN, H. HSU, C. J. CHEN, W. H. & WU, S. (۲۰۰۴). Credit rating analysis with support vector machines and neural networks: a market comparative study. Decision Support Systems, pp.۵۴۳-۵۵۸.
- LEAN, Y. XIAO, Y. SHOUYANG, W. A. & K.K. L. (۲۰۱۱). Credit risk evaluation using least squares SVM classifier with design of experiment for parameter selection. Expert Systems with Applications, ۱ pp.۵۳۹۲-۱۵۳۹۹.
- LI, K. NISKANEN, J. KOLEHMAINEN, M. & NISKANEN, M.۲۰۱۶,Financial innovation: Credit default hybrid model for SME lending. Expert Systems with Applications, ۶۱, pp.۳۴۳-۳۵۵.
- ÖZBAKIR, L. BAYKASOĞLU, A. KULLUK, S. AND YAPICI, H.۲۰۰۹. TACO-miner: An ant colony based algorithm for rule extraction from trained neural networks. Expert Systems with Applications, ۳۶(۱۰), pp.۱۲۲۹۵-۱۲۳۰۵.
- OZTURK, H. NAMLI, E. & ERDAL, H. I. ۲۰۱۶. Modelling sovereign credit ratings: The accuracy of models in a heterogeneous sample. Economic Modelling, ۵۴, pp.۴۶۹-۴۷۸.
- TABAKHI. S, MORADI. P, AKHLAGHIAN. F, ۲۰۱۴. An unsupervised feature selection algorithm based on ant colony optimization.Engineering Applications of Artificial Intelligence.۳۲،۱۱۲-۱۲۳. pp.۳۳۵-۳۴۵
- ZHANG, Z. GAO, G. & SHI, Y. ۲۰۱۴. Credit risk evaluation using multi-criteria optimization classifier with kernel, fuzzification and penalty factors. European Journal of Operational Research,۲۳۷, pp.۳۳۵-۳۴۵.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۱۳۶-۱۱۵

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۱۱/۱۶
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۰/۱۴

بررسی تأثیر دیرش سهام بر ریسک کل و ریسک سیستماتیک[۱]

مریم دولو[۲]، علیرضا ورزیده[۳]، آرین صفری[٤]

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه هم‌زمان دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک و امکان پیش‌بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک با استفاده از دیرش سهام است. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۰۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ بررسی گردید. جهت آزمون رابطه هم‌زمان دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک از آزمون همبستگی و به‌منظور بررسی توان پیش‌بینی ریسک از طریق دیرش از رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده‌شده است. نتایج حاصله نشان داد رابطه بین دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک منفی و از نظر آماری معنادار است. همچنین دیرش سهام معیار مناسبی برای پیش‌بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک است. وجود رابطه معنادار بین دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک حاکی از آن است که دیرش سهام را می‌توان به‌عنوان سنجه ریسک سهام تلقی کرد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد هرچه دیرش سهام بیشتر باشد ریسک سیتماتیک و ریسک کل برای دوره بعد کمتر خواهد بود که ممکن است این رابطه منفی به دلیل شرایط اقتصادی خاص کشور و تأثیر احتمالی آن بر فروش و ریسک شرکت‌ها حاصل‌شده باشد که این موضوع می‌تواند در پژوهش‌های بعدی موردتوجه قرار گیرد.

واژه های کلیدی: دیرش سهام، ریسک کل، ریسک سیستماتیک.

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۳۷۲۱,۱۹۰۵

۲. دانشیار گروه مالی دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، Email:ma_davallou@yahoo.com

۳. کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد، نویسنده مسئول، Email:alireza۹٦۸@yahoo.com

٤. دانشجوی دکتری مالی دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، Email:arian.safari۷۰@gmail.com

طبقه‌بندی موضوعی: G۱۲،G۱۱.

مقدمه

زمان‌بندی دریافت جریان‌های نقدی مورد انتظار فرصت‌های سرمایه‌گذاری، ازجمله عوامل اساسی است که عموماً موردتوجه سرمایه‌گذاران بوده است. اتخاذ تصمیمات اقتصادی توسط سرمایه‌گذاران مستلزم ارزیابی توان واحد تجاری در ایجاد وجوه نقد، زمان‌بندی و قطعیت ایجاد آن است (استانداردهای حسابداری ایران (۱۳۸۶)). به‌عبارت‌دیگر، سرمایه‌گذاران به دنبال معیاری هستند تا بتوانند با استفاده از آن تخمین مناسبی از زمان بازگشت اصل سرمایه و عواید ناشی از آن داشته باشند. دیرش معیار استاندارد میانگین زمان‌بندی بازگشت جریان‌های نقدی دارایی است (شرودر و استرر[۱] (۲۰۱۲)). برای دارایی با دیرش بالاتر، مدت‌زمان بازگشت سرمایه و عواید ناشی از آن بیشتر خواهد بود. مک‌کالی[۲] (۱۹۳۸) دیرش اوراق با درآمد ثابت[۳] را به‌صورت میانگین موزون زمان تا سررسید جریان‌های نقدی تعریف می‌کند که در آن وزن‌ها برابر ارزش فعلی نسبی جریان‌های نقدی این اوراق است. او سنجه دیرش را به‌عنوان ملاک اندازه‌گیری ریسک اوراق بهادار با درآمد ثابت معرفی کرد و بر اساس آن مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌ها و طراحی استراتژی‌های مدیریت ریسک ازجمله تطابق دیرش و مصون‌سازی را ارائه کرد (عرب مازار یزدی، باغومیان و کاکه خانی (۱۳۹۲)). دیرش ابزاری کلیدی در مدیریت سبد سرمایه‌گذاری اوراق با درآمد ثابت است (بادی، کین و مارکوس[۴] (۲۰۰۹)). به عبارتی رایج‌ترین سنجه ریسک اوراق با درآمد ثابت، دیرش مک‌کالی و تحدب است که به لحاظ مفهومی نشان‌دهنده میزان تغییرات قیمت ورقه ناشی از یک واحد تغییر نرخ می‌باشد (زمردیان، آزاد و رجب زاده (۱۳۹۸)). نظر به این‌که در بازارهای مالی ابزارهای متعددی در دسترس سرمایه‌گذاران قرار دارد، دور از انتظار نخواهد بود که سرمایه‌گذاران به هنگام تشکیل و ارزیابی عملکرد سبد سرمایه‌گذاری خود مایل باشند از زمان بازگشت سرمایه و عواید حاصل از هر یک اطلاع حاصل کنند تا بتوانند نسبت به انتخاب و سرمایه‌گذاری در این ابزارها تصمیم‌گیری نمایند. سهام نیز در کنار اوراق با درآمد ثابت و سایر ابزارهای مالی، یکی از گزینه‌های سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی به شمار می‌رود و درنتیجه به‌منظور اتخاذ تصمیمات مالی و سرمایه‌گذاری، به معیاری نیاز است که بتوان با استفاده از آن به محاسبه زمان دریافت جریان‌های نقدی سهام پرداخت. همین امر باعث شد تا پس از ارائه مفهوم دیرش اوراق با درآمد ثابت، پژوهش‌گران زیادی درصدد اندازه‌گیری و استفاده از معیار دیرش برای سهام برآیند (بوکسیت، ریسیت و شلاربام[۵] (۱۹۷۵)، لانستین و

---

۱. Schröder and Esterer
۲. Macaulay
۳. Fixed income security
٤. Bodie, Kane and Marcus
٥. Boquist, Racette and Schlarbaum

شارپ[۱] (۱۹۷۸)، کافمن[۲] (۱۹۸۰)، دیچاو، اسلون و سلیمان[۳] (۲۰۰۴)، شرودر و استرر (۲۰۱۲)، براتون و لوبو[۴] (۲۰۱۵) وبر[۵] (۲۰۱۶)). دیرش سهام این امکان را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌آورد تا به بررسی و ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری بپردازند (براتون و لوبو (۲۰۱۵). دیرش سهام معیار بالقوه ریسک سهام است که می‌توان با استفاده از آن به تخصیص بهینه دارایی‌ها، مدیریت ریسک پرتفوی و مدیریت صندوق‌های بازنشستگی پرداخت (بلیتزر، لو سو[۶] (۲۰۱۲)). برای اوراق با درآمد ثابت، دیرش معیار شناخته‌شده ریسک است و عمده ریسک مربوط به تغییر قیمت این اوراق را شامل می‌شود، درحالی‌که این معیار تنها یکی از عوامل مهمی است که به توضیح ریسک سهام می‌پردازد (لیویتز[۷] و همکاران (۱۹۸۹)). با توجه به این‌که سرمایه‌گذاران و مدیران پرتفوی از گذشته توجه ویژه‌ای به ریسک سهام داشته‌اند، شناسایی عوامل اثرگذار بر ریسک سهام ضروری به نظر می‌رسد. در همین راستا، رابطه دیرش سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک در پژوهش‌هایی نظیر بوکسیت، ریسیت و شلاربام (۱۹۷۵)، کافمن (۱۹۸۰) و دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) به‌صورت تئوریک و تجربی بررسی و تبیین شده است و نتایج حاکی از آن است که دیرش سهام رابطه مستقیمی با ریسک دارد. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) بر این باورند که نوسانات بازده مورد انتظار سهم از طریق دیرش به نوسانات بازده دوره نگهداری انتقال می‌یابد. لذا برای سهام با دیرش بالاتر، اثر نوسانات بازده مورد انتظار بر نوسانات بازده دوره نگهداری بیشتر خواهد بود. علاوه بر این، آن‌ها معتقدند دیرش سهام دربرگیرنده ریسکی است که بتا قادر به توضیح آن نیست.

در پژوهش حاضر با استفاده از رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) در ابتدا دیرش سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه و سپس به بررسی رابطه دیرش به‌عنوان یکی از معیارهای سنجش ریسک سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک پرداخته‌شده است و درنهایت به این سؤال پاسخ داده خواهد شد که آیا می‌توان با استفاده از دیرش اقدام به پیش‌بینی ریسک کل و سیستماتیک به‌عنوان معیارهای اصلی ریسک کرد. به سخن دقیق‌تر، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این سؤال است: آیا دیرش معیار اندازه‌گیری ریسک سهام است؟

پژوهش پیش رو در ۶ قسمت تنظیم‌شده است. پس از ارائه مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌ها و سپس در بخش ۴ روش‌شناسی پژوهش تبیین شده است. نتایج حاصل از پژوهش در قسمت ۵ و درنهایت به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادهایی جهت مطالعات آتی پرداخته‌شده است.

---

۱. Lanstein and Sharpe
۲. Kaufman
۳. Dechow, Sloan and Soliman
٤. Broughton and Lobo
٥. Weber
٦. Blitzer, Luo and Soe
۷. Leibowitz

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

دیرش سهام

دیرش سهام برابر با میانگین موزون زمان تا سررسید جریان‌های نقدی حاصل از سرمایه‌گذاری در سهام یک شرکت است، به‌نحوی که در آن وزن‌ها برابر ارزش فعلی نسبی جریان‌های نقدی است. به عبارت دقیق‌تر، دیرش سهام برابر است با متوسط دوره زمانی وصول سود تقسیمی. مفهوم دیرش سهام شباهت بسیار زیادی به دیرش اوراق قرضه دارد که توسط مک‌کالی (۱۹۳۸) معرفی شد (شرودر و استرر (۲۰۱۲)). جهت محاسبه دیرش اوراق قرضه، مک‌کالی (۱۹۳۸) از رابطه (۱) استفاده می‌کند:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^{T} t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} \qquad (1)$$

که CF_t بیانگر جریان‌های نقدی اوراق قرضه در زمان t، r بازده تا سررسید و P قیمت اوراق قرضه است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، دیرش از طریق مجموع ضرب ارزش فعلی جریانات نقدی هر دوره در تعداد دوره‌ها به دست می‌آید (جونز[۱] (۲۰۰۷)). به‌عبارت‌دیگر، دیرش مک‌کالی (۱۹۳۸) به‌صورت میانگین وزنی زمان‌های هر یک از کوپن‌های پرداختی و ارزش اسمی قرضه محاسبه می‌شود (بادی، کین و مارکوس[۲] (۲۰۰۹)).

استفاده از رابطه (۱) به دو دلیل برای سهام امکان‌پذیر نیست. اول، سهام عادی دارای سررسید مشخص نیست و برخلاف اوراق قرضه که پرداخت‌های محدود دارد، پرداخت‌های سهام عادی، نامحدود است. دوم، مقادیر پرداختی و زمان‌بندی جریان‌های نقدی اوراق قرضه از قبل تعیین‌شده و بدون ریسک است درحالی‌که پرداخت سود نقدی به‌عنوان اصلی‌ترین جریان نقدی سهام عادی نه‌تنها تضمین‌شده نیست بلکه میزان آن نیز در صورت پرداخت، از پیش تعیین‌شده نیست. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) برای مرتفع کردن مشکل زمان‌بندی جریان‌های نقدی، دوره زمانی پرداخت‌های سهام را به دو بخش مجزا تفکیک می‌کنند: دوره زمانی محدود[۳] و معین تا زمان T و دوره زمانی نامحدود[۴] که تا بی‌نهایت ادامه دارد. می‌توان رابطه (۱) را به شکل رابطه (۲) بازنویسی کرد:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^{T} t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} + \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} \qquad (2)$$

---

۱. Jones
۲. Bodie, Kane and Marcus
۳. Finite horizon
۴. Infinite horizon

که P ارزش بازار سهام، r نرخ تنزیل و برابر بازده مورد انتظار سهام و CF_t جریان نقدی زمان t است. نخستین عبارت سمت راست رابطه (۲)، دیرش دوره زمانی محدود است که از زمان حال آغازشده و تا سال T ادامه دارد. عبارت دوم، دیرش دوره زمانی نامحدود است و از سال T+۱ آغازشده و تا بی‌نهایت ادامه پیدا می‌کند. می‌توان رابطه (۲) را بدون تغییر در محتوا و با اندکی تغییر به شکل رابطه (۳) بازنویسی کرد:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^{T} t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=1}^{T} \frac{CF_t}{(1+r)^t}} \times \frac{\sum_{t=1}^{T} \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} + \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t}} \times \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} \quad (۳)$$

عبارت اول بعد از مساوی در رابطه (۳) دربرگیرنده ارزش فعلی عایدات دوره زمانی محدود T است و عبارت دوم، شامل ارزش فعلی عایداتی است که انتظار می‌رود سهامداران از سال T+۱ تا بی‌نهایت دریافت کنند. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) فرض می‌کنند جریان‌های نقدی سهام در دوره زمانی نامحدود، سالواره مادام‌العمری است که ارزش فعلی آن به‌طور ضمنی از اختلاف ارزش سهام شرکت و ارزش فعلی جریان‌های نقدی مورد انتظار دوره زمانی محدود به دست می‌آید و به همین دلیل از اصطلاح دیرش ضمنی سهام[۱] برای این معیار استفاده می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر، با توجه به این‌که قیمت هر اوراق بهادار برابر ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی آن است، درصورتی‌که مجموع ارزش فعلی جریان‌های نقد آتی تا دوره زمانی مشخص T را از ارزش سهام شرکت (P) کسر کنیم، می‌توان ارزش فعلی جریان‌های نقدی دوره T+۱ تا بی‌نهایت را محاسبه کرد؛ بنابراین خواهیم داشت:

$$\sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+r)^t} = (P - \sum_{t=1}^{T} \frac{CF_t}{(1+r)^t}) \quad (۴)$$

لذا با جایگذاری رابطه (۴) در رابطه (۳) و با توجه به این‌که دیرش اوراقی که جریان‌های نقد آن از زمان T+۱ شروع شده و تا بی‌نهایت ادامه می‌یابند برابر با T+(۱+r)/r است، دیرش سهام از رابطه (۵) به دست می‌آید:

---

۱. Implied equity duration

$$\mathbf{D} = \frac{\sum_{t=1}^{T} \mathbf{t} \times \frac{\mathbf{CF_t}}{(\mathbf{1}+\mathbf{r})^{\mathbf{t}}}}{\sum_{t=1}^{T} \frac{\mathbf{CF_t}}{(\mathbf{1}+\mathbf{r})^{\mathbf{t}}}} \times \frac{\sum_{t=1}^{T} \frac{\mathbf{CF_t}}{(\mathbf{1}+\mathbf{r})^{\mathbf{t}}}}{\mathbf{P}} + (T + \frac{(1+r)}{r}) \times \frac{(\mathbf{P} - \sum_{t=1}^{T} \frac{\mathbf{CF_t}}{(\mathbf{1}+\mathbf{r})^{\mathbf{t}}})}{P} \quad (۵)$$

با توجه به رابطه (۵) درمی‌یابیم که دیرش سهام عبارت است از میانگین موزون دیرش دوره زمانی محدود و نامحدود که وزن‌ها از نسبت ارزش فعلی عایدات هر یک از این دوره‌ها به کل ارزش بازار سهام محاسبه می‌شود.

دیرش سهام و ریسک کل

پس از تبیین نحوه محاسبه دیرش سهام، نوبت به بررسی رابطه دیرش با ریسک کل می‌رسد. اگر h بازده دوره نگهداری سهام و Δr تغییر بازده مورد انتظار باشد، داریم:

$$h = \frac{\Delta P}{P} \approx -\frac{D}{1+r}\Delta r \quad (۶)$$

رابطه (۶) برای تغییرات اندک نرخ تنزیل برقرار است. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) معتقدند اگرچه تغییر نرخ بازده مورد انتظار مستقیماً قابل‌مشاهده نیست، اما می‌توان با استفاده از رابطه (۷) به نقش اساسی دیرش در انتقال نوسانات نرخ بازده مورد انتظار به نوسانات بازده دوره نگهداری اشاره کرد. اگر انحراف معیار طرفین رابطه (۶) را محاسبه کنیم، داریم:

$$\sigma(h) \approx \frac{D}{۱+r}\sigma(\Delta r) \quad (۷)$$

رابطه (۷) نشان می‌دهد هرچه دیرش سهام بالاتر باشد، نوسان بازده مورد انتظار بیشتر بر نوسان بازده دوره نگهداری اثرگذار است و لذا انتظار می‌رود بین دیرش سهام و ریسک کل رابطه مستقیم برقرار باشد.

دیرش سهام و ریسک سیستماتیک

با توجه به این‌که بتا به‌عنوان ریسک سیستماتیک سهام و ریسک غیرقابل تنوع‌بخشی نقش پررنگ‌تری در ارزیابی ریسک سهام ایفا می‌کند، لازم است رابطه دیرش و ریسک سیستماتیک نیز بررسی شود. اگر h_m بازده دوره نگهداری پرتفوی بازار باشد، با توجه به اینکه بتا برابر نسبت کواریانس بازده سهام و بازده بازار به واریانس بازده بازار است، خواهیم داشت:

$$\beta(h.h_m) = \frac{\sigma(h.h_m)}{\sigma^{۲}(h_m)} \quad (۸)$$

اگر D_m دیرش پرتفوی بازار و r_m بازده مورد انتظار پرتفوی بازار باشد، با استفاده از رابطه (۸)، رابطه دیرش با بتای سهام به شرح رابطه (۹) تبیین می‌گردد:

$$\beta(h.h_m) \approx \frac{D}{D_m} \times \frac{1+r_m}{1+r} \times \beta(\Delta r.\Delta r_m) \qquad (۹)$$

رابطه (۹) حساسیت تغییر بازده سهام نسبت به تغییر بازده بازار را نشان می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر، با تغییر بازده مورد انتظار، بتا به نسبت دیرش سهام به دیرش پرتفوی بازار افزایش می‌یابد. درنتیجه، می‌توان اذعان داشت دیرش سهم یکی از اجزای اصلی تعیین‌کننده بتای سهم است.

پیشینه پژوهش

به بیان بوکیست، ریسیت و شلاربام (۱۹۷۵) حلقه ارتباط بین ریسک و بازده، مفهوم دیرش است. آن‌ها در تبیین رابطه دیرش و بتا (ریسک سیستماتیک) نشان دادند رابطه تعادلی ریسک و بازده به واسطه دیرش به الگوی زمانی جریان‌های نقدی وابسته است که توسط بازار پیش‌بینی می‌گردد و هرگونه تغییر جریان‌های نقدی مورد انتظار، علاوه بر تغییر دیرش منجر به تغییر بتا نیز می‌شود. لانستین و شارپ (۱۹۷۸) شواهدی ارائه کردند که نشان می‌داد می‌توان از معیار سنتی دیرش برای پیش‌بینی کواریانس فرابازار[1] بین بازده اوراق بهادار استفاده کرد. این پژوهش نشان داد اوراق بهاداری که جریان‌های نقدی آن‌ها در فواصل زمانی کوتاه‌تری پرداخت می‌گردد، در واکنش به بازار، از تغییرات بالاتری برخوردارند اما اوراقی که جریان‌های نقدی آن‌ها در فواصل طولانی‌تری واقع می‌شود، مستقل از اثرات بازار حرکت می‌کنند. کافمن (۱۹۸۰) ضمن بررسی رابطه دیرش و بتای سهام نشان داد برای این‌که بتای اوراق بهادار در طول زمان ثابت باقی بماند لازم است دیرش سهام نسبت ثابتی از دیرش پرتفوی بازار باشد و هرگاه دیرش یکی از آن‌ها تغییر کند، دیرش دیگری نیز باید به‌گونه‌ای تغییر کند که بتا دستخوش تغییر نشود. این قاعده هم برای اوراق بهادار منفرد و هم برای پرتفوی صدق می‌کند. کافمن (۱۹۸۰) استدلال می‌کند دیرش سهام به دلیل نداشتن سررسید معین، نسبت به اوراق قرضه تغییرپذیری پایین‌تر و درعین‌حال، قابلیت پیش‌بینی کم‌تری دارد. لیویتز (۱۹۸۶) با استفاده از همبستگی بین بازده شاخص سهام و شاخص اوراق قرضه به محاسبه دیرش سهام منفرد، پرتفوی سهام و همچنین پرتفوی متشکل از سهام و اوراق قرضه پرداخت. وی معتقد است اگرچه پرتفوی دارایی‌ها در معرض ریسک‌های متعددی است اما زمانی که نرخ بهره در معرض تغییرات زیادی قرار می‌گیرد، دیرش بخش اعظم ریسک پرتفوی را

---

۱ . Extra-market covariance

۱. کواریانس فرابازاری آن بخش از کواریانس بین بازده اوراق بهادار است که ناشی از همبستگی مشترک اوراق بهادار با بازار نیست.

تشکیل می‌دهد. جانسون[۱] (۱۹۸۹) معتقد است برخلاف معیاری‌های سنتی دیرش که مبتنی بر حساسیت قیمت اوراق نسبت به تغییرات نرخ بهره بودند، معیار لیویتز (۱۹۸۶) حساسیت بازده نسبت به تغییرات نرخ بهره را محاسبه می‌کند و به‌کارگیری آن تنها در صورتی مفید است که هدف، محاسبه سریع حساسیت بازده پرتفوی نسبت تغییر نرخ بهره باشد. لیویتز (۱۹۸۹) بین حساسیت قیمت سهام نسبت به نرخ تنزیل در مدل سنتی تنزیل سود نقدی[۲] و حساسیت قیمت سهام نسبت به نرخ بهره تفاوت قائل می‌شود. با توجه به این‌که نرخ بهره از دو جزء نرخ تورم و بهره واقعی تشکیل می‌شود، او استدلال می‌کند با افزایش نرخ تورم، ارزش سهام به دلیل افزایش نرخ تنزیل، کاهش می‌یابد. درعین‌حال، شرکت‌ها معمولاً از طریق افزایش قیمت محصولات خود نسبت به افزایش نرخ تورم واکنش نشان می‌دهند و این امر منجر به افزایش نرخ رشد سود تقسیمی شده و کاهش ارزش سهام را خنثی می‌کند. به همین دلیل تغییر نرخ تورم درنهایت اثر ناچیزی بر بازارهای مالی خواهد داشت درحالی‌که تغییر نرخ بهره واقعی می‌تواند اثر قابل‌ملاحظه‌ای بر ارزش سهام شرکت‌ها و بازارهای مالی داشته باشد. او همچنین نشان داد به دلیل وجود اثر تورم، دیرش تجربی سهام که به‌وسیله نرخ بهره اندازه‌گیری می‌شود از دیرش محاسبه‌شده بر اساس نرخ تنزیل مدل تنزیل سود تقسیمی (DDM) کوچک‌تر است. دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) با بسط رابطه دیرش مک‌کالی (۱۹۳۸) و تقسیم آن به دو بخش دیرش دوره زمانی محدود و دیرش دوره زمانی نامحدود، به محاسبه دیرش سهام پذیرفته‌شده در بورس NYSE، AMEX و نزدک پرداخته و رابطه ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام را با دیرش ضمنی بررسی کردند. نتایج حاصله نشان داد بین دیرش ضمنی سهام با ریسک کل و ریسک سیستماتیک همبستگی مثبتی برقرار است و دیرش سهام قادر است ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام را پیش‌بینی کند. علاوه بر این، دیرش ضمنی قادر بود تغییرات بازده سهام را توضیح دهد. لذا می‌توان ادعا کرد رابطه مثبت و معنادار دیرش با نوسانات بازده سهام و بتا مؤید آن است که دیرش سنجه ریسک می‌باشد. لتیتیا واچتر[۳] (۲۰۰۷) استدلال می‌کنند تفاوت بین سهام رشدی و ارزشی ناشی از تفاوت بین زمان‌بندی جریان‌های نقدی آن‌ها است. اغلب جریان‌های نقدی سهام رشدی در آینده اتفاق می‌افتد و این سهام به‌طور ذاتی نسبت به سهام ارزشی دارای دیرش بالاتری است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سهام ارزشی نسبت شارپ و بازده اضافی مورد انتظار بالاتری نسبت به سهام رشدی دارند. علاوه بر این، آن‌ها نشان دادند کواریانس بین شوک‌ها و بازده سهام به دیرش سهام بستگی دارد. همچنین با توجه به این‌که عمده جریان‌های نقدی سهام رشدی در زمان‌های دورتر دریافت می‌گردد، این سهام حساسیت بیشتری نسبت به نرخ تنزیل داشته و لذا بازده سهام رشدی، همبستگی بیشتری با نرخ تنزیل دارد درحالی‌که بازده سهام ارزشی دارای همبستگی

---

۱. Johnson
۲. Dividend discount model
۳. Lettau and Wachter

بیشتری با جریان‌های نقدی است. شرودر و استرر[۱] (۲۰۱۲) رابطه دیرش و بازده سهام و همچنین صرف ارزش[۲] را بررسی کردند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سهام با دیرش پایین‌تر دارای بازده مورد انتظار و بازده تحقق‌یافته بالاتر است. بدین مفهوم که دیرش سهام همانند عامل ارزش HML به‌عنوان عامل ریسک قیمت‌گذاری می‌شود، لذا می‌توان صرف ارزش را به‌عنوان پاداش ریسک بالاتر جریان‌های نقدی سهام ارزشی در نظر گرفت. فولانا و توسکانو[۳] (۲۰۱۴) با استفاده از رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) به محاسبه دیرش ضمنی سهام پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار اسپانیا پرداختند. نتایج حاصله ضمن تائید یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) حاکی از آن است که رابطه بین دیرش سهام و نسبت درآمد به قیمت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، منفی و معنادار است. این در حالی است که رابطه دیرش و نرخ رشد فروش به دلیل اثر تعیین‌کننده نرخ رشد فروش در پیش‌بینی جریان‌های نقد شرکت، مثبت و معنادار است. فوکاتا و یامن[۴] (۲۰۱۵) نیز با به‌کارگیری رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) ضمن محاسبه دیرش ضمنی سهام پذیرفته‌شده در بورس سهام نیکی ژاپن نشان دادند سهام رشدی دیرش بالاتری دارند درحالی‌که سهام ارزشی دارای دیرش پایین‌تری هستند که این امر به دلیل همبستگی منفی بین دیرش سهام و نسبت B/M است. آن‌ها با مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری CAPM، سه عاملی فاما[۵] و فرنچ[۶] (۱۹۹۳) و مدل قیمت‌گذاری حاوی دیرش به‌عنوان معیار ریسک، دریافتند مدل دربردارنده دیرش عملکردی شبیه مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) داشته و هر دوی این مدل‌ها نسبت به مدل CAPM بهتر عمل می‌کنند. براتون و لوبو (۲۰۱۵) با به‌کارگیری مدل سود باقیمانده[۷] به تخمین دیرش شاخص سهام رشدی و ارزشی S&P پرداختند. نتایج نشان داد سهام رشدی نسبت به سهام ارزشی از دیرش بالاتری برخوردار است. دیرش سهام رشدی، تغییرپذیری بیشتری داشته درحالی‌که دیرش سهام ارزشی از ثبات بالاتری برخوردار است زیرا قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آن‌ها بالاتر است. به همین دلیل با دقت بیشتری می‌تواند تغییرات قیمت سهام را پیش‌بینی کند. ژیانگ و سان[۸] (۲۰۱۶) نشان دادند سهامی که بازده نقدی بالاتری پرداخت می‌کنند، از دیرش بالاتری برخوردار است و با افزایش نرخ بهره کاهش قیمت بیشتری تجربه می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر، با کاهش نرخ بهره تمایل سرمایه‌گذاران به این سهام به‌عنوان جایگزینی برای اوراق با درآمد ثابت افزایش می‌یابد و همین امر حساسیت قیمت سهام نسبت به تغییرات نرخ بهره را افزایش می‌دهد. پارک و چویی[۹] (۲۰۱۹) با استفاده از مدل تنزیل سود تقسیمی به محاسبه دیرش سهام شرکت‌های

---

۱. Schröder and Esterer
۲. Value premium
۳. Fullana and Toscano
٤. Fukuta and Yamane
٥. Fama
٦. French
۷. Residual income model
۸. Jiang and Sun
۹. Park and Choi

پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار کره پرداختند. آن‌ها همچنین نشان دادند با افزایش بازده سود نقدی دیرش سهام افزایش می‌یابد که این امر مؤید یافته‌های ژیانگ و سان (۲۰۱۶) می‌باشد. این نتایج پس از کنترل فاصله تا ورشکستگی[۱] و نوسانات جریان نقدی تغییر نمی‌کند. علاوه بر این، با کاهش روند نرخ بهره، دیرش سهامی که سود نقدی بالا پرداخت می‌کنند، کاهش می‌یابد. وبر (۲۰۱۶) برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس سهام نیویورک، بورس سهام آمریکا و بورس سهام نزدک نشان داد سهام با دیرش بالا، بازده کمتری دارند حال آن‌که سهام با دیرش پایین‌تر، دارای ریسک و بازده بالا و بتای کمتر است. برای شرکت‌هایی که محدودیت فروش استقراضی دارند، تفاوت بازده سهام با دیرش بالا و پایین از نظر آماری معنادار است. کاظمی گورتی و سروش یار (۱۳۹۶) به بررسی اثر عامل ارزش و دیرش ضمنی سهام بر بازده اضافی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آن‌ها با به‌کارگیری رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) دیرش سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را برای سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ محاسبه کرده و با استفاده از مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) نشان دادند صرف ارزش و دیرش ضمنی سهام اثر مثبت و معناداری بر بازده اضافی سهام دارند و دیرش می‌تواند به‌عنوان یک عامل ریسک در مدل فاما-فرنچ (۱۹۹۳) منظور شود.

فرضیه‌های پژوهش

در پژوهش حاضر علاوه بر بررسی توان پیش‌بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک توسط دیرش، به بررسی رابطه هم‌زمان دیرش و ریسک کل و سیستماتیک نیز پرداخته می‌شود. بدین ترتیب فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تبیین می‌گردد:

فرضیه نخست: دیرش سهام با ریسک سیستماتیک ارتباط مستقیم و معنادار دارد.

فرضیه دوم: دیرش سهام می‌تواند ریسک سیستماتیک سهام را پیش‌بینی کند.

فرضیه سوم: دیرش سهام با ریسک کل ارتباط مستقیم و معنادار دارد.

فرضیه چهارم: دیرش سهام می‌تواند ریسک کل سهام را پیش‌بینی کند.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. نمونه پژوهش شامل کل شرکت‌های جامعه است که حائز شرایط زیر هستند:

---

۱. Distance to default

۱. جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی و لیزینگ نباشد.

۲. اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ در دسترس باشد[۱].

۳. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن‌ها منفی نباشد.

۴. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.

۵. در بازه زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند.

بر این اساس، شمار شرکت‌های نمونه به ۱۰۷ می‌رسد. داده‌های مربوط به صورت‌های مالی شامل ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، فروش و سود خالص و همچنین داده‌های ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و تولید ناخالص داخلی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردیده است.

با توجه به این‌که دیرش نقش پررنگی در انتقال نوسانات بازده مورد انتظار به بازده دوره نگهداری ایفا می‌کند و به لحاظ تئوریک بین دیرش و ریسک کل رابطه مثبت مشاهده می‌شود، ضروری است به لحاظ تجربی نیز این رابطه بررسی گردد. همانند دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) جهت بررسی رابطه دیرش با ریسک کل از همبستگی پیرسون و به‌منظور بررسی توانایی پیش‌بینی ریسک کل توسط دیرش از رگرسیون داده‌های ترکیبی رابطه (۱۰) استفاده می‌شود.

$$STD_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 Dur_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (10)$$

که STD ریسک کل سهام و Dur دیرش سهام و ε_{it} جز خطاست.

نگاهی اجمالی به رابطه (۹) نشان می‌دهد که دیرش سهام یکی از عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک می‌باشد. برای آزمون رابطه دیرش و ریسک سیستماتیک سهام همانند دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) از همبستگی پیرسون و جهت بررسی توانایی پیش‌بینی ریسک سیستماتیک توسط دیرش رابطه (۱۱) در چارچوب رگرسیون داده‌های ترکیبی برازش می‌گردد:

$$\beta_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 Dur_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (11)$$

که β ریسک سیستماتیک سهام می‌باشد.

نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش به شرح زیر است:

دیرش سهام (Dur): محاسبه دیرش سهام در چارچوب رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) صورت می‌گیرد. برای محاسبه دیرش سهام از رابطه (۱۲) استفاده می‌شود:

---

۱. از اطلاعات صورت‌های مالی جهت محاسبه دیرش سهام استفاده می‌گردد و با توجه به این‌که برای پیش‌بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک دیرش سهام با یک وقفه وارد معادله‌های مربوطه می‌شود نیاز است این اطلاعات از سال ۸۶ تا انتهای سال ۹۶ در دسترس باشد.

$$\mathrm{D}ur = \frac{\sum_{t=1}^{T} t \times \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{P} + \left(T + \frac{(1+r)}{r}\right) \times \frac{(P - \sum_{t=1}^{T} \frac{CF_t}{(1+r)^t})}{P} \quad (۱۲)$$

که P ارزش بازار سهام و برابر حاصل‌ضرب قیمت سهام در تعداد سهام شرکت، r بازده مورد انتظار و CF_t جریان نقد زمان t می‌باشد. ازآنجاکه میزان جریان‌های نقدی پرداختی به سهامداران، نامعلوم است، لذا پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی (CF_t) امری ضروری است. با استفاده از رهیافت نیسیم و پنمن[۱] (۲۰۰۱) جریان‌های نقد پرداختی به سهامداران طبق رابطه (۱۳) محاسبه می‌شود:

$$CF_t = BV_{t-1} \times [ROE_t - g_t] \quad (۱۳)$$

که BV ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، ROE بازده حقوق صاحبان سهام (از تقسیم سود خالص هر سال بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام سال قبل محاسبه می‌شود)، g نرخ رشد حقوق صاحبان سهام می‌باشد. طبق رابطه (۱۳) برآورد جریان‌های نقد آتی سهام مستلزم پیش‌بینی نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ رشد است. مطابق یافته استیگلر[۲] (۱۹۶۳) و پنمن (۱۹۹۱) بازده حقوق صاحبان سهام از فرآیند بازگشت به میانگین پیروی می‌کند. از طرفی، نیسیم و پنمن (۲۰۰۱) معتقدند نرخی که ROE به آن بازمی‌گردد تقریباً برابر هزینه سرمایه سهام عادی[۳] است. لذا برای پیش‌بینی ROE از فرآیند بازگشت به میانگین استفاده می‌کنیم که در آن انتظار می‌رود ROE به میانگین بلندمدت خود بازگردد. بدین ترتیب، برای تخمین نرخ بازده حقوق صاحبان سهام ابتدا رابطه خودهمبسته مرتبه اول[۴] (۱۴) برآورد می‌شود:

$$ROE_t = c + \propto ROE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۴)$$

دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) معتقدند فرآیند بازگشت به میانگین در بلندمدت با نرخی برابر ضریب خودهمبستگی ROE در رابطه (۲۳) رشد می‌کند. لذا پس از تخمین رابطه (۱۴)، فرآیند بازگشت به میانگین به شرح رابطه (۱۵) محاسبه می‌گردد:

$$ROE_t = \propto (ROE_{t-1} - \overline{ROE}) + \overline{ROE} + \varepsilon_t \quad (۱۵)$$

---

۱. Nissim and Penman
۲. Stigler
۳. Cost of equity
۴. First order autoregressive

که $\overline{\mathrm{ROE}}$ میانگین بلندمدت نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و برابر با میانگین حسابی نرخ بازده حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها از سال ۸۷ تا ۹۶ می‌باشد و ε_t جزء خطا است.

نیسیم و پنمن (۲۰۰۱) نشان دادند فروش تاریخی بهترین شاخص رشد آتی سهام است. از سوی دیگر، رشد فروش نیز مانند ROE از فرآیند بازگشت به میانگین پیروی می‌کند اما بازگشت به میانگین رشد فروش نسبت به ROE نسبتاً سریع‌تر است (دیچاو، اسلون و سلیمان، ۲۰۰۴). به عقیده دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) میانگین مبنای بازگشت رشد فروش تقریباً برابر نرخ رشد بلندمدت تولید ناخالص داخلی کشور است. بر این اساس، به‌منظور پیش‌بینی رشد فروش نیز یک فرایند خود توضیح مرتبه اول به شرح رابطه (۱۶) برازش می‌شود:

$$g_t = c + \propto g_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

g_t نرخ رشد فروش است و از رابطه (۱۷) محاسبه می‌شود:

$$g_t = \frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}} \qquad (۱۷)$$

که S فروش شرکت است. سپس با استفاده از ضریب خودهمبستگی محاسبه‌شده در رابطه (۱۶)، فرآیند بازگشت به میانگین برای نرخ رشد فروش محاسبه می‌گردد:

$$g_t = \propto (g_{t-1} - \overline{GDP}) + \overline{GDP} + \varepsilon_t \qquad (۱۸$$

که $\overline{GDP}$ نرخ رشد بلندمدت تولید ناخالص داخلی می‌باشد و برابر است با میانگین حسابی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشور از سال ۸۷ تا ۹۶.

دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) معتقدند فرآیند بازگشت به میانگین طی ۱۰ سال تکمیل می‌گردد به همین دلیل، جریان‌های نقد آتی را برای ۱۰ سال پیش‌بینی کردند. در این پژوهش نیز به تبعیت از دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) جریان‌های نقدی آتی سهام به مدت ۱۰ سال پیش‌بینی می‌شود. جهت برآورد ضرایب خودهمبستگی نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ رشد فروش، روابط (۱۴) و (۱۶) با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی برازش می‌شود و ضرایب به دست آمده با پیروی از رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) به‌طور یکسان برای تمامی شرکت‌های نمونه اعمال می‌گردد. به‌منظور تعدیل اثر داده‌های پرت، کلیه محاسبات پژوهش پس از وینسورایز[۱] کردن متغیر دیرش برای صدک ۵ام از بالا و پایین انجام می‌شود.

بتای بازده ماهانه سهام(Betam): بتای بازده ماهانه سهام در هر سال، از نسبت کواریانس بازده سهام و بازده بازار تقسیم بر واریانس بازده بازار با استفاده از رابطه (۱۹) محاسبه می‌گردد:

---

۱. Winsorize

$$\beta_i = \frac{cov(r_i . r_m)}{\sigma_m^2} \qquad (۱۹)$$

که r_i بازده ماهانه هر سهم و r_m برابر بازده ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. $cov(r_i . r_m)$ برابر با کواریانس بازده ماهانه سهام و بازده ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و σ_m^2 بربر با واریانس بازده ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که در سال محاسبه می گردد.

بتای بازده هفتگی سهام (Betaw): برای هر سال، بتای بازده هفتگی هر سهم نیز از نسبت کواریانس بازده هفتگی سهم و بازده هفتگی شاخص کل بورس اوراق بهادار تقسیم بر واریانس بازده هفتگی شاخص مذکور در هر سال، همانند رابطه (۱۹) محاسبه می گردد.

انحراف معیار بازده ماهانه سهام (Stdm): انحراف معیار بازده ماهانه سهام هر شرکت با استفاده از رابطه (۲۰) محاسبه می‌شود:

$$\text{stdm} = \sqrt{\frac{\sum_{t=.}^{n}(r_i - E(r_i)^2)}{n - 1}} \qquad (۲۰)$$

که $E(r_i)$ برابر با میانگین حسابی بازده ماهانه هر سهم در هر سال می‌باشد.

انحراف معیار بازده هفتگی سهام (Stdw): انحراف معیار بازده هفتگی هر شرکت نیز با استفاده از رابطه (۲۰) محاسبه می گردد. با این تفاوت که $E(r_i)$ برابر با میانگین حسابی بازده هفتگی هر سهم در هر سال می‌باشد.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

به‌منظور محاسبه دیرش سهام در ابتدا پارامترهای مورد نیاز به شرح جدول (۱) محاسبه‌شده است.

جدول ۱. پارامترهای محاسبه‌شده جهت محاسبه دیرش

پارامترهای مورد نیاز برای هر سهم			
ارزش دفتری	سود خالص	فروش	ارزش بازاری
پارامترهای محاسبه‌شده			**مقدار**
ضریب خودهمبستگی ROE			۰/۰۶۹۴
ضریب خودهمبستگی فروش			۰/۰۶۹۵
میانگین بلندمدت ROE			۲۸/۸۳۷۲
میانگین بلندمدت رشد تولید ناخالص داخلی			۱۹/۵۰۶۸

منبع: محاسبات پژوهش

برای محاسبه دیرش سهام باید اطلاعات مربوط به ارزش دفتری، سود خالص، فروش و ارزش بازار سهام شرکت جمع‌آوری گردد. ضریب خودهمبستگی ROE و فروش به ترتیب با استفاده از روابط (۲۳) و (۲۵) محاسبه گردیده و برابر ۰/۰۶۹۴ و ۰/۰۶۹۵ است. میانگین بلندمدت ROE برابر ۲۸/۸۳۷۲ و میانگین بلندمدت رشد تولید ناخالص داخلی برابر ۱۹/۵۰۶۸ می‌باشد.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی
دیرش سهام	۱۱/۲۳۰۲	۱۳/۲۲۶۷	٦/۱۰۹۳	۱۳/٤۷٥۹	−۱/۱٤۲۹	۰/٤۰۹۰
انحراف معیار بازده ماهانه	۱۳/۹٥٥۳	۱٥/۷۲۹۱	۰/۱۰٤٥	٤۲۷/۱٦٥۰	۱۷/۹٦۰٦	٤٥۰/٤۹۱٦
انحراف معیار بازده هفتگی	٦/۳٥٤٦	۱۱/۲٤۷۳	۰/۰۸۳۳	۳۳۱/۲٥۲٤	۲۳/۹۹٥٦	٦٦۳/٦۲۳۳
بتای بازده ماهانه	۰/۷۰٤۰	۱/۷۱۲۸	−۲/۹٥۹۲	۳٦/۸۳۲۱	۱۳/۸٦۳۷	۲۷۰/٥۳٥٦
بتای بازده هفتگی	۰/٦٦۷۲	۱/۱۰٤۷	۱۰/٤۷۸۸	۲۳/٥٦٦٦	۷/۸٥۰۸	۱۸۲/٤۳٦٦

منبع: محاسبات پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود میانگین و انحراف معیار دیرش به ترتیب ۱۱/۲۳۰۲ و ۱۳/۲۲۶۷ است. بیشینه دیرش حدود ۱۳ سال و کمینه آن تقریباً برابر ۶ سال است.

به‌منظور بررسی رابطه بین دیرش سهام و ریسک کل و ریسک سیستماتیک از آزمون همبستگی پیرسون استفاده‌شده است. نتایج حاصل در جدول (۳) ملاحظه می‌شود:

جدول ۳. همبستگی پیرسون بین دیرش و ریسک کل و ریسک سیستماتیک

	بتای بازده هفتگی	بتای بازده ماهانه	انحراف معیار بازده هفتگی	انحراف معیار بازده ماهانه
دیرش	−۰/۰٥۰۱	−۰/۱۳۲۰*	−۰/۱٥۲۱*	−۰/۱٥۷۷*
احتمال	۰/۱۰۱۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

*، ** و *** به ترتیب به معنای معناداری آماری در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

منبع: محاسبات پژوهش

همان‌گونه که جدول (۳) نشان می‌دهد همبستگی دیرش با بتای بازده ماهانه برابر با ۱۳/۲- درصد و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد درحالی‌که همبستگی دیرش با بتای بازده هفتگی سهم برابر با ۵- درصد و بی‌معنی است. لذا هرچه دیرش سهام بیشتر باشد، ریسک سیستماتیک آن کمتر خواهد بود.

همچنین همبستگی دیرش ضمنی با انحراف معیار بازده ماهانه (ریسک کل) و انحراف معیار بازده هفتگی سهام به ترتیب برابر با ۱۵/۷۷- و ۱۵/۲۱- درصد و در سطح خطای یک درصد معنادار است. لذا با افزایش دیرش، ریسک کل سهم کاهش می‌یابد. با توجه به وجود رابطه منفی بین دیرش و بتا و ازآنجایی‌که ریسک کل از دو جز ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک تشکیل شده است دور از انتظار نخواهد بود که رابطه بین ریسک کل و دیرش نیز منفی گزارش شود. به عبارتی به نظر می‌رسد نوع ارتباط بین دیرش و بتا به‌خوبی توانسته بر نحوه ارتباط بین دیرش و ریسک غیر سیستماتیک فائق آید که این امر مستلزم بررسی‌های بیشتری در پژوهش‌های آتی است.

نتایج حاصل از بررسی امکان پیش‌بینی ریسک سیستماتیک توسط دیرش سهام با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول ٤. رابطه دیرش با ریسک سیستماتیک

الف) رابطه دیرش سهام با بتای بازده ماهانه			
	ضریب	آماره t	احتمال
دیرش	*۰/۱۰۹۵-	٤/١٤٩٢-	۰/۰۰۰۰
آماره F			*۱۷/۲۱٦
ب) رابطه دیرش سهام با بتای بازده هفتگی			
	ضریب	آماره t	احتمال
دیرش	۰/۰۰٦۰	۰/۲۹٦	۰/۷٦۷۳
آماره F			۰/۰۸۷٦
$\beta_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 Dur_{it} + \varepsilon_{it}$			

*، ** و *** به ترتیب به معنای معناداری آماری در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج قسمت «الف» جدول (۴) نشان می‌دهد ضریب دیرش برابر ۰/۱۰۹۵- و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. با توجه به معناداری ضریب دیرش می‌توان با استفاده از دیرش به پیش‌بینی ریسک سیستماتیک پرداخت لیکن برخلاف یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴)، هرچه دیرش سهام بیشتر باشد، ریسک

سیستماتیک سهام برای دوره بعد کمتر خواهد بود. علاوه بر این، همان‌طور که در قسمت «ب» جدول (۴) مشاهده می‌شود ضریب دیرش برابر با ۰/۰۰۶ می‌باشد و با افزایش فراوانی داده‌ها و محاسبه بتای بازده هفتگی سهام به جای بتای بازده ماهانه، قدر مطلق ضریب دیرش کاهش یافته لیکن باید توجه داشت که این ضریب از نظر آماری معنادار نیست. کاربرد فواصل زمانی متفاوت بازده (هفتگی و ماهانه) منجر به تعدد تخمین‌های بتای سهام معین در افق‌های زمانی مشابه می‌شود (اسدی و دولو (۱۳۸۴)). درنتیجه تغییر نحوه ارتباط بین دیرش و بتا با تغییر فاصله زمانی تخمین بتا چندان دور از انتظار نخواهد بود.

جهت بررسی توان پیش‌بینی ریسک کل توسط دیرش ضمنی از رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده‌شده که نتایج آن در جدول (۵) ارائه می‌شود:

جدول ۵. رابطه دیرش با ریسک کل

بخش الف) رابطه دیرش سهام با انحراف معیار بازده ماهانه			
	ضریب	آماره t	احتمال
دیرش	-۱/۲۲۲۹*	-۵/۲۲۱	۰/۰۰۰۰
آماره F			۲۷/۲۵۸۵*
بخش ب) رابطه دیرش سهام با انحراف معیار بازده هفتگی			
	ضریب	آماره t	احتمال
دیرش	-۰/۸۴۳۴*	-۵/۰۳۱۵	۰/۰۰۰۰
آماره F			۲۵/۳۱۶۳*

$$STD_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 Dur_{it} + \varepsilon_{it}$$

*، ** و *** به ترتیب به معنای معناداری آماری در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج بخش «الف» جدول (۵) نشان می‌دهد ضریب دیرش برابر ۱/۲۲۲۹- و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. این ضریب نشان می‌دهد درصورتی که اختلاف دیرش دو سهم ۱۰ سال باشد، ریسک کل آن‌ها در دوره بعد اختلافی برابر ۱۲/۲۲ واحد خواهد داشت و سهم با دیرش بیشتر، ریسک کل کمتری خواهد داشت. این امر برخلاف یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنادار دیرش ضمنی و ریسک کل سهام در دوره بعد است. همچنین معناداری ضریب دیرش حاکی از آن است که این متغیر قادر به پیش‌بینی ریسک کل سهام

است. بخش «ب» جدول (۵) نشان می‌دهد با افزایش فراوانی داده‌ها و محاسبه انحراف معیار بازده هفتگی سهام به جای انحراف معیار بازده ماهانه سهام، قدر مطلق دیرش کاهش می‌یابد و این ضریب همچنان منفی و معنادار است.

