بسم الله الرحمن الرحیم

# فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
# دانشگاه الزهرا

**سال یازدهم– شماره (۴۰)– بهار ۱۴۰۲**

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

**فصلنامه راهبرد مدیریت مالی**

**دانشگاه الزهرا- دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی**

**صاحب امتیاز و ناشر** : دانشگاه الزهرا

**سردبیر**: ابوالفضل شاه‌آبادی

**مدیر مسئول** : محمدرضا رستمی

**مدیر داخلی** : حجت‌اله انصاری

**کارشناس اجرایی** : اعظم امیری‌خواه

**ویراستار فارسی**: رقیه پوران

**ویراستار انگلیسی**: وحید امیدی

**تدوین و صفحه‌آرایی**: مرضیه حسن‌زاده‌علی‌آبادی

**دوره چاپ :** فصلنامه

**شماره شاپا:** ۳۲۱۴-۲۳۴۵

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

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

**آدرس الکترونیکی نشریه**:

**Email:**jfm@alzahra.ac.ir

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

**تلفن**: ۸۸۲۱۲۵۷۸-۰۲۱

## **اعضای هیأت تحریریه** (به ترتیب حروف الفبا)

| عضو هیأت تحریریه | دانشگاه | رتبه علمی | رشته |
|---|---|---|---|
| علی اصغر انواری‌رستمی | دانشگاه تربیت مدرس | استاد | مدیریت مالی |
| رضا تهرانی | دانشگاه تهران | استاد | مدیریت مالی |
| رضا راعی | دانشگاه تهران | استاد | مدیریت مالی |
| ابوالفضل شاه‌آبادی | دانشگاه الزهرا | استاد | اقتصاد |
| ابراهیم عباسی | دانشگاه الزهرا | دانشیار | مالی و حسابداری |
| محمد اسماعیل فدایی‌نژاد | دانشگاه شهید بهشتی | دانشیار | مدیریت مالی |
| حسن قالیباف‌اصل | دانشگاه الزهرا | دانشیار | مدیریت مالی |

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

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

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

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

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

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

## رسالت فصلنامه:

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

## اهداف فصلنامه:

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

## محورهای مقالات:

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

# راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

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

**۱. شکل مقاله**

برای تایپ مقاله به زبان فارسی، فقط از نرم افزار مایکروسافت آفیس نسخهٔ۲۰۰۷ به بالا در محیط ویندوز با امکانات فارسی استفاده کنید. اندازه کاغذ A4 (۲۹۷×۲۱۰ میلی متر) انتخاب شود. کلیه صفحات باید دارای ۵/۵cm حاشیه از بالا و ۵/۵cm از پایین صفحه، و حاشیه ۴/۴cm از سمت راست و ۴/۴cm از سمت چپ باشند.

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

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

**۲. ساختار مقاله**

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

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

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

### ۳. ارجاع‌های درون متنی

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

### ۴ . منابع

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

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

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

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

### ۵. عنوان نمودارها و جداول

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

### ۶. سایر موارد

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

# فهرست مطالب


| عنوان | نویسنده | صفحه |
|---|---|---|
| **ارتباط رژیم های ارزی و بازار سرمایه در ایران** | مهدی داوری<br>محمد حسین نژاد<br>محمد اسماعیل فدایی نژاد | ۱-۲۴ |
| **نقش عدم انعطاف‌پذیری مالی در تبیین ناهنجاری ارزشی با تاکید بر چرخه تجاری** | محمدرضا مهربان‌پور<br>طاهر پرکاوش<br>عزت‌اله عباسیان<br>سید محمد علوی نسب | ۲۵-۵۲ |
| **مقایسه کارایی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری در پیش‌بینی ریسک مالی** | سامان توکلی<br>علی آشتاب | ۵۳-۷۶ |
| **نقش رکود و رونق در اثرگذاری رانت منابع نفتی بر شاخص توسعه مالی در ایران: آیا کیفیت نهادها موضوعیت دارد؟** | سهیل رودری<br>ابوالفضل شاه‌آبادی<br>لیلا آرغا | ۷۷-۱۰۰ |
| **تحلیل رابطه نوسانات بیت‌کوین و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران در خلال پاندمی کروناویروس (رویکرد مارکف سویچینگ بیزین ور)** | محمدعلی یوسفی بهزاد فرخی<br>ثمینه قاسمی فر | ۱۰۱-۱۲۰ |
| **تأثیر محیط‌های مختلف اطلاعاتی بر رابطه بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک سهام: رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی** | شکرالله خواجوی<br>مهران جهاندوست مرغوب<br>ثریا ویسی حصار | ۱۲۱-۱۴۴ |
| **رابطه رهبر - پیرو در تعیین ساختار سرمایه** | ساجده رضائی<br>حمیدرضا وکیلی فرد<br>رضا تهرانی | ۱۴۵-۱۶۸ |
| **توانایی ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی احیای مالی** | کاظم هارونکلایی<br>علی نبوی چاشمی<br>قدرت الله برزگر<br>ایمان داداشی | ۱۶۹-۱۸۴ |
| **بررسی تأثیر افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی بر کارایی مدیریت و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها** | علی بدیعی نژاد<br>افسانه توانگر حمزه کلائی<br>علی اسماعیل‌زاده مقری<br>نگار خسروی پور | ۱۸۵-۲۱۰ |
| **بکارگیری رویکرد تصمیم‌گیری کلامی و بهینه‌سازی چندهدفه فازی در انتخاب سبد سهام** | سارا بیک‌جانی<br>حسین دیده‌خانی | ۲۱۱-۲۳۰ |

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۲۴-۱

مقاله پژوهشی

# ارتباط رژیم های ارزی و بازار سرمایه در ایران[۱]

مهدی داوری[۲]، محمد حسین نژاد[۳]، محمد اسماعیل فدایی نژاد[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۲۰

**چکیده**

*فعالان بازار سرمایه به کرات شاهد واکنش‌های متفاوت بازار سرمایه به تغییرات نرخ ارز بوده‌اند. در بررسی این مهم، هدف پژوهش حاضر ارائه مدلی برای شناسایی بهتر الگوی اثرات نرخ ارز بر بازار سرمایه و پیش‌بینی یک و دو سال آینده بازار سرمایه ایران بر اساس رژیم‌های ارزی است. در این راستا با استفاده از ۴ معیار تشخیصی حداکثردرستنمایی، آکائیک، شوارتز و حنان‌کوئین، میزان تناسب مدل‌های دو و سه‌رژیمی انتقال مارکوف با نوسانات نرخ ارز و رابطه نوسانات نرخ ارز و بازار سرمایه مقایسه شده و در ادامه با استفاده از ویژگی‌های مدل مارکوف به پیش‌بینی بازار سرمایه پرداخته می‌شود.*

*نتایج پژوهش حاکی از آن است که مدل سه‌رژیمی از مدل دو رژیمی در تشخیص الگوی اثرات نرخ ارز بر بازار سرمایه بسیار بهتر عمل می‌کند. بر اساس یافته‌های پژوهش اگر بازار ارز دچار نوسان شدید باشد افزایش نرخ ارز حتما باعث افزایش بازده بازار سرمایه می‌شود اما در شرایط ثبات بازار ارز، اثر این متغیر بر بازار سرمایه می‌تواند مثبت یا منفی باشد. با توجه به احتمال‌های برآورد شده انتظار می‌رود در سال‌های آینده نرخ ارز در فضایی کم‌نوسان اثری مثبت بر بازار سرمایه داشته باشد.*

**واژگان کلیدی**: بازار سرمایه، رژیم‌های ارزی، مدل انتقال رژیم مارکوف.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *C24، E17، E37.*

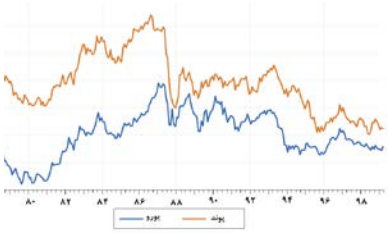
---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.39842.2668
۲. دکتری، گروه مالی-مهندسی مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. E-mail: M_davari@sbu.ac.ir
۳. استادیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. نویسنده مسئول. E-mail: M_hasannezhad@sbu.ac.ir
۴. دانشیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. E-mail: M_fadaie@sbu.ac.ir

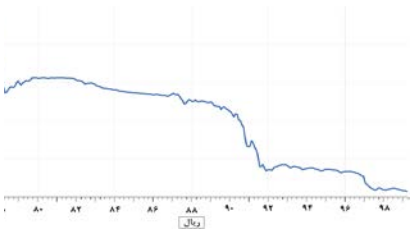
**مقدمه**

اهمیت نرخ ارز بر بخش واقعی و پولی اقتصاد هر کشور، غیر قابل انکار است. ریکاردز [1] (۲۰۱۲) اهمیت این متغیر برای دولت‌ها را در حدی می‌داند که معتقد است، جنگ‌های ارزی بین کشورها ممکن است منجر به جنگ واقعی بین آنها شود (ریکاردز، ۲۰۱۲). نرخ ارز در اکثر حوزه‌های اقتصادی کشور ایران نقش غیرقابل انکاری دارد. به همین دلیل یکی از چالش‌های همیشگی سیاست‌گذاران کشور، مدیریت بازار ارز بوده است. همچنین، نرخ ارز اهمیت بالایی در حجم صادرات و واردات و به تبع آن تنظیم و تعدیل تراز تجاری و تراز پرداخت‌های کشور دارد. این متغیر تعیین‌کننده میزان قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی در برابر تولیدکنندگان خارجی بوده و بنابراین، میزان تولید و سطح اشتغال را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد. از آنجا که بازار سرمایه از هر دو بخش واقعی و پولی اقتصاد متاثر می‌شود، انتظار می‌رود نرخ ارز بر بازار سرمایه اثر معنی‌داری داشته باشد. این مهم توسط محققان زیادی همچون ماهاپاترا و بوداری [2]، نارایان، دوورا و وانگ [3] فریریو، سالیسو و وو [4] مورد تایید قرار گرفته است. با توجه به دلاری بودن قسمت عمده‌ای از بازار سرمایه ایران، اثر معنی‌دار نرخ ارز بر این بازار نیز کاملاً قابل تصور است (محسنی، صادقی شهدانی [5]، ۲۰۱۹). از این رو مدیران سرمایه‌گذاری در مدیریت سبدهای سرمایه‌گذاری خود اهمیت زیادی برای نرخ ارز قائل هستند. شناسایی درست الگوی تغییرات نرخ ارز و نحوه اثرگذاری این متغیر بر بازار سرمایه، از جهت افزایش توان پیش‌بینی این متغیر و کمک به مدیریت بهتر بازار ارز و شناسایی نقاط بحران ارزی توسط مسئولان بانک مرکزی و همچنین، مدیریت بهتر پرتفوهای سرمایه‌گذاری ضرورت دارد.

بر اساس ماده ۴۱ قانون برنامه چهارم توسعه ایران، نظام ارزی شناور مدیریت‌شده به عنوان نظام ارزی کشور معرفی شده است (مصطفی‌پور و سخایی، ۱۳۹۰). بر اساس میزان دخالت دولت‌ها در بازار ارز، الگوی تغییرات نرخ ارز، متفاوت خواهد بود. برای نمونه در نمودارهای ۱ و ۲ قابل مشاهده است که ارزهای یورو و پوند (دارای نظام ارزی شناور آزاد) در اثر نیروهای عرضه و تقاضای بازار، بین دو حالت افزایش ارزش و کاهش ارزش در نوسان هستند. اما ریال (دارای نظام ارزی شناور مدیریت شده) به دلیل تلاش‌های بانک مرکزی در نگه داشتن نرخ ارز در محدوده‌های مشخص، در برخی مقاطع، نوسان بسیار کم یا نزدیک به صفر را تجربه می‌کند.



**نمودار ۱.** سری زمانی نرخ‌های ارز یورو و پوند



**نمودار ۲.** سری زمانی نرخ ارز ریال

1. Rickards
2 . Mahapatra & Bhaduri
3 . Narayan, Devpura, & Wang
4. Ojea Ferreiro; Salisu & Vo,
5. Mohseni & Sadeghi Shahdani

بررسی مطالعات پیشین در حوزه رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه نشان می‌دهد که تقریبا تمامی محققان این حوزه در خصوص معنی‌داری رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه به اجماع رسیده‌اند اما، در مورد جهت اثر و همچنین، مثبت یا منفی بودن این اثر، اختلاف نظرات فراوانی به چشم می‌خورد. برخی از مطالعات، شواهدی را در خصوص تغییر نوع و میزان رابطه این دو متغیر در طول زمان ارائه کرده‌اند (لی و وان[1]، ۲۰۱۲؛ سنسوی، سوباکی سنسوی و الالی[2]، ۲۰۱۴). به علاوه، عدم در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری در سری زمانی دو متغیر، ممکن است نتایج پژوهش را به کلی تغییر دهد (مالیک[3]، ۲۰۲۱). لذا، برای بررسی رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه باید از مدلی استفاده شود که هم امکان تغییر نوع رابطه در طول زمان را داشته باشد و هم شکست‌های ساختاری سری زمانی را در نظر بگیرد.

مدل‌های انتقال رژیم، مدل‌هایی هستند که با استفاده از آنها می‌توان ویژگی‌های سری زمانی را در رژیم‌های متفاوت دسته‌بندی کرد. دو مورد از کاربردهای فراوان این مدل در مباحث مالی و اقتصاد، شامل مطالعات جهش‌های ارزی (انگل و هامیلتون[4] (۱۹۹۰) و کلاسن[5] (۲۰۰۵)) و چرخه‌های تجاری (گارسیا و پرون[6] (۱۹۹۶)) است. فرض اساسی این مدل‌ها مستقل بودن آینده از گذشته و مشروط بودن به زمان حال است. به عبارتی، تمام اطلاعات مورد نیاز برای پیش‌بینی آینده در زمان حال وجود دارد. مطالعات زیادی تناسب مدل‌های انتقال رژیم با سری زمانی نرخ ارز و رابطه این متغیر با بازار سرمایه را تایید کرده اند (چکیلی و نگوین[7]، ۲۰۱۴؛ ولید، چاکر، مسعود و فرای[8]، ۲۰۱۱؛ ذوالفقاری و صحابی[9]، ۲۰۱۷) اما تعداد رژیم این مدل‌ها باید با توجه به شرایط ویژه سری‌های زمانی انتخاب شود.

در مطالعات پیشین که بیشتر آن‌ها در کشورهای پیشرفته و اقتصادهای نوظهور صورت گرفته، از مدل دو رژیمی مارکوف برای توضیح رابطه بازار سرمایه و نرخ ارز استفاده شده و تعداد رژیم‌های انتخابی با نظام ارزی آن‌ها (عمدتا شناور آزاد) هم‌خوانی دارد (چکیلی و نگوین، ۲۰۱۴؛ ولید و همکاران[10]، ۲۰۱۱). محققان داخلی نیز همانند مطالعات انجام شده در کشورهای پیشرفته برای بررسی ارتباط بازار سرمایه و نرخ ارز، از مدل دو رژیمی مارکوف استفاده کرده‌اند (برقی اسکویی و شهبازی[11]، ۲۰۱۴؛ فضل زاده، آقاجانزاده و حقیقت[12]، ۲۰۱۷؛ ذوالفقاری و صحابی، ۲۰۱۷). اما، بر اساس تفاوت الگوی تغییرات ارز در کشورهای پیشرفته و ایران (نمودارهای ۱و ۲) انتظار می‌رود سری نرخ ارز در ایران از سه رژیم مختلف تشکیل شده و در پی آن ۳ رژیم مختلف برای نحوه اثرپذیری بازار سرمایه از بازار ارز وجود داشته باشد.

1. Liu & Wan
2. Sensoy, Sobaci, Sensoy, & Alali
3 Malik
4. Engel, C., & Hamilton
5. Klaassen
6. Garcia, R., & Perron, P
7. Chkili & Nguyen,
8. Walid, Chaker, Masood, & Fry
9. Zolfaghari & Sahabi
10. Walid et al.,
11. Barghi oskooyi & Shahbazzade Khiyavi ; Zolfaghari & Sahabi,
12. Fazlzadeh, Aghajanzadeh, & Haghighat,

بنابراین، انتظار می‌رود مدل ۳ رژیمی مارکوف در مقایسه با مدل دو رژیمی، توان بیشتری در توضیح رابطه نرخ ارز و تغییرات بازار سرمایه ایران داشته باشد.

در پژوهش حاضر، ابتدا میزان تناسب مدل دو و سه‌رژیمی مارکوف در تشخیص الگوی نرخ ارز توسط معیارهای تشخیصی حداکثر درستنمایی ($\log L$)، آکاییک (AIC[1])، شوارتز (SC[2]) و حنان کوئین بررسی شده و پس از اطمینان از وجود ۳ رژیم مجزا در سری زمانی نرخ ارز، به بررسی رابطه بازار سرمایه و نرخ ارز تحت ۳ رژیم بیان شده پرداخته می‌شود. در همین راستا، میزان تناسب مدل دو و سه‌رژیمی مارکوف برای توضیح رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه نیز با یکدیگر مقایسه خواهند شد. در ادامه، پس از اعتبارسنجی مدل ارائه شده، به پیش‌بینی بازار سرمایه ایران بر اساس رژیم‌های ارزی مشخص شده پرداخته خواهد شد.

## مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش:

نرخ ارز عبارت است از مقداری از پول ملی که برای به دست آوردن یک واحد از پول خارجی(ارز) باید پرداخت شود. اگر $e_t$ تعداد ریال لازم برای خرید یک واحد ارز دلار باشد، تغییرات نرخ ارز ریال به‌صورت $E_t = \log(e_t/e_{t-1})$ تعریف می‌شود. این نرخ از نظر بنیادی تحت تاثیر عوامل زیادی قرار دارد. از مهمترین این عوامل می‌توان به نرخ بهره، تورم، کسری حساب جاری، بدهی‌های عمومی، تراز پرداخت ها و ثبات سیاسی و اقتصادی یک کشور اشاره کرد. نرخ ارز در کنار تاثیرپذیری از متغیرهای اقتصادی، بر بسیاری از متغیرهای اقتصادی اثرگذار بوده و بعضا این اثر به صورت رفت و برگشتی عمل می‌کند. برای مثال افزایش تورم باعث افزایش نرخ ارز شده و افزایش نرخ ارز نیز باعث افزایش تورم می شود. نوسانات نرخ ارز بر اقتصاد هر کشور اثرات قابل توجهی دارد. به همین دلیل در طول سال های گذشته مدل های مختلفی برای تشریح الگوی تغییرات نرخ ارز و پیش بینی این متغیر ارائه شده است. بسیاری از محققان از رویکردهای مبتنی بر متغیرهای بنیادی برای پیش بینی نرخ ارز استفاده کرده اند (سارنو[4]، ۲۰۰۵؛ هسینگ[5]، ۲۰۰۶؛ راسخی و رستم‌زاده[6]، ۲۰۱۱). برخی دیگر از محققان بر عملکرد مناسب مدل های شبکه عصبی از جمله مدل‌های MLP[7]، RBFN[8] و FLANN[9] در پیش بینی نرخ ارز تاکید کرده اند(بورس، یاداو، شریواستاوا و

1. Akaike info criterion
2. Schwarz criterion
3. Hannan-Quinn criterion
4 . Sarno
5 . Hsing
6. Rasekhi & Rostemzadeh
7 . Multi-layer Prediction
8 . Radial Bias Function Neutral Network
9 . Functional Link Artificial Neural Network

سیبرنتیس[1]، ۲۰۱۰، آک، فینک، ژیو و سیستمز[2]، ۲۰۱۵). عده زیادی از محققان نیز برای پیش بینی نرخ ارز از مدل های آماری چون مدل حرکت تصادفی[3]، مدل GARCH[4]، مدل انباشت رگرسیون، مدل های ARMA و ARIMA[5] استفاده کرده اند (انگان[6]، ۲۰۱۶؛ شیتو و یاوا[7]، ۲۰۰۹). از بین مدل های آماری بسیاری از محققان با اشاره به ویژگی های خاص مدل های انتقال رژیم، به تناسب مدل های انتقال رژیم مارکف با الگوی تغییرات نرخ ارز اشاره کرده اند. لی و چن[8] (۲۰۰۶) به طور خاص با بررسی ویژگی های مدل انتقال رژیم مارکف، نشان دادند که فرآیند سری زمانی انتقال رژیم مارکف برای توضیح تغییرات اکثر نرخ های ارز در جهان مناسب است (لی و چن، ۲۰۰۶).

بازار سرمایه یکی از انواع بازارهای مالی است که در آن به خرید و فروش اوراق بهادار، با سررسید بیشتر از یک سال و دارایی‌های بدون سررسید، پرداخته می‌شود. بازار سرمایه در نقش یک واسطه مالی، پس اندازهای خرد و کلان جامعه را به واحدهای تولیدی و سرمایه‌گذاری منتقل می‌کند. این فرآیند از طریق رشد حجم پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، باعث تسریع رشد اقتصادی می‌شود. در حال حاضر بیش از نیمی از شرکت‌های بازار سرمایه ایران در چهار صنعت محصولات شیمیایی، فلزات اساسی، فرآورده‌های نفتی و کانی‌های فلزی فعالیت می‌کنند که به نوعی با اقتصاد بین‌الملل و به‌خصوص قیمت مواد اولیه اساسی[9] در ارتباط هستند. بر اساس گزارش فروش شرکت‌های فعال در بازار سرمایه و همچنین گزارش‌های آماری معاملات بورس کالای ایران، مواد اولیه اساسی چه در بازارهای صادراتی و چه در بورس کالای داخلی، با قیمت روز دلار معامله و ارزش‌گذاری می‌شوند. شرکت‌های سرمایه‌گذاری نیز با خرید سهام شرکت‌های موجود در ۴ صنعت بیان شده، به طور غیرمستقیم با قیمت‌های جهانی و نرخ ارز رابطه دارند. همچنین صنایعی که بخش عمده‌ای از نهاده‌ها و کالاهای واسطه‌ای خود را از خارج وارد می‌کنند، به قیمت ارز وابسته هستند و انتظار می‌رود رابطه‌ای معکوس با این متغیر داشته باشند. برخی از شرکت‌های فعال در بخش خدمات و شرکت‌هایی که نهاده‌های خود را از داخل تامین و محصولات خود را در بازارهای داخلی عرضه می‌کنند به‌صورت غیرمستقیم از اثرات تورمی ناشی از افزایش نرخ ارز اثر می‌پذیرند. بنابراین با کمی اغماض انتظار می‌رود که نرخ ارز اثری مثبت و معنی‌دار بر بازده بازار سرمایه ایران داشته باشد اما با بررسی پیشینه این دو متغیر، شاهد واکنش‌های متفاوت بازار سرمایه به افزایش نرخ ارز بوده‌ایم. بازدهی بازار سرمایه عبارت است از درصد تغییر در شاخص بورس اوراق بهادار تهران. اگر $I_t$ شاخص بورس اوراق بهادار در زمان t باشد بازدهی بازار سرمایه در زمان t برابر خواهد بود با: $R_t = \log(I_t/I_{t-1})$. سازو کار اقتصادی و بازار سرمایه

1. Burse, Yadav, Shrivastava, & Cybernetics
2. Ak, Fink, Zio, & Systems
3 . Random Walk
4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
5. Autoregressive Integrated Moving Average
6 . Ngan
7. Shittu & Yaya
8. Lee & Chen
9. Commodities

در سایر کشورهای جهان متفاوت از ایران است جالب توجه است که در سایر کشورها نیز در خصوص نوع، میزان و جهت اثرات نرخ ارز و بازار سرمایه قانون مشخص و دقیقی وجود ندارد. تفاوت در واکنش‌های بازار سرمایه به بازار ارز و بالعکس، باعث تکاپوی محققان زیادی برای کشف رابطه این دو متغیر شده، که در ادامه به طور خلاصه مهمترین این پژوهش‌ها مطرح می‌شود:

هوانگ، وانگ و ژانگ[1] (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل TVP-VAR[2]، معنی‌داری اثرات نرخ ارز بر بازار سرمایه کشورهای BRICS[3] را تایید کرده و نشان دادند که تفاوت و تشابهاتی در جهت، مدت زمان و حوزه اثرات نرخ ارز بر بازار سرمایه بین کشورهای BRICS وجود دارد. سالیسو و وو[4](۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های پنل به این نتیجه رسیدند که: در محیط‌های دارای نرخ بهره پایین، نرخ ارز اثری بلندمدت و مستقیم و در محیط‌های دارای نرخ بهره بالا، نرخ ارز اثری کوتاه‌مدت و منفی بر بازار سرمایه دارد. نایاران و همکاران[5](۲۰۲۰) نشان دادند که کاهش ارزش ین باعث افزایش بازده سهام در بازار سرمایه ژاپن می‌شود. به بیان این محققان، این ارتباط بین نرخ ارز و بازار سرمایه ژاپن در دوره فراگیری ویروس کرونا (ژانویه ۲۰۲۰ تا آگوست ۲۰۲۰) نسبت به دوران قبل از این بحران، قوی‌تر است. خی، چن و وو[6](۲۰۲۰) با استفاده از آزمون علیت گرانجر و داده‌های پنل نشان دادند که قیمت سهام برای پیش‌بینی نرخ ارز مفید فایده است اما نرخ ارز برای پیش‌بینی قیمت سهام مفید فایده نیست. به عبارتی علیت از سمت سهام به سمت نرخ ارز است. دینگ[7](۲۰۲۱) مدلی را برای توضیح رابطه متغیر زمانی بین نرخ ارز و قیمت سهام ارائه داد. به بیان این محقق قیمت‌های سهام در هر دو کشور صنعتی همبسته هستند اما حساسیت‌های متفاوتی به عوامل ریسک مشترک دارند. زمانی که عامل مشترک مثبت جهانی برای سهام اتفاق بیفتد، کشوری که حساسیت بیشتری به عامل ریسک دارد سرمایه بیشتری را در بازار سهام خود جذب کرده و بنابراین باعث افزایش تقاضای ارز این کشور در بازار ارز شده و منجر به افزایش ارزش آن خواهند شد. مالیک[8](۲۰۲۱) با در نظر گرفتن جابجایی‌های ساختاری و با استفاده از مدل دو متغیره GARCH با الگوریتم مجموع مربعات تکراری تجمعی (ICSS[9]) نشان می‌دهد که اگر جابجایی‌های ساختاری در نوسانات را نادیده بگیریم انتقال نوسان معنی‌داری از بازار سهام آمریکا به سمت بازار ارز دلار وجود دارد اما برعکس این رابطه صادق نیست. اما با لحاظ کردن جابجایی‌های ساختاری، هیچ انتقال نوسان معنی‌داری بین دو بازار به چشم نمی‌خورد. آیکی و هو[10](۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل آربیتراژ چند عاملی نشان دادند که صنایع مختلف کشور آفریقای

1. Huang, Wang, & Zhang
2. Time Varying Parameter Vector Auto Regressions
۳. برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی
4. Salisu & Vo
5. Narayan et al.
6. Xie, Chen, & Wu
7. Ding
8. Malik
9. Iterative Cumulative Sum of Square
10. Iyke & Ho