نتیجه‌گیری و بحث

عدم اطمینان و تغییرپذیری جریان‌های نقدی سهام عادی، نبود سررسید از پیش تعیین‌شده و دشوار بودن مدل‌سازی نرخ تنزیل ازجمله مواردی است که تخمین و محاسبه دیرش سهام را با مشکل مواجه می‌کند. با این حال، ازآنجاکه غالباً سهام بخش اعظم پرتفوی سرمایه‌گذاران را تشکیل می‌دهد، نیاز به معیاری جهت محاسبه دیرش سهام احساس می‌شود که بتوان با به‌کارگیری آن اقدام به مدیریت ریسک پرتفوی و تخصیص بهینه دارایی‌ها کرد و همچنین به بررسی و ارزیابی ریسک فرصت‌های سرمایه‌گذاری و انطباق سررسید دارایی‌ها و بدهی‌ها پرداخت. در پژوهش حاضر به پیروی از رهیافت دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) به محاسبه دیرش سهام پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌شده است. سپس رابطه دیرش با ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام بررسی شده و درنهایت به بررسی این سؤال پرداختیم که آیا دیرش سهام قادر است ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام را پیش‌بینی کند. نتایج نشان می‌دهد بین دیرش سهام و ریسک کل رابطه منفی و معناداری وجود دارد که این امر برخلاف یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) مبنی بر رابطه مثبت و معنادار دیرش و ریسک کل است. علاوه بر این، شواهد نشان می‌دهد بین دیرش سهام و ریسک سیستماتیک برای داده‌های ماهانه رابطه منفی و معناداری برقرار است، لیکن با افزایش فراوانی داده‌ها و استفاده از داده‌های هفتگی به جای داده‌های ماهانه رابطه بین دیرش و بتا از معکوس به مستقیم تغییر می‌یابد اگرچه این ارتباط معنادار نمی‌باشد. یافته اخیر در تقابل با نتایج بوکسیت، ریسیت و شلاربام (۱۹۷۵)، کافمن (۱۹۸۰)، دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) وبر (۲۰۱۶) می‌باشد. همچنین نتایج حاکی از آن است که دیرش سهام قادر به پیش‌بینی ریسک کل و ریسک سیستماتیک (بتای بازده ماهانه) است که این امر یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) را تائید می‌کند، اگرچه علامت دیرش مؤید یافته‌های دیچاو، اسلون و سلیمان (۲۰۰۴) نیست. نتایج به دست آمده برای سرمایه‌گذاران، مدیران مالی و مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌منظور مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌ها و همچنین مدیریت بهینه ریسک بسیار مفید است. ارتباط منفی بین دیرش و ریسک سهام می‌تواند ناشی از عوامل متعددی باشد. این احتمال وجود دارد که شرایط خاص اقتصادی کشور و اعمال تحریم‌های اقتصادی و افزایش ریسک سیاسی در سال‌های اخیر منجر به کاهش فروش و جریانات نقدی دریافتی شرکت‌ها و متعاقباً کاهش سود تقسیمی و درنهایت کاهش دیرش سهام شده باشد. از طرفی در این شرایط اثرپذیری بازده سهام از اخبار مثبت و منفی

اعلام شده احتمالاً افزایش می‌یابد و همین امر می‌تواند افزایش ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام را در پی داشته باشد. همان‌طور که پژوهش بوالی، کوست و اسادام[۱] (۲۰۰۵) نشان می‌دهد ریسک سیاسی می‌تواند نقش پررنگی در نوسانات بازده سهام ایفا کند و نوسانات بازده سهام برحسب اثرپذیری شرکت‌ها از ریسک سیاسی تغییر کند. به عبارتی اثری که تحریم‌ها به‌عنوان یک متغیر برون‌زا بر دیرش و ریسک سهام به‌طور مجزا دارد می‌تواند بر نحوه ارتباط این دو متغیر با یکدیگر اثرگذار باشد. فلذا نیاز به بررسی اثر تحریم‌ها بر ارتباط بین دیرش سهام و ریسک در پژوهش‌های آتی احساس می‌شود. بر همین اساس پیشنهاد می‌شود با تقسیم دوره پژوهش به دوران پیش و پس از تحریم‌ها مجدداً به محاسبه دیرش برای هر دو بازه زمانی پرداخت و به‌منظور تبیین اثر تحریم‌ها بر ارتباط بین دیرش سهام و ریسک کل و سیستماتیک فرضیه‌های این پژوهش را به‌طور مجزا مورد آزمون مجدد قرار داد. علاوه بر این، با توجه به اثرپذیری ریسک سیستماتیک از تغییر فاصله زمانی و دوره تخمین (اسدی و دولو (۱۳۸۴)) ممکن است با تغییر هر یک از این دو عامل و متعاقباً تغییر ضریب بتای محاسبه‌شده نتایج این پژوهش نیز دستخوش تغییر گردد. درنهایت، با توجه به رابطه معنادار دیرش با معیارهای اصلی ریسک سهام، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی رابطه دیرش سهام با سایر معیارهای ریسک ازجمله ریسک نقدشوندگی و ریسک غیر سیستماتیک موردبررسی قرار گیرد.

---

۱. Beaulieu, Cosset and Essaddam

منابع

- استانداردهای حسابداری ایران (۱۳۸۶). تهران: انتشارات سازمان حسابرسی.
- اسدی، غلامحسین؛ دولو، مریم (۱۳۸۴). «بررسی تأثیر طول دوره تخمین و فاصله زمانی محاسبه بازده بر شاخص ریسک بازار»، *پیام مدیریت*، ۱۷ و ۱۸، صص.۳۳-۵۴.
- بادی، زوی؛ کین، الکس؛ مارکوس، آلان جی. (۲۰۰۹). مدیریت سرمایه‌گذاری. (ترجمه روح الله فرهادی، مجید شریعت پناهی). تهران: انتشارات بورس.
- پی جونز، چارلز. (۲۰۰۷). مدیریت سرمایه‌گذاری. (ترجمه و اقتباس رضا تهرانی، عسگر نوربخش). تهران: نگاه دانش.
- زمردیان، غلامرضا؛ آزاد، محمد؛ رجب زاده، محمدرضا (۱۳۹۸). «مقایسه توان پیش‌بینی سنجه‌های ریسک اوراق با درآمد ثابت در تعیین قیمت‌ها؛ بررسی موردی اوراق بدهی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران»، *راهبرد مدیریت مالی*، ۷، ۳، صص. ۱۷۵-۱۹۹.
- عرب مازار یزدی، محمد؛ باغومیان، رافیک؛ کاکه خانی، فرزانه (۱۳۹۲). «بررسی رابطه میان ترکیب دارایی-بدهی و ریسک نقدینگی بانک‌ها در ایران»، *دانش حسابرسی*، ۱۳، ۵۲، صص. ۳۳-۵۱.
- کاظمی گورتی، حسین، سروش یار، افسانه (۱۳۹۶). دیرش ضمنی سهام و مازاد بازده سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳۵، صص.۲۴۳-۲۵۸.
- Arab Mazar Yazdi, Mohammad. Baghumian, Rafik and Farzaneh Kakeh Khani. (۱۳۹۲). "investigating the relation between debt-asset structure and liquidity risk of Banks in Iran". *Journal of Audit science*, ۱۳, ۵۲, pp ۳۳-۵۱, (in Persian).
- Asadi, Gholamhossein and Maryam Davallou. (۱۳۸٤). "investigation of the impact of estimation period and return interval on market risk". *Management perspective*, ۱۷ & ۱۸, pp ۳۳-۵٤, (in Persian).
- Beaulieu, M. C. Cosset, J. C. and Essaddam, N. (۲۰۰۵). "The impact of political risk on the volatility of stock returns: The case of Canada". *Journal of International Business Studies*, ۳۶(۶), pp ۷۰۱-۷۱۸.
- Blitzer, D. M. Luo, F. and Soe, A. M. (۲۰۱۲). "Equity Duration of the S&P ۵۰۰: Latest Updates".
- Bodie, Z. Kane, A. and Marcus, A. J. (۲۰۰۹). Investments. (translated by: Roohollah Farhadi, Majid Shariat Panahi). Tehran: Bourse publications. (in Persian)

- Boquist, J. A. Racette, G. A. and Schlarbaum, G. G. (۱۹۷۵). "Duration and risk assessment for bonds and common stocks". The Journal of Finance, ۳۰(۵), pp ۱۳۶۰-۱۳۶۵.
- Broughton, J. and Lobo, B. J. (۲۰۱۵). "Equity duration of value and growth indices". Available at: https://papers.ssrn.com/sol۳/Delivery.cfm?abstractid=۲۶۷۹۰۶۸
- Charles P. Jones. (۲۰۰۷). Investments: analysis and management. (translated by: Reza Tehrani, Asgar Noorbakhsh). Tehran: Negahe Danesh. (in Persian).
- Dechow, P. M. Sloan, R. G. and Soliman, M. T. (۲۰۰۴). "Implied equity duration: A new measure of equity risk". *Review of Accounting Studies*, ۹(۲-۳), pp ۱۹۷-۲۲۸.
- Fama, E. F. and French, K. R. (۱۹۹۳). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds". *Journal of financial economics*, ۳۳(۱), pp ۳-۵۶.
- Fukuta, Y. and Yamane, A. (۲۰۱۵). "Value premium and implied equity duration in the Japanese stock market". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, ۳۹, pp ۱۰۲-۱۲۱.
- Fullana, O. and Toscano, D. (۲۰۱۴). "The implied equity duration for the Spanish listed firms". *The Spanish Review of Financial Economics*, ۱۲(۱), pp ۳۳-۳۹.
- Iran Auditing Standards (۱۳۸٦). Tehran: Audit Organization Publications. (in Persian).
- Jiang, H. and Sun, Z. (۲۰۱۶). "Equity duration: A puzzle on high dividend stocks". Working Paper.
- Johnson, L. D. (۱۹۸۹). "Equity duration: Another look". *Financial Analysts Journal*, ۴۵(۲), pp ۷۳-۷۵.
- Kaufman, G. G. (۱۹۸۰). "Duration, planning period, and tests of the capital asset pricing model". *Journal of Financial Research*, ۳(۱), pp ۱-۹.
- Kazemi Gavarti, Hossein and Afsaneh soroushyar. (۱۳۹۶). "Implied Equity Duration and Excess Stock Return: The Evidence from Tehran Stock

Exchange". *Journal of financial engineering and portfolio management*, Vol ۹ (۳۵), pp ۲۴۳-۲۵۸, (in Persian).

- Lanstein, R. and Sharpe, W. F. (۱۹۷۸). "Duration and security risk". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, ۱۳(۴), pp ۶۵۳-۶۶۸.
- Lettau, M. & Wachter, J. A. (۲۰۰۷). "Why is long-horizon equity less risky? a duration-based explanation of the value premium". *The Journal of Finance*, ۶۲(۱), pp ۵۵-۹۲.
- Leibowitz, M. L. (۱۹۸۶). "Total portfolio duration: a new perspective on asset allocation". *Financial Analysts Journal*, ۴۲(۵), pp ۱۸-۲۹.
- Leibowitz, M. L. Sorensen, E. H. Arnott, R. D. and Hanson, H. N. (۱۹۸۹). "A total differential approach to equity duration". *Financial Analysts Journal*, ۴۵(۵), pp ۳۰-۳۷.
- Macaulay, F. R. (۱۹۳۸). "Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields and Stock Prices in the United States since ۱۸۵۶". *National Bureau of Economic Research*, Inc.
- Nissim, D. and Penman, S. H. (۲۰۰۱). "Ratio analysis and equity valuation: From research to practice". *Review of accounting studies*, ۶(۱), pp ۱۰۹-۱۵۴.
- Park, Y. K. and Choi, H. S. (۲۰۱۹)."equity duration puzzle and investors' demands: evidence from Korea". *International Journal of Business & Society*, ۲۰(۲).
- Penman, S. H. (۱۹۹۱). "An evaluation of accounting rate-of-return". *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, ۶(۲), pp ۲۳۳-۲۵۵.
- Schröder, D. and Esterer, F. (۲۰۱۲). "A new measure of equity duration: The duration-based explanation of the value premium revisited". *Journal of Money Credit and Banking*, ۴۸(۵), pp ۸۵۷-۹۰۰.
- Stigler, G. J. (۱۹۶۳). "Introduction to Capital and Rates of Return in Manufacturing Industries". *Capital and Rates of Return in Manufacturing Industries*, Princeton University Press, pp ۳-۱۰.

- Weber, M. (۲۰۱۶). "Cash flow duration and the term structure of equity returns" (No. w۲۲۵۲۰). *National Bureau of Economic Research*.
- Zomorodian, Gholamreza. Azad, Mohammad and Mohammadreza Rajab zadeh. (۱۳۹۸). "Comparison of predictability of fixed incomes risk measures in pricing; Case Study of Debt Securities Accepted in Tehran Stock Exchange". *Journal of Financial Management Strategy*, Vol ۷, ۳, pp ۱۷۵-۱۹۹, (in Persian).

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۱۶۴-۱۳۷

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۱۰/۰۷
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۰/۰۷

بررسی کارایی الگوریتم‌های بهینه‌سازی کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین بردار پشتیبان جهت پیش‌بینی هزینه سرمایه[۱]

رویا دارابی[۲]

چکیده

هزینه‌ی سرمایه، حداقل نرخ بازده‌ی مورد انتظار سرمایه‌گذاران است، این نرخ بازده مورد انتظار با در نظر گرفتن ریسک شرکت تعیین می‌شود. در این پژوهش با استفاده از اطلاعات مالی ۹۴ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۶ و به کمک متغیرهای حسابداری اقدام به پیش‌بینی هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران شده است. جهت پیش‌بینی هزینه سرمایه از روش‌های رگرسیون ماشین بردار و کرم شب‌تاب استفاده شد. نتایج نشان داد که بین متغیرهای نسبت بدهی، فرصت رشد، رشد فروش، نوع مالکیت (ارتباط سیاسی)، نسبت دارایی ثابت، اندازه شرکت با هزینه سرمایه رابطه‌ی معناداری وجود دارد. با توجه به خطای بسیار منطقی حدوداً ۷ درصد الگوریتم کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین بردار در پیش‌بینی هزینه سرمایه در داده‌های ارزیابی می‌توان بیان کرد که الگوریتم کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین‌بردار با استفاده از داده‌های حسابداری توان پیش‌بینی هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را باقدرت بسیار بالا دارد و همچنین الگوریتم کرم شب‌تاب توانایی بالاتری در پیش‌بینی هزینه سرمایه نسبت به الگوریتم رگرسیون ماشین بردار دارد.

واژه‌های کلیدی: هزینه سرمایه، الگوریتم کرم شب‌تاب، الگوریتم رگرسیون ماشین بردار.
طبقه‌بندی موضوعی: C۵۳-M۴۱

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹,۲۳۷۸۰,۱۹۱۱
۲. دانشیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، Email:r_darabi@azad.ac.ir

مقدمه

هزینه سرمایه یکی از مفاهیم اساسی در حوزه ادبیات مالی به شمار می‌رود و در تصمیمات مالی نقش مهمی ایفا می‌کند (محسنی، ۱۳۹۷). از مهم‌ترین نیازهای افراد، تصمیم‌گیری در رابطه با موضوع‌های مختلف است. به علت وجود گزینه‌ها و راهکارهای گوناگون در خصوص یک مسئله، انسان‌ها ناگزیر از تصمیم‌گیری هستند و با توجه به اصل مطلوبیت با انتخاب گزینه‌ی بهتر در جهت افزایش مطلوبیت خود اقدام به تصمیم‌گیری می‌کنند. افراد در راستای دستیابی به هدف اصلی خود یعنی افزایش مطلوبیت و سطح رفاه به‌منظور کسب بازده، منابع مالی خود را در اختیار اشخاص دیگر قرار می‌دهند که این فعالیت، نوعی سرمایه‌گذاری است. وقتی‌که سرمایه‌گذاران وجوه خود را در اختیار شرکت قرار می‌دهند، انتظار کسب بازده از سرمایه‌گذاری خود دارند. به این دلیل که سرمایه‌گذاران با سرمایه‌گذاری در یک شرکت امکان استفاده از وجوه را از خود سلب می‌کنند و فرصت سرمایه‌گذاری‌های دیگر را از خود می‌گیرند، درنتیجه سرمایه‌گذاری برای فرد، هزینه‌ی فرصت ازدست‌رفته‌ای دارد. سرمایه‌گذاران با توجه به ویژگی‌های ریسکی شرکتِ سرمایه‌پذیر و شرایط محیطی، بازده‌ی مورد انتظار خود را تعیین می‌کنند. اگر از دیدگاه شرکت سرمایه‌پذیر به بحث سرمایه‌گذاری نگاه شود، بازده‌ی مورد انتظار سرمایه‌گذاران، همان هزینه‌ی سرمایه‌ی شرکت سرمایه پذیر است (عثمانی، ۱۳۸۱). اطلاع از هزینه سرمایه همواره در تصمیمات شرکتی نقش اساسی داشته است و دستیابی به نرخ هزینه مناسب در تعیین ترکیب بهینه ساختار مالی شرکت و به‌ویژه در کسب بهترین نتایج حاصل از عملیات به شکل افزایش در قیمت سهام شرکت بسیار کاربردی می‌باشد (زارع بهنمیری و همکاران، ۱۳۹۴). اهمیت هزینه سرمایه در این موضوع است که نرخ هزینه سرمایه بیانگر مخارجی است که شرکت در قبال کسب منابع باید بپردازد و درصورتی‌که منافع حاصل از این منابع نسبت به مخارج آن فزونی نداشته باشد، شرکت با مشکلات عدیده‌ای روبه‌رو خواهد شد. افزایش در هزینه سرمایه شرکت ایجاد اعتبار و نقدینگی را کاهش می‌دهد و به همین ترتیب، این بنگاه اقتصادی کمتر سرمایه‌گذاری می‌کند (چیسا و همکار[۱]، ۲۰۱۸). پیش‌بینی هزینه سرمایه از طریق عوامل مؤثر بر آن نیز از همین منظر قابل‌تأمل است. زمانی که شرکت بتواند هزینه سرمایه خود را از طریق عوامل مؤثر بر آن با دقت کافی پیش‌بینی نماید قادر خواهد بود تا با اطمینان بیشتری نسبت به انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری تصمیم‌گیری نماید. از این منظر، تنها در شرایطی که یک تصمیم مالی حاوی سودی بالاتر از هزینه سرمایه باشد اجرای آن عقلایی خواهد بود و در غیر این صورت انجام پروژه متضمن زیان اقتصادی برای شرکت خواهد بود. با توجه به توضیحات مذکور بررسی عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه از این بابت حائز اهمیت است که باعث می‌گردد شرکت با دیدی باز به استقبال یا رد پروژه‌هایی مالی و

---

۱. Chiesa & et al.

اقتصادی پیش برود. بر اساس تعریف هزینه سرمایه، در تصمیم‌های اقتصادی نرخ هزینه سرمایه حداقل نرخی است که باید از محل منافع سرمایه‌گذاری کسب گردد چراکه نرخ سود کمتر از هزینه سرمایه بیانگر برآورد نشدن بازده مورد انتظار تأمین‌کنندگان منابع مالی شرکت است و درصورتی‌که منافع مورد انتظار تأمین‌کنندگان منابع مالی شرکت از محل سرمایه‌گذاری‌های اقتصادی کسب نگردد ممکن است شرکت در تأمین منابع مالی در تاریخ‌های بعدی با مشکل روبه‌رو شود. این قضیه بیانگر اهمیت بسیار زیاد هزینه سرمایه در اقدامات اقتصادی برای شرکت‌ها است. بر این اساس، مسئله پژوهش حاضر این قضیه است که چه عواملی بر هزینه سرمایه شرکت مؤثر است؟ علاوه بر این، آیا اساساً روش کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین بردار قابلیت پیش‌بینی هزینه سرمایه را دارد؟ از جنبه نوآوری این پژوهش می‌توان به این موضوع اشاره کرد که با بررسی‌های به‌عمل‌آمده پیرامون پیش‌بینی هزینه سرمایه به‌ویژه با روش‌های مبتنی بر هوش مصنوعی پژوهشی انجام‌نشده است لذا این پژوهش از دو دیدگاه الگوریتم بهینه‌سازی و رگرسیونی اقدام به پیش‌بینی هزینه سرمایه کرده است. در ادامه این مقاله پیرامون مبانی نظری و پیشینه پژوهش، همچنین روش‌شناسی و تحلیل یافته‌های پژوهش و در انتهای نتیجه‌گیری موردبحث و ارائه قرار گرفته است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مبانی نظری

هزینه‌ی سرمایه، درواقع نرخ بازده‌ی مورد انتظار سرمایه‌گذاران است، این نرخ بازده‌ی مورد انتظار با در نظر گرفتن ریسک شرکت تعیین می‌شود. تصمیم‌گیری صحیح در خصوص هر موضوعی بستگی به شناخت عوامل مؤثر بر آن موضوع دارد. بدین ترتیب تصمیمی کارا و اثربخش خواهد بود که براساس شناخت نسبت به عوامل مؤثر بر موضوع مورد تصمیم‌گیری انجام‌شده باشد درواقع یکی از متغیرهایی که در اندازه‌گیری ارزش‌آفرینی بنگاه‌های اقتصادی مورداستفاده قرار می‌گیرد، هزینه سرمایه است و امروزه شرکت‌های ارزش‌آفرین، شرکت‌هایی هستند که سود خالص آن‌ها بیشتر از هزینه سرمایه آن شرکت باشد ازاین‌رو شرکت‌ها تمایل دارند با کاهش هزینه سرمایه خود سودآوری را به حداکثر برسانند و بتوانند از این طریق ارزش بیشتری را برای سهامدار خود کسب کنند (وکیلی فرد و همکاران، ۱۳۹۷). هزینه سرمایه یکی از مفاهیم اساسی در حوزه ادبیات مالی است که نقش مهمی در تصمیمات تأمین مالی ایفا می‌کند و به‌عنوان معیاری برای ارزیابی عملکرد و معیار پذیرش طرح‌های سرمایه‌گذاری جدید و نرخ تنزیل برای محاسبه ارزش‌افزوده بازار به کار گرفته می‌شود. هزینه سرمایه از تعادل بین ریسک و بازده حاصل می‌شود. هر چه ریسک شرکتی بالاتر باشد، نرخ بازده آن و بالطبع، هزینه سرمایه آن باید بالاتر باشد. ازاین‌رو شناخت و درک هزینه سرمایه و اهمیت آن و همچنین انواع روش‌های تأمین مالی و نظریات مرتبط با آن‌ها ضرورت می‌یابد (ابراهیم پور و همکاران، ۱۳۹۵).

اندازه شرکت و هزینه سرمایه

هزینه سرمایه از اهمیت بالایی برای مدیران شرکت‌ها برخوردار است، در برخی از مطالعات (مانند بوتوسان[۱]، ۱۹۹۷؛ بوتوسان و پالوملی[۲]، ۲۰۰۲ شرکت را به‌عنوان یک متغیر کنترلی لحاظ نموده‌اند؛ با این استدلال که در مطالعات پیشین اثرگذاری اندازه بر هزینه‌ی سرمایه‌ی شرکت به‌صورت تجربی اثبات گردیده است)، بانز[۳] (۱۹۸۱) برای اولین بار به تأثیر اندازه بر بازده سهام شرکت‌ها پرداخت. وی معتقد است که سرمایه‌گذاران از شرکت‌های بزرگ‌تر بازده متفاوتی نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر انتظار دارند. شرکت‌هایی که اندازه بزرگ‌تری دارند و مانند شرکت‌هایی که دارای ارزش بالاتری هستند از منابع مالی و انسانی و ساختارهای کارآمدتر برخوردار هستند و این امر می‌تواند در بالا بودن بازده مورد انتظار کاملاً مؤثر باشد.

رشد شرکت و هزینه سرمایه

هزینه سرمایه نرخ تنزیلی است که کلیه جریان‌های نقدی شرکت با آن تنزیل می‌شود. هرچه این نرخ پایین‌تر باشد، ارزش شرکت بالاتر می‌رود و موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران در آن شرکت سرمایه‌گذاری بیشتری داشته باشند که به‌موجب آن قیمت سهام شرکت با میزان بالاتری به فروش می‌رود (صالحی و همکاران، ۱۳۹۵). بر اساس تئوری هزینه سرمایه، هزینه سرمایه به‌عنوان نرخ مانع محسوب می‌شود. به این معنی که سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در پروژه‌هایی با نرخ بازده بیشتر از هزینه سرمایه موجب افزایش ارزش شرکت می‌شود. ازآنجاکه هزینه سرمایه در ارتباط مستقیم باارزش شرکت است، بنابراین شناخت و اندازه‌گیری هزینه سرمایه، اجزاء آن و عوامل داخلی و بیرونی مؤثر بر آن حائز اهمیت است (محسنی، ۱۳۹۷). ازآنجاکه هزینه‌ی سرمایه مبنای مقایسه در ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری قرار می‌گیرد، شرکت‌ها ناگزیر از حفظ هزینه‌ی سرمایه‌ی خود در سطح معقولی هستند؛ چراکه در صورت بالا بودن هزینه‌ی سرمایه، شرکت ناگزیر به کنارگذاری بسیاری از پروژه‌های سرمایه‌گذاری بالقوه خود خواهد گردید (پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳).

ارتباط سیاسی (نوع مالکیت) و هزینه سرمایه

یکی از عوامل مهم و شایان توجه که هزینه‌ی سرمایه شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ارتباطات سیاسی بنگاه‌های اقتصادی است. روابط و نفوذ سیاسی نه‌تنها بر وضعیت مالی بنگاه‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد،

---

۱. Botosan
۲. Botosan and Plumlee
۳. Banez

بلکه انگیزه‌های مدیران را نیز در ارتباط با گزارشگری مالی تحت تأثیر قرار می‌دهد، شرکت‌های دارای حمایت‌های سیاسی نسبت به فشارهای بازار و رقابت‌های معمول حساس نیستند. این شرکت‌ها از ریسک کمتری نسبت به سایر شرکت‌ها برخوردار بوده و انتظارات سرمایه‌گذاران نسبت به نرخ بازده سرمایه‌گذاری نیز کمتر است. مسلماً این شرکت‌ها هنگام مواجهه با بحران‌های مالی از حمایت‌های مالی دولت برخوردار می‌شوند، ازاین‌رو احتمال ورشکستگی آن‌ها کمتر است (بوباکری و همکاران[۱]، ۲۰۱۲). حسن‌زاده (۱۳۹۷) نشان می‌دهد که بین ارتباطات سیاسی از طریق دولت و هزینه سرمایه حقوق صاحبان رابطه منفی و معناداری وجود دارد. به عبارتی با افزایش ارتباطات سیاسی در شرکت‌ها هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام کاهش می یابد. همچنین بین ارتباطات سیاسی از طریق مجلس و هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد. بر اساس مطالب مطرح‌شده، انتظار این است که ارتباطات سیاسی شرکت‌ها با دولت از طریق کاهش ریسک بتواند به‌عنوان عاملی اثرگذار در کنار سایر عوامل بر هزینه سرمایه مؤثر باشد.

نسبت دارایی‌ها و هزینه سرمایه

سرمایه‌گذاران با توجه به اطلاعات مالی منتشرشده شرکت‌ها و تجزیه‌وتحلیل آن‌ها از طریق نسبت‌های مالی، ریسک حاصل از سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها را برآورد و با توجه به آن، بازده مورد انتظاری برای انجام سرمایه‌گذاری‌های خود مطالبه می‌کنند، که این نرخ هزینه سرمایه شرکت‌ها را تشکیل می‌دهد، حجازی و جلالی (۱۳۸۶) بیان می‌کنند، کاربرد هزینه سرمایه در بودجه‌بندی سرمایه‌ای تصمیم‌گیری‌های مالی و ارزیابی عملکرد بارزترین مصادیق استفاده از هزینه سرمایه است، آن‌ها در پژوهش خودبین نسبت دارایی‌های ثابت به‌کل دارایی‌ها و هزینه سرمایه ارتباط معنی‌داری کسب کردند. به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران میزان سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی ثابت را به‌عنوان یک معیار جهت افزایش بازده شرکت و درنتیجه افزایش بازده مورد انتظار خود (هزینه سرمایه) مدنظر قرار می‌دهند.

نسبت بدهی و هزینه سرمایه

تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه نقش مؤثری در مدیریت ریسک، کارایی و اعتبار شرکت‌ها نزد مؤسسات تأمین سرمایه بنگاه‌ها خواهد داشت. از سویی دیگر، مفهوم هزینه سرمایه نه‌تنها یک معیار سرمایه‌گذاری است، بلکه در ارزیابی عملکرد مالی مدیریت نیز استفاده می‌شود. دراین‌ارتباط انصاری و بیدسکان (۱۳۹۱) در مقاله خود به نقش اهرم مالی (نسبت بدهی) بر هزینه سرمایه تأکید کرده‌اند. بهانداری[۲] (۱۹۸۸) در تحقیق خود نشان داد که

---

۱. Boubakri & et al.
۲. Bhandar

نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام به‌عنوان شاخص اهرم، با هزینه سرمایه رابطه دارد. موضوع تأثیر اهرم مالی بر هزینه سرمایه شرکت ازجمله موضوعات موردتوجه در مدیریت مالی است توجه اصلی به این سؤال معطوف است که آیا شرکت می‌تواند از طریق متنوع ساختن منابع تأمین مالی، هزینه سرمایه خود را تحت تأثیر قرار دهد؟ این موضوع برای نخستین بار توسط میلر و مودیلیانی در سال ۱۹۵۸ مطرح شد آن‌ها پس از مطالعه و پژوهش به این نتیجه رسیدند که ارزش شرکت مستقل از اهرم است. میلر و مودیلیانی در سال۱۹۶۸ نظریه‌شان را تعدیل نمودند به‌نحوی که کاهش هزینه سرمایه دلیل صرفه‌جویی مالیاتی تا حد صد در صد اهرم مالی را منعکس نماید. با توجه به پیشنهاد آن‌ها هزینه سرمایه با افزایش اهرم مالی و به دلیل صرفه‌جویی مالیاتی کاهش خواهد یافت، لذا ارزش شرکت‌های اهرمی همیشه از ارزش شرکت‌های غیر اهرمی خود بیشتر خواهد بود

نسبت آنی و هزینه سرمایه

با توجه به اینکه شرکت با نسبت آنی بالاتری نقدینگی بهتری دارند می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاران انتظارات متفاوتی از این نوع شرکت‌ها داشته باشند. بولو و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهش خود با عنوان «نسبت‌های مالی و هزینه‌ی سهام عادی» نشان دادند که بین نسبت آنی و هزینه سرمایه رابطه معناداری وجود دارد.

رشد سود خالص و هزینه سرمایه

عملکرد بالای شرکت موردتوجه سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد لذا سرمایه‌گذاران به رشد سود شرکت توجه ویژه نیز دارند و انتظارات بازده بالاتری از این نوع شرکت‌ها خواهند داشت و در پژوهش امینی و خدادوست (۱۳۹۴) نیز نشان داده شد که بین رشد سود خالص و هزینه سرمایه رابطه معناداری مستقیم و مثبت وجود دارد.

محافظه‌کاری و هزینه سرمایه

عدم رعایت محافظه کارای در تعیین سود و توزیع سود غیر محافظه‌کارانه به‌صورت نقدی، به توزیع اصل سرمایه به‌جای توزیع سود به‌دست‌آمده از فعالیت شرکت می‌انجامد و سودآوری آتی شرکت را با مخاطره روبرو خواهد ساخت. ازاین‌روست که رعایت محافظه‌کاری در تعیین سود با هزینه سرمایه پیوند می‌یابد و مدیران را به در پیش گرفتن رویه‌های محافظه‌کارانه در فرآیند تعیین سود ترغیب می‌نماید. محافظه‌کاری از دو طریق هزینه سرمایه شرکت را کاهش می‌دهد یکی کاهش زیان ناشی از تضاد منافع

میان مدیریت و سهامداران و دیگری کاهش عدم تقارن اطلاعاتی (ژی لی[۱]، ۲۰۱۰). همچنین آرتیانچ و کلارسن[۲] (۲۰۱۰) در پژوهشی تجربی، اثر محافظه‌کاری حسابداری را بر هزینه سرمایه بررسی کردند. شواهد حاکی از وجود رابطه‌ای معکوس بین سطح محافظه‌کاری و هزینه سرمایه در نمونه‌ی انتخابی بود.

کیفیت سود و هزینه سرمایه

تغییرات سود به‌عنوان شاخص ریسک اطلاعات حسابداری شناخته می‌شود و ریسک اطلاعاتی به میزان اطلاعات محرمانه و عدم دقت اطلاعات عمومی گزارش‌شده بستگی دارد. هرچه میزان اطلاعات محرمانه بیشتر و دقت اطلاعات ارائه‌شده کمتر باشد، هزینه سرمایه بیشتر خواهد بود. با توجه به اینکه ریسک اطلاعات از میزان عدم دقت در اطلاعات ارائه‌شده و ناتوانی اطلاعات برآورد بازده مورد انتظار ناشی می‌شود، انتظار می‌رود هر یک از ویژگی‌های کیفی سود که از دید سرمایه‌گذار نامطلوب باشد به میزانی که برآورد بازده مورد انتظار را با ابهام روبه‌رو سازد بر هزینه سرمایه سهام عادی تأثیر منفی بگذارد (فرانسیس و همکارانش[۳]، ۲۰۰۴). فرانسیس و همکارانش (۲۰۰۴) در تحقیقی تأثیر هفت ویژگی کیفی سود شامل کیفیت اقلام تعهدی، پایداری سود، توان پیش‌بینی سود، یکنواختی سود، مربوط بودن سود به ارزش سهام، به‌موقع بودن سود و محافظه‌کارانه بودن سود را بر هزینه سرمایه موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج مؤید این است که شرکت‌هایی که ویژگی‌های کیفی سود آن‌ها دارای مطلوبیت پایین‌تری است در مقایسه با شرکت‌هایی که ویژگی‌های کیفی سود آن‌ها مطلوبیت بیشتری دارد، هزینه سرمایه بیشتری را تجربه کرده‌اند.

ریسک سیستماتیک و هزینه سرمایه

شارپ[۴] (۱۹۶۴)، لینتر[۵] (۱۹۶۵) و موسین[۶] (۱۹۶۶) معتقدند که بازده مورد انتظار به‌طور مثبت و خطی به ریسک سیستماتیک بازار وابسته است. در یکی از مهم‌ترین مطالعات انجام‌شده، فاما و فرنچ[۷] (۱۹۹۹) با تلخیص یافته‌های مطالعات تجربی پیشین و با اتکا به روش رگرسیون مقطعی فاما و مکبث، رابطه‌ی بین متغیر ریسک بازار (سیستماتیک) با هزینه سرمایه در بازار سرمایه‌ی آمریکا را موردمطالعه قرار داده و به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک (بتا) قدرت تبیین همه اختلافات بازده سهام، در طول دوره‌ی موردمطالعه (۱۹۹۰-۱۹۶۳) را به‌صورت

---

۱. Xi Li
۲. Artiach, Clarkson
۳. Francis & et al
۴. Sharp
۵. Linter
۶. Mossin
۷. Fama and French

جزئی خواهد داشت. عوامل ریسک سیستماتیک که شامل ریسک‌های غیرقابل کنترل ازجمله ریسک‌های سیاسی در کشور می‌باشد، با تأثیری که بر روی بازار سرمایه کشور می‌گذارند تأثیرات بسیار زیاد و قابل‌ملاحظه‌ای بر بازده مورد انتظار سهام خواهند داشت و محیط آرام سیاسی می‌تواند موجبات پویایی بازار سرمایه در کشور را فراهم کند.

کیفیت افشا و هزینه سرمایه

انجمن حسابداری آمریکا[۱] (۱۹۹۴) مزیت عمده افشای بیشتر اطلاعات را هزینه سرمایه کمتر اعلام کردند. افشای اطلاعات، فرصت سرمایه‌گذاری و سیاست تأمین مالی را به همراه دارد و مدیران ممکن است در راستای منافع خود و در خلاف جهت منافع سهامداران از افشای اطلاعات کلیدی به بازار خودداری کنند و چنین اقدامی ممکن است منجر به کاهش ارزش سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران در شرکت و احتمالاً بالا رفتن هزینه سرمایه شرکت خواهد شد (آل شمریی و آل سلطان[۲]، ۲۰۱۰).

نسبت قیمت به سود هر سهم و هزینه سرمایه

اطلاع از هزینه سرمایه همواره در تصمیمات شرکتی نقش اساسی داشته است و دستیابی به نرخ هزینه مناسب در تعیین ترکیب بهینه ساختار مالی شرکت و به‌ویژه در کسب بهترین نتایج حاصل از عملیات به شکل افزایش در قیمت سهام شرکت بسیار کاربردی می‌باشد (زارع بهنمیری و همکاران، ۱۳۹۴). باسو[۳] (۱۹۷۷) دریافت هنگامی که سهام عادی بر اساس نسبت P/E مرتب می‌شود قابلیت پیش‌بینی بازده نسبت به مدل CAPM افزایش می‌یابد. به عبارتی انتظار می‌رود سهامی که نسبت سود به قیمت بالاتری دارد، بازده مورد انتظار بیش‌تری را ایجاد نماید. سرمایه‌گذاران به نسبت‌های بازار واکنش نشان می‌دهند و هزینه‌ی سهام عادی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس، تحت تأثیر نسبت‌های بازار شرکت‌ها قرار دارد. همچنین می‌توان بیان کرد که برخی نسبت‌ها که با قیمت سهام رابطه دارند، حاوی اطلاعاتی در مورد بازده مورد انتظار هستند (بولو و همکاران، ۱۳۹۱).

پیشینه پژوهش

مهرآذین و عباس‌نژاد (۱۳۹۲) اثر محافظه‌کاری و افشا بر هزینه سرمایه سهام عادی را موردبررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش، نشان از وجود رابطه‌ای معکوس بین محافظه‌کاری و هزینه سرمایه دارد. نتایج همچنین رابطه معکوس

---

۱. American Institute of Certified Public Accountants (AICPA)
۲. Al-Shammari & Al-Sultan
۳. Basu

افشا و هزینه سرمایه را نیز نشان داد. زارع و همکاران (۱۳۹۴) رابطهٔ مدیریت سود واقعی و تعهدی با هزینه سرمایه را موردبررسی قرار دادند. در این پژوهش از تحلیل رگرسیون برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها استفاده‌شده است. نتایج حاکی از آن است که میان مدیریت سود اقلام تعهدی و فعالیت‌های واقعی با هزینه سرمایه رابطه مثبت و معنادار دارد. عزیزی (۱۳۹۶) پس از بررسی عدم تقارن اطلاعاتی، نقد شوندگی سهام و هزینه سرمایه نشان داد که میان عدم تقارن اطلاعاتی و نقد شوندگی سهام و بین اندازه شرکت و هزینهٔ سرمایه رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد. همچنین ارتباط مستقیم و معناداری میان عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه شرکت‌ها مشاهده شد. قادری و قادری (۱۳۹۷) در پژوهش خود نشان دادند که ارتباط مثبت و معنی‌داری بین شاخص‌های اثربخشی و کارایی دولت، کنترل فساد، کیفیت قوانین و مقررات و ثبات سیاسی با هزینه سرمایه وجود دارد. وکیلی فرد و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود نشان دادند که ساختار سرمایه بانک دارای اثری مستقیم و معنادار بر هزینه سرمایه بوده و دارای اثری معکوس و معنادار بر ارزش بازار و خالص جریان‌های نقدی می‌باشد. مهربان‌پور و میری چیمه(۱۳۹۷) تأثیر شاخص راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه و ریسک شرکت‌ها را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که رابطه منفی و معناداری بین هزینه سرمایه شرکت با شاخص راهبری شرکتی وجود دارد. سعادتمند و علوی (۱۳۹۸) به بررسی رابطه بین ویژگی‌های کمیته‌های حسابرسی و هزینه سرمایه با استفاده از اطلاعات ۹۷ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۶ پرداختند. نتایج نشان داد بین اندازه کمیته حسابرسی و هزینه‌سرمایه سهام‌عادی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. بریسوا و همکاران[۱] (۲۰۱۳) رابطه بین مالکیت دولتی و هزینه بدهی را موردبررسی قرار داد. نتیجه پژوهش بیانگر وجود رابطه‌ای مستقیم بین مالکیت دولتی با هزینه بدهی می‌باشد. بدرتچر و همکاران[۲] (۲۰۱۵) به بررسی رابطه مالکیت خصوصی و هزینه بدهی پرداختند. در این پژوهش شرکت‌ها از بعد مالکیت عمومی یا خصوصی و رابطه آن با هزینه بدهی ایجادشده برای شرکت موردمطالعه قرارگرفته‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد که مالکیت خصوصی در بین شرکت‌های موردمطالعه رابطه معنی‌داری با کاهش هزینه بدهی داشته است. پرساکیس و آیتریدیس[۳] (۲۰۱۵) نشان دادند که بین کیفیت سود و هزینه سرمایه در سال‌های بحران مالی جهانی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. جان استون[۴] (۲۰۱۶) دریافت گزارشگری مالی باکیفیت موجب می‌شود سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی جریانات نقد آتی مطمئن‌تر رفتار کنند و درنتیجه ریسک مورد انتظار آنان کاهش یابد. کاهش ریسک مزبور باعث کاهش بازده مورد انتظار آنان و هزینه سرمایه شرکت می‌شود. استفان فریس و همکاران[۵] (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان "تأثیر بین‌المللی سرمایه اجتماعی مدیریتی بر میزان هزینه سرمایه" نشان دادند که رابطه بین سرمایه اجتماعی و هزینه سرمایه در بازارهای مالی توسعه‌نیافته

---

۱. Borisova & et al
۲. Badertscher & et al
۳. Persakis & Iatridis
۴. Johnstone
۵. Stephen

قوی‌تر بوده و این ویژگی از طریق حمایت‌های قانونی ضعیف بیشتر تقویت می‌گردد. عزت [۱] (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر تأیید داوطلبانه استانداردهای گزارشگری مالی بین‌المللی بر کیفیت سود و هزینه سرمایه پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که بین اعمال داوطلبانه استانداردهای گزارشگری مالی بین‌المللی و هزینه سرمایه رابطه منفی وجود دارد و همچنین بین کیفیت سود و هزینه سرمایه رابطه منفی وجود دارد. سیلوا و برگمن [۲] (۲۰۱۹) ارتباط افشای شرکت‌ها و هزینه‌های ضمنی سرمایه را موردبررسی قرار دادند. ادبیات کلاسیک مالی، استدلال‌هایی را تأکید می‌کند که تأثیر منفی شفافیت شرکت‌ها بر سطح بازدهی هزینه سرمایه شرکت را تأکید می‌کند.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین شد:

فرضیه‌ی ۱: پیش‌بینی هزینه سرمایه‌بر اساس الگوریتم کرم شب‌تاب امکان‌پذیر است.

فرضیه‌ی ۲: پیش‌بینی هزینه سرمایه‌بر اساس الگوریتم رگرسیون ماشین بردار امکان‌پذیر است.

فرضیه‌ی ۳: الگوریتم کرم شب‌تاب در مقایسه با الگوریتم رگرسیون ماشین بردار توانایی بیش‌تری در پیش‌بینی هزینه سرمایه دارد.

روش پژوهش

در این پژوهش WACC هزینه سرمایه است که به نحو رابطه ۱ محاسبه می‌شود (رضایی و همکاران، ۱۳۸۹):

رابطه ۱:

$$WACC - (W_e \times W_e) + (W_d \times [K_d \times (۱ - t)])$$

که در آن:

W_d: وزن بدهی

W_e : وزن حقوق صاحبان سهام

K_d : نرخ هزینه بدهی

K_e : هزینه حقوق صاحبان سهام عادی

t: نرخ مالیات شرکت

---

۱ . Ezzat

۲ . Silva & Bergmann

نحوه محاسبه نرخ هزینه هر یک از منابع تأمین مالی به شرح زیر است:

الف) نرخ هزینه بدهی ($\mathbf{K_d}$)

در این پژوهش هزینه بدهی از طریق تقسیم مقدار هزینه مالی بر مقدار بدهی‌های بهره‌دار محاسبه می‌شود و درنهایت برای محاسبه هزینه بدهی از رابطه ۲ استفاده‌شده است.

رابطه ۲:

$$\text{نرخ هزینه سرمایه از محل بدهی ها} = \frac{\text{هزینه مالی‌های}}{\text{بدهی بهره‌های دار}}$$

$$\text{Kd نرخ هزینه بدهی} = * (1- t) , t = ٪۲۲,۵$$

شایان‌ذکر است مطابق ماده ۱۰۵ قانون مالیات‌های مستقیم مالیات شرکت‌های ایرانی ۲۵ درصد است و شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از ۱۰ درصد این نرخ (به میزان ۲,۵ درصد) معاف بوده و درنتیجه نرخ مالیات برای شرکت‌های بورسی ۲۲,۵ درصد خواهد بود.

ب) نرخ هزینه سهام عادی، سود انباشته و اندوخته‌ها ($\mathbf{k_e}$):

برای محاسبه‌ی بازده سهام شرکت‌های موردبررسی از رابطه ۳ استفاده می‌شود:

رابطه ۳:

$$K_e = \frac{\text{افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات} - \text{سود سهام مصوب} + \text{ارزش بازار شرکت در ابتدای سال} - \text{ارزش بازار شرکت در پایان سال}}{\text{ارزش بازار شرکت در ابتدای سال}}$$

(قیمت سهام در ابتدای سال × تعداد سهام در ابتدای سال) = ارزش بازار شرکت در ابتدای سال

(قیمت سهام در انتهای سال × تعداد سهام در انتهای سال) = ارزش بازار شرکت در انتهای سال

سود سهام مصوب = (تعداد سهام در تاریخ مجمع × سود نقدی هر سهم)

افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات نیز به شرح زیر محاسبه می‌شود:

درصد افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات × (سرمایه اول دوره – سرمایه پایان دوره)

نحوه محاسبه وزن هر یک از منابع تأمین مالی (W_d وزن بدهی و W_e وزن حقوق صاحبان سهام) به شرح زیر است:

وزن هر یک از منابع از طریق تقسیم ارزش بازار هر منبع بر جمع ارزش بازار منابع بکار گرفته‌شده به دست می‌آید. با توجه به اینکه ارزش بازار بدهی‌ها تقریباً معادل ارزش دفتری آن‌هاست، ازاین‌رو ارزش دفتری آن‌ها مدنظر قرارگرفته است.

ارزش دفتری بدهی‌های بهره‌دار + ارزش بازار سهام عادی = جمع منابع

در این پژوهش با توجه به پژوهش بابکری و همکاران[۱] (۲۰۱۶) و بدرتچر و همکاران (۲۰۱۵) که پیرامون هزینه سرمایه و عوامل مؤثر بر آن انجام‌شده است به این نتیجه رسیده‌ایم که با استفاده از متغیرهایی که در ایران و خارج از ایران به‌عنوان عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه انجام‌شده است، اقدام به پیش‌بینی هزینه سرمایه شود و برای انتخاب روش پژوهش با بررسی‌های به‌عمل‌آمده و با توجه به جدید و نوآور بودن روش الگوریتم کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین بردار از این روش استفاده می‌شود. تعریف عملیاتی و نحوه‌ی برآورد و اندازه‌گیری هر یک از متغیرهای مستقل نیز به شرح جدول ۱ است:

جدول ۱. متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	مدل محاسبه	منبع
فرصت‌های رشد	X۱	نسبت ارزش بازار دارایی‌ها به ارزش دفتری آن‌ها	طالب نیا و پهلوان (۱۳۹٤)
نسبت دارایی ثابت به جمع دارایی	X۲	از تقسیم دارایی ثابت به‌کل دارایی‌ها به دست می‌آید.	حجازی و جلالی (۱۳۸٦)
نسبت آنی	X۳	به‌صورت تفاوت دارایی جاری از پیش‌پرداخت و موجودی کالا تقسیم‌بر بدهی‌های جاری محاسبه می‌شود.	حجازی و جلالی (۱۳۸٦)
نسبت بدهی	X٤	از تقسیم مجموع بدهی‌ها بر جمع دارایی‌ها به‌دست‌آمده است.	عثمانی(۱۳۸۱)، طالب نیا و پهلوان (۱۳۹٤)
محافظه‌کاری	X٥	۱-× (جمع دارایی‌ها /اقلام تعهدی عملیاتی)	لارا و همکاران[۲] (۲۰۰۷)، چان و هسو[۳] (۲۰۱۳)،
اندازه شرکت	X٦	لگاریتم طبیعی فروش شرکت	عثمانی (۱۳۸۱)، حجازی و جلالی (۱۳۸٦)
رشد فروش	X۷	درصد افزایش (کاهش) درفروش سال جاری نسبت به سال قبل	سپاسی و همکاران (۱۳۹٤)
کیفیت سود	X۸	نسبت جریان وجه نقد عملیاتی به سود خالص	فرانسیس و همکاران[٤] (۲۰۰٤)
تغییرات سود هر سهم به قیمت هر سهم	X۹	این متغیر با استفاده از تقسیم تغییرات سود به قیمت سهام در پایان سال محاسبه می‌شود.	طالب نیا و پهلوان (۱۳۹٤)
ریسک سیستماتیک	X۱۰	برای سنجش میزان ریسک شرکت از عامل بتا استفاده‌شده است. در این تحقیق مقادیر بتا از گزارش‌های بورس اوراق بهادار قابل و با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج‌شده است.	طالب نیا و پهلوان (۱۳۹٤)
کیفیت افشا	X۱۱	امتیاز افشای شرکتی که توسط بورس منتشر می‌گردد.	بوتوسان و پلاملی[٥] (۲۰۰۲)، کوتاری و شرت[٦] (۲۰۰۳)، لی و یانگ[۷] (۲۰۱۱)، بلانکو و همکاران[۸] (۲۰۱۲)
رشد سود خالص	X۱۲	به‌صورت تفاوت سود خالص در پایان سال از سود خالص در ابتدای سال تقسیم‌بر سود خالص در ابتدای سال محاسبه می‌شود.	حجازی و جلالی (۱۳۸٦)
نوع مالکیت (ارتباط سیاسی)	X۱۳	میزان سهام با مالکیت دولتی به‌عنوان ارتباط سیاسی یا میزان مالکیت دولتی شرکت در نظر گرفته‌شده است.	بابکری و همکاران (۲۰۱٦)

۱ . Boubakri & et al
۲ . Lara & et al
۳ . Chana & Hsub
٤ . Francis
٥ . Botosan & Plumlee
٦ . Kothari and Short
۷ . Li & Yang
۸ . Belanko

جامعه‌ی آماری در این پژوهش تمام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که در دوره‌ی موردبررسی تغییر دوره‌ی مالی نداشته باشند و دوره زمانی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد، داده‌های موردنظر آن‌ها در دسترس باشد و همچنین شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌های مالی، بانک و لیزینگ و بیمه نباشند. بر این اساس تعداد ۹۴ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ به‌عنوان نمونه آماری انتخاب‌شده است. در این پژوهش جهت پیش‌بینی هزینه سرمایه از روش‌های رگرسیون ماشین‌بردار و کرم شب‌تاب استفاده‌شده است. پنج فرآیند در روش‌های پیشنهادی وجود دارد که به ترتیب عبارت است از انتخاب داده‌ها، پاک‌سازی داده‌ها، تقسیم داده‌ها به مجموعه‌های آموزشی و ارزیابی، فرآیند آموزش مدل و ارزیابی مدل آموزش داده‌شده با داده‌های ارزیابی که تاکنون توسط الگوریتم‌ها مشاهده نشده است (حمیدیان و همکاران، ۱۳۹۵).

تجزیه‌وتحلیل آماری

آمار توصیفی

به‌منظور بررسی و تجزیه‌وتحلیل اولیه داده‌ها، ابتدا اطلاعات مربوط به آماره‌های توصیفی متغیرهای وابسته و توضیحی موردمطالعه در این پژوهش در جدول ۲ ارائه‌شده است تا نگاه کلی از داده‌هایی که در این پژوهش مورد تحلیل واقع‌شده‌اند، به دست آید.

با توجه به نتایج جدول ۲، آمار توصیفی پژوهش نشان می‌دهد که در نمونه موردبررسی به‌طور میانگین دارایی‌های ثابت شرکت از یک‌چهارم کل دارایی‌ها کمتر می‌باشد و همچنین امتیاز کیفیت افشا شرکت‌های نمونه به‌طور میانگین ۷۵ می‌باشد که نسبتاً امتیاز بالایی است و با توجه به اینکه نسبت بدهی در حالت ماکزیمم بیش از ۱ می‌باشد می‌توان تفسیر کرد که در نمونه آماری شرکت‌هایی وجود دارند که حقوق صاحبان سهام آن‌ها منفی می‌باشد و بدهی آن‌ها از دارایی‌هایشان بیشتر است اما با توجه به میانگین پایین این متغیر می‌توان نتیجه گرفت که تعداد شرکت‌هایی که حقوق صاحبان سهام منفی دارند زیاد نمی‌باشد.

مرحله‌ی اول تجزیه‌وتحلیل آماری انتخاب داده‌ها است. در این مرحله داده‌های موردنیاز که شامل هزینه سرمایه و متغیرهای ورودی لیست شده در جدول ۱ است جمع‌آوری می‌گردد. مرحله‌ی دوم پاک‌سازی داده‌ها است. در این پژوهش جهت اجرای بخش دوم از رگرسیون گام‌به‌گام در انتخاب متغیرهای ورودی استفاده‌شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	مینیمم	ماکزیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
ریسک سیستماتیک	۰/۷۰۳	۰/٦٧٤	-۲/٤٧٩	۳/۹۹۰	۰/۸۷۳	۰/۲۷۱	۰/۸۳۸
نسبت بدهی	۰/٥۹٤	۰/٦۰۱	۰/۱۳٥	۱/۱۳۲	۰/۱۷٥	-۰/۱٤۹	-۰/۲۸٥
نوع مالکیت (ارتباط سیاسی)	٤۸/٦۳۰	٥۹/۳٤۳	۰/۰۰۰	۹۸/۰٥۱	۳٥/۲۷۹	-۰/۳۰۳	-۱/٥۱۱
رشد فروش	۰/۱۹٦	۰/۱٦٦	-۰/٦۰۳	۲/۲۷۰	۰/۳۱۷	۱/۱۰٥	٤/۲۸۷
اندازه شرکت	۱۳/۹۰۳	۱۳/۸٥۰	۱۰/۱۲۱	۱۹/۳٦۸	۱/۳۳٤	۰/٤٥۲	۱/٥۹٦
کیفیت سود	۱/٥۹۸	۰/۹٤٦	-۳٦/٥۹٤	٦۰/۳۹۱	٥/٥۰۸	۲/۱٤۲	۳۸/٦٤۲
فرصت‌های رشد	۰/۹۸٦	۰/۸۳٥	۰/۰۸۷	۳/۹۲٤	۰/٦۸۰	۱/٥٤۷	۲/۷٦۲
نسبت دارایی ثابت	۰/۲۳۱	۰/۱۸۸	۰/۰۱۹	۰/۷۷۲	۰/۱٥٦	۱/۰۷۹	۰/۸۱۲
نسبت آنی	۰/۸۲٦	۰/۷۷٥	۰/۰٥۸	۳/۲۲٤	۰/٤٦۹	۱/٦۷۱	٤/۹٤۹
محافظه‌کاری مشروط	-۰/۰٥٤	-۰/۰٥٥	-۰/۳۷۷	۰/۳٦۹	۰/۱۰۸	۰/۳۰۱	۱/۱۲۱
تغییرات سود هر سهم به قیمت	-۰/۰۲٦	۰/۰۰۱	-۰/۹۹٦	۰/٦۸۳	۰/۱٦٥	-۱/۳٥۹	۸/۲۰٦
رشد سود خالص	۰/۳۱۳	۰/۱۱٦	-۷/۸۱٦	۱۸/۳٥٦	۱/۸۷۹	۳/٤۹٦	۳۰/۱۲۰
امتیاز کیفیت افشا	۷٥/٦۹۰	۸۱/۰۰۰	۱٦/۰۰۰	۱۰۰/۰۰۰	۱۷/٦۳۲	-۰/۹۰٤	۰/۲٤۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

رگرسیون گام‌به‌گام

رگرسیون گام‌به‌گام[۱] سیستم ورود متغیرهای مستقل به مدل یک رگرسیون به‌صورت قدم‌به‌قدم است، در حقیقت این ساختار متغیرها را تک‌به‌تک وارد مدل می‌کند، یعنی در ابتدا متغیری که بالاترین همبستگی را با متغیر وابسته دارد، انتخاب می‌گردد. دومین متغیری که وارد تحلیل می‌شود، متغیری است که پس از تفکیک متغیر مقدم بر آن، موجب بیشترین افزایش در مقدار ضریب تعیین خواهد شد. در این روش، ورود متغیرها به مدل تک‌به‌تک و تا زمانی انجام می‌شود که معنی‌داری متغیر به ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) برسد درنهایت عملیات متوقف می‌شود (منصورفر، ۱۳۸۵).

---

۱. Stepwise

جدول ۳. لیست متغیرهای مستقل انتخابی

متغیر وابسته هزینه سرمایه						
مدل	متغیر	ضریب	خطای معیار	ضریب استاندارد	آماره t	معناداری
مدل یک	مقدار ثابت	۰/۷۶۰	۰/۰۳۲	۰/۰۰۰	۲۳/۹۰۸	<۰/۰۰۱
	نسبت بدهی	-۰/۷۳٤	۰/۰۵۱	-۰/۵۱٦	-۱٤/۲۹٦	<۰/۰۰۱
مدل دو	مقدار ثابت	۰/۵٤۱	۰/۰٤۷	۰/۰۰۰	۱۱/۵٤۷	<۰/۰۰۱
	نسبت بدهی	-۰/۵۲٤	۰/۰٦۰	-۰/۳٦۹	-۸/۷۱۳	<۰/۰۰۱
	فرصت رشد	۰/۰۹٦	۰/۰۱۵	۰/۲٦۲	٦/۱۹٦	<۰/۰۰۱
مدل سه	مقدار ثابت	۰/۵٤۳	۰/۰٤٦	۰/۰۰۰	۱۱/۸۲۲	<۰/۰۰۱
	نسبت بدهی	-۰/۵٤۹	۰/۰۵۹	-۰/۳۸٦	-۹/۲۷٦	<۰/۰۰۱
	فرصت رشد	۰/۰۸۲	۰/۰۱۵	۰/۲۲۵	۵/۳۲٦	<۰/۰۰۱
	رشد فروش	۰/۱۳۵	۰/۰۲۷	۰/۱۷۲	٤/۹٤۷	<۰/۰۰۱
مدل چهار	مقدار ثابت	۰/۵۳۳	۰/۰٤۵	۰/۰۰۰	۱۱/۷۳۸	<۰/۰۰۱
	نسبت بدهی	-۰/٦۰۱	۰/۰٦۰	-۰/٤۲۳	-۱۰/۰٦۰	<۰/۰۰۱
	فرصت رشد	۰/۰۷۵	۰/۰۱۵	۰/۲۰۷	٤/۹۵۰	<۰/۰۰۱
	رشد فروش	۰/۱۳۲	۰/۰۲۷	۰/۱٦۹	٤/۹۱۰	<۰/۰۰۱
	نوع مالکیت (ارتباط سیاسی)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۱٤۱	٤/۰۷۹	<۰/۰۰۱
مدل پنج	مقدار ثابت	۰/٦۲۷	۰/۰۵۱	۰/۰۰۰	۱۲/۳۲٦	<۰/۰۰۱
	نسبت بدهی	-۰/٦۵۹	۰/۰٦۱	-۰/٤٦۳	-۱۰/۸۳٤	<۰/۰۰۱
	فرصت رشد	۰/۰٦۸	۰/۰۱۵	۰/۱۸۵	٤/٤۵۱	<۰/۰۰۱
	رشد فروش	۰/۱۲۷	۰/۰۲۷	۰/۱٦۲	٤/۷٦۷	<۰/۰۰۱
	نوع مالکیت (ارتباط سیاسی)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۱۳۸	٤/۰۳۰	<۰/۰۰۱
	نسبت دارایی ثابت به‌کل دارایی‌ها	-۰/۲۱٦	۰/۰۵۵	-۰/۱۳۵	-۳/۹۱٦	<۰/۰۰۱
مدل شش	مقدار ثابت	۰/۳٤۷	۰/۰۹۷	۰/۰۰۰	۳/۵۹۵	<۰/۰۰۱
	نسبت بدهی	-۰/٦۹٤	۰/۰٦۱	-۰/٤۸۸	-۱۱/۳۵٤	<۰/۰۰۱
	فرصت رشد	۰/۰۷۰	۰/۰۱۵	۰/۱۹۲	٤/٦٤٤	<۰/۰۰۱
	رشد فروش	۰/۱۱۵	۰/۰۲۷	۰/۱٤۸	٤/۳٤۵	<۰/۰۰۱
	نوع مالکیت (ارتباط سیاسی)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۱۱٤	۳/۲۷۹	۰/۰۰۱
	نسبت دارایی ثابت به‌کل دارایی‌ها	-۰/۲۲۲	۰/۰۵۵	-۰/۱۳۹	-٤/۰٦۵	<۰/۰۰۱
	اندازه شرکت	۰/۰۲۲	۰/۰۰۷	۰/۱۲۰	۳/۳۹۵	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

طبق نتایج جدول ۳، شش متغیر نسبت بدهی، فرصت رشد، رشد فروش، نوع مالکیت (ارتباط سیاسی)، نسبت دارایی ثابت به‌کل دارایی‌ها، اندازه شرکت جهت ورود به مدل داده‌کاوی تائید گردیده است. سایر متغیرها نیز به دلیل وجود خطای بالاتر از ۵ درصد وارد مدل داده‌کاوی نشده‌اند.

تحلیل نتایج بر اساس الگوریتم کرم شب‌تاب

قبل از وارد شدن داده در مدل، آن‌ها را به دو دسته آموزشی و داده‌های ارزیابی تقسیم کرده‌ایم و برای این منظور از روش ارزیابی ۱۰ طبقه‌ای استفاده‌شده است. در این روش مجموعه داده‌ها (مجموعه شرکت- سال) به قسمت مساوی و به‌صورت تصادفی تقسیم می‌گردد به‌نحوی‌که برای داده‌های این پژوهش در هر دسته حدوداً ۶۸ مشاهده قرار می‌گیرد. در اجرای اول یک قسمت به‌منظور ارزیابی، ۹ قسمت باقیمانده برای داده‌های آموزش استفاده می‌شود. در اجرای دوم، قسمت دیگری از ۱۰ قسمت به‌منظور ارزیابی، ۹ قسمت باقیمانده برای آموزش استفاده می‌شود و الگوریتم ۱۰ مرتبه به همین روال اجرا می‌گردد.

بسیاری از پژوهشگران رفتارهای کرم‌های شب‌تاب را در طبیعت موردمطالعه قرار داده‌اند و تاکنون مقالات متعددی در مورد کرم‌های شب‌تاب به وجود آمده است. برای اعمال داده‌های آموزشی به الگوریتم کرم شب‌تاب ابتدا باید پارامترهای این روش تعیین گردند (فیسترو همکاران[۱]، ۲۰۱۳). در جدول ۴ این پارامترها همراه توضیحات آن نمایش داده‌شده است.

جدول ٤. پارامترهای ورودی الگوریتم کرم شب‌تاب

نام	مقدار	توضیحات
N	۴۰[۲]	تعداد کرم‌های شب‌تاب
FES-MAX	۵۰۰	تعداد تکرار الگوریتم
A	۵.۰	پارامتر حرکت تصادفی
q.	۲.۰	جذب اولیه
Γ	۱	ثابت جذب نور
S	٤۰۰	بُعد فضای ویژگی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

---

۱ . Fister & et al

۲. موقعیت هر کرم شب‌تاب نشان‌دهنده پارامترهای مدل $y = \hat{\beta}. + \hat{\beta}^t\hat{\phi}_s(x_1)$ است و از طرفی تعداد کرم‌های شب‌تاب یک ابرپارامتر مشابه تعداد کروموزوم‌ها در الگوریتم ژنتیک، تعداد ذرات در الگوریتم حرکت دسته‌جمعی ذرات و مشابه آن در تمام الگوریتم های تکاملی است معمولاً تعداد این ابرپارامتر را بین ۳۰ تا ۵۰ در الگوریتم‌های تکاملی در نظر می‌گیرند که نشان‌دهنده جمعیت اولیه پاسخ‌ها است که قرار است باگذشت زمان به جواب بهینه نزدیک شوند، نکته‌ای که بیشتر حائز اهمیت است تعداد تکرار و شرط خاتمه الگوریتم است که معمولاً تعداد تکرار را بیشتر از ۱۰ برابر تعداد جمعیت اولیه یا تعداد کرم‌های شب‌تاب و یا ذرات در الگوریتم های ژنتیک، کرم شب‌تاب و حرکت دسته‌جمعی ذرات و یا به‌طورکلی الگوریتم‌های تکاملی به‌عنوان یکی از شروط خاتمه الگوریتم در نظر می‌گیرند. در این مقاله نیز با توجه به توضیحات بالا این مقدار انتخاب‌شده است.

بعد از واردکردن داده‌های آموزشی (شرکت‌ها) به الگوریتم کرم شب‌تاب این الگوریتم با استفاده از الگوریتم آموزش داده می‌شود و سپس داده‌هایی که الگوریتم تاکنون آن‌ها را ندیده است به مدل اعمال می‌گردد تا دقت پیش‌بینی مدل اندازه‌گیری شود.

جدول ۵. نتایج هزینه سرمایه شرکت با استفاده از کرم شب‌تاب

داده‌های آموزش			
Fold	MSE	MAE	R۲
۱	۰۳۹۹.۰	۱۵۹۳.۰	۹۵۹۷.۰
۲	۰۳۶۲.۰	۱۵۰۳.۰	۹۶۲۷.۰
۳	۰٤۳۷.۰	۱٦۸۳.۰	۹۵٤۷.۰
٤	۰٤۱۷.۰	۱٦٦۷.۰	۹۵۷۵.۰
۵	۰٤۰۹.۰	۱۵۷۸.۰	۹۵۸۲.۰
٦	۰۳۸۳.۰	۱۵۷۳.۰	۹٦۰۳.۰
۷	۰٤۲۵.۰	۱٦۵۱.۰	۹۵۸۲.۰
۸	۰٤۰۹.۰	۱۵۸۹.۰	۹۵۸۹.۰
۹	۰٤۲۹.۰	۱٦۳۹.۰	۹۵۷۷.۰
۱۰	۰۳۹۲.۰	۱۵۹٤.۰	۹۵۹۹.۰
میانگین	۰٤۰٦.۰	۱٦۰۷.۰	۹۵۸۸.۰
داده‌های ارزیابی			
Fold	MSE	MAE	R۲
۱	۰٤۷۲.۰	۱٦۸٤.۰	۹٤۹۹.۰
۲	۰۷۷۷.۰	۲۳۰۱.۰	۹۳۰٤.۰
۳	۰۹۰٦.۰	۲۵۱٦.۰	۹۲۳۰.۰
٤	۰۸۲۹.۰	۲۲٤۲.۰	۹۱٦٤.۰
۵	۰۳۸۲.۰	۱٦۰٤.۰	۹٦۲٦.۰
٦	۰۸٤۰.۰	۲۳٦۲.۰	۹۲۸٤.۰
۷	۰۳۷۳.۰	۱٦۰۹.۰	۹٤۷۱.۰
۸	۰۷٤۹.۰	۲۰۰۰.۰	۹۱٦۸.۰
۹	۰۳۷۱.۰	۱۵۳۰.۰	۹٤۷۸.۰
۱۰	۰٦٦۳.۰	۲۰۹۹.۰	۹۳٤٤.۰
میانگین	۰٦۳٦.۰	۱۹۹۵.۰	۹۳۵۷.۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با بررسی جدول ۵ می‌توان مشاهده کرد که اختلاف خطای مرحله یادگیری و مرحله ارزیابی نزدیک به هم است و پدیده یادگیری بیش‌ازحد اتفاق نیفتاده است.

تحلیل نتایج بر اساس الگوریتم رگرسیون ماشین بردار[۱]

این روش مستقیماً از نظریه یادگیری آماری وَپنیک به نام ماشین‌های بردار پشتیبان (SVM) استخراج‌شده است. ماشین‌های بردار پشتیبان برای مسائل طبقه‌بندی به کار می‌روند بعدها الگوریتم آن‌ها برای کار با مسائل رگرسیون یا تخمین داده‌ها توسعه یافت. این الگوریتم جدید رگرسیون بردار پشتیبان (SVR) نامیده شد. شرح مختصر روش در ادامه آمده است (سمولا[۲]، ۱۹۹۸):

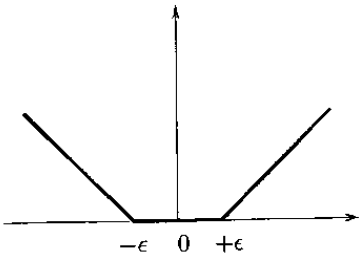
فرض کنیم مجموعه‌ای از داده‌ها به شکل $(x_i, y_i)_{1\le i\le l}$ داریم که $x \in R^n$ و $y \in R$؛ یعنی هر داده دارای n بُعد است (یک بردار n بُعدی است) و متناظر با هر یک از این داده‌ها یک مقدار اسکالِر y نیز در اختیار داریم. ساده‌ترین تابع تخمین‌گر را به‌صورت $f(x) = w^T x + b$ می‌نویسیم به‌طوری‌که رابطه بین داده‌های برداری x و مقادیر خروجی y را به بهترین شکل ممکن و با کمترین خطای ممکن تخمین بزند، به‌عبارت‌دیگر هدف پایین آوردن تابع ۱ است:

تابع ۱: $$R_{emp} = \frac{1}{N}\sum_{k=1}^{N} |yk - \omega^t x_k - b|_c$$

عبارت داخل سیگما در عبارت فوق تابع هزینه وپنیک نام دارد و تابعی به شکل رابطه ۴ و نمودار ۱ است.

رابطه ۴: $$|y - f(x)|_\varepsilon = \begin{cases} 0 & if\ |y - f(x)| \le \varepsilon \\ |y - f(x)| - \varepsilon & otherwise \end{cases}$$

تابع هزینه وپنیک



نمودار ۱. نمودار تابع هزینه وپنیک

---

۱ . Support vector machines - SVMs

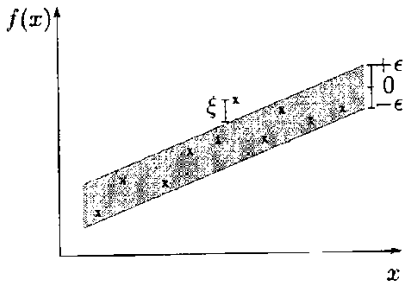
۲ . Smola

هدف ما پیدا کردن بردار w و مقدار اسکالر b به‌گونه‌ای است که شرایط زیر را برآورده کنند،

$$\underset{\omega, b, \xi, \xi^*}{min} J_P(\omega, \xi, \xi^*) = \frac{1}{2}\omega^T\omega + c\sum_{k=1}^{N}(\xi_k + \xi_k^*)$$

$$y_k - \omega^T x_k - b \le \epsilon + \xi_k \,, k = 1, \ldots,$$
$$\omega^T x_k + b - y_k \le \epsilon + \xi_k^* \,, k = 1, \ldots,$$
$$\xi_k, \xi_k^* \,, k, \ldots, N.$$

برای درک بهتر این مسئله بهینه‌سازی، کافی است به نمودار ۲ توجه شود:



نمودار ۲

مطابق این شکل درحالی‌که مقدار ε را باید ثابت در نظر بگیریم، مقدار حاشیه را باید تا جایی که امکان دارد افزایش دهیم و درعین‌حال، برش عرضی لوله مشخص‌شده در تصویر به‌گونه‌ای باشد که مقدار عرض برش آن در راستای محور yها (محور عمودی) از ۲ε تجاوز نکند. با بیان خیلی ساده، به دنبال لوله‌ای هستیم که حتی‌الامکان تمام داده‌ها را پوشش دهد ولی برش عرضی آن در راستای محور yها از مقدار ۲ε تخطی نکند. در این مسئله بهینه‌سازی پارامتر C بیان‌گر هزینه تخطی یا خارج کردن نمونه‌ها از داخل لوله است و مقدار نویز در داده‌ها را نشان می‌دهد. این مسئله با استفاده از روش ضرایب لاگرانژ قابل‌حل است که پس از انجام محاسبات لازم و ساده‌سازی روابط، دوگان مسئله فوق به‌صورت رابطه ۵ به دست می‌آید:

رابطه ۵:

$$\underset{\alpha, \alpha^*}{max} J_D(\alpha, \alpha^*) = -\frac{1}{2}\sum_{k,i=1}^{N}(\alpha_k - \alpha_k^*)(\alpha_1 - \alpha_i^*)x_k^T x_i$$
$$- \epsilon\sum_{k=1}^{N}(\alpha_k + \alpha_k^*) + \sum_{k=1}^{N} y_k(\alpha_k - \alpha_{k,\ldots,N}^*)$$

به‌طوری که:

$$\sum_{k=1}^{N}(\alpha_k - \alpha_k^*) = 0 \quad \alpha_k, \alpha_k^* \epsilon [0, c].$$

و درنهایت تابع تخمین‌گر به‌صورت تابع ۲ معرفی می‌شود:

تابع ۲: $f(x) = \sum_{k=1}^{N}(\alpha_k - \alpha_k^*)x_k^T x + b$

که در آن‌که α_i و α_i^* جمله‌ای‌های لاگرانژ و جواب‌های مسئله بهینه‌سازی هستند حال اگر داده‌ها به‌صورت غیرخطی باشند می‌توان از توابع کرنل برای به دست آوردن تابع تخمین‌گر استفاده کرد یعنی تابع ۳:

تابع ۳:

$$f(x) = \sum_{k=1}^{N}(\alpha_k - \alpha_k^*)K(x, x_k) + b$$

که $K(x_i, x_j)$ یک تابع کِرنل است و فضای ویژگی‌های بهترین را ه حل مسئله بهینه‌سازی را تعریف می‌کند. برای اعمال داده‌های آموزشی به الگوریتم SVR از تابع کرنل گوسین (RBF) با مقدار $\sigma = 1$ استفاده‌شده است. بعد از واردکردن داده‌های آموزشی (شرکت‌ها) به الگوریتم SVR این الگوریتم ضرایب الفای مدل را به دست آورده و سپس داده‌هایی که الگوریتم تاکنون آن‌ها را ندیده است به مدل اعمال می‌گردد تا دقت پیش‌بینی مدل اندازه‌گیری شود (صالحی و امینی فرد، ۱۳۹۱). جدول ۶ نتایج ارزیابی را برای الگوریتم SVR برای داده‌های آموزش و ارزیابی به ترتیب را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود الگوریتم SVR توانسته با میزان MAE میانگین قدر مطلق خطای ۰,۱۷ و R۲ ۰,۹۵ توانسته داده‌های آموزش را یاد بگیرد. الگوریتم SVR توانسته با میزان MAE ۰,۲۱ و R۲ ۰,۹۳ به‌طور میانگین پیش‌بینی داده‌های ندیده را انجام دهد.

با بررسی جدول ۶ می‌توان مشاهده کرد که اختلاف خطای مرحله یادگیری و مرحله ارزیابی نزدیک به هم است و پدیده یادگیری بیش‌ازحد اتفاق نیفتاده است. با مقایسه جداول شماره ۵ و ۶ که نتایج الگوریتم کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین بردار را نشان می‌دهد می‌توان نتیجه گرفت که خطای الگوریتم کرم شب‌تاب نسبت به الگوریتم ماشین بردار کمتر می‌باشد لذا علاوه بر اینکه هردو الگوریتم توانایی پیش‌بینی هزینه سرمایه شرکت را دارند نیز فرضیه سوم که حاکی از قدرت بالای الگوریتم کرم شب‌تاب می‌باشد تأیید می‌گردد.

جدول ٦. نتایج هزینه سرمایه شرکت با استفاده از SVR

داده‌های آموزش			
Fold	**MSE**	**MAE**	**R۲**
۱	۰,۰٤۸۲	۰,۱۷٥٥	۰,۹٥۱۹
۲	۰,۰٤۲٦	۰,۱٦٤۲	۰,۹٥٤۷
۳	۰,۰٤۸٥	۰,۱۷٤۱	۰,۹٥۱٦
٤	۰,۰٤٤۰	۰,۱٦٦۹	۰,۹٥٤٤
٥	۰,۰٥۱٤	۰,۱۸۱۷	۰,۹٤۷۹
٦	۰,۰٥٦٥	۰,۱۹۲۲	۰,۹٤۲٥
۷	۰,۰٥٤۰	۰,۱۸۱۷	۰,۹٤٦۳
۸	۰,۰٤٦٦	۰,۱۷۱٥	۰,۹٥۲۳
۹	۰,۰٥۲٦	۰,۱۸٥۰	۰,۹٤٥۹
۱۰	۰,۰٤۷۲	۰,۱۷٤۳	۰,۹٥۰۹
میانگین	۰,۰٤۹۲	۰,۱۷٦۷	۰,۹٥۰۱
داده‌های ارزیابی			
Fold	**MSE**	**MAE**	**R۲**
۱	۰,۰٥۱۳	۰,۱۷۸٤	۰,۹۳۸۲
۲	۰,۰٤۲۱	۰,۱۷٦٤	۰,۹٤۸۷
۳	۰,۰٤۸٥	۰,۱۷٦۹	۰,۹٤۲٥
٤	۰,۱۰۰۳	۰,۲٥۰۱	۰,۹۱۳۰
٥	۰,۰۷۹۹	۰,۲٤۰۲	۰,۹۱۷۳
٦	۰,۰٦۰۸	۰,۱۹۹٤	۰,۹۳۹۳
۷	۰,۰۳٦۰	۰,۱٥۷۷	۰,۹٥۲۰
۸	۰,۰۷۱٥	۰,۲۱۸۰	۰,۹۲۹٥
۹	۰,۰۷۲٦	۰,۲۰۹٦	۰,۹۳٤۱
۱۰	۰,۰۷٦۱	۰,۲۱۲٦	۰,۹۳۷۲
میانگین	۰,۰٦۳۹	۰,۲۰۱۹	۰,۹۳٥۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش ارزیابی این موضوع بود که آیا می‌توان هزینه سرمایه را بر اساس روش‌های مبتنی بر الگوریتم‌های هوش مصنوعی و یادگیری ماشین کشف کرد. نتایج این پژوهش که از اطلاعات مالی ۹۴ شرکت بین سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۶ استفاده‌شده است، نشان از تأثیر معنادار شش متغیر نسبت بدهی، فرصت رشد، رشد فروش،

نوع مالکیت (ارتباط سیاسی)، نسبت دارایی ثابت به کل دارایی‌ها و اندازه شرکت با هزینه سرمایه است. در تحلیل نتایج می‌توان بیان کرد که به نظر می‌رسد ارتباطات سیاسی و مالکیت دولتی شرکت از دید سرمایه‌گذاران باعث کاهش ریسک نمی‌شود که در قبال آن نرخ بازده مورد انتظار خود را کمتر در نظر بگیرند و همچنین سرمایه‌گذاران از شرکت های بزرگ‌تر و مطرح و همچنین شرکت‌هایی با فرصت رشد بالاتر بازده مورد انتظار بیشتری طلب می‌نمایند، هرچند که به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران هنگامی که شرکت دچار ریسک مالی می‌باشد این مشکل مالی را در انتظارات سرمایه‌گذاری خود مدنظر قرار می‌دهند و بازده مورد انتظار خود را کاهش می‌دهند. همچنین در این پژوهش با استفاده از الگوریتم رگرسیون ماشین‌بردار و کرم شب‌تاب اقدام به پیش‌بینی هزینه سرمایه شده است. نتیجه‌ی پژوهش نشان داد هر دو الگوریتم توانایی بالایی (بیش از ۹۳٪) جهت پیش‌بینی هزینه سرمایه دارند. نتایج این پژوهش با پژوهش‌های عزیزی (۱۳۹۶)؛ قادری و قادری (۱۳۹۷)؛ وکیلی فرد و همکاران (۱۳۹۷)؛ مهربان پورو میری چیمه(۱۳۹۷)؛ بریسوا و همکاران[۱] (۲۰۱۳) و بدرتچر و همکاران (۲۰۱۵))مطابقت دارد.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها پیشنهادهای پژوهش به شرح زیر بیان می‌شود:

با توجه به نتایج اولیه پژوهش که نشان داد متغیرهای فرصت‌های رشد، اندازه شرکت، رشد فروش، نوع مالکیت شرکت، نسبت بدهی و نسبت دارایی ثابت دارای بیشترین اهمیت در پیش‌بینی هزینه سرمایه می‌باشند لذا به مدیران توصیه می‌شود متغیرهای ذکرشده را جهت تبیین و تصمیم‌گیری در زمینه حداقل نرخ بازده مورد انتظار مدنظر قرار دهند.

با توجه به نتایج ثانویه پژوهش که نشان داد الگوریتم کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین بردار دارای قدرت بالایی در پیش‌بینی هزینه سرمایه می‌باشد لذا به صاحبان سرمایه و تصمیم گیران شرکت توصیه می‌شود در تصمیم‌گیری‌های خود پیرامون حداقل نرخ بازده مورد انتظار از قدرت پیش‌بینی روش‌های مبتنی بر هوش مصنوعی که با سرمایه‌گذاری در تولید نرم‌افزار می‌توان به‌صورت کاربردی در اختیار آن‌ها قرار گیرد، به‌ویژه روش الگوریتم کرم شب‌تاب استفاده کنند.

همچنین نتایج این پژوهش می‌تواند به‌صورت کاربردی موردتوجه مدیران، سرمایه‌گذاران، سهامداران و اعتباردهندگان شرکت‌ها قرار گیرد به‌طوری که با پیش‌بینی هزینه سرمایه در شرکت‌ها و کار کردن بر روی عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه، نسبت به مدیریت کردن حداقل نرخ بازده مورد انتظار اقدام نمایند همچنین برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد: با توجه به نتایج پژوهش حاضر، مدلی ترکیبی از الگوریتم‌های کرم شب‌تاب و رگرسیون ماشین بردار ایجاد تا در افزایش دقت پیش‌بینی مؤثر باشد. پیشنهاد می‌شود با استفاده از سایر تکنیک‌های گروه هوش مصنوعی از قبیل کلونی زنبورها نیز مدلی برای پیش‌بینی هزینه سرمایه ارائه و نتایج آن با نتایج این تحقیق مقایسه شود.

---

۱. Borisova

منابع

- ابراهیم‌پور، حبیب؛ حسن‌زاده، محمد؛ عسگرنژادنوری، باقر و معتمدی، سمیرا. (۱۳۹۵). "مفهوم هزینه سرمایه، انواع روش‌های تأمین مالی و نظریات مرتبط با آن‌ها". دومین کنفرانس بین‌المللی حسابداری، مدیریت و نوآوری در کسب‌وکار، رشت، دانشگاه لوتران کالیفرنیا، شهرداری رشت.
- امینی، وحید؛ خدادوست، علی. (۱۳۹۴). "بررسی رابطه بین رشد سود خالص و ارزش دفتری دارایی‌های با هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". چهارمین کنفرانس بین‌المللی حسابداری و مدیریت و اولین کنفرانس کارآفرینی و نوآوری‌های باز، تهران، همایشگران مهر اشراق.
- انصاری؛ عبدالمهدی و صفری‌بیدسکان، سعید. (۱۳۹۱). "بررسی تأثیرپذیری هزینه سرمایه از اهرم عملیاتی و اهرم مالی ". *پژوهش حسابداری مالی*، دوره۴، شماره۳، ص ص ۳۳-۴۶.
- بولو، قاسم؛ افسر، امیر؛ طهماسب زاده بائی، میثم. (۱۳۹۱)."نسبت‌های مالی و هزینه‌ی سهام عادی ". *پیشرفت‌های حسابداری*، دوره۴، شماره ۱، ۱ - ۲۶.
- پورحیدری، امید؛ یوسف‌زاده، نسرین؛ اعظمی، زینب. (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر اندازه شرکت بر رابطه‌ی افشا و هزینه‌ی سرمایه‌ی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". *مجله دانش حسابداری*، دوره۵، شماره ۱۸، ص ص ۹۱ - ۱۱۱.
- حجازی، رضوان و جلالی، فاطمه. (۱۳۸۶). "عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". *مجله علوم انسانی و علوم اجتماعی*، دوره۷، شماره۲۴، ص ص ۱۳-۳۰.
- حسن‌زاده، سمیرا. (۱۳۹۷). "ارتباطات سیاسی و هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران". هفتمین کنفرانس ملی کاربردهای حسابداری و مدیریت، تهران، گروه ارتباط طلایی آسیا.
- حمیدیان، محسن؛ حبیب‌زاده‌بایگی، سیدجواد؛ سلمانیان، مریم و وقفی، سیدحسام. (۱۳۹۵). "پیش‌بینی ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوریتم‌های کلونی مورچه‌ها و لارس". *بررسی حسابداری دانشگاه اهواز*، دوره۱۰، شماره ۳، ص ص ۱۹-۴۰.
- رضایی، فرزین؛ قادری، حسین و محمدی، تقی. (۱۳۸۹). "بررسی متغیرهای حسابداری مؤثر بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". *مجله مدیریت استراتژیک صنعتی*، دوره ۷، ۱۴-۲۹.
- زارع بهنمیری، محمدجواد؛ فاطری، علی و ملکیان‌کله بستی، مصطفی. (۱۳۹۴). "بررسی رابطه‌ی مدیریت سود واقعی و تعهدی با هزینه سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران ". *راهبرد مدیریت مالی*، دوره ۸ ص ص ۱۴۱-۱۵۹.

- سپاسی، سحر؛ انواری‌رستمی، علی‌اصغر و صیادی‌سومار، علی. (۱۳۹۴). "تأثیر توانایی مدیریت بر تجدید ارائه صورت‌های مالی با تأکید بر انگیزه‌های فرصت‌طلبانه ". *فصلنامه دانش حسابداری مالی*، دوره۲، شماره ۴، ص ص ۸۹-۱۱۰.
- سعادتمند، روشنک و علوی، سیدمصطفی. (۱۳۹۸). "بررسی رابطه بین ویژگی‌های کمیته‌های حسابرسی و هزینه سرمایه سهام عادی ". فصلنامه *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، دوره۸، شماره ۳، ص ص۲۵۵-۲۳۴.
- صالحی، مهدی و امینی‌فرد، زهره. (۱۳۹۱). "بررسی مؤلفه‌های تأثیرگذار بر پیش‌بینی سود نقدی سهام با استفاده از مدل‌های ترکیبی: مورد؛ صنعت شیمیایی ". *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، دوره۲، شماره ۲، ص ص ۱۱۱-۱۳۰
- صالحی، مهدی؛ بیرامی، لاله؛ هوشیار، بهمن و بیرامی، وحید. (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه با تأکید بر کیفیت حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۵، ص ص ۱۵۸-۱۳۵.
- طالب‌نیا، قدرت‌اله ؛ پهلوان، سمیرا. (۱۳۹۴). "بررسی رابطه بین شفافیت سود و هزینه سرمایه مورد انتظار شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران". *مطالعات حسابداری و حسابرسی*،دوره۴، شماره ۱۵، ص ص ۳۹-۵۴.
- عباس‌نژاد، فاطمه ؛ مهرآذین، علیرضا. (۱۳۹۲). "اثر محافظه‌کاری و افشا بر هزینه سرمایه سهام عادی ". *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، دوره ۳، شماره ۱، ص ص ۹۳-۱۱۰.
- عثمانی، محمد قسیم. (۱۳۸۱). "شناسایی مدل هزینه سرمایه و عوامل مؤثر آن ". پایان‌نامه دکترا، دانشگاه علامه طباطبایی.
- عزیزی، علی. (۱۳۹۶). "عدم تقارن اطلاعاتی، نقد شوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". دومین همایش ملی و دومین همایش بین‌المللی مدیریت و حسابداری ایران.
- قادری، کاوه ؛ قادری، سامان. (۱۳۹۷). " تأثیر حکمرانی خوب بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". *پژوهش‌های نوین در حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱، شماره ۳، ص ص ۱۴۵-۱۷۰.
- محسنی، عبدالرضا. (۱۳۹۷). "ارتباطات سیاسی و هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". *فصلنامه مهندسی مدیریت اوراق بهادار*، دوره ۹، شماره ۳۴، ص ص ۲۷۳-۲۹۱.
- منصورفر، کریم. (۱۳۸۵). "آزمون‌های ناپارامتری و طرز اجرای آن‌ها با کامپیوتر ". مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.

- مهربان‌پور ، محمدرضا ؛ میری‌چیمه، فرزانه‌سادات. (۱۳۹۷). "تأثیر شاخص راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه و ریسک شرکت‌ها ". *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، دوره ۷، شماره ۳، ص ص ۲۲۷–۲۴۵.
- وکیلی‌فرد، حمیدرضا؛ ثنایی، غلامرضا و احمدی، افشین. (۱۳۹۷). "اثر ساختار سرمایه‌بر هزینه سرمایه، خالص جریان‌های نقدی و ارزش بازار بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ". *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، دوره۷، شماره ۲۵، ص ص۳۵–۴۸.
- Abasnezhad, F. Mehrazin, A. (۲۰۱۳)."Effect of Conservatism and Disclosure on the Cost of Equity Capital". *Journal of empirical research in accounting*, Vol. ۳, Issue. ۱, pp. ۹۳-۱۱۰. (in Persian).
- Al-Shammari, B. Al-Sultan, W. (۲۰۱۰). "Corporate governance and voluntary disclosure in Kuwait". *International Journal of Disclosure and Governance*, Vol.۵, pp. ۲۲۵-۲۳۶.
- Amini, V. Khodadost, A. (۲۰۱۵). "The Investigation of Relationship between Net Income Growth and Book Value of Assets with Capital Cost in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange". Fourth International Accounting and Management Conference and the First Conference on Entrepreneurship and Innovations, Tehran The symphony of Mehr Ishraq. (in Persian).
- Ansari, A. Safari Bideskan, S. (۲۰۱۲). "The Investigation of Operating Leverage (OL) and Financial Leverage (FL) Being Effected of Cost of Capital ". *Financial Accounting Research*, Vol. ۴, Issue. ۳, pp. ۳۳-۴۶. (In Persian).
- Artiach, T. Clarkson, P. (۲۰۱۰). "Conservatism, Disclosure and the Cost of Equity Capital ". *Journal of Accounting Research*, Vol. ۴۸, pp. ۲۸-۷۰.
- Azizi, A. (۲۰۱۷). "Information Asymmetry, Stock Liquidity and Capital Cost of Companies Accepted in Tehran Stock Exchange". Second National and Secondary Conference of the International Conference on Management and Accounting of Iran, (In Persian).
- Badertscher, B. A. Givoly, D. & Katz, P.S. & Lee, H. (۲۰۱۵). "Private Ownership and the Cost of Debt: Evidence from the Bond Market, Public Equity and Audit Pricing in the U.S". *Journal of Accounting Research*, Vol.۵۲, pp. ۳۰۳-۳۳۹.
- Bhandar, L.C. (۱۹۸۸)."Debt Equity Ratio and Common Stock Returns"*Journal of Finance*, Vol. ۲. pp. ۳۰-۳۹
- Blanco, B. Lara, M.G. & Tribo, J. (۲۰۱۲). "Segment disclosure and cost of capital". Working Paper Available at URL: http://www.ssrn.com.
- Basu, S. (۱۹۷۷). "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis". *Journal of Finance*, Vol. ۳۲, Issue ۳, pp.۶۳-۸۲.
- Borisova, G. Fotak, V. & Holland, K. & Megginson, W. (۲۰۱۳). "Government Ownership and the Cost of Debt: Evidence from Government Investments in Publicly Traded Firms". Paolo Baffi Centre Research Paper No. ۲۰۱۲-۱۱۲, pp.۱-۵۲.
- Botosan, C. (۱۹۹۷). "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital". *Accounting Review*, Vol. ۷۲, Issue. ۳, pp. ۳۲۳-۳۴۹.
- Banz, R.F. (۱۹۸۱)." The Relation between Return and Market Value of Common Stocks." *Journal of Financial Economics*, Vol. ۹, Issue. ۱, pp. ۳-۱۸.

- Bulu, gh. Afsar, A. & Tahmasebzadeh Baee, M. (۲۰۱۲). "Financial Ratios and Cost of Equity." *Journal of Accounting Advances*,Vol. ۴, Issue. ۱, pp. ۱ - ۲۶. DOI: ۱۰,۲۲۰۹۹/JAA.۲۰۱۲,۵۱۲ (In Persian).
- Botosan, C.A. Plumlee, M. (۲۰۰۲). "A Re-Examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital". *Journal of Accounting Research*, Vol. ۴۰, Issue. ۱, pp. ۲۱- ۴۰.
- Boubaker, S. Nguyen, P. & Rouatbi, W. (۲۰۱۲). "Large Shareholders and Firm Risk-Taking Behavior" .MPRA Paper ۳۹۰۰۵, University Library of Munich, Germany.
- Boubakri, M. Chaya, T. & Hirata, H. &Kajimura, N. & Kuwahara, R. & Ueno, A. & Malicki, J. &Furukawa, T. & Omori, Y. (۲۰۱۶). "Loss of ift۱۲۲, a Retrograde IFT Complex Component, Leads to Slow, Progressive Photoreceptor Degeneration Due to Inefficient Opsin Transport. *The Journal of biological chemistry*, Vol. ۲۹۱, Issue. ۴۷, pp. ۲۴۴۶۵-۲۴۴۷۴.
- Chana, A. Hsub, A. (۲۰۱۳). "Corporate Pyramids, Conservatism and Cost of Debt: Evidence from Taiwan". *The International Journal of Accounting*, Vol. ۴۸, No. ۳, pp. ۳۹۰-۴۱۳.
- Chiesa, G. Fernandez, M. & Manuel, J. (۲۰۱۸). "Non–Performing Loans, Cost of Capital, and Lending Supply: Lessons from the Eurozone Banking Crisis Departmental Working Papers ۲۰۱۸-۰۵, Department of Economics, "Management and Quantitative Methods at Università degli Studi di Milano. Available at SSRN.
- Ebrahimpour, H. Hassanzadeh, M. & Asgarnejad Nouri, B. & Motamedi, S. (۲۰۱۶). "The Concept of Cost of Capital, Types of Financing Methods and their Related theories". ۲nd International Accounting Conference, Management and Innovation in Business, Rasht, University California Lutheran, Rasht Municipality (In Persian).
- Ezzat, D. (۲۰۱۸). "The Impact of Voluntary Adoption of IFRS on the Earning Quality and the Cost of Capital". An Empirical Study Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=۳۱۹۸۵۳۳.
- Fama, E. F. French, K.R. (۱۹۹۹). "The Corporate Cost of Capital And Retern On Corporate Investment". *The Journal of Finance*, Vol. ۵۴.
- Fister, I. Yang, X. & Brest, J. (۲۰۱۳). "A Comprehensive Review of Firefly Algorithms". *Swarm and Evolutionary Computation*, Vol. ۱۳, pp. ۳۴-۴۶.
- Francis, J. LaFond, R. Olsson, P. and Schipper, K. (۲۰۰۴). "Cost of Equity and Earnings Attributes". *The Accounting Review*, Vol.۷۹, pp. ۹۶۷-۱۰۱۰.
- Ghaderi, K. Ghaderi, S. (۲۰۱۸). "The Effect of Good Governance on Cost of Capital in Tehran Stock Exchange", *Journal og New Researches in accounting and auditing*, Vol. ۱, Issue. ۳, pp. ۱۴۵-۱۷۰. (In Persian).
- Hamidian, M. Habibzadeh Baygi, S. J. & Salmanian, M. & Vaghfi, S. H. (۲۰۱۶). "The Systematic Risk Prediction of Listed Companies in Tehran Stock Exchange Using Ant Colony and LARS Algorithm", *Accounting Reviews*, Vol.۱۰, No.۳, pp. ۱۹-۴۰. (In Persian).
- Hassanzadeh, S. (۲۰۱۸). "Political Relationships and Capital Cost of Equity in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange." Seventh National Conference on Accounting and Management, Tehran Golden Asia Relations Group. (in Persian).

- Hejazi, R. Jalai, F. (۲۰۰۷). "Factors Affecting the Cost of Capital in Companies Listed on Tehran Stock Exchange". *Journal of Humanities and Social Sciences*, Vol. ۷. Issue. ۲۴, pp. ۱۳-۳۰. (In Persian).
- Johnstone, D. (۲۰۱۶). "The Effect off Information on Uncertainty and the Cost of Capital". Contemporary Accounting Research, Vol. ۳۳, Issue. ۲, pp.۷۵۲-۷۷۴.
- Kothari, SP. Short, JE. (۲۰۰۳). "The Effect of Disclosure by Management, Analyst and Financial Press on the Cost If Equity Capital". Working paper.
- Linter, J. (۱۹۶۵)." The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets." Review of Economics and Statistics. Vol. ۴۷, pp. ۱۳– ۳۷.
- Lara, J. M. G. Osma, B. G. & Penalva, F. (۲۰۰۷). "Accounting Conservatism and Corporate Governance". *Review of Accounting Studies*. Vol. ۱۴, pp. ۱۶۱-۲۰۱.
- Li, Y. Yang, H. (۲۰۱۱). "Disclosure and the Cost of Equity Capital: An Analysis at the Market Level".Working Paper Available at URL: http://www.ssrn.com.
- Mossin, J. (۱۹۶۶)." Equilibrium in a Capital Asset Market". *Econometrical*. Vol. ۴۱, pp. ۷۶۸– ۷۸۳.
- Mansourfar, K. (۲۰۰۶). "Nonparametric Tests and their Computer-implemented Methods". Institute of Publications and Printing Tehran University (In Persian).
- Mehrabanpour, M.R. Miri Chimeh, F. S. (۲۰۱۸). "The Impact of Corporate Governance Index on Capital Cost and Systematic Risk". *Journal of Empirical Research in Accounting Research*. Vol. ۷, Issue. ۳, pp. ۲۲۷-۲۴۵. (In Persian).
- Mohseni, A. (۲۰۱۸). "Political Connections and the Cost of Equity Capital in Listed Firms on Tehran Stock Exchange". *Quarterly Journal of Management of Securities*, Vol. ۹, Issue. ۳۴, pp. ۲۷۳-۲۹۱. (in Persian).
- Omran, M. Pointon, J. (۲۰۰۴). "The Determinants of Cost of Capital by Industry within an Emerging Economy: Evidence from Egypt". *International Journal of Business*, Vol. ۹, Issue. ۳, pp. ۲۳۷-۲۵۸.
- Osmani, M. gh. (۲۰۰۲). "Identify Capital Cost Model and its Effective Factors". Phd thesis, Allameh Tabatabaei University. (in Persian).
- Persakis, A. Iatridis. G. (۲۰۱۵). "Cost of Capital, Audit and Earnings Quality under Financial Crisis: A Global Empirical Investigation". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. ۳۸, pp. ۳-۲۴.
- Pourheydari, O. Yousefzadeh, N. & Azami, Z.B. (۲۰۱۳). "Investigating the Effect of Company Size on the Disclosure and Cost of Capital of Companies Listed in Tehran Stock Exchange". *Journal of Accounting Knowledge*, Vol. ۵, Issue. ۱۸. pp. ۹۱-۱۱۱(in Persian).
- Rezaie, F. Ghaderi, H. & Mohammadi, T. (۲۰۱۰). "Investigating Accounting Variables Affecting Capital Cost in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange". *Journal of Industrial Strategic Management*, Vol. ۷, pp. ۱۴-۲۹. (in Persian).
- Sharpe, W.F. (۱۹۶۴)." Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Market Risk". *Journal of Finance*, Vol. ۱۹, pp. ۴۲۵– ۴۴۲.

- Sa'adatmand, R. Alavi, S. (۲۰۱۹). "A Study of the Relationship between the Characteristics of Audit Committees and the Cost of Capital Stock". *Journal of Empirical Accounting Research*,Vol. ۸, Issue. ۳. pp. ۲۳۴-۲۵۵ (in Persian).
- Salehi, M. Bairami, L. & Hooshir, B. & Bairami, V. (۲۰۱۶). "Factors Affecting Capital Cost by Emphasizing Audit Quality in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange" , *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, Vol. ۴, No. ۱۵, pp. ۱۵۸-۱۳۵. (in Persian).
- Salehi, M. Amini Fard, Z. (۲۰۱۲). "Examination of Variables affecting Dividend Forecast Using Hybrid Models of PSO-LARS and PSO-SVR
- Algorithms". *Empirical research in Accounting*, Vol. ۲.issue. ۲, pp. ۱۱۱-۱۳۰. (in Persian).
- Sepasi, S. Anvari Rostami, A.A. & Saiyadi Sumar, A. (۲۰۱۵). " the Effect of Managerial Ability on Financial Restatements: with Emphasis on Opportunistic Incentives". *Financial Accounting Knowledge Quarterly*, Vol. ۲, No. ۴, pp. ۸۹-۱۱۰. (in Persian).
- Stephen, P. Javakhadze, D. Rajkovicc, T. (۲۰۱۷). "The International Effect of Managerial Social Capital on the Cost of Equity". *Journal of Banking & Finance*, Vol. ۷۴, pp. ۶۹-۸۴.
- Talebnia, G. Pahlavan, S. (۲۰۱۵). "Examining Relationship of Earnings Transparency on Expected Cost of Capital in Tehran Stock Exchange". *Accounting and Auditing Studies*, Vol. ۴, Issue. ۱۵, pp. ۳۹-۵۴(in Persian).
- Vakili Fard, H. R. Sanaei, Gh. & Ahmadi, A. (۲۰۱۸). "The Effect of Capital Structure on Capital Cost, Net Cash Flow and Market Value of Banks Accepted in Tehran Stock Exchange", *Accounting and Auditing Studies*, Vol. ۷, No. ۲۵. (In Persian).
- Wesley Mendes, S. Bergmann, D. (۲۰۱۹). "Corporate Disclosure via the Internet and Implied Cost of Capital". *Individual Behaviors and Technologies for Financial Innovations*, pp. ۳۳۷-۳۶۱ DOI: ۱۰,۱۰۰۷/۹۷۸-۳-۳۱۹-۹۱۹۱۱-۹-۱۵.
- Xi, L. (۲۰۱۰). "Accounting Conservatism and the Cost of Capital: Internat tional Analysis". *Financial Accounting and Reporting* Section FARS.
- Zare Bahnemiri, M.J, Fateri, A. Malekian kallehbasti, M. (۲۰۱۵). "The Investigation of the Relationship between Real and Accrual Earnings Management and Capital Cost in Tehran Stock Exchange". *Magazine Financial Management Strategy*, Vol. ۸, pp. ۱۴۱-۱۵۹. (in Persian).

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۱۹۰-۱۶۵

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۷/۰۸
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۱۲/۲۷

بررسی تأثیر انگیزه رقابتی مدیرعامل بر ارتباط سوگیری‌های رفتاری مدیران با ضعف سیستم کنترل داخلی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

مصطفی مسکنی[۲]، محمدرضا عبدلی[۳]

چکیده

در سایهٔ تفکیک مالکیت از کنترل و مشکل نمایندگی ناشی از آن در دنیای کسب‌وکار مدرن، لزوم توجه به ویژگی‌های روان‌شناختی و ادراکی مدیران به‌عنوان تصمیم‌گیرندگان این عرصه ضرورت یافته است. گرایش‌های سوگیرانه رفتاری مدیرعامل به‌عنوان یکی از پیامدهای جدایی مالکیت از کنترل قلمداد می‌شود که نشان‌دهنده‌ی تفاوت انگیزه‌ها در مدیریت شرکت‌ها قلمداد می‌گردد. هدف این پژوهش بررسی تأثیر انگیزه رقابتی مدیرعامل بر ارتباط سوگیری‌های رفتاری مدیران با ضعف سیستم کنترل داخلی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در این پژوهش انگیزه‌های رقابتی مدیرعامل به‌عنوان متغیر تعدیل کننده به‌عنوان یک محرک رفتاری از طریق تفاوت پاداش موردسنجش قرار گرفت و از کوته‌بینی و بیش اطمینانی مدیرعامل به‌عنوان معیارهای سوگیری ادراکی استفاده‌شده است. در این پژوهش تعداد ۸۸ شرکت بورس اوراق بهادار تهران از طریق حذف سیستماتیک انتخاب و در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ موردبررسی قرار گرفتند. نتایج پژوهش نشان داد انگیزه‌های رقابتی مدیرعامل تأثیر مثبت سوگیری‌های رفتاری و ادراکی مدیرعامل بر ضعف سیستم کنترل داخلی را تعدیل می‌کند و به ارتقای سطح کیفیت مکانیزم‌های کنترل داخلی شرکت‌ها می‌افزاید.