جنوبی در دوران فراگیری ویروس کرونا، حساسیت بیشتری را به نرخ ارز نشان می‌دهند. آنها در ادامه پژوهش خود نشان می‌دهند که تقریبا تمام صنایع این کشور از افزایش نرخ ارز آسیب می‌بینند و تعداد معدودی از این صنایع نیز ممکن است از افزایش ریسک نرخ ارز در این کشور منتفع شوند. اجیا فریریو[1] (۲۰۲۰) معنی‌داری بودن اثر ارزش یورو بر بازار سهام اروپا را تایید کرده و نشان می‌دهد که وقتی قیمت یورویی نفت به دلیل کاهش قیمت دلاری نفت، کاهش می‌یابد، و همچنین زمانی که قیمت یورویی نفت به دلیل کاهش ارزش یورو در برابر دلار، افزایش می‌یابد، ریزش‌های بیشتری را در بازار سهام اروپا شاهد هستیم. مورالس زوماکورو و سوسویلا ریورو[2] (۲۰۱۸) با بررسی سرریز ریسک بین بازار ارز و بازار سهام ۷ کشور تشکیل دهنده عمده معاملات بازار ارز جهانی (انگلیس، آمریکا، منطقه اروپا، استرالیا، سوئیس، کانادا و ژاپن) و با استفاده روش C-GARCH و SVAR نشان دادند که: ۱- اجزای دائمی و موقت واریانس شرطی در دوره‌های رشد اقتصادی و عدم ثبات مالی نقطه اوج نوسانات خود را تجربه می‌کنند. ۲-در طول دوره بحران‌های مالی گذشته، روابط نوسانی بلندمدت نسبت به روابط نوسانی کوتاه‌مدت قوی‌تر هستند. ۳- بازارهای سرمایه در تمام فضای نمونه به جز دوره بحران مالی جهانی، نقش بسزایی در انتقال نوسانات کوتاه و بلند مدت بازی کرده و بازارهای نرخ ارز اصلی‌ترین عامل نوسانات بلندمدت هستند. بارترام و بدنار[3](۲۰۱۲) با بررسی بازار سرمایه ۳۷ کشور بیان داشتند که صرف‌ریسک نرخ ارز در بازارهای سرمایه معنی‌دار است. همچنین میزان اثرپذیری بازده‌ها از ریسک نرخ ارز، به طور مستقیم با اندازه و علائم تغییرات نرخ ارز در ارتباط است. ماهاپاترا و بهادوری[4](۲۰۱۹) با استفاده از یک مدل آربیتراژی با ضرایب تصادفی نشان دادند که بازار سرمایه هند به طور معنی‌داری به نوسانات نرخ از واکنش نشان می‌دهد. جو و همکاران[5](۲۰۱۸) با استفاده از دو روش تئوری ماتریس تصادفی[6] و حداقل درخت پوششی[7] نشان دادند که تنها چند بخش خاص در بازار سرمایه کره جنوبی به مقدار زیادی تحت تاثیر نرخ ارز قرار داشته اما عمده بخش‌ها اثرات کمی از نرخ ارز می‌پذیرند. سنسوی و همکاران[8] (۲۰۱۴) با استفاده از مفهوم انتقال موثر آنتروپی(معیاری برای علیت غیرخطی)، در چند کشور دارای اقتصاد نوظهور نشان می‌دهند که قبل از بحران مالی ۲۰۰۸ ارتباط کمی بین بازار ارز و بازار سرمایه وجود داشته است اما در طول دوران بحران و و پس از آن رابطه دوجهته و قدرتمندی بین دو بازار شکل گرفته است. و جهت این اثر از سمت بازار سرمایه به سمت بازار ارز است. لیو و وان[9](۲۰۱۲) با استفاده از آزمون‌های خطی و غیرخطی علیت گرانجر نشان

1. Ojea Ferreiro
2. Morales-Zumaquero & Sosvilla-Rivero
3. Bartram & Bodnar
4. Mahapatra & Bhaduri
5. Jo, Kim, Lim, & Kim
6. random matrix theory
7 . minimum spanning tree
8. Sensoy et al
9. Liu & Wan

دادند که قبل از بحران مالی ۲۰۰۸ هیچ گونه علیتی بین دو بازار ارز و سرمایه چین وجود ندارد اما بعد از بحران مالی علیت غیرمستقیمی از بازار ارز به سمت بازار سرمایه وجود دارد. چکیلی و نگوین(۲۰۱۴) با استفاده از یک مدل دو رژیمی مارکوف نشان می‌دهند که نوسانات بازار سرمایه کشورهای BRICS[1] را می‌توان به دو رژیم "نوسان کم" و "نوسان زیاد" تفکیک کرد. نتایج این پژوهش حاکی از اثرگذاری بازار سرمایه بر بازار ارز در طول هر دو رژیم بیان شده است. تسای[2] (۲۰۱۲) با استفاده از رویکرد رگرسیون چارکی[3]، نشان داد که در زمان‌هایی که نرخ‌های ارز بسیار بالا یا بسیار پایین است، بین بازار سرمایه و نرخ ارز رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد. پاترو، والد و وو[4](۲۰۰۲) با استفاده از رویکرد GARCH یک مدل قیمت‌گذاری دارایی را برای ۱۶ کشور OECD[5] اجرا کرده و نشان دادند که صرف‌ریسک سبد ارزی این ۱۶ کشور بر شاخص بازار سرمایه آنها اثر معنی‌داری دارد. مون[6] (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که نوسان بیشتر نرخ ارز در یک کشور، همبستگی بازار سرمایه آمریکا و بازار سرمایه آن کشور را کاهش می‌دهد. ولید و همکاران[7](۲۰۱۱) با استفاده از یک مدل EGARCH انتقال رژیم مارکوف در ۴ کشور دارای اقتصاد نوظهور نشان دادند که رابطه بازار سرمایه و نرخ ارز به شدت به رژیم‌های مختلف بستگی دارد. ذوالفقاری و سهابی(۲۰۱۷) نشان دادند که برای برآورد ارزش در معرض ریسک بازده سهام شرکت‌های نفتی بازار سرمایه ایران، مدل GARCH انتقال رژیم مارکوف، عملکرد بهتری نسبت به مدل ARIMA-GARCH داشته و نوسانات بازده این شرکت‌ها را بهتر توضیح می‌دهد. محسنی و صادقی شاهدانی(۲۰۱۹) با استفاده از مدل گارچ چند متغیره نشان دادند که اثر شوک‌های ارزی بر بازار سرمایه دارای پایداری کوتاه‌مدت منفی و پایداری بلندمدت مثبت است. همچنین سرریز نوسان به صورت نامتقارن و مثبت از بازار ارز بر بازار سرمایه وجود دارد. برقی اسکویی و همکاران(۲۰۱۴) با استفاده از مدل‌های غیرخطی مارکوف سوئیچینگ نشان می‌دهند که تغییرات متغیر برون‌زای نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام با یک وقفه تأخیر، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص قیمت سهام داشته و اثر تغییرات این متغیرها با دو وقفه تأخیر بر شاخص قیمت سهام، منفی و معنی‌دار است. محرابیان و چگینی(۲۰۱۴) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) نشان می‌دهند که بین نرخ ارز، نوسانات آن و شاخص قیمت سهام رابطه تعادلی بلندمدت معنی‌دار وجود دارد. به گونه‌ای که نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام اثر منفی و نوسانات آن دارای اثر مثبت است. فضل زاده و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از رویکرد مارکوف-سوئیچینگ و مدل یوهانسن جوسیلیوس نشان می‌دهند که نرخ ارز اثرات نامتقارنی بر شاخص بازار سرمایه ایران دارد بطوری که افزایش نرخ ارز تاثیر مثبت زیادی

---

۱. برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی

2. Tsai
3. Quantile Regression Approach
4. Patro, Wald, & Wu
5. Organization for Economic Co-operation and Development
6. Mun
7. Walid et al

بر شاخص کل می‌گذارد اما در کاهش نرخ ارز میزان اثرگذاری منفی آن بر شاخص کل به مراتب کمتر از اثرگذاری مثبت آن است.

## روش شناسی پژوهش

معرفی خانواده فرآیندهای ARCH توسط انگل (۱۹۸۲)، در مدل‌سازی نوسانات سری‌های زمانی، یک موفقیت قابل توجه بود. این موفقیت با بسط‌های زیادی روبرو شد و از میان این بسط‌ها نهایتاً فرآیند GARCH بالرسلو (۱۹۸۷) پدید آمد. مشخصه رایج این ساختارهای ناهمسان شرطی خودرگرسیو[1] این است که واریانس شرطی (به‌عنوان معیار نوسانات قیمت دارایی و عدم‌اطمینان) به‌طور کامل به اطلاعات گذشته متغیر بستگی دارد. به این معنی که سیر تکامل نوسانات شرطی، فقط بر اساس تغییرات گذشته قیمت دارایی تعیین می‌شود. کلارک (۱۹۷۳) فرض می‌کند که نوسانات قیمت دارایی، فرآیندی پنهان و مجزا بوده و با تعریف یک عبارت جدید، در یک معادله نوسان لگاریتمی[2] به دست می‌آید که از یک فرآیند ساده AR(1) تبعیت می‌کند. این مدل به مدل نوسانات تصادفی۳(SV) معروف است. فرآیندهای نوسانات تصادفی و GARCH هردو محبوبیت قابل توجهی در بین محققان به دست آوردند. فرض دو مدل بیان شده این است که هیچ جابجایی ساختاری[4] در طول بازه زمانی داده‌ها وجود ندارد. این فرض به محققان اجازه می‌دهد که تمام پارامترهای برآورد شده را در طول زمان ثابت در نظر بگیرند. اما نوسانات خوشه‌ای[5] (پدیده‌ای رایج در سری‌های زمانی مالی) این فرض را زیر سؤال می‌برد. به عبارتی به دلیل وجود شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی، نمی‌توان چنین فرضی را درست دانست(هوانگ و همکاران[6]، ۲۰۰۴). به بیان دیگر عدم توانایی این مدل‌ها در تشخیص جابجایی‌های گسسته[7] رژیم‌های اقتصاد، ممکن است منجر به نتایج گمراه کننده شود. بنابراین یک مدل مناسب باید توان در نظر گرفتن تغییرات احتمالی رژیم‌ها را داشته باشد. یکی از معروف‌ترین مدل‌های دارای این توانایی، مدل انتقال رژیم مارکوف (MS) است.

مدل‌های انتقال رژیم مدل‌هایی هستند که با استفاده از آنها می‌توان ویژگی‌های سری زمانی را در رژیم‌های متفاوت دسته‌بندی کرد. در این مدل‌ها جابجایی بین رژیم‌ها بر اساس یک فرآیند مارکوف و به صورت تصادفی انجام می‌شود. توانایی مدل‌های انتقال رژیم مارکوف در جابجایی بین رژیم‌های مختلف یک سری زمانی، از طریق اجرای رگرسیون‌های انتقال رژیم، قابل تعمیم به رابطه دو سری زمانی نیز هست. اگر $R_t$ بازده شاخص بورس و $E_t$ تغییرات نرخ ارز باشد. مدل انتقال رژیم مارکوف برای رابطه نرخ ارز و شاخص بازار سرمایه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_t = \mu_{S_t} + \phi_{S_t} E_t + \sigma_{S_t} e_t \qquad (۱)$$

که در آن:

1. Autoregressive Conditional Heteroscedastic Constructions
2. Log-volatility
3. Stochastic Volatility
4. Structural Shifts
5. Volatility Clustering
6. Hwang, Satchell, & Pereira
7. Discrete Shifts

$$e_t \sim i.i.d.N\left(۰.\sigma_{S_t}^{۲}\right) \qquad S_t = ۱.۲.\ldots.k \quad t = ۱.۲.\ldots.T \tag{۲}$$

معادله ۱ مدلی پویا با قابلیت جابجایی بین رژیم‌های مختلف را نشان می‌دهد. عرض از مبدا $\mu$ و ضریب رگرسیون $\phi$ می‌توانند k مقدار مختلف داشته باشد که حاکی از انتظارات متفاوت در k رژیم مختلف است. واریانس خطاها نیز می‌توانند در هر رژیم مقدار متفاوتی داشته باشند.

$S_t$ متغیر غیر قابل مشاهده(پنهان) مارکوف است که بر اساس احتمالات گزار زیر تکامل پیدا می‌کند:

$$P = \begin{pmatrix} P_{۱۱} & P_{۱۲} & \cdots & P_{۱k} \\ P_{۲۱} & P_{۲۲} & \vdots & P_{۲k} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ P_{k۱} & P_{k۲} & & P_{kk} \end{pmatrix} \tag{۳}$$

و: $P_{ij} = Pr\left(S_t = j \middle| S_{t-۱} = i\right)$

$$\sum_{j=۱}^{k} P_{ij} = ۱ \qquad \forall i. \tag{۴}$$

تابع درستنمایی لگاریتمی متناظر با معادلات ۱ و ۳ برابر خواهد بود با:

$$\log L = \sum_{t=۱}^{T} \log f(R_t|S_t) \tag{۵}$$

که:

$$f(R_t|S_t) = \frac{۱}{\sigma_{S_t}\sqrt{۲\pi}} exp\left\{-\frac{۱}{۲\sigma_{S_t}^{۲}}(R_t - \mu_{S_t} - \phi_{S_t}E_t)^{۲}\right\} \tag{۶}$$

از آنجایی که $S_t$ قابل مشاهده نیست، فرآیند تخمین نمی‌تواند به صورت مستقیم صورت گیرد. بنابراین با پیروی از هامیلتون(۱۹۹۰) از روش زیر استفاده می‌کنیم:

$$f\left(R_t.S_t\middle|\Psi_{t-۱}\right) = f\left(R_t\middle|S_t.\Psi_{t-۱}\right)P\left(S_t\middle|\Psi_{t-۱}\right) \tag{۷}$$

$\Psi_{t-۱}$ نماینده اطلاعات موجود تا زمان $t-۱$ است. و:

$$f\left(R_t\middle|\Psi_{t-1}\right)=\sum_{S_t=1}^{k} f\left(R_t\middle|S_t.\Psi_{t-1}\right)P\left(S_t\middle|\Psi_{t-1}\right) \quad (8)$$

به طوری که معادله ۵ را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\log L=\sum_{t=1}^{T} log\sum_{S_t=1}^{k} f\left(R_t\middle|S_t.\Psi_{t-1}\right)P\left(S_t\middle|\Psi_{t-1}\right) \quad (9)$$

برآورد احتمال‌های هر رژیم $P(S_t=j)$ از طریق الگوریتم زیر محاسبه می‌شود:

۱. احتمال‌های ثابت هر رژیم برآورد می‌شود $P\left(S_1=1\middle|\Psi_.\right)$ و $P\left(S_1=2\middle|\Psi_.\right)$ و ... و $P\left(S_1=\mathrm{k}\middle|\Psi_.\right)$

۲. برای $t=1.2.\ldots.T$

الف: در زمان t احتمال هر یک از رژیم‌ها به شرط اطلاعات موجود در $t-1$ ($\Psi_{t-1}$) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$P\left(S_{\mathrm{t}}=\mathrm{j}\middle|\Psi_{\mathrm{t}\text{-}1}\right)=\sum_{i=1}^{k}P_{ij}P\left(S_t=i\middle|\Psi_{t-1}\right) \quad (10)$$

ب: با استفاده از پارامترهای مدل‌ها در هر رژیم که شامل $\mu_1.\mu_2.\ldots.\mu_{\mathrm{k}}$ ، $\sigma_1.\sigma_2.\ldots.\sigma_{\mathrm{k}}$ ، $\phi_1.\phi_2.\ldots.\phi_{\mathrm{k}}$ و $P_{11}.P_{22}.\ldots.P_{\mathrm{kk}}$ هستند $\log L$ در هر رژیم در زمان t محاسبه می‌شود.

ج: احتمال هر رژیم به صورت زیر بروز رسانی می‌شود:

$$P\left(S_{\mathrm{t}}=\mathrm{j}\middle|\Psi_{\mathrm{t}\text{-}1}\right)=\frac{f\left(R_t\middle|S_t=j.\Psi_{t-1}\right)P\left(S_t=j\middle|\Psi_{t-1}\right)}{\sum_{j=1}^{k}f\left(R_t\middle|S_t=j.\Psi_{t-1}\right)P\left(S_t=j\middle|\Psi_{t-1}\right)} \quad (11)$$

برای مقایسه میزان تناسب الگوی نوسانات نرخ ارز کشور ایران با مدل سه‌رژیمی مارکوف نسبت به مدل دو رژیمی، معادله انتقال رژیم روی یک سری زمانی با یک وقفه زمانی به صورت زیر اجرا می‌شود:

$$E_t=\mu_{S_t}+\phi_{S_t}E_{t-1}+\sigma_{S_t}e_t \quad (12)$$

نتایج برازش مدل‌ها از لحاظ معیارهای تشخیصی حداکثر درستنمایی ($\log L$)، آکاییک (AIC)، شوارتز (SC) و حنان کوئین (HQC) با یکدیگر مقایسه می‌شود. رابطه تابع حداکثر درستنمایی با سایر معیارها به صورت زیر است:

$$AIC = -2\log L + 2m$$
$$SC = -2\log L + m\log(T) \quad (13)$$
$$HQC = -2\log L + 2m\log(\log(T))$$

در رابطه فوق، $L$ تابع درستمایی و $m$ نماینده تعداد پارامترهای در نظر گرفته شده در مدل است. هر مدلی که معیار حداکثر درستنمایی آن بیشتر و معیارهای AIC، SC و HQC آن کمتر باشد مدل مناسب‌تری برای توضیح نوسانات نرخ ارز است. همچنین، مجزا بودن رژیم‌های مطرح شده از طریق آزمون والد مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در ادامه، برای مقایسه میزان تناسب مدل دو و سه‌رژیمی انتقال رژیم مارکوف رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه نیز از ۴ معیار تشخیصی مطرح شده استفاده خواهد شد.

برای پیش‌بینی یک سال آینده بازار سرمایه ایران با استفاده از مدل انتقال رژیم مارکوف، از خاصیت رابطه بردار احتمال رژیم‌ها در هر مقطع زمانی با ماتریس احتمال‌های گذار استفاده خواهد شد. در مدل انتقال رژیم مارکوف از حاصلضرب بردار احتمال رژیم‌های زمان $t-1$ در ماتریس احتمال گذار مدل، بردار احتمال رژیم‌های زمان t بدست خواهد آمد. به عبارتی اگر $x_t$ معادل بردار احتمال رژیم‌های یک مدل مارکوف ($x_t = \begin{bmatrix} P(S_t=1) & P(S_t=2) & P(S_t=3) \end{bmatrix}$) و P ماتریس احتمال‌های گذار مدل انتقال رژیم مارکوف باشد، رابطه زیر برقرار است:

$$x_t = x_{t-1}P \quad (14)$$

لازم به ذکر است که دقت این پیش‌بینی به برازش درست ماتریس احتمال‌های گذار و تناسب مدل سه‌رژیمی مارکوف با الگوی رابطه نرخ ارز با بازار سرمایه ایران دارد. نیکویی برازش این مدل نیز از طریق بررسی احتمال‌های هموار شده است و تطابق آن با نمودار تغییرات نرخ ارز و شاخص بازار سرمایه بررسی خواهد شد.

به‌علاوه سری زمانی نرخ ارز ریال از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، و سری شاخص بورس، از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار استخراج شده است.

## تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها:

در ابتدای این بخش از پژوهش، میزان تناسب مدل‌های دو و سه‌رژیمی مارکوف با سری زمانی نرخ ارز ریال با یکدیگر مقایسه می‌شود. خلاصه برازش ۴ معیار تشخیصی تناسب مدل، شامل: حداکثر درستنمایی ($\log L$)، آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و حنان کوئین (HQC) برای مدل‌های دو و سه‌رژیمی مارکوف در جدول ۱ گزارش شده است.

**جدول ۱.** مقایسه معیارهای تشخیصی مدل‌های دو و سه‌رژیمی مارکوف

| نرخ ارز | تعداد رژیم | Log L | AIC | SC | HQC |
|---|---|---|---|---|---|
| ریال | ۲ | ۲۷۶ | -۳/۵۰ | -۳/۳۴ | -۳/۴۰ |
| | ۳ | ۲۸۴ | -۳/۵۲ | -۳/۲۲ | -۳/۴۴ |

منبع: یافته های پژوهش

جدول ۱ نشان می‌دهد که از نظر ۳ معیار $\log L$، AIC و HQC، برای توضیح نوسانات نرخ ارز ریال، مدل سه‌رژیمی نسبت به مدل دو رژیمی بهتر عمل می‌کند ($\log L$: ۲۷۶<۲۸۴، AIC: ۳/۵۲-<۳/۵۰-، HQC: ۳/۴۴-<۳/۴۰-). تنها معیار SC این مساله را با اختلاف بسیار ناچیزی تائید نمی نماید (SC: ۳/۳۴-< ۳/۲۲-).

برای اطمینان از مجزا بودن سه رژیم بیان شده، فرضیه برابری میانگین‌ها و فرضیه برابری انحراف معیارها در سه رژیم از طریق آزمون والد مورد بررسی قرار گرفت:

$$\begin{cases} H_0: & \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \\ H_1: & \text{برابری میانگین‌هاعدم} \end{cases} \qquad \begin{cases} H_0: & \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 \\ H_1: & \text{برابری انحراف معیارهاعدم} \end{cases}$$

**جدول ۳.** آزمون برابری میانگین‌های ۳ رژیم

| آماره | احتمال معنی‌داری |
|---|---|
| $F$ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\chi^2$ | ۰/۰۰۰۰ |

**جدول ۴.** آزمون برابری انحراف معیارهای ۳ رژیم

| آماره | احتمال معنی‌داری |
|---|---|
| $F$ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\chi^2$ | ۰/۰۰۰۰ |

منبع: یافته های پژوهش

همان‌طور که از نتیجه آزمون‌های F و کای‌دو مشخص است فرضیه برابری میانگین‌ها در سه رژیم و همچنین، فرضیه برابری انحراف معیارها در سه رژیم با اطمینان زیادی رد می‌شود. به این معنی که رژیم‌های بیان‌شده کاملاً از یکدیگر قابل تفکیک هستند.

با اطمینان از وجود سه رژیم مجزا در سری زمانی نرخ ارز ریال، انتظار می‌رود رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه ایران نیز قابل تفکیک به سه رژیم مختلف باشد. برای بررسی این مهم مدل‌های رگرسیونی دو و سه‌رژیمی مارکوف برای رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه مورد مقایسه قرار می‌گیرد. لازم به توضیح است که در مدل‌های رگرسیونی اجرا شده، داده‌های نرخ ارز معکوس شده و به صورت ارزش پول ملی در نظر گرفته شده است. جدول ۵ خلاصه ۴ معیار تشخیصی را برای مقایسه این دو مدل گزارش می‌کند:

**جدول ۵.** مقایسه معیارهای تشخیصی مدل‌های رگرسیونی انتقال رژیم اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه

| | تعداد رژیم | Log L | AIC | SC | HQC |
|---|---|---|---|---|---|
| رگرسیون انتقال رژیم اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه | ۲ | ۱۹۱ | -۲/۳۹ | -۲/۲۳ | -۲/۳۲ |
| | ۳ | ۲۰۵ | -۲/۴۸ | -۲/۱۹ | -۲/۳۶ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد از نظر ۳ معیار $\log L$، AIC و HQC برای توضیح رابطه ارزش ریال و بازدهی بازار سرمایه، مدل سه‌رژیمی نسبت به مدل دو رژیمی بهتر عمل می‌کند ($\log L$: ۱۹۱<۲۰۵، AIC:

۲/۴۸- < ۲/۳۹-، HQC: ۲/۳۶- >۲/۳۲-). فقط معیارSC این مساله را تایید نمی‌نماید (۲/۲۳- < ۲/۱۹-). عرض از مبدا، ضریب رگرسیون و انحراف معیار هر یک از رژیم‌های مدل دو و سه‌رژیمی رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه به همراه ضریب معنی‌داری آنها در جدول ۶ گزارش شده است. ضرایب رگرسیون نشان می‌دهد که رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه رابطه‌ای همواره مثبت نیست. بر اساس نتایج جدول ۶ در مدل دو رژیمی تنها در یکی از رژیم ها، ضریب اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه معنی‌دار است. اما در مدل ۳ رژیمی ضریب اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه در هر سه رژیم معنی‌دار است. همچنین جالب توجه است که در مدل دو رژیمی نشانی از رابطه منفی بازار سرمایه و نرخ ارز مشخص نشده است. اما در مدل سه‌رژیمی یکی از رژیم‌ها به رابطه منفی این دو بازار اشاره دارد. با توجه به اینکه فعالان بازار سرمایه بارها شاهد رابطه معکوس بازار ارز و بازار سرمایه بوده‌اند و همچنین بر اساس معنی‌داری ضرایب رگرسیون مطرح شده می‌توان نتیجه گرفت که مدل سه‌رژیمی بسیار بهتر از مدل دو رژیمی نوع اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه را تشریح کرده است. این مسأله تاییدی بر نتایج جدول ۵ است که نشان داد سه معیار از چهار معیار تشخیصی، برتری مدل ۳ رژیمی در توضیح اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه را تایید می‌کند[1]. با دقت در نتایج مدل ۳ رژیمی می‌توان رابطه بازار سرمایه و بازار ارز را به سه رژیم زیر تفکیک کرد:

رژیم اول: واکنش منفی بازار سرمایه به افزایش نرخ ارز در شرایط کم نوسان؛

رژیم دوم: واکنش مثبت بازار سرمایه به افزایش نرخ ارز در شرایط پر نوسان؛

رژیم سوم: واکنش مثبت بازار سرمایه به افزایش نرخ ارز در شرایط کم نوسان.