واژه های کلیدی: بیش اطمینانی، کوته‌بینی، انگیزه رقابتی، ضعف سیستم کنترل داخلی
طبقه‌بندی موضوعی: M۱۲، M۴۱، G۴۰

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۹,۲۲۳۲۰,۱۷۹۶

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد شاهرود، دانشگاه آزاد اسلامی، شاهرود، ایران،
Email:mmaskani۲۰۰۰@gmail.com

۳. دانشیار، گروه حسابداری، واحد شاهرود، دانشگاه آزاد اسلامی، شاهرود، ایران، نویسنده مسئول،
Email:mrab۸۳۰@yahoo.com

مقدمه

در چارچوب تئوری نمایندگی[۱]، مدیران به‌عنوان نمایندگان سهامداران که مالکان اصلی شرکت‌ها هستند، عمل می‌کنند. مدیران با این انتظار که در تصمیمات قابل‌درک مدیریت ارزش‌های مورد انتظار سهامداران را حداکثر کنند، تعیین می‌شوند. مبانی تئوریک بیان می‌دارند که نگرش و ادراک مدیران رده‌بالا بر روی نحوه تصمیم‌گیری آن‌ها تأثیرگذار است (حمیدیان و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۶۴؛ هوآنگ و همکاران[۲]، ۲۰۱۱: ۲۶۳). همه‌ی مدیران به‌حکم آن‌که مدیرند به یک شیوه عمل نمی‌کنند و مانند سایر افراد جامعه تفاوت‌های فردی، استعدادها، انگیزه‌ها، رغبت‌ها و تمایلات مخصوص به خود دارند و از ادراک، دانش و نظام ارزشی متفاوتی برخوردار هستند. چنین تفاوت‌هایی عمدتاً از تفاوت‌های ناشی از نگرش هر یک از افراد سرچشمه می‌گیرد (زادپرور، ۱۳۹۶: ۳۲). اغلب تفاوت‌های روان‌شناختی و شخصیتی مدیران، باعث می‌گردد تا ادراک متفاوتی نسبت به شرایط و عملکردهای شرکت داشته باشند و این موضوع زمینه‌ساز ایجاد سوگیری‌های ادراکی مدیران می‌شود (پوسن و همکاران[۳]، ۲۰۱۸: ۱۲). سوگیری‌های ادراکی مدیران بر اساس تئوری نمایندگی مجموع خطاهای احتمالی هستند که بر اساس ویژگی‌های درونی ایجاد می‌شود و باعث ایجاد قضاوت‌هایی درباره رفتار سهامداران، آینده بازار سرمایه و ... می‌شود. درواقع مدیران به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارکان هر شرکتی محسوب می‌شود که تصمیمات تأثیرگذاری را بر ایجاد ارزش بیشتر برای سهامداران می‌تواند اتخاذ نماید. یکی از این فرآیندهای نظارتی و تأثیرگذار بر تصمیمات مدیران، اثربخشی و کاهش ضعف‌های نظارتی از طریق کنترل‌های داخلی می‌باشد. فرض اساسی در بحث‌های عمومی و گزارش‌ها این است که کنترل داخلی، کیفیت گزارشگری مالی را بهبود می‌بخشد و مشکلات حاکمیتی را کاهش می‌دهد. ازآنجاکه بیشتر تصمیمات مدیریت با اتکا بر اطلاعات مالی از سیستم حسابداری اتخاذ می‌شود وجود سیستم کنترل داخلی قوی قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری را که مبنای اخذ این‌گونه تصمیمات است به مدیریت ارائه می‌دهد. همچنین کنترل‌پذیری بر نحوه رسیدگی حسابرسان نیز تأثیرگذار می‌باشد (کائو و لو[۴]، ۲۰۱۷: ۴). هراندازه کنترل‌های داخلی قوی باشند خطر تحریف بااهمیت کاهش‌یافته و نتیجتاً خطر حسابرسی نیز کاهش می‌یابد. پژوهشگران حسابداری عواقب کنترل‌های داخلی ضعیف را بررسی کرده‌اند. شواهد موجود نشان می‌دهد که ضعف کنترل داخلی منجر به کیفیت گزارشگری مالی ضعیف و درنتیجه سرمایه‌گذاری غیرکارا و افزایش ریسک‌های داخلی شرکت در تجارت می‌شود (چن و همکارانش[۵]، ۲۰۱۶: ۱۵۱؛ سان و همکاران[۶]، ۲۰۱۱: ۴۸). حال با توجه به هدف این پژوهش سؤال مهم و اساسی این است، چگونه می‌توان از طریق کنترل سوگیری

---

۱. Agency Theory
۲. Huang et al
۳. Posen et al
٤. Cao & Lu
٥. Chen et al
٦. Sun et al

های ادراکی مدیران، مکانیزم‌های کنترل داخلی اثربخش‌تری ایجاد نمود و ضعف آن‌ها را پوشش داد؟ شاید همواره در بیشتر پژوهش‌های تجربی، تمرکز صِرف بر نظام حاکمیتی شرکت‌ها باعث شده است تا اغلب پژوهش‌ها نتایج تا حدی مشابه را کسب نمایند و بسط تئوریک و مفهومی قابل‌توجهی در باب موضوع سوگیری‌های ادراکی مدیران صورت نپذیرد. این پژوهش با اتکا به نظریه اسکینر که تئوری رفتار کنشگر را مطرح نمود، تلاش دارد با توجه به نقش انگیزش‌های مبتنی بر پاداش برای مدیران، سوگیری‌های ادراکی را به تعادل بیشتری هدایت نماید. اسکینر معتقد بود رفتار کنشگر در مقایسه با رفتار پاسخگر، نقش مهم‌تری در عملکردها و تصمیم‌گیری‌های فردی ایفا می‌کند (نرماشیر و همکاران، ۱۳۹۵: ۷۸). درواقع نظریه کنشگر بر رفتار پاسخگر که اصطلاحاً به آن محرک گفته می‌شود و رفتار کنشگر که به آن اصطلاحاً رفتار فعال گفته می‌شود تمرکز دارد و بیان می‌کند، محرک‌های تزریق‌شده به مدیران همچون پاداش، پاسخ‌های درخور توجهی همچون ارتقای سطح عملکردهای فردی و توانمندی‌های تصمیم‌گیری را به‌عنوان یک رفتار پاسخگر به دنبال خواهد داشت، اما رفتار کنشگرانه‌ی مدیران در بلندمدت با توجه به رفتارهای تقویت‌شده، شکل می‌گیرند و با توجه به اینکه ادراک افراد معمولاً در هسته‌ی مرکزی تغییر رفتار قرار دارند، زمان می‌برد، تغییر کنند، از طریق رفتار کنشگرانه، در درون افراد نهادینه می‌شود و تا حد زیادی خطاهای ادراکی مدیران را کاهش می‌دهد و شکل تازه‌ای به ادراک مدیران بر اساس بینش نهادینه‌شده در فرد، می‌دهد (آندرو و همکاران[۱]، ۲۰۱۴: ۲۳). به عبارت ساده‌تر وجود یک محرک، به‌عنوان یک برانگیزاننده، رفتار پاسخگر را شکل می‌دهد و باعث می‌گردد رفتار کنشگرانه در درون مدیران نهادینه شود. این پژوهش از طریق واکاوی در تئوری شرطی‌سازی عامل یا کنشگر تلاش دارد تا سوگیری‌های ادراکی مدیران را در ارتقای سطح اثربخشی کنترل‌های داخلی موردبررسی قرار دهد تا بر اساس آن بتواند اطلاعات قابل اتکاتری به سهامداران و سرمایه‌گذاران ارائه نماید و این موضوع می‌تواند به ایجاد اطمینان و اعتماد بیشتر فعالان بازار سرمایه نسبت به عملکردهای شرکت گردد. لذا هدف این پژوهش بررسی اثربخشی نظریه رفتار کنشگر بر ارتباط سوگیری‌های رفتاری مدیران با ضعف سیستم کنترل داخلی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

پیشینه پژوهش و مروری بر مبانی نظری

کنترل داخلی

کمیته‌ی حمایت از سازمان‌های حامی کمیسیون تردوی (COSO) در سال ۱۹۹۲ میلادی، چارچوب کنترل داخلی یکپارچه را ارائه نمود و این چارچوب امروزه به‌عنوان یک چارچوب پیشرو در جهت طراحی، اجرا و ارزیابی اثربخشی کنترل داخلی شناخته‌شده است. پس از حدود دو دهه از شکل‌گیری چارچوب اصلی، کسب‌وکار و

---

۱. Andreou et al

محیط‌های عملیاتی به‌طور چشمگیری تغییر کرده و پیچیده‌تر شده، فناوری نقش پررنگ‌تری پیداکرده و به‌سوی جهانی‌شدن حرکت کرده است (هویتاش و همکاران[۱]، ۲۰۰۹: ۸۴۱). کنترل داخلی، فرآیندی است که مدیران از اثربخشی و کارایی عملیات، قابل‌اعتماد بودن گزارشگری‌مانی و رعایت قوانین و مقررات مربوط اطمینان حاصل می نمایند (عیسایی و سیفی مورودی، ۱۳۹۶: ۴۴). در ایران نیز، توجه به مقوله‌ی حسابرسی داخلی و کنترل‌های داخلی، با توجه به الزام قانونی در جهت تشکیل کمیته‌ی حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار تهران و نیز ارائه‌ی گزارش کنترل‌های داخلی حاکم بر گزارشگری‌مانی، بیشتر شده و نگاهی به ضرورت‌های به‌روزرسانی چارچوب پیشین و چارچوب جدید، مفید به نظر می‌رسد. درواقع انسجام و یکپارچگی کنترل‌های داخلی به مدیرعامل کمک می کند که نظارت‌های اثربخش‌تری از عملکردهای شرکت‌ها را اعمال نمایند و بر دستیابی به اهداف از قبل تعیین‌شده آن‌ها را یاری دهد (کثیری و حسن زاد، ۱۳۹۲: ۱۴). اهداف کنترل داخلی شامل اثربخشی و کارایی عملیات، قابلیت اعتماد گزارش دهی مالی و رعایت قوانین و مقررات مربوطه می‌باشد که این اهداف موجب افزایش ضریب اطمینان فعالیت‌های شرکت و سیاست‌های مدیریت در راستای منافع سهامداران به‌طور مشخص و به‌طور کلی، تمام ذینفعان است (بنگ و لی[۲]، ۲۰۱۱).

سوگیری ادراکی مدیرعامل

عرصه ظهور علوم رفتاری در مباحث مالی، یک رویکرد جدید نسبت به مطالعات بازارهای مالی است. این رویکرد به این موضوع می‌پردازد که برخلاف مباحث و نظریه‌های مالی استاندارد، گرایش‌های رفتاری و شناختی می‌تواند بر قیمت دارایی‌های مالی تأثیرگذار باشد (اعتباریان خوراسگانی و قریشی شهرکی، ۱۳۹۴: ۹۷). مالی رفتاری، خود به سؤالاتی از این دست می‌پردازد که آیا وجود خطاهای ادراکی مدیرعامل می‌تواند، باعث ایجاد شکاف بیشتر هزینه‌های نمایندگی گردد؟ مطالعات مختلفی در زمینه‌ی انواع خطاهای ادراکی و چگونگی تأثیر این خطاها بر تصمیم‌گیری مالی سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی انجام‌شده و به این نتیجه دست‌یافته‌اند که تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تحت تأثیر چندین خطا یا سوگیری ادراکی مدیرعامل قرار می‌گیرد (کمالی اردکانی و رجبی قیری، ۱۳۹۴)

بیش اطمینانی مدیرعامل

بیش اطمینانی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین یافته‌های علم روانشناسی در حوزهٔ قضاوت و تصمیم‌گیری محسوب می‌شود. افراد بیش اطمینان معتقدند که توانایی‌های بیشتری نسبت به سایر

---

۱. Hoitash et al
۲. Beng & Li

افراد دارند، می‌توانند ریسک‌های موجود در خارج از حوزه اختیارات خود را کنترل کنند و پیش‌بینی‌های آنان بسیار دقیق‌تر از آن چیزی است که در واقعیت اتفاق می‌افتد (چن و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۴؛ رامشه و ملانظری، ۱۳۹۳: ۵۸). دو عامل رفتاری مرتبط با اطمینان بیش‌ازحد مدیران منجر به افزایش انتظارات تقاضای آتی می‌شود:

الف) درجه‌بندی اشتباه یا غلط (اثر پایین‌تر از واریانس[۱]): متداول‌ترین نوع اطمینان بیش‌ازحد در ادبیات مالی است که گاهی از آن به اطمینان بیش‌ازحد در پیش‌بینی نام برده می‌شود و در آن معمولاً افراد دقت دانش خود را بیشتر و ریسک و واریانس متغیرهای تصادفی را کمتر از آنچه هست تخمین می‌زنند و فاصله اطمینان‌های بسیار باریکی در پیش‌بینی‌های خود دارند (لیبی و رنه کمپ[۲]، ۲۰۱۲: ۲۰۰).

ب) خوش‌بینی مفرط یا غیرواقع‌بینانه (اثر بالاتر از میانگین[۳]): در این نوع از اطمینان بیش‌ازحد، افراد مهارت‌های خود را بیش از آنچه هست تخمین می‌زنند (هریبار و یانگ[۴]، ۲۰۱۲: ۲۰۸). درواقع نگرش خوش‌بینی مفرط نسبت به درآمدهای آینده، مدیران را به سمت اتخاذ تصمیمات بر مبنای پیش‌بینی‌های خود سوق می‌دهد (قادری و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۴۵). پژوهش‌های روانشناسی صورت گرفته نشان می‌دهد که عموماً افراد تمایل دارند که دید مثبت غیرواقع‌بینانه‌ای از خود و مهارت‌هایشان داشته باشند.

کوته‌بینی مدیریتی

تعریف عمومی اصطلاح کوته‌بینی، عدم پیش‌بینی یا درک، دید محدود در مورد مسائل (مرادی و باقری، ۱۳۹۳) و دیدگاه سطحی در اندیشه و برنامه‌ریزی است (عبدلی و طالع زاری، ۱۳۹۳: ۵۸). کوته‌بینی شرحی از یک‌شکل سوگیری یا گرایش است که محدودیتی جدی و مهم برای توجه به گزینه‌ها و پیشنهادها در انتخاب و تصمیم‌گیری ایجاد می‌کند (دس و پیکن[۵]، ۱۹۹۹: ۱۰۱). در تعریف کوته‌بینی، نگرش در تعریف تعصب یا سوگیری، به‌ویژه به‌منزله محدودیت دید، آمده است (دیدار و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۵۰). تعریف متداول کوته‌بینی و سوگیری حاکی از آن است که کوته‌بینی شکلی از سوگیری یا پیش‌داوری پایدار است که در ارتباط با دید افراد و سازمان‌ها موردتوجه زیاد اندیشمندان و پژوهشگران این حوزه قرارگرفته است (کرن[۶]، ۲۰۰۶: ۳). تئوری‌های موجود در زمینه کوته‌بینی مدیریتی نشان می‌دهند که مدیران نسبت به سهامداران با تنوع مناسب از افق

---

۱. Lower- variance Effect
۲. Libby & Rennekamp
۳. Above-Average Effect
۴. Hribar & Yang
۵. Dess & Picken
۶. Kern

سرمایه‌گذاری کمتری برخوردار هستند. واگرایی در افق‌های سرمایه‌گذاری در بین مدیران و سهامداران، به خاطر عدم تقارن اطلاعاتی و تفکیک مالکیت و کنترل (استین[۱]، ۱۹۸۸؛ اشلیفر و ویشنی[۲]، ۱۹۹۰؛ تاکور[۳]، ۱۹۹۰؛ بیچاک و استول[۴]، ۱۹۹۳) منجر به هزینه‌های بنگاه می‌شود. شناخت اشکال مختلف کوته‌بینی می‌تواند در جلوگیری از انجام رفتارهای کوته‌بینانه مفید واقع شود (مزیک[۵]، ۲۰۱۰: ۵۹۹). لوینتال و مارچ[۶] (۱۹۹۳) اشکال کوته‌بینی را در سه سطح شناسایی کرده‌اند. با توجه به ویژگی موردبررسی، مدیران کوته‌بین، مدیرانی هستند که از منافع بلندمدت به خاطر منافع کوتاه‌مدت چشم‌پوشی می‌کنند...

کوته‌بینی فاصله‌ای: کوته‌بینی فاصله‌ای به ناآگاهی از فناوری، فرآیندهای جاری موجود در داخل و خارج از سازمان (میلر[۷]، ۲۰۰۲: ۶۹۱) و فناوری مطلوب یادگیری جدید برای یادگیرنده اطلاق می‌شود.

کوته‌بینی زمانی: کوته‌بینی زمانی به ناآگاهی از منافع یا فرصت‌ها و اقدام به سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت گفته می‌شود و احتمال به خطر انداختن اداره بلندمدت سازمان در ازای یک دورهٔ کوتاه‌مدت را در پی دارد (میزک و جاکبسون[۸]، ۲۰۰۷: ۸۹).

کوته‌بینی ناشی از اعتمادبه‌نفس کاذب: اعتمادبه‌نفس کاذب موجب می‌شود که مدیران ارشد برای تفسیر نتایج تاریخی، برآوردی بیش از توانایی خود در مدیریت و کنترل ریسک داشته باشند. این مدیران، موفقیت را به توانایی‌های خودشان و شکست را به شانس یا عوامل خارجی نسبت می‌دهند (دیدار و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۵۴).

پژوهش‌های کمی در ارتباط با رویکرد سوگیری‌های ادراکی مدیران با افشای ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها انجام‌شده است و بر این مبنا تلاش می‌شود در این بخش بیشتر پژوهش‌ها تا حدی مشابه موردبررسی قرار گیرد. به‌عنوان اولین پیشینه تجربی باید بیان شود، کائو و لو (۲۰۱۸) پژوهشی تحت عنوان ویژگی‌های فردی هیئت‌مدیره بر نقاط ضعف کنترل داخلی انجام دادند. جامعه‌ی آماری پژوهش شرکت‌های بورس اوراق بهادار کشور چین بود که در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ بررسی شد. نتایج نشان داد، ویژگی اعضای هیئت‌مدیره همچون سطح تحصیلات، تخصص و یکپارچگی و انسجام مدیرعامل با نقاط ضعف کنترل داخلی ارتباط معناداری دارد. همچنین مشخص شد ویژگی‌ها و توانمندی مدیریتی شرکت‌ها نقش تأثیرگذاری در کاهش نقاط ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها دارد.

---

۱. Stein
۲. Shleifer & Vishny
۳. Thakor
٤. Bebchuck and Stole
٥. Mizik
٦. Levinthal & March
۷. Miller
۸. Mizik & Jacobson

ژانگ و همکاران[۱] (۲۰۱۸) پژوهشی تحت عنوان انگیزه رقابتی مدیرعامل بر ارائه تجدید صورت‌های مالی: شواهدی از کشور چین انجام دادند. در این پژوهش شرکت‌های فعال در بورس کشور چین در بازه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۵ موردبررسی قرار گرفتند. نتایج پژوهش نشان داد انگیزه رقابتی مدیرعامل بر تجدید ارائه صورت‌های مالی تأثیر منفی و معناداری دارد و دوره‌ی تصدی این ارتباط را به سمت منفی تقویت می‌کند، درصورتی‌که انتصاب مدیرعامل جدید از درون شرکت ارتباط مثبت انگیزه رقابتی با تجدید ارائه صورت‌های مالی را تقویت می‌کند.

جیا[۲] (۲۰۱۸) پژوهشی تحت عنوان انگیزه رقابتی و هزینه حسابرسی انجام دادند. این پژوهش در دروه‌ی زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ در بورس اوراق بهادار کشور ایالات‌متحده انجام گرفت. نتایج نشان داد، بین انگیزه‌های رقابتی مدیرعامل و هزینه‌های حسابرسی ارتباط مثبت و معناداری دارد و تغییر مدیرعامل می‌تواند باعث تقویت ارتباط انگیزه‌های رقابتی مدیرعامل بر هزینه‌های حسابرسی گردد. یافته‌های این پژوهش، اطلاعات مفیدی را در زمینه رابطه بین سیاست‌های پاداش شرکت، ارزیابی ریسک حسابرسان و تصمیمات قیمت‌گذاری و همچنین نتایج اقتصادی انگیزه‌های رقابتی مبتنی بر عملکرد در اختیار پژوهشگران قرار داده است.

جی و همکاران[۳] (۲۰۱۷) در پژوهشی به رابطه میان افشای اختیاری ضعف‌های کنترل داخلی و کیفیت سود پرداختند. نتایج پژوهش‌های آن‌ها نشان می‌دهد که کنترل داخلی ابزار مؤثری بر کنترل ریسک شرکت می‌باشد و کیفیت سود رابطه مستقیمی با افشای ضعف‌های کنترل‌های داخلی دارد. لی[۴] (۲۰۱۶) در پژوهشی تأثیر بیش اطمینانی مدیرعامل بر نقاط ضعف کنترل داخلی در گزارشگری‌مانی را بررسی نمودند. دوره زمانی این پژوهش ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۱ بود و تعداد ۸۴۳۸ مشاهده بر اساس سال-شرکت موردبررسی قرار گرفت. جامعه‌ی آماری شرکت‌های بورس کشور کره جنوبی بود. نتایج نشان داد، بیش اطمینانی مدیرعامل تأثیر مثبت و معناداری بر نقاط ضعف کنترل داخلی گزارشگری‌مانی شرکت‌ها دارد.

ریج و همکاران[۵] (۲۰۱۴) تأثیر کوته‌بینی مدیریتی بر استراتژی‌های شرکت‌های آمریکایی را بررسی نمودند. در این پژوهش ۱۰۰ شرکت در ۱۱ صنعت فعال در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۱ موردبررسی قرار گرفتند. استراتژی‌های شرکت‌ها در سه بعد مالی کیفیت گزارشگری مالی، اجتناب مالیاتی و مدیریت سود تحت تأثیر کوته‌بینی مدیریتی قرار دارد. همچنین مشخص گردید وجود کوته‌بینی مدیران در استراتژی‌های رقابتی بازار محصول و تمرکز مشتریان تأثیر منفی و معناداری دارد.

فخاری و کبیری (۱۳۹۷) پژوهشی تحت عنوان بررسی اثر تعدیل‌کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی انجام دادند. در این پژوهش تعداد ۱۵۷ شرکت

---

۱. Zhang et al
۲. Jia
۳. Ji et al
۴. Lee
۵. Ridge et al

بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ موردبررسی قرار گرفتند. یافته‌های پژوهش حاکی از این است که بین گزارش افشای ضعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معناداری وجود دارد و همچنین گزارش حسابرسی نقش تعدیل‌کننده‌ای بر ارتباط بین افشا ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌ها دارد.

دیدار و همکاران (۱۳۹۷) که تأثیر کوته‌بینی مدیریتی بر کارایی شرکت‌ها با نقش تعدیل‌کنندهٔ کیفیت حاکمیت شرکتی در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نمودند، اشاره کرد. در این راستا گزارش‌ها مالی شرکت‌ها طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ مور بررسی قرار گرفت. همچنین از الگو رگرسیون خطی چند متغیره برای آزمون فرضیه‌ها پژوهش استفاده‌شده است. نتایج پژوهش بیانگر این است که کوته‌بینی مدیریتی بر کارایی شرکت‌ها، تأثیر منفی و معنادار دارد و همچنین کیفیت حاکمیت شرکتی نقش تعدیل‌کننده بر تأثیر کوته‌بینی مدیریتی بر کارایی دارد. مدیران کوتاه بین با کاهش هزینه‌هایی که هدف از تحمل آن‌ها به دست آوردن منافع بلندمدت است باعث کاهش ارزش شرکت می شوند که بالا بردن سطح نظارت بر مدیریت می‌توان این گونه رفتارها مدیریت را کاهش داد.

مهربان پور و همکاران (۱۳۹۶) رابطه بین بیش اطمینانی مدیران و کنترل‌های داخلی حاکم بر گزارشگری‌مانی را بررسی نمودند. برای انجام پژوهش تعداد ۹۰ شرکت طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ از طریق رگرسیون لجستیک و تحلیل داده‌های تابلویی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی مورد آزمون قرارگرفته‌اند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بیش اطمینانی مدیران با نقاط ضعف بااهمیت کنترل‌های داخلی رابطهٔ مثبت و معناداری دارد و مدیران بیش اطمینان توانایی رفع پیامدهای منفی ناشی از ضعف کنترل‌های داخلی (عدم کارایی سرمایه‌گذاری و عدم کارایی عملیاتی) را ندارند.

فرضیه‌های پژوهش

مدیران دارای بیش اطمینانی معمولاً سه ویژگی «تأثیر بیش از میانگین»؛ «گریز از کنترل‌ها» و «درجه‌بندی نادرست» را دارا هستند. (بن دیوید [۱]، ۲۰۱۳: ۱۵۴۹؛ پرسون و بناسای [۲]، ۱۹۹۶: ۲۰۳). از آنجایی که یکی از سرمایه‌گذاری‌های ویژه‌ی شرکت‌ها، پیاده‌سازی و نگهداری کنترل‌های داخلی اثربخش و پوشش نقاط ضعف آن، به‌عنوان یکی از وظایف مدیران شرکت‌ها است، تصمیم‌گیری آن‌ها بر اثربخشی مکانیزم‌های کنترل داخلی تأثیرگذار می‌باشد (مهربان پور و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۲). با توجه به این که مدیران بیش اطمینان بر اساس سه ویژگی یادشده، گرایش به کمتر از واقع برآورد نمودن ریسک‌ها و بیش از واقع برآورد کردن توانایی‌های خود دارند، لذا انتظار می‌رود که این موضوع در استقرار کنترل‌های

---

۱. Ben-David et al
۲. Presson & Benassi

داخلی که برای کاهش ریسک خطای گزارشگری‌مانی پیاده‌سازی شده‌اند، تأثیرگذار باشد و باعث کاهش تمایل مدیران بیش اطمینان به اختصاص منافع شرکت برای پیاده‌سازی و نگهداری کنترل‌های داخلی اثربخش گردد. همچنین پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه مدیران بیش اطمینان در خصوص وجود سرمایه‌گذاری‌های جایگزین و برآورد بیشتر از واقع بازده این سرمایه‌گذاری‌ها نیز دلیل دیگری برای کاهش تمایل اختصاص منابع شرکت به کنترل‌های داخلی محسوب می‌شود (گوئل و تاکور[۱]، ۲۰۰۸؛ چن و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۹)؛ اما وجود انگیزه‌های رقابتی در مدیران می‌تواند تأثیر مثبت بیش اطمینانی مدیران نسبت به نقاط ضعف کنترل‌های داخلی را در جهت معکوس تقویت نماید. چراکه مدیران دارای انگیزه‌های رقابتی تلاش می‌کنند تا در جهت حداکثر سازی ثروت سهامداران حرکت کنند و بر این اساس پیش‌بینی‌های واقع‌گرایانه‌تری از آینده خواهند داشت و بر اساس منافع سهامداران تلاش می‌کنند تا کنترل‌های داخلی اثربخش‌تری را ایجاد نمایند تا شفافیت اطلاعاتی در راستای کاهش هزینه‌های نمایندگی کاهش یابد. لذا فرضیه اول پژوهش بیان می‌کند:

۱-انگیزه‌های رقابتی تأثیر مثبت بیش اطمینانی مدیرعامل بر ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها را تعدیل می‌کند.

مکانیسم‌های حاکمیت داخلی به دنبال جلوگیری از رفتارهای کوته‌بینانه‌ی مدیریتی است و همواره از طریق نظارت بر پاداش مدیران و انگیزه‌های آن‌ها، تلاش می‌کنند تا دیدگاه موردتوجه وسیع‌تری را به مدیران برای آینده‌ی شرکت ترسیم نمایند و با شناخت بیشتر بازار و سهامداران و رقبا، تصمیمات بهتری را در این زمینه بگیرند (دیوید و همکاران[۲]، ۲۰۰۱: ۱۴۶؛ لی و همکاران[۳]، ۲۰۰۶: ۱۸۰). کوته‌بینی مدیریتی باعث می‌گردد تا سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت جایگزین سرمایه‌گذاری‌هایی همچون مکانیزم‌های کنترل داخلی گردد. چراکه هزینه‌های پیاده‌سازی و نگهداری کنترل‌های داخلی اثربخش، بالا بوده و مدیران دارای کوته‌بینی، چندان تمایلی به ایجاد چارچوب‌های منسجم در ارائه‌ی اطلاعات باکیفیت در گزارشگری‌مانی ندارند. بر اساس نظریه اثربخشی نظریه رفتار کنشگر در راستای تئوری نمایندگی، مکانیزم‌های کنترلی راهبری شرکت‌ها تلاش می‌کنند از طریق معیارهای انگیزشی همچون پاداش، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهند و از طریق تقویت انگیزه‌های مدیران نظارت‌های لازم را به‌منظور کاهش هزینه‌های نمایندگی ایجاد کنند. بر این اساس ساختارهای حاکمیتی شرکت‌ها با تزریق محرک‌هایی همچون پاداش تلاش می‌کنند، عملکردهای کوته‌بینانه‌ی مدیران را به سمت دیدگاه‌های آینده‌نگرانه تقویت نمایند تا با سرمایه‌گذاری در مکانیزم‌های کنترل داخلی، اطلاعات قابل اتکاتری به سهامداران جهت افزایش بهره‌وری سرمایه‌گذاری‌ها ارائه دهند (کائو و لو، ۲۰۱۸: ۴). بر این اساس فرضیه دوم پژوهش بیان می‌کند:

---

۱. Goel & Thakor
۲. David et al
۳. Lee et al

۲-انگیزه‌های رقابتی تأثیر مثبت کوته‌بینی مدیرعامل بر ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها را تعدیل می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر ازنظر هدف، پژوهشی کاربردی و ازنظر شیوه گردآوری داده از نوع پژوهش‌های نیمه تجربی پس رویدادی در حوزه پژوهش‌های اثباتی حسابداری است که با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره انجام‌شده است. جامعه آماری موردمطالعه در این پژوهش را شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۶ 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 ۱۳۹۱ بوده و تا پایان سال ۱۳۹۶ نیز در فهرست شرکت‌های بورسی باشند.
۲. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۳. طی سال‌های مذکور تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
۴. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه گری مالی نباشند (شرکت‌های سرمایه‌گذاری به علت تفاوت ماهیت فعالیت با بقیه شرکت‌ها در جامعه آماری منظور نشدند).

پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۸۸ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. داده‌های پژوهش حاضر از لوح‌های فشرده آرشیو آماری و تصویری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران و دیگر پایگاه‌های مرتبط و نیز از نرم افزار ره‌آورد نوین استخراج گردید. تجزیه و تحلیل نهایی داده‌های گردآوری شده نیز با استفاده از نرم افزار Eviews صورت گرفته است.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

ضعف کنترل داخلی

در این پژوهش ضعف کنترل داخلی به‌عنوان متغیر وابسته موردتوجه می‌باشد که به پیروی از پژوهش بولتون و همکاران[۱] (۲۰۱۶) از تعداد نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده در گزارش حسابرسان استفاده می‌شود. رویکرد پیشنهادی بولتون و همکاران (۲۰۱۶) چهار سطحی به شرح زیر می‌باشد:

---

۱. Bolton et al

- **مرتبط به درآمد:** شامل آن دسته از نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده درگزارش حسابرسان می‌باشد که مربوط به درآمدها و فروش‌های شرکت در سال جاری می‌باشد، برای اندازه‌گیری این قسمت به هرکدام از نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده عدد یک داده می‌شود.
- **مرتبط به هزینه:** شامل آن دسته از نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده درگزارش حسابرسان می‌باشد که مربوط به هزینه‌ها و مخارج شرکت در سال جاری می‌باشد، برای اندازه‌گیری این قسمت به هرکدام از نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده عدد یک داده می‌شود.
- **مرتبط به تحصیل:** شامل آن دسته از نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده درگزارش حسابرسان می‌باشد که مربوط به تحصیل شرکت می‌باشد (چنانچه شرکت در طی سال شرکتی دیگر را تحصیل کرده باشد درواقع بیش از ۱۶ درصد سهام شرکتی دیگر را خریده باشد) برای اندازه‌گیری این قسمت به هرکدام از نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده عدد یک داده می‌شود.
- **مربوط به‌کلی:** شامل آن دسته از نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده درگزارش حسابرسان می‌باشد. که به‌صورت کلی و غیر از موارد مرتبط به درآمد، مرتبط به هزینه و مرتبط به تحصیل باشد، برای اندازه‌گیری این قسمت به هرکدام از نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی افشاشده عدد یک داده می‌شود.

متغیر تعدیل‌کننده

انگیزه رقابتی

انگیزه رقابتی به‌عنوان معیار اثربخشی نظریه رفتار کنشگر در این پژوهش به‌عنوان متغیر تعدیل‌کننده موردتوجه می‌باشد و به پیروی از پژوهش بوگنانو[۱] (۲۰۰۱) از ۰ و ۱ برای سنجش انگیزه‌های رقابتی مدیرعامل استفاده می‌شود. به‌گونه‌ای که اگر نسبت پاداش مدیرعامل بر سود سالانه شرکت در ابتدای دوره در دامنه (۰/۰۰۱) قرار بگیرد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ قرار داده می‌شود. این معیار مجازی برحسب نظریه رفتار کنشگر نسبت تلاش مدیران برای پاداش دریافتی آن‌ها به سود سالانه شرکت را نشان می‌دهد و هرقدر این عدد بالاتر باشد نشان‌دهنده‌ی تلاش بیشتر مدیران در راستای منافع سهامداران می‌باشد.

---

۱. Bognanno

متغیر مستقل

کوته‌بینی مدیریتی

کوته‌بینی مدیریتی به‌عنوان متغیر مستقل در این پژوهش موردبررسی قرار می‌گیرد. درواقع شرکت‌هایی که به‌طور هم‌زمان بازده دارایی بیش‌ازحد مورد انتظار و هزینه بازاریابی و پژوهش و توسعهٔ کمتر از حد مورد انتظار را گزارش می‌کنند، به‌احتمال‌زیاد درگیر مدیریت کوته‌بین هستند. برای شناسایی و تعیین کوته‌بینی، ابتدا لازم است سطح مورد انتظار بازدهٔ دارایی، هزینه بازاریابی و هزینهٔ تحقیق و توسعه را برای هر شرکت در هر دورهٔ زمانی برآورد کرد. در این راستا به پیروی از اندرسون و هسایو[1] (۱۹۸۲) از روابط زیر استفاده می‌شود:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{it-1} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۱)

$$MKTG_{it} = \beta_0 + \beta_1 MKTG_{it-1} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۲)

$$R\&D_{it} = \beta_0 + \beta_1 R\&D_{it-1} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۳)

که در آن: ROA_{it} نسبت بازده دارایی‌های شرکت i در زمان t؛ ROA_{it-1} نسبت بازده دارایی‌های شرکت i در زمان $t-1$؛ $MKTG_{it}$ هزینه بازاریابی شرکت i در زمان t؛ $MKTG_{it-1}$ هزینه بازاریابی شرکت i در زمان $t-1$؛ $R\&D_{it}$ هزینه تحقیق و توسعه شرکت i در زمان t؛ $R\&D_{it-1}$ هزینه تحقیق و توسعه شرکت i در زمان $t-1$. برآورد مقادیر بازدهٔ دارایی‌ها، هزینه بازاریابی و هزینهٔ تحقیق و توسعه با استفاده از الگو iای فوق انجام می‌گیرد و مقادیر پیش‌بینی‌شده حاصل از الگوی با مقادیر واقعی مقایسه شده، سپس با توجه به خطای پیش‌بینی این سه الگو، شرکت در دو گروه اصلی تقسیم‌بندی می‌شود. نکته قابل‌توجه این است که با توجه به عدم افشای هزینه‌های تحقیق و توسعه تمامی شرکت‌ها، امکان اجرای مدل در سطح صنعت به دلیل عدم همگن شدن داده‌ها میسر نمی‌باشد، لذا مدل برای کل شرکت‌ها اجرا شد. همان‌طور که گفته شد، با توجه به خطای پیش‌بینی این سه معیار، شرکت‌ها به دو گروه به ترتیب زیر دسته‌بندی شدند:

جدول ۱. گروه‌بندی نمونه آماری

گروه‌بندی	اختلاف بازده دارایی‌ها	اختلاف هزینه بازاریابی و هزینه تحقیق و توسعه
گروه اول	اختلاف بازده دارایی پیش‌بینی‌شده با مقادیر واقعی مثبت	اختلاف هزینهٔ بازاریابی و تحقیق و توسعه پیش‌بینی‌شده با مقادیر واقعی منفی
گروه دوم	اختلاف بازده دارایی پیش‌بینی‌شده با مقادیر واقعی مثبت	اختلاف هزینهٔ بازاریابی و تحقیق و توسعهٔ پیش‌بینی‌شده با مقادیر واقعی مثبت

۱. Aderson & Hsiao

ازآنجایی‌که اندازه‌گیری متغیر کوته‌بینی مدیریتی به‌صورت کیفی است، بنابراین شرکت‌هایی که دارای ویژگی کوته‌بینی مدیریتی است یعنی در گروه یک قرار می‌گیرند عدد یک و به شرکت‌های که شاهد چنین ویژگی نیستند و در گروه دوم قرار می‌گیرند، عدد صفر تعلق می‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر گروه یک شرکت‌های دارای مدیریت کوته‌بین هستند، چراکه حتی باوجود مثبت بودن عملکرد شرکت، افزایش بازده دارایی‌ها، هزینه‌های بازاریابی و هزینه‌های تحقیق و توسعه منفی هستند. این به معنای آن است که این شرکت‌ها گرچه تلاش دارند از طریق مثبت جلوه داده بازده دارایی‌ها عملکرد خود را مطلوب جلوه دهند، اما به دلیل اختلاف هزینه‌های بازاریابی و تحقیق و توسعه با مقادیری که با توجه به شرایط بازار باید، انجام می‌گرفت، نشان می‌دهد دارای کوته‌بینی مدیریتی هستند.

بیش اطمینانی مدیرعامل

در این پژوهش بیش اطمینانی مدیرعامل به‌عنوان متغیر مستقل دیگر موردبررسی قرار می‌گیرد. به‌منظور سنجش این متغیر از مدل شراند و زچمن[۱] (۲۰۱۱) بر اساس رابطه (۴) استفاده می‌شود.

$$\text{Newinvest}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Grow}_{it} + \beta_2 \text{Lve}_{it} + \beta_3 \text{Cash}_{it} + \beta_4 \text{Age}_{it} + \beta_5 \text{Size}_{it} + \beta_6 \text{Return}_{it} + \beta_7 \text{Squnewint}_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۴)}$$

که در آن: Newinvest_{it} سرمایه‌گذاری مازاد در دارایی‌های شرکت i در سال t (که از جمع مخارج سرمایه‌ای با خرید دارایی ثابت مشهود منهای فروش دارایی ثابت مشهود با استهلاک انباشته سرمایه‌ای محاسبه می‌شود)؛ Grow_{it} رشد درآمد شرکت i در سال t (که توسط رشد درآمد از طریق درآمد حاصل از فروش و خدمات حاصل می‌شود)؛ Lve_{it} اهرم مالی شرکت i در سال t (که از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود)؛ Cash_{it} وجه نقد نگهداری شده شرکت i در سال t (که از لگاریتم طبیعی جمع وجه نقد و سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار شبه نقد کوتاه‌مدت محاسبه می‌شود)؛ Age_{it} سن شرکت i در سال t (که اشاره به تعداد سال‌هایی که شرکت وارد بورس اوراق بهادار شده است محاسبه می‌شود)؛ size_{it} اندازه شرکت i در سال t (لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها)؛ Return_{it} بازده سهام شرکت i در سال t؛ Squnewint_{it} سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت شرکت i در سال t؛ ε_{it} خطای باقیمانده مدل بر اساس خطای باقیمانده رابطه (۴) که معیار سنجش بیش اطمینانی می‌باشد، از معیار ۰ و ۱ استفاده می‌شود. به‌گونه‌ای که اگر مثبت باشد عدد ۱ و در غیر این صورت

---

۱. Scherand & Zechman

عدد ۰ به آن تعلق می‌گیرد. استفاده از این شاخص بر این مبنا است که در شرکت‌هایی که دارایی‌ها با نرخ بالاتری نسبت به فروش رشد می‌کنند، مدیران نسبت به همتایان خود بیشتر سرمایه‌گذاری می‌کنند.

متغیرهای کنترلی

- فرصت‌های سرمایه‌گذاری (MKTBEQ): برای سنجش این متغیر با توجه به پژوهش‌های ابر و گود فر[۱] (۲۰۱۰) و لوپز و ویسنته[۲] (۲۰۱۰) از معیار ارزش بازار سهام به ارزش دفتری سهام استفاده می‌شود. درواقع شرکت‌های دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتر ممکن است بازده مورد انتظار این سرمایه‌گذاری در ارزش‌گذاری سهام توسط بازار بازتاب داده شود اما در ارزش‌های دفتری انعکاس داده نمی‌شود.
- اندازه‌ی هیئت‌مدیره (BSIZE): این متغیر، تعداد افراد موجود در هیئت‌مدیره شرکت‌ها تعریف‌شده است. (گامپیرس و همکاران[۳]، ۲۰۰۳؛ دیانتی و ملک محمودی، ۱۳۹۲).
- استقلال هیئت‌مدیره (BIND): در این پژوهش همانند پژوهش خدادادی و همکاران (۱۳۹۵) و بیبچاک و همکاران[۴] (۲۰۰۹) برای سنجش این متغیر از نسبت اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره به کل اعضای هیئت‌مدیره استفاده می‌شود.
- سهم بازار (Market Share): به‌منظور سنجش این متغیر بر اساس پژوهش هیگینز و همکاران[۵] (۲۰۱۵) از نسبت فروش هر شرکت به کل فروش صنعتی که شرکت مزبور در آن فعالیت دارد، استفاده می‌شود؛ بنابراین بالا بودن این نسبت نشان‌دهنده‌ی سهم بیشتر شرکت در بازار است.

مدل پژوهش

با توجه به تعاریف عملیاتی متغیرها و ماهیت فرضیه‌های پژوهش از رابطه (۵) و (۶) برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده می‌شود:

$$ICQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 Overcon_{it} + \beta_2 Tournament\ incentive_{it} + \beta_3 Overcon_{it} \times Tournament\ incentive_{it} + \beta_4 MKTBEQ_{it} + \beta_5 BSIZE_{it} + \beta_6 BIND_{it} + \beta_7 Market\ Share_{it} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۵)

---

۱. Abor and Godfred
۲. Lopez & Vecente
۳. Gompers et al
۴. Bebchuk et al
۵. Higgins et al

$$ICQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 Managerial\ Myopic_{it} + \beta_2 Tournament\ incentive_{it} + \beta_3 Overcon_{it} \times Tournament\ incentive_{it} + \beta_4 MKTBEQ_{it} + \beta_5 BSIZE_{it} + \beta_6 BIND_t + \beta_7 Market\ Share_{it} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۶)

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها، همچنین برآورد مدل و تجزیه و تحلیل 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 برای نمونه‌ای متشکل از ۵۲۸ شرکت- سال مشاهده در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۶ نشان می‌دهد. با توجه به ماهیت برخی از متغیرهای پژوهش که به‌صورت ۰ و ۱ سنجیده شده است، آمار توصیفی در قالب دو جدول (۲) و (۳) ارائه می‌شود که جدول (۲) نشان‌دهنده‌ی معیارهای میانگین، میانه، انحراف معیار، کمینه و بیشینه می‌باشد و جدول (۳) فراوانی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	مشاهدات	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
کوته‌بینی مدیریت	۵۲۸	۰/٤۸۲	۰/٤۵۲	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۵۱٤
ضعف کنترل داخلی	۵۲۸	٦/۹۸٦	٤	۰/۰۰۰	۲٤	٦/۵۹۵
اندازه هیئت‌مدیره	۵۲۸	۵/۱٦	۵	۳	۷	۰/۳٤۸
سهم بازار	۵۲۸	۰/۰۸۳	۰/۰٦٤	۰/۰۰۰۱۳	۰/۷۹۷	۰/۱۲۱
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	۵۲۸	۰/۳۱۱	۰/۲۷۹	-۳/۱۲	۳/۱۷	۰/٤۸٦
استقلال هیئت‌مدیره	۵۲۸	۰/٦۱٦	۰/۵٦۲	۰	۱	۰/۱۳۹

نکته: بزرگ بودن میانگین از میانه وجود نقاط بزرگ را در داده‌ها نشان می‌دهد زیرا میانگین تحت تأثیر این مقادیر قرار می‌گیرد در این موارد توزیع داده‌ها چوله به راست است.

همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، میانگین آمار توصیفی کوته‌بینی مدیریتی برابر با ۰/۴۸۲ می‌باشد که نشان می‌دهد، ۴۸,۲ درصد شرکت‌های موردبررسی گرچه اختلاف بازده دارایی پیش‌بینی‌شده با مقادیر واقعی مثبت دارند، اما اختلاف هزینهٔ بازاریابی و تحقیق و توسعه پیش‌بینی‌شده با مقادیر واقعی منفی می‌باشد. میانگین ضعف کنترل داخلی برابر با ۶/۹۸۶ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی این موضوع است که به‌طور متوسط در کنترل‌های داخلی شرکت‌های موردمطالعه، از تعداد ضعف‌هایی به‌اندازه ۷ مورد برخوردار است که در گزارش حسابرسی به آن

اشاره‌شده است. میانگین آمار توصیفی استقلال هیئت‌مدیره نشان داد ۶۱/۶ درصد اعضای کل هیئت‌مدیره را مدیران غیرموظف تشکیل داده‌اند. همچنین آمار توصیفی سهم بازار نشان می‌دهد، کل فروش صنعت تنها ۸/۳ درصد از فروش هر شرکت را در بازار سرمایه تشکیل می‌دهد و این موضوع با توجه به رکود حاکم بر ساختار بازار کشور و افت شدید تولید تا حدی قابل پیش‌بینی بود. در ادامه فراوانی سایر متغیرهای پژوهش در جدول (۳) ارائه‌شده است:

جدول ۳. فراوانی متغیرهای دووجهی بر اساس مجموع مشاهدات

متغیرها	وجود داشتن (۱)		وجود نداشتن (۰)		جمع	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
بیش اطمینانی مدیرعامل	۳۱۶	۶۳/۵۸	۲۱۲	۳۶/۴۲	۵۲۸	۱۰۰
انگیزه رقابتی	۲۰۱	۳۸/۰۶	۳۲۷	۶۱/۹۴	۵۲۸	۱۰۰

جدول (۳) آمار توصیفی را برای متغیرهای دووجهی یا متغیرهای کیفی نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده مشخص گردید، ۶۳/۵۸ درصد مشاهدات (۳۱۶ مشاهده) شرکت‌های موردمطالعه، مدیران دارای سرمایه‌گذاری بیش از مازاد نسبت به سایر مدیران هستند که نشان‌دهنده‌ی سطح بیش اطمینانی مدیرعامل می‌باشد و ۳۶/۴۲ درصد مدیران نیز از این قاعده مستثنا هستند. همچنین مشخص گردید، ۳۸/۰۶ درصد مشاهدات شرکت‌های موردبررسی، مدیران دارای انگیزه‌های رقابتی بودند و ۶۱/۹۴ درصد مدیران نیز انگیزه رقابتی نداشتند و یا شرکت‌ها شرایط را برای ارتقای آن محیا نکرده‌اند.

آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون

یکی از مفروضات معادله رگرسیون، ثابت بودن واریانس خطاها می‌باشدکه به‌عنوان فرض همسانی واریانس شناخته می‌شود. یکی از آزمون‌های تشخیص ناهمسانی واریانس آزمون بروش-پاگان-گادفری می‌باشد که راجع به ثابت بودن یا متغیر بودن واریانس جمله خطا است. آزمون دیگر پیش‌فرض رگرسیون آزمون خودهمبستگی سریالی بین جملات خطا می‌باشد که در این پژوهش موردتوجه قرارگرفته است. برای این منظور، معمولاً از آزمون تشخیص خودهمبستگی سریالی بروش-گادفری استفاده می‌گردد. همچنین آزمون دیگر پیش‌فرض رگرسیون، آزمون نرمال بودن جملات خطا می‌باشد. یکی از آزمون‌هایی که نرمال بودن جملات خطا را مورد آزمون قرار می‌دهد آزمون جارک-برا است. با توجه به ماهیت فرضیه‌ها و متغیرهای پژوهش آزمون پیش‌فرض رگرسیون برای مدل دوم و سوم استفاده می‌شود.

جدول ٤.آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون

مدل	آزمون	آماره F / J-B	سطح معنی‌داری	وضعیت
مدل دوم	آزمون بروش گادفری	۱۲/۳٦۷	۰/۰۰۲	عدم رد H. وجود خودهمبستگی سریالی
	آزمون بروش پاگان گادفری	٤/۷٦۳	۰/۰۷۳	رد H. عدم وجود ناهمسانی واریانس
	آزمون جارک-برا	۵۹/۸۰۳	۰/۰۰۰	عدم رد H. توزیع غیر نرمال جملات خطا
مدل سوم	آزمون بروش گادفری	۱۲/۰۱٤	۰/۰۰۱	عدم رد H. وجود خودهمبستگی سریالی
	آزمون بروش پاگان گادفری	٦/٤۳۹	۰/۰٦۲	رد H. عدم وجود ناهمسانی واریانس
	آزمون جارک-برا	۷۸/۹۵۸	۰/۰۰۰	عدم رد H. توزیع غیر نرمال جملات خطا

بررسی مدل به روش داده‌های ترکیبی

داده‌های این پژوهش به‌صورت داده‌های ترکیبی می‌باشند، در داده‌های ترکیبی ابتدا از آزمون F لیمر استفاده می‌شود تا تلفیقی یا تابلویی بودن داده‌ها مشخص گردد. سپس از آزمون هاسمن به‌منظور تعیین اثرات ثابت یا تصادفی متغیرهای پژوهش جهت برآورد مناسبتر (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت واحدهای مقطعی) استفاده می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده که در جدول ۵ ارائه‌شده است، سطح معناداری آماره F لیمر برای هر سه مدل کمتر از ۰/۰۵ است و بررسی نتایج آزمون‌هاسمن نشان داد در مدل‌های رگرسیونی پژوهش چون سطح معنی‌داری آزمون بزرگ‌تر از ۵ درصد می‌باشد بنابراین از مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل استفاده می‌گردد. نکته‌ی قابل‌توجه این است که با توجه به اینکه مدل‌های موردبررسی دارای خودهمبستگی سریالی هستند و از طرفی چون مدل اثرات تصادفی برای آزمون مدل‌های رگرسیونی انتخاب‌شده است، لذا مشکلی برای آزمون فرضیات وجود ندارد چراکه در روش اثرات تصادفی از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (EGLS) استفاده می‌گردد.

جدول ۵. نتایج آزمون اثرات داده‌های ترکیبی (پانل)

فرضیه ها	آزمون	آماره F / χ^2	درجه آزادی	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	مدل انتخابی
مدل دوم	اثرات ثابت (F لیمر)	۱/۵۷٤	(۷۹/۱۵٤)	۰/۰۰۰	رد H.	تابلویی
	اثرات تصادفی (هاسمن)	٦/۳۲۸	۵	۰/۱۱۸	عدم رد H.	تصادفی
مدل سوم	اثرات ثابت (F لیمر)	۱/۳۹۰	(۷۹/۱۵٤)	۰/۰۰۰	رد H.	تابلویی
	اثرات تصادفی (هاسمن)	۵/۲۳٦	۵	۰/۱۰۹	عدم رد H.	تصادفی

همچنین، به‌منظور اطمینان از عدم وجود مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی، آزمون همخطی با استفاده از عامل تورم واریانس (VIF) موردبررسی قرار گرفت که با توجه آنکه مقادیر این آماره برای متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ است، لذا هم‌خطی بین آن‌ها وجود ندارد.

ضریب همبستگی پیرسون

به‌منظور بررسی دقیق‌تر ارتباط بین متغیرهای پژوهش ابتدا طبق جدول ۶ ضریب همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش انجام می‌شود.

جدول ٦. ضریب همبستگی پیرسون

متغیر وابسته	متغیر مستقل	
	کوته‌بینی	بیش اطمینانی
	Managerial Myopic	Overcon
ضعف کنترل داخلی	۰/۱۷۷**	۰/۲۸٤*

نکته: *بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۱٪ می‌باشد. ** بیانگیر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد.
نماد: ضعف کنترل داخلی (ICQ)

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، بر اساس ضریب همبستگی پیرسون ارتباط بین کوته‌بینی مدیریتی (Myopic) با ضعف کنترل داخلی (ICQ) مثبت و در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشد. همچنین مشخص گردید، ارتباط بین بیش اطمینانی مدیرعامل (Overcon) با ضعف کنترل داخلی (ICQ) مثبت و در سطح ۱ درصد معنادار می‌باشد. درواقع نتیجه‌ی به‌دست‌آمده تأییدی بر ارتباط تئوریک بین متغیرهای پژوهش می‌باشد و مشخص گردید، در صورت وجود رویکردهای تصمیم‌گیری کوتاه‌مدت و خوش‌بینانه مدیرعامل شرکت‌ها، نقاط ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها بیشتر می‌شود.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

بر اساس فرضیه اول که بیان می‌کند، انگیزه‌های رقابتی تأثیر مثبت بیش اطمینانی مدیرعامل بر ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها را تعدیل می‌کند، آزمون فرضیه اول پژوهش طبق جدول ۶ ارائه می‌شود.

جدول ۷. آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیر وابسته: ضعف کنترل داخلی (ICQ)		دوره‌ی زمانی: ۱۳۹۱-۱۳۹۶	
مشاهدات: ۵۲۸ (سال-شرکت)		تعداد شرکت‌های موردبررسی: ۸۸	
متغیر	ضعف کنترل داخلی (ICQ)		
	نوع ارتباط	ضریب رگرسیونی	خطای استاندارد	آماره t
عرض از مبدأ	؟	۰/۱۱۵*	۰/۰۲۶	٤/۹۸۱
بیش اطمینانی مدیرعامل	+	۰/۱۰٤**	۰/۰۲۹	٤/۲۱۵
انگیزه رقابتی	-	-۰/۰۹۳*	۰/۰۳٦	-۳/۵٦۳
انگیزه رقابتی × بیش اطمینانی مدیرعامل	-	-۰/۱۱٦*	۰/۰۲۲	-۵/۰۲۳
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	-	-۰/۰۸٦**	۰/۰٤۸	-۳/۳۲۸
اندازه هیئت‌مدیره	-	-۰/۰۷۸**	۰/۰۳۲	-۲/۵۱۸
استقلال هیئت‌مدیره	-	-۰/۰۹۹*	۰/۰۳۹	-۳/۸۱۲
سهم بازار	-	-۰/۱۰٤*	۰/۰۳٦	-٤/۳۳۰
ضریب تعیین		۰/۸۲۸	آماره F	۲٤/۸٦*
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۸۱۱	دوربین واتسون	۱/۹۳۳

نکته: *بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۱٪ می‌باشد. ** بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد.
نماد: ضعف کنترل داخلی (ICQ)؛ بیش اطمینانی مدیرعامل (Overcon)؛ انگیزه رقابتی (Tournament incentive)؛ اندازه هیئت‌مدیره (BSIZE)؛ استقلال هیئت‌مدیره (BIND)؛ فرصت‌های سرمایه‌گذاری (MKTBEQ)؛ سهم بازار (Market Share).

همان‌طور که در جدول (۷) برای آزمون فرضیه اول ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری آن در این جدول، بیانگر معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۱ درصد است. همچنین، با توجه ضریب تعیین می‌توان ادعا نمود که حدود ۸۲ درصد از تغییرات ضعف کنترل‌های داخلی (ICQ) توسط متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. همچنین، همان‌گونه که در جدول فوق نیز مشهود است، ضریب برآوردی و آماره t بیش اطمینانی مدیرعامل (Overcon) به ترتیب برابر با (۰/۱۰۴) و (۴/۲۱۵) می‌باشد که با توجه به سطح معنی‌داری زیر ۵ درصد، تأثیر مثبت و معناداری بر ضعف کنترل داخلی (ICQ) دارد. همچنین مشخص گردید آماره t انگیزه رقابتی (Overcon) برابر با (۳/۵۶۳-) می‌باشد که با توجه به سطح معنی‌داری زیر ۱ درصد، نشان‌دهنده‌ی تأثیر منفی و معنادار بر نقاط ضعف کنترل داخلی می‌باشد. از طرف دیگر مشخص گردید، تعامل انگیزه رقابتی با بیش اطمینانی (Tournament incentive × Overcon) با توجه به آماره t (۵/۰۲۳-) و سطح خطای ۱ درصد، منجر به کاهش نقاط ضعف کنترل داخلی (ICQ) می‌شود که این به معنای آن است که انگیزه رقابتی تأثیر مثبت بیش اطمینانی بر نقاط ضعف کنترل داخلی را در جهت منفی تعدیل می‌کند. درنهایت باید بیان نمود، تأثیر متغیرهای کنترلی شامل فرصت‌های سرمایه‌گذاری، اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره و سهم بازار به ترتیب با آماره t (۳/۳۲۸-)؛ (۲/۵۱۸-)؛ (۳/۸۱۲-) و (۴/۳۳۰-) در سطح خطای ۵ درصد و ۱ درصد بر ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها تأثیر منفی و معناداری دارند.

بر اساس فرضیه دوم که بیان می‌کند، انگیزه‌های رقابتی تأثیر مثبت کوته‌بینی مدیرعامل بر ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها را تعدیل می‌کند، آزمون فرضیه دوم پژوهش طبق جدول (۸) ارائه می‌شود.

جدول ۸. آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیر وابسته: ضعف کنترل داخلی (ICQ)			دوره‌ی زمانی: ۱۳۹۱-۱۳۹۶
مشاهدات: ۵۲۸ (سال-شرکت)			تعداد شرکت‌های موردبررسی: ۸۸
متغیر	ضعف کنترل داخلی (ICQ)		
	نوع ارتباط	ضریب رگرسیونی	خطای استاندارد	آماره t
عرض از مبدأ	؟	۰/۱۳۱*	۰/۰۱۸	٦/۱۱۷
کوته‌بینی مدیرعامل	+	۰/۱۱۲*	۰/۰۲۳	۵/۱۵۹
انگیزه رقابتی	-	-۰/۰۹۳*	۰/۰۳٦	-۳/۵٦۳
انگیزه رقابتی × کوته‌بینی مدیرعامل	-	-۰/۱٤۳*	۰/۰۱۱	-۷/۰۲۳
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	-	-۰/۰۸٦**	۰/۰٤۸	-۳/۳۲۸
اندازه هیئت‌مدیره	-	-۰/۰۷۸**	۰/۰۳۲	-۲/۵۱۸
استقلال هیئت‌مدیره	-	-۰/۰۹۹*	۰/۰۳۹	-۳/۸۱۲
سهم بازار	-	-۰/۱۰٤*	۰/۰۳٦	-٤/۳۳۰
ضریب تعیین		۰/۷۹۲	آماره F	۲۵/۱۱*
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۷٦٦	دوربین واتسون	۲/۰۱۷

نکته: *بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۱٪ می‌باشد. ** بیانگیر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد.
نماد: ضعف کنترل داخلی (ICQ)؛ کوته‌بینی‌مدیریتی (Myopic)؛ انگیزه رقابتی (Tournament incentive)؛ اندازه هیئت‌مدیره (BSIZE)؛ استقلال هیئت‌مدیره (BIND)؛ فرصت‌های سرمایه‌گذاری (MKTBEQ)؛ سهم بازار (Market Share).

همان‌طور که در جدول (۸) برای آزمون فرضیه دوم ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری آن در این جدول، بیانگر معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۱ درصد است. همچنین، با توجه ضریب تعیین می‌توان ادعا نمود که حدود ۷۹ درصد از تغییرات ضعف کنترل‌های داخلی (ICQ) توسط متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. همچنین، همان‌گونه که در جدول فوق نیز مشهود است، ضریب برآوردی و آماره t کوته‌بینی‌مدیریتی (Myopic) به ترتیب برابر با (۰/۱۱۲) و (۵/۱۵۹) می‌باشد که با توجه به سطح معنی‌داری زیر ۱ درصد، تأثیر مثبت و معناداری بر ضعف کنترل داخلی (ICQ) دارد. همچنین مشخص گردید تعامل انگیزه رقابتی با کوته‌بینی‌مدیریتی (Tournament incentive × Myopic) با توجه به آماره t (۷/۰۲۳-) و سطح خطای ۱ درصد، منجر به کاهش نقاط ضعف کنترل داخلی (ICQ) می‌شود که این به معنای آن است

که انگیزه رقابتی تأثیر مثبت کوته‌بینی‌مدیریتی بر نقاط ضعف کنترل داخلی را در جهت منفی تعدیل می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

نقش انگیزه در مدیران و راه‌کارهای تقویت به‌عنوان یکی از مباحث مرتبط به حیطه‌های تصمیم‌ساز و عملکردی شرکت‌ها بر اساس تئوری نمایندگی می‌باشد که در طی سالیان اخیر ازنظر پژوهشی رشد زیادی داشته است. یکی از این نظریه‌ها، نظریه رفتار کنشگر می‌باشد که رفتار مدیران بر اساس آن تشریح می‌شود. بر اساس این نظریه، یک رفتار ارادی تصادفی با پیامدهای آن تداعی پیدا می‌نماید و اثرات مطلوب آن، فراوانی رفتار را افزایش و اثرات نامطلوب آن، فراوانی رفتار را کاهش می‌دهد و یا ممکن است پاسخ بر محیط تأثیری نداشته باشد که در این صورت، فراوانی پاسخ کاهش می‌یابد. به عبارت ساده‌تر، انگیزه‌های تقویت‌شده‌ی مدیرعامل می‌تواند به‌عنوان یک محرک عمل نماید و باعث تقویت رفتار پاسخگر و سپس با توجه به نهادینه شدن در فرد، پاسخ کنشگرانه را به همراه داشته باشد. درواقع هدف این پژوهش بررسی تأثیر انگیزه رقابتی مدیرعامل بر ارتباط سوگیری‌های رفتاری مدیران با ضعف سیستم کنترل داخلی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نظریه رفتار کنشگر از طریق سنجش متغیر انگیزه رقابتی مدیرعامل به‌عنوان یک محرک موردبررسی قرار می‌گیرد. بر اساس نتیجه‌ی فرضیه اول پژوهش مشخص گردید، انگیزه رقابتی تأثیر منفی بیش اطمینانی مدیرعامل بر نقاط ضعف کنترل داخلی را تعدیل و به سمت مثبت تقویت می‌نماید؛ به عبارت دیگر وقتی محرک‌های مادی در کنار محرک‌های رفتاری تقویت شوند، ویژگی‌های بیش اطمینانی مدیرعامل همچون مازاد سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و نقاط ضعف کنترل داخلی را کاهش می‌دهد. چراکه انگیزه‌های رقابتی باعث می‌شوند، محرک‌های رفتاری در عملکردهای مدیران تقویت شود و انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری با آینده‌نگری بیشتر و مبتنی بر ارزیابی منصفانه ارزش فعلی خالص پروژه‌ها باشد و لازمه‌ی آن تقویت هر چه بیشتر کیفیت کنترل‌های داخلی از طریق کاهش نقاط ضعف آن می‌باشد. انگیزه‌های رقابتی به مدیران کمک می‌کند تا با ادراکی واقع‌گرایانه، کمتر دچار سوگیری در برآوردهای آینده‌نگرانه گردند و واقع‌گرایانه‌تر با اتکا به کنترل‌های داخلی پویاتر اقدام به تصمیم‌گیری نمایند. درواقع این پاداش به‌عنوان یک انگیزه می‌تواند محرک خوبی در هم‌راستا سازی منابع شرکت با منافع سهامداران گردد و از طریق تقویت مطلوبیت‌های مکانیزم‌های کنترل داخلی، می‌توانند هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهند. نتیجه‌ی این فرضیه با پژوهش، کائو و لو (۲۰۱۸)؛ ژانگ و همکاران (۲۰۱۸) و لی (۲۰۱۶) مطابقت دارد. در تحلیل نتیجه‌ی فرضیه دوم نیز باید بیان نمود،

ازآنجایی‌که کوته‌بینی نوعی تعصب و سوگیری رفتاری در عملکردهای مدیران می‌باشد، نتیجه‌ی فرضیه دوم مشخص ساخت، کوته‌بینی تأثیر مثبتی بر نقاط ضعف کنترل داخلی دارد، چراکه نوعی ادراک سوگیرانه است که مدیر را در انتخاب بهترین تصمیم آینده‌نگرانه دچار محدودیت می‌کند و نگاه تحمیلی کوته‌بینانه‌ای بر عملکردهای شرکت حادث می‌شود که اثربخشی کنترل‌های داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر اساس نتیجه در بخش دوم این فرضیه مشخص گردید، انگیزه‌های رقابتی می‌تواند تأثیر مثبت کوته‌بینی‌مدیریتی بر نقاط ضعف کنترل داخلی را تعدیل نماید، چراکه وجود انگیزه تحریک‌کننده‌ای همچون پاداش در مدیران هم‌راستا با نظریه کنشگر، موجب کاهش سوگیری‌های ادراکی مدیران در حیطه‌های عملکردی می‌شود و نگاه مبهم و کوتاه‌مدت تا حدی تحت تأثیر این محرک به سمت پاسخ‌های کنشگرانه و مبتنی بر کاهش شکاف هزینه‌های نمایندگی بین سهامداران و مدیرعامل می‌شود و با افزایش میزان منابع در تقویت مکانیزم‌های کنترل داخلی، تلاش می‌نمایند تا اطلاعات قابل اتکاتری از محتوای عملکردهای خود به سرمایه‌گذاران و سهامداران ارائه دهند. همین موضوع باعث تعدیل تأثیر منفی کوته‌بینی بر نقاط ضعف کنترل داخلی شرکت‌ها به‌عنوان پیامد محرک ساز رفتار مدیران می‌تواند گردد و سوگیری‌های ادراکی همچون کوته‌بینی را کاهش دهند. نتیجه‌ی این فرضیه با پژوهش کائو و لو (۲۰۱۸)؛ ژانگ و همکاران (۲۰۱۸) و لی (۲۰۱۶) که به‌طور مفهومی نتیجه‌ی این فرضیه را تائید می‌نمایند، مطابقت دارد.

بر اساس نتایج کسب‌شده پیشنهاد می‌شود، ارکان نظارتی بر عملکردهای مدیرعامل شرکت‌ها با به‌کارگیری استراتژی‌های تقویت رفتاری به‌عنوان زیر مجموع استراتژی‌های منابع انسانی، تلاش نمایند، محرک‌هایی همچون پاداش مدیرعامل را به‌عنوان یک تحریک‌کننده و نهادینه‌ساز رفتار در حیطه‌های تصمیم‌گیری شرکت، به جد موردتوجه قرار دهند تا از این طریق بیش اطمینانی سرمایه‌گذاری مدیرعامل کاهش یابد و تخصیص منابع قابل‌توجه‌تری به زیرساخت‌های کنترل‌های داخلی اختصاص داده شود تا اثربخشی شفافیت‌های اطلاعاتی شرکت‌ها تقویت گردد. همچنین پیشنهاد می‌شود، به‌منظور سامان بخشیدن به نظارت بر حیطه‌های عملکردی شرکت‌ها در بازار سرمایه، قوانین و آیین‌نامه‌های اجرایی برای دوره‌ی تصدی مدیرعامل در شرکت‌ها موردبازنگری قرار گیرد که بر این اساس مدیرعامل توانمند بتواند در بازه زمانی بلندمدت برنامه‌های خود را پیاده نماید و همواره دغدغه‌ی ثبات مدیریتی نداشته باشد که بر اساس آن رویکرد کوته‌بینانه حاصل شود. این موضوع با توجه به پاداش‌های مدیریتی می‌تواند ضمن حفظ انگیزه‌های مدیرعامل، به تقویت هر چه بیشتر مکانیزم‌های کنترلی شرکت‌ها منجر شود.

منابع

- اعتباریان خوراسگانی، اکبر. قریشی شهرکی، سید احمد. (۱۳۹۴). ارتباط بین خطاهای ادراکی در تصمیم‌گیری و شخصیت، مجله مدیریت فراگیر، سال اول، شماره ۴، زمستان، ۹۶-۱۰۴.
- حمیدیان، محسن. جنت‌مکان، حسین. بن‌گریز، فرهان. (۱۳۹۷). تأثیر نوع نگرش مدیران بر انتخاب سیاست‌های تأمین مالی و پیامدهای آن بر عدم تقارن اطلاعاتی و ارزش شرکت. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۷(۲۵): ۱۶۳-۱۸۰.
- خدادادی، ولی. نیک کار، جواد. ویسی، سجاد. (۱۳۹۵). تأثیر معیارهای راهبری شرکتی بر به‌موقع بودن افشای گزارشگری مالی، فصلنامه علمی و پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال ۱۳، شماره ۵۲، زمستان، ۵۳-۷۴.
- دیدار، حمزه. حیدری، مهدی. پور اسد، سعید. (۱۳۹۷). تأثیر کوته‌بینی مدیریتی بر کارایی شرکت‌ها با نقش تعدیل‌کنندهٔ کیفیت حاکمیت شرکتی در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، مجله‌ی دانش حسابداری، دوره نهم، شماره ۱، بهار، پیاپی ۳۲، ۱۴۷-۱۶۹.
- دیانتی دیلمی، زهرا و ملک محمدی، هادی. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر ویژگی‌های نظام راهبری شرکت بر کیفیت اطلاعات مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، ش ۱۳، ۱۵۱-۱۷۰.
- رامشه، منیژه. ملانظری، مهناز. (۱۳۹۳). بیش اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری، دانش حسابداری، ۵(۶)؛ ۷۹-۵۵.
- زادپرور، فاطمه. (۱۳۹۶). تقلب و سوء رفتارهای مدیران در گزارشگری‌مانی: مروری بر تحقیقات انجام‌شده از دیدگاه مالی، ماهنامه آفاق علوم انسانی، شماره دهم، بهمن، ۳۱-۴۴.
- عبدلی، محمدرضا. طالع زاری، سمیه. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین کوته‌بینی مدیریت باکیفیت سود و میزان سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال دهم، شماره سی و چهارم، پاییز، ۵۷-۶۹.
- عیسایی، حسین. سیفی مورودی، حسن. (۱۳۹۶). بررسی اثربخشی کنترل داخلی در مالی سازمان خرید یک نهاد دولتی، فصلنامه علمی-ترویجی اندیشه آحاد، شماره ۶۲، سال شانزدهم، ۴۳-۵۵.
- فخاری، حسین. کبیری، محمدتقی. (۱۳۹۷). بررسی اثر تعدیل‌کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی، پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۷(۳): ۱۴۷-۱۷۲.
- قادری، کاوه. قادری، صلاح الدین. قادری، سامان. (۱۳۹۷). تأثیر عامل رفتاری اطمینان بیش‌ازحد مدیران بر اثربخشی مدیریت ریسک، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۰(۳۷): ۲۴۳-۲۷۲.
- کثیری، حسین. حسن‌زاده، سهیل محمد. (۱۳۹۴). ضرورت به‌روزرسانی چارچوب یکپارچه‌ی کنترل داخلی (COSO)، دو ماهنامه حسابرسان داخلی، شماره ۵، ۶-۱۷.

- کمالی اردکانی، محسن. رجبی قیری، علی. (۱۳۹۴). بررسی آثار روان‌شناختی و عوامل مؤثر بر درک سرمایه گذاران از ریسک در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی؛ ۳(۱۰): ۱۲۵-۱۴۲
- مرادی، جواد. باقری، هادی. (۱۳۹۳). بررسی مقایسه‌ای تأثیر کوته‌بینی مدیریت و مدیریت سود بر بازده سهام، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۱، شماره ۳، تابستان، ۲۳۹-۲۵۰.
- مهربان پور، محمدرضا. محمدی، منصور. رجب بیکی، محمدعلی. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین بیش اطمینانی مدیران و کنترل‌های داخلی حاکم بر گزارشگری‌مانی، مجله علمی-پژوهشی دانش حسابداری، ۸(۴): ۱۱۹-۱۳۹.
- Aderson, T. W. Hsiao. C. (۱۹۸۲). Formulation and estimation of dynamic modes using panel data. Journal of Econometrics, ۱۸(۱), ٤٧-۸۲.
- Andreou, P. Daphna, E. Louca, C. (۲۰۱٤). "Managerial Ability and Firm Performance: Evidence from the Global Financial Crisis", Available at: http://www.efmaefm.org
- Bar-Gill, O. Bebchuk, L, A. (۲۰۰۳). "Misreporting Corporate Performance" (June ۲۰۰۳). Harvard Law and Economics Discussion Paper No. ٤۰۰.http://ssrn.com/abstract=۳٥٤۱٤۱
- Bebchuk, L. Cohen, A. Ferrell, A. ۲۰۰۹. What matters in corporate governance? Rev. Finan. Stud. ۲۲ (۲), ۷۸۳–۸۲۷.
- Bebchuk, L. Cohen, A. Ferrell, A. ۲۰۰۹. What matters in corporate governance? Rev. Finan. Stud. ۲۲ (۲), ۷۸۳–۸۲۷.
- Ben-David, I. Graham, J.R. Harvey, C.R. (۲۰۱۳). Managerial miscalibration. Quarterly Journal of Economics, ۱۲۸(٤), ۱٥٤۷-۱٥۸٤.
- Beng, W.G. Li, D. (۲۰۱۱); "Internal Controls and Conditional Conservatism"; Accounting Review, ۸٦, ۳, ۹۷٥-۱۰۰٥.
- Bognanno, M. L. (۲۰۰۱). Corporate tournaments. J. Labor. Econ. ۱۹, ۲۹۰–۳۱٥.
- Bolton, B. Lian, Q. Rupley, K. (۲۰۱٦),Industry contagion effects of internal control material weakness disclosures, Advances in Accounting, Incorporating Advances inInternational Accounting, ۳٤،۲۷–٤۰.
- Brown, D, R. Harvey, D. (۲۰۰٥) An expertimental approach to organizational development, ۷th edn. Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Cadman, B. Sunder, J. (۲۰۱۸). Investor Myopia and CEO Horizon Incentives, Northwestern University, The University of Chicago, and the Winter Accounting Conference at the University of Utah especially Xue Wang (the discussant), the Conference on Financial Economics and Accounting especially Lalitha Naveen (the discussant).
- Cao, Y. Lu, Y. (۲۰۱۸). The individual characteristics of board members and internal control weakness: Evidence from China. Pacfin, ۱۰,۱۰۱٦/j.pacfin.۲۰۱۸.۰٥,۰۱۳
- Chen, S. Lai, S. Liu, C. McVay, S. (۲۰۱٤). Overconfident managers and internal controls. Working Paper, National Taiwan University and University of Washington
- Chen, Y. Smith, A. L. Cao, J. & Xia, W. (۲۰۱٦). Information technology capability, internal control effectiveness, and audit fees and delays. Journal of Information Systems, ۲۸(۲), ۱٤۹-۱۸۰.
- Chorafas, N. D. (۲۰۰۷). Strategic Business Planning for Accountants: Methods, Tools and Case Studies, CIMA Publishing Is an Imprint of Elsevier, First Edition.

- David, P. Yoshikawa, T. Chari, M. D. R. & Rasheed, A. A. (۲۰۰٦). Strategic investments in Japanese corporations: Do foreign portfolio owners foster underinvestment or appropriate investment? Strategic Management Journal, ۲۷, ٥۹۱–٦۰۰.
- Dess, G.G. & Picken, J.C. (۱۹۹۹). Creating competitive (dis) advantage: Learning from Food Lion's freefall. Academy of Management Executive, ۱۳(۳): ۹۷-۱۱۱.
- Didar, H., Heydari, M., Pourasad, S. (۲۰۱۸). Impact of Myopic Management on Efficiency of Companies with Moderating Role of Corporate Governance Quality in Companies in Tehran Stock Exchange. , ۹(۱): ۱٤۷-۱٦۹. (In Persian).
- Diyanati Deylami, Z., Malekmahmoodi, H. (۲۰۱۳). Assessment of Effect of Corporate Governance Attitudes on Financial Information's Quality of the Firms Listed in Tehran Stock Exchange. , ٤(۱۳): ۱٥۱-۱۷۰. (In Persian).
- Esayee, H., Seifi, H. (۲۰۱۷). Investigate the Effectiveness of Internal Control in the Financial Matters of a Purchasing Organization. Logistics Thought, ۱٦(٦۲): ٤۳-٥۷. (In Persian).
- Etebariyan Khorasgani, A., Ghorishi Shahraki, S, A. (۲۰۱٥). The Relationship between Perceptual Mistakes in Decision Making and Personality, Journal of Inclusive Management, ۱(٤): ۱۰٤-۹٦. (In Persian).
- Fakhari, H., Kabiri, M. (۲۰۱۸). The Moderating Effect of Auditing Report on the Relation between Internal Control Weakness Disclosure and Information Asymmetry. Empirical Research in Accounting, ۷(۳): ۱٤۷-۱۷۲. (In Persian).
- Gervais, S. Heaton, J. B. Odean, T. (۲۰۱۰). "Overconfidence, Investment Policy, and Manager Welfare", Unpublished Working paper.
- Goel, A.M. Thakor, A.V. (۲۰۰۸). Overconfidence, CEO selection and corporate governance. Journal of Finance, ٦۳(٦), ۲۷۳۷-۲۷۸٤.
- Gompers, P. Ishii, J. Metrick, A. ۲۰۰۳. Corporate governance and equity prices. Q. J. Econ. ۱۱۸ (۱), ۱۰۷–۱٥٦.
- Hamidian, M., Jannat Makan, H., Ben Goriz, F. (۲۰۱۸). The impact of kind of attitude executives on Information Asymmetry, Financial Leverage and Firm's Value. Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge, ۷(۲٥), ۱٦۳-۱۸۰. (In Persian).
- Higgins, D. Omer, T.C. Phillips, J.D. ۲۰۱٥. The influence of a firm's business strategy on its tax aggressiveness. Contemporary Accounting Research. ۳۲ (۲), ٦۷٤–۷۰۲
- Hoitash, U. Hoitash, R. Bedard, J. C. (۲۰۰۹). Corporate governance and internal control over financial reporting: A comparison of regulatory regimes. Accounting Review, ۸٤(۳), ۸۳۹-۸٦۷.
- Hribar, P. & Yang, H, (۲۰۱٦). "CEO Overconfidence and Management Forecasting", Contemporary Accounting Research, ۳۳ (۱), PP. ۲۰٤-۲۲۷
- Huang, W. Jiang F. Liu, Z. and Zhang, M. (۲۰۱۱). "Agency cost, top executives' Overconfidence, and Investment-cash Flow Sensitivity- Evidence from Listed Companies in China". Pacific-Basin Finance Journal, ۱۹: ۲٦۱-۲۷۷
- Ji, X, D. Lu, W. Qu, W. (۲۰۱۷). Voluntary Disclosure of Internal Control Weakness and Earnings Quality: Evidence From China, The International Journal of Accounting, Volume ٥۲, Issue ۱; ۲۷-٤٤
- Jia, N. (۲۰۱۸). Tournament incentives and audit fees, Journal of Accounting and Public Policy, http://dx.doi.org/۱۰,۱۰۱٦/j.jaccpubpol.۲۰۱۷,۰۷,۰۰٥
- Kama, I. Weiss, D. (۲۰۱۳). "Do Earnings Targets and Managerial Incentives Affect Sticky Costs?", Journal of Accounting Research, ٥۱(۱), PP. ۲۰۱-۲۲٤

- Kern, D.A. (۲۰۰٦). A matter of strategic mis-fit: Management myopia and value, Ph.D dissertation. Oklahoma State University.
- Khodadadi, V., Nikkar, J., Veisi, S. (۲۰۱۷). Corporate Life Cycle and Cost of Equity Capita. Empirical Studies in Financial Accounting, ۱۳(٥۲): ٦۱-۸۲. (In Persian).
- Lee, J. (۲۰۱٦). CEO overconfidence and the effectiveness internal control over financial reporting. The Journal of Applied Business Research, ۳۲(۱), ۸۱-۹۹
- Lee, S. A. Walters, B. & Kroll, M. (۲۰۰٦). Themoderating effects of externalmonitors on the relationship between R&D spending and firm performance. Journal of Business Research, ٥۹, ۱۷۸–۲۸۷
- Levinthal, D.A. March, J.G. (۱۹۹۳). The myopia of learning. Strategic Management Journal, ۱٤(winter), ۹۲-۱۱۲.
- Libby, R. & Rennekamp, K, (۲۰۱۲), "Self-Serving Attribution Bias, Overconfidence, and the Issuance of Management Forecasts", Journal of Accounting Research, ٥۰(۱), PP. ۱۹۷-۲۳۱.
- Lopez, I. Vecente, C. (۲۰۱۰). Do Leverage, Dividend Payout, and ownership Concentration Influence Firms Value Creation? Emerging Markets Finance & Trade, Vol ٤٦. No.۳, ۸۰-۹٤
- McMullen, D. A. Raghunandan, K. Rama, D. V. (۱۹۹٦). Internal control reports and financial reporting problems. Accounting Horizons, December ۱۰; ٦۷-۷٥.
- Mehrabanpour, M., Mohammadi, M., Rajabbeyki, M. (۲۰۱۸). Relationship between Managerial Overconfidence and Internal Controls over Financial Reporting, ۸(٤): ۱۱۹-۱۳۹. (In Persian).
- Miller, K.D. (۲۰۰۲). Knowledge inventories and managerial myopia. Strategic Management Journal, ۲۳(۸), ٦۸۹-۷۰٦.
- Mizik, N. (۲۰۱۰). The theory and practice of myopic management. Journal of Marketing Research, ٤۷(٤), ٥۹٤-٦۱۱.
- Mizik, N. Jacobson, R. (۲۰۰۷). Myopic marketing management: Evidence of the phenomenon and its long-term performance consequences in the SEO context. Marketing Science, ۲٦(۳), ۳٦۱-۷۹.
- Moradi, J., Bagheri, H. (۲۰۱٤). A comparative investigation into the Effects of Management Myopia and Earnings Management on Stock Return. Accounting and Auditing Review, ۲۱(۲): ۲۲۹-۲٥۰. (In Persian).
- Posen, H, E. Leiblein, M, J. Chen, J, S. (۲۰۱۸). Toward a behavioral theory of real options: Noisy signals, bias, and learning, Strategic Management Journal, Volume۳۹, Issue٤ April, ۱۱۱۲-۱۱۳۸.
- Presson, P.K. Benassi, V.A. (۱۹۹٦). Locus of control orientation and depressive symptomatology: A meta-analysis. Journal of Social Behavior and Personality, ۱۱(۱), ۲۰۱-۲۱۲
- Ramsheh, M., Molanzari, M. (۲۰۱٤). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. , ٥(۱٦): ٥٥-۷۹ (In Persian).
- Ridge, J. W. Kern, D. White, M, A. (۲۰۱٤)."The influence of managerial myopia on firm strategy", Management Decision, Vol. ٥۲ Iss ۳ pp. ٦۰۲ – ٦۲۳.
- Scherand, C.M. and Zechman, S.L. (۲۰۱۱). Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. Journal of Accounting and Economics, ۷(۱۱): ٤-۱۱.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۲۱۲-۱۹۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۶/۱۲/۱۳
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۱۱/۰۶

اثربخشی مومنتوم مبتنی بر توده‌واری صنعت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران[۱]

عبدالمجید عبدالباقی عطاآبادی[۲]، سید مجتبی میرلوحی[۳]، مریم عبدالهی[٤]

چکیده

این پژوهش به‌منظور بررسی سودآوری استراتژی مومنتوم با توجه به سطح توده‌واری صنعت طراحی‌شده است. وجود رفتار مومنتومی در کنار هیجانات ناشی از توده‌واری و تقلید سرمایه‌گذاران از رفتار یکدیگر می‌تواند نتایج راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر مومنتوم را شدت بخشد؛ بنابراین با استفاده از اطلاعات بازده ماهانه سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵، رفتار پرتفوی‌های برنده-بازنده با توجه به شرایط توده‌واری صنعت موردبررسی قرارگرفته است. نتایج نشان‌دهنده وجود بازده ناشی از رفتار مومنتومی کوتاه‌مدت در دوره‌های آتی یک ماه و دو ماه بعد در پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالا در مقایسه با پرتفوی‌های بازنده با توده‌واری پایین است. همچنین میانگین بازده کوتاه‌مدت شرکت‌های برنده با توده‌واری بالا بیشتر از شرکت‌های برنده با توده‌واری پایین است. همچنین در برخی از دوره‌های کوتاه‌مدت در شرایط توده‌واری پایین، میانگین بازده آتی شرکت-های برنده بیشتر از شرکت‌های بازنده با توده‌واری پایین است. درنهایت بیشتر اثر مومنتوم مربوط به موقعیت خرید پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالا و موقعیت فروش پرتفوی‌های بازنده با توده‌واری پایین است که مبین تشدید مومنتوم در شرایط توده‌واری بالاست.

واژه های کلیدی: مومنتوم، توده‌واری صنعت، سهام برنده، سهام بازنده
طبقه‌بندی موضوعی: G۱۲ ,G۱۱

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۸.۱۹۲٤٥.۱٦۰۹

۲. استادیار مالی دانشکده صنایع و مدیریت دانشگاه صنعتی شاهرود، نویسنده مسئول، Email:abdolbaghi@shahroodut.ac.ir

۳. استادیار مالی دانشکده صنایع و مدیریت دانشگاه صنعتی شاهرود Email:mirlohism@shahroodut.ac.ir

٤. کارشناس ارشد مدیریت مالی Email:mfbazad@yahoo.com

مقدمه

امروزه با گسترش بازارهای سرمایه دنیا و رشد مطالعات اندیشمندان مالی در زمینه امور مربوط به سرمایه‌گذاری، استراتژی‌های مختلفی در زمینه سرمایه‌گذاری در بازارهای سرمایه مطرح‌شده که هر یک از این استراتژی‌ها موافقان و مخالفان خاص خود را دارد. با توجه به این که سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی دنیا به دنبال کسب بازده‌های اضافی هستند، ارائه این استراتژی‌ها برای سرمایه‌گذاران، مشاوران مالی، شرکت‌ها و همه کسانی که با بازار سرمایه در ارتباط هستند بسیار جذاب است. امروزه علاقه‌مندان زیادی در حال مطالعه این استراتژی‌ها و به‌کارگیری آن‌ها در تصمیمات مالی خود هستند. یکی از استراتژی‌های مورداستفاده توسط سرمایه‌گذاران استراتژی مومنتوم است. در این استراتژی سعی می‌شود که با استفاده از عملکرد گذشته، عملکرد آتی پیش‌بینی و پرتفوی‌هایی مناسب برای سرمایه‌گذاری انتخاب شود. استراتژی مومنتوم شامل حرکت در جهت بازار است و اعتقاد دارد که روندهای گذشته و اخیر در آینده نیز ادامه پیدا خواهد کرد. مومنتوم مصداق این قانون در بازار است که یک روند قیمتی تمایل دارد که باقی بماند تا زمانی که یک نیروی خارجی جلوی آن را بگیرد (هان وتانکز،[۱] ۲۰۰۳). پدیده مومنتوم بر بازده سهام یکی از موضوعاتی است که مطالعات بسیاری را در حوزه قیمت‌گذاری به خود اختصاص داده و رابطه تاریخی بین بازده سهام، در راستای اتخاذ استراتژی‌های معاملاتی را مدنظر قرار می‌دهد. مطالعات اولیه انجام‌گرفته در زمینه مومنتوم از قبیل دانیل[۲] (۱۹۹۸) و هانگ و استین[۳] (۱۹۹۹) مومنتوم را به دلیل رفتار مربوط به فراواکنش یا واکنش کمتر از اندازه به اطلاعات می‌داند. از طرف دیگر هانگ و همکارنش (۲۰۰۰) دلیل مومنتوم را واکنش تدریجی به اطلاعات متشر شده می‌دانند. هیدکاجر[۴] (۲۰۰۶) و ساداکا[۵] (۲۰۰۶) نقش معامله‌گران خُرد و نسبت معامله‌گران حرفه‌ای به معامله‌گران اختلال‌زا[۶] را به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده رفتار مومنتومی برمی‌شمارند. درواقع بخش زیادی از مطالعات مبین این واقعیت است که رفتار توده‌وار عناصر بازار به‌خصوص در بازارهای نوظهور سبب بروز رفتارهای مومنتومی در بازار می‌شود.

ازآنجایی که مالی رفتاری ادعا می‌کند که افراد تحت پدیده‌های روان‌شناختی از رفتار منطقی فاصله می‌گیرند و این پدیده‌ها بر احساسات فرد اثر گذاشته و احساسات نیز تعیین‌کننده رفتار او هستند، بنابراین تنها توجه به استراتژی‌های سرمایه‌گذاری مانند مومنتوم برای دستیابی به بازده اضافی کافی نیستند و توجه به رفتار و احساسات سرمایه‌گذاران نیز در به دست آوردن نتایج مطلوب از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. (رضایتی، چاوشی و سهرابی، ۱۳۹۵). در اقتصاد رفتاری فرض بر این است که رفتار افراد کاملاً عقلایی نیست و به علت وجود احساسات در افراد، امکان بروز رفتار غیرمنطقی در تصمیم‌گیری افراد وجود دارد. یکی از رفتارهای غیرمنطقی که ممکن است افراد از خود نشان دهند، توده‌واری است. رفتار توده وار[۷]، زمانی در بازار سرمایه رخ می‌دهد که سرمایه‌گذاران از رفتار دیگران

---

۱. Hon & Tonks
۲. Daniel
۳. Hong and Stein
٤. Hvidkjaer
٥. Sadka
٦. Noise Traders
۷. Herd behavior

تقلید نمایند (یاو، چی ما و پنگ هی[۱]،۲۰۱۴). بیچندانی و شارما[۲] (۲۰۰۱) رفتار توده‌وار را به‌عنوان تمایلات آشکار سرمایه‌گذاران در تقلید از رفتار سایر سرمایه‌گذاران در زمینه سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مشابه از قبیل یک سهم یا گروهی از سهام در یک صنعت می‌دانند. بدین ترتیب آنها بیان می‌دارند که فعالیت‌های مرتبط سهامدارن و دنبال کردن رفتار یکدیگر سبب بروز پدیده مومنتوم در بازار می‌شود. توده واری[۳] را می توان به‌عنوان اقدام‌های تقلید کننده گروهی از افراد از یک نماینده تعریف نمود که رها کردن تفکر فردی و پیروی از رفتار گروهی می‌تواند پیامدهای اقتصادی برای سرمایه‌گذاران داشته باشد (سروش یار و احمدی، ۱۳۹۵). همچنین توده‌واری بر عملکرد شرکت ها تأثیر منفی معناداری دارد، بدین صورت که هم بر شاخص‌های سنجش عملکرد براساس نظریه‌های مدرن پرتفوی (جنسن، شارپ و ترینر) و هم بر شاخص‌های سنجش عملکرد بر اساس نظریه‌های فرامدرن پرتفوی (سورتینو، پتانسیل مطلوب، امگا، ترینر تعدیل شده و جنسن تعدیل شده) تأثیر منفی دارد. می‌توان علت چنین اثرهایی را به پیروی شرکت‌های مختلف از عملکرد منفی شرکت‌های دیگر نسبت داد (شمس و اسفندیاری مقدم، ۱۳۹۵). همچنین ارتباط نامتقارنی بین رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران و بازدهی استراتژی مومنتوم مشاهده شده است و به‌خصوص در مورد شرکت‌های بازنده، توده واری منجر به تشدید شدن زیان شرکت‌ها می‌شود (دمیرر، لین و ژانگ[۴]، ۲۰۱۵). مارکویتز و گرینبلات[۵] (۱۹۹۹) بیان می‌کنند که سرمایه‌گذارن بیشتر از رفتار مومنتومی صنعت تبعیت می‌کنند تا مومنتوم یک سهم خاص، بطوریکه عواید حاصل از رفتارهای مومنتومی صنعت به مراتب بیشتر از مومنتوم بر روی تک سهم‌هاست. در همین راستا چائو و سیاس[۶] (۲۰۰۹) هم بیان می‌کنند که تحلیل‌گران و سرمایه‌گذارن بیشتر به سیگنال‌های مربوط به یک صنعت و گروهی از سهام توجه می‌کنند تا یک سهم خاص بطوریکه بازدهی ناشی از مومنتوم تا حدی متأثر از سطح بالا یا پایین توده‌واری صنعت است.

ازآنجایی‌که سرمایه‌گذاران و مشارکت کنندگان در بازار سرمایه به دنبال سود بیشتر هستند، در نتیجه از استراتژی‌هایی نظیر مومنتوم برای رسیدن به مقصود خود استفاده می‌کنند و تمایل دارند که صنایع برنده و بازنده را با توجه به افق سرمایه‌گذاری خود شناسایی نمایند. علاوه بر اهمیت استراتژی مومنتوم، به دست آوردن اطلاعات در مورد توده‌واری صنعت مورد نظر نیز در دستیابی به اطلاعات واقعی در مورد صنعت مربوطه کمک کننده است، چه بسا صنایعی که از نظر بازدهی نسبت به سایر صنایع در جایگاه بسیار پایینی قرار دارند، ولی به دلیل رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران، به غلط جزء صنایع پر بازده طبقه‌بندی می‌شوند. از این رو پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به این سؤال است که آیا تدوین استراتژی سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت مبتنی بر توده‌واری صنعت و مومنتوم می‌تواند به بازده اضافی در بورس اوراق بهادار تهران منتهی شود؟

در ادامه مقاله ابتدا به ارائه مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته شده سپس روش و مراحل انجام پژوهش و نهایتا یافته‌های پژوهش ارایه شده است.

---

۱. Yao, Chi Ma & Peng He
۲. Bikhchandani and Sharma
۳. Herding
۴. Demirer, Lien & Zhang
۵. Moskowitz and Grinblatt
۶. Choi and Sias

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بخش زیادی از مطالعات مربوط به مومنتوم مؤید توان پیش‌بینی کنندگی بازده آتی توسط بازده گذشته است. جاگادیش و تیتمن (۱۹۹۲) به برتری عملکرد دوره‌های سه تا دوازده ماه آتی، سهام برنده نسبت به سهام بازنده اذعان داشته‌اند. در دوره‌های میان‌مدت استمرار حرکت قیمت سهام را غالباً به تورش‌های روان‌شناختی از قبیل فرااعتمادی، خوداسنادی و محافظه‌کاری منتسب می‌کنند که عموماً، واکنش بیشتر یا کمتر از اندازه به اطلاعات جدید را در پی دارد (بابریز، ۱۹۹۸). فراعتمادی سرمایه گذارن سبب وزن‌دهی بالایی به اطلاعات شخصی و عدم توجه به اطلاعات عمومی می‌شود بطوریکه حرکت‌های مومنتومی در شرکت‌های با قیمت گذاری دشوار، به دلیل اتکای به اطلاعات شخصی، بیشتر نمود پیدا می‌کند (لئی‌پولد، ۲۰۱۲).

استراتژی مومنتوم حداقل در کوتاه‌مدت از توان بالایی در پیش‌بینی بازده غیرعادی در بازار سرمایه برخوردار بوده و غالباً بازده پرتفوی‌های انتخاب شده از طریق این استراتژی بیشتر از مدل‌های برگزیده از تئوری‌های مدرن و فرامدرن پرتفوی می‌باشد. در حقیقت مومنتوم کوتاه مدت و بلندمدت پدیده‌های یکسانی به شمار می‌روند. مومنتوم کوتاه‌مدت به دلیل فراعتمادی سرمایه گذارن و استفاده از استراتژی‌های سرمایه گذاری متضاد و رفتار توده‌وار شکل می‌گیرد در حالیکه در بلندمدت رفتارهای مومنتومی می‌تواند متأثر از خطای قیمت گذاری یا عوامل بنیادی باشد (تان، ۲۰۰۸ و ناگتان، ۲۰۰۸). توده‌واری به‌عنوان نتیجه برخی از واکنش‌های رفتاری خود دلیلی بر انحراف از قیمت گذاری است. بسیاری از مطالعات اخیر در خصوص ارزش گذاری دارایی‌ها، تمرکز ویژه‌ای بر عکس‌العمل رفتاری سرمایه گذاران داشته است. سوگیریهای رفتاری توسط تمایلات احساسی سرمایه گذاران به وجود می‌آیند زیرا معامله گران احساسی در طول دوره-های حساس، واکنش‌های احساسی زیادی از خود بروز می‌دهند درواقع اگر تمایلات احساسی سرمایه گذاران، از سوگیری‌های رفتاری مشتق شده باشد عامل مهمی در پیش‌بینی صرف ریسک خلاف قاعده‌های قیمت گذاری دارایی به شمار می‌رود (نوروزی، خلیلی‌عراقی، ۱۳۹۷). موفقیت استراتژی مومنتوم در انتخاب پرتفوی برنده با بازدهی بیشتر از بازار درواقع نشان‌دهنده وجود خلاف قاعده‌هایی در بازار است. هم چنین وجود رفتار توده‌وار در پژوهش‌های داخلی و خارجی مورد بررسی قرارگرفته است و نتایج پژوهش آن‌ها بر وجود رفتار توده‌وار در بازار سرمایه صحه گذارده‌اند. گانگ (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی اثربخشی استراتژی مومنتوم در سطح صنعت در بازار سهام چین پرداخت. نتایج این پژوهش نشان داد که اثرمومنتوم در صنایع با سطح رقابت بالا، مشهودتر است. این اثر منطبق بر نظریه مبنی بر ابهام و عدم شفافیت در صنایع با رقابت شدید است که فضای بیشتری را برای بروز تورش‌های رفتاری فراهم می‌کند. میرر و ژانگ (۲۰۱۶) با بررسی توده‌واری صنعت و سودآوری مومنتوم در دوره زمانی ۱۹۶۴ تا ۲۱۰۳ میلادی بر روی سهام امریکایی دریافتند که میزان توده‌واری صنعت رابطه معنی‌داری با بازده آتی سهام موجود در یک صنعت دارد. به گونه‌ای که اثر توده‌واری صنعت در سهام بازنده به صورت واکنش منفی به اطلاعات و اثر توده واری صنعت در سهام برنده معرف تقاضای نهادی برای خرید سهام به قیمت‌های بالاتر است. بطوریکه نتایج پژوهش نشان داد که اتخاذ یک استراتژی مومنتومی مبتنی بر توده واری صنعت در دوره های زمانی ۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماه پس از تشکیل پرتفوی، عملکرد بالایی را نشان داد. این اثر حتی در دوره‌های بحران در بازار نیز نسبت به عملکرد پایین استراتژی‌های معمول مومنتوم، قابل ملاحظه است.

دمیرر، لین و ژانگ[۱] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر رفتار توده‌واری در صنعت بر بازدهی مومنتوم در بازارهای بورس شانگهای و شنزن بین سال های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۳ پرداختند. آنها ابتدا شرکتها را بر اساس عملکرد گذشته به شرکت-های برنده-بازنده را طبقه‌بندی نمودند و با استفاده از مدل کریستی و هیانگ[۲] (۱۹۹۵)، ومدل چانگ، چنگ و خورانا[۳] (۲۰۰۰)، میزان توده واری در صنعت را مشخص نمودند. یافته های آنان بیان می کند که شرکت‌های برنده نسبت به شرکت‌های بازنده در ماه‌های بعد نیز رفتار مومنتومی خود را ادامه داده و سوددهی استراتژی‌های مومنتوم به میزان توده-واری هر صنعت بستگی دارد. یاو، چی ما و پنگ هی[۴] (۲۰۱۴)، در پژوهشی به بررسی رفتار توده وار در بازار سهام چین پرداختند. پژوهش آنها در دو بازار چین برای دوره زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸ صورت گرفت. آن‌ها در پژوهش خود از داده‌های روزانه استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که رفتار توده وار در بازار سرمایه چین وجود دارد و این رفتار در سطح صنعت نسبت به سطح بازار قوی‌تر است. هم چنین، نتایج پژوهش آنها نشان داد که رفتار توده‌وار برای شرکت‌های کوچک و برای سهام رشدی درمقایسه با سهام ارزشی قوی‌تر است. زاکامولاین و کیکباکر[۵] (۲۰۰۹)، به ارزیابی عملکرد پرتفوی با استفاده از نسبت شارپ تعمیم یافته پرداختند. این پژوهش نشان داد که مدل شارپ تعمیم یافته در انتخاب پرتفوی مناسب برای سرمایه گذاری از عملکرد بهتری نسبت به استراتژی مومنتوم عادی برخوردار است و در عین حال نسبت شارپ تعمیم یافته قادر به رفع نقص‌های نسبت شارپ می‌باشد. فلاح شمس و عطایی (۱۳۹۲)، نیز در پژوهشی به مقایسه کارایی معیارهای استراتژی شتاب (مومنتوم) در انتخاب پرتفوی مناسب پرداختند، به این منظور از بازده روزانه و ماهانه شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار استفاده کردند و پس از طبقه‌بندی شرکت‌ها به برنده و بازنده، سهام هریک از شرکت‌ها را با توجه به رتبه کسب شده آن‌ها در دو گروه برنده و بازنده اختصاص داده و براساس داده‌های دوره‌های نگهداری، میانگین بازده تجمعی پرتفوهای برنده و بازنده براساس هریک از معیارها، محاسبه و با همدیگر و با بازار مقایسه شد و به این نتیجه رسیدند که با استفاده از استراتژی شتاب بر پایه معیارهای مبتنی بر ریسک تعدیل شده، امکان انتخاب پرتفوی مناسب در بورس تهران وجود دارد.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مساله اصلی پژوهش، فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرارگرفته است.

فرضیه ۱. پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالااز بازده بیشتری نسبت به پرتفوی‌های بازنده با توده واری پایین برخوردارند.

فرضیه ۲. پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالااز بازده بیشتری نسبت به پرتفوی‌های برنده با توده واری پایین برخوردارند.

---

۱. Demirer, Lien & Zhang
۲. Christie & Huang
۳. Chang, cheng & Khorana
٤. Yao, Chi Ma & Peng He
٥. Zakamouline & Koekebakker

فرضیه ۳. پرتفوی‌های برنده با توده‌واری پایین از بازده بیشتری نسبت به پرتفوی‌های بازنده با توده‌واری پایین برخوردارند.

فرضیه ۴. پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالااز بازده بیشتری نسبت به پرتفوی‌های بازنده با توده واری بالا برخوردارند.

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر با هدف بررسی توده‌واری سطح صنعت بر رفتار مومنتومی سهام برنده-بازنده تدوین شده است؛ بنابراین اطلاعات مربوط به کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است به جز صنایع دارای کمتر از ۵ عضو، گروه واسطه گری مالی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و شرکت‌هایی که بیش از سه ماه توقف معاملاتی داشته اند، در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ مورداستفاده قرارگرفته است. با توجه به هدف پژوهش و ماهیت اطلاعات، این پژوهش از منظر هدف جزء پژوهش‌های کاربردی و با توجه به روش اجرا از نوع مطالعات پس رویدادی مبتنی بر مطالعات پرتفوی مبتنی بر داده‌های واقعی است؛ که فرایندی شامل گردآوری اطلاعات؛ محاسبه شاخص توده‌واری صنعت؛ تعیین شرکت‌های برنده-بازدنده هر صنعت و مقایسه عملکرد صنایع با توده واری بالا-پایین و سهام برنده-بازنده را شامل شده است.

نمودار ۱. فرایند جمع آوری و پردازش داده ها برای آزمون فرضیه ها

روش‌های آماری و آزمون‌های اقتصادسنجی

ابتدا شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار با توجه به محدودیت‌های نمونه‌گیری انتخاب شده و باتوجه به بررسی روند قیمتی سهم، بازده واقعی هر سهم (بازده مرکب پیوسته) برای هر روز بر اساس رابطه ۱ محاسبه شده است.

رابطه (۱) $$R_{i,t} = \ln(\frac{p_t}{p_{t-1}})$$

P_t: قیمت پایانی روز t ؛ P_{t-1}: قیمت پایانی روز t-۱

سپس بر مبنای روش خرید و نگهداری[۱] از طریق رابطه ۲ بازده روزانه به بازده ماهانه تبدیل شده است. همچنین بازده بازار به روش مشابه از طریق تغییرات شاخص استخراج شده است.

رابطه (۲) $$BHR_{i,t} = \prod_{t=1}^{n}(1 + R_{it}) - 1$$

(دمیرر، لین و ژانگ، ۲۰۱۵)

محاسبه توده‌واری صنعت

بر اساس رابطه کریستی و هیانگ[۲] (۱۹۹۵)، از طریق انحراف معیار مقطعی (CSSD)[۳] بازده‌های شرکت‌ها در هر صنعت، شاخص توده واری هر صنعت محاسبه شده است (رابطه ۳).

رابطه (۳) $$CSD_{k,n} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N_k}\left(R_{i,n} - R_{mn}\right)^2}{N_k - 1}}$$

(دمیرر، لین و ژانگ، ۲۰۱۵)

N_K= تعداد شرکت‌های در حال فعالیت در صنعت k ،

$R_{i,n}$= بازدهی شرکت i در ماه n ، $R_{m,n}$= بازدهی بازار در ماه n.

پس از آن بازده‌های ماهانه هر شرکت از سه ماه قبل تا شش ماه بعد محاسبه و شرکت‌ها بر اساس بازده گذشته دهک‌بندی و سه دهک آخر به‌عنوان شرکت‌های برنده و سه دهک اول به‌عنوان شرکت-های بازنده در هر صنعت انتخاب شده‌اند. صنایع نیز بر اساس شاخص توده‌واری طبقه‌بندی و به سه دهک با توده‌واری بالا و سه دهک با توده‌واری پایین به صنایع با توده‌واری بالا – پایین تفکیک شده و سپس در پرتفوی‌های وزنی (با وزن ارزش بازار) شامل شرکت‌های برنده–بازنده در صنایع با توده‌واری بالا–پایین تشکیل و عملکرد آتی یکماه تا شش ماه بعد این پرتفوی‌ها موردبررسی قرارگرفته است.

---

۱ . Buy and Hold Return
۲ . Christie & Huang
۳ . Cross-Sectional Standard Deviation(CSSD)

٤-۱. رگرسیون چندکی

در این پژوهش با توجه به محدودیت‌های برآورد رگرسیون خطی در صورت وجود داده‌های پرت و یا نرمال نبودن داده‌ها، از رگرسیون چتدکی برای برآورد ضرایب رگرسیونی استفاده شده است.

این روش از قابلیت محاسبه و رسم منحنی‌های رگرسیونی متفاوت و منطبق با نقاط صدکی مختلف است، این روش امکان بررسی ارتباط متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را در هر قسمت (چندک‌های متفاوت) توزیع متغیر وابسته فراهم می‌آورد. در این روش با برآورد مقدار عرض از مبدا و ضرایب شیب در هریک از چندک‌های توزیع متغیر وابسته سبب درک صحیح‌تری از رابطه متغیرها می‌شود به عبارتی این رگرسیون نسبت به داده‌های پرت از توان بالایی برخوردار است. از سوی دیگر برخلاف رگرسیون حداقل مربعات که روی میانگین شرطی یعنی پارامتر مکان متمرکز است، رگرسیون چندکی استراتژی منظمی را برای تعیین چگونگی تاثیر متغیرهای مستقل روی مکان و مقیاس و شکل توزیع پیشنهاد می‌کند.