**جدول ۶.** عرض از مبدا، ضریب رگرسیون و واریانس مدل‌های رگرسیونی انتقال رژیم نرخ ارز و بازار سرمایه

| | تعداد رژیم | | عرض از مبدا | ضریب $\phi$ | واریانس | احتمال $P_{jj}$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| رگرسیون انتقال رژیم نرخ ارز و بازار سرمایه | ۲ | رژیم اول | ٪ ۴/۸ (۰/۰۲۷۹) | - ۰/۵۱ (۰/۰۳۱۷) | ٪ ۱۲/۵۰ (۰/۰۰۰۰) | ۰/۹۸۸ | $P_{11}$ = |
| | | رژیم دوم | ٪ ۲/۱۴ (۰/۰۰۰۱) | -۰/۰۰۲ (۰/۹۸۴۸) | ٪ ۵/۴۱ (۰/۰۰۰۰) | ۰/۹۹۳ | $P_{22}$ = |
| | ۳ | رژیم اول | ٪ ۷/۱۷ (۰/۰۰۰۰) | ۰/۸۲ (۰/۰۰۶۷) | ٪ ۳/۷۰ (۰/۰۰۰۰) | ۰/۷۰۶ | $P_{11}$ = |
| | | رژیم دوم | ٪۴/۸۳ (۰/۰۳۱۸) | -۰/۴۷ (۰/۰۳۷۴) | ٪ ۱۲/۵۱ (۰/۰۰۰۰) | ۰/۹۸۹ | $P_{22}$ = |
| | | رژیم سوم | ٪ -۰/۸۴ (۰/۱۶۲۹) | -۰/۲۹ (۰/۰۰۲۵) | ٪ ۳/۶۷ (۰/۰۰۰۰) | ۰/۸۵۳ | $P_{33}$ = |

منبع: یافته‌های پژوهش

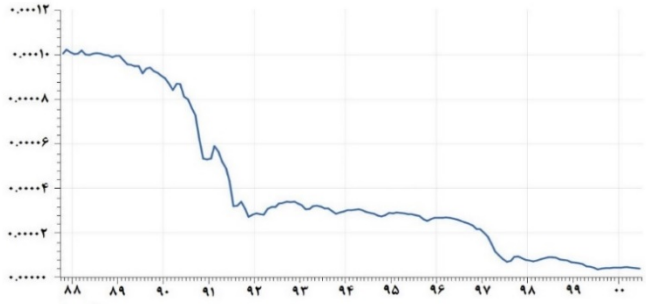
۱. لازم به توضیح است از آنجاکه سری زمانی نرخ ارز به صورت یک واحد ریال در برابر دلار در نظر گرفته شده است، ضریب $\phi$ مثبت در جدول ۶ به معنی اثر منفی نرخ ارز بر بازار سرمایه است.

معادله ۱۵ ماتریس احتمال‌های گذار مدل سه‌رژیمی را نشان می‌دهد. بر اساس این ماتریس احتمال باقی ماندن در هر رژیم نسبت به جابجایی بین رژیم‌ها بسیار بیشتر است. همچنین احتمال باقی ماندن سیستم در رژیم دوم بیشتر از احتمال باقی ماندن در رژیم های اول و سوم است.

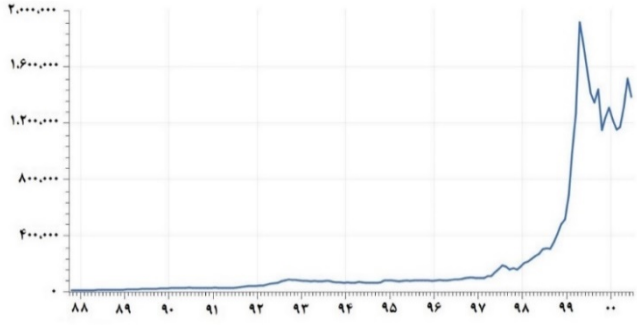
$$P = \begin{pmatrix} ۰,۷۰۶ & ۰,۰۰۱ & ۰,۲۹۳ \\ ۰,۰۰۱ & ۰,۹۸۹ & ۰,۰۱۰ \\ ۰,۱۳۷ & ۰,۰۰۸ & ۰,۸۵۳ \end{pmatrix} \quad (۱۵)$$

یکی از جنبه‌های بررسی میزان تناسب مدل انتقال رژیم مارکف با سری زمانی داده‌ها و همچنین، اعتبار ماتریس احتمال‌های گذار، بررسی همخوانی احتمال‌های هموار شده رژیم‌ها (نمودارهای ۷ تا ۹) با سری واقعی متغیرهای به کار گرفته شده در مدل (نمودار های ۳ تا ۶) است.

علاوه بر جدول ۶، نمودارهای ۳ و ۴ نیز به خوبی نشان می‌دهند که رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه ایران قابل تفکیک به سه رژیم مختلف است. در رژیم اول با افزایش نرخ ارز(کاهش ارزش پول ملی) بازده بازار سرمایه کاهش می‌یابد (دراین رژیم هر دو بازار کم نوسان هستند). در رژیم دوم کوچکترین تغییری در نرخ ارز با واکنش معنی‌دار و همجهت بازار سرمایه روبرو بوده است (در این رژیم هر دو بازار پر نوسان هستند). در رژیم سوم نیز افزایش نرخ ارز اثری مثبت بر بازده بازار سرمایه دارد(در این رژیم تنها بازار ارز دچار نوسان شدید است). بنابراین می‌توان استدلال کرد که اگر بازار سرمایه دچار نوسان شدید باشد و به عبارتی شرایط بحرانی را تجربه کند، افزایش نرخ ارز حتما باعث افزایش بازده بازار سرمایه می‌شود اما در شرایط دیگر اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

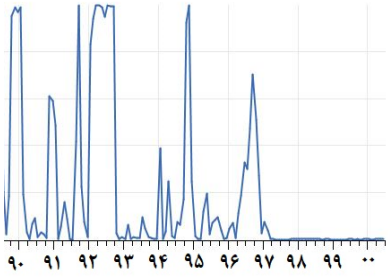



**نمودار۳.** روند ارزش نرخ ارز ریال

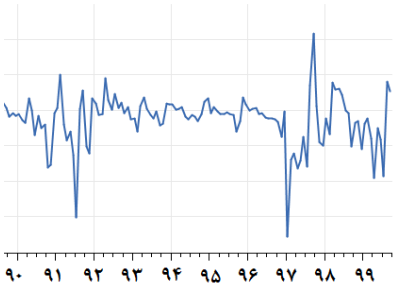



**نمودار ۴.** روند شاخص بورس

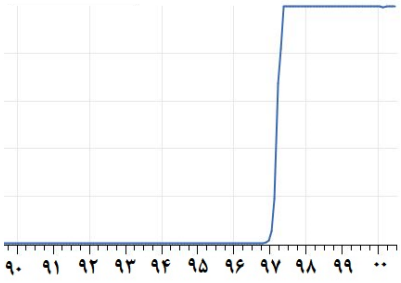
**نمودار ۵.** درصد تغییرات شاخص بورس



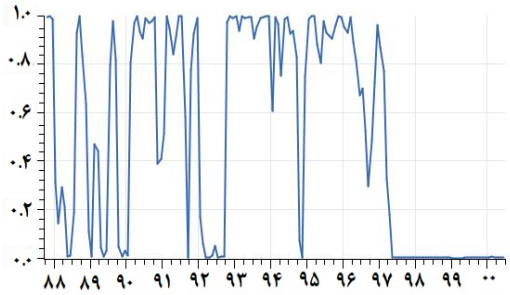

**نمودار ۷.** احتمال رژیم اول




**نمودار ۶.** درصد تغییرات نرخ ارز ریال




**نمودار ۸.** احتمال رژیم دوم




**نمودار ۹.** احتمال رژیم سوم

احتمال‌های رژیم اول و سوم نشان می‌دهد که در سال‌های قبل از ۱۳۹۷ همواره بین اثر مثبت و منفی نرخ ارز بر بازار سرمایه جابجایی وجود داشته است اما از سال ۱۳۹۷ به بعد بازار سرمایه به شدت به نوسانات بازار ارز حساس شده و همجهت با تغییرات نرخ ارز تغییر می‌کند.

همخوانی نوسانات و داده‌های واقعی دو بازار ارز و سرمایه با احتمال‌های هموار شده نشان می‌دهد که رژیم‌های تشخیص داده شده توسط مدل انتقال رژیم مارکف و همچنین ماتریس احتمال‌های گذار برآوردی توسط این مدل قابلیت اتکای لازم را دارند.

در ادامه با استفاده از بردار احتمال رژیم‌ها و ماتریس احتمال گذار، به پیش‌بینی احتمال وقوع رژیم های مختلف در آینده پرداخته شد. در زمان انجام پژوهش حاضر، آخرین داده در دسترس سری زمانی نرخ ارز ریال (مستخرج از بانک مرکزی)، داده ماه ششم سال ۱۴۰۰ است. با اجرای مدل انتقال رژیم مارکف، بردار احتمال رژیم‌ها در این مقطع زمانی به‌صورت زیر بدست می‌آید:

$$\begin{bmatrix} ۰,۰۰۰۱ & ۰,۹۹۷۵ & ۰,۰۰۲۳ \end{bmatrix}$$

با توجه به ماهانه بودن داده‌ها، پیش‌بینی بردار احتمال رژیم‌های رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه در یک و دو سال آینده به‌صورت زیر انجام می‌شود:

یکسال آینده:

$$\begin{bmatrix} ۰,۰۰۰۱ & ۰,۹۹۷۵ & ۰,۰۰۲۳ \end{bmatrix} \times \begin{pmatrix} ۰,۷۰۶ & ۰,۰۰۱ & ۰,۲۹۳ \\ ۰,۰۰۱ & ۰,۹۸۹ & ۰,۰۱۰ \\ ۰,۱۳۷ & ۰,۰۰۸ & ۰,۸۵۳ \end{pmatrix}^{۱۲} = \begin{bmatrix} ۰,۰۳۳۸ & ۰,۸۷۷۸ & ۰,۰۸۷۲ \end{bmatrix} \quad (۱۶)$$

دو سال آینده:

$$\begin{bmatrix} ۰,۰۰۰۱ & ۰,۹۹۷۵ & ۰,۰۰۲۳ \end{bmatrix} \times \begin{pmatrix} ۰,۷۰۶ & ۰,۰۰۱ & ۰,۲۹۳ \\ ۰,۰۰۱ & ۰,۹۸۹ & ۰,۰۱۰ \\ ۰,۱۳۷ & ۰,۰۰۸ & ۰,۸۵۳ \end{pmatrix}^{۲۴} = \begin{bmatrix} ۰,۰۶۵۱ & ۰,۷۷۹۹ & ۰,۱۵۰۹ \end{bmatrix} \quad (۱۷)$$

بر اساس بردار احتمال رژیم‌های پیش‌بینی‌شده، محتمل ترین رژیم برای یک سال آینده ایران(شهریور ۱۴۰۱)، رژیم دوم (اثر مثبت نرخ ارز بر بازار سرمایه در فضای پر نوسان) است (۰/۸۷۷). اما این احتمال نسبت به شهریور ۱۴۰۰ کمتر شده است. همچنین بر اساس نتایج معادله ۱۷ احتمال قرار داشتن در رژیم دوم در دو سال آینده (شهریور ۱۴۰۲) همچنان بالا بوده اما نسبت به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ کمتر شده و نشان از روندی نزولی برای احتمال حضور در رژیم دوم دارد. احتمال قرار داشتن در رژیم‌های اول و سوم در شهریور ۱۴۰۱ به ترتیب ۰/۰۳۳ و ۰/۰۸۷ است. بر اساس بردار احتمال معادله ۱۷ احتمال قرار داشتن در رژیم‌های اول و سوم در شهریور ۱۴۰۲ نیز به ترتیب ۰/۰۶۵ و ۰/۱۵۰ است.

پیش‌بینی احتمال‌های هموار شده برای ۳، ۴ و ۵ سال آینده در جدول ۷ نشان می‌دهد که احتمال حضور در رژیم دوم رو به نزول و احتمال حضور در رژیم سوم با سرعت رو به صعود است. بنابراین انتظار می‌رود در سال‌های آینده نیز شاهد اثر مثبت نرخ ارز بر بازار سرمایه بوده اما این اثر در فضایی کم نوسان‌تر نسبت به سال‌های اخیر رخ دهد.

**جدول ۷**. پیش بینی احتمال رژیم‌های اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه در ۳ تا ۵ سال آینده

| ۳ سال آینده | ۴ سال آینده | ۵ سال آینده |
|---|---|---|
| [۰,۲۰۱۹ ۰,۶۹۹۸ ۰,۰۹۰۲] | [۰,۲۴۲۴ ۰,۶۳۳۹ ۰,۱۱۰۱] | [۰,۲۷۴۵ ۰,۵۷۹۸ ۰,۱۲۶۰] |

منبع: یافته‌های پژوهش

## نتیجه گیری و بحث

در پژوهش حاضر با توجه به این مهم که تلاش‌های بانک مرکزی برای ثبات بازار ارز و داشتن سیستم ارزی شناور مدیریت‌شده باعث می‌شود الگوی تغییرات نرخ ارز ایران متفاوت از الگوی تغییرات نرخ ارز کشورهای پیشرفته (دارای سیستم ارزی شناور آزاد) شود، مدل سه‌رژیمی مارکوف برای توضیح اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه این کشور به کار گرفته شد. در این پژوهش که در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۰ انجام شده است در ابتدا با استفاده از معیارهای حداکثر درستنمایی، آکائیک و حنان کوئین مشخص شد که مدل سه‌رژیمی مارکوف برای توضیح نوسانات نرخ ارز ایران بسیار مناسب‌تر از مدل دو رژیمی است. با دستیابی به این مهم در ادامه اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه نیز با مدل سه‌رژیمی مارکوف سنجیده و با نتایج مدل دو رژیمی مقایسه شد. بر اساس معیارهای حداکثر درستنمایی، آکائیک و حنان کوئین ، نتایج حاکی از عملکرد بسیار مطلوب تر مدل سه‌رژیمی در توضیح رابطه نرخ ارز و بازار سرمایه بود.

نتایج همچنین نشان می‌دهد که در خصوص اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه، سه رژیم مجزا به صورت "واکنش منفی بازار سرمایه به افزایش نرخ ارز در شرایط کم نوسان"، "واکنش مثبت بازار سرمایه به افزایش نرخ ارز در شرایط پر نوسان" و "واکنش مثبت بازار سرمایه به افزایش نرخ ارز در شرایط کم‌نوسان" قابل تعریف است. نتایج حاکی از آن است که در مدل دو رژیمی تنها در یکی از رژیم‌ها، ضریب اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه معنی‌دار است. اما در مدل ۳ رژیمی ضریب اثر گذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه در هر سه رژیم معنی‌دار است. بعلاوه در مدل دو رژیمی نشانی از رابطه منفی بازار سرمایه و نرخ ارز مشخص نشده است. اما در مدل سه‌رژیمی یکی از رژیم‌ها به رابطه منفی این دو بازار اشاره دارد. با توجه به اینکه فعالان بازار سرمایه بارها شاهد رابطه معکوس بازار ارز و بازار سرمایه بوده‌اند و همچنین بر اساس معنی‌داری ضرایب رگرسیون مطرح شده می‌توان نتیجه گرفت که مدل سه‌رژیمی بسیار بهتر از مدل دو رژیمی نوع اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه را تشریح کرده است. در خصوص ویژگی‌های سه رژیم شناسایی شده مشخص شد که در رژیم اول با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) بازده بازار سرمایه کاهش می‌یابد (دراین رژیم هر دو بازار کم نوسان هستند). در رژیم دوم کوچکترین تغییری در نرخ ارز با واکنش معنی‌دار و همجهت بازار سرمایه روبرو بوده است (در این رژیم هر دو بازار پر نوسان هستند). در رژیم سوم نیز افزایش نرخ ارز اثری مثبت بر بازده بازار سرمایه دارد(در این رژیم تنها بازار ارز دچار نوسان شدید است). بنابراین می‌توان استدلال کرد که اگر بازار ارز دچار نوسان شدید باشد و به عبارتی شرایط بحرانی را تجربه

کند، افزایش نرخ ارز حتما باعث افزایش بازده بازار سرمایه می‌شود اما در شرایط دیگر اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

در ادامه برای پیش‌بینی نوع رژیم اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه در یک و دو سال آینده ایران، ابتدا اعتبار مدل ارائه شده از طریق بررسی همخوانی احتمال‌های هموارشده رژیم‌ها با داده‌های واقعی نرخ ارز و بازار سرمایه سنجیده شده و سپس بر اساس رابطه ماتریس احتمال‌های گذار و بردار احتمال رژیم‌ها به پیش‌بینی آینده پرداخته شد. نتایج حاکی از همخوانی بسیار بالای احتمال رژیم‌های تشخیص داده شده توسط مدل با داده‌های واقعی سری نرخ ارز و شاخص بازار سرمایه است. بر اساس بردار احتمال رژیم‌های پیش‌بینی‌شده، محتمل‌ترین رژیم برای یک سال آینده ایران(شهریور ۱۴۰۱)، رژیم دوم (اثر مثبت نرخ ارز بر بازار سرمایه در فضای پر نوسان) است (۰/۸۷۷). اما این احتمال نسبت به شهریور ۱۴۰۰ کمتر شده است. همچنین احتمال قرار داشتن در رژیم دوم در دو سال آینده (شهریور ۱۴۰۲) همچنان بالا بوده اما نسبت به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ کمتر شده و نشان از روندی نزولی برای احتمال حضور در رژیم دوم دارد. احتمال قرار داشتن در رژیم‌های اول و سوم در شهریور ۱۴۰۱ به ترتیب ۰/۰۳۳ و ۰/۰۸۷ است. بنابراین انتظار می‌رود در سال‌های آینده نیز شاهد اثر مثبت نرخ ارز بر بازار سرمایه بوده اما این اثر در فضایی کم نوسان تر نسبت به سال‌های اخیر رخ دهد.

نتایج پژوهش حاضر از حیث معنی‌دار بودن اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه با مطالعات محسنی و صادقی شهدانی(۲۰۱۹)، سالیسو و وو[1](۲۰۲۱)، آیکی و هو (۲۰۲۱)، اجیا فریریو (۲۰۲۰)، نایاران و همکاران(۲۰۲۰)، و بارترام و بدنار(۲۰۱۲)، همخوانی و با مطالعات خی و همکاران(۲۰۲۰) و بهاتاچاریا و موخرجی[2](۲۰۰۳) عدم همخوانی دارد. همچنین نتایج از حیث اثرات متفاوت نرخ ارز بر بازار سرمایه در مقاطع زمانی مختلف با نتایج پژوهش فضل زاده و همکاران(۲۰۱۷) و هوانگ و همکاران(۲۰۲۱) همخوانی دارد.

با توجه به توان مناسب مدل سه‌رژیمی مارکوف در تفکیک و توضیح اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه ایران، به فعالان بازار سرمایه به ویژه مدیران سرمایه‌گذاری، توصیه می‌شود با استفاده از مدل بیان شده شمایی کلی از نوع اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه بدست آورده و بسته به نوع رژیمی که در آن قرار دارند تحلیل‌ها و تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را تنظیم نمایند. همچنین با توجه به رابطه مثبت و قوی نرخ ارز بر بازار سرمایه در شرایط پر نوسان، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود در زمان تلاطم‌های ارزی به جای سرمایه‌گذاری در بازار ارز به سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه توجه نمایند تا هم از فشار تقاضا بر نرخ ارز کاسته شده و تورم انتظاری ناشی از آن تقلیل یابد و هم سرمایه‌های خرد به سمت بخش مولد اقتصاد حرکت داده شود و باعث ایجاد رشد اقتصاد و رفاه بیشتر برای جامعه شود. از آنجا که نتایج پژوهش نشان داد، در شرایط نوسان شدید بازار ارز، افزایش این متغیر به احتمال خیلی زیاد باعث افزایش بازده بازار سرمایه می‌شود(اما در شرایط کم نوسان بازار ارز این اثر می‌تواند مثبت یا منفی باشد) به سیاست گذاران بازار سرمایه توصیه می شود با تاکید بر این نتیجه، در شرایط تلاطم های ارزی تبلیغات مناسب در جهت حرکت سرمایه های خرد

1. Salisu & Vo
2. Bhattacharya & Mukherjee

به سمت بازار سرمایه را در دستور کار خود قرار دهند تا از حرکت بیشتر نقدینگی به سمت بازار ارز جلوگیری شده و احتمال وقوع بحران ارزی کاهش یابد. با توجه به تشابه نوسانات نرخ ارز کشورهای دارای نظام ارزی شناور مدیریت شده، به سایر محققان پیشنهاد می‌شود رابطه بازار سرمایه و بازار نرخ ارز سایر کشورها را با مدل بیان شده در پژوهش حاضر بررسی کرده و در خصوص ارتباط بازار سرمایه و بازار ارز در کشورهای با سیستم ارزی شناور مدیریت شده و تعداد رژیم‌های مدل انتقال رژیم مارکوف نتیجه مشخصی حاصل نمایند.

مهم‌ترین محدودیت پژوهش حاضر نقص داده‌های سری زمانی ارز ریال در بانک مرکزی ایران است. داده‌های نرخ رسمی ارز بانک مرکزی از فروردین تا مرداد ماه ۱۳۹۷ موجود نیست. برای نرخ ارز در ماه‌های مذکور، از متوسط ماه قبل و بعد استفاده شده است.

### ملاحظات اخلاقی

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

**References**

Ak, R., Fink, O., Zio, E. & systems, l. (2015). Two machine learning approaches for short-term wind speed time-series prediction. *IEEE Trans Neural Netw Learn 27*(8), 17-34

Barghi oskooyi, M. A., & Shahbazzade Khiyavi. (2014). Modeling nonlinear effects of the changes in real exchange rate and crude oil prices on Tehran stock exchange (The Markov Switching approach) Journal of Economic Modeling Research. *4*(14), 85-109 .(In Persian)

Bartram, S. M., & Bodnar, G. M. (2012). Crossing the lines: The conditional relation between exchange rate exposure and stock returns in emerging and developed markets. *Journal of International Money and Finance, 31*(4), 766-792.

Bhattacharya, B., & Mukherjee, J. (2003). *Causal relationship between stock market and exchange rate, foreign exchange reserves and value of trade balance: A case study for India.* Paper presented at the Fifth Annual Conference on Money and finance in the Indian economy.

Bollerslev, T. (1987). A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *The review of economics statistics*, 69, (3) 542-547 .

Burse, K., Yadav, R. N., Shrivastava, S. J. I. t. o. s., man,, & cybernetics, P. C. (2010). Channel equalization using neural networks: A review. *IEEE Press. 40*(3), 352-357.

Chkili, W., & Nguyen, D. K. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance, (31)* C, 46-56.

Clark, P. K. J. E. j. o. t. E. S. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. Econometrica, 41, 135-155 .

Ding, L. (2021). Conditional correlation between exchange rates and stock prices. *The Quarterly Review of Economics and Finance, (80)*, 452-463.

Engel, C., & Hamilton, J. D. J. T. A. E. R. (1990). Long swings in the dollar: Are they in the data and do markets know it?, American Economic Review,(80)4 , 689-713 .

Engle, R. F. J. E. J. o. t. e. s. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, (50),4, 987-1007 .

Fazlzadeh, Aghajanzadeh, & Haghighat. (2017). *Asymmetric effects of exchange rate on the index of Tehran Stock Exchange with Markov switching approach.* Tabriz University, Master thesis (In Persian)

Garcia, R., & Perron, P. (1996). An analysis of the real interest rate under regime shifts. *The review of economics statistics*, (78)1 111-125 .

Hamilton, J. D. J. E. J. o. t. e. s. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica, (57)2 357-384 .

Hsing, Y. (2006). Analysis of Short-term Exchange Rate Movements in Korea: Application of an Extended Mundell–Fleming Model. *Global Economic Review, 35*(2), 145-151 .

Huang, Q., Wang, X., & Zhang, S. (2021). The effects of exchange rate fluctuations on the stock market and the affecting mechanisms: Evidence from BRICS countries. *The North American Journal of Economics and Finance, (11)39*,113-148.

Hwang, S., Satchell, S. E., & Pereira, P. L. V. (2004). *How persistent is volatility? An answer with Markov regime switching stochastic volatility models*. (34)6, 1002-1024

Iyke, B. N., & Ho, S.-Y. (2021). Exchange rate exposure in the South African stock market before and during the COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters*, (43)1,102-142.

Jo, S. K., Kim, M. J., Lim, K., & Kim, S. Y. (2018). Correlation analysis of the Korean stock market: Revisited to consider the influence of foreign exchange rate. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, (49)1*, 852-868.

Klaassen, F. (20 .(۰۵Long swings in exchange rates: are they really in the data? *Journal of Business Economic Statistics, 23*(1), 87-95 .

Lee, H.-Y & ,.Chen, S.-L. J. E. M. (2006). Why use Markov-switching models in exchange rate prediction? , Economic Modelling. *23*(4), 662-668 .

Liu, L., & Wan, J. (2012). The relationships between Shanghai stock market and CNY/USD exchange rate: New evidence based on cross-correlation analysis, structural cointegration and nonlinear causality test. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 391*(23), 6051-6059.

Mahapatra, S., & Bhaduri, S. N. (2019). Dynamics of the impact of currency fluctuations on stock markets in India: Assessing the pricing of exchange rate risks. *Borsa Istanbul Review, 19*(1), 15-23.

Malik, F. (2021). Volatility spillover between exchange rate and stock returns under volatility shifts. *The Quarterly Review of Economics and Finance, (80)*, 605-613.

Mehrabian, A., & Chegini, E. (2014). the effect of Exchange rate and exchange rate volatility on stock market index in Iran. *Practical Ecomomy, 4*(13), 65-78 .(In Persian)

Mohseni, H., & Sadeghi Shahdani, M. (2019). Exchange Rate Volatility Spillovers to Iran Capital Market Quarterly. *Journal of Applied Theories of Economics. 6*(1), 77-96 .(In Persian)

Morales-Zumaquero, A., & Sosvilla-Rivero, S. (2018). Volatility spillovers between foreign exchange and stock markets in industrialized countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance, (70)*, 121-136.

Mostafapoor, M. Sakhayee, E. (2011). A review on exchange rate policies and the appropriate framework for exchange rate determination. *Economic journal. (11)3, 101-110*

Mun, K.C. (2007). Volatility and correlation in international stock markets and the role of exchange rate fluctuations. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 17*(1), 25-41.

Narayan, P. K., Devpura, N., & Wang, H. (2020). Japanese currency and stock market—What happened during the COVID-19 pandemic? *Economic Analysis and Policy, (68),* 191-198.

Ngan, T.M. (2016). Forecasting Foreign Exchange Rate by using ARIMA Model: A Case of VND/USD Exchange Rate. *Research Journal of Finance and Accounting, 7*, 38-44.

Ojea Ferreiro, J. (2020). Disentangling the role of the exchange rate in oil-related scenarios for the European stock market. *Energy Economics, (89)C*, 104-126.

Patro, D. K., Wald, J. K., & Wu, Y. (2002). Explaining exchange rate risk in world stock markets: A panel approach. *Journal of Banking & Finance, 26*(10), 1951-1972.

Rasekhi, S., & Rostemzadeh, M. (2011). Fundamental modeling exchange rate using genetic algorithm: a case study of European countries. *Journal of Economics. (3),352-359*

Rickards, J. (2012). *Currency wars: the making of the next global crisis*: Penguin.

Salisu, A. A., & Vo, X. V. (2021). The behavior of exchange rate and stock returns in high and low interest rate environments. *International Review of Economics & Finance, (74),* 138-149.

Salisu, A. A., & Vo, X. V. (2021). The behavior of exchange rate and stock returns in high and low interest rate environments .*International Review of Economics & Finance, (74),* 138-149.

Sarno, L. (2005). Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: Where do we stand? *Canadian Journal of Economics Revue canadienne d'économique, 38*(3), 673-708 .

Sensoy, A., Sobaci, C., Sensoy, S., & Alali, F. (2014). Effective transfer entropy approach to information flow between exchange rates and stock markets. *Chaos, Solitons & Fractals, (68),* 180-185.

Shittu, O. I., & Yaya, O. S. J. E. j. o. s. r. (2009). Measuring forecast performance of ARMA and ARFIMA models: An application to US Dollar/UK pound foreign exchange rate. Asian Journal of Pure and Applied Mathematics. *32*(2), 167-176

Tsai, I. C. (2012). The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 22*(3), 609-621.

Walid, C., Chaker, A., Masood, O., & Fry, J. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach. *Emerging Markets Review, 12*(3), 272-292.

Xie, Z., Chen, S.-W., & Wu, A.C. (2020). The foreign exchange and stock market nexus: New international evidence. *International Review of Economics & Finance, (67)*, 240-266.

Zolfaghari, M., & Sahabi, B. (2017). Impact of foreign exchange rate on oil companies risk in stock market: A Markov-switching approach. *Journal of Computational and Applied Mathematics, (317)*, 274-289. (In Persian)

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۵۲-۲۵

مقاله پژوهشی

# نقش عدم انعطاف‌پذیری مالی در تبیین ناهنجاری ارزشی با تاکید بر چرخه تجاری [۱]

محمدرضا مهربان‌پور [۲]، طاهر پرکاوش [۳]، عزت‌اله عباسیان [۴]، سید محمد علوی نسب [۵]

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

**چکیده**

*تا حدودی بر سر این موضوع که سهام ارزشی بازده بالاتری از سهام رشدی به‌دست می‌آورد، توافق نظر وجود دارد اما تفسیر علت این امر، موضوعی بحث برانگیز است و توضیح روشنی برای این ویژگی سهام وجود ندارد. براساس تئوری قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه‌گذاری، عدم انعطاف‌پذیری مالی دلیل هم حرکتی بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی با رکود اقتصادی نسبت به بازده مورد انتظار شرکت‌های رشدی است. پژوهش حاضر به‌دنبال تعیین اثرپذیری ناهنجاری ارزشی از عدم انعطاف‌پذیری مالی با توجه به چرخه تجاری است. جهت دستیابی به اهداف پژوهش با استفاده از روش نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک، از داده‌های ماهانه ۴۵۰ سال – شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۶ استفاده گردید. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون با استفاده از داده‌های سری زمانی و ترکیبی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که عدم انعطاف‌پذیری مالی، منجر به صرف ریسک مثبت در سطح سهام و پرتفوی سرمایه‌گذاری می‌شود و شرکت‌های ارزشی، بازده آتی بالاتری نسبت به شرکت‌های رشدی به دلیل جبران ریسک عدم انعطاف-پذیری مالی به‌دست می‌آورند، و نهایتاً، تاثیر عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در طول چرخه تجاری ثابت نیست و در دوره رکود اقتصادی، شرکت‌های ارزشی بیشتر از شرکت‌های رشدی در معرض ریسک عدم انعطاف‌پذیری مالی قرار می‌گیرند.*

**واژگان کلیدی**: عدم انعطاف‌پذیری مالی، ناهنجاری ارزشی و چرخه تجاری.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *G12 ،E32*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.25491.2038

۲. استادیار، گروه حسابداری و مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشکدگان فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران.
نویسنده مسئول. Email: mehrabanpour@ut.ac.ir

۳. دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشکدگان فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران. Email: porkavoshtaher@ut.ac.ir

۴. دانشیار، گروه مدیریت دولتی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email: E.abbasian@ut.ac.ir

۵ استادیار، گروه حسابداری و مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشکدگان فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران. Email: alavinsb@ut.ac.ir

**مقدمه**

یکی از پدیده‌های غیرعادی بازار سرمایه که ممکن است گواهی بر رفتار غیرعقلایی سرمایه‌گذاران و در نتیجه دلیلی بر ناکارایی بازار سرمایه باشد، پدیده "صرف ارزش" است. صرف ارزش یا مازاد بازده سهام ارزشی نسبت به بازده سهام رشدی، از سال‌های قبل مورد توجه پژوهشگران مالی و حسابداری قرار گرفته است که از آن جمله می توان به مطالعات فاما و فرنچ[1] (۱۹۹۲)، جیگادیش و تیتمان[2] (۱۹۹۳)، هاگن[3] (۲۰۰۴)، اسدی و اسلامی بیدگلی (۱۳۹۲) و حسینی، جلیل‌زاده و مصباح (۱۳۹۳) و غیره اشاره کرد.

تا حدودی بر سر این موضوع که سهام ارزشی بازده بالاتری از سهام رشدی به‌دست می‌آورد، توافق نظر وجود دارد اما تفسیر علت این امر موضوعی بحث برانگیز است و توضیح روشنی برای این ویژگی سهام وجود ندارد. تئوری قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه‌گذاری[4] (کوچران[5]،۱۹۹۱؛ برک و همکاران[6] ، ۱۹۹۹) سرنخ‌هایی را ارائه داده است. کلمه کلیدی "عدم انعطاف‌پذیری"[7] است. ایده اصلی این است که به دلیل منابع مختلف (برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری[8]، اهرم[9] و محدودیت مالی[10])، شرکت‌های ارزشی جهت تعدیل سرمایه خود در زمان شوک‌های اقتصادی انعطاف‌پذیری کمتری دارند. در نتیجه، ریسک و بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی در دوران رکود اقتصادی نسبت به شرکت‌های رشدی بیشتر است. به عبارتی، عدم انعطاف‌پذیری مالی دلیل هم حرکتی بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی با رکود اقتصادی نسبت به بازده مورد انتظار شرکت‌های رشدی است (گالن و همکاران[11] ، ۲۰۰۸). با توجه به این‌که براساس مطالعات اسدی و اسلامی بیدگلی (۱۳۹۲) و حسینی و همکاران (۱۳۹۳) صرف ارزش در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد و دلیل صرف ارزش برمبنای تئوری قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه گذاری، عدم انعطاف پذیری مالی است، این پژوهش برای اولین بار در بورس اوراق بهادار تهران با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳) سعی نموده است تا با افزودن عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی (شاخص ترکیبی از برگشت ناپذیری سرمایه‌گذاری، اهرم کل و محدودیت مالی) به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، به دنبال پاسخ به این سوالات باشد که آیا عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ارزش تاثیر دارد؟ ثانیا، آیا عامل

---

1. Fama & French
2. Jegadeesh & Titman
3. Haugen
4. Investment-based asset pricing theory
5. Cochrane
6. Berk et al.
7. Inflexibility: انعطاف‌پذیری مالی، به توانایی واحد تجاری در تغییر هزینه‌های سرمایه‌گذاری جهت کاهش اثرات رویدادهای پیش بینی نشده به منظور ایجاد جریان نسبتا هموار سود سهام اشاره دارد. هرچه انعطاف‌پذیری شرکت در این زمینه بیشتر باشد، ریسک کمتر است.
8. Investment irreversibility
9. Leverage
10. Financial Constrains
11. Gulen et al.

عدم انعطاف‌پذیری مالی در طول چرخه تجاری تاثیر متفاوتی بر صرف ارزش دارد؟ تا بتوانیم به مدلی با توان تبیین و قدرت پیش بینی بالا در خصوص بازده سهام دست یابیم.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش تبیین می‌شوند. سپس فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شوند. روش‌شناسی پژوهش، مدل‌های پژوهش و تعریف عملیاتی متغیرها به ترتیب بخش‌های بعدی هستند. بعد از آن، تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌هاو در نهایت، پژوهش با ارائه نتایج و پیشنهادها جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌شود.

## مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مطالعات مربوط به بررسی رابطه ریسک و بازده در ادبیات مالی به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[1] شارپ (۱۹۶۴) بر می‌گردد که در آن فرض شده است که بازده مورد انتظار یک دارایی به بتای آن بستگی دارد. به عبارتی تفاوت‌های مقطعی در میانگین بازده به‌وسیله عامل بتا تعیین می‌شود نه عوامل دیگر.

پژوهش‌های تجربی بی‌قاعدگی‌هایی را معرفی کردند که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای قادر به توضیح آن نبود. از جمله این بی‌قاعدگی‌ها مطالعات فاماو فرنچ (۱۹۹۲) می‌باشد که نشان دادند سهام کوچک با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، شرکت‌هایی با عملکرد ضعیفی هستند که به خاطر درماندگی مالی آسیب‌پذیر هستند. بنابراین سرمایه‌گذاران نیازمند جبران صرف ریسک سرمایه‌گذاری در این سهام هستند که بازده بالاتری در مقایسه با سهام رشدی فراهم نماید. به‌طور کلی، جبران ریسک توضیحی منطقی برای صرف ارزش ارائه می‌دهد که سهام ارزشی بیشتر از سهام رشدی ریسکی هستند (والوچوا، ۲۰۱۱).

کوچران (۱۹۹۱) و برک و همکاران (۱۹۹۹) براساس تئوری قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه گذاری، صرف ارزش را به ریسک عدم انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها نسبت می‌دهند. در این زمینه " انعطاف‌پذیری مالی، به توانایی واحد تجاری در تغییر هزینه‌های سرمایه‌گذاری جهت کاهش اثرات رویدادهای پیش بینی نشده به منظور ایجاد جریان نسبتا هموار سود سهام اشاره دارد." هرچه انعطاف‌پذیری شرکت در این زمینه بیشتر باشد، ریسک کمتر است. عدم انعطاف‌پذیری مالی می‌تواند به‌عنوان عامل ریسک بالقوه تفسیر شود که به‌موجب آن سهام‌داران در معرض ریسک ناتوانی حفظ جریان هموار سود سهام در طول زمان قرار می‌گیرند (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳).

شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری مالی می‌توانند از ساز و کار هزینه سرمایه برای کمک به خنثی کردن تاثیر شوک‌های بیرونی بر سود سهام استفاده کنند. پس از شوک‌های اقتصادی، انعطاف‌پذیری در سرمایه گذاری سبب می‌شود که سود سهام، تغییرات نسبتا کمتری از جریان نقد عملیاتی داشته باشد. در واقع سرمایه‌گذاری می‌تواند تاثیر چنین شوک‌هایی را جذب کند و به‌عنوان یک ضربه‌گیر برای جریان سود سهام عمل نماید ( پولسن و همکاران، ۲۰۱۳).

1. Capital asset pricing model

**منابع صرف ارزش**

چرا باید بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی بیشتر با رکود اقتصادی نسبت به بازده مورد انتظار شرکت‌های رشدی هم‌زمان تغییر کند؟ به همین ترتیب، چرا باید صرف ارزش مورد انتظار تغییرات ضد چرخه ای[1] به نمایش بگذارد؟ تئوری قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه‌گذاری ( کوچران، ۱۹۹۱؛ برک و همکاران، ۱۹۹۹) سرنخ‌هایی را ارائه داده است.کلمه کلیدی عدم انعطاف‌پذیری است. ایده اصلی این است که به دلیل منابع مختلف، شرکت‌های ارزشی جهت تعدیل سرمایه خود در زمان شوک‌های اقتصادی انعطاف‌پذیری کمتری دارند. در نتیجه، ریسک و بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی در دوران رکود اقتصادی نسبت به شرکت‌های رشدی بیشتر است (گالن و همکاران، ۲۰۰۸). نظریه‌ها سه منبع متمایز اما مرتبط را پیشنهاد کرده‌اند که می‌تواند عدم انعطاف‌پذیری شرکت‌های ارزشی را افزایش دهد: برگشت ناپذیری سرمایه‌گذاری، اهرم و محدودیت مالی (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). در ادامه به تشریح ارتباط صرف ارزش با هریک از این منابع عدم انعطاف‌پذیری مالی پرداخته می‌شود:

**برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری و صرف ارزش**

برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری به هزینه‌های بالاتری که شرکت هنگام کاهش دارایی‌های مولد خود نسبت به هنگام افزایش دارایی‌های مولد مواجه می‌شود، اشاره دارد. برگشت‌ناپذیری زمانی رخ می‌دهد که قیمت فروش مجدد سرمایه پایین‌تر از قیمت خرید به‌خاطر ویژگی‌های خاص سرمایه، مشکلات لمون[2]، رکود بازار و غیره می‌باشد (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). ژانگ (۲۰۰۵) برای توضیح ناهنجاری ارزشی مدل تعادلی را ایجاد می‌کند که در آن شرکت‌ها در کاهش ظرفیت تولیدی‌شان نسبت به توسعه آن با هزینه‌های بالاتری مواجه می‌شوند. فرض بر این است که شرکت‌ها برای رسیدن به سطح بهینه در طول چرخه تجاری، سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای خود را تعدیل می‌کنند. ژانگ (۲۰۰۵) استدلال می‌کند از آنجایی که شرکت‌های ارزشی دارای سهام سرمایه‌ای غیرمولد زیادی هستند، در زمان‌های بد اقتصادی جهت کاهش سهام سرمایه ای خود نسبت به شرکت‌های رشدی با مشکلات زیادی مواجه می‌شوند. از سوی دیگر، در زمان‌های خوب، شرکت‌های رشدی با هزینه‌های تعدیلی بالاتری (به دلیل داشتن سرمایه کم و نیاز به سرمایه‌گذاری) نسبت به شرکت‌های ارزشی مواجه می‌شوند (کائو، ۲۰۱۰). بنابراین، شرکت‌هایی با نسبت بالای دارایی‌های ثابت در شرایط بد اقتصادی به دلیل پرهزینه بودن کاهش سهام سرمایه‌ای انگیزه‌ای برای این کار نخواهند داشت. در مقابل، در شرایط خوب اقتصادی به دلیل عدم نیاز به سرمایه‌گذاری قابل توجه، از این ظرفیت مازاد منتفع می‌شوند. از این‌رو، بازده و سود شرکت‌های با نسبت بالای دارایی‌های ثابت بسیار هم‌حرکت با شوک‌های اقتصادی می‌باشد (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). با این ساز و کار، مدل ژانگ تفاوت در بازده سهام شرکت‌های ارزشی و رشدی را به ریسک نسبت می‌دهد. درنتیجه شرکت‌های ارزشی به دلیل دارا بودن ریسک بیشتر، بازده بالاتری نسبت به شرکت‌های رشدی ایجاد می‌کنند (کائو، ۲۰۱۱).

1. Countercyclical
2. Lemon problems

**اهرم عملیاتی و صرف ارزش**

اهرم عملیاتی به حساسیت سود عملیاتی شرکت به تغییرات در فروش اشاره دارد، و با هزینه‌های ثابت افزایش می‌یابد (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). کارلسون و همکاران (۲۰۰۴)، برای توضیح صرف ارزش، مدل مبتنی بر اهرم عملیاتی را ارائه می‌دهند. در مدل کارلسون و همکاران (۲۰۰۴)، سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ممکن است از طریق تعهدات بلندمدت مانند هزینه‌های ثابت عملیاتی کارخانه‌های بزرگ، تعهدات قرارداد کاری و غیره منجر به اهرم عملیاتی بالاتری شود. در این مدل، زمانی که تقاضا برای محصولات شرکت کاهش می‌یابد، سود عملیاتی آتی شرکت کمتر می‌گردد، در نتیجه منجر به کاهش ارزش سهام نسبت به ارزش دفتری سهام (سهام سرمایه‌ای) می‌شود. اگر هزینه‌های ثابت عملیاتی متناسب با سهام سرمایه‌ای باشد، کاهش در تقاضای محصول می‌تواند منجر به اهرم عملیاتی بالاتری، یا ریسک سیستماتیک بالاتری گردد. درحقیقت، در مدل کارلسون و همکاران (۲۰۰۴)، بتا شرکت شامل یک جزئی است که از اهرم عملیاتی ناشی شده است، برای مثال، ارزش فعلی تعهدات آتی با سهام سرمایه‌ای موجود تقسیم بر ارزش شرکت ارتباط دارد. اگر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به‌عنوان معیاری برای سهام سرمایه‌ای شرکت در نظر گرفته شود، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرم عملیاتی را جزء ریسکی توصیف می‌کند که وضعیت تقاضا بازار محصول را نسبت به سرمایه‌های سرمایه‌گذاری شده منعکس می‌نماید. بنابراین، شرکت-های ارزشی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتر، ریسکی‌تر و بازده بالاتری نسبت به شرکت‌های رشدی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین‌تر ایجاد می‌کنند (کائو، ۲۰۱۰).

**اهرم مالی و صرف ارزش**

اهرم مالی به حساسیت سود خالص شرکت به تغییرات در سود عملیاتی اشاره دارد. لیودان و همکاران (۲۰۰۹) دریافتند که نسبت‌های اهرمی، ریسک و بازده مورد انتظار را افزایش می‌دهد، و این اثر برای شرکت‌های ارزشی کمتر سودآور نسبت به شرکت‌های رشدی سودآور بسیار چشم‌گیر است. هم‌چنین بیان می‌کنند که اهرم از دو طریق بر ریسک و بازده مورد انتظار اثر می‌گذارد. اول، با توجه به فرضیه اهرم استاندارد[1] در مالی شرکتی، اهرم بالاتر به معنی این است که سهام‌داران باید درصد بالاتری از ریسک دارایی را متحمل شوند و برای نگهداری سهام نیاز به صرف ریسک بالاتری دارند. دوم، ساز و کار عدم انعطاف‌پذیری اجازه می‌دهد تا ریسک دارایی پایه[2] با استفاده از اهرم افزایش یابد. به‌طور شهودی، شرکت‌های اهرمی متحمل بدهی‌های بیشتری هستند و باید بهره بیشتری پرداخت کنند و میزان زیادی از بدهی موجود را قبل از تامین مالی پروژه‌های جدید پرداخت نمایند. بدین معنی که، این شرکت‌ها احتمالا با محدودیت‌ها وثیقه‌ای[3] اجباری روبرو بوده، و در استفاده از سرمایه‌گذاری جهت هموارسازی سود انعطاف‌پذیری کمتری داشته، ریسکی‌تر، و بازده مورد انتظار بالاتری نسبت به شرکت‌های کمتر اهرمی به‌دست می‌آورند. در نهایت،

1. Standard leverage hypothesis
2. Underlying asset risk
3. Collateral constraints

اثر اهرم بر روی بازده مورد انتظار و ریسک باید برای شرکت‌های ارزشی نسبت به شرکت‌های رشدی اهمیت بیشتری داشته باشد. چرا که تصور بر این است که عدم انعطاف‌پذیری به خاطر نسبت اهرمی بالا با سایر منابع عدم انعطاف‌پذیری مانند برگشت‌ناپذیری و اهرم عملیاتی تعامل برقرار کرده و برای شرکت‌های ارزشی کمتر سودآور تشدید می‌گردد (گالن و همکاران، ۲۰۰۸).

### محدودیت مالی و صرف ارزش

محدودیت‌های مالی اصطکاک‌هایی هستند که به‌خاطر ناتوانی در قرض گرفتن، صدور سهام یا عدم نقدشوندگی دارایی‌ها مانع سرمایه‌گذاری‌های مورد نظر شرکت می‌شود (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). بنابراین در تعدیل سرمایه‌گذاری‌های سرمایه‌ای در طول چرخه تجاری، شرکت‌ها نه تنها لازم است ماهیت برگشت-پذیری سرمایه‌گذاری، بلکه هم‌چنین باید انعطاف‌پذیری تامین مالی (سهولت دستیابی به منابع مالی کافی به موقع) را مورد توجه قرار دهند، چرا که سرمایه‌گذاری‌های شرکت می‌تواند تحت تاثیر محدودیت‌های مالی قرار گیرند. لیودان و همکاران (۲۰۰۹) یافتند که شرکت‌های دارای محدودیت‌های مالی، ریسکی‌تر هستند، زیرا مانع سرمایه‌گذاری و هموارسازی جریان سود در مقابله با شوک‌های بیرونی می‌گردد. در امتداد این مطالعات، هان و لی (۲۰۰۹) و گالن و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند که محدودیت‌های مالی می‌تواند نقش مستقیمی بر وجود صرف ارزش داشته باشند، برای مثال، شرکت‌های ارزشی در معرض محدودیت‌های مالی هستند و بازده بالاتری را برای جبران سطح ریسک بالاتر سرمایه‌گذاران به‌دست می‌آورند (کائو، ۲۰۱۱). علاوه بر این، چرخه تجاری تاثیر محدودیت‌های مالی بر روی بازده سهام را تشدید می‌کند، زیرا محدودیت-های مالی در طول وضعیت بد چرخه تجاری بسیار شدید می‌شود. از این‌رو انتظار می‌رود تفاوت مقطعی بازده سهام شرکت‌های ارزشی و رشدی با در نظر گرفتن محدودیت‌های مالی و چرخه تجاری کاهش یافته یا حذف گردد (کائو، ۲۰۱۱). و نهایتا، گالن و همکاران (۲۰۰۸) و گارسیا-فیجو و جورگنسن[1] (۲۰۱۰) نشان می‌دهند که شرکت‌های ارزشی دارای چنین ویژگی‌هایی هستند. در نتیجه، یک رابطه تئوریکی بین عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ارزش وجود دارد (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳).

### صرف ارزش و چرخه تجاری

در مطالعه صرف ارزش فرض می‌شود که صرف ارزش در طول زمان ثابت است بدین معنی که بازده مورد انتظار سهام ارزشی به‌طور مداوم بالاتر از بازده مورد انتظار سهام رشدی است، بنابراین، هیچ عامل مرتبط با زمان بر صرف ارزش در طول زمان اثر نمی‌گذارد. با این حال، مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۸۹)، حتی قبل از اصطلاح "صرف ارزش"، خاصیت ضد چرخه‌ای صرف ریسک مورد انتظار بازار را نشان دادند. به ویژه، آنها کشف کردند که بازده مورد انتظار سهام عادی، اوراق قرضه بلندمدت حاوی صرف زمان یا سررسید است و در پیروی از چرخه تجاری الگوی مشخصی دارند که در دوره رونق تقریبا پایین و در دوره رکود

1. Garcia-Feijoo and Jorgensen

تقریبا بالاست. آنها مطرح کردند که بازده مورد انتظار پایین‌تر است زمانی که شرایط اقتصادی قوی است و بالاتر است زمانی که شرایط اقتصادی ضعیف است. به ویژه، زمانی‌که شرایط تجاری ضعیف است، درآمد پایین است باید بازده مورد انتظار اوراق قرضه و سهام بالا باشد تا باعث جایگزینی از مصرف به سرمایه‌گذاری شود. برعکس، زمانی‌که شرایط اقتصادی خوب است و درآمد بالا است، بازار دارای سطح پایینی از بازده مورد انتظار است. با این حال، آنها هم‌چنین ادعا کردند که تغییرپذیری بازده مورد انتظار با چرخه تجاری به دلیل تغییر در ریسک اوراق قرضه و سهام است. مطالعه جامع صرف ارزش متغیر با زمان در مطالعه گالن و همکاران (۲۰۰۸) مورد بررسی قرار گرفته است، آنها دریافتند که بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی بسیار هم‌حرکت با رکود نسبت به بازده مورد انتظار شرکت‌های رشدی است. آنها عدم انعطاف‌پذیری سهام ارزشی را دلیل پشت این حرکت تعیین کردند. با استفاده از معیارهایی برای عدم انعطاف‌پذیری واقعی، نشان دادند که شرکت‌های ارزشی نسبت‌های بالایی از دارایی‌های ثابت به کل دارایی، اهرم مالی بالاتر، اهرم عملیاتی بالاتر و برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری نسبت به شرکت‌های رشدی دارند که منجر به مشکلات در تعدیل در شرایط رکود اقتصادی می‌گردد. علاوه‌براین، شرکت‌های ارزشی انعطاف‌ناپذیر به‌طور متوسط هزینه حقوق صاحبان سهام بالاتری در مقایسه با شرکت‌های رشدی متحمل می‌شوند. در نتیجه، شرکت‌های ارزشی ریسکی‌تر از شرکت‌های رشدی در دوره رکود اقتصادی است زمانی‌که قیمت ریسک بالا است. بنابراین، ریسک و بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی در شرایط رکود اقتصادی از ریسک و بازده مورد انتظار شرکت‌های رشدی بیشتر است. در نتیجه، صرف ارزش در طول زمان تغییر پیدا می‌کند ( والوچوا، ۲۰۱۱).

در ادامه به مطالعات تجربی مرتبط با موضوع پژوهش حاضر اشاره شده است.

کلارک و گیائو[1] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان بررسی معمای صرف ارزش از دیدگاه مبتنی بر ریسک در مقابل دیدگاه مبتنی بر رفتار به این نتیجه رسیدند که بین عدم انعطاف‌پذیری مالی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بین عدم انعطاف‌پذیری مالی و بازده و بین بازده شرکت‌های انعطاف‌ناپذیر و شرکت‌های ارزشی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. این نشان می‌دهد که استدلال مبتنی بر ریسک توضیحی برای معمای صرف ارزش است. به‌عبارتی، صرف ارزش جبرانی برای ریسک عدم انعطاف‌پذیری مالی است.

اود راجپوت و همکاران[2] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان بررسی انعطاف‌پذیری مالی به عنوان عامل قیمت‌گذاری در بازار سهام به این نتیجه رسیدند که انعطاف‌پذیری مالی عامل تعیین‌کننده بازده آتی سهام است. شرکت‌های که انعطاف‌پذیری مالی خود را افزایش داده‌اند دارای بازده سهام پایین‌تری در دوره آتی هستند و ریسک عامل انعطاف‌پذیری مالی به‌وسیله عوامل قیمت‌گذاری توضیح داده نمی‌شود.

گو و همکاران[3] (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان بررسی نقش عدم انعطاف‌پذیری مالی در توضیح بازده به این نتیجه رسیدند که براساس مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر سرمایه‌گذاری، برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری

1. Clark and Qiao
2. Oad Rajput et al.
3. Gu et al.

عامل تعیین‌کننده ریسک و بازده مورد انتظار شرکت‌ها است و ریسک با اهرم عملیاتی برای شرکت‌های انعطاف‌ناپذیر افزایش می‌یابد، اما برای شرکت‌های انعطاف‌پذیر کاهش می‌یابد. نهایتا، نتایج تجربی از تئوری قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه‌گذاری حمایت می‌کند.

سانچز و گومز[1] (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان صرف ریسک سهام و چرخه تجاری به این نتیجه رسیدند که رابطه بین صرف ریسک سهام و چرخه تجاری ضد چرخه ای است با یک تاخیر دو دوره‌ای نه همزمان.

پولسن و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ارزش به این نتیجه رسیدند که یک رابطه مثبت بین عدم انعطاف‌پذیری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بین بازده شرکت‌های انعطاف‌ناپذیر و شرکت‌های ارزشی وجود دارد.

والوچوا (۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان صرف ارزش در طول چرخه بازار و چرخه اقتصادی به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های ارزشی در بازارهای رکودی بهتر عمل می‌کنند اما در دوره رکود اقتصادی عملکرد بهتری از شرکت‌های رشدی ندارند.