در مدل رگرسیونی خطی به صورت $Y_i = X_i\beta_\tau + \varepsilon_{\tau i}$:

$\beta_\tau = \beta_0(\tau), \beta_1(\tau), \ldots, \beta_k(\tau)$ و $X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \ldots, X_{ik})$

X_i و β_τ به ترتیب بردارهایی از مقادیر معلوم و پارامترهای نامعلوم بوده و $\varepsilon_{\tau i}$ یک متغیر تصادفی مشاهده نشده می باشد. فرض کنید: $Q_\tau(\varepsilon_{\tau_i}|X_i) = 0$ چندک شرطی τام توزیع Y به شرط متغیرهای مستقل x به صورت $Q_\tau(Y_i|X_i) = X_i\beta_\tau$ تعریف می‌شود. برآورد پارامترهای مدل رگرسیون چندکی به روش حداقل قدر مطلق انحرافات (LAD) انجام می‌گیرد که در آن پارامتر رگرسیونی τامین چندک توزیع به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\beta_\tau = \min_{\beta \in R^p}[\sum \tau\,|Y_i - X_i\beta| + \sum(1-\tau)|Y_i - X_i\beta|] = \sum_{i=1}^{n} \rho_\tau\,(Y_i - X_i\beta)$$

که $\rho_\tau(u)$ تابع مقادیر قدر مطلق شیب است و به صورت:

$$\rho_\tau(u) = u\big(\tau - I(u<0)\big) \qquad 0 < \tau < 1$$

تعریف شده است. این برآوردها فرم بسته‌ای ندارند، اما با استفاده از روش‌های عددی می‌توان برآورد پارامترها را در مدل رگرسیونی چندکی بدست آورد و همچنین جواب‌های نهایی مدل رگرسیون چندکی می‌توانند یکتا نباشند. البته با بکار گرفتن معیار های مناسب می توان به جواب یکتا دست یافت (کوئنکر[۱]، ۲۰۰۵).

---

۱. Roger Koenker

یافته‌های پژوهش و آزمون فرضیه‌ها

در جدول ۱ اطلاعات آمار توصیفی مربوط به میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی برای شاخص توده‌واری، بازده بازار، بازده ماهانه و بازده آتی یک ماه تا شش ماه بعد شرکت‌ها در صنایع با توده‌واری بالا و پایین ارائه شده است. آمار توصیفی ارایه شده نشان می‌دهد که صرف‌نظر از طبقه‌بندی سهام به سهام برنده-بازنده، در شرایط توده‌واری بالا بازده بازار و بازده آتی سهام به طور میانگین بیشتر از شرایط با توده‌واری پایین است هر چند پراکندگی بالای بازدهی در دوره های مختلف قابل مشاهده است. متغیرهای پژوهش از انحراف معیار بالایی برخوردار است که معرف وجود داده‌های پرت و پراکنده است، متغیر توده واری بالا نیز دارای چولگی بالایی است. همچنین متغیرهای پژوهش همانند بسیاری از مطالعات مالی، بیشتر متغیرهای پژوهش از قبیل ضریب توده‌واری و بازده از توزیع کشیده برخوردار است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در صنایع با توده واری بالا-پایین

بخش اول توده واری بالا	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	بخش دوم: توده واری پایین	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
CSSD	۰,۲۶۷	۰,۱۳٤	۵,۱۳۲	٤٦,٤۰٤	CSSD	۰,۰۷٦	۰,۰۱٦	-۰,۷۰٤	۰,۱۲۷
R_m	۰,۰٤۱	۰,۰٦٤	۰,۱٦۰	-۱,۰۳۳	R_m	۰,۰۰۲	۰,۰٤۵	۰,٤۵۹	-۰,۵۸۹
$R_۰$	۰,۰۱۹	۰,۲۹۲	۱,۲۱٤	۲۷,۳۷۷	$R_۰$	-۰,۰۰۷	۰,۰۷۹	۰,۱۳۱	۱,۹۷۳
$R_۱$	۰,۰۱۸	۰,۲۱۷	۲,۱۱۲	۵۲,۷۳۹	$R_۱$	-۰,۰۰۲	۰,۱۵۳	۰,۱۳۳	۵٤,۵۲۹
$R_۲$	۰,۰۰٦	۰,۱۹۹	-۰,۱۲۸	۲۱,٦۳۲	$R_۲$	۰,۰۰٤	۰,۱۵۲	۰,۰۵۵	۳۸,۷۵۳
$R_۳$	۰,۰۰٤	۰,۱۹۸	۰,۳۲۹	۲۳,٦۷۵	$R_۳$	۰,۰۰٤	۰,۱۵٤	-۱,۵۲۲	۲٤,۱٦۹
$R_٤$	۰,۰۰۸	۰,۱۸٦	-۰,٤٦۱	۱٤,۳۵۵	$R_٤$	۰,۰۰۲	۰,۱۷۹	۲,۲۹۳	۱۷,۲۱۵
$R_۵$	۰,۰۱۰	۰,۱۹۲	-۰,۵٤۳	۱۸,۳۸۵	$R_۵$	-۰,۰۰۱	۰,۱٦۵	۳,۰۹۱	۱۳,۸۰٦
$R_٦$	۰,۰۰۵	۰,۱۸۷	-۰,۸۷۷	۱٦,٤٦۷	$R_٦$	۰,۰۰۳	۰,۱۷۰	۳,٤۱٤	۱٤,٦۳۷

CSSD: شاخص توده واری، R_m: بازده بازار، $R_۰$: بازده ماهانه، $R_۱$: بازده یک ماه بعد، $R_۲$: بازده دوماه بعد، $R_۳$: بازده سه ماه بعد، $R_٤$: بازده چهارماه بعد، $R_۵$: بازده پنج ماه بعد، $R_٦$: بازده شش ماه بعد.

منبع: یافته‌های پژوهش

مقایسه عملکرد پرتفوی

پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالا-بازنده با توده‌واری پایین

نتایج مربوط به مقایسه میانگین بازده شرکت‌های برنده با توده واری بالا و شرکت‌های‌بازنده با توده واری پایین در جدول ۲ اطلاعات آورده شده است. تشکیل پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالای صنعت

در مقایسه با پرتفوی‌های بازنده با توده‌واری پایین بر مبنای اطلاعات سه ماه قبل وجود بازده مازاد معنی-داری معادل ۲,۲٪ را تا یکماه پس از تشکیل پرتفوی نشان می‌دهد. این مقایسه بر مبنای تشکیل پرتفوی-های برنده-بازنده بر مبنای اطلاعات دو ماه قبل نیز تفاوت بازده معنی‌داری معادل ۲,۴٪ را تا یکماه پس از تشکیل پرتفوی نشان می‌دهد. هرچند تا ۵ ماه بعد تفاوت بازده مثبت است. تفکیک سهام و تشکیل پرتفوی‌های مشابه بر مبنای اطلاعات یک ماه قبل نشان‌دهنده بازده مثبت و معنی‌داری معادل ۱,۹٪ برای یکماه بعد و ۱٪ برای دو ماه بعد است این تفاوت مثبت و معنی‌دار برای ۵ ماه بعد نیز معادل ۱,۴٪ و معنی‌دار است. در ان حالت نیز تا ۵ ماه بعد رفتار مومنتومی مشاهده می‌شود. هرچند برای همه دوره‌ها تفاوت بازده معنی‌دار نیست. همچنین تشکیل پرتفوی‌های مشابه بر مبنای اطلاعات همزمان (ماه صفر) نشان‌دهنده بازده مثبت و معنی‌داری معادل ۴,۵٪ برای یکماه بعد و ۱,۸٪ شش ماه بعد است. درواقع تشکیل پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالا و بازنده با توده‌واری پایین وجود رفتار مومنتومی کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که برای دوره همزمان با تشکیل پرتفوی، شدت این رفتار مومنتومی بیشتر است.

جدول ۲. مقایسه میانگین بازده شرکت‌های برنده با توده واری بالا و شرکت‌های بازنده با توده واری پایین

دوره تفکیک سهام برنده-بازنده	دوره آتی	معنی داری	تفاوت بازده			معنی داری	تفاوت بازده
سه ماه قبل (۳-)	۱ بعد	۰,۰۰۲	۰,۰۲۲	وجود مومنتوم	دو ماه قبل (۲-)	۰,۰۰۰	۰,۰۲٤
	۲ ماه بعد	۰,۲۷۱	۰,۰۰۸			۰,۱۰۷	۰,۰۰۷
	۳ ماه بعد	۰,۱۰۷	۰,۰۱۲			۰,۲۲۱	۰,۰۰٦
	٤ ماه بعد	۰,۹۳۷	۰,۰۰۰			۰,۱۸۰	۰,۰۰۷
	۵ ماه بعد	۰,٤۷۲	-۰,۰۰۵			۰,۰۹۸	۰,۰۰۹
	٦ ماه بعد	۰,٤۱٤	-۰,۰۰٦			۰,۰۱۳	-۰,۰۱۳
یکماه قبل (۱-)	۱ بعد	۰,۰۰۰	۰,۰۱۹	وجود مومنتوم	همزمان (۰)	۰,۰۰۰	۰,۰٤۵
	۲ ماه بعد	۰,۰۱۸	۰,۰۱			۰,۵٦٤	۰,۰۰٤
	۳ ماه بعد	۰,۳۱۹	۰,۰۰٤			۰,۱۷۸	۰,۰۱۰
	٤ ماه بعد	۰,۲۵۲	۰,۰۰۵			۰,۵۵٦	۰,۰۰٤
	۵ ماه بعد	۰,۰۰۱	۰,۰۱٤			۰,۲۲۱	۰,۰۰۹
	٦ ماه بعد	۰,۰٦۸	-۰,۰۰۸			۰,۰۱٤	۰,۰۱۸

دوره‌های ۳-، ۲-، ۱- و همزمان: دوره‌های تشکیل پرتفوی‌های برنده بازنده قبل از بررسی عملکرد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های پژوهش

پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالا-برنده با توده‌واری پایین

نتایج مربوط به مقایسه میانگین بازده شرکت‌های برنده با توده‌واری بالا-پایین در جدول ۳ ارایه شده است. تشکیل پرتفوی‌های بر مبنای اطلاعات سه ماه قبل به ترتیب وجود بازده مازاد معنی‌داری معادل ۲٫۱٪ و ۱٫۵٪ را برای یکماه تا دو ماه پس از تشکیل پرتفوی نشان می‌دهد. این مقایسه بر مبنای تشکیل پرتفوی‌های برنده-بازنده دو ماه قبل نیز تفاوت بازده معنی‌داری معادل ۱٫۹٪ را تا یکماه و ۱٫۲٪ را برای ۵ ماه بعد نشان می‌دهد. تشکیل پرتفوی های مبتنی بر اطلاعات یک ماه قبل نشان‌دهنده بازده مثبت و معنی‌داری معادل ۱٫۸٪ برای یکماه بعد و ۱٫۱٪ برای دو ماه بعد است این تفاوت مثبت و معنی‌دار برای ۵ ماه بعد نیز معادل ۱٫۳٪ و معنی‌دار است. تشکیل پرتفوی‌های مشابه بر مبنای اطلاعات همزمان (ماه صفر) به ترتیب نشان‌دهنده بازده مثبت و معنی‌داری معادل ۲٫۱٪؛ ۰٫۹٪ و ۱٫۷ برای یکماه بعد، چهارماه بعد و پنج‌ماه بعد از تشکیل پرتفوی‌هاست. درواقع تشکیل پرتفوی‌های برنده با توده‌واری بالا و پایین وجود رفتار مومنتومی کوتاه‌مدت دراکثر دوره‌ها نشان می‌دهد.

جدول ۳. مقایسه میانگین بازده آتی شرکت‌های برنده با توده‌واری بالا و پایین

دوره تشکیک سهام برنده-بازنده	دوره آتی	معنی داری	تفاوت بازده			معنی داری	تفاوت بازده	
سه ماه قبل (۳-)	۱ بعد	۰٫۰۰٤	۰٫۰۲۱	وجود مومنتوم	دو ماه قبل (۲-)	۰٫۰۰۰	۰٫۰۱۹	وجود مومنتوم
	۲ ماه بعد	۰٫۰٤۲	۰٫۰۱۵			۰٫۰۷۹	۰٫۰۰۹	
	۳ ماه بعد	۰٫٦۹۹	-۰٫۰۰۲			۰٫۹۰۵	۰٫۰۰۰	
	٤ ماه بعد	۰٫۸۰۱	-۰٫۰۰۲			۰٫۸٦۸	۰٫۰۰۰	
	۵ ماه بعد	۰٫۵۷۳	۰٫۰۰٤	وجود مومنتوم		۰٫۰۲۸	۰٫۰۱۲	
	٦ ماه بعد	۰٫۵۷۳	۰٫۰۰٤			۰٫۸۹٤	۰٫۰۰۰	
یکماه قبل (۱-)	۱ بعد	۰٫۰۰۰	۰٫۰۱۸	وجود مومنتوم	همزمان (۰)	۰٫۰۰۰	۰٫۰۲۱	وجود مومنتوم
	۲ ماه بعد	۰٫۰۲۵	۰٫۰۱۱			۰٫۳۰۱	۰٫۰۰٤	
	۳ ماه بعد	۰٫۵۰۱	۰٫۰۰۳			۰٫۸۳۳	۰٫۰۰	
	٤ ماه بعد	۰٫۰۵۳	۰٫۰۰۹			۰٫۰۲۵	۰٫۰۰۹	
	۵ ماه بعد	۰٫۰۰۲	۰٫۰۱۳			۰٫۰۰۰	۰٫۰۱۷	
	٦ ماه بعد	۰٫٤٦۵	-۰٫۰۰۳			۰٫۱٦۸	-۰٫۰۰۵	
دوره‌های ۳-؛ ۲-؛ ۱- و همزمان: دوره‌های تشکیل پرتفوی‌های برنده بازنده قبل از بررسی عملکرد را نشان می‌دهد.								

منبع: یافته‌های پژوهش

پرتفوی‌های برنده و بازنده با توده‌واری پایین

نتایج مربوط به مقایسه میانگین بازده شرکت‌های برنده با توده‌واری بالا-پایین در جدول ۴ ارایه شده است. تشکیل پرتفوی‌های بر مبنای اطلاعات سه ماه قبل به ترتیب به وجود بازده مازاد معنی داری معادل ۲,۵٪،۲,۴٪ و ۱,۳٪ برای یکماه، پنج ماه و شش‌ماه پس از تشکیل پرتفوی اشاره دارد؛ اما در کل برای سایر دوره‌ها رفتار مومنتومی و برتری سهام برنده-بازنده مشاهده نمی‌شود.

درواقع تشکیل پرتفوی‌های برنده و بازنده در شرایط توده‌واری پایین مبین ناکارایی استراتژی مومنتوم در کسب بازده است.

جدول ٤. مقایسه میانگین بازده آتی شرکت‌های برنده و بازنده با توده‌واری پایین

دوره تشکیل سهام برنده-	دوره آتی	معنی‌داری	تفاوت بازده		دوره تشکیل سهام برنده-	معنی‌داری	تفاوت بازده	
سه ماه قبل (۳-)	۱ بعد	۰,۰۰۱	۰,۰۲۵	مومنتوم	دو ماه قبل (۲-)	۰,۵۳٤	۰,۰۰۲	مومنتوم
	۲ ماه بعد	۰,۰۱٦	-۰,۰۱۷			۰,۸۱۳	-۰,۰۰۱	
	۳ ماه بعد	۰,٦۰۲	۰,۰۰۳	وجود مومنتوم		۰,۱۵۳	۰,۰۰۷	وجود مومنتوم
	٤ ماه بعد	۰,۲۳۳	۰,۰۰۸			۰,۲٤۳	۰,۰۰٦	
	۵ ماه بعد	۰,۰۰۱	۰,۰۲٤			۰,۵۱۷	-۰,۰۰۳	
	٦ ماه بعد	۰,۰۱۳	۰,۰۱۷			۰,۰۰٦	-۰,۰۱٤	
یکماه قبل (۱-)	۱ بعد	۰,۸۳۸	۰,۰۰۰	وجود مومنتوم	همزمان (۰)	۰,۱۸۸	۰,۰۰٤	وجود مومنتوم
	۲ ماه بعد	۰,۹۵۱	۰,۰۰۰			۰,٦۵۸	۰,۰۰۱	
	۳ ماه بعد	۰,۷۷۷	۰,۰۰۱			۰,۲۱۸	۰,۰۰٤	
	٤ ماه بعد	۰,۳۵۷	-۰,۰۰٤			۰,۲۸۸	-۰,۰۰٤	
	۵ ماه بعد	۰,۹۱۹	۰,۰۰۰			۰,٤۲٦	-۰,۰۰۳	
	٦ ماه بعد	۰,۳۰۲	-۰,۰۰٤			۰,۲٦۵	۰,۰۰٤	

دوره‌های ۳-؛ ۲-؛ ۱- و همزمان: دوره‌های تشکیل پرتفوی‌های برنده بازنده قبل از بررسی عملکرد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های پژوهش

پرتفوی‌های برنده و بازنده با توده‌واری بالا

مقایسه عملکرد شرکت‌های برنده با توده‌واری بالای صنعت نسبت به شرکت‌های بازنده با توده واری بالای صنعت نشان می دهد که در دوره‌های کوتاه مدت صرفاً برای یکماه بعد از تشکیل

پرتفوی‌های برنده و بازنده با توده واری بالا (زمان صفر)، رفتار مومنتومی یکماهه پنج ماه و شش ماه بعد مشاهده می‌شود. در کل وجود رفتار مومنتومی بین سهام برنده-بازنده با توده‌واری بالاضعیف است هرچند تفاوت بازدهی در اکر دوره‌ها مثبت است که معنی‌دار نبودن آن می‌تواند به دلیل مشکلات نمونه کوچک هم باشد.

جدول ۵. مقایسه میانگین بازده آتی شرکت‌های برنده و بازنده با توده‌واری بالا

دوره تفکیک سهام برنده-بازنده	دوره آتی	معنی‌داری	تفاوت بازده			معنی‌داری	تفاوت بازده
سه ماه قبل (۳-)	۱ بعد	۰,۵۱	۰,۰۰۵	وجود مومنتوم	دو ماه قبل (۲-)	۰,۵۶۳	۰,۰۰٤
	۲ ماه بعد	۰,۱۳	۰,۰۱۲			۰,۹۲٤	۰,۰۰۰
	۳ ماه بعد	۰,۳۱۱	۰,۰۰۷			۰,٤۰۸	۰,۰۰٦
	٤ ماه بعد	۰,۲۰۲	-۰,۰۱۰			۰,۱٤٤	۰,۰۱۰
	۵ ماه بعد	۰,۲۹۹	-۰,۰۰۸			۰,۷۲۲	۰,۰۰۲
	٦ ماه بعد	۰,٤۰۸	۰,۰۰٦	مومنتوم		۰,۰۵۸	-۰,۰۱۵
یکماه قبل (۱-)	۱ بعد	۰,۵۹۳	-۰,۰۰٤		همزمان (۰)	۰,۰۰۱	۰,۰۲۵
	۲ ماه بعد	۰,۰۷۵	۰,۰۱٤	وجود مومنتوم		۰,۰۱٦	-۰,۰۱۷
	۳ ماه بعد	۰,۱۳٤	۰,۰۱۱			۰,٦۰۲	۰,۰۰۳
	٤ ماه بعد	۰,۰٦٦	۰,۰۱٤			۰,۲۳۳	۰,۰۰۸
	۵ ماه بعد	۰,۰۰۱	۰,۰۲۵			۰,۰۰۱	۰,۰۲۵
	٦ ماه بعد	۰,۰۰۷	-۰,۰۲۱			۰,۰۱۳	۰,۰۱۷

دوره‌های ۳-، ۲-، ۱- و همزمان: دوره‌های تشکیل پرتفوی‌های برنده بازنده قبل از بررسی عملکرد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های پژوهش

تحلیل حساسیت: تاثیر شاخص توده‌واری بر بازده

آزمون برابری ضرایب چندک‌ها (تشخیصی)

به‌منظور آزمون برابری ضرایب براوردی شاخص توده‌واری به ازای چندک‌های مختلف، از آزمون والد استفاده شده است که نتایج مربوط به این آزمون برای کل نمونه آماری و نمونه دارای توده‌واری بالا و توده واری پایین در جدول ۹ ارایه شده است. با توجه به سطح خطای آماره آزمون فرضیه تساوی ضرایب به ازای چندک‌های مختلف رد می‌شود که درواقع دلیلی بر استفاده از رگرسیون چندکی است.

جدول ٦. نتایج آزمون والد (آماره کای‌دو) برابری ضرایب به ازای چندک‌های مختلف

بازده	آزمون والد					
	کل نمونه آماری		نمونه با توده‌واری بالا		نمونه با توده واری پایین	
	آماره	سطح خطا	آماره	سطح خطا	آماره	سطح خطا
همزمان	٦٧٨,٢٢	۰,۰۰۰	۳۲٥,۸۷	۰,۰۰۰	٦۳,۸۹۷	۰,۰۰۰
یک‌ماه بعد	٤۰۲,٥٥	۰,۰۰۰	١٦٥,٥١	۰,۰۰۰	۳۱۲,۹۹	۰,۰۰۰
دو ماه بعد	۱۷۰,٤۳	۰,۰۰۰	۱۲۳,۹۸	۰,۰۰۰	۱۱۹,۰٦	۰,۰۰۰
سه ماه بعد	٥٦,۹۱۹	۰,۰۰۰	۳٤۰,٦٥	۰,۰۰۰	۸٤,۲۲٦	۰,۰۰۰
چهارماه بعد	٦٤,۹۲۰	۰,۰۰۰	۲۱٥,۹۸	۰,۰۰۰	۱٥۳,٦٥	۰,۰۰۰
پنج ماه بعد	۱۲۱,۲۲	۰,۰۰۰	۸۷,۳٤۱	۰,۰۰۰	۱۷٦,۰۷	۰,۰۰۰
شش ماه بعد	۲۲۷,٤۸	۰,۰۰۰	۷٦,۰۹٤	۰,۰۰۰	٥۲,۳۳۰	۰,۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

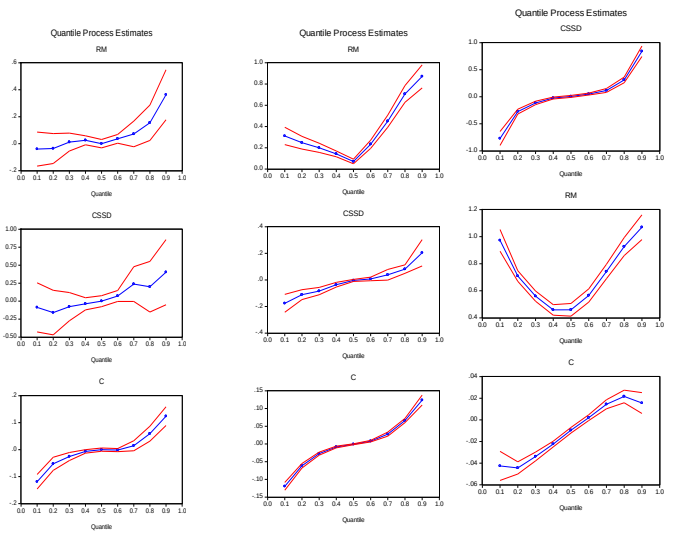
در نمودار ۱ پویایی ضرایب برآوردی متغیرهای پژوهش به ازای چندک‌های مختلف ارایه شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود، به جز مقادیر میانی، همزمان با افزایش بازده ضریب (منفی) شاخص توده‌واری افزایش داشته است.

تاثیر شاخص بر توده‌واری بازده کل شرکت‌ها

در ادامه به‌منظور بررسی ارتباط توده‌واری و بازده سهام به تحلیل حساسیت مبتنی بر رگرسیون چندکی پرداخته شده است. در جدول ۷ تأثیر توده‌واری و بازده عامل بازار بر بازده همزمان و آتی سهام ارائه شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که شاخص توده‌واری برای تمامی دوره‌ها دارای تاثیر منفی بر بازده و در سطح ۱٪ خطا معنی‌داری است. در حالیکه برای تمام دوره‌ها، به جز بازده دوره سه ماه بعد ارتباط مثبت عامل بازار بر بازده مشخص است که تنها در یک دوره (بازده چهار ماه بعد) از معنی داری برخوردار نیست.

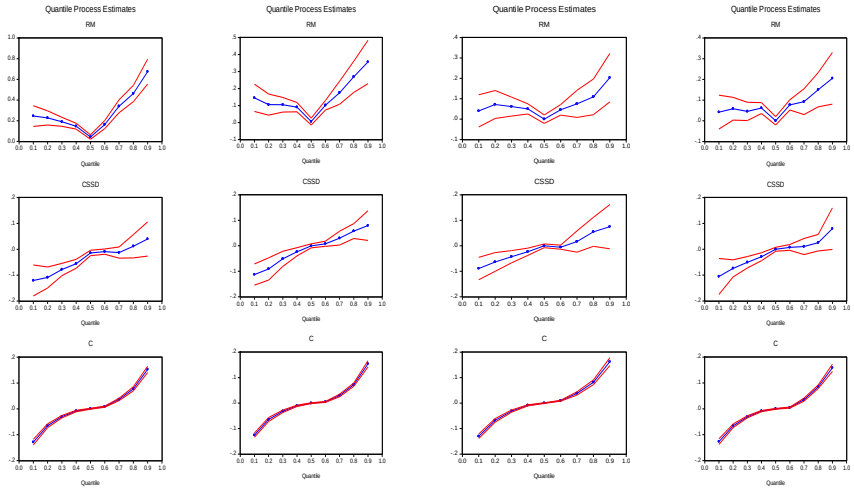
نمودار ۱. پویایی ضرایب مدل رگرسیون چندکی به ازای چندک‌های مختلف

بازده همزمان	بازده یکماه بعد	بازده دوماه بعد



ادامه نمودار ۱

بازده سه ماه بعد	بازده چهار ماه بعد	بازده پنج ماه بعد	بازده شش ماه بعد



منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. مدل رگرسیونی چندکی تاثیر شاخص توده‌واری بر بازده

$$r_{it} = \propto_{it} + \beta_{1t} * cssd + \beta_{2t} * rm + \varepsilon_{it}$$

	بازده همزمان		بازده یک ماه بعد		بازده دو ماه بعد		بازده سه ماه بعد	
متغیر	ضریب	سطح معنی-داری	ضریب	سطح معنی-داری	ضریب	سطح معنی-داری		
عرض از مبداء	-۰,۰٤٤	۰,۰۰۰	۰,۰٦۱	۰,۰۰۰	-۰,۱۲۱۳۱۰	۰,۰۰۰۰	۰,۰٦٥٨٤۲	۰,۰۰۰۰
شاخص توده-واری	-۰,۲۷٤	۰,۰۰۰	-۰,۱۱۰	۰,۰۰۰	-۰,۱۱۲٦۱۱	۰,۰۰۰۰	-۰,۰۷۳۸٥۸	۰,۰۰۰۰
بازده بازار	۰,۷۰۹	۰,۰۰۰	۰,۲٤۷	۰,۰۰۰	-۰,۰۹۳۹٦۷	۰,۰۳٤۳	۰,۰٥۸۲٦۹	۰,۰۳۸۰
ضریب تعیین	۰,۰٥۳		۰,۰۷۰		۰,۰٤٦		۰,۰۱۷	
	بازده چهار ماه بعد		بازده پنج ماه بعد		بازده شش ماه بعد			
عرض از مبداء	-۰,۱۳۰۱٦٦	-۰,۱۳۰۱٦٦	-۰,۱۲٥۷٤۷	۰,۰۰۰۰	-۰,۰٦٥۰٤٦	۰,۰۰۰۰		
شاخص توده-واری	-۰,۰۸۹۰٤۳	-۰,۰۸۹۰٤۳	-۰,۱۱۲۹۰٤	۰,۰۰۰۰	-۰,۱۰۸۹۰۹	۰,۰۰۰۰		
بازده بازار	۰,۰٤۰٥۲۳	۰,۰٤۰٥۲۳	۰,۱٤٥٤۰٤	۰,۰۰۰٤	۰,۲۲۷۲٥٤	۰,۰۰۰۰		
ضریب تعیین	۰,۰۱٥	۰,۰۱٥	۰,۰۳٦		۰,۰٦۱			
cssd: شاخص توده‌واری r_M: بازده بازار								

منبع: یافته‌های پژوهش

تاثیر شاخص توده‌واری بر بازده شرکت‌های صنایع با توده‌واری پایین

در جدول ۸ تاثیر توده‌واری و بازده عامل بازار بر بازده همزمان و آتی سهام برای شرکت‌های با توده‌واری پایین، ارائه شده است. یافته ها نشان‌دهنده تاثیر منفی شاخص توده‌واری بر بازده اکثر دوره‌هاست هرچند بر بازده‌های دوماه بعد و سه ماه بعد معنی داری نیست. در حالیکه برای تمام دوره‌ها، ارتباط مثبت عامل بازار بر بازده مشخص است که تنها در دو دوره (بازده‌های دو ماه و چهارماه بعد) از معنی‌داری برخوردار نیست. به طور کلی شاخص توده واری در اکثر دوره ها تاثیر منفی بر بازده دارد.

جدول ۸ مدل رگرسیونی تاثیر شاخص توده‌واری بازده بعد (شرکت‌های صنایع با توده‌واری پایین)

$$r_{it} = \propto_{it} + \beta_{1t} * cssd + \beta_{2t} * rm + \varepsilon_{it}$$

	بازده همزمان		بازده یک ماه بعد		بازده دو ماه بعد	
متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	۰,۰۱٤	۰,۰۱۲	-۰,۰۱۵	۰,۰۱۳		
شاخص توده‌واری	-۱,٤٦۷	۰,۰۰۰	-۰,۲۲٤	۰,۰۰٦		
بازده بازار	۰,۹۸٤	۰,۰۰۰	۰,۲۲۹	۰,۰۰۰	عدم معنی‌دار مدل	
ضریب تعیین	۰,۱۳٤		۰,۰٥٦			
	بازده سه ماه بعد		بازده چهار ماه بعد		بازده پنج ماه بعد	
عرض از مبداء	-۰,۰٤۹	۰,۰۰۰	۰,۰۰۷	۰,۰۱۷	-۰,۰۳۳	۰,۰۰۱
شاخص توده‌واری	-۰,۲۳۰	۰,۱۲۲	-۰,۲۰٦	۰,۰٥۰	-۰,٥۰٥	۰,۰۰۰
بازده بازار	۰,۱۷۲	۰,۰۰۰	۰,۰٥۷	۰,۱۱٦	۰,۰۹٦	۰,۰۹۸
ضریب تعیین	۰,۰۱٦		۰,۰۲۳		۰,۰۲۱۰	
	بازده شش ماه بعد					
عرض از مبداء	-۰,۱۷٥	۰,۰۰۰				
شاخص توده‌واری	۰,٥٦٦	۰,۰۳٥				
بازده بازار	۰,٤۸٦	۰,۰۰۰				
ضریب تعیین	۰,۰۱۲					

cssd: شاخص توده‌واری r_M: بازده بازار

منبع: یافته‌های پژوهش

تأثیر شاخص بر توده‌واری برای شرکت‌های با توده‌واری بالا

در جدول ۹ تاثیر توده‌واری و بازده عامل بازار بر بازده همزمان و آتی سهام برای شرکت‌های با توده‌واری بالا، ارائه شده است. یافته ها نشان می‌دهد که شاخص توده‌واری در اکثر دوره‌ها تاثیرمنفی و معنی‌دار بر بازده آتی داشته است. برای دوره سه ماه بعد معنی داری نیست. در حالیکه برای تمام دوره‌ها، به جز دوره های دو و چهارماه بعد ارتباط مثبت عامل بازار بر بازده مشخص است که در سه دوره (بازده‌های دو ماه، سه ماه و چهارماه بعد) از معنی داری برخوردار نیست. به طور کلی در اکثر دوره ها ارتباط مثبت عامل بازار بر بازده مشخص است.

جدول ۹. رگرسیون چندکی تاثیر توده‌واری بر بازده شرکت‌های صنایع با توده‌واری بالا

$$r_{it} = \propto_{it} + \beta_{1t} * cssd + \beta_{2t} * rm + \varepsilon_{it}$$

	بازده همزمان		بازده یک ماه بعد		بازده دو ماه بعد	
متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	-۰,۰۲٤	۰,۰۰۰۰	-۰,۰۳۸	۰,۰۰۰۰	۰,۰۷۵	۰,۰۰۰
شاخص توده-واری	۰,۰٤۳	۰,۰۰۱۹	-۰,۰٤٤	۰,۰۱۳۲	-۰,۰٤۸	۰,۰۰۸
بازده بازار	۰,۵۷۰	۰,۰۰۰۰	۰,۱۹۲	۰,۰۰۰۰	-۰,۰۰۲	۰,۹٤۷
ضریب تعیین	۰,۰۲٦		۰,۰٤۰		۰,۰۲۱	
	بازده سه ماه بعد		بازده چهار ماه بعد		بازده پنج ماه بعد	
عرض از مبداء	-۰,۱۵۸	۰,۰۰۰۰	-۰,۱۲۸	۰,۰۰۰	۰,۱۱۳	۰,۰۰۰
شاخص توده-واری	-۰,۰۲۱	۰,٦۷۷۰	-۰,۰۸۵	۰,۰٤۰	۰,۱۳۸	۰,۰۰۰
بازده بازار	۰,۰۸۷	۰,۱۳٤۱	۰,۰۳٦	۰,۵۰٦	۰,۱۱۷	۰,۰۳۳
ضریب تعیین	۰,۰۲٤۱		۰,۰٦۰			
	بازده شش ماه بعد					
عرض از مبداء	-۰,۱۳۹	۰,۰۰۰				
شاخص توده-واری	۰,۰۸۰	۰,۰۱۸				
بازده بازار	۰,۱٤۳	۰,۰۱۷				
ضریب تعیین	۰,۰۱۹					

cssd: شاخص توده‌واری rM: بازده بازار

نتیجه‌گیری و بحث

با توجه به اهمیت درک رفتارهای هیجانی در اتخاذ استراتژی‌های معاملاتی، وجود رفتاریهای مونتمومی در کنار توده‌واری می‌تواند بر شدت اثربخشی استراتژی‌های سرمایه‌گذاری تأثیر گذارد. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که رفتارهای هیجانی می‌تواند سبب تداوم افزایش یا کاهش قیمت آتی سهام گردد که می‌تواند سبب تثبیت استراتژی‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر مومنتوم گردد که درواقع مبین بُعد رفتاری حرکت‌های مومنتومی است. بر این اساس یافته‌ها گواه بر این واقعیت است که در صنایع با توده‌واری بالا، رفتار مومنتومی در دوره های یک تا چهارماه بازده شرکت‌های برنده نسبت به شرکت‌های بازنده قابل مشاهده است. این نتیجه منطبق بر یافته‌های دمیر و همکاران (۲۰۱۵) است همچنین تا حدودی منطبق بر یافته های یاو، چیما و پنگ‌هی (۲۰۱۴) در وجود رفتار مومنتومی مبتنی بر توده‌واری سطح صنایع است. یافته‌های دیگر پژوهش نشان داد که توده‌واری بالا، اثر مومنتوم را قوی‌تر و توده‌واری پایین، اثر مومنتوم را تضعیف می‌کند، به طوری‌که عملکرد بهتر شرکت‌های برنده با توده‌واری بالا نسبت به شرکت‌های بازنده با توده‌واری پایین مشهودتر است، ولی برای شرکت‌های برنده با توده‌واری پایین و شرکت‌های بازنده با توده‌واری پایین چنین نیست، بنابراین اثربخشی مومنتوم تحت تاثیر توده‌واری صنعت قابل ملاحظه‌تر است. از طرفی در شرایط توده‌واری پایین برتری چندانی برای شرکت‌های برنده وبازنده به همراه ندارد، بطوریکه مومنتوم شرکت‌های برنده نسبت به شرکت‌های بازنده صرفا تا یکماه بعد تشکیل پرتفوی‌های مورد نظر تداوم دارد. در نتیجه می‌توان استنباط کرد که توده‌واری پایین و کاهش هیجانات بازار از تشدید روندهای گذشته می‌کاهد. درنهایت نتایج نشان می‌دهد که برتری مومنتومی سهام برنده نسبت به سهام بازنده در شرایط توده‌واری بالا، در اکثر مواقع مشهود است، هرچند از نظر آماری از معنی‌داری برخوردار نیست که می‌تواند نشان‌دهنده عدم توجه به عملکرد گذشته در دوره‌های هیجانی بازار (توده‌واری بالا) است. نتایج پژوهش دمیرر، لین و ژانگ (۲۰۱۵) حاکی نیز موید ارتباط مومنتوم و توده‌واری است. بر اساس نتایج این پژوهش شرکت‌های برنده نسبت به شرکت‌های بازنده در ماه‌های بعد نیز به همین صورت باقی می مانند و سوددهی استراتژی مومنتوم صنایع به میزان توده‌واری هر صنعت بستگی دارد. همچنین بر اساس یافته‌های آنها شرکت‌های بازنده در صنایع با توده‌واری بالا بازدهی کمتری نسبت به شرکت‌های بازنده صنایع با توده‌واری پایین دارند، ولی بازدهی صنایع برنده با توده‌واری بالا و پایین تفاوت قابل توجهی ندارند؛ بنابراین از این جهت نتایج با پژوهش دمیرر هم

جهت است. از طرف دیگر بر اساس پژوهش گانگ (۲۰۱۷) رقابت بالا در سطح صنعت تشدید کننده ابهام و بروز رفتار مومنتومی مبتنی بر رفتارهای هیجانی است.

با توجه به گستره نظری موجود و یافته‌های پژوهش، می‌توان پیشنهادها و جهت‌گیری‌های پژوهشی زیر را ارائه نمود که فراهم کننده زمینه های کاربردی و پژوهشی جدید را فراهم آورد. با توجه به افزایش رفتارهای هیجانی و توده‌واری راهبردهای مومنتوم کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری می-تواند موثر باشد، هرچند در بلندمدت اصلاح قیمت‌ها و کاهش هیجانات، اثربخشی چنین استراتژی‌هایی را کاهش می‌دهد. از طرف دیگر ارایه اطلاعات خاص در سطح صنعت که زمینه‌های بروز توده‌واری صنعت را فراهم می‌کند، می‌تواند همگام با شناسایی سهام برنده، امکان بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری مبنی بر سهام برنده در چنین صنایعی را فراهم آورد. درنهایت توسعه پژوهش‌های مشابه در راستای شرکت‌های فرابورسی و یا بررسی دوره‌های کوتاه‌مدت روزانه و هفتگی می‌تواند اثربخشی استراتژی مورد نظر را در دوره‌های کوتاه‌مدت‌تر، ارزیابی کرد. هر چند تلفیق توده‌واری و عوامل بنیادی نیز شاید بتواند در بلندمدت اثربخشی مومنتوم را نشان دهد.

منابع

- حیدرپور، فرزانه، تاری وردی، یدالله. و محرابی، مریم(۱۳۹۲). تاثیر گرایش های احساسی سرمایه گذاران بر بازده سهام. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶ (۱۷)، صص ۱-۱۳.
- رضایتی، مهدی، چاوشی کاظم، و سهرابی عراقی، محسن(۱۳۹۵). بررسی اثر سودهای غیر منتظره براحساسات سرمایه گذار تحت پدیده شهود نمایندگی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه دانش سرمایه گذاری*۵(۱۹) ، صص۵۳-۶۶.
- سروش یار، افسانه، و علی احمدی، سعید(۱۳۹۵). بررسی نقش مومنتوم و احساسات سرمایه گذاران بر رفتار توده وار در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری*، ۵(۱۸)، صص۱۴۷_۱۵۹.
- شمس، شهاب الدین و اسفندیاری مقدم، امیر تیمور(۱۳۹۵). تأثیر رفتار توده‌واری بر عملکرد شرکت های سرمایه گذاری بر اساس نظریه های مدرن و فرامدرن پرتفوی. *مجله تحقیقات مالی*، ۱۹(۱)، صص ۹۷-۱۱۸.
- فلاح شمس، میرفیض، و عطایی، یونس(۱۳۹۲).مقایسه کارائی معیارهای استراتژی شتاب(مومنتوم)در انتخاب پرتفوی مناسب. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*،۴(۱۶). صص۱۰۹_۱۲۵.
- نوروزی ، حسین و خلیلی عراقچی ، مریم (۱۳۹۷) استراتژی های لحظه ای و احساس سرمایه گذاران در شرکتهای سرمایه گذاری در املاک و مستغلات ذکر شده در بورس ، *مجله تحقیقات مالی*، دوره ۶، (۳) ، صص ۱۶۷-۱۸۸.
- Barberis, N. A. Shleifer, and R. Vishny (۱۹۹۸). A model of investor sentiment. Journal of financial economics. Vol ٤٩. No ٣, PP ٣٠٧_٣٤٣.
- Bikhchandani, S. and Sharma, S. (۲۰۰۱). "Herd behavior in financial Markets", *IMF Staff Papers*, Vol. ٤٧, No ٣, ٢٧٩_٣١٠.
- Chang, E.C., Cheng,J.W. and Khorana,A. (۲۰۰۰). "An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective", *Journal of Banking & Finance*, Vol ٢٤, No ١٠, PP. ١٦٥١_١٦٩٩.
- Choi, N. Sias, R. (۲۰۰۹). "Institutional Industry Herding", *Journal of Financial Economics*, Vol. ٩٤, No ٣, PP ٤٦٩-٤٩١.
- Christie, G. and Huang, R.D. (۱۹۹۵). "Following the pied piper: Do Individual Returns Herd Around the Market?", F*inancial Analysts Journal*, Vol ٥١, PP. ٣١_ ٣٧.
- Daniel, K. Hirshleifer, D. Subrahmanyam, A.,(۱۹۹۸). "Investor Psychology and Security Market Under- and Overreaction", *Journal of Financ*, No, ٥٣, PP ١٨٣٩_١٨٨٦.
- Demirer, R and Zhang, H (۲۰۱٦). "Industry Herding and the Profitability of Momentum Strategies During Market Crises", *Institute of Financial Studies*, Southwestern University of Finance and Economics, www.researchgate.net/publication.
- Demirer, R, Lien, D and Zhang, H (۲۰۱٥). "Industry Herding and Momentum Strategies". *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol ٣٢, PP ٩٥_١١٠.
- Fallahshams, M and Ataei, Y(۲۰۱٤), "Comparison of the Efficiency of Momentum Strategy in Selecting Appropriate Portfolios", *Financial Engineering and Portfolio Management*, Vol ١٦, PP. ١٠٩-١٢٥. [In Persian].

- Gong, Y(۲۰۱۷). "Does the Momentum Strategy Work at the Industry Level? Evidence from the Chinese Stock Market", *Journal of Emerging Markets Finance and Trade* , Vol ٥٣, Issue ٥. PP ١٥٦-١٨٤.
- Heydarpour, F and Tari-verdi, Y and Mehrabi, M(۲۰۱٤). "The Effect of Investors' Sentiment on Stock Returns", *Financial Konowledge of Securities Analysis*, Vol ٦, No ١٧, pp ١-١٣.[In Persian].
- Hvidkjaer, S. (۲۰۰٦). "A Trade-Based Analysis of Momentum", *The Review of Financial Studies*. Vol ١٩, PP ٤٥٧–٤٩١.
- Hong, H. Stein, J.C. (١٩٩٩). "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets". *The Journal of Finance*. Vol ٥٤, No ٦, PP ٢١٤٣–٢١٨٤.
- Hong, H. Lim, T. Stein, J.C. (۲۰۰۰). "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage and the Profitability of Momentum Strategies", *The Journal of Finance*,Vol ٥٥, No ١, PP ٢٦٥–٢٩٥.
- Koenker, Roger(۲۰۰٥). *Quantile Regression*, New York: Cambridge University Press.
- Leippold, M. and H. Lohre (۲۰۱۲). International price and earnings momentum.The European Journal of Finance. Vol١٨ No٦, PP٥٣٥–٥٧٣.
- Moskowitz, T. Grinblatt, M. (١٩٩٩). "Do Industries Explain Momentum?", *The Journal of Finance.Vol* ٥٤, No ٤, PP ١٢٤٩–١٢٩٠.
- Naughton, T. C. Truong; and M. Veeraraghavan. (۲۰۰۸) Momentum Strategies and Stock Returns: Chinese Evidence. Pacific-Basin Finance Journal. Vol ١٦, No. ٤: ٤٧٦–٤٩٢.
- Norouzi, Hossein and Khalili Araghi, Maryam (۲۰۱۸) Momentum Strategies and Investors` Sentiment in the Real Estate Investment Companies Listed in Stock Exchange, Journal of Financial Management Strategy, Volume ٦, Issue ٣, PP ١٦٧-١٨٨. [In Persian].
- Rezayati, M and Chavoshi, K and Sohrabi-Aaraqi, M(۲۰۱٦). "Investor Sentiment under Representativeness Heuristic: The Case of Tehran Stock Exchange", *Journal Management System*, vol٥. No ١٩. PP. ٥٣-٦٦.[In Persian].
- Sadka, R. (۲۰۰٦). "Momentum and Post-Earnings-Announcement Drift Anomalies: the Role of Liquidity Risk", *Journal of Financial Economics*, No ٥٢٩٠, PP ٣٠٩–٣٤٩.
- Shams, S and Esfandirari Moghaddam, A (۲۰۱۷). "The Impact of Herding Behavior on the Performance of Investment Companies Based on Modern and Post Modern Portfolio Theory", *Journal of Financial Research*, Vol ١٩, No ١, PP. ٩٧-١١٨. [In Persian].
- Soroushyar, A; Ali Ahmadi, A (۲۰۱٦). "The Investigation of the Role of Momentum and Investors' Sentiments on the Herding Behavior in Tehran Stock Exchange", *Journal Management System*, Vol٥. No ١٨. PP. ١٤٧-١٥٩.[In Persian].
- Tan, L. T.C. Chiang; J.R. Mason; and E. Nelling. (۲۰۰۸). Herding Behavior in Chinese Stock Markets: An Examination of A and B Shares. Pacific-Basin Finance Journal. Vol ١٦. PP ٦١–٧٧.
- Yao, J. and CH. Ma and Peng He,W. (۲۰۱٤). "Investor Herding Behavior of Chinese Stock Market", *International Review of Economics and Finance*, Vol ٢٩, PP١٢_٢٩.

– Zakamouline, V. and Koekebakker, S. (۲۰۰۹). "Portfolio Performance Evaluation with Generalized Sharpe Ratios: Beyond the Mean and Variance", *Journal of Banking and Finance*, Vol ۳۳, PP ۱۲٤۲_۱۲٥٤

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۲۳۷-۲۱۳

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۴/۱۹
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۴/۱۹

بررسی رابطه بین ویژگی‌های شرکتی و ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ[۱]

فوزیه محمدتبار کاسگری[۲]،عبدالمجید دهقان[۳]،سیدابولقاسم هاشمی فراشا[٤]

چکیده

در ادبیات اقتصادی و سرمایه‌گذاری، ریسک سیستماتیک به‌عنوان پیامد ناشی از رفتار متغیرهای عمدتاً اقتصادی و سیاسی نقش مؤثری بر عملکرد بازارهای مالی دارد. علیرغم مطالعات صورت گرفته پیرامون نقش ریسک سیستماتیک بر بازارهای سهام، نظر تغییر عوامل بنیادی این نوع ریسک در دوره‌های زمانی مختلف (مارمولینرو و همکاران،[۵] ۲۰۱۷) و فقدان وجود الگویی کامل و کاربردی، نیاز به پژوهش‌های بیشتر از جنبه‌های مختلف در این زمینه را می‌طلبد. ازاین‌رو در مطالعه حاضر ابتدا ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ محاسبه و در ادامه به بررسی تأثیر ساختار سرمایه (نسبت بدهی)، میزان سرمایه‌گذاری بلندمدت و اندازه شرکت (از بعد ارزش) بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها طی دوره ۹۵-۱۳۹۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SYS-GMM) پرداخته است. به‌طور روشن، این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا ساختار سرمایه، میزان سرمایه‌گذاری بلندمدت و اندازه ارزش بازار شرکت در اثرپذیری شرکت‌ها از ریسک سیستماتیک نقش اساسی دارند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که ساختار سرمایه و اندازه شرکت‌ها تأثیر مثبت و معناداری و سرمایه‌گذاری بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها دارد. نتایج از حیث کاربردی می‌تواند برای شرکت‌های سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه کشور بسیار بااهمیت می‌باشد.

واژه های کلیدی: ریسک سیستماتیک، ساختار سرمایه، سرمایه‌گذاری بلندمدت، ارزش بازار شرکت.
طبقه‌بندی موضوعی: H۲۵, G۳۲

---

۱. کد DOI مقاله: ۱۰,۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۲۰,۲۱۱٤۷,۱۷۲۲

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد، واحد یادگار امام خمینی شهر ری، Email:: f.tabar۵۳@gmail.com

۳. استادیارگروه مدیریت بازرگانی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه یادگار امام خمینی (ره) شهرری، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، **نویسنده مسئول**، Email: mjd.dehghan@gmail.com

٤. عضو هیات علمی دانشکده مدیریت و حسابداری، واحد یادگار امام خمینی(ره) شهرری، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Email::hashemifarashah@iausr.ac.ir

۵ . Mar-Molinero, Menéndez-Plans & Orgaz-Guerrero

مقدمه

یکی از زیربناهای اساسی رشد پایدار و توسعه اقتصادی در هر کشوری، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی می‌باشد. بدیهی است به همان میزان که توجه به این امر و عوامل مهم موجود در محیط سرمایه‌گذاری می‌تواند اقتصادها را در مسیر رشد و شکوفایی قرار دهد، عدم توجه به آن موجب انحراف از این مسیر و فرو غلتیدن در یک سیر نزولی شده که نهایتاً موجب کاهش رفاه اقتصادی و رکود در بلندمدت می‌شود. در ادبیات سرمایه‌گذاری، اصل پذیرفته‌شده‌ای وجود دارد مبنی بر اینکه سرمایه‌گذاران از ریسک و خطر گریزان‌اند و از سرمایه‌گذاری در زمینه‌هایی که خطر و ریسک وجود دارد و افق نامشخصی در برابر سود و اصل سرمایه وجود دارد، امتناع می‌ورزند (ابزری و همکاران، ۱۳۸۶). بااین‌وجود هر سرمایه‌گذاری با درجه‌ای از ریسک همراه است و سرمایه‌گذاران در معرض دست دادن اصل‌وفرع سرمایه هستند. ازاین‌رو یکی از مؤلفه‌های مهم اقتصادی برای سرمایه‌گذاری در هر فعالیتی، شناسایی میزان ریسک آن فعالیت است. بر اساس مبانی نظری و یافته‌ها تجربی، یک رابطه مثبتی بین ریسک و بازدهی انتظاری از سرمایه‌گذاری وجود دارد و آن پذیرش ریسک بیشتر در مقابل بازدهی انتظاری بالاتر است. ازاین‌رو یکی از مهم‌ترین موضوعات مهم در حوزه سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام اندازه‌گیری و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر میزان ریسک بنگاه‌های اقتصادی می‌باشد (ذوالفقاری و همکاران، ۱۳۹۴).