دوچرتی و همکاران[2] (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان دارایی مشهود و برگشت‌ناپذیری در قیمت‌گذاری دارایی به این نتیجه رسیدند که دارایی مشهود در بازده سهام قیمت‌گذاری شده، و مدل سه عاملی تکمیل شده فاما و فرنچ با عامل دارایی مشهود، قدرت توضیحی مدل را افزایش می‌دهد.

گارسیا-فیجو و جورگنسن (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان آیا اهرم عملیاتی سبب صرف ارزش می‌شود؟ سازگار با مدل‌های نظری اخیر، یک ارتباط مثبت بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و درجه اهرم عملیاتی، بین درجه اهرم عملیاتی و بازده سهام، و بین درجه اهرم عملیاتی و ریسک سیستماتیک یافتند. به‌طور کلی، یافته‌های آنها از توضیحات مبتنی بر ریسک برای صرف ارزش که سازگار با مدل‌های نظری اخیر است حمایت می‌کند.

کائو (۲۰۱۰) بطور تجربی رابطه بین ناهنجاری ارزشی و محیط تامین مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که هرچه شکاف برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری بین شرکت‌های رشدی و ارزشی بالاتر باشد، صرف ارزش بالاتر است. این مطالعه هم‌چنین شواهدی را می‌یابد که صرف ارزش در میان شرکت‌هایی با محدودیت مالی بالاتر، بیشتر است. علاوه بر این، اطلاعات تکمیلی درباره محدودیت مالی و برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری با متغیر شرطی چرخه تجاری قدرت توضیحی مدل شرطی فاما و فرنچ را بهبود می‌بخشد.

گالن و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند که صرف ارزش تغییرات ضد چرخه‌ای قوی دارد. با استفاده از معیارهای مختلف انعطاف‌پذیری نشان دادند که شرکت‌های ارزشی نسبت به شرکت‌های رشدی در شرایط بد اقتصادی از انعطاف‌پذیری کمتری برخوردارند، و این‌که عدم انعطاف‌پذیری هزینه حقوق صاحبان سهام را افزایش می‌دهد.

1. Sanchez and Gomes
2. Docherty et al.

زینگ و ژانگ[1] (۲۰۰۵) در پژوهشی با عنوان ارزش در برابر رشد: حرکت در بنیان‌های اقتصادی، به این نتیجه رسیدند که شرکت های ارزشی بیشتر از شرکت های رشدی تحت تاثیر شوک های منفی چرخه تجاری قرار دارند.

دولو و رضایی (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان رابطه اجزای تشکیل دهنده نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و بازده سهام به این نتیجه رسیدند که تجزیه مذکور موجب بهبود توان توضیحی بازده سهام می‌گردد. این مهم عمدتا متاثر از تغییر قیمت بازار سهام بوده و برخلاف نتایج به دست آمده در سایر بازارها، ناشی از تغییر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام نیست.

بشیرخداپرستی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان کارایی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در سهام تهاجمی و تدافعی به این نتیجه رسیدند که عامل ارزش و عامل اندازه به عنوان متغیر زائد شناخته شدند. عامل سودآوری بر بازدهی اضافی سهام تدافعی تاثیر منفی و معناداری دارد و بر بازدهی اضافی سهام تهاجمی تاثیر معناداری ندارد. عامل سرمایه‌گذاری در سهام تهاجمی تاثیر مثبت و معناداری دارد ولی در سهام تدافعی تاثیر معناداری ندارد.

مرادی جزء (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان نقش هزینه‌های تعدیلی، اهرم عملیاتی و اهرم مالی در توضیح صرف ارزش، به این نتیجه رسید که هزینه‌های تعدیل قادر است صرف ارزش را توضیح دهد. علاوه براین، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین صرف ارزش، اهرم عملیاتی و اهرم مالی رابطه معنادار و مثبت وجود دارد به گونه‌ای که رابطه مورد نظر در بین شرکت‌های ارزشی و رشدی برقرار است. با توجه به این‌که براساس مطالعات صورت گرفته در بورس اوراق بهادار تهران صرف ارزش وجود دارد و مطابق با تئوری قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه‌گذاری، عدم انعطاف‌پذیری مالی دلیل هم حرکتی بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی با رکود اقتصادی نسبت به بازده مورد انتظار شرکت‌های رشدی است و در هیچ پژوهش داخلی تاثیر عدم انعطاف‌پذیری مالی با چرخه تجاری بر صرف ارزش توسط مدل‌های قیمت‌گذاری بررسی نگردیده است، پژوهش حاضر تلاش دارد تا با پوشش این خلاء، در جهت تقویت بدنه پژوهش‌های این حوزه گام بردارد.

## فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش فرضیه‌های زیر مطرح است:

۱. بین تاثیر عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در شرکت‌های ارزشی و رشدی تفاوت وجود دارد.
۲. بین تأثیر عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در طول چرخه تجاری در شرکت‌های ارزشی و رشدی تفاوت وجود دارد.
۳. عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ارزش تاثیر دارد.
۴. چرخه تجاری بر ارتباط بین عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ارزش تاثیر دارد.

1. Xing and Zhang

## روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر ماهیت همبستگی از نوع علی است. داده‌ها از نرم افزار ره‌آورد نوین و سایت بانک مرکزی جمع‌آوری شده است پس از آماده‌سازی داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل، جهت آزمون فرضیه های پژوهش از نرم‌افزار ایویوز ۹، از روش داده‌های سری زمانی و ترکیبی برای برآورد رگرسیون‌های خطی چند متغیره استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است و برای انتخاب نمونه آماری پژوهش از روش حذفی سیستماتیک استفاده شد و شامل شرکت‌هایی است که دارای شرایط زیر هستند:

۱. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند. ۲. سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد و تغییر دوره مالی نداشته است. ۳. به دلیل نیاز به اطلاعات شرکت‌ها جهت محاسبه برخی متغیرها، تا پایان اسفند ماه سال ۱۳۸۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند. ۴. سهام آن‌ها حداقل هر چهار ماه یک‌بار مبادله شده باشد. ۵. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی آن‌ها منفی نباشد. براساس شرایط فوق تعداد ۴۵۰ سال - شرکت، نمونه نهایی را برای تجزیه و تحلیل آماری تشکیل دادند.

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، مدل فاما و فرنچ به‌صورت مدل (۱) تعدیل و به‌کار گرفته شده است. متغیر وابسته در هر چهار مدل پژوهش، مازاد بازده (صرف ریسک) می‌باشد که با نماد $(R_{i,t} - R_{f,t})$ در سطح سهام و با نماد $(R_{p,t} - R_{f,t})$ در سطح پرتفوی نمایش داده شده است.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,IMF} IMF_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

در مدل (۱) که در "سطح سهام" طراحی شده است متغیرهای مستقل، علاوه‌بر عامل بازار $(R_{M,t} - R_{f,t})$، عامل اندازه (SMB) و عامل ارزش (HML)، شامل عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی (IMF) نیز می‌باشد. از آنجایی‌که هدف بررسی تاثیر عامل عدم انعطاف‌پذیری بر صرف ریسک سهام (فرضیه ۱) می‌باشد، در مدل مذکور متغیرهای مدل فاما و فرنچ به‌عنوان متغیرهای کنترلی و عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی به‌عنوان متغیر مستقل به‌کار رفتند. در مدل (۲) که در "سطح سهام" و برای آزمون تاثیر عدم‌انعطاف-پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در طول چرخه تجاری (فرضیه ۲) طراحی شده است متغیرهای عامل بازار، عامل اندازه و عامل ارزش به‌عنوان متغیرهای کنترلی، عدم انعطاف‌پذیری مالی به‌عنوان متغیر مستقل و چرخه تجاری (BC) به عنوان متغیر تعدیل‌گر در نظر گرفته شده و به آزمون فرضیه پرداخته شد.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,BC} BC_t + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,IMF} IMF_t + \beta_{i,IMF} IMF_t * BC_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم، به ترتیب مدل‌های (۱) و (۲) به شرح زیر در سطح پرتفوی طراحی و به آزمون فرضیه‌های مذکور پرداخته شده است:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,m}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,IMF} IMF_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۳)}$$

مدل (۴)
$$R_{p,t} - R_{f,t} = \propto_i + \beta_{i,BC}\, BC_t + \beta_{i,m}\left(R_{M,t} - R_{f,t}\right) + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,IMF} IMF_t + \beta_{i,IMF} IMF_t * BC_t + \varepsilon_{i,t}$$

افزون بر این، برای آزمون فرضیه‌های (۱) و (۲) از داده‌های ترکیبی و برای آزمون فرضیه‌های (۳) و (۴) از داده‌های سری زمانی در طول دوره ۱۰۸ ماهه استفاده شده است. در ادامه علاوه‌بر معرفی کامل متغیرها و شیوه محاسبه آن‌ها، طریقه آزمون فرضیه‌ها با استفاده از مدل‌های فوق‌الذکر توضیح داده شده است.

**متغیر وابسته**

صرف ریسک سهام ($R_{i,t} - R_{f,t}$): نشان‌دهنده صرف ناشی از تفاوت نرخ بازده سهام نسبت به نرخ بازده بدون ریسک است. در این پژوهش جهت محاسبه بازده واقعی سهام، از مدل (۵) استفاده شده است:

مدل (۵)
$$R_{i,t} = \frac{\left[(D_{i,t} + P_{i,t})(1+\alpha+\beta)\right] - (P_{i,t} + C\alpha)}{P_{i,t-1} + c\alpha}$$

$R_{i,t}$ : بازده سهام شرکت i در ماه t $P_{i,t}$: قیمت سهم i در پایان دوره t $P_{i,t-1}$: قیمت سهم i در پایان دوره t-1 $D_{i,t}$: سود نقدی پرداختی سهم i در دوره t α : درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی β : درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته C: مبلغ اسمی پرداخت شده توسط سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی می‌باشد. برای محاسبه نرخ بازدهی بدون ریسک، نرخ سود سپرده یکساله بانک‌های دولتی در نظر گرفته شده است. از آنجایی که سود این سپرده به صورت ماهانه پرداخت می‌گردد، لذا نرخ سود واقعی از نرخ سود اسمی بالاتر است. بنابراین، برای محاسبه نرخ بازده بدون ریسک ماهانه، از مدل (۶) استفاده شده است.

مدل (۶)
$$R_f = ((1+\left(\frac{i}{12}\right))^{12} - 1)/12$$

صرف ریسک پرتفوی ($R_{P,t} - R_{f,t}$): نشان‌دهنده صرف ناشی از تفاوت نرخ بازده ماهانه پرتفوی نسبت به نرخ بازده بدون ریسک است. در این پژوهش برای محاسبه بازده پرتفوی، از روش وزن‌دهی یکسان[1] مطابق مدل (۷) استفاده شده است.

مدل (۷)
$$R_{p,t} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} R_{i,t}$$

$R_{p,t}$ : بازده پرتفوی در دوره t $R_{i,t}$: بازده هر سهم در دوره t n: تعداد سهام موجود در پرتفوی

[1]. Equal weighted

**متغیر مستقل**

عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی ($IMF_t$): با پیروی از مطالعات پولسن، فاف و گری (۲۰۱۳)، برای اندازه‌گیری عدم انعطاف‌پذیری مالی از سه متغیر برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری، اهرم کل و محدودیت مالی به شرح زیر استفاده شده است:

برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری (IN-IRR): برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری به هزینه‌های بالاتری که شرکت هنگام کاهش دارایی‌های مولد خود نسبت به هنگام افزایش دارایی‌های مولد مواجه می‌شود، اشاره دارد (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). برای اندازه‌گیری برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳) و گالن و همکاران (۲۰۰۸) از مدل (۸) استفاده شده است:

$$IN - IRR = \frac{FA}{TA}$$ مدل (۸)

FA: دارایی ثابت TA: کل دارایی

با توجه به مطالعات گالن و همکاران (۲۰۰۸)، از آنجایی‌که برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری عمدتا به سرمایه گذاری در اموال، تجهیزات و ماشین‌آلات اشاره دارد نسبت بالای FA/TA به معنی انعطاف‌پذیری کمتر است.

اهرم‌کل (TL)[1]: اهرم کل بازتابی است از ترکیب اهرم عملیاتی[2] و اهرم مالی[3] و رابطه بین مقدار فروش و سود هر سهم را اندازه می‌گیرد. برای اندازه‌گیری اهرم با پیروی از مطالعات گارسیا-فیجو و جورگنسن (۲۰۱۰)، پولسن و همکاران (۲۰۱۳) و ساولاینن[4] (۲۰۱۶) از رویکرد رگرسیون سری‌زمانی[5] استفاده شده است. برای برآورد اهرم عملیاتی و اهرم مالی در هر سال، سه رگرسیون زیر را در فاصله زمانی ۵ ساله تخمین زدیم:

$$LnEBIT_t = a_0 + LnEBIT_{t-1} + u_{t,EBIT}$$ مدل (۹)

$$LnSales_t = a_0 + LnSales_{t-1} + u_{t,Sales}$$ مدل (۱۰)

$$LnNI_t = a_0 + LnNI_{t-1} + u_{t,NI}$$ مدل (۱۱)

EBIT: سود قبل از بهره و مالیات، Sales: فروش، NI: سود خالص و $u_{t,EBIT}$ ، $u_{t,Sales}$ و $u_{t,NI}$: به ترتیب باقی‌مانده مدل‌های ۹، ۱۰ و ۱۱ است. با استفاده از باقی‌مانده این رگرسیون‌ها، رگرسیون مرحله دوم را به‌شرح زیر انجام دادیم:

$$u_{t,EBIT} = OLu_{t,Sales} + e_{t,OL}$$ مدل (۱۲)

$$u_{t,NI} = FLu_{t,EBIT} + e_{t,FL}$$ مدل (۱۳)

---

1. Total leverage(TL)
2. Operational leverage (OL)
3. Financial leverage (FL)
4. Savolainen
5. Time-series regression approach

$$TL = OL * FL$$ مدل (۱۴)

در مدل‌های فوق، OL تخمین درجه اهرم عملیاتی است که نشان‌دهنده درصد تغییر سود قبل از بهره و مالیات در ازای یک درصد تغییر فروش است، FL تخمین درجه اهرم مالی است که نشان‌دهنده درصد تغییر سود خالص در ازای یک درصد تغییر سود قبل از بهره و مالیات است و TL تخمین درجه اهرم کل است که نشان‌دهنده درصد تغییرات سود خالص در ازای یک درصد تغییر فروش است. با پیروی از مطالعات گارسیا -فیجو و جورگنسن (۲۰۱۰) و پولسن و همکاران (۲۰۱۳) از تبدیلات رایج در مطالعات مالی و حسابداری برای محاسبه لگاریتم طبیعی سودهای منفی از مدل ۱۵ استفاده کردیم:

$$\begin{cases} Y = \ln(1+X) & ,IF(X \geq 0) \\ Y = -\ln(1-X) & ,IF(X < 0) \end{cases}$$ مدل (۱۵)

که در آن X نماینده EBIT و NI و Y ارزش لگاریتم طبیعی این دو متغیر بعد از تبدیل است. نهایتا با پیروی از مطالعات گارسیا و جورگنسن (۲۰۱۰) و پولسن و همکارن (۲۰۱۳)، جایی که اهرم عملیاتی منفی بود قدر مطلق اهرم عملیاتی را در نظر گرفتیم، اما چون تفسیر اهرم مالی منفی از لحاظ اقتصادی غیر منطقی است شرکت‌های دارای اهرم مالی منفی را از نمونه حذف کردیم.

محدودیت مالی (FC): محدودیت مالی اصطکاک‌هایی هستند که به خاطر ناتوانی در قرض گرفتن، صدور سهام یا عدم نقدشوندگی دارایی‌ها مانع سرمایه‌گذاری‌های مورد نظر شرکت می‌شود (پولسن و همکاران، ۲۰۱۳). برای تمیز شرکت‌های محدود در تامین مالی، از مدل هادیان و همکاران (۱۳۹۶)که براساس فضای اقتصادی ایران برازش شده، استفاده شده است. براساس این شاخص، شرکت‌هایی که دارای بیشترین مقادیر از این شاخص باشند دارای بیشترین محدودیت در تامین مالی ارزیابی می‌گردند. به بیان دیگر، این شرکت‌ها توانایی اقدام موثر جهت تغییر میزان و زمانبندی جریان‌های نقدی را ندارند و قادر نیستند در قبال رویدادها و فرصت‌های غیرمنتظره واکنش مناسب نشان دهند، درنتیجه از انعطاف‌پذیری مالی کمتری برخوردارند. نحوه محاسبه این شاخص به‌شرح مدل ۱۶ است:

$$FC = -16.582\ CASH + 6.235\ LEV + 2.241\ TA + .421\ Q - 5.420\ DIV - 1.489\ TMV$$ مدل (۱۶)

که CASH: نسبت وجه نقد به کل دارایی اول دوره، LEV: نسبت کل بدهی به کل دارایی، TA: لگاریتم کل دارایی شرکت، DIV: نسبت سود تقسیمی به کل دارایی اول دوره، TMW: لگاریتم ارزش بازار شرکت و Q: کیو توبین (ارزش بازار شرکت به اضافه ارزش دفتری کل بدهی تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی) است. علاوه‌بر محاسبه جداگانه هر یک از شاخص‌های عدم انعطاف‌پذیری مالی، شاخص ترکیبی عدم انعطاف‌پذیری مالی با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳) به‌صورت زیر محاسبه شده است:

ابتدا مقدار سالانه هر یک از شاخص‌های عدم انعطاف‌پذیری مالی براساس مدل ۱۷ نرمال شده است.

$$X_{i.t}^{*} = (X_{i,t} - \bar{X})/\sigma_X$$ مدل (۱۷)

که $X_{i,t}$ : مقدار سالانه هر یک از شاخص‌های عدم انعطاف‌پذیری، $\bar{X}$: میانگین سری‌زمانی هر یک از شاخص‌های عدم انعطاف‌پذیری، $\sigma_X$: انحراف معیار سری‌زمانی هر یک از شاخص‌های عدم انعطاف‌پذیری مالی است. سپس با جمع کردن مقدار نرمال شده هریک از سه شاخص فوق برای تک تک شرکت‌ها، شاخص ترکیبی عدم‌انعطاف‌پذیری مالی از مدل ۱۸ به‌دست آمده است.

$$INFLEX = \sum_{i=1}^{3} X_{i,t}^{*}$$ مدل (۱۸)

نهایتا برای محاسبه عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی در مدل (۱)، میانگین بازده پرتفوی انعطاف‌ناپذیر (I) را منهای (M) میانگین بازده پرتفوی انعطاف‌پذیر (F) نمودیم. این عامل که به اختصار (IMF) نامیده می‌شود به‌عنوان متغیر مستقل در مدل تکمیل شده فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با پیروی از پولسن و همکاران (۲۰۱۳) در نظر گرفته شده است. برای پرتفوی‌بندی شرکت‌ها بر اساس عدم انعطاف‌پذیری مالی، ابتدا شرکت‌های نمونه را براساس عدم انعطاف‌پذیری مالی در هرسال، از کوچک به بزرگ مرتب و مجددا شرکت‌ها به سه گروه شرکت‌های با عدم انعطاف‌پذیری بالا، متوسط و کم طبقه‌بندی می‌شوند؛ به‌گونه‌ای که ۳۰ درصد بالا به‌عنوان شرکت‌های با عدم انعطاف‌پذیری بالا و ۳۰ درصد پایین به‌عنوان شرکت‌های با عدم انعطاف‌پذیری پایین و ۴۰ درصد میانی به‌عنوان شرکت‌هایی با عدم انعطاف‌پذیری متوسط در نظر گرفته شده است. و سپس با محاسبه تفاضل بازده پرتفوی با عدم انعطاف‌پذیری مالی بالا و پرتفوی با عدم انعطاف پذیری مالی پایین، عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی (IMF) به‌دست آمد.

**متغیرهای کنترلی**

متغیرهای کنترلی در این پژوهش شامل عامل بازار، عامل اندازه و عامل ارزش است.

$R_{M,t} - R_{f,t}$ : عامل بازار است و از تفاضل نرخ بازده بازار (Rm) و نرخ بازده بدون ریسک (Rf) به‌دست می‌آید. در این مطالعه شاخص کل بازار از تارنمای بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمد و براساس آن بازده بازار به‌صورت تفاوت شاخص در پایان ماه و ابتدای ماه، تقسیم بر مقدار شاخص در ابتدای ماه محاسبه گردید.

$SMB_t$ : عامل اندازه (حاصل‌ضرب تعداد سهام بر ارزش بازار هر سهم) است و بیانگر تفاوت بین میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌های کوچک و مجموعه سهام شرکت‌های بزرگ است و از مدل ۱۹ به‌دست می‌آید.

$$SMB = (\frac{S/L + S/M + S/H}{3}) - (\frac{B/L + B/M + B/H}{3})$$ مدل (۱۹)

$HML_t$ : عامل ارزش (ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (حاصل‌ضرب تعداد سهام بر قیمت سهام در پایان سال )) است و بیانگر تفاوت بین میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌هایی با B/M بالا و مجموعه سهام شرکت‌هایی با B/M پایین است و از مدل ۲۰ به‌دست می‌آید.

$$HML = \left(\frac{S/H + B/H}{2}\right) - (\frac{S/L + B/L}{2})$$ مدل (۲۰)

**متغیر تعدیل‌گر**

$BC_t$: چرخه های تجاری که با استفاده از تولید ناخالص داخلی حقیقی، برای سال های که کشور در حالت رونق یا رکود اقتصادی باشد استخراج می شود و مقدار آن برای سال های رکود یک و برای دوره های رونق مقدار صفر است. برای محاسبه چرخه های تجاری، از نرم افزار Eviews و فیلتر هادریک پرسکات[1] استفاده شده است.

گفتنی است برای تفکیک شرکت‌ها به دو گروه شرکت‌های ارزشی و رشدی، شرکت‌ها را براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به صورت صعودی مرتب کرده و شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بیشتر از میانه در طبقه شرکت‌های ارزشی وکمتر از میانه در طبقه شرکت‌های رشدی جای گرفته‌اند.

برای آزمون فرضیه‌های (۳) و (۴) پژوهش که به بررسی تاثیر عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ارزش و تاثیر عدم انعطاف پذیری مالی بر صرف ارزش در طول چرخه تجاری می‌پردازد، رگرسیون سری زمانی مدل (۳) و مدل (۴)، برای بازده‌های خرید و نگهداری پرتفوی‌های مصون سازی شده با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، برازش شد. پرتفوی مصون‌سازی شده مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام پرتفویی است که شامل موقعیت خرید در سهام شرکت‌های موجود در طبقه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (شرکت های ارزشی) و موقعیت فروش در سهام شرکت‌های موجود در طبقه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (شرکت‌های رشدی) می‌باشد. به عبارتی پرتفوی مبتنی بر استراتژی ارزش – رشد از تفاوت میانگین با وزن برابر بازده ماهانه پرتفوی شرکت‌های ارزشی و شرکت‌های رشدی تشکیل می‌شود که پرتفوی مصون‌سازی شده با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نامیده می‌شود.

[1]. Hodrick Prescott filter (HP)

## تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

در جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش طی دوره مورد مطالعه آورده شده است.

**جدول ۱.** آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| نام متغیرها | نوع | تعداد | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| شرکت های ارزشی | | | | | | | |
| برگشت‌ناپذیری | سال-شرکت | ۲۲۵ | ۰/۲۶۳ | ۰/۲۳۵ | ۰/۸۳۸ | ۰/۰۲۴ | ۰/۱۷۹ |
| اهرم کل | سال-شرکت | ۲۲۵ | ۵/۷۹ | ۲/۰۶ | ۷۳/۴ | ۰/۰۰۴ | ۱۰/۳۹ |
| محدودیت مالی | سال-شرکت | ۲۲۵ | ۱۴/۰۱ | ۱۴/۲۲ | ۲۰/۰۹ | ۳/۰۹۷ | ۲/۵۹ |
| عدم انعطاف‌پذیری مالی | سال-شرکت | ۲۲۵ | ۰/۱۳۵ | ۰/۰۲۸ | ۵/۰۴ | -۴/۴۸ | ۱/۸۶ |
| بازده مازاد سهم | ماه-شرکت | ۲۷۰۰ | ۱/۸۹۵ | -۱/۴۳۸ | ۱۷۱/۳۱ | -۴۶/۲۷ | ۱۶/۲۱ |
| شرکت‌های رشدی | | | | | | | |
| برگشت‌ناپذیری | سال-شرکت | ۲۲۵ | ۰/۲۵۴ | ۰/۲۱۶ | ۰/۸۱۴ | ۰/۰۱۹ | ۰/۱۷۷ |
| اهرم کل | سال-شرکت | ۲۲۵ | ۳/۶۴ | ۱/۵ | ۵۷/۶۲ | ۰/۰۱۱ | ۷/۴۸ |
| محدودیت مالی | سال-شرکت | ۲۲۵ | ۱۲/۲۳ | ۱۲/۶۵ | ۱۸/۶۲ | -۰/۳ | ۳/۲۷ |
| عدم انعطاف‌پذیری مالی | سال-شرکت | ۲۲۵ | -۰/۱۳۵ | -۰/۲۸۸ | ۵/۱۲ | -۵/۱۹ | ۱/۷۷ |
| بازده مازاد سهم | ماه-شرکت | ۲۷۰۰ | ۱/۲۹ | -۱/۳۵ | ۱۰۶/۳۱ | -۴۴/۸۳ | ۱۲/۵۷ |
| صرف ارزش | | | | | | | |
| صرف ارزش | ماهانه | ۱۰۸ | ۰/۶۱ | ۰/۲۱۴ | ۱۹/۲۷ | -۸/۹۷ | ۴/۹۴ |

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که ملاحظه می‌کنید، میانگین بازده مازاد سهام شرکت‌های ارزشی و رشدی به ترتیب ۱/۸۹۵ و ۱/۲۹ درصد است که نشان می‌دهد، اولا؛ بازدهی شرکت‌های ارزشی و رشدی به‌طور متوسط

۱/۸۹۵ و ۱/۲۹ درصد بیشتر از نرخ بازده بدون ریسک است و ثانیا، به‌طور میانگین بازدهی شرکت‌های ارزشی ۰/۶۱ درصد بیشتر از بازده شرکت‌های رشدی است. هم‌چنین میانگین متغیرهای برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری ، اهرم کل، محدودیت مالی و شاخص ترکیبی عدم انعطاف‌پذیری مالی در شرکت‌های ارزشی به ترتیب ۰/۲۶۳، ۵/۷۹ ، ۱۴/۰۱، ۰/۱۳۵ و در شرکت‌های رشدی به ترتیب ۰/۲۵۴، ۳/۶۴، ۱۲/۲۳ و ۰/۱۳۵- است. سازگار با تئوری‌های بیان شده در مبانی نظری پژوهش، شرکت‌های ارزشی به‌طور متوسط عدم انعطاف‌پذیری بالاتری نسبت به شرکت‌های رشدی دارند و این نشان می‌دهد که بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و عدم انعطاف‌پذیری مالی یک رابطه وجود دارد. در ادامه، تاثیر عدم انعطاف-پذیری مالی بر صرف ریسک سهام و صرف ارزش و پس از آن، تاثیر عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام و صرف ارزش در طول چرخه تجاری بررسی می‌شود.

**فرضیه اول**: بین تاثیر عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در شرکت‌های ارزشی و رشدی تفاوت وجود دارد.

همان‌طورکه بیان شد، برای آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. قبل از ارائه نتایج مربوط به برازش مدل‌های پژوهش، بعد از حذف مشاهدات پرت برای اطمینان از برقراری فروض کلاسیک رگرسیون، آزمون جارک–برا برای بررسی نرمال بودن جملات خطا، آزمون عامل تورم واریانس[1] برای بررسی خطای هم‌خطی، آزمون وایت[2] برای بررسی همسانی واریانس و برای اطمینان از نبود خودهمبستگی، آزمون دوربین واتسون[3] انجام شده است. هم‌چنین مانایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین، لین و چو[4] بررسی شده است. سطح معنی‌داری آماره جارک-برا برای مدل رگرسیونی شرکت-های ارزشی و رشدی کمتر از ۵ درصد می‌باشد؛ بنابراین جملات خطا از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. اما با توجه قضیه حد مرکزی مارکوس لاپلاس، زمانی‌که اندازه نمونه به میزان کافی بزرگ باشد انحراف از فرض نرمال بودن معمولا بی‌اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است. به عبارتی، در شرایط مذکور حتی اگر باقیمانده‌ها نرمال نباشند، آماره‌های آزمون به طور مجانبی از توزیع‌های مناسب پیروی می‌کنند، بدون تورش هستند و از کارایی برخوردارند (افلاطونی، ۱۳۹۲). نتایج آزمون همسانی واریانس، نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس در تمامی مدل‌ها است؛ از این‌رو، برای رفع این خطا، مدل‌های پژوهش به روش حداقل مربعات تعمیم یافته[5] برازش شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی بین جملات خطا و نتایج آزمون عامل تورم واریانس نشان‌دهنده نبود هم‌خطی در همه مدل‌ها است. علاوه بر این، نتایج آزمون لوین، لین و چو نشان داد که تمامی متغیرها در سطح I(۰) مانا هستند. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۲ ارائه شده است.

---

1. Variance Inflation Factor (VIF)
2. White
3. Dorbin Watson
4. Levin, Lin and Chu
5. Generalized Least Squares (GLS)

**جدول ۲.** نتایج آزمون فروض کلاسیک رگرسیون

| نوع آزمون | فرضیه (۱) | | فرضیه (۲) | |
|---|---|---|---|---|
| | رشدی | ارزشی | رشدی | ارزشی |
| آزمون جارک - برا | ۲۶۶/۰۸ (۰/۰۰۰) | ۴۲۷/۶۳ (۰/۰۰۰) | ۲۶۱/۶۵ (۰/۰۰۰) | ۴۰۴/۳۴ (۰/۰۰۰) |
| نتیجه آزمون جارک - برا | غیرنرمال | غیرنرمال | غیرنرمال | غیرنرمال |
| آزمون وایت | ۶/۶۵ (۰/۰۰۰) | ۶/۹۹ (۰/۰۰۰) | ۴/۹۹ (۰/۰۰۰) | ۵/۱۲ (۰/۰۰۰) |
| نتیجه آزمون وایت | ناهمسانی واریانس | ناهمسانی واریانس | ناهمسانی واریانس | ناهمسانی واریانس |
| آزمون F لیمر | ۰/۸۴ (۰/۶۹) | ۰/۷۳ (۰/۸۲) | ۰/۸۴ (۰/۶۹) | ۰/۷۴ (۰/۸۲) |
| نتیجه آزمون F لیمر | تلفیقی | تلفیقی | تلفیقی | تلفیقی |
| آزمون عامل تورم واریانس (VIF) | | | | |
| BC | --- | --- | ۱/۲۹ | ۱/۷ |
| RM-RF | ۱/۰۸ | ۱/۴۷ | ۱/۳۵ | ۱/۱۴ |
| SMB | ۴/۷۲ | ۳/۲۵ | ۲/۵۶ | ۵/۱۶ |
| HML | ۴/۸۰ | ۳/۱۳ | ۲/۴۸ | ۴/۸۲ |
| IMF | ۱/۱۸ | ۱/۳۶ | ۲/۰۳ | ۵/۵۳ |
| IMF*BC | --- | --- | ۲/۰۶ | ۶/۵۶ |
| آزمون لوین، لین و چوی | | | | |
| | شرکت‌های ارزشی | | شرکت‌های رشدی | |
| | نتایج | ضریب (سطح معنی‌داری) | نتایج | ضریب (سطح معنی‌داری) |
| RI-RF | مانا | -۴۲/۸۴ (۰/۰۰۰) | مانا | -۴۳/۲۲ (۰/۰۰۰) |
| RM-RF | مانا | -۳۷/۵۹ (۰/۰۰۰) | مانا | -۳۷/۵۹ (۰/۰۰۰) |
| SMB | مانا | -۵۶/۰۵ (۰/۰۰۰) | مانا | -۵۶/۰۵ (۰/۰۰۰) |
| HML | مانا | -۵۵/۳۵ (۰/۰۰۰) | مانا | -۵۵/۳۵ (۰/۰۰۰) |
| IMF | مانا | -۵۵/۹۶ (۰/۰۰۰) | مانا | -۵۵/۹۶ (۰/۰۰۰) |

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح معنی‌داری است.

منبع: یافته‌های پژوهش

هم‌چنین، در روش داده‌های ترکیبی برای انتخاب از بین روش داده‌های تابلویی و یا داده‌های تلفیقی، از آزمون F لیمر استفاده شد. با توجه به این‌که نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای شرکت‌های ارزشی و رشدی بیشتر از ۵ درصد می‌باشد، همسانی عرض از مبداها پذیرفته شد، و لازم است در برآورد مدل‌ها از

روش داده‌های تلفیقی استفاده شود. نتایج حاصل از برازش مدل (۱) برای آزمون فرضیه (۱) در جدول ۳ نشان داده شده است.

**جدول ۳.** نتایج آزمون فرضیه اول

| (نماد) متغیرها | شرکت‌های ارزشی | شرکت های رشدی |
|---|---|---|
| ($a$) عرض از مبدا | -۱/۳۱ (۰/۰۰۰) | -۰/۶۲ (۰/۰۰۰) |
| (RM-RF) عامل بازار | ۰/۵۷ (۰/۰۰۰) | ۰/۵۹ (۰/۰۰۰) |
| (SMB) عامل اندازه | ۰/۳۳ (۰/۰۰۰) | ۰/۱۳ (۰/۰۰۰) |
| (HML) عامل ارزش | ۰/۲۶ (۰/۰۰۰) | -۰/۰۹ (۰/۰۰۶) |
| (IMF) عامل عدم انعطاف‌پذیری | ۰/۲۴ (۰/۰۰۰) | ۰/۱۳ (۰/۰۰۰) |
| آماره فیشر (سطح معنی‌داری) | ۱۳۲/۱۶ (۰/۰۰۰) | ۱۰۳/۶۹ (۰/۰۰۰) |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۱۷ | ۰/۱۴ |
| اماره دوربین واتسون | ۱/۹۰ | ۱/۸۷ |
| آماره پترنوستر | ۲/۰۸ (۰/۰۳۷) | |

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی‌داری است.
منبع: یافته‌های پژوهش

برای آزمون فرضیه (۱)، باید مدل (۱) برای هر دو گروه شرکت‌های ارزشی و رشدی به صورت مجزا آزمون شود. با توجه به نتایج آزمون مدل فوق، ضریب رگرسیونی متناظر با عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی به ترتیب در شرکت‌های ارزشی و رشدی ۲۴ درصد و۱۳ درصد و سطح معنی‌داری آنها (۰/۰۰۰) بوده که نشان از وجود رابطه معنی‌دار و مستقیم بین عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ریسک سهام در شرکت-های ارزشی و رشدی می‌باشد.

آماره فیشر برای شرکت‌های ارزشی و رشدی به ترتیب ۱۳۲/۱۶ و ۱۰۳/۶۹ و سطح معنی‌داری آنها (۰/۰۰۰) بوده لذا مدل برازش داده شده معنی‌دار بوده و از کارایی قابل قبول برخوردار می‌باشد. به منظور بررسی تاثیر عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در شرکت‌های ارزشی و رشدی از آزمون پترنوستر (۱۹۹۸) استفاده شده است. آماره آزمون پترنوستر (۲/۰۸) در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد که بین ضرایب عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ریسک سهام در بین شرکت‌های ارزشی و رشدی تفاوت معنی‌داری وجود دارد و این تاثیر، در شرکت‌های ارزشی به‌طور معنی‌داری بیشتر است. بنابراین، دلیل کافی برای رد فرضیه اول پژوهش وجود ندارد.

فرضیه دوم: بین تاثیر عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در طول چرخه تجاری در شرکت‌های ارزشی و رشدی تفاوت وجود دارد.

برای در نظر گرفتن اثر چرخه تجاری، از متغیر مجازی BC استفاده شده است که این متغیر در دوره رکود عدد یک و در دوره رونق عدد صفر را می‌پذیرد. برای بررسی این فرضیه، باید مدل (۲) برای هر دو گروه شرکت‌های ارزشی و رشدی به صورت مجزا آزمون شود. یافته‌های جدول ۴ نشان می‌دهد که ضریب

رگرسیونی متناظر با عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی در دوره رکود برای هر دو شرکت‌های ارزشی و رشدی به ترتیب ۲۱ درصد و ۱۴- درصد و سطح معنی‌داری آنها کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین، عدم انعطاف-پذیری مالی در دوره رکود صرف ریسک مثبت و معنی‌داری در سطح سهام شرکت‌های ارزشی و صرف ریسک منفی و معنی‌داری در سطح سهام شرکت‌های رشدی دارد.

**جدول ۴.** نتایج آزمون فرضیه دوم

| نماد (متغیرها) | شرکت‌های ارزشی | شرکت‌های رشدی |
|---|---|---|
| ($a$) عرض از مبدا | ۱/۱۲- (۰/۰۰۰) | ۰/۶۵- (۰/۰۰۷) |
| (BC) چرخه تجاری | ۰/۳۶- (۰/۳۷) | ۰/۰۳ (۰/۹۳) |
| (RM-RF) عامل بازار | ۰/۵۸ (۰/۰۰۰) | ۰/۵۸ (۰/۰۰۰) |
| (SMB) عامل اندازه | ۰/۳۰ (۰/۰۰۰) | ۰/۱۵ (۰/۰۰۰) |
| (HML) عامل ارزش | ۰/۲۶ (۰/۰۰۰) | ۰/۰۹- (۰/۰۰۹) |
| (IMF) عامل عدم انعطاف‌پذیری | ۰/۱۳ (۰/۰۲۶) | ۰/۲۰ (۰/۰۰۰) |
| (IMF)*BC عامل عدم انعطاف‌پذیری با چرخه تجاری | ۰/۲۱ (۰/۰۱۱) | ۰/۱۴- (۰/۰۴۲) |
| آماره فیشر | ۸۹/۷۲ (۰/۰۰۰) | ۷۰/۱۸ (۰/۰۰۰) |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۱۷ | ۰/۱۴ |
| اماره دوربین واتسون | ۱/۹۰ | ۱/۸۶ |
| آماره پترنوستر | ۳/۲۶ (۰/۰۰۱) | |

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی‌داری است.
منبع: یافته‌های پژوهش

نهایتاً، همان‌گونه که از نتایج جدول ۴ مشخص است، آماره فیشر برای هر دو پرتفوی به ترتیب ۷۰/۱۸ و ۸۹/۷۲ و سطح معنی‌داری آن‌ها برابر با صفر است؛ بنابراین مدل در کل، معنی‌دار است. به‌عبارت دیگر کلیه ضرایب متغیرهای مستقل و کنترلی هم‌زمان صفر نیستند. به منظور بررسی تاثیر عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در شرکت‌های ارزشی و رشدی در طول چرخه تجاری از آزمون پترنوستر (۱۹۹۸) استفاده شده است. آماره آزمون پترنوستر (۳/۲۶) در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد که بین ضرایب عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ریسک سهام در بین شرکت‌های ارزشی و رشدی در دوره رکود اقتصادی تفاوت معنی‌داری وجود دارد و این تاثیر بر شرکت‌های ارزشی به‌طور معنی‌داری بیشتر است. بنابراین، دلیل کافی برای رد فرضیه دوم پژوهش وجود ندارد.

**فرضیه سوم**: عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ارزش تاثیر دارد.

همان‌طوری که قبلا بیان گردید برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم از رگرسیون سری زمانی استفاده شده است. برای نرمال‌سازی جزء خطا، پس از حذف مشاهدات پرت از رگرسیون‌های فوق نتایج

آزمون جارک-برا نشان دهنده نرمال بودن جزء خطا می‌باشد. برای اطمینان از نبود وجود مشکل خود-همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس، با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳) تمامی تخمین‌ها با به‌کارگیری **تکنیک نوی-وست**[1] صورت گرفته است. هم‌چنین عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ می‌باشد که نشان از نبود مشکل هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۵ ارائه شده است.

**جدول۵.** نتایج آزمون فروض کلاسیک رگرسیون

| نوع آزمون | فرضیه (۳) | | | فرضیه (۴) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | ارزشی | رشدی | صرف ارزش | ارزشی | رشدی | صرف ارزش |
| آزمون جارک - برا | ۱/۵۰ (۰/۴۷) | ۱/۵۸ (۰/۴۵) | ۲/۷۷ (۰/۲۵) | ۰/۸۹ (۰/۶۴) | ۰/۲۹ (۰/۸۶) | ۱/۱ (۰/۵۸) |
| نتیجه آزمون جارک - برا | نرمال | نرمال | نرمال | نرمال | نرمال | نرمال |
| آزمون عامل تورم واریانس (VIF) | | | | | | |
| BC | --- | --- | --- | ۱/۲۹ | ۱/۷ | ۱/۳۴ |
| RM-RF | ۱/۴۷ | ۱/۰۸ | ۱/۱۶ | ۱/۳۵ | ۱/۱۴ | ۱/۲۴ |
| SMB | ۳/۲۵ | ۴/۷۲ | ۱/۳۲ | ۲/۵۶ | ۵/۱۶ | ۱/۱۵ |
| HML | ۳/۱۳ | ۴/۸۰ | ۱/۴۵ | ۲/۴۸ | ۴/۸۲ | ۱/۴۰ |
| IMF | ۱/۳۶ | ۱/۱۸ | ۱/۲۰ | ۲/۰۳ | ۵/۵۳ | ۲/۸۶ |
| IMF*BC | --- | --- | --- | ۲/۰۶ | ۶/۵۶ | ۳/۷۵ |

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی‌داری است.

منبع: یافته‌های پژوهش

برای ارزیابی فرضیه مذکور، مدل (۳) را یک‌بار با در نظر گرفتن عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی و بار دیگر بدون در نظر گرفتن عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی برازش نمودیم که خلاصه نتایج برای پرتفوی‌های دوگانه (ارزشی و رشدی) و پرتفوی صرف ارزش در جدول ۶ ارائه شده است. در ستون آخر جدول ۶ اختلاف ضرایب در پرتفوی ارزشی و رشدی، ۹ درصد و سطح معنی‌داری متناظر با آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد و نشان‌دهنده صرف ریسک مثبت و معنی‌دار در پرتفوی صرف ارزش است. از این‌رو، فرضیه سوم پژوهش مبنی بر این‌که "عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ارزش تاثیر دارد" با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد نتیجه می گیریم که پرتفوی ارزشی بیشتر از پرتفوی رشدی در معرض ریسک عدم انعطاف‌پذیری مالی قرار دارد و بازدهی بالاترشان به دلیل جبران ریسک عدم انعطاف‌پذیری مالی است. از طرفی با توجه به مثبت بودن ضریب رگرسیونی عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی، ارتباط مثبت و معنی‌داری بین عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ارزش وجود دارد؛ به‌طوری که هرچه عدم انعطاف‌پذیری مالی بیشتر (کمتر) شود، صرف ارزش نیز افزایش (کاهش) می‌یابد.



[1]. Newey-West

**جدول ۶.** نتایج آزمون فرضیه سوم

| نماد متغیرها | شرکت‌های ارزشی | | شرکت‌های رشدی | | صرف ارزش | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | بدون imf | با imf | بدون imf | با imf | بدون imf | با imf |
| $(a)$ | -۰/۱۱ | -۰/۲۰ | ۰/۴۹ | ۰/۴۳ | -۰/۴۵ | -۰/۵۲ |
| عرض از مبدا | (۰/۷۱) | (۰/۵۱) | (۰/۱۰) | (۰/۱۵) | (۰/۰۰۴) | (۰/۰۰۳) |
| (RM-RF) | ۰/۷۲ | ۰/۷۲ | ۰/۷۳ | ۰/۷۳ | ۰/۰۲ | ۰/۰۱۸ |
| عامل بازار | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۴۵) | (۰/۵۴) |
| (SMB) | ۰/۵۹ | ۰/۵۶ | ۰/۲۶ | ۰/۲۴ | ۰/۳۹ | ۰/۳۸ |
| عامل اندازه | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۲) | (۰/۰۰۲) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) |
| (HML) | ۰/۴۱ | ۰/۴۲ | -۰/۲۱ | -۰/۲۱ | ۰/۶۲ | ۰/۶۲ |
| عامل ارزش | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) |
| (IMF) | --- | ۰/۱۶ | --- | ۰/۱۱ | --- | ۰/۰۹ |
| عامل عدم انعطاف‌پذیری | --- | (۰/۰۰۶) | --- | (۰/۰۱۵) | --- | (۰/۰۱۵) |
| آماره فیشر | ۲۱۱/۱۳ | ۱۷۴/۹۳ | ۷۷/۴۹ | ۶۱/۰۴ | ۲۵۹/۹۷ | ۲۱۱/۹۶ |
| (سطح معنی‌داری) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) | (۰/۰۰۰) |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۸۶ | ۰/۸۷ | ۰/۷۰ | ۰/۷۱ | ۰/۸۸ | ۰/۸۹ |
| اماره دوربین واتسون | ۱/۶۴ | ۱/۶۱ | ۱/۸۲ | ۱/۸۱ | ۲/۱۹ | ۲/۰۶ |

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی‌داری است.

منبع: یافته‌های پژوهش

علاوه بر این، با افزودن عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) میزان عرض از مبداء پرتفوی صرف ارزش کاهش می‌یابد و از آنجا که عرض از مبدا این مدل‌ها معرف بازده‌های غیرعادی می‌باشد، این مطلب مبیین این موضوع است که گنجاندن عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی در مدل، بازده غیرعادی را کاهش داده است. مشاهده مقادیر منفی برای بازده‌های غیرعادی نیز موید این موضوع است که گاها نه تنها بازده غیرعادی مازادی مطرح نبوده حتی بازده از حد مورد انتظار نیز کمتر بوده است. بنابراین مدل چهار عاملی پولسن و همکاران (۲۰۱۳) نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ از قدرت بیشتری در تبیین ناهنجاری ارزشی برخوردار است. نهایتا، همان‌گونه که از نتایج جدول ۶ مشخص است، آماره فیشر برای هر سه پرتفوی به ترتیب ۱۷۴/۹۳، ۶۱/۰۴ و ۲۱۱/۹۶ و سطح معنی‌داری آن‌ها برابر با صفر است؛ بنابراین مدل در کل، معنی‌دار است. به‌عبارت دیگر کلیه ضرایب متغیرهای مستقل و کنترلی هم‌زمان صفر نیستند.

**فرضیه چهارم**: چرخه تجاری بر ارتباط بین عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ارزش تاثیر دارد.

برای بررسی این فرضیه، باید به سطح معنی‌داری عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی با چرخه تجاری توجه کرد. با توجه به جدول ۷ مشاهده می‌شود که ضریب عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی با چرخه تجاری برای پرتفوی صرف ارزش ۱۶ درصد و سطح معنی‌داری آن کمتر از ۵ درصد است و نشان‌دهنده صرف ریسک مثبت و معنی‌دار در پرتفوی صرف ارزش در دوره رکود اقتصادی است؛ از این‌رو، فرضیه چهارم پژوهش مبنی بر این‌که "چرخه تجاری بر ارتباط بین عدم انعطاف‌پذیری مالی و صرف ارزش تاثیر دارد" با اطمینان

۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد نتیجه می‌گیریم که تاثیر عدم انعطاف‌پذیری مالی در دوره رکود اقتصادی بر صرف ریسک پرتفوی ارزشی بیشتر از پرتفوی رشدی می باشد. به عبارتی، تاثیر عدم انعطاف پذیری مالی بر صرف ارزش در طول زمان ثابت نیست.

**جدول ۷.** نتایج آزمون فرضیه چهارم

| (نماد) متغیرها | شرکت‌های ارزشی | شرکت‌های رشدی | صرف ارزش |
|---|---|---|---|
| عرض از مبدا $(a)$ | ۰/۳۴ (۰/۲۸) | ۰/۹۴ (۰/۰۱۷) | -۰/۶۸ (۰/۰۰۵) |
| (BC) چرخه تجاری | -۱/۰۰ (۰/۰۷) | -۰/۹۶ (۰/۰۷) | ۰/۳۹ (۰/۲۰) |
| (RM-RF) عامل بازار | ۰/۷۳ (۰/۰۰۰) | ۰/۷۳ (۰/۰۰۰) | ۰/۰۲ (۰/۵۵) |
| (SMB) عامل اندازه | ۰/۵۲ (۰/۰۰۰) | ۰/۲۲ (۰/۰۰۸) | ۰/۳۷ (۰/۰۰۰) |
| (HML) عامل ارزش | ۰/۴۰ (۰/۰۰۰) | -۰/۲۲ (۰/۰۰۰) | ۰/۶۰ (۰/۰۰۰) |
| (IMF) عامل عدم انعطاف‌پذیری | -۰/۰۰۵ (۰/۹۳) | ۰/۰۳۴ (۰/۶۹) | -۰/۰۳ (۰/۶۸) |
| (IMF)*BC عامل عدم انعطاف‌پذیری با چرخه تجاری | ۰/۲۹ (۰/۰۰۱) | ۰/۱۳۵ (۰/۲۲) | ۰/۱۶ (۰/۰۳) |
| آماره فیشر (سطح معنی‌داری) | ۱۲۹/۱۶ (۰/۰۰۰) | ۴۲/۵۶ (۰/۰۰۰) | ۱۳۹/۴۰ (۰/۰۰۰) |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۸۸ | ۰/۷۱ | ۰/۸۹ |
| آماره دوربین واتسون | ۱/۶۶ | ۱/۸۸ | ۱/۷۹ |

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی‌داری است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نهایتاً، همان‌گونه که از نتایج جدول ۷ مشخص است، آماره فیشر برای هر سه پرتفوی به‌ترتیب ۱۲۹/۱۶، ۴۲/۵۶ و ۱۳۹/۴۰ و سطح معنی‌داری آن‌ها برابر با صفر است؛ بنابراین مدل در کل، معنی‌دار است. به عبارت دیگر کلیه ضرایب متغیرهای مستقل و کنترلی هم‌زمان صفر نیستند.

## نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش، نقش عدم انعطاف‌پذیری مالی در تبیین ناهنجاری‌های ارزشی در طول چرخه تجاری مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به‌دست آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که عدم انعطاف‌پذیری مالی، منجر به افزایش صرف ریسک سهام می‌گردد؛ یعنی سهامی که در معرض عدم انعطاف‌پذیری مالی قرار می‌گیرد، متعاقبا صرف ریسک بیشتری را تجربه می‌کنند. بنابراین، با توجه به مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، چنان‌چه عدم انعطاف‌پذیری مالی منجر به صرف ریسک مثبت و معنی‌داری در سطح سهام شود، می‌توان از آن در تبیین ناهنجاری‌های ارزشی در سطح سهام بهره برد. هم‌چنین با توجه به نتایج می‌توان استدلال کرد شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالایی دارند، بیشتر در معرض ریسک عدم انعطاف‌پذیری مالی و به تبع آن صرف ریسک سهام قرار می‌گیرند. با توجه به این‌که عدم انعطاف‌پذیری مالی به عنوان شاخصی از ریسک معرفی شد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت میان تاثیر عدم

انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک شرکت‌های ارزشی و رشدی تفاوت معناداری وجود دارد و این تاثیر، در شرکت‌های ارزشی به طور معنی‌داری بیشتر است. و نکته قابل توجه دیگر این است که مطابق با مطالعات گالن و همکاران (۲۰۰۸)، تاثیرعدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در طول زمان ثابت نیست. به عبارتی، عدم انعطاف‌پذیری مالی در دوره رکود بر صرف ریسک سهام شرکت‌های ارزشی تاثیر مثبت و معنی‌داری داشته به طوری که با افزایش عدم انعطاف‌پذیری مالی در دوره رکود صرف ریسک سهام شرکت-های ارزشی افزایش یافته و در دوره رونق برعکس. از دیگر نتایج پژوهش این است که با گنجاندن متغیر عدم انعطاف‌پذیری مالی در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، میزان عرض از مبدا پرتفوی صرف ارزش کاهش می‌یابد و از آنجا که عرض از مبدا این مدل‌ها نشان‌دهنده بازده غیرعادی است، این مطلب مبین این موضوع است که گنجاندن متغیر عدم انعطاف‌پذیری مالی در مدل، بازده غیرعادی را کاهش داده است. نهایتا، با افزودن عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی به مدل سه عاملی فاما و فرنچ ضریب تعیین تعدیل شده مدل افزایش می‌یابد، بنابراین، می‌توان دریافت که مدل چهار عاملی پولسن و همکاران (۲۰۱۳) از قدرت توضیحی بیشتری نسبت به مدل فاما و فرنچ در بورس اوراق‌بهادار تهران برخوردار است و باید همانند عواملی چون اندازه، ارزش و یا بازده بازار، در مدل‌های قیمت‌گذاری لحاظ گردد. نتایج به‌دست آمده از پژوهش با نتایج پژوهش کلارک و گیائو (۲۰۱۹)، راجپوت و همکاران (۲۰۱۹)، گو و همکاران (۲۰۱۷)، سانچز و گومز (۲۰۱۵)، پولسن و همکاران (۲۰۱۳)، گالن و همکاران (۲۰۰۸)، کائو (۲۰۱۰)، زینگ و ژانگ (۲۰۰۵) و مرادی جزء (۱۳۹۵) سازگار و با نتایج پژوهش والوچوا (۲۰۱۱) ناسازگار است. از آنجائیکه براساس مطالعات اسدی و اسلامی بیدگلی (۱۳۹۲) و حسینی و همکاران (۱۳۹۳) در بورس اوراق بهادار تهران صرف ارزش وجود دارد و با توجه به تئوری قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه‌گذاری، عدم انعطاف‌پذیری مالی رویکرد پشت صرف ارزش است این مطالعه نشان داد که سازگار با پژوهش های مذکور در بورس اوراق بهادار تهران صرف ارزش وجود دارد و جبران ریسک عدم انعطاف‌پذیری مالی رویکرد پشت صرف ارزش و دلیل هم حرکتی بازده مورد انتظار شرکت‌های ارزشی با رکود اقتصادی نسبت به بازده مورد انتظار شرکت‌های رشدی است. به عبارتی تاثیر این عامل بر صرف ریسک سهام در طول زمان ثابت نیست.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی پیشنهاد می‌شود در پیش بینی بازده مورد انتظار به عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی توجه نمایند و در هنگام تشکیل پرتفوی سهام، سیستماتیک بودن ریسک عدم انعطاف‌پذیری مالی را مدنظر قرار دهند. و هم‌چنین با توجه به این‌که شرکت‌های ارزشی به دلیل ریسک عدم انعطاف‌پذیری بالا در دوره رکود بازده بیشتری کسب می‌کنند در سرمایه‌گذاری‌های خود به شرایط رونق و رکود اقتصادی توجه نمایند. با توجه به تنوع مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، در این پژوهش مدل سه عاملی فاما و فرنچ به عنوان مدل مبنا انتخاب گردید و با پیروی از مطالعات پولسن و همکاران (۲۰۱۳) و کائو (۲۰۱۰) عامل عدم انعطاف‌پذیری مالی در طول چرخه تجاری بر توان تبیین بازده سهام توسط این مدل‌ها مورد بررسی قرار گرفت. از آنجایی‌که از شرایط اقتصادی فقط چرخه تجاری در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است در این راستا به پژوهش‌گران پیشنهاد می‌شود نقش عدم انعطاف‌پذیری مالی در تبیین ناهنجاری ارزشی را با در نظر گرفتن سایر شرایط اقتصادی مانند چرخه

بازار را مورد بررسی قرار داده تا مشخص گردد که آیا شرکت‌های ارزشی در بازار رکودی نیز بازده بیشتری نسبت به شرکت‌های رشدی کسب می‌کنند یا نه؟ هم‌چنین توصیه می‌شود این عامل را به مدل چهار عاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ اضافه نموده و به تبیین ناهنجاری‌های ارزشی بپردازند.