یکی از ریسک‌های مهم در حوزه سرمایه‌گذاری در بازار سهام ریسک سیستماتیک می‌باشد. اهمیت ریسک سیستماتیک و اثرگذاری آن بر بازده سهام شرکت‌ها توسط بسیاری از پژوهش‌ها و مطالعات موردبررسی و تائید قرارگرفته است. ریسک سیستماتیک عمدتاً ناشی از تصمیمات و متغیرهای کلان اقتصادی و سیاسی در هر کشور بوده که با توجه به ماهیت تصمیمات کلان اقتصادی و سیاسی، ریسک سیستماتیک همواره در حال تغییر و تحول می‌باشد. در پژوهش مارمولینرو و همکاران[۱] (۲۰۱۷) عامل تعیین‌کننده ریسک قبل و بعد از سال ۲۰۰۸ متفاوت اعلام‌شده است. این موضوع که عوامل بنیادی ریسک همواره در حال تغییر و تحول است، بیانگر نیاز به تداوم انجام پژوهش‌ها توسط پژوهشگران می‌باشد. ازاین‌رو در پژوهش حاضر، نیز سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ تحت پوشش قرارگرفته تا در مقایسه با پژوهش‌های پیشین، بررسی شود که آیا عوامل تعیین‌کننده ریسک در بورس اوراق بهادار تهران دستخوش تغییر شده‌اند یا خیر. از سوی دیگر پژوهش‌های انجام‌شده تاکنون منجر به معرفی الگویی کامل و کاربردی که موردپذیرش پژوهشگران و صاحبان نظران در علم سرمایه‌گذاری قرارگرفته باشد، نشده است که این موضوع نیز انجام پژوهش‌های بیشتر و ارائه مدل‌ها و

---

۱ . Mar-Molinero, Menéndez-Plans & Orgaz-Guerrero

متغیرهای جدید از جنبه‌های مختلف را می‌طلبد. با توجه به این مهم، پژوهش حاضر به بررسی ویژگی‌ها و عواملی می‌پردازد که میزان اثرپذیری ریسک سیستماتیک شرکت‌ها بر اساس ویژگی‌های شرکتی برآورد می‌کند که این موضوع نوآوری مقاله حاضر در مقایسه با پژوهش‌های پیشین می‌باشد. درواقع، مسئله اصلی پژوهش نیز عبارت است از اینکه چه متغیرها و عواملی وجود دارند که با شناسایی آن‌ها می‌توان میزان تأثیرپذیری بازده شرکت‌ها از ریسک سیستماتیک بازار را پیش‌بینی نمود و به‌وسیله تأثیری که بر بازده دارند بتوان سرمایه‌گذاری درستی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار انجام داد. برای این منظور در گام نخست ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرش‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ طی دوره ۹۵-۱۳۹۰ محاسبه‌شده و در گام دوم با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SYS-GMM[1]) به بررسی تأثیر ساختار سرمایه (نسبت بدهی)، میزان سرمایه‌گذاری بلندمدت و اندازه شرکت (از بعد ارزش) بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها پرداخته می‌شود. علاوه بر نوآوری در حوزه مدل، در مطالعات پیشین از مدل‌های ساده داده‌های تابلویی (پانل دیتا) استفاده می‌شد که دارای نقایصی نظیر عدم توجه به پویایی مدل، عدم لحاظ مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس بود؛ اما در این مطالعه SYS-GMM استفاده می‌شود که کلیه محدودیت‌های مدل‌های پانل دیتای ساده را مرتفع می‌کند.

پژوهش حاضر ازنظر نوع هدف جزء پژوهش‌های کاربردی بوده و روش پژوهش نیز از بعد محتوایی، روش همبستگی می‌باشد. پژوهش در چارچوب استدلالات قیاسی- استقرایی صورت پذیرفته و در بررسی مدل و آزمون فرضیات از رویکرد اقتصادسنجی داده‌های تابلویی استفاده‌شده است. از سوی دیگر پژوهش حاضر از نوع پس‌رویدادی (نیمه تجربی) است، یعنی بر مبنای تجزیه‌وتحلیل اطلاعات گذشته و تاریخی (صورت‌های مالی و قیمت‌های سهام شرکت‌ها) انجام می‌گیرد. در این مقاله در بخش دوم و سوم پیشینه و ادبیات پژوهش ارائه می‌شود. در بخش سوم مدل آماری ارائه و در ادامه به تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و برآورد مدل پرداخته می‌شود. در انتها نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در حوزه ریسک سیستماتیک و بازار سهام، پژوهش‌های گسترده‌ای از سوی پژوهشگران خارجی و داخلی صورت گرفته است، محور اصلی این پژوهش‌ها بسط مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه[2](CAPM) جهت سنجش ریسک سیستماتیک در بازارهای سهام بوده است. درواقع مدل

---

۱. Generalized Method of Moments
۲. Capital Asset Pricing Model

قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ابزاری است جهت محاسبه میزان ریسک سیستماتیک را برای پیش‌بینی حداقل خسارات ناشی از آن، به‌طوری‌که به سرمایه‌گذاران ریسک گریز هم این اطمینان خاطر را می‌دهد که اگر سهامی با ریسک بیشتر از ریسک بازار خریداری کنند به بازدهی بیشتر از بازدهی کل بازار می‌رسند. در خصوص شناسایی ابعاد ریسک و ارتباط آن با متغیرهای مالی و غیرمالی در ادامه به برخی مطالعات صورت گرفته در سال‌های اخیر اشاره می‌گردد.

در مطالعه خارجی، لو و ژانگ[۱] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ریسک‌های کلان اقتصادی بر سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سرمایه چین پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که با افزایش نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU[۲]) قیمت سهام شرکت‌های کوچک‌تر و سهام شرکت‌هایی که دارای نوسانات بالایی هستند بیشتر در معرض ریزش نسبت به سایر سهام‌ها هستند. مویسون و ساتچل[۳] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تأثیرگذار بر ریسک سیستماتیک بانک‌های پذیرفته در بازار سهام انگلستان پرداختند. نتایج یافته‌های این پژوهشگران نشان داد که مؤلفه‌های ترازنامه‌ای و نوع تأمین مالی تأثیر معناداری بر ریسک سیستماتیک بانک‌های مربوطه دارند. مارمولینرو و همکاران[۴] (۲۰۱۷) در پاسخ به این سؤال که «آیا بحران مالی سال ۲۰۰۸ عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک سهام گروهی از شرکت‌های اروپایی را تغییر داده است؟» به این نتیجه رسیدند که عوامل تعیین‌کننده ریسک قبل و بعد از سال ۲۰۰۸ متفاوت هستند. در این مطالعه دوره ۲۰۰۷–۲۰۰۳ هیچ نتیجه معناداری را نشان نمی‌دهد درحالی‌که دوره زمانی ۲۰۱۳–۲۰۰۸ به اطلاعات توضیحی در مورد ریسک موجود در رشد، بهره‌وری کسب‌وکار، نقد شوندگی و اندازه کسب‌وکار اشاره دارد. دروبتز و همکاران[۵] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار ریسک سیستماتیک در سهام شرکت‌های فعال در صنعت حمل‌ونقل پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که سطوح بالایی از ریسک سیستماتیک با ویژگی‌های اساسی ریسک صنعت (مانند اهرم مالی و اهرم عملیاتی بالا) مطابقت دارد. یافته های شورت و استربولیو[۶] (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که ریسک سیستماتیک شرکت یک عامل مهم در تصمیمات مربوط به اهرم شرکت می‌باشد که البته بعد از کنترل ریسک کلی شرکت و دیگر معیارهای ساختار سرمایه می‌بایست صورت پذیرد. لی و هوی[۷] (۲۰۱۲) عوامل مؤثر بر در معرض ریسک سیستماتیک قرار گرفتن در حوزه خطوط هوایی امریکای شمالی، اروپا و آسیا را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که ریسک برای خطوط هوایی آمریکای شمالی رابطه

---

۱. Luo, Y. & Zhang
۲. Economic Policy Uncertainty
۳. Muijsson, C. & Satchell
۴. Mar-Molinero et al.
۵. Dribetz et al.
۶. Schwert & Strebulaev
۷. Lee & Hooy

مثبتی با اهرم مالی و سودآوری دارد، درحالی‌که ریسک خطوط هوایی اروپا و آسیا رابطه مثبتی با اهرم عملیاتی دارد و ریسک آن‌ها رابطه منفی و معناداری با رشد درآمد دارد. پژوهش انجام‌شده توسط فیلیپون و ریچارد[۱] (۲۰۱۰) که به بررسی مؤسسات مالی و شرکت‌ها در بحران مالی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۷ پرداختند، نشان داد که بین ساختار سرمایه شرکت‌ها و ریسک سیستماتیک رابطه معناداری وجود دارد. نیکوس و همکاران[۲] (۲۰۰۸)، در بررسی تأثیر نوسانات جریانات نقدی بر ریسک سیستماتیک به این نتیجه رسیدند که نوسانات جریانات نقدی بر ریسک سیستماتیک تأثیر دارد. در این پژوهش ریسک کلی جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی به‌عنوان نوسانات جریانات نقدی در نظر گرفته‌شده است.

در مطالعات داخلی، عسگری و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عوامل اقتصاد کلان و رویدادهای شرکتی بر شاخص ریسک سیستماتیک بر اساس رویکرد بتای پرشی پرداختند. نتایج نشان داد تأثیرگذاری عوامل اقتصاد کلان بر تغییرات بتای پیوسته بیشتر از تأثیرگذاری بر بتای پرشی است. درحالی‌که نرخ تورم تأثیر محسوسی بر تغییرات بتای پرشی و پیوسته ندارد، افزایش نرخ رشد باعث افزایش هر دو نوع بتا شده و افزایش نرخ ارز موجب کاهش هر دو نوع بتا می‌شود. یافته‌های حاجیها و صفری (۱۳۹۷) نشان داد بین ریسک سیستماتیک سهام با چولگی مثبت و منفی بازده سهام، ارتباط مستقیم و معنی‌دار وجود دارد. ه عبارت بهتر، هر چه ریسک سیستماتیک بیشتر باشد، چولگی بازده سهام بیشتر است و برعکس. مرتضوی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر وابستگی دولتی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر وجود رابطه مستقیم و معنادار بین وابستگی دولتی و ریسک سیستماتیک می باشد، به عبارتی می‌توان بیان کرد شرکت‌هایی که وابستگی دولتی دارند به‌احتمال فراوان در معرض ریسک سیاسی قرار می‌گیرند که خود یکی از عوامل مؤثر بر ریسک سیستماتیک می‌باشد، یا می‌توان گفت اثر نوسانات بازار بر سهام شرکت‌های دولتی بیشتر خواهد بود.

کردعلیوند و جاوید (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر ریسک سیستماتیک در کاهش آثار تحمیلی سیاست‌های تقسیم سود بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه‌ای بین سیاست‌های تقسیم سود و تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با ریسک سیستماتیک بالاتر وجود ندارد. با این وصف، رابطه خطی و مثبت بین سیاست‌های تقسیم سود و تصمیمات سرمایه گذاری در شرکت‌های با ریسک سیستماتیک پایین‌تر وجود دارد. اسلام پرست (۱۳۹۴) در اندازه‌گیری رابطه بین ریسک سیستماتیک و آسیب‌پذیری مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسید که بین اندازه شرکت، اهرم مالی (شاخص ریسک مالی شرکت)، رشد فروش و شاخص سودآوری در شرکت با آسیب‌پذیری مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد. اثر هموارسازی

---

۱. Philinpon & Richard
۲. Nicos

سود بر ریسک غیر سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که توسط اخگر و جلوزان (۱۳۹۴) موردمطالعه قرار گرفت نشان داد که هموارسازی سود باعث کاهش ریسک غیر سیستماتیک شرکت‌ها می شود و اندازه شرکت، نسبت نقدینگی، نسبت بدهی، تغییرپذیری سود، نوع صنعت با ریسک غیر سیستماتیک رابطه معناداری دارند. در پژوهش دیگری، قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳) در مطالعه رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، با بررسی اثر شتاب و ریسک نقد شوندگی به این نتیجه رسیدند که در طول قلمرو زمانی تحقیق، با توجه به روش رگرسیون گام‌به‌گام، عوامل صرف بازده بازار، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقد شوندگی جزء عواملی هستند که ارتباط معنی‌دار با بازده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارند. بحرینی و همکاران (۱۳۹۲) نیز در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تمرکز مالکیت بر ریسک سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین تمرکز مالکیت و ریسک سیستماتیک رابطه معنی‌داری وجود ندارد ولی با در نظر گرفتن اندازه شرکت به‌عنوان متغیر کنترلی این رابطه معنی‌دار می‌باشد و این تأثیر در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک است. در مطالعه شهرآبادی و بالسینی (۱۳۹۱) که به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و ریسک سیستماتیک بر بازده سهام عادی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک و قیمت نفت با بازده سهام شرکت‌ها رابطه مثبت و معناداری دارد. در پژوهش مشکی و ربانی (۱۳۹۰)، رابطه بین خطای پیش‌بینی سود با بازده غیرعادی و ریسک سیستماتیک موردبررسی قرار گرفت. آن‌ها با بررسی ۷۵ شرکت برای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و خطی بین خطای پیش‌بینی سود و بازده غیرعادی وجود دارد و همچنین بین خطای پیش‌بینی سود و ریسک سیستماتیکی رابطه‌ای مشاهده نکردند.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان بیان داشت که پژوهش‌های صورت گرفته تاکنون، متغیرهای متعددی از قبیل؛ روش‌های تأمین مالی، سیاست‌های تقسیم سود، هموارسازی سود، فرصت‌های رشد، اهرم مالی، اهرم عملیاتی، اندازه بدهی، بهره‌وری کسب‌وکار، نقدینگی، اندازه کسب‌وکار، ساختار سرمایه، اندازه حقوق صاحبان سهام، اندازه سود، تغییرپذیری سود و متغیرهای حسابداری بر ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک موردبررسی قرارگرفته است. پژوهش حاضر با بکارگیری مدل سه عاملی فاما و فرنچ که جزو معتبرترین مدل‌ها در زمینه تعیین ریسک سیستماتیک می‌باشد، سه متغیر بااهمیت که در اثرگذاری ریسک سیستماتیک سهم بالائی دارند را موردبررسی قرار می‌دهد. این سه متغیر شامل؛ اندازه سرمایه‌گذاری بلندمدت، ارزش بازار و ساختار سرمای شرکت می‌باشند.

در بازار سرمایه یکی از مهم‌ترین مباحث ارتباط بین ریسک و بازده است. مارکویتز [۱] به نقل از ادوین و گرابر [۲] پدر تئوری جدید پرتفوی محسوب می‌شود. وی در کتاب و مقاله خود، تئوری جدید پرتفوی خود را بر پایه میانگین و واریانس (ریسک) بازده پرتفوی قرار داد. وی معتقد بود که دو اصل کاهش ریسک در صورت

---

۱ . Markowitz

۲ . Edvin & Graber

ثابت بودن بازده و بالعکس افزایش بازده، در صورت ثابت بودن واریانس می‌تواند انتخاب‌های کارایی را برای سرمایه‌گذاران به همراه داشته باشد. از سوی دیگر در ادبیات مالی توانایی شرکت‌ها در شناسایی منابع مالی بالقوه برای استفاده در سرمایه‌گذاری‌ها و تهیه برنامه‌های مالی مناسب از عوامل اصلی رشد و پیشرفت شرکت به شمار می‌رود. بنابراین مدیریت شرکت در راستای تعیین منابع مالی مناسب باید هزینه منابع متعدد تأمین مالی را مشخص و آثاری را که این منابع مالی بر بازده و ریسک شرکت دارند تعیین نماید (دستگیر و بزاززاده، ۱۳۸۵)؛ اما ازآنجایی‌که هدف شرکت باید به حداقل رساندن هزینه تأمین مالی باشد، فروش اوراق بهادار باید به قیمتی بیشتر از ارزش فعلی وجوهی باشد، که شرکت به دارندگان این اوراق خواهد پرداخت. ازآنجاکه هزینه تهیه سرمایه برای شرکت، مبتنی بر نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران است، لذا مدیریت شرکت در تأمین این هدف باید سرمایه لازم را به نرخی کمتر از نرخ رایج بازار تهیه کند. از سوی دیگر، هزینه تأمین مالی مفهومی است که با هر دو معیار ریسک و بازده ارتباط دارد .بازده، مفهومی است که به عملیات واحد تجاری مربوط است، اما ریسک شرکت از یکسو با موقعیت عملیاتی و مالی واحد تجاری و از سوی دیگر با اعتقادات و تفکر سرمایه گذاران در ارتباط است، به‌عبارت‌دیگر، واکنش سرمایه‌گذاران در مقابل واحد تجاری– که مبتنی بر دریافت های آن‌ها از موقعیت واحد تجاری است - از عوامل مؤثر بر ریسک شرکت است. لذا تأثیر بر این اعتقادات و تفکرات به‌وسیله اطلاعات ارائه‌شده از سوی واحدهای تجاری که همان صورت‌های مالی هستند، ازجمله موضوعاتی است که تحقیق‌های متعددی را به خود مشغول داشته است.

در ادبیات سرمایه‌گذاری، اعتقاد بر این است که بازده سهام فقط تابعی از ریسک سیستماتیک است (فیشر و جردن[۱]،۱۹۹۱). ریسک سیستماتیک در اوراق بهادار بیانگر بخشی از تغییرپذیری در بازده اوراق در اثر دخالت عوامل مؤثر بر مجموعه‌ی بازار از قبیل تغییر در دورنمای کلی تجارت ایجاد می‌شود که با استفاده از معیاری تحت عنوان بتا اندازه‌گیری می‌شود. سرمایه‌گذار در قبال تحمل ریسک سیستماتیک بیشتر بازده بیشتری را خواستار است. ریسک غیر سیستماتیک یک ریسک اضافه‌ای است که تحمل آن هیچ‌گونه جبرانی برای سرمایه‌گذار ندارد و از طریق تنوع بخشیدن در اوراق بهادار و ایجاد سبد سرمایه‌گذاری تا حد زیادی کاهش‌یافته و یا به‌طور کامل می‌تواند حذف شود. عوامل مختلفی بر ریسک سیستماتیک تأثیرگذار هستند که با افزایش و یا کاهش این عوامل ریسک سیستماتیک تغییر می‌کند و در همان راستا بازده سهام تغییر می‌کند (لو و ژانگ، ۲۰۲۰).

مسئله اصلی پژوهش این است که چه متغیرها و عواملی وجود دارد که با شناسایی آن‌ها می‌توان اندازه اثر ریسک سیستماتیک شرکت را پیش‌بینی کرد و به‌وسیله تأثیری که بر بازده دارند بتوان سرمایه‌گذاری درستی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار انجام داد. بر اساس

---

۱ . Fischer & Jordan

یافته‌های مطالعات پیشین، ریسک سیستماتیک شرکت‌ها ارتباط معناداری با برخی مؤلفه‌های موجود در حساب‌های مالی شرکت‌ها دارد که مهم‌ترین این متغیرها شامل موارد زیر می‌باشد:

ساختار سرمایه: در دانش مالی به ترکیب منابع مالی گوناگون هر شرکت، ساختار سرمایه گویند (قالیباف اصل،۱۳۸۴). در بررسی ساختار سرمایه شرکت‌ها تلاش می‌شود تا ترکیب منابع مالی مختلف مورداستفاده آن‌ها در تأمین مالی فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های موردنیاز، تبیین شود (مایرز[۱]،۲۰۰۱؛ برونِن و همکاران[۲]،۲۰۰۶). همچنین، می‌توان گفت هدف از تعیین ساختار سرمایه ترکیب بهینه منابع مالی شرکت به‌منظور بیشینه‌سازی ثروت سهامداران آن است (جهانخانی و پارسائیان،۱۳۸۱). این موضوع که شرکت‌ها چگونه ترکیب منابع مالی راهبردی خود را انتخاب و تعدیل می‌کنند، مدت‌ها کانون توجه بسیاری از اقتصاددانان مالی بوده و هنوز هم منشأ بحث‌های فراوان است. البته، زمانی اعتقاد بر این بود که ماهیت چنین مسائلی به‌قدری پیچیده است که نمی‌توان به تدوین نظریه معقولی در این زمینه پرداخت. در حدود نیم‌قرن پیش وستون[۳](۱۹۵۵) باب آغاز بحث درباره امکان تدوین چنین نظریه‌هایی را گشود و ادامه چنین مباحثی درنهایت سبب شد تا مودیلیانی و میلر[۴](۱۹۸۵) نخستین نظریه ساختار سرمایه را تدوین کنند. مطالعات نشان می‌دهد از زمان انتشار مقاله آن‌ها، نظریه‌های گوناگون و الگوهای متعددی درباره ساختار سرمایه شرکت‌ها و چگونگی بهینه‌سازی آن‌ها تدوین‌شده است. بااین‌حال تنوع نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد که هیچ‌یک از نظریه‌ها و الگوهای فعلی به‌تنهایی نمی‌توانند عوامل مؤثر در تعیین ساختار سرمایه شرکت‌ها را کاملاً تبیین کنند. در ادامه نظریه‌های ارائه‌شده در زمینه ساختار سرمایه را موردبررسی قرار می‌گیرد تا تصویر صحیحی از ساختار سرمایه و نحوه بررسی آن به دست آید.

نظریه سنتی: ماهیت نظریه سنتی اثباتی گرایانه بوده و نشانگر تلاش برای شرح پدیده‌ها، به همان‌گونه‌ای که هستند، می‌باشد. در این رویکرد بیشتر به بررسی مجموعه قواعد مورداستفاده در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و مدیران پرداخته‌شده و کمتر به شرح دلایل به‌کارگیری قواعد مذکور و پیامدهای حاصل از آن پرداخته‌شده است. هدف رویکرد سنتی، شناخت تصمیم‌گیری‌های مالی ارزشمند در طول زمان و مشخص کردن ویژگی‌های شرکت‌هایی بوده که اقدام به چنین تصمیم‌گیری‌هایی نموده‌اند؛ زیرا در آن زمان تصور بر این بود که اتخاذ چنین رویکردی به تدوین مجموعه قواعدی برای تصمیم‌گیری‌های مالی خواهد انجامید (مرومار و لانکارسکی[۵]،۲۰۰۲).

---

۱ . Myers
۲ . Brounen
۳ . Weston
٤ . Modigliani & Miller
٥ . Mromar & Lancarski

در زمینه ساختار سرمایه شرکت‌ها نیز باور رایج در رویکرد سنتی این بوده که هر شرکت با توجه به ویژگی‌هایش از ظرفیتی عادی برای بدهی برخوردار است. منظور از ظرفیت مذکور سطحی از بدهی است که موجب کاهش هزینه‌های مالی شرکت می‌شود. در آن زمان، تصور بر این بود که تغییرات هزینه سرمایه شرکت تا آستانه ظرفیت مزبور بسیار کم است. چون تعیین ظرفیت بدهی شرکت نیز عملی نبود، تصمیم‌گیری های مالی به تجربه و حس درونی مدیران مالی شرکت بستگی داشت (دونالدسون[۱]،۱۹۶۱).

نظریه مودیلیانی و میلر: نظریه‌های نوین ساختار مالی از اواخر دهه ۱۹۵۰ و به عبارت دقیق‌تر از زمان انتشار مقاله معروف مودیلیانی و میلر در سال ۱۹۵۸ و ارائه نظریه استقلال ارزش شرکت از ساختار سرمایه آن مطرح شدند. آنان در نظریه خود چنین فرض کردند که هر شرکت دارای مجموعه معینی از جریان‌های نقدی مورد انتظار است. هنگامی‌که شرکت نسبت مشخصی از بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام را برای تأمین مالی تعیین می‌کند، درواقع، درباره چگونگی تقسیم جریان‌های نقدی پیش‌گفته در میان سرمایه‌گذاران گوناگون تصمیم می‌گیرد. همچنین، ازآنجاکه میزان دسترسی سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها به بازارهای مالی یکسان است، به‌گونه ای که سرمایه‌گذاران می‌توانند تمامی نیازهای مالی شرکت (فارغ از میزان آن) و تسویه تمام بدهی‌های ناخواسته‌ای را که شرکت متعهد به ایفای آن‌هاست، تأمین کنند، با توجه به مفروضات بالا، مودیلیانی و میلر نتیجه‌گیری کردند که بدهی‌ها و ساختار سرمایه هر شرکت تأثیری در ارزش بازار آن ندارد.

نظریه توازن: بر اساس این نظریه تصمیم‌گیرندگانی که راهبری شرکت را بر عهده‌دارند هزینه‌ها و منافع گزینه‌های مختلف تأمین مالی را در تصمیم‌گیری‌های مالی گوناگون خود مقایسه و ارزیابی می‌کنند. نسخه اولیه نظریه توازن برخاسته از مباحثی است که پس از تدوین نظریه مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) در میان صاحب‌نظران به وجود آمد. با اضافه شدن بحث مالیات بر درآمد شرکت‌ها به الگوی اولیه آن‌ها (مودیلیانی و میلر،۱۹۶۳)، موضوع مزایای مالیاتی بدهی‌ها و سپر مالیاتی ایجادشده توسط آن‌ها مطرح شد. با فرض خطی بودن تابع هدف شرکت و نبود هزینه‌های بحران مالی نیز این نظریه که ۱۰٪ تأمین مالی شرکت باید از محل بدهی‌ها باشد تقویت شد. باید توجه داشت که پرهیز از چنین پیش‌بینی‌های افراط‌گرایانه‌ای مستلزم در نظر گرفتن فرض مربوط به وجود هزینه‌های بحران مالی است که بارزترین نمونه آن هزینه ورشکستگی است. کراوس و لیتزنبرگر[۲] (۱۹۷۳) با دادن تعریفی از نظریه توازن، اظهار داشته‌اند که وجود ساختار سرمایه بهینه بیانگر وجود نوعی توازن میان مزایای مالیاتی حاصل از بدهی‌ها و هزینه‌های ورشکستگی است. به اعتقاد مایرز[۳] (۱۹۸۴)، در شرکت‌هایی که از الگوی نظریه توازن استفاده می‌کنند، نسبتی برای

---

۱. Donaldson
۲. Kraus& Litzenberger
۳. Myers

بدهی هدف تعیین و جهت حرکت شرکت به‌سوی آن تنظیم می‌شود. وی بر این باور است که این نسبت از طریق ایجاد نوعی تعادل میان منافع حاصل از سپر مالیاتی بدهی‌ها و هزینه‌های ورشکستگی معین می شود.

نظریه سلسله‌مراتب: ریشه نظریه سلسله‌مراتب را باید در افکار مایرز (۱۹۸۴) جستجو نمود که البته وی نیز خود تحت تأثیر عقایدی است که دونالدسون[۱] (۱۹۶۱) در کتاب خود مطرح کرده است. مایرز (۱۹۸۴) این بحث را مطرح می‌کند که بر اساس فرضیه مخالف گزینی، تأمین مالی از محل سود انباشته مطلوب‌تر از روش استقراض و روش استقراض، مطلوب‌تر از تأمین مالی از طریق انتشار سهام است. طبقه‌بندی مذکور، با توجه الگوی مخالف گزینی مایرز و مجلوف[۲] (۱۹۸۴) انجام‌شده است. البته، ترتیب به‌کاررفته در این طبقه‌بندی ممکن است ریشه در مباحث دیگری از قبیل تضادهای نمایندگی و مالیات نیز داشته باشد. به اعتقاد مایرز (۱۹۸۴) هنگامی‌که شرکت تأمین مالی درون‌سازمانی را به تأمین مالی برون‌سازمانی و تأمین مالی از محل استقراض را به تأمین مالی از طریق انتشار سهام ترجیح می‌دهد، می‌گوییم ساختار سرمایه شرکت بر اساس الگوی نظریه سلسله‌مراتب شکل گرفته است.

در میان الگوهای ارائه‌شده نیز دو ویژگی مشترک به نظر می‌رسد. ویژگی اول، خطی بودن تابع هدف شرکت است و ازاین‌رو، بااهمیت تلقی می‌شود که در مسائل برنامه‌ریزی خطی، عموماً به بهینه شدن یکی از نقاط گوشه‌ای منجر می‌شود. ویژگی مشترک دوم، سادگی نسبی الگوهای مبتنی بر نظریهٔ سلسله‌مراتب است. پیچیدگی الگوها و افزایش تعداد متغیرهای مربوط موجب گستردگی دامنهٔ پاسخ‌های موجّه و دشواری تحلیل نتایج می‌شود (خالقی مقدم و باغومیان،۱۳۸۵).

ارزش شرکت: در سال ۱۹۶۹ اقتصاددانی به نام جیمز توبین به‌منظور ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سرمایه‌گذاری استفاده نمود که این نسبت به معیار Q توبین شهرت یافت. وی بیان داشت که با استفاده از این نسبت می‌توان عملکرد شرکت‌ها را به گونه‌ی مطلوب‌تر اندازه‌گیری کرد. هدف توبین برقراری رابطه علت و معلولی بین معیار Q و میزان سرمایه‌گذاری انجام‌شده توسط شرکت بود، درصورتی‌که نسبت محاسبه‌شده از عدد ۱ بیشتر باشد به دلیل مازاد بازده سرمایه‌گذاری به نرخ هزینه سرمایه‌ی به کار گرفته‌شده شرکت‌ها انگیزه‌ی بالاتری برای سرمایه‌گذاری دارند. بدیهی است که اگر شرکت از تمامی فرصت‌های سرمایه‌گذاری به‌طور مطلوب بهره‌برداری کند ارزش نهایی Q به سمت عدد یک میل خواهد کرد.

پژوهشگرانی که در زمینه الگوی توبین Qبه پژوهش می‌پردازند، بر این عقیده‌اند که هرچند این الگو از پایه نظری مستحکمی برخوردار شده است، اما در مطالعات تجربی از قدرت توضیح دهندگی کمی

---

۱ . Donaldson
۲ . Myers & Majluf

درباره سرمایه‌گذاری برخوردار است. به‌عبارت‌دیگر $R2$ این الگو پایین و ضریب آن نیز اندک است. این در حالی است که دیگر متغیرها مثل تولید، سود و جریان نقدینگی ارتباط بیشتری با سرمایه‌گذاری نشان می‌دهند. تصمیم پیرامون سرمایه‌گذاری با سه مسئله مهم انتظارات، وقفه‌ها و ریسک روبرو است که پرداختن هم‌زمان به آن‌ها برای اقتصاددانان به‌سادگی مقدور نبوده است. نظریه Q ین مشکلات را به کمک اطلاعات به‌دست‌آمده از بازارهای مالی به‌نوعی حل کرد. همچنین، نسبت توبین Q ازجمله معیارهای تلفیقی است که مبتنی بر اطلاعات حسابداری و اطلاعات بازار بوده است که به اعتقاد پژوهشگران زیادی به‌عنوان بهترین معیار برای سنجش عملکرد و ارزش شرکت می‌باشد.

سرمایه‌گذاری: در علم اقتصاد، سرمایه‌گذاری به معنای خرید کالایی که در حال حاضر مصرف نمی‌شود اما در آینده فرد به آن نیاز پیدا خواهد کرد و آن کالا برای او سودآور خواهد بود، تعریف می‌شود. در علم مالی، سرمایه‌گذاری به این معنا است که فرد یک دارایی مالی نظیر سهام را خریداری نموده و پیش‌بینی می‌کند که آن دارایی مالی در آینده سودآور خواهد بود و قیمت آن افزایش پیدا خواهد نمود، لذا با فروش به قیمت بالاتر سود به دست خواهد آورد. سرمایه‌گذاری برحسب موضوع به دو دسته سرمایه‌گذاری فیزیک (واقعی) و سرمایه گذاری مالی تقسیم می‌شود. سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی عموماً شامل دارایی‌های مشهود مانند زمین، ماشین‌آلات و کارخانه‌ها می‌شوند، درحالی‌که سرمایه‌گذاری‌های مالی شامل قراردادهای مکتوب بر روی قطعه‌ای از کاغذ مانند سهام عادی و اوراق قرضه می‌باشند. همچنین سرمایه‌گذاری بر اساس زمان یا مدت به سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت (حداکثر یک سال) و سرمایه‌گذاری بلندمدت (بیش از یک سال) تقسیم می‌شود. سرمایه‌گذاری بر اساس خطر به سه نوع تقسیم می‌شود: الف) سرمایه‌گذاری با ریسک متناسب به‌نوعی سرمایه‌گذاری گفته می‌شود که ریسک آن متناسب با بازدهی است که از آن انتظار می‌رود. ب) سرمایه‌گذاری با ریسک نسبتاً بالا (سفته‌بازی) به‌نوعی سرمایه گذاری گفته می‌شود که در آن سرمایه‌گذار برای کسب بازده، ریسک بیشتری را تقبل می‌کند. ج) سرمایه‌گذاری با ریسک بسیار بالا (قمار) که به‌نوعی سرمایه‌گذاری گفته می‌شود که در آن فرد برای به دست آوردن بازده، ریسک بسیار زیادی را متحمل می‌شود. فاما و فرنچ در نوشتاری که یک سال بعد در سال ۱۹۹۳ ارائه کردند به‌منظور تشریح متوسط بازده سبد اوراق بهادار، مدل سه عاملی را پیشنهاد کردند که چِن[۱] (۲۰۰۵) نیز در بررسی صرف ریسک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار آمریکا ازاین‌رویکرد استفاده نموده است. مدل تجربی ارائه‌شده توسط فاما و فرنچ پیش‌بینی می‌کند که بازده مورد انتظار سبد اوراق بهادار مازاد بر نرخ بدون ریسک به‌وسیله حساسیت بازده سبد نسبت به سه عامل تشریح می‌شود: ۱. بازده سبد بازار مازاد بر نرخ بدون خطر $(R_m - R_f)$ ۲. اختلاف بین بازده سبد متشکل از سهام کوچک و بازده سبد متشکل از سهام بزرگ ۳. اختلاف بین بازده سبد متشکل از سهام با «نسبت بالای ارزش

---

۱. Chen

دفتری به ارزش بازار» دارایی و بازده سبد متشکل از سهام با «نسبت پایین ارزش دفتری به ارزش بازار» دارایی. مدل سه عاملی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$E(R_i) - R_f = b_i[E(R_m) - R_f] + S_i[E(SMB)] + H_i[E(HML)] \qquad (۱)$$

چنان‌که مشاهده می‌شود اختلاف بازده مورد انتظار سبد سهام و نرخ بدون ریسک، با سه عامل بازار، اندازه و ارزش رابطه خطی دارد. عامل اول صرف ریسک بازار است که همان عامل بتا (β_i) ارائه‌شده توسط CAPM می‌باشد. این عامل از طریق ($R_m - R_f$) اندازه‌گیری می‌شود و در فرمول رگرسیون ارائه‌شده توسط فاما و فرنچ، عامل بازار نامیده و با MKT نشان داده می‌شود.

عامل دوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ است که به آن عامل اندازه گفته می‌شود و با SMB نشان داده‌شده است.

$$SMB = \frac{(\frac{S}{L}+\frac{S}{M}+\frac{S}{H})}{۳} - \frac{(\frac{B}{L}+\frac{B}{M}+\frac{B}{H})}{۳} \qquad (۲)$$

در معادله (۲):

S/L = شرکت‌هایی که ازنظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

S/M= شرکت‌هایی که ازنظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است.

S/H= شرکت‌هایی که ازنظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

B/L= شرکت‌هایی که ازنظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

B/M= شرکت‌هایی که ازنظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است.

B/H= شرکت‌هایی که ازنظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

عامل سوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری پایین است که عموماً به آن عامل ارزش می‌گویند و با HML نشان داده‌شده است.

$$HML = \frac{(\frac{S}{H}+\frac{B}{H})}{۲} - \frac{(\frac{S}{L}+\frac{B}{L})}{۲} \qquad (۳)$$

مطالعات تجربی انجام‌شده شواهدی مبنی بر برتری مدل سه عاملی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در توصیف بازده متوسط سهام را فراهم آورده است. شواهد بیشتری که پژوهش فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۵ فراهم آورده مبین این حقیقت است که مدل سه عاملی یک مدل قیمت‌گذاری تعادلی است. ازاین‌رو در پژوهش حاضر، در گام نخست به محاسبه بتا شرکت‌های منتخب پرداخته و با لحاظ آن به‌عنوان مؤلفه ریسک سیستماتیک، در گام دوم با استفاده از مدل

رگرسیون که ترکیبی از مدل بالاچاندران و فاف[1] (۲۰۱۵) و لونکن و کالدیرا [2](۲۰۱۴) می‌باشد، به شرح زیر جهت تعیین رابطه بین متغیرهای پژوهش و ریسک سیستماتیک مورد پرداخته می‌شود:

$$BETA = \beta_0 + \beta_1 CS_{it} + \beta_2 LTM_{it} + \beta_3 FMV_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 EPS_{it} + \beta_7 DPS_{it} + \varepsilon \quad (۴)$$

در این مدل علاوه بر متغیرهای مدنظر این پژوهش، سایر متغیرهایی که در پژوهش‌های پیشین پیشنهادشده که اثر بااهمیتی بر ریسک سیستماتیک دارند نیز وارد مدل شده‌اند تا اثر متغیرهای این پژوهش، به‌درستی تعیین گردد. بر اساس معادله فوق:

CS = ساختار سرمایه شرکت iام در دوره t ام

LTM = سرمایه‌گذاری بلندمدت شرکت iام در دوره t ام

FMV = ارزش بازاری شرکت iام در دوره t ام

ROA = بازده دارایی شرکت iام در دوره t ام

ROE = بازده سرمایه شرکت iام در دوره t ام

EPS = سود هر سهم شرکت iام در دوره t ام

DPS = سود تقسیمی هر سهم شرکت iام در دوره t ام

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و برآورد مدل

جامعه آماری

جامعه‌ی آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. شرایط انتخابی جامعه هدف به شرح ذیل می‌باشد:

۱- بازده زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا پایان ۱۳۹۵ می‌باشد. بنابراین شرکت‌ها می بایست قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته‌شده و تا پایان سال ۱۳۹۵ در بورس فعال باشد.

۲- شرکت‌های هلدینگ، بیمه، لیزینگ، بانک‌ها، مؤسسات مالی و سرمایه‌گذاری به دلیل حذف اثر مضاعف، از نمونه حذف شدند.

۳- دوره مالی همه شرکت‌ها یکسان و منتهی به ۲۹ اسفند در نظر گرفته‌شده است و همچنین طی بازه زمانی پژوهش تغییری در سال مالی وجود نداشته باشد.

۴- شرکت طی سال مالی موردمطالعه وقفه معاملاتی بیش از ۴ ماه نداشته باشد.

پس از مدنظر قرار دادن کلیه معیارهای بالا، تعداد ۱۹۵ شرکت به‌عنوان جامعه غربالگری شده باقیمانده است که تمامی آن‌ها به‌عنوان جامعه هدف تحقیق انتخاب‌شده‌اند؛ بنابراین مشاهدات طی بازه زمانی ۱۳۹۰ لغایت ۱۳۹۵، ۱۱۷۰ نمونه (۶ سال × ۱۹۵ شرکت) می‌باشد.

آمار توصیفی

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با بخش آمار توصیفی و با محاسبه شاخص‌های مرکزی ازجمله میانگین، میانه و شاخص‌های پراکندگی ازجمله انحراف معیار، چولگی و کشیدگی آغاز می‌گردد. جدول شماره (۱) خلاصه‌ای از متغیرهای مستقل و وابسته و کنترلی و جدول (۲) پارامترهای نمونه را ارائه می‌دهند:

جدول ۱. خلاصه متغیرهای پژوهش

نام متغیر	علامت اختصاری	نوع متغیر	نحوه محاسبه
ساختار سرمایه	CS	مستقل	کل بدهی به حقوق صاحبان سهام
سرمایه‌گذاری	INV	مستقل	کل سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت شرکت
ارزش بازار شرکت	FV	مستقل	ارزش بازار سهم تقسیم بر ارزش خالص شرکت
ریسک سیستماتیک	Beta	وابسته	با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ به دست می‌آید
بازده دارایی	ROA	کنترلی	سود خالص به کل دارایی شرکت
بازده سرمایه	ROE	کنترلی	سود خالص به حقوق صاحبان سهام
سود هر سهم	EPS	کنترلی	سود پس از کسر مالیات شرکت بر تعداد کل سهام
سود تقسیمی هر سهم	DPS	کنترلی	سود پرداختی یا تقسیمی شرکت، بر تعداد کل سهام

جدول ۲. آمار توصیفی برای متغیرهای پژوهش

نام متغیر	علامت اختصاری	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
ریسک سیستماتیک	Beta	۰/۲۴	۰/۱	۰/۲۹	۰/۱	۱/۶۵
ساختار سرمایه	CS	۱/۰۱	۱/۳	۰/۵۰	۰/۰۰۰	۱/۹۹
سرمایه‌گذاری	INV	۸/۳۱	۹/۳۲	۱/۹۸	۵/۰۲	۱۰/۶۸
ارزش بازار شرکت	FV	۱/۰۲	۱/۰۲	۰/۶۷	۰/۱	۱/۹۹
بازده دارایی	ROA	۰/۳۶	۰/۱۲	۰/۵۳	−۰/۳	۱/۵۰
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۲۴	−۰/۱۹	۰/۶۹
سود هر سهم	EPS	۰/۰۲۲	۰/۰۰۰	۰/۲۱	−۰/۲۹	۴/۲۱
سود تقسیمی هر سهم	DPS	۰/۰۲	۰/۰۰۰	۰/۲۴	−۰/۶۴	۴/۳۱

با بررسی نتایج مشاهده می‌شود که همه متغیرها میانگین و میانه نزدیک به یکدیگر دارند که نشان از متقارن بودن توزیع آن‌ها دارد. پراکندگی کمتر میزان اعتماد به مقدار میانگین را افزایش می‌دهد. درواقع اگر انحراف معیار بزرگ باشد، داده‌های حول میانگین نیستند و دور از میانگین پراکنده‌اند. با توجه به نتایج می‌توان گفت که داده‌ها حول میانگین توزیع شده‌اند. در بررسی نرمال بودن توزیع داده‌های مربوط به متغیر وابسته، از آزمون کلموگروف –اسمیرنف استفاده گردید. درصورتی که مقدار احتمال کوچک‌تر از ۰,۰۵ باشد، فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها رد می‌شود. در جدول (۳) نتایج آزمون کلموگروف –اسمیرنف ارائه‌شده است. ازآنجایی که مقدار احتمال برای متغیر وابسته (ریسک سیستماتیک)، صفر است، بنابراین فرض نرمال بودن رد می‌شود؛ بنابراین لازم است متغیر قبل از آزمون فرضیه‌ها نرمال‌سازی شود. یکی از راه‌های مفید تبدیل متغیر توسط تابع لگاریتم طبیعی می‌باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون کلموگروف – اسمیرنوف

متغیر	پارامترهای نرمال		فرض صفر کلموگروف – اسمیرنوف	مقدار احتمال	نتیجه	
	میانگین	انحراف معیار				
ریسک سیستماتیک	۰/۲٤	۰/۲۹	توزیع Beta نرمال است	۰,۰۰۰	رد فرض صفر	قبل از نرمال‌سازی
	۰/۰۹	۰/۳۷	توزیع LnBeta نرمال است	۰/۰۷	پذیرش فرض صفر	بعد از نرمال‌سازی

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، پس از به‌کارگیری تابع لگاریتم طبیعی، متغیر وابسته ریسک سیستماتیک نرمال شد. در ادامه از توزیع نرمال شده‌ی متغیر استفاده می‌شود. در بررسی همبستگی بین متغیرها، از ضریب همبستگی پیرسون استفاده می‌شود که روشی پارامتری است و برای داده‌هایی با توزیع نرمال یا تعداد داده‌ها زیاد استفاده می‌شود. همبستگی برای کلیه متغیرها در سطح خطای ۵ درصد می‌باشد و نتایج در جدول (۴) نشان ارائه‌شده است:

جدول ٤. نتایج آزمون همبستگی پیرسون

ضریب همبستگی (معناداری)	BETA	CS	INV	FV	ROA	ROE	EPS	DPE
BETA	۱							
CS	۰/۱۸	۱						
INV	-۰/۱۰	-۰/۰٤	۱					
FV	-۰/۰۵	-۰/۱۲٦	-۰/۲۰	۱				
ROA	-۰/۳۰	-۰/۲۷	-۰/۰۸	۰/۵۸	۱			
ROE	-۰/۱۷	۰/۱۰	-۰/۰۸	۰/۵٤	۰/٦٦	۱		
EPS	-۰/۰٤	-۰/۰۰٤	۰/۰٤۹	۰/۰٦	۰/۱۵۵	۰/۱۰۷	۱	
DPS	-۰/۰٤	-۰/۰۱۰	۰/۰۵۹	۰/۰۷	۰/۱۵۸	۰/۱۱۱	۰/۹۹	۱

برآورد مدل

قبل از برآورد مدل لازم است آزمون‌هایی در رابطه با متغیرهای موردمطالعه انجام شود تا بتوان مدل را با اعتبار بیشتری تخمین زده و نتایج حاصل از تخمین مدل معتبر باشد. با توجه به اینکه عدم مانایی متغیرها موجب ایجاد رگرسیون‌های کاذب می‌شود، به این منظور نتایج آزمون مانایی لوین-لین-چو در جدول (۵) ارائه‌شده است.

جدول ۵. آزمون مانایی

نام متغیر	آزمون ریشه واحد LLC[1]
BETA	-٤,٩٨ (٠,٠٠٠٠)
CS	-١٦,٨٨ (٠,٠٠٠٠)
INV	-٦,٤٥ (٠,٠٠٠٠)
FV	-١,٥ (٠,٠٦)
ROA	-٢,٤٢ (٠,٠٠٧)
ROE	-٤,١٨ (٠,٠٠٠٠)
EPS	-٨,١٣ (٠,٠٠٠٠)
DPS	-٣,٧٢ (٠,٠٠٠١)

مأخذ: یافته‌های پژوهش اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال مربوط به آماره آزمون می‌باشد.

چنانچه احتمال مربوط به آماره لوین، لین و چو آن کمتر از ۵ صدم باشد فرضیه صفر مبنی بر نامانایی را نمی‌توان پذیرفت. لذا با اطمینان ۹۹ درصد متغیرهای موردمطالعه مانا هستند.

با توجه به اینکه روش کار در این مطالعه بر اساس رویکرد پانل دیتا است، بر اساس ادبیات اقتصادسنجی داده‌های پانل، قبل از تخمین مدل لازم است با استفاده از آزمون‌های تشخیص مدل مناسب را از میان مدل‌های تجمعی یا تلفیقی، اثرات ثابت و تصادفی انتخاب کرد. نتایج آزمون‌های تشخیص در جدول (۶) ارائه‌شده است.

۱ . Levin-Lin-Chu Unit Root Test

جدول ٦. آزمون‌های تشخیص مدل‌های پانل ایستا

آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
F لیمر	F (۱۹٤)=٥,٨٥	۰,۰۰۰۰	عدم پذیرش فرضیه صفر مبتنی بر مدل تلفیقی
LM ضریب لاگرانژ	X۲ (۱)=٥۳,۹	۰,۰۰۰۰	عدم پذیرش فرضیه صفر مبتی بر عدم وجود اثرات تصادفی در مقابل اثرات تلفیقی
نتیجه: مدل پانل با اثرات تصادفی پذیرفته می‌شود.			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه آزمون F لیمر حاکی از آن است که نمی‌توان مدل را به‌صورت تلفیقی تخمین زد لذا مدل با اثرات ثابت انتخاب می‌شود. نتایج آزمون ضریب لاگرانژ که فرضیه مدل داده‌های تلفیقی در مقابل مدل اثر تصادفی را آزمون می‌کند نشان می‌دهد در مدل اثرات تصادفی وجود دارد. لذا مدل پانل با اثرات تصادفی انتخاب می‌شود.

در ادامه لازم است فروض مربوط به واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی نیز موردبررسی قرار گیرد. نتایج به شرح جدول (۷) می‌باشد.

جدول ۷.آزمون واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی

آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
همسانی واریانس (نسبت راست نمایی LR)	X۲ (۱۹٤)=۹۷,۳۲	۰,۰۰	عدم پذیرش فرضیه صفر مبتنی بر واریانس همسانی جملات اخلال
عدم وجود خودهمبستگی (آزمون وولدریج)	F (۱ ,۱۹٤) = ۲۷,٦٦	۰,۰۰۱	عدم پذیرش فرضیه صفر مبتی بر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول جملات اخلال
نتیجه: مدل دارای واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی از مرتبه اول می‌باشد.			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در رابطه با آزمون نسبت راست نمایی فرضیه صفر مبتنی بر این است که مدل مقید (مدل دارای واریانس همسانی) در مدل نامقید (مدل دارای واریانس ناهمسانی) آشیانه[1] شده است. در صورت رد فرضیه صفر لازم است مدل نامقید با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس تخمین زده شود

۱ . Nested

(محمدزاده و همکاران،۱۳۸۹). در مورد آزمون خودهمبستگی در داده‌های تابلویی نیز وولدریج[۱] (۲۰۰۲) آزمون خودهمبستگی ساده‌ای (نیاز به مفروضات کمتر) را در مورد داده‌های پانل پیشنهاد می‌کند که در آن جملات اخلال از فرایند خود رگرسیونی مرتبه اول AR(۱) تبعیت می‌کنند. فرضیه صفر در آزمون وولدریج عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول در جملات اخلال مدل می‌باشد. نتایج دو آزمون فوق نشان می‌دهد مدل دارای واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی از مرتبه اول می‌باشد.

جدول ۸. برآورد مدل پژوهش

متغیر وابسته: ریسک سیستماتیک				
پارامترها	**مقدار ضرایب**	**مقدار t**	**مقدار احتمال**	**نتیجه**
ریسک سیستماتیک در دوره قبل	۰/۱۰-	۱/۹۶-	۰/۰۵	رابطه معنادار و منفی
ساختار سرمایه	۰/۰۷	۵/۵۸	۰/۰۰۰	رابطه معنادار و مثبت
سرمایه‌گذاری بلندمدت	۰/۰۰۰۹-	۱/۹۷-	۰/۰۴۲	رابطه معنادار و منفی
ارزش بازار شرکت	۰/۰۱۶	۲/۹۰۹	۰/۰۰۳۷	رابطه معنادار و مثبت
بازده دارایی	۰/۰۸-	۱۲/۵۰-	۰/۰۰۰	رابطه معنادار و منفی
بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۰۴	۲/۰۱	۰/۰۴۴	رابطه معنادار و مثبت
سود هر سهم	۰/۰۷۶	۱/۲۰۲	۰/۲۲	عدم معناداری
سود تقسیمی هر سهم	۰/۰۵۸-	۱/۰۰۹-	۰/۳۱۲	عدم معناداری
عرض از مبدأ	۰/۵۴	۲۲/۱۵	۰/۰۰۰	-
مقدار F		۱۹۴/۲۶	مقدار احتمال F	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۹۷۵	دوربین واتسون	۱/۵۴
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۹۷۰		
آزمون والد		Wald Test		(۴۰۵,۹) ***
خودهمبستگی مرتبه اول		AR(۱)[۲]		(-۲,۴)
خودهمبستگی مرتبه دوم		AR(۲)[۳]		(۰,۴۶) *
آزمون سارگان		Sargan test[۴]		(۱۰,۰۲)[۵] *

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* ، ** و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد ، ۵ درصد و ۱ درصد است.

۱ . Wooldrige
۲ . Arellano-Bond test that first-order autocorrelation is ۰ (H۰: no autocorrelation)
۳ . Arellano-Bond test that second-order autocorrelation is ۰ (H۰: no autocorrelation)
۴ . The test for over-identifying restrictions in GMM dynamic model estimation
۵ . Chi۲(۳۴)=۴۸,۶.جدول با سطح اطمینان ۹۵ درصد است

با توجه به وجود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی، به‌منظور برآورد مدل با کارایی و دقت بالا از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) سیستمی که توسط آرلانو و باور[۱] (۱۹۹۵) و بلاندل و بوند[۲] (۱۹۹۸) پیشنهادشده است، استفاده می‌شود. درواقع این الگو قادر است یک سیستم دو معادله‌ای هم‌زمان را تخمین بزند. به این صورت که یکی از آن دو معادله در سطح متغیرها است که در آن وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرها به‌عنوان ابزار هستند و دیگری معادله تفاضل مرتبه اول است که در آن وقفه سطح متغیرها به‌عنوان ابزار در نظر گرفته می‌شود. به‌علاوه، از یک برآوردگر قوی ماتریس واریانس-کواریانس[۳] نیز برخوردار است. به این دلیل این رویکرد کارایی تخمین را با افزایش شرایط گشتاوری افزایش می‌دهد (بلاندل و بوند،۱۹۹۸؛ آرلانو و بوند، ۱۹۹۱؛ آرلانو و باور،۱۹۹۵). در این مطالعه نیز به‌منظور دستیابی به یک مدل کاراتر نسبت بهروش‌های پویای موجود، از GMM سیستمی دومرحله‌ای بر اساس روش پیشنهادی آرلانو-باور/بلاندل-بوند استفاده‌شده است و نتایج در جدول ارائه‌شده است.

پیش از تفسیر نتایج مدل نهایی لازم به ذکر است که به لحاظ معتبر بودن این مدل، تائید فرضیه صفر آزمون سارگان حاکی از اعتبار متغیرهای ابزاری و نیز تائید فرضیه صفر آماره مربوط به AR(۲) بیانگر عدم وجود خودهمبستگی از مرتبه دوم می‌باشد. در کنار این آزمون‌ها، معنی‌داری کلی رگرسیون با استفاده از آماره آزمون والد با توزیع کای دو و درجه آزادی معادل با متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت نیز ارائه‌شده است. فرضیه صفر این آزمون مبتنی بر صفر بودن تمامی ضرایب است که با اطمینان ۹۹ درصد نمی‌توان فرضیه صفر آن را پذیرفت و درنتیجه اعتبار ضرایب برآورد شده تائید می‌شود.

بررسی معناداری متغیرهای مستقل نشان می‌دهد که به‌استثنای دو متغیر سود هر سهم و سود تقسیمی هر سهم، سایر متغیرها تأثیر معناداری بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها در سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد دارند. بر اساس جدول (۸)، اثر منفی و معنادار وقفه متغیر وابسته به معنای تائید ماهیت پویای مدل برآوردی می‌باشد و ضریب آن مطابق با تئوری کمتر از قدر مطلق ۱ می‌باشد. ساختار سرمایه تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک شرکت‌ها دارد. به عبارتی با افزایش ۱ درصد در نسبت کل بدهی به حقوق صاحبان سهام، میزان ریسک سیستماتیک شرکت‌ها در حدود ۷ درصد افزایش می یابد که این موضوع بر اساس اصول حسابداری منطقی به نظر می‌رسد. بدین معنا که با افزایش اندازه بدهی‌های شرکت (به معنای کاهش اندازه حقوق صاحبان سهام)، ضریب ریسک سیستماتیک شرکت افزایش می‌یابد. با افزایش این ضریب و وجود رابطه بین ریسک و بازده (مدل سه عاملی فاما فرنچ)، اثر صرف ریسک بازار بر بازده مازاد شرکت افزایش خواهد یافت. به عبارت روشن‌تر، به

---

۱. Arellano & bover
۲. Blundel & Bond
۳. Robust Estimator of The Variance-Covariance Matrix

دلیل وجود ریسک (در اینجا ریسک عدم توانایی بازپرداخت بدهی‌ها) سرمایه‌گذار درخواست مازاد بازده بالاتر از سهام شرکت خواهد داشت. این نتیجه همسو با تئوری‌های مالی می‌باشد. در دوران تنش بازار که نشان از وضعیت نامناسب اقتصاد کشور دارد، سرمایه‌گذاران از شرکت‌های با اهرم مالی بالای دور می‌جویند، چراکه این‌گونه شرکت‌ها با ریسک عدم توانایی در بازپرداخت بدهی‌ها مواجه خواهند شد. نتیجه این فرضیه هم‌راستا با نتایج پژوهش‌های دروبتز، منزل و اسچرودر (۲۰۱۶)، شورت و استربولیو (۲۰۱۴)، فیلیپون و ریچاردسون (۲۰۱۰)، بهمنی (۱۳۹۵)، فرج پور (۱۳۹۳)، مبنی بر اهمیت ریسک سیستماتیک در تصمیمات مربوط به اهرم مالی شرکت‌ها می‌باشد.

علاوه بر ساختار سرمایه، با افزایش ۱ درصد در ارزش بازاری شرکت و بازدهی حقوق صاحبان سهام، ریسک سیستماتیک شرکت‌ها نیز به ترتیب ۱/۶ و ۴ درصد افزایش می‌یابد. بااین‌وجود مجموع اثر آن‌ها کمتر از اثر ساختار سرمایه بر ریسک شرکت‌ها می‌باشد. در خصوص ارتباط بین ارزش بازاری و ریسک سیستماتیک شرکت‌ها می‌توان بیان داشت که با افزایش این ضریب و وجود رابطه بین ریسک و بازده، اثر صرف ریسک بازار بر بازده مازاد شرکت افزایش خواهد یافت. به عبارت روشن‌تر، سرمایه‌گذار درخواست مازاد بازده بیشتری از سهام شرکت بابت قبول ریسک خواهد داشت. این موضوع را می‌توان بدین‌صورت تفسیر نمود که شرکت‌های بزرگ‌تر بیشتر در معرض نوسانات اقتصادی قرار دارند و ریسک ناشی از تصمیمات کلان اقتصادی اثرات سنگینی بر این شرکت‌ها می‌گذارد. اگرچه این شرکت‌ها توان مالی بالائی در برخورد با شرایط نامناسب اقتصادی دارند، اما اثرات تغییرات اقتصادی و تصمیمات کلان اقتصادی بر بازده این شرکت‌ها به‌مراتب بالاتر است و سبب نوسانات بااهمیت در بازدهی مازاد این شرکت‌ها می‌گردد. این نتایج همسو با نتایج قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳) و شین و استولز (۲۰۰۰) مبنی بر ارتباط معنادار ارزش شرکت با مازاد بازده بازار، می‌باشد.

از سوی دیگر بازدهی دارایی‌ها و سرمایه‌گذاری بلندمدت تأثیر معنادار و منفی بر ریسک شرکت‌ها دارد، به‌گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد بازدهی دارایی‌های شرکت‌ها، میزان ریسک سیستماتیک آن‌ها در حدود ۸ درصد کاهش می‌یابد. همچنین با افزایش ۱ درصد در سرمایه‌گذاری بلندمدت شرکت‌ها، ریسک آن‌ها اگرچه در کوتاه‌مدت کمتر از یک درصد کاهش می‌یابد، اما در بلندمدت این متغیر تأثیر خود را بیشتر بجا می‌گذارد. در خصوص تفسیر این متغیر می‌توان بیان داشت که با کاهش این ضریب و وجود رابطه بین ریسک و بازده، اثر صرف ریسک بازار بر بازده مازاد شرکت کاهش خواهد یافت. به عبارت روشن‌تر، سرمایه‌گذار درخواست مازاد بازده کمتری از سهام شرکت بابت قبول ریسک خواهد داشت. بدیهی است افزایش میزان سرمایه‌گذاری بلندمدت در ایجاد ثبات درآمدی شرکت در شرایط بحرانی بسیار کمک‌کننده خواهد بود و این موضوع در ایجاد

احساس امنیت در بین سرمایه‌گذاران بسیار مؤثر خواهد بود. با این توضیح که شرکت با افزایش سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف و در کشورهای مختلف ریسک‌هایی که شرکت و کشور را تهدید می‌کند را کاهش می‌دهد.

میزان ضریب تعیین مدل نیز برابر با ۰/۹۷۵ است یعنی در حدود ۹۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل بیان می‌گردد که این میزان ضریب بسیار قوی است و این مسئله نشان‌دهنده ارتباط قوی بین متغیرهای مستقل با متغیر وابسته می‌باشد.

نتیجه‌گیری و بحث

این مطالعه با استفاده از روش داده‌های ترکیبی به دنبال یافتن ویژگی‌هایی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار است که بتواند با استفاده از آن‌ها اندازه اثر ریسک سیستماتیک را برآورد کند. اهمیت ریسک سیستماتیک در غیرقابل کاهش بودن است؛ بنابراین مسئله‌ای که در اینجا مطرح است این است که چه متغیرها و عواملی وجود دارند که با شناسایی آن‌ها می‌توان اندازه اثر ریسک سیستماتیک شرکت را پیش‌بینی کرد تا بتوان به‌وسیله تأثیری که بر مازاد بازده شرکت‌ها دارند، سرمایه‌گذاری درستی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار انجام داد؟ ویژگی‌هایی که در این پژوهش به آن‌ها پرداخته شد، اندازه بدهی (ساختار سرمایه)، سرمایه‌گذاری بلندمدت و ارزش بازاری شرکت‌ها می‌باشد. برای انجام این پژوهش داده‌های ۱۹۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۹۵ که اطلاعات آن‌ها در دسترس بوده و وقفه در ارائه صورت‌های مالی سالانه خود نداشتند مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته و روش بررسی نیز گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SYS-GMM) بود که از نتایج این روش از اعتبار بسیار بالایی برخوردار است.

با توجه به نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و اجرای مدل، ضریب ریسک سیستماتیک (عامل بتا) تأثیر مثبتی از با اندازه بدهی (ساختار سرمایه)، ارزش بازاری و بازه حقوق صاحبان سهام می‌پذیرد اما در طرف مقابل از بازده دارایی و سرمایه‌گذاری بلندمدت تأثیر منفی می‌پذیرند. در پایان پیشنهاد می‌گردد سرمایه‌گذاران در بازار سهام در ارزیابی میزان ارزندگی در مقابل ریسک سهام شرکت‌ها به مؤلفه‌های ارائه‌شده (به نسبت میزان اثرگذاری) وزن بیشتری قائل شوند. همچنین پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی از سایر شاخص‌های اندازه‌گیری ریسک و متغیرهای مستقل تأثیرگذار بر آن موردتوجه قرار گیرد.

منابع

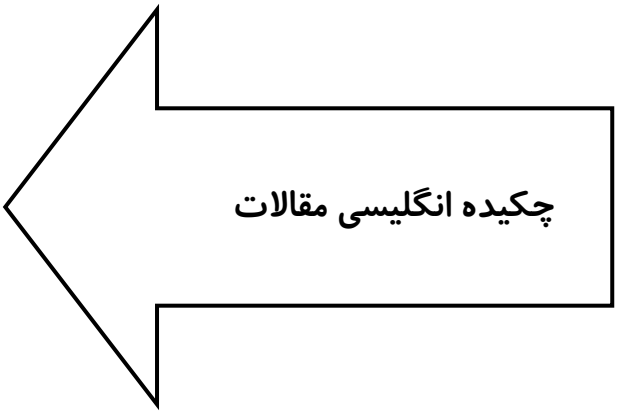
- ابزری، مهدی، صمدی، سعید، تیموری، هادی (۱۳۸۶)، بررسی عوامل مؤثر بر ریسک و بازده سرمایه‌گذاری در محصولات مالی، روند، شماره ۵۴ و ۵۵، ص ۱۲۳-۱۵۲.
- اخگر، محمدامین، جلوزان، ثریا (۱۳۹۴)، بررسی اثر هموارسازی سود و کاهش ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابداری، دوره ۶، شماره ۲۰، ص ۱۲۳-۱۴۵.
- اسلام پرست، نیلوفر (۱۳۹۴)، اندازه‌گیری رابطه بین ریسک سیستماتیک و آسیب‌پذیری مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانشگاه آزاد واحد شهر قدس.
- بحرینی، مریم، علی نژاد، مهدی و شول، عباس (۱۳۹۲)، بررسی تأثیر تمرکز مالکیت بر ریسک سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، دومین همایش ملی علوم مدیریت نوین، گرگان، موسسه آموزش عالی غیرانتفاعی حکیم جرجانی
- بیات مرتضی، زلقی حسن ,هاشمی طاهر (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر وابستگی دولتی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، راهبرد مدیریت مالی، ۴ (۳)، ۱۳۷-۱۲۱.
- حاجیها زهره,صفری فاطمه (۱۳۹۷)، بررسی ارتباط ریسک سیستماتیک سهام و چولگی بازده سهام، مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۶ (۱)، ۱۰-۱
- خالقی مقدم، حمید، باغومیان، رافیک (۱۳۸۵)، مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه، پیک نور، سال ۵، شماره ۴، ص ۵۸-۸۲.
- ذوالفقاری، مهدی، سحابی، بهرام، مهرگان، نادر، سارنج علیرضا (۱۳۹۴)، بررسی انواع ریسک نوسانات نرخ ارز و شیوه های مدیریت آن: مبانی نظری و مرور تجربیات کشورها، ۴ (۱۹)، ۳۲-۱.
- شهرآبادی، ابوالفضل، بالسینی، الناز (۱۳۹۱)، بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و ریسک سیستماتیک بر بازده سهام عادی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات کمی در مدیریت، دوره ۳، شماره ۳، ص ۱۷-۳۴.
- عسکری نژادامیری علی ,فدایی نژاد، محمداسماعیل ,اسدی، غلامحسین (۱۳۹۸)، تأثیر عوامل اقتصاد کلان و رویدادهای شرکتی بر شاخص ریسک سیستماتیک بر اساس رویکرد بتای پرشی، دانش سرمایه‌گذاری، ۸ (۲۹)، ۲۹-۳۳.
- قالیباف اصل، حسن (۱۳۸۴)، مدیریت مالی، مفاهیم و کاربردها، چاپ دوم، تهران: انتشارات پوران پژوهش.

- قالیباف اصل، حسن، ایزدی، محسن (۱۳۹۳)، رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: اثر شتاب و ریسک نقد شوندگی، سال ۲۱، شماره ۷، ص ۸۴-۱۰۴.
- کردعلیوند، زهرا، جاوید، داریوش (۱۳۹۴)، بررسی تأثیر ریسک سیستماتیک در کاهش آثار تحمیلی سیاست‌های تقسیم سود بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، ششمین کنفرانس بین‌المللی اقتصاد، مدیریت و علوم مهندسی.
- گرجی زاده، داوود (۱۳۸۹)، بررسی معناداری بین ریسک سیستماتیک و رشد سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشگر، شماره ویژه، ص ۱-۱۸.
- مجتهدزاده، ویدا، طارمی، مریم (۱۳۸۵)، آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام، پیام مدیریت، شماره ۱۷ و ۱۸، صص ۱۰۹-۱۳۲.
- موسوی، سیدعلیرضا، کشاورز، حمیده (۱۳۹۰)، بررسی رابطه عوامل ساختار سرمایه و طبقات ریسک سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشگر، دوره ۸، شماره ویژه‌نامه، ص ۱۹-۳۶.
- Abzari, Mehdi, Samadi, Saeed, Teymoori, Hadi (۱۳۸٦) Studying the effective factors of risk and return on financial instruments, Ravand, vol. ٥٤-٥٥, pp. ۱۲۳-۱٥۲(.in Persian).
- Akhgar, Mohammad Amin, Jelozan, Soraya (۱۳۹٤), the impact of income smoothing and reduction of unsystematic risk of TSE listed companies, journal of accounting knowledge, vol. ٦, serial No. ۲۰, pp.۱۲۳-۱٤٥(.in Persian).
- Anderson, G. A. Hamid, S. and Prakash, A. J. (۱۹۹۴), A Note on the Relationship between Systematic Risk and Growth in Earnings, Journal of Business Finance and Accounting, ۲۱(۲), ۲۹۳-۲۹۷. https://doi.org/۱۰,۱۱۱۱/j.۱۴۶۸-۵۹۵۷,۱۹۹۴.tb۰۰۳۲۰.x
- Askarinejad Amiri, Ali, Fadaeenejad, Mohammadesmaeel, Asadi, Gholahossein (۱۳۹۸), Macroeconomics variables and corporate events effect on systematic risk according to jump beta, investment knowledge, ۸ (۲۹), pp. ۲۹-۳۳(.in Persian).
- Bahreini, Maryam, Alinejad, Mehdi, Shool, Abbas (۱۳۹۲), the effect of ownership concentration on systematic risk of TSE listed companies, ۲nd national conference of modern managerial science, Gorgan, hakim jorjani institute of higher education(.in Persian).
- Ball, R. and P. Brown. (۱۹۶۹), An empirical evaluation of accounting income numbers, Journal of Accounting Research, I٥۹-۱۷۸.
- Bayat, Morteza, Zalghi, Hasan, Hashemi, Taher (۱۳۹٥), evaluating of the effect of government-dependecny on systematic risk of TSE listed companies, journal of financial management strategy, vol. ٤ (۳), pp. ۱۲۱-۱۳۷; in persian.
- Black, F. M. Jensen and M. Scholes, (۱۹۷۲), The capital asset pricing model: Some empirical tests, in: M. Jensen. ed. Studies in the theory of capital markets.

- Brimble, M. A. (۲۰۰۳), The Relevance of Accounting Information for Valuation and Risk, www۴.gu.edu.au:۸۰۸۰/adt-root/uploads/.
- Brounen, D. Jong, A.D. and Koedijk, K. (۲۰۰۶), Capital structure policies in Europe: Survey evidence, Journal of Banking and Finance, vol. ۳۰, issue ۵, ۱۴۰۹-۱۴۴۲.
- Donaldson, G. (۱۹۶۱), Corporate debt capacity; a study of corporate debt policy and the determination of corporate debt capacity, Boston, Division of Research, Graduate School of Business Administration, Harvard University.
- Eskew, R. K. (۱۹۷۹), The Forecasting Ability of Accounting Risk Measures: Some Additional Evidence, Accounting Review, Vol. ۴۵, No. ۱. pp. ۱۰۷-۱۱۷.
- Eslamparast, Niloofar (۱۳۹٤), evaluating of relation between systematic risk and financial vulnerability of TSE listed companies, Islamic Azad University Shahr-e-Qods Branch(.in Persian).
- Fama, E. and J. Macbeth (۱۹۷۳), Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, Journal of Political Economy, May/June, ۶۰۷ ۶۳۶.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, (۱۹۹۲a), The Cross-Section of Expected Stock Returns, Journal of Finance, ۴۷, pp. ۴۲۷-۴۶۵
- Fischer, D.E. & Jordan, R. (۱۹۹۱), Security Analysis and Portfolio Management, Prentice Hall, Investment analysis - ۷۶۸ pages,۵th Edition.
- Ghalibaf asl, Hasan (۱۳۸٤), financial management; principles and implications, ۲nd issue, Tehran: pouran pajoohesh publication(.in Persian).
- Ghalibaf asl, Hasan, Izadi, Mohsen (۱۳۹۳), the relationship between risk and return in TSE listed companies: the effect of acceleration and liquidity risk, vol. ۲۱, No. ۷, pp.۸٤-۱۰٤(.in Persian).
- Gorjizadeh, Davood (۱۳۸۹), analysis of the association between the systematic risk and earnings growth in TSE listed companies, researcher, special issue, pp. ۱-۱۸(.in Persian).
- Hajiha Zohreh, Safari, Fatemeh (۱۳۹۷), The evaluation of relation between systematic risk and skewness of stock return, asset management and fund, vol. ٦ (۱), pp. ۱-۱۰(.in Persian).
- Khaleghi Moghaddam, Hamid, Bagoomian, Rafik (۱۳۸٥), a review of capital structure theories, journal of Peyk-e- noor, vol. ٥, serial No. ٤, pp. ٥۸-۸۲(.in Persian).
- Kordalivand, Zahra, Javid, Darioush (۱۳۹٤), analysis of impact of systematic risk in reduction of compulsive dividend policies effects on investment dicisions in TSE listed companies, ٦th international economic conference, management and engineering science(.in Persian).
- Kraus, A. & Litzenberger, R.H. (۱۹۷۳), State-Preference Model Of Optimal Financial Leverage, the journal of finance, Volume۲۸, Issue۴, Pages ۹۱۱-۹۲۲.

- lee, C.H. & Hooy, C.W. (۲۰۱۲), Determinants of systematic financial risk exposures of airlines in North America, Europe and Asia, Journal of Air Transport Management, ۲۴, ۳۱-۳۵.
- Lintner, J. (۱۹۶۵), The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, Review of Economics and Statistics ۴۷, ۱۳–۳۷.
- Luo, Y. & Zhang, C. (۲۰۲۰). Economic policy uncertainty and stock price crash risk. Research in International Business and Finance, ۵۱, ۱۰۱۱۱۲.
- Markowitz, H. (۱۹۵۲), Portfolio Selection, Journal of Finance, Volume۷, Issue۱, Pages ۷۷-۹۱.
- Mar-Molinero, C. Menéndez-Plans, C. & Orgaz-Guerrero, N. (۲۰۱۷), Has the ۲۰۰۸ financial crisis changed the factors determining the systematic risk of shares in the, European Hospitality Industry, (۲۰۰۳–۲۰۱۳), Journal of Hospitality and Tourism Management.۳۱:۵۹-۶۹.
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (۱۹۵۸), The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, The American Economic Review, ۴۸ (۳), ۲۶۱-۲۹۷.
- Mojtahedzadeh, Vida, Taromi, Maryam (۱۳۸۵), Fama and French three-factor model and liquidity risk evidence from TSE, journal of management, vol. ۱۷-۱۸, pp. ۱۰۹-۱۳۲(.in Persian).
- Moosavi, Seyyed Alireza, Keshavarz, Hamideh (۱۳۹۰), survey on relationship between capital structure determinants and systematic risk classes in TSE listed companies, researcher, vol. ۸, special issue, pp. ۱۹-۳۶(.in Persian).
- Mromar, D. & Lancarski, I. (۲۰۰۲), Traditional, Modern and New Approach to Finance, Faculty of Economics, University of Ljubljana, Slovenia.
- Muijsson, C. & Satchell, S. (۲۰۱۹). The role of bank funding in systematic risk transmission. Finance Research Letters.
- Myers, S. C. & Majluf, N. S. (۱۹۸۴), Corporate fiancing and investment decisions when fims have information that investors do not have, Journal of Financial Economics, ۱۳ (۲), ۱۸۷-۲۲۲.
- Myers, S. C. (۱۹۸۴), The capital structure puzzle. Journal of Finance, ۳۹ (۳), ۵۷۵-۵۹۲.
- Myers, S.C. (۲۰۰۱), Capital Structure, Journal of Economic Perspectives, Vol.۱۵, No. ۲, Pp. ۸۱-۱۰۲.

- Nicos, A.S. J.Barrese, and P.wang, (۲۰۰۸). The Impact of Cash Flow Volatility on systematic Risk, Journal of Insurance Issues, pp.۴۳-۷۱.
- Philippon, T. & Richard, M. (۲۰۱۰), "Measuring Systemic Risk", International Journal of Business and Management, Vol. ۴, No. ۳, May.
- Schwert, M. & Strebulaev, I.A. (۲۰۱۴), Capital Structure and Systematic Risk, Rock Center for Corporate Governance at Stanford University Working Paper No. ۱۷۸.
- Shahrabadi, Abolfazl, Balsini, Elnaz (۱۳۹۱), analysis the impact of macroeconomic and systematic risk on stocks' return in TSE listed companies, quantitative researches in management, vol. ۳, serial No. ۳, pp ۱۷-۳٤(.in Persian).
- Sharpe, W.F. (۱۹۶۴), Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, Journal of Finance ۱۹, ۴۲۵–۴۴۲.
- Shin, H. & Stulz, R. (۲۰۰۰), Firm Value, Risk, and Growth Opportunities, Dice Center Working Paper No. ۲۰۰۰-۸.
- Weston, J.F. (۱۹۵۵), Toward Theories Of Financial Policy, Journal of Finance, Volume۱۰, Issue۲, Pages ۱۳۰-۱۴۳
- Wolfgang Drobetz, Christina Menzel, and Henning Schröder, (۲۰۱۶), Systematic Risk Behavior in Cyclical Industries The case of shipping, HFRC Working Paper Series No.۹.
- Zolfaghari, Mehdi, Sahabi, Bahram, Mehreghan, Nader, Saranj, Alireza (۱۳۹٤), An investigation of exchange rate fluctuations and methods of management, theoretical Principles and review in the experiences of countries, ۱۹ (٤) :۱-۳۲(.in Persian).


چکیده انگلیسی مقالات

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ۸, No. ۲۹
Summer ۲۰۲۰

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: ۲۰۱۸/۰۷/۱۰
Accepted: ۲۰۱۹/۰۷/۱۰

Relationship between Corporate Characteristics and Systematic Risk in Tehran Stock Exchange Using the Fama and French Three-Factor Model

Foziyeh Mohammad Tabar Kasgari[۱], Abdolmajid Dehghan Dehghan[۲], Seyyed Abulghasem Hashemi Farasha[۳]

Abstract

In the economics and investment literature, systematic risk plays an important role in the performance of financial markets as a consequence of the behavior of predominantly economic and political variables. Despite studies on the role of systematic risk on stock markets, the need for further research in different aspects requires consideration of the fundamental factors of this type of risk in different time periods and the lack of a complete and applicable model. Therefore, in the present study, we first calculated the systematic risk of listed companies in Tehran Stock Exchange based on Fama and French three-factor model and then examined the effect of capital structure (debt ratio), long-term investment rate, and firm size (on value). The systematic risk of companies during the period ۲۰۱۱-۲۰۱۱ has been investigated using Systematic Generalized Torque Method (SYS-GMM). Clearly, this research seeks to answer the question of whether capital structure, long-term investment, and size of the market value of the firm play a fundamental role in the firm's exposure to systemic risk. The findings show that the capital structure and size of companies have a positive and significant impact and long-term investment has a negative and significant impact on systematic risk of companies. Practically, the results can be very important for investment firms, investors and market participants.

Keywords: Systematic risk, Capital Structure, Long-Term Investment, Market Cap.
JEL: H۲۵, G۳۲

---

۱ . Master student of financial management, Faculty of Management and Accounting, Azad University, Imam Khomeini Memorial Branch in Rey, f.tabar۵۳@gmail.com

۲ . Assistant Professor, Department of Business Management, Faculty of Management and Accounting, Yadegar Imam Khomeini Shahrari University, Islamic Azad University, Tehran, Iran,(Corresponding Author) mjd.dehghan@gmail.com

۳ . Faculty member of the Faculty of Management and Accounting, Imam Khomeini Memorial Branch, Shahreri, Islamic Azad University, Tehran, Iran, hashemifarashah@iausr.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ۸, No. ۲۹
Summer ۲۰۲۰

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: ۲۰۱۸/۰۳/۰٤
Accepted: ۲۰۱۹/۰۱/۲٦

Effectiveness of Momentum based on Industry Herding : Evidence from Tehran Stock Exchange

Abdolmajid Abdolbaghi Ataabadi[۱], Sayed Mojtaba Mirlohi[۲], Maryam Abdollahi[۳]

Abstract

This research was designed to examine the profitability of the momentum strategy with regard to Industry herding. The existence of momentum, herding and imitation from each other's behavior can intensify the results of momentum strategies. Therefore, using the monthly returns of the companies listed at TSE during the period from ۲۰۰۸ to ۲۰۱۷, the behavior of winner and loser portfolios has been investigated considering the Industry herding. The results showed there is short-term returns of momentum in winner portfolios (in high level of industry herding) higher compared to loser portfolios(in low level of industry herding) although it is significance for periods of one to two months. Also, the comparison of winner companies with high and low herding shows the short-term momentum. The comparison of the future return of loser and winner companies (with low level of industry herding) also shows that there is a momentum return in some periods, also there is not a obvious pattern. Ultimately, most of the momentum effect relates to the long position of winner (with high level of herding) and the short position of loser (with low level of herding).

Keywords: Momentum, Industry Herding, Winner Stock, Loser Stock

JEL: G۱۱, G۱۲

---

۱ . Assistant Professor of Finance, Shahrood University of Technology, Corresponding Author, Email:abdolbaghi@shahroodut.ac.ir

۲ .Assistant Professor of Finance, Shahrood University of Technology, Email:mirlohism@shahroodut.ac.ir

۳ . Master of Finance, Email:mfbazad@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ۸, No. ۲۹
Summer ۲۰۲۰

Alzahra University- Faculty of
Social Sciences and Economics
Received: ۲۰۱۸/۰۹/۳۰
Accepted: ۲۰۱۹/۰۳/۱۸

Investigating the Effectiveness of Operant Conditioning Behavior Theory on Relationship between CEO Behavioral Bias with Internal Control Weakness in Companies listed in the Tehran Stock Exchange

Mostafa Maskani[۱], Mohammadreza Abdoli[۲]

Abstract

In the shadow of separation of ownership from the control and the problem of representation in the modern business world, it is necessary to pay attention to the psychological and perceptual characteristics of managers as decision makers in this field. Behavioral tendencies of the CEO are considered as one of the consequences of separation of ownership from control, which indicates the difference in incentives in corporate governance. The Purpose of this research is to investigate the effectiveness of operant conditioning behavior theory on the relationship between CEO behavioral bias with internal control weakness in companies listed in the Tehran Stock Exchange. Operant Conditioning Behavior Theory Measured based on the criterion of CEO competitive motivation as a motivator and Managerial Myopic and Overconfidence CEO have been used as criteria for perceived bias. In this research, ۸۸ Tehran Stock Exchange companies were selected through systematic elimination and studied during the period ۲۰۱۲ to ۲۰۱۷. To test the hypothesis regression model was used to perform the final analysis, software Eviews. The results of this study showed that CEO's Tournament incentive moderates the positive effect of manager's behavioral and perceptual bias on the weakness of the internal control system and improves the quality level of the internal control mechanisms of the companies.

Keywords: Overconfidence CEO, Managerial Myopic, Tournament Incentive, Internal Control Weakness

---

۱ . Ph.D Student, Acounting Department, Shahroud Unit, Islamic Azad University, Shahroud, Iran, Email:mmaskani۲۰۰۰@gmail.com

۲ . Associate Professor, Accounting Department, Shahroud Unit, Islamic Azad University, Shahroud, Iran, . Corresponding Author, Email:mrab۸۳۰@yahoo.com

JEL: M۱۲ M۴۱,G۴۰

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ٨, No. ٢٩
Summer ٢٠٢٠

Alzahra University- Faculty of
Social Sciences and Economics
Received: ٢٠١٨/١٢/٢٨
Accepted: ٢٠١٩/١٢/٢٨

Efficiency Evaluation of Fireflies Optimization Algorithms and vector support Regression Forecast Cost of Capital

Roya Darabi[١]

Abstract

Cost of capital is the minimum output rate expected by investors; this expected output rate is determined considering the risk of the company. Cost of capital refers to the cost of financing the company in order for investment or provision of working capital that consists of two parts: The cost of financing from long-term debts with interest and the cost of financing from the rights of shareholders. Cost of capital is the cost of long-term financing of the company. Companies, using debts and rights of shareholders, provide financial sources and use them in assets. In this research, using financial information of ٩٤ company during the years of ٢٠١١ to ٢٠١٧, using with help of accounting variables, it was attempted to predict cost of capital in companies listed on Tehran Stock Exchange. The results showed that there is a significant relationship between debt ratio ratios, growth opportunity, sales growth, ownership type (political relationship), fixed asset ratio, size of company with capital cost; and Vector machine regression and firefly algorithm, using the mentioned variables, has about ٩٣ percent ability to predict cost of capital of the companies listed on Tehran Stock Exchange.

Keywords: Cost of Capital, Firefly Algorithm, Financial Variables, Vector Machine Regression.

JEL: C٥٣,M٤١

---

١ . Associate Professor, Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email:r_darabi@azad.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ٨, No. ٢٩
Summer ٢٠٢٠

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: ٢٠١٩/٠٢/٠٥
Accepted: ٢٠٢٠/٠١/٠٤

Investigation of the Impact of Equity Duration on Total and Systematic Risk

Maryam Davallou[١], Alireza Varzideh[٢], Arian Safari[٣]

Abstract

The purpose of this research is to investigate the simultaneous relationship between equity duration and total risk and systematic risk and the possibility of predicting total risk and systematic risk using equity duration. To do this purpose, a sample was constructed containing ١٠٧ listed firms in Tehran stock market from ١٣٨٦ to ١٣٩٧. In order to investigate the simultaneous relationship between duration and risk measures, the correlation test was used. Also, panel regression was implemented to investigate the possibility of predicting total risk and systematic risk using equity duration. The results show that there is a negative significant relationship between equity duration and total risk and between equity duration and systematic risk. Moreover, equity duration is an appropriate measure to predict total risk and systematic risk. According to the significant relationship between equity duration and total risk and between equity duration and systematic risk, equity duration could be a measure of assessing equity risk. Also, the results show that as the magnitude of duration increases, the magnitude of total risk and systematic risk decreases for the following period. This negative relationship may be due to the specific economic conditions of our country and its possible impact on the sales and risk of companies, which may be considered in further studies.

Keywords: Equity Duration, Total Risk, Systematic Risk.
JEL: G١١, G١٢

---

١ . Associate Prof. of finance, Faculty of management and accounting, Shahid beheshti university, Tehran, Iran. Email:ma_davallou@yahoo.com

٢ . Master of Finance Accounting and Finance department, Faculty of Economics, Management & Accounting, Yazd University,Yazd, Iran. (Corresponding Author), Email:alireza٩٦٨@yahoo.com

٣ . PHD student of Finance/ Faculty of management and accounting , Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email:arian.safari٧٠@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ۸, No. ۲۹
Summer ۲۰۲۰

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: ۲۰۱۸/۰۵/۲۷
Accepted: ۲۰۱۹/۰۵/۲۶

Hybrid Model Binary ant Colony Algorithm and Support Vector Machine (BACO-SVM) for Feature Selection and Classification of Bank Customers with Case Study

Ali Husseinzadeh Kashan[۱], Fatemeh Garousi[۲]

Abstract

One of the most important issues faced by banks and financial institutions is the issue of credit risk. The significant amount of deferred bank claims around the world indicates the importance of this issue and the need to pay attention to it. So far, many efforts have been made to provide an effective model for evaluating and classification credit applicants as accurately as possible. In this regard, the present study attempts to provide a new approach for assessing the credit risk of bank customers. The support vector machine(SVM) method is combined as the main classifier of banking customers, with a feature selection method called the Binary Ant Colony Optimization Algorithm(BACO-SVM). In order to demonstrate the effectiveness of the proposed method, we used data from ۸۵ companies from legal recipients of facilities of an Iranian bank in a ۵ year interval (۱۳۹۳-۱۸۹۳) along with ۱۶ characteristics related to each of them. The results of the BACO-SVM method have been compared with the PSO-SVM, GA-SVM, and SVM method. The results of the research indicated that BACO-SVM model has better performance in assessing credit risk rather than other methods. As the result, using the BACO-SVM method, we classify customers into two groups of good and bad account customers. Finally, in order to increase the flexibility in decision making, we will rank our good account customers with the VIKOR method. This rating will lead to a more accurate assessment of the credit risk situation of good account applicants.

Keywords: credit risk, credit rating, support vector machine, feature selection, Binary ACO, VIKOR
JEL: C۵۳, G۳۲, G۲۱

---

۱ . Associate Professor of Industrial Engineering, Faculty of Industrial and Systems Engineering, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email:a.kashan@modares.ac.ir
۲ . MSc Graduate of Financial Engineering, Tarbiat Modares University, Iran. Email:F_garosi@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ٨, No. ٢٩
Summer ٢٠٢٠

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: ٢٠١٨/١٠/١٢
Accepted: ٢٠١٩/٠٦/٢٩

Explaining Factors Affecting the Issue and Redemption of Mutual Fund Units: Comparison of the Behavior of Stock Funds and Fixed-income Funds

Samira Zamharirlou [١], Gholamreza Mansourfar [٢], Farzad Ghayour [٣]

Abstract

The main goal of this research is to explain factors affecting the issue and redemption of units of mutual funds. For this purpose, a sample of ٦٠ mutual funds was reviewed for a period of ٦٤ months from March ٢٢, ٢٠١٢ to July ٢٢, ٢٠١٧ with a breakdown of ٤٢ stock funds and ١٨ fixed-income funds. In this study, two methods of support vector machine (SVM) and logistic regression analysis and ٥ variables of fund return, fund size, market performance index, capital market transactions volume and currency volatility were used for prediction. The results of the study showed that the behavior of fixed-income funds and stock funds was both different from each other in terms of predictive power and the number of meaningful and effective variables on the prediction of issue and redemption of units. In fixed-income funds, two variables of fund return and market performance index and, in stock funds, all variables were found to have a significant effect on the issue and redemption of fund units. Although the ability to predict the analyzed variables in stock funds was higher than fixed-income funds, the power of support vector machine (SVM) and logistic models was almost equal. Research findings can be helpful for investors in selecting mutual fund group and considering variables affecting the units issue and redemption.

Keywords: : Mutual Fund, Stock Fund, Fixed-Income Fund, Unit Issue, Unit Redemption

JEL: G٢٣

---

١ . Master, Department of Accounting, Faculty of Financial Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran, Email:samira.zamharirlu٦٥@gmail.com

٢ . Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics & Management, Urmia University, Urmia, Iran, Email:g.mansourfar@urmia.ac.ir

٣ . Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics & Management, Urmia University, Urmia, Iran, Corresponding Author, Email:f.ghayour@urmia.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ۸, No. ۲۹
Summer ۲۰۲۰

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: ۲۰۱۸/۰۵/۲۹
Accepted: ۲۰۱۸/۱۱/۳۰

Investigating the Reverse Hypothesis of Long-run Return Trends inTehran Stock Exchange

Mohsen Mehrara[۱], Mojtaba Mohammadian[۲]

Abstract

This study investigates the long-run reversal effects using the data of ۱۷۸ listed companies in Tehran Stock Exchange for a period of ۲۰۰۹-۲۰۱۷. The hypothesis of long-run reversal (contrarian) effect implies that loser (winner) portfolios become winner (loser) portfolios in the long-run. The result shows the existence of reversal profits in stock returns for a period of ۳۶ months. In addition, this reversal effects are asymmetrical and the result is not true for the winner stocks. In the following, the study examines whether this increase in the future return of loser stocks be attributed to their increased risk. In other words, winner stocks will still be losers in the long run even after risk-adjustments. For this purpose, the CAPM was used. This model cannot fully explain the long-run reversal profits even by controlling the effects of size, value, and liquidity. In the contrary, multifactor asset pricing models were able to fully explain the long-run reversal profits, in which size has a greater significance effect than other risk factors. These findings suggest that the long-run loser portfolio consists of small stocks with a higher risk as compared to the winner portfolio. Therefore, the excess profits from loser portfolios are nothing but compensation for the risk held. Accordingly, the contrarian investment strategy cannot be considered as a strategy to earn abnormal returns in Tehran Stock Exchange.

Keywords: Long-Run Reversal Effect, CAPM, Multifactor Asset Pricing Model, Loser Portfolio, Winner Portfolio.
JEL: G۱۱ ،G۱۲ ،G۱۴

---

۱ . Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, Email:mmherara@ut.ac.ir
۲ . PhD candidate in Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Corresponding Author, Email:mo_mohammadian@ut.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ۸, No. ۲۹
Summer ۲۰۲۰

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: ۲۰۱۸/۱۲/۱۶
Accepted: ۲۰۱۹/۰۷/۲۸

Providing Optimized Banks Resource Allocation by Emphasizing on the Role of Risk Management (Total Criteria Approach and Sequential Unconstrained Optimization Technique)

Seyed Ebrahim Moosavi[۱], Mohammad Reza Monjazeb[۲]

Abstract

Most important activities of banking system is capital and storage attraction and then its distribution in form of loans and facilities at micro and macro- economic level. If this activity is done on the base of correct plan and macroeconomic object framework, it could cause different economic activity improvement and economic development. Embedded in these issues, we must not forget the role of risk in facilities and loans. So in this research, we try to provide multi objective resource allocation model that emphasize on risk management. We present mathematical model with minimizing two objects: minimizing cost of deposits and maximizing facilities profit. In order to solve this model, we use total criteria method by degree ۲ that minimized sum squared variance. Finally, we use from Sequential Unconstrained optimization Technique because of nonlinear characteristic that exist in degree ۲ of total criteria method.

Keywords: Banking Resource Allocation, Non-Performing Loans, Risk Management, Total Criteria Method, Sequential Unconstrained Optimization Technique.

JEL: G۲۱,G۳۲

---

۱ . PhD Student, industrial Management, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabatab'i University, Tehran, Iran , Emaiebrahim_moosavi@atu.ac.ir

۲ . Associate Professor, Faculty of Economic, Kharazmi University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email:dr_monjazeb@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ۸, No. ۲۹
Summer ۲۰۲۰

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: ۲۰۱۹/۰۳/۰٦
Accepted: ۲۰۱۹/۰۷/۱٤

Liquidity Risk Loss Estimation in Commercial Banks Using Stocastic Process Approach

MohammadReza Dehghani Ahmadabad[۱], Mahdi Saeidi Kousha[۲]

Abstract

Liquidity is such vital for commercial banks to survive and continue to operate, hence measuring and managing liquidity risk is very important for them and this has become more important after the ۲۰۰۸ crisis.

This study, by defining the liquidity need index, which itself is a function of changes in the volume of bank assets and liabilities, has quantified the loss of liquidity risk. The main objective is to estimate the value of risk (VaR) and conditional value of risk (cVaR) as measure of liquidity risk losses in commercial banks.To quantify the risk of liquidity, first, the bank's liquidity needs are predicted by stochastic process models and then, those scenarios that lead to a liquidity deficit are calculated. This deficit is compensated by the sale of part of bank's assets and the loss from sales below the real price is considered as a measure for liquidity risk losses and VaR and cVaR are calculated through this meaure's distribution.

This research has shown that optimal assets sale can bring significant economic savings to the bank.

Keywords: Liquidity Risk, Liquidity Needs, Stochastic Process, Value at Risk (VaR)

JEL: G۱۷, G۲۱, G۳۲

---

۱ . Ph.D. of Finance (Banking), Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran, Corresponding Author, Emial: m.r.dehghani@ut.ac.ir

۲ . Assistant Professor, Financial Management Department, Faculty of Finance Science, Kharazmi University, Tehran, Iran, Email:m.saeidi۱۳٦٥@gmail.com

Content

Title	Authors	Page
Liquidity Risk Loss Estimation in Commercial Banks Using Stocastic Process Approach	MohammadReza Dehghani Ahmadabad Mahdi Saeidi Kousha	۱-۲۶
Providing Optimized Banks Resource Allocation by Emphasizing on the Role of Risk Management (Total Criteria Approach and Sequential Unconstrained Optimization Technique)	Seyed Ebrahim Moosavi Mohammad Reza Monjazeb	۲۷-۴۸
Investigating the Reverse Hypothesis of Long-run Return Trends inTehran Stock Exchange	Mohsen Mehrara Mojtaba Mohammadian	٤۹-۷۳
Explaining Factors Affecting the Issue and Redemption of Mutual Fund Units: Comparison of the Behavior of Stock Funds and Fixed-income Funds	Samira Zamharirlou Gholamreza Mansourfar Farzad Ghayour	۷۵-۸۶
Hybrid Model Binary ant Colony Algorithm and Support Vector Machine (BACO-SVM) for Feature Selection and Classification of Bank Customers with Case Study	Ali Husseinzadeh Kashan Fatemeh Garousi	۸۷-۱۱۴
Investigation of the Impact of Equity Duration on Total and Systematic Risk	Maryam Davallou Alireza Varzideh Arian Safari	۱۱۵-۱۳۶
Efficiency Evaluation of Fireflies Optimization Algorithms and vector support Regression Forecast Cost of Capital	Roya Darabi	۱۳۷-۱۶۴
Investigating the Effectiveness of Operant Conditioning Behavior Theory on Relationship between CEO Behavioral Bias with Internal Control Weakness in Companies listed in the Tehran Stock Exchange	Mostafa Maskani Mohammadreza Abdoli	۱۶۵-۱۹۰
Effectiveness of Momentum based on Industry Herding : Evidence from Tehran Stock Exchange	Abdolmajid Abdolbaghi Ataabadi Sayed Mojtaba Mirlohi Maryam Abdollahi	۱۹۱-۲۱۲
Relationship between Corporate Characteristics and Systematic Risk in Tehran Stock Exchange Using the Fama and French Three-Factor Model	Foziyeh Mohammad Tabar Kasgari Abdolmajid Dehghan Dehghan Seyyed Abulghasem Hashemi Farasha	۲۱۳-۲۳۷

JOURNAL INFORMATION

As a scientific-research quarterly, **Journal of Financial Management Strategy** is aimed to promote financial literacy in the country, identify financial management issues of Iranian organizations and offer suggestions.

- Journal of Financial Management Strategy publishes high quality basic, scientific research and development in the fields of financial management.
- Acceptance of submitted papers is subject to the approval of referees and editorial board to make the final decision to accept or reject the manuscript for publication.
- The journal is owned by Department of Social Sciences and Economics, Alzahra University and enjoys positions such as managing director, chief editor, internal manager and executive manager.

۱. The articles only have to be submitted electronically through the following website: http://jfm.alzahra.ac.ir
۲. All of the Professors and researchers are required to sign up and format their manuscripts according to instruction for authors.
۳. It is not required to visit in person or by phone; and all communications with authors and reviewers will be respected through the system.

٤. Based on the letter No. ٣/١٨/١٠٢٤٠١ dated١٨/٠٥/١٣٩٥ from Ministry of Sciences, Research and Technology, Journal of Financial Management Strategy has been published as a scientific-research quarterly since Spring ١٣٩٥.

JOURNAL DECISION-MAKING PROCESS

After a paper is submitted to the journal; the originality of the manuscript will be examined by the internal department and decides whether or not to send it for journal's referees. Finally, after receiving reports by two or three referees, the journal's editorial board makes the final decision to accept or reject the manuscript for publication base on the given score. The accepted papers will be in the waiting list to be published in the upcoming issues.

JOURNAL MISSION

The mission of Quarterly Journal of Financial Management Strategy journal is the research in the field of capital markets, securities, and promotion of research-based education with an emphasis on financial management strategies.

JOURNAL AIMS

١. To produce, distribute and present findings and results of scientific research in the field of financial management based on the identification of strategies, approaches, models, methods, experience and innovation theoretically, practically and strategically throughout the country.

٢. To promote international research in the field of capital market and raise motivation and the interaction between researchers in the country.

٣. To publish the results of scientific research of scientific and research centers and faculty members in accordance with strengthening the efficiency of capital markets, analysis of financial management issues and the publication of papers of university lecturers and postgraduate students of Al-Zahra University and other academic centers in the field of finance

and securities especially the introduction of strategies and techniques for financial management of the companies.

JOURNAL SCOPE

١. Innovative financing strategies
٢. New financial instruments and Islamic securities
٣. Financial institutions in primary and secondary market
٤. Analysis of the country's capital market and analysis of finance of the companies
٥. Financial rights and regulations
٦. The introduction of new techniques in financial management strategies
٧. Financial planning and budgeting of the companies
٨. Policies and strategies of profit sharing
٩. Financial reporting and its new strategies
١٠. Policy making and financial decisions and strategies for capital structure
١١. Bankruptcy and dissolution of companies
١٢. Strategies of Takeover and merging companies

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

١. MANUSCRIPT FORMAT

Manuscripts are accepted in WORD ٢٠٠٧, size A٤ (margin should be set at Top= ٤, Bottom=٥/٦, left= ٤ and right =٥ cm), font Times New Roman Persian text B١٢ and English fonts ١١ with spacing ١ cm between the lines, only to be sent through the website:

http://Journal.alzahra.ac.ir/Jfm

٢. MANUSCRIPT STRUCTURE

The articles should include the following sections:

A. Cover page

Include full article title, author or authors (name of corresponding author with an asterisk to be determined), academic rank and the name of the institution or

university or place of employment, full address of corresponding author as: mailing address, telephone number, fax number and e-mail. In addition, do not use the title and only academic rank and workplace should be included.

B. First page

The exact title of the article and abstract include the purpose of the study, methodology, discussion and conclusions (maximum of ۲۰۰ words) and keywords (maximum of ۵ words). Abstract must have JEL classification. Topic- based classification of Keywords is a code as number and English letters, which is known as the International Code of Keywords. It is available on the website http://www.aeaweb.org (You can also search Google).

C. *Second page*

The second page includes highlighted headlines as below.

۱. **Introduction** (includes general points of topic, significance of study and necessity of the research, research purposes, and the difference between this study with literature review, increasing knowledge of paper and introducing the paper structure).

۲. **Theoretical Background and Literature Review**:

Including theories and theories related to the research hypotheses, Iranian and foreign Literature review related to the research hypotheses and research topic.

۳. **Research Questions and Research Hypotheses:**

Including one or more hypotheses or research questions numerically.

۴. **Research Methodology**

Including participants, calculating sample size, study variables, the models and statistical procedures, databases, standardized software, time of study, data collection procedures.

۵. **Data Analysis**

Including descriptive data tables, validity and reliability of the questionnaire, homogeneity test, diagnostic testing, regression, parametric and non-parametric test, tables of related software to each of the hypotheses, accepting or rejecting the hypothesis, analysis and interpretation of the results for each of the hypotheses, test statistics and analysis of variable coefficients.

٦. Results and Discussion

Including the results of any of the hypotheses, the correlation of research results with literature review, the introduction of practical suggestions and strategies and related results.

٣. IN-TEXT CITATION

Persian references in the text should be placed in parentheses including (last name, year, and page number). English references should be inserted in the text in Persian and its English equivalent should be written in footnote. Details about the terms and English equivalents should also be included in footnote. English terms should not be provided in the test, except in the case of formulas and equations.

٤. REFERENCES

Persian references and then English references should be provided alphabetically as follows:

A Book: Last name, first name. (Publisher). Book with italics, translator, place of publication, publisher name.

B Article: last name, first name. (Publication year). "Title of the Article within quotation marks.«The name of the journal italics, issue number, volume number, place of publication, page number.

٥. CHARTS AND TABLES TITLES

Title of the tables should be written at the top and title of the charts should appear below. Number from ١ (number) so used.

٦. OTHER TERMS AND CONDITIONS

- The submitted paper should not be published elsewhere in Persian language Iranian and non-Iranian journals and has not been submitted elsewhere at the same time.
- Journal articles that do not follow the form and structure in the instructions for author section will not be considered for further process.
- Journal is eligible to edit the papers without changing its content and submitted papers will not be returned.
- The corresponding author or authors are responsible for the accuracy of the submitted paper.

- Word files should be named in English. It must include the first author's last name and date of submission.
- Submitted papers will be published after the approval of the referees and editorial board.

References in Text

In English text, references such as a name, year or page, should be noted in footnotes.

Others

- Essays sent to the Publication should not be sent simultaneously to other publications.
- The Publication will not accept and publish essays not meeting the above mentioned requirements.
- The Publication may edit sent essays without changing the content and it will not send them back.
- The responsibility of essays' content is on the author.
- The electronic file of essays should be named in English with family name of the author and sending date.
- The sent essays will be published after specialized adjudication and being approved by the editorial Board.

Guide to Essay Writing

All the following conditions should be met by professors and researchers in their essay writing in order to be accepted by the Journal to publish.

Essay Form

Essays should be sent exclusively to the web address http: //jfm. alzahra. ac. ir in the software word, A٤ papers (top margin ٤ cm, bottom margin ٦. ٥ cm, left margin ٤ cm and right margin ٥ cm) by Font ١١ Times New Roman and line spacing ١ cm.

Essay Structure

- The cover should contain the title; author (s) name (the author responsible for corresponding should be marked with an asterisk), scientific grade, and the name of institution or university where (s) he works in. Full office address, call number, fax and email of the author responsible for corresponding should be noted.
- The first page contains the essay's title, abstract, subject, research method, discussion and conclusion (in ٢٠٠ words) and key words (up to ٥ words). The abstract should have JEL taxonomy, which is available in the website www. aeaweb. org/jounal/jet_class_system. html.

The second page totally contains a question raising and the research goal and its importance; the research background and theoretical framework; questions and hypotheses; the research method including data gathering method, data analysis techniques, variables definition, statistical population, sampling method and sample volume; research findings including noting and comparing findings with the previous researches' findings and conforming them to the hypotheses; conclusion including a summary of the paper, total conclusion, suggestions based on the results and, if necessary, for future researches; resources.

Editorial Board:

Editorial Board	University	Scientific Degree	Course
Ali Asghar AnvariRostami	Tarbiat Modares	Professor	Finance
Reza Tehrani	Tehran	Professor	Finance
Reza Raei	Tehran	Professor	Finance
Mohammad Reza Rostami	Alzahra	Assistant Professor	Finance
Fereydoon Rahnamay Roodposhti	Islamic Azad University, Siences and Research Branch	Professor	Finance
Ebrahim Abbasi	Alzahra	Associate Professor	Finance
Mohamad Esmail Fadaeenejad	Shahid Beheshti	Associate Professor	Finance
Hasan Ghalibaf-Asl	Alzahra	Associate Professor	Finance
Shapour Mohammadi	Tehran	Associate Professor	Economy
HamidrezaVakilifard	Islamic Azad University, Siences and Research Branch	Associate Professor	Accounting
Ahmad Yaghoubnejad	Islamic Azad University Central Tehran Branch	Associate Professor	Accounting

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics

Vol. ۸, No.۲۹, Summer ۲۰۲۰

Chief Editor: Ebrahim Abbasi

Managing Director: Mohammadreza Rostami

Internal Manager: Maryam Moghaddas Bayat

Executive Manager: Azam Amirykhah

Editor of Persian: Ali Rezaei

Editor of English: Mojtaba Rajabi

Layout: Marzieh Hassanzadeh Aliabadi

Printing: Fargahi Publication

Publish Period: Quarterly

ISSN: ۲۳٤٥-۳۲۱٤

Address: Tehran- Sheikh Bahaei Square-DehVanak Street- Alzahra University- Postal Code: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

Email: jfm@alzahra.ac.ir

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

Tel: ۰۲۱-۸۸۲۱۲٥۷۸

In The Name of God

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University

Vol. ۸, No. ۲۹

Summer ۲۰۲۰