گفتنی است از آنجا با اعمال محدودیت‌های بیان شده در انتخاب نمونه آماری، تعداد شرکت‌های نمونه به ۵۰ نمونه کاهش یافته و هم‌چنین قلمرو زمانی پژوهش حاضر از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است، بنابراین باید در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش به تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق‌بهادار تهران و سال‌های قبل از ۱۳۸۷ و بعد از ۱۳۹۶ با احتیاط عمل شود.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع بنابر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده‌است.

**References**


Assadi, Gholam Hossein., & Eslami Bidgoli, Saeed. (2013). «Comparison of one-year performance of value stocks and growth stocks». *Financial Engineering and Portfolio Management*, 4(14), 18-37. (In Persian)

Aflatoni, Abbas. (2013). *Statical Analysis in Finamcial Management and Accounting Researches by Eviews*. Tehran: Termeh Press. (In Persian)

Bashir Khodaparasti, Ramin., Saba, Mina, & Boromandzadeh, Hossein. (2018). «The Efficient Fama and French Five-Factor model in the Offensive and Defensive Shares». *Journal of Financial Management Strategy*, 6(4): 109-130. (In Persian)

Berk, Jonathan. B., Green, Richard. C., & Naik, Vasant. (1999). «Optimal investment, growth options, and security returns». *Journal of Finance*, 54(5), 1553 – 1607.

Cao, Viet Nga. (2011). «Firms' Financial Flexibility and Profitability of Style Investing». Ph. D Theses, *Durham University*.

Cao, Viet Nga. (2010). «Value Anomaly the Relationship with Firms' Investment and Financing Flexibility». *Edinburgh University Business School*, *Edinburgh EH8 9JY*, U.K.

Carlson, Murray., Fisher, Adlai, & Giammarino, Ron. (2004). «Corporate investment and asset price dynamics: implications for the cross-section of returns». *Journal of Finance*, 59(6), 2577-2603.

Clark Ephraim, Qiao Zhuo. (2019). «the value premium puzzle, behavior versus risk: new evidence from China». *Quarterly Review of Economics and Finance*, https://doi.org/10.1016/j. qref.2019.04.007

Cochrane, John.H. (1991). «Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations». *Journal of Finance*, 46(1), 209 –237.

Davallou, Maryam., & Rezaei, Sayyed Mahdi. (2018). «The Relationship between Components of the Book to Market Ratio and Stock Returns». *Journal of Financial Management Strategy*, 6(4): 29-60. (In Persian)

Docherty, Paul., Chan, Howard, & Easton, Steve. (2010). «Tangibility and investment irreversibility in asset pricing». *Accounting and Finance*, 50(4), 809-827.

Fama, E.F., & French, K.R. (1992). «The Cross-Section of Expected Stock Returns». *Journal of finance*, 47(2), 427-465.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). «Common risk factors in the returns on stocks and bonds». *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.

Garcia-Feijoo, Luis., & Jorgensen, Randy.D. (2010). «Can Operating Leverage Be the Cause of the Value Premium?» . *Financial Management*, 39(3), 1127-1154.

Gu, Lifeng., Hackbarth, Dirk., & Johnson, Tim. (2017). «Inflexibility and stock returns». *Working Paper*, University of Hong Kong, Boston University, and University of Illinois at Urbana-Champaign.

Gulen, Huseyin., Xing, Yuhang, & Zhang, Lu. (2008). «Value versus Growth: Time-varying expected stock returns». *University of MichiganWorking paper*.

Haugen, Robert. (2004). *The New Finance: overreaction, complexity, and uniqueness*. 1st edition, Prentice Hall, New Jersey.

Hoseini, seyed farhang., Jalilzadeh, Rahim & Mesbah, Mahsa. (2014). «Comparing Growth and Value Stock Returns - Industry-Based Approach». *International Management Conference*, Tehran. https://www.civilica.com. (In Persian).

Jegadeesh, Narasimhan., and Titman, Sheridan. (1993). «Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency». *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

Livdan, D., H. Sapriza, & L. Zhang. (2009). «Financially Constrained Stock Returns». *Journal of Finance*, 64(4): 1827–62.

Moradijoz, Saeed. (2016). «The Role of Adjustment Costs, Operating Leverage and Financial Leverage to Explain the Value Premium: Evidence from Tehran Stock Exchange». Master's Degree in Finance Management. Faculty of Management & Accounting, *Shahid Beheshti University*. (In Persian)

Oad Rajput, Suresh. Kumar., Wongchoti, Udomsak., Chen, Jianguo., & Faff, Robert. (2019). «Is Financial Flexibility a Priced Factor in the Stock Market?» . *Financial Review*, 54(2), 345-375.

Poulsen, Michael., Faff, Robert., & Gray, Stephen. (2013). «Financial Inflexibility and the Value Premium». *International Review of Finance*, 13 (3): 327-344.

Sanchez, Magda G, & Gomez, Jose A. (2015). «Ex-post Equity Risk Premiums and Economic Cycles in Colombia: An Empirical Research Using Kalman and Hodrick-Prescott Filters». *Revista Finanzas y Politica Economica*, Universidad Catolica De Colombia, 7(1): 109-129.

Savolainen, Mikko. (2016). «Does operating leverage explain the gross profitability premium?» . Master's thesis, *Aalto University*, School of Business.

Valuchova, Lucie. (2011). «The Value Premium over the Bull-Bear Market and the Economical cycle». Master's thesis, *University of Agder*, Faculty of Economics and Social Sciences.

Xing, Yuhang and Zhang, Lu. (2005). «Value versus Growth: Movements in Economic Fundamentals». *Simon School Working Paper* .Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=585745.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۷۶-۵۳

مقاله پژوهشی

# مقایسه کارایی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری در پیش‌بینی ریسک مالی[۱]

سامان توکلی[۲]، علی آشتاب[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۰۵ تاریخ پذیرش:۱۴۰۰/۰۵/۰۲

**چکیده**

*هدف این پژوهش، مقایسه کارایی مدل‌های یادگیری ماشین (۳۲ مدل) و مدل‌های آماری (۱۴ مدل)، در پیش‌بینی ریسک مالی ۱۴۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ و انتخاب بهترین مدل با استفاده از تکنیک‌های بهینه‌سازی پیشرفته می‌باشد. یافته‌های پژوهش با استفاده از آزمون مقایسه دقت ضرایب پیش‌بینی، بیانگر آن است که با اطمینان ۹۹ درصد، دقت پیش‌بینی مدل‌های یادگیری ماشین، بیشتر از مدل‌های آماری است. همچنین، بهترین مدل یادگیری ماشین پس از بهینه‌سازی، مدل ماشین بردار پشتیبان تکاملی با دقت پیش‌بینی ۹۹/۸۶ درصد و مقدار سطح زیر منحنی برابر ۰/۹۹۸ بوده است. علاوه بر این، نسبت‌های مالی تعهدی با دقت پیش‌بینی ۹۹/۴۵ درصد و نسبت‌های مالی فعالیت با دقت پیش‌بینی ۹۸/۶۲ درصد توانستند در مقایسه با سایر نسبت‌های مالی در استفاده از ماشین بردار پشتیبان تکاملی به منظور پیش‌بینی ریسک مالی عملکرد بهتری داشته باشند. از سوی دیگر، ریسک مالی پیش‌بینی شده بر اساس صنایع مختلف، متفاوت بوده است. بنابراین، مشخص شد که مدل‌های یادگیری ماشین به دلیل عدم برخورداری از محدودیت‌هایی که مدل‌های آماری با آن مواجهه هستند، می‌توانند به عنوان ابزاری مهم، در پیش‌بینی ریسک مالی شرکت‌ها به کار روند.*

**واژگان کلیدی**: پیش‌بینی، ریسک مالی، ماشین بردار پشتیبان تکاملی، یادگیری ماشین.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *G32, C53*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.35240.2512
۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
Email: samantavakoli21@gmail.com
۳. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. نویسنده مسئول.
Email: a.ashtab@urmia.ac.ir

**مقدمه**

امروزه شرکت‌ها در محیط پیچیده و متغیری فعالیت می‌کنند که در این شرایط، برای دستیابی به اهداف خود و کاهش اثر نامطلوب نوسانات، برای مدیریت ریسک‌هایی که با آن مواجهند، اهمیت زیادی قائل هستند. ماهیت کسب و کار خدمات مالی، پذیرش ریسک است و بدون پذیرش ریسک، قادر به سودآوری و رشد نیستند (استادی و تدریسی‌پژو، ۱۳۹۸). جدی‌ترین ریسک‌ها، ریسک‌های مالی و ریسک‌های اقتصادی هستند. اگر شرکت‌ها ریسک‌های مالی و اقتصادی را شناسایی نکنند و استراتژی مدیریت ریسک را اعمال نکنند، پایداری آن‌ها تحت تأثیر قرار می‌گیرد (اُلاه و همکاران[1]، ۲۰۱۹). ریسک‌های مالی می‌توانند ناشی از عوامل عینی که به تغییر در بازارهای مالی مانند نرخ بهره، نرخ بازار و قیمت کالاها بستگی دارد و ناشی از عوامل ذهنی که در آن وضعیت مالی، منشأ خطرات است، باشند (دوو و همکاران[2]، ۲۰۲۰).

یکی از راه‌های کمک به ذی‌نفعان شرکت‌ها، ارائه الگوهای پیش‌بینی درباره دورنمای کلی شرکت است. هرچه پیش‌بینی‌ها به واقعیت نزدیک‌تر باشد، مبنای تصمیم‌های صحیح‌تری قرار خواهند گرفت. سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان تمایل زیادی برای پیش‌بینی ریسک مالی شرکت‌ها دارند؛ زیرا در صورت افزایش ریسک مالی و در پی آن وقوع مضیقه مالی، هزینه‌های زیادی به آن‌ها تحمیل می‌شود. عدم آگاهی در زمینه ریسک مالی نیز می‌تواند زیان‌های هنگفتی را به هر یک از ذی‌نفعان شرکت وارد سازد. در حقیقت با پیش‌بینی ریسک مالی شرکت‌ها، می‌توان برنامه‌ریزی لازم را در جهت جلوگیری از مرگ حتمی آنها انجام داد. یکی از ابزارهای برآورد وضعیت آینده شرکت‌ها، مدل‌های پیش‌بینی ریسک مالی هستند (پنگ و همکاران، ۲۰۱۱). چای و ژیا[3] (۲۰۰۸) تأکید می‌کنند برای بقا و توسعه در یک بازار رقابتی شدید، نهادهای تجاری باید ریسک‌های مالی احتمالی را کنترل کرده و توسعه مالی آینده خود را (با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی) پیش‌بینی کنند (والاسکوا و همکاران[4]، ۲۰۱۸).

با توجه به اهمیت ریسک مالی و اطمینان خاطر به سهامداران، هدف اصلی پژوهش مقایسه دقت پیش‌بینی ریسک مالی در قالب مدل‌های آماری و مدل‌های یادگیری ماشین در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. پژوهش حاضر، روشی منطقی برای جست‌وجوی ویژگی‌های بالقوه اثرگذار بر پیش‌بینی ریسک مالی شرکت‌ها است. با توجه به مطالب ذکر شده سئوال اصلی پژوهش این است که آیا دقت پیش‌بینی ریسک مالی مدل‌های یادگیری ماشین بیشتر از مدل‌های آماری است؟

بدین منظور برای رسیدن به این هدف، ۵۱ نسبت مالی مهم به کار گرفته می‌شود؛ همچنین، برای پیش‌بینی ریسک مالی از ۴۶ مدل مختلف (۱۴ مدل آماری و ۳۲ مدل یادگیری ماشین) در نرم افزارهای داده‌کاوی (SPSS Modeler، WEKA، Rapid Miner و SPM) و نرم‌افزارهای آماری (SPSS Statistics

1. Olah et al.
2. Do et al.
3. Chai and Xia
4. Valaskova et al.

و Eviews) و نرم‌افزار Minitab به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها، مدل‌سازی و مقایسه کارایی مدل‌ها استفاده شده است؛ و در نهایت، در راستای رسیدن به مدل بهینه سه روش بهینه‌سازی انتخاب ویژگی[1]، الگوریتم ژنتیک[2] و تکنیک اعتبارسنجی بوستینگ[3] مدنظر قرار گرفته شده است. علاوه بر این، پس از انتخاب مدل برتر به مقایسه نسبت‌های مالی پرداخته و پیش‌بینی ریسک مالی بر اساس صنایع مختلف به تصویر کشیده شده است. در ادامه به بررسی مبانی نظری، پژوهش‌های تجربی و فرضیه‌ها پرداخته شده است و با ارائه روش تحقیق مرتبط با موضوع، یافته‌ها و نتیجه‌گیری لازم مطرح شده است.

## مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

طرفداران پژوهش‌های بنیادی معتقدند که رفتار سهامداران، از اطلاعات مالی گزارش شده شرکت‌ها تأثیر می‌پذیرد. در صورت ابهام در اطلاعات و شفاف نبودن آن‌ها، سهامداران در تصمیم‌گیری‌های خود دچار نقصان می‌شوند. پایه و اساس تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در بازار کارا، رابطه ریسک و بازده است. در بازار کارا، کسب بازده بیشتر، فقط با پذیرش ریسک امکان‌پذیر است (خداپرست سالک معلمی و همکاران، ۱۳۹۸).

گروه جداگانه‌ای از ریسک‌های موجود، ریسک‌های مالی هستند که در حوزه روابط مالی شرکت به وجود می‌آیند و به طور مستقیم بر اندازه نتیجه مالی به شکل سود و احتمال خسارت‌های مالی از نظر ارزش، تأثیر می‌گذارند. در هر صورت، مهم این نیست که به هیچ وجه از ریسک جلوگیری نشود، بلکه ریسک، پیش‌بینی و به حداقل ممکن کاهش داده شود (بویکو[4]، ۲۰۱۹). برای از بین بردن ریسک‌های مالی و امکان شناسایی سطح سلامت مالی شرکت‌ها، از مدل‌های پیش‌بینی استفاده می‌شود که به عنوان سیستم‌های هشدار به موقع، از مشکلات قریب الوقوع در شرکت‌های مورد بررسی، تلقی می‌شوند. وظیفه آن‌ها، ارزیابی سلامت مالی شرکت بر اساس شاخص‌های مالی منتخب یا سایر خصوصیات شرکت یا محیطی است که در آن فعالیت می‌کنند (اِسوابوا و کرال[5]، ۲۰۱۶). مدل‌های پیش‌بینی ریسک مالی در ادبیات موضوعی به سه گروه مدل‌های آماری، مدل‌های نظری و مدل‌های هوش مصنوعی (یادگیری ماشین) دسته‌بندی می‌شوند. مدل‌های آماری و هوش مصنوعی بر نشانه‌های شکست تمرکز دارند و مدل‌های نظری به علت کیفی شکست توجه می‌کنند (سان و همکاران[6]، ۲۰۱۳؛ والاسکوا و همکاران، ۲۰۱۸).

پژوهش‌های معدودی در داخل و خارج از کشور در زمینه پیش‌بینی ریسک مالی صورت گرفته است که می‌توان به پژوهش استادی و تدریسی پژو (۱۳۹۸)، جین و همکاران[7] (۲۰۱۸) و گوتو و همکاران[8]

1. Feature selection
2. Genetic algorithm
3. Boosting Validation Technique
4. Boiko
5. Svabova & Kral
6. Sun et al.
7. Jin et al.
8. Gotoh et al.

(۲۰۱۴) اشاره کرد. پژوهش‌هایی که در دهه اخیر در حوزه پیش‌بینی ریسک مالی، صورت گرفته‌اند، بر انتخاب مدلی برای پیش‌بینی با استفاده از متغیرهای توضیحی، تأکید دارند؛ در این پژوهش، این رویکرد بررسی شده است.

تحلیل‌گران به منظور تحلیل وضعیت مالی از نسبت‌های مالی استفاده می‌کنند. نسبت‌های مالی می‌توانند برخی از واقعیت‌های مهم را درباره نتایج عملیات و وضعیت مالی یک شرکت به آسانی آشکار و اطلاعات مربوط به آن را ارائه کنند، لذا با توجه به هدف و موارد استفاده، می‌توان نسبت‌های خاص را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. تحقیقات استادی و ندریسی پژو (۱۳۹۸)، گوتو و همکاران (۲۰۱۴) و والاسکوا و همکاران (۲۰۱۸) مبین این موضوع هستند که رابطه معنی‌داری بین ریسک‌های مالی و نسبت‌های مالی وجود دارد و در تحقیق حاضر با فرض وجود این رابطه، از نسبت‌های مالی استفاده شده است. نتایج پژوهش‌های سون[1] (۲۰۱۲)؛ ژانگ و همکاران[2] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند در زمینه پیش‌بینی ریسک مالی، مدل‌های یادگیری ماشین نسبت به مدل‌های آماری، به دلایلی همچون؛ در نظر نگرفتن توزیع جوامع، نداشتن مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی و یادگیری تطبیقی، دقت بیشتری دارند. بدین منظور در پژوهش حاضر، این دو رویکرد مقایسه شده و برای بهینه‌سازی مدل نهایی پیش‌بینی ریسک مالی، از روش انتخاب ویژگی، الگوریتم ژنتیک و تکنیک بهینه‌سازی بوستینگ استفاده می‌شود.

انتخاب ویژگی‌ها، یکی از اصلی‌ترین وظایف داده‌کاوی است که به معنای سئوال در مورد مهمترین ویژگی‌ها برای طبقه‌بندی یا مشکلات رگرسیون می‌باشد. برای انتخاب ویژگی از الگوریتم ژنتیک استفاده می‌شود. الگوریتم ژنتیک که به طبقه بزرگ‌تر الگوریتم‌های تکاملی تعلق دارند، به طور معمول برای تولید راه حل‌های مفید برای بهینه‌سازی استفاده می‌شوند که با استفاده از تکنیک‌های الهام گرفته از تکامل طبیعی، راه حل‌هایی برای مشکلات بهینه‌سازی تولید می‌کنند. روش بهینه‌سازی بوستینگ مشهورترین نوع روش تجمیعی است و وظیفه آن بهبود فرایند یادگیری در روش‌های یادگیری ضعیف است. این روش از نوعی الگوریتم تکرار شونده استفاده می‌کند تا به طور تطبیقی، توزیع نمونه‌های آموزشی را تغییر دهد و در فرایند یادگیری، بیشتر روی رکوردهایی که در مراحل قبلی به اشتباه دسته‌بندی شده‌اند، تمرکز کند؛ بدین معنا که وزن رکوردهای به اشتباه دسته‌بندی شده، افزایش یافته و وزن رکوردهای درست دسته‌بندی شده، کاهش می‌یابد (صنیعی آباده و همکاران، ۱۳۹۳، ص. ۵۱۸-۵۲۱).

با توجه به بررسی‌های نگارنده در داخل و خارج از کشور، موضوعات اندکی در این بین مطرح شده است و در این قسمت به تعدادی از آن‌ها که مرتبط با ریسک مالی می‌باشند، اشاره شده است.

ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی شناسایی مسیر انتقال ریسک مالی شرکت بر اساس داده کاوی پرداختند. نتایج نشان داد دلیل اساسی وقوع ریسک مالی شرکت، وجود رابطه مستقیم یا غیر مستقیم اقتصادی بین هر یک از پیوندهای سیستم مالی شرکت است و روش داده‌کاوی در مقایسه با روش سنتی،

1. Sun
2. Zhang et al.

می‌تواند عینیت را تا حد زیادی بهبود بخشد. کانگ[1] (۲۰۱۹) مدلی را برای ارزیابی ریسک مالی بر اساس داده‌های بزرگ ارائه داد. نتایج شبیه‌سازی نشان داد این روش می‌تواند دقت نسبتاً بالایی در ارزیابی ریسک مالی ارائه دهد و از قابلیت ارزیابی انطباقی نسبتاً قوی با ضریب ریسک برخوردار است.

دی و همکاران[2] (۲۰۱۸) رابطه بین افشای ریسک مالی و ویژگی مالی یک شرکت را بررسی کردند. نتایج نشان داد اندازه شرکت، عملکرد مالی و نوع حسابرس با سطح افشای ریسک مالی ارتباط مثبت و معنی‌داری دارد. جورج و آگوستو[3] (۲۰۱۶) نشان دادند نوع صنعت می‌تواند تأثیری قابل‌توجه در نوسان ریسک مالی داشته باشد و تأیید کردند حمایت مالی، قرار گرفتن در معرض ریسک مالی را کاهش می‌دهد، پس بنگاه‌ها از ابزارهای مدیریت ریسک با اهداف حراست استفاده می‌کنند. لهمیری[4] (۲۰۱۶)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین انتخاب ویژگی، داده‌کاوی و طبقه‌بندی ریسک مالی پرداخت. هدف از این پژوهش، مقایسه مدل‌های پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان، شبکه عصبی پس از انتشار، شبکه عصبی عملکرد شعاعی، تجزیه و تحلیل تفکیک خطی و مدل ساده بیز از نظر دقت، حساسیت و مقدار سطح زیر منحنی و استفاده از الگوریتم ژنتیک برای بهینه‌سازی مدل‌های مذکور بوده است. نتایج حاصل از پژوهش، نشان داد ماشین بردار پشتیبان، بهترین معیار پیش‌بینی را از میان مدل‌های دیگر به خود اختصاص داد.

مصلی و مقدم (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر اهرم مالی بر ریسک و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد رابطه معنی‌داری بین اهرم مالی و بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد. بنابراین، در مجموع می‌توان گفت بین اهرم مالی و ریسک مالی رابطه معنی‌داری وجود دارد. زمانی‌زاده و همکاران (۱۳۹۸) نشان دادند با افزایش قابلیت مقایسه در سطح صورت‌های مالی از سویی، به میزان کارایی شرکت افزوده شده و از سویی دیگر، شاهد کاهش ریسک مالی خواهیم بود.

نظری و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند ریسک مالی بانک‌ها در شرایط وجود بحران مالی، بیشتر از شرایط عدم وجود بحران مالی است؛ علاوه بر این، از بین متغیرهای کلان اقتصادی، رشد اقتصادی و نرخ تورم تأثیر معنی‌دار و مثبت بر ریسک مالی بانک‌ها دارند. کاردان و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی رابطه بین اظهارنظر حسابرس، اقلام تعهدی اختیاری و ریسک مالی پرداختند. نتایج حاکی از آن بود اهرم مالی و اظهارنظر حسابرس با اقلام تعهدی اختیاری رابطه معکوس داشته است، یعنی با افزایش اهرم مالی، اقلام تعهدی اختیاری کمتری استفاده شده و اظهارنظر حسابرس به سمت مقبول سوق پیدا کرده است.

## فرضیه پژوهش

با توجه به مطالب مطرح شده در مبنای نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه زیر ارائه می‌گردد:

دقت پیش‌بینی ریسک مالی مدل‌های یادگیری ماشین، به صورت معنی‌داری، بیشتر از مدل‌های آماری است.

1. Kang
2. Dey et al.
3. Jorge & Augusto
4. Lahmiri

## روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر روش جمع‌آوری داده‌ها، یک تحقیق توصیفی است که از اطلاعات واقعی و تکنیک‌های مختلف یادگیری ماشین و آماری برای پیش‌بینی ریسک مالی استفاده می‌کند. داده‌های این پژوهش، مبتنی بر ارقام و اطلاعات واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و صورت‌های مالی شرکت‌ها می‌باشد. اطلاعات و داده‌های موردنیاز جهت انجام تحقیق نیز، از پایگاه اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران و مراجعه به صورت‌های مالی حسابرسی شده، یادداشت‌های توضیحی و گزارش‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأمین شده است. برای تجزیه و تحلیل، از نرم افزارهای Rapid Miner، SPSS Modeler، Weka، SPM، E-Views، SPSS Statistics و Minitab استفاده شده است که دلیل استفاده از آن‌ها، حذف تأثیر داده‌های پرت، به کارگیری انواع مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری و مقایسه آن‌ها با یکدیگر می‌باشد.

## جامعه آماری

جامعه آماری پژوهش، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. بازه زمانی پژوهش یک دوره ۱۰ ساله، از سال ۱۳۸۹ تا پایان سال ۱۳۹۸ در نظر گرفته شده است. به علاوه، روش نمونه‌گیری در این پژوهش، روش هدفمند ست. بدین منظور، شرکتی که کلیه معیارهای زیر را احراز کرده باشد به عنوان نمونه پژوهش انتخاب و مابقی حذف شده‌اند.

۱- شرکت‌ها تا قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۹۸ در بورس فعال باشند.

۲- به دلیل ماهیت خاص فعالیت شرکت‌های هلدینگ، بیمه، لیزینگ، بانک‌ها، موسسات مالی و سرمایه‌گذاری و تفاوت قابل ملاحظه آنها با شرکت‌های تولیدی و بازرگانی، شرکت انتخابی جز شرکت‌های یاد شده نباشد.

۳- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفندماه باشد و شرکت طی بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ سال مالی و نوع فعالیت خود را تغییر نداده باشند.

۴- اطلاعات مالی شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ در دسترس باشد.

بعد از مدنظر قرار دادن کلیه معیارهای بالا، تعداد ۱۴۵ شرکت به عنوان جامعه غربال‌گری شده باقیمانده است. از این رو مشاهدات ما طی بازه زمانی ۱۳۸۹ لغایت ۱۳۹۸ به ۱۴۵۰ سال – شرکت (۱۰ سال ×۱۴۵ شرکت) می‌رسد.

## اندازه‌گیری ریسک مالی

ریسک‌های مالی به طور مستقیم بر سودآوری شرکت‌ها اثر می‌گذارند و می‌توانند حتی شرکت‌ها را از پای، درآورند. تغییرات قیمت، باعث بروز ریسک مالی می‌گردد. ریسک مالی، بر اساس معیار نسبت اهرمی شرکت سنجیده شده است. اهرم مالی از طریق نسبت کل بدهی به کل دارایی اندازه گیری می‌شود. این

نسبت، درصد وجوهی را نشان می‌دهد که به وسیله بدهی تأمین شده است. هر چه این نسبت بیشتر باشد، احتمال عدم پرداخت بدهی‌ها و ورشکستگی شرکت افزایش می‌یابد (ایزدی‌نیا و علینقیان، ۱۳۸۹).

رابطه (۱)

$$F_{i,t} = \frac{D_{i,t}}{A_{i,t}}$$

در رابطه ۱، Fi,t: اهرم مالی شرکت i برای سال مالی t ،Di,t: کل بدهی‌های شرکت i برای سال مالی t و Ai,t: کل دارایی‌های شرکت i برای سال مالی t است.

از آن جایی که نسبت‌های اهرمی به بررسی نحوه تأمین بدهی‌ها و ارزیابی توان پاسخگویی شرکت به این بدهی‌ها می‌پردازند و در ادبیات موضوعی ثابت شده است اهرم مالی بهترین کارکرد را برای داده‌های مالی دارد، از این نسبت در پژوهش حاضر استفاده شده است. به منظور کنترل دقت مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری، لازم است تا مقادیر متغیر وابسته از حالت پیوسته به دو وجهی تبدیل شود. از این رو مقدار میانه (معیار گرایش به مرکز) ریسک مالی، به عنوان معیار تفکیک، در نظر گرفته شده است. به این صورت که نمونه‌ای با ریسک مالی بالاتر از میانه، در طبقه دارای ریسک مالی و با عدد یک و نمونه‌ای با ریسک مالی پایین‌تر از میانه، در طبقه فاقد ریسک مالی و با عدد صفر نشان داده شده‌اند.

**متغیر مستقل**

تعریف عملیاتی و نحوه برآورد و اندازه‌گیری هر یک از متغیرها به شرح جدول ۱ است:

**جدول۱.** متغیرهای پژوهش

| نام متغیر و مخفف آن | تعهدی / نقدی |
|---|---|
| دوره گردش حساب‌های دریافتنی: ۳۶۰ بر گردش حساب‌های دریافتنی (ARTP) | تعهدی (کارایی) |
| دوره گردش دارایی: ۳۶۰ بر گردش دارایی‌ها (ATP) | تعهدی (کارایی) |
| نسبت معادل وجه نقد (مجموع وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت) بر فروش خالص (CES) | تعهدی (نقدینگی) |
| نسبت نقدی: مجموع وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه مدت بر بدهی‌های جاری (CR) | تعهدی (نقدینگی) |
| دوره گردش دارایی جاری: ۳۶۰ بر گردش دارایی‌های جاری (CAT) | تعهدی (کارایی) |
| نسبت هزینه عملیاتی به سود عملیاتی (CEOP) | تعهدی (سودآوری) |
| نسبت جاری: دارایی‌های جاری بر بدهی‌های جاری (CA) | تعهدی (نقدینگی) |
| نسبت جریان نقد تأمین مالی به فروش خالص (FCFIS) | نقدی (گردش وجه نقد) |
| نسبت جریان نقد تأمین مالی به مجموع دارایی (FCFIA) | نقدی (گردش وجه نقد) |
| دوره گردش دارایی ثابت: ۳۶۰ بر گردش دارایی‌های ثابت (FATP) | تعهدی (کارایی) |
| نسبت ثابت: دارایی‌های ثابت بر بدهی‌های بلندمدت (FR) | تعهدی (اهرمی) |
| نسبت جریان نقد آزاد به بدهی‌های جاری (FCFCL) | تعهدی (گردش‌وجه‌نقد) |
| نسبت جریان نقد آزاد به مجموع بدهی (FCFL) | تعهدی(گردش‌وجه‌نقد) |
| نسبت جریان نقد آزاد به فروش خالص (FCFS) | تعهدی(گردش‌وجه‌نقد) |

| نام متغیر و مخفف آن | تعهدی / نقدی |
|---|---|
| نسبت جریان نقد آزاد به مجموع دارایی (FCFA) | تعهدی(گردش‌وجه‌نقد) |
| نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص (OES) | تعهدی (سودآوری) |
| حاشیه سودناخالص: سود ناخالص بر فروش خالص (GM) | تعهدی (سودآوری) |
| پوشش بهره: سود عملیاتی بر هزینه تأمین مالی (IC) | تعهدی (اهرمی) |
| نسبت هزینه تأمین مالی به بدهی‌های بلندمدت (IELL) | تعهدی (اهرمی) |
| نسبت هزینه تأمین مالی به فروش خالص (IES) | تعهدی (اهرمی) |
| دوره گردش موجودی: ۳۶۰ بر گردش موجودی کالا (ITP) | تعهدی (کارایی) |
| دوره گردش بدهی: ۳۶۰ بر گردش بدهی (LTP) | تعهدی (کارایی) |
| لگاریتم فروش خالص (LS) | تعهدی |
| لگاریتم مجموع دارایی (LA) | تعهدی |
| حاشیه سود خالص: سود خالص بر فروش خالص (NM) | تعهدی (سودآوری) |
| سود خالص به تعداد کارکنان (NPP) | تعهدی (کارایی) |
| نسبت جریان نقد عملیاتی به بدهی‌های بلندمدت (CFOLL) | نقدی (گردش وجه نقد) |
| نسبت هزینه‌های غیرعملیاتی به فروش خالص (NOES) | تعهدی (کارایی) |
| نسبت درآمد های غیرعملیاتی به فروش خالص (NOIS) | تعهدی (کارایی) |
| نسبت جریان نقد عملیاتی به بدهی‌های جاری (CFOCL) | نقدی (گردش وجه نقد) |
| نسبت جریان نقدعملیاتی به مجموع بدهی (CFOTL) | نقدی (گردش وجه نقد) |
| نسبت جریان نقدعملیاتی به فروش خالص (CFOS) | نقدی (گردش وجه نقد) |
| نسبت جریان نقدعملیاتی به مجموع دارایی (CFOA) | نقدی (گردش وجه نقد) |
| حاشیه سودعملیاتی: سود عملیاتی بر فروش خالص (OM) | تعهدی (سودآوری) |
| نسبت آنی: دارایی‌های آنی بر بدهی‌های جاری (QR) | تعهدی (نقدینگی) |
| نسبت سود انباشته به مجموع دارایی(RETA) | تعهدی (سودآوری) |
| بازده سرمایه به کار گرفته شده: سود عملیاتی بر متوسط سرمایه (ROCE) | تعهدی (سودآوری) |
| رشد فروش: کسر فروش سال قبل از فروش سال جاری بر فروش سال قبل (SG) | تعهدی |
| فروش خالص بر تعداد کارکنان (SP) | تعهدی (کارایی) |
| نسبت فروش خالص به متوسط سرمایه (STC) | تعهدی (کارایی) |
| دارایی ثابت مشهود بر تعداد کارکنان (TFAP) | تعهدی (کارایی) |
| دوره گردش سرمایه در گردش: ۳۶۰ بر گردش سرمایه در گردش (WCTP) | تعهدی (کارایی) |
| نسبت معادل وجه نقد به مجموع دارایی (CEA) | تعهدی (نقدینگی) |
| نسبت فروش خالص به مجموع دارایی (SA) | تعهدی |
| بازده حقوق صاحبان سهام: سود خالص بر متوسط حقوق صاحبان سهام (ROE) | تعهدی (سودآوری) |
| بازده دارایی: سود خالص بر متوسط دارایی‌ها (ROA) | تعهدی (سودآوری) |
| نسبت بدهی‌های غیرجاری به مجموع دارایی (NCLA) | تعهدی |
| نسبت دارایی جاری به فروش خالص (CAS) | تعهدی (نقدینگی) |
| نسبت سود ناخالص به مجموع دارایی (GPA) | تعهدی (سودآوری) |
| رشد دارایی:کسر دارایی‌های سال‌قبل از دارایی‌های سال‌جاری بر دارایی‌های سال قبل (AGR) | تعهدی |
| نسبت جریان نقدعملیاتی به سودخالص (CFONP) | نقدی (گردش وجه نقد) |

منبع:: گوتو، تاکدا و یاماموتو (۲۰۱۴)؛ والاسکوا، کلیستیک، اسوابوا و آدامکو (۲۰۱۸)؛ جین، وانگ و ژنگ (۲۰۱۸)

**الگوها و مدل‌های پیش‌بینی ریسک مالی**

هدف از الگو یا سازنده الگو، پیش‌بینی مدل مورد استفاده در یک دوره زمانی است و هدف پژوهشگر، توسعه یک الگو با قابلیت پیش‌بینی بالا، صرف نظر از متغیرهای به کار رفته و یا مقدار ضرایب متغیرها است. بنابراین، اگر هدف از طراحی الگو، توانایی پیش‌بینی آن باشد، آنگاه تخمین ضرایب سطح معنی‌داری آن‌ها از اهمیت کمتری برخوردار خواهد بود. با توجه به اینکه این پژوهش به دنبال مقایسه و توسعه مدل‌های ریسک مالی شرکت‌ها است، قدرت پیش‌بینی ریسک مالی مدل‌های آماری و الگوریتم‌های یادگیری ماشین، مورد مقایسه قرار گرفته است (آشتاب و همکاران، ۱۳۹۶).

درمدل‌های آماری از روش‌های مدل‌سازی استاندارد کلاسیک، استفاده شده است و بر نشانه‌های ناتوانی تجاری تمرکز دارند. متغیرهای مورد استفاده در ساخت این مدل‌ها عموماً اطلاعات موجود در صورت‌های مالی اساسی است. مدل‌های آماری، شامل مدل‌های آماری تک‌متغیره و مدل‌های آماری چند متغیره است. مدل‌های هوش مصنوعی (یادگیری ماشین) وظایفی مشابه با هوش و منطق انسان انجام می‌دهند. مدل‌های هوش مصنوعی از مدل‌های متعددی تشکیل شده است که مهم‌ترین آن‌ها شامل شبکه‌های عصبی، مدل‌های درختی و ماشین بردار پشتیبان هستند. شبکه عصبی مصنوعی ایده‌ای برای اطلاعات است که از سیستم زیستی الهام گرفته شده است. در هر شبکه عصبی مصنوعی سه‌لایه وجود دارد که شامل لایه ورودی، لایه پنهان و لایه خروجی است. در لایه ورودی متغیرها ورود پیدا کرده، در لایه پنهان عمل پردازش و یادگیری صورت می‌گیرد و نتیجه به لایه خروجی برای تعیین وضعیت شرکت، منتقل می‌شود. مدل‌های درختی جزء تکنیک‌های ناپارامتریک بوده و دارای ویژگی‌های مدل‌های آماری تک متغیره و چند متغیره نیز هستند. در این مدل‌ها یک درخت طبقه‌بندی دو وجهی ساخته می‌شود که در آن به هر گروه یک قاعده طبقه‌بندی اختصاص می‌یابد. پس از آن‌که درخت طبقه‌بندی ساخته شد، ریسک گره‌های نهایی و ریسک کل درخت محاسبه می‌شود. ماشین بردار پشتیبان، که اصول نظری مربوط به آن را باید در تئوری یادگیری آماری جستجو کرد، به خانواده‌ای از مدل‌های خطی تعمیم‌یافته تعلق دارد و براساس مقدار مربوط به ترکیب خطی ویژگی‌ها (متغیرها)، تصمیم‌هایی در مورد دسته‌بندی و رگرسیون اتخاذ می‌شود (آشتاب و همکاران، ۱۳۹۶).

## تجزیه و تحلیل داده‌های آماری

### آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای مستقل برای پیش‌بینی ریسک مالی شرکت‌ها (به تفکیک شرکت‌های دارای ریسک مالی و فاقد ریسک مالی) در جدول ۲ بیان شده است. همچنین، به منظور خنثی نمودن تأثیر داده‌های پرت، در سطح صدک یکم و صدک نود و نهم، از تکنیک وینزوری[1] استفاده شده است (افلاطونی، ۱۳۹۲، ص. ۳۲؛ آشتاب و احمدی، ۱۳۹۹).

1. Winsorizing Technique

**جدول ۲.** آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| متغیر | شرکت | میانگین | میانه | انحراف معیار | حداکثر | حداقل |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ARTP | فاقد ریسک مالی | ۳۴۱/۰۶۷ | ۳۳۲/۰۲۶ | ۵۸/۳۱۹ | ۴۵۴/۱۲ | ۲۵۸/۶ |
| | دارای ریسک مالی | ۳۴۵/۶۷۶ | ۳۳۹/۱۴۲ | ۵۹/۳۲۱ | ۴۵۴/۱۲ | ۲۵۸/۶ |
| ATP | فاقد ریسک مالی | ۴۸۸/۰۵۷ | ۴۵۷/۷۹۱ | ۱۷۸/۴۷۷ | ۸۰۸/۸ | ۲۲۳/۰۹ |
| | دارای ریسک مالی | ۴۴۸/۷۶۷ | ۴۰۷/۲۸۳ | ۱۹۱/۰۹۵ | ۸۰۸/۸ | ۲۲۳/۰۹ |
| CES | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۶۴ | ۰/۰۶۳ | ۰/۲ | ۰/۰۱ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۵۵ | ۰/۰۳۷ | ۰/۰۵۳ | ۰/۲ | ۰/۰۱ |
| CEA | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۶۱ | ۰/۰۴۵ | ۰/۰۴۸ | ۰/۱۵ | ۰/۰۱ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۴۴ | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۳۷ | ۰/۱۵ | ۰/۰۱ |
| CR | فاقد ریسک مالی | ۰/۱۳۷ | ۰/۱۱۶ | ۰/۰۹۱ | ۰/۲۶ | ۰/۰۲ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۷۲ | ۰/۰۴۹ | ۰/۰۶۳ | ۰/۲۶ | ۰/۰۲ |
| CAS | فاقد ریسک مالی | ۰/۹۰۹ | ۰/۸۲۱ | ۰/۴ | ۱/۸۸ | ۰/۳۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۸۵۹ | ۰/۷۶۴ | ۰/۴۴۱ | ۱/۸۸ | ۰/۳۳ |
| CAT | فاقد ریسک مالی | ۳۰۹/۴۰۸ | ۲۸۱/۲۲۸ | ۱۳۸/۶۷۴ | ۶۴۹/۱۵ | ۱۱۱/۵ |
| | دارای ریسک مالی | ۲۹۳/۸۷۷ | ۲۶۲/۵۲۱ | ۱۵۱/۶۷۷ | ۶۴۹/۱۵ | ۱۱۱/۵ |
| CEOP | فاقد ریسک مالی | ۰/۴۱۴ | ۰/۲۵۶ | ۰/۳۸۸ | ۱/۱۹ | ۰/۰۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۵۲۱ | ۰/۳۹۳ | ۰/۴۲۹ | ۱/۱۹ | ۰/۰۳ |
| CA | فاقد ریسک مالی | ۱/۶۲۷ | ۱/۵۸۰ | ۰/۴۸۱ | ۲/۲۹ | ۰/۷۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۱/۰۸۴ | ۱/۰۹۱ | ۰/۲۶۷ | ۲/۲۹ | ۰/۷۳ |
| FCFIS | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۷۴ | ۰/۱۸ | -۰/۰۸ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۳۷ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۸۱ | ۰/۱۸ | -۰/۰۸ |
| FCFIA | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۶۱ | ۰/۱۷ | -۰/۱ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۷۵ | ۰/۱۷ | -۰/۱ |
| FATP | فاقد ریسک مالی | ۱۳۳/۱۹۹ | ۱۰۲/۹۰۳ | ۹۳/۷۵۳ | ۳۱۶/۱۹ | ۲۸/۰۲ |
| | دارای ریسک مالی | ۱۰۱/۴۴۸ | ۶۳/۹۷۴ | ۸۸/۵۵ | ۳۱۶/۱۹ | ۲۸/۰۲ |
| FR | فاقد ریسک مالی | ۰/۲۶۷ | ۰/۲۴۲ | ۰/۱۵۸ | ۰/۶۳ | ۰/۰۵ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۲۴ | ۰/۱۸۹ | ۰/۱۷ | ۰/۶۳ | ۰/۰۵ |
| FCFCL | فاقد ریسک مالی | ۰/۱۶۹ | ۰/۱۶۲ | ۰/۲۴۶ | ۰/۵۱ | -۰/۲۱ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۹۷ | ۰/۰۹۰ | ۰/۱۶۴ | ۰/۵۱ | -۰/۲۱ |
| FCFL | فاقد ریسک مالی | ۰/۱۵ | ۰/۱۴۵ | ۰/۲۱ | ۰/۴۴ | -۰/۱۷ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۹ | ۰/۰۸۲ | ۰/۱۴۱ | ۰/۴۴ | -۰/۱۷ |
| FCFS | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۸۵ | ۰/۰۸۴ | ۰/۱۸۲ | ۰/۴ | -۰/۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۷۸ | ۰/۰۶۵ | ۰/۱۵۷ | ۰/۴ | -۰/۳ |
| FCFA | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۶۸ | ۰/۰۶۶ | ۰/۱۲۴ | ۰/۲۹ | -۰/۱۸ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۶۱ | ۰/۰۵۹ | ۰/۱۰۸ | ۰/۲۹ | -۰/۱۸ |
| OES | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۷۵ | ۰/۰۶۷ | ۰/۰۳۵ | ۰/۱۴ | ۰/۰۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۷ | ۰/۰۶۴ | ۰/۰۳۳ | ۰/۱۴ | ۰/۰۰۰ |
| GM | فاقد ریسک مالی | ۰/۳۰۱ | ۰/۲۹۴ | ۰/۱۴۶ | ۰/۵۵ | ۰/۰۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۲ | ۰/۱۸۰ | ۰/۱۲۳ | ۰/۵۵ | ۰/۰۳ |
| GPA | فاقد ریسک مالی | ۰/۲۲۷ | ۰/۲۱۴ | ۰/۱۲ | ۰/۴۳ | ۰/۰۲ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۱۶۸ | ۰/۱۵۹ | ۰/۰۹۳ | ۰/۴۳ | ۰/۰۲ |

| متغیر | شرکت | میانگین | میانه | انحراف معیار | حداکثر | حداقل |
|---|---|---|---|---|---|---|
| IC | فاقد ریسک مالی | ۹/۸۸۸ | ۶/۸۶۱ | ۷/۹۷۸ | ۲۱/۰۱ | ۰/۵۸ |
| | دارای ریسک مالی | ۳/۳۵۵ | ۱/۹۰۶ | ۴/۵۰۲ | ۲۱/۰۱ | ۰/۵۸ |
| IELL | فاقد ریسک مالی | ۰/۷۳۶ | ۰/۳۶۴ | ۰/۷۹ | ۲/۴ | ۰/۱۱ |
| | دارای ریسک مالی | ۱/۰۴۸ | ۰/۷۵۶ | ۰/۸۵ | ۲/۴ | ۰/۱۱ |
| IES | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۲۴ | ۰/۰۳۴ | ۰/۱۲ | ۰/۰۰۰ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۶۲ | ۰/۰۵۶ | ۰/۰۴ | ۰/۱۲ | ۰/۰۰۰ |
| ITP | فاقد ریسک مالی | ۱۶۲/۰۱۷ | ۱۵۱/۵۲۹ | ۹۱/۶۰۴ | ۳۵۵/۸۹ | ۳۲/۲۱ |
| | دارای ریسک مالی | ۱۳۱/۵۰۸ | ۱۱۹/۳۶۴ | ۷۹/۶۲۹ | ۳۵۵/۸۹ | ۳۲/۲۱ |
| LTP | فاقد ریسک مالی | ۳۴۶/۱۹۸ | ۳۳۱/۰۴۷ | ۹۵/۹۴۱ | ۵۲۱/۵۵ | ۲۲۰/۴۴ |
| | دارای ریسک مالی | ۳۳۷/۳۸۲ | ۳۲۲/۸۸۳ | ۸۶/۲۰۲ | ۵۲۱/۵۵ | ۲۲۰/۴۴ |
| LS | فاقد ریسک مالی | ۵/۸۲۷ | ۵/۸۰۸ | ۰/۵۹۱ | ۷/۱۲ | ۴/۹۴ |
| | دارای ریسک مالی | ۶/۰۴۳ | ۶/۰۱۶ | ۰/۵۲۳ | ۷/۱۲ | ۴/۹۴ |
| LA | فاقد ریسک مالی | ۵/۹۶ | ۵/۹۱۷ | ۰/۵۷۹ | ۷/۲۶ | ۵/۰۸ |
| | دارای ریسک مالی | ۶/۱۱ | ۶/۰۶۲ | ۰/۵۲۱ | ۷/۲۶ | ۵/۰۸ |
| NM | فاقد ریسک مالی | ۰/۲۰۷ | ۰/۱۸۵ | ۰/۱۵۸ | ۰/۴۸ | -۰/۱۱ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۷۳ | ۰/۰۵۴ | ۰/۱۱۲ | ۰/۴۸ | -۰/۱۱ |
| NPP | فاقد ریسک مالی | ۴۵۴/۳۷۷ | ۳۳۳/۹۲۶ | ۳۷۷/۹۹۳ | ۹۹۶/۸۴ | ۶/۸۷ |
| | دارای ریسک مالی | ۲۳۶/۳۰۴ | ۹۹/۱۸۹ | ۳۰۱/۳۶۷ | ۹۹۶/۸۴ | ۶/۸۷ |
| NCLA | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۵۳ | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۴۳ | ۰/۱۷ | ۰/۰۱ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۷۶ | ۰/۰۵۶ | ۰/۰۵۷ | ۰/۱۷ | ۰/۰۱ |
| NOES | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۲۶ | ۰/۱ | ۰/۰۰۰ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۳۶ | ۰/۱ | ۰/۰۰۰ |
| NOIS | فاقد ریسک مالی | ۰/۰۱۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۲ | ۰/۰۵ | ۰/۰۰۰ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۵ | ۰/۰۰۰ |
| CFOCL | فاقد ریسک مالی | ۰/۳۵۵ | ۰/۲۹۲ | ۰/۲۷۳ | ۰/۷۵ | -۰/۰۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۱۶۷ | ۰/۱۴۰ | ۰/۱۶ | ۰/۷۵ | -۰/۰۳ |
| CFOLL | فاقد ریسک مالی | ۴/۲۴۱ | ۲/۹۰۸ | ۳/۹۸۹ | ۱۱/۳۶ | -۰/۲۶ |
| | دارای ریسک مالی | ۲/۵۲۷ | ۱/۲۶۴ | ۳/۲۰۷ | ۱۱/۳۶ | -۰/۲۶ |
| CFOTL | فاقد ریسک مالی | ۰/۲۹۷ | ۰/۲۶۲ | ۰/۲۲۱ | ۰/۶ | -۰/۰۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۱۴۲ | ۰/۱۲۴ | ۰/۱۳۱ | ۰/۶ | -۰/۰۳ |
| CFONP | فاقد ریسک مالی | ۰/۹۶۱ | ۰/۸۷۲ | ۰/۸۰۵ | ۲/۶۷ | -۰/۲۵ |
| | دارای ریسک مالی | ۱/۱۲۹ | ۱/۰۳۷ | ۱/۱۰۷ | ۲/۶۷ | -۰/۲۵ |
| CFOS | فاقد ریسک مالی | ۰/۱۸۸ | ۰/۱۶۱ | ۰/۱۶۱ | ۰/۵۱ | ۰/۰۹ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۱۲۵ | ۰/۱ | ۰/۱۴۱ | ۰/۵۱ | -۰/۰۹ |
| CFOA | فاقد ریسک مالی | ۰/۱۴۱ | ۰/۱۱۷ | ۰/۱۱۹ | ۰/۳۶ | -۰/۰۶ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۹۹ | ۰/۰۹۱ | ۰/۰۹۷ | ۰/۳۶ | -۰/۰۶ |
| OM | فاقد ریسک مالی | ۰/۲۲ | ۰/۲۰۳ | ۰/۱۶ | ۰/۴۹ | -۰/۰۹ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۱۲۳ | ۰/۱۰۲ | ۰/۱۲۸ | ۰/۴۹ | ۰-/۰۹ |
| QR | فاقد ریسک مالی | ۰/۹۶۶ | ۰/۹۲۲ | ۰/۴۴۴ | ۱/۷۹ | ۰/۲۲ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۶۰۳ | ۰/۵۹۲ | ۰/۲۶۳ | ۱/۷۹ | ۰/۲۲ |
| RETA | فاقد ریسک مالی | ۰/۲۱۵ | ۰/۲۲ | ۰/۱۵۴ | ۰/۴۴ | -۰/۲ |

| متغیر | شرکت | میانگین | میانه | انحراف معیار | حداکثر | حداقل |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۵۶ | ۰/۰۷۶ | ۰/۱۲۵ | ۰/۳۴ | -۰/۲ |
| ROA | فاقد ریسک مالی | ۰/۱۷۱ | ۰/۱۵ | ۰/۱۲۸ | ۰/۳۹ | -۰/۰۸ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۰۶۲ | ۰/۰۵۴ | ۰/۰۸۳ | ۰/۳۵ | -۰/۰۸ |
| ROCE | فاقد ریسک مالی | ۰/۹۲ | ۰/۵۸۵ | ۰/۸۸۱ | ۲/۷۴ | ۰/۰۰۰ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۸۸۶ | ۰/۵۶۳ | ۰/۸۸۸ | ۲/۷۴ | ۰/۰۰۰ |
| ROE | فاقد ریسک مالی | ۰/۲۸۴ | ۰/۲۷۳ | ۰/۲۰۸ | ۰/۶۶ | -۰/۲۲ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۲۲ | ۰/۲۱ | ۰/۲۴۵ | ۰/۶۶ | -۰/۲۲ |
| SG | فاقد ریسک مالی | ۰/۲۰۶ | ۰/۱۶۸ | ۰/۳۰۴ | ۰/۸۷ | -۰/۲۹ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۱۷۳ | ۰/۱۳۳ | ۰/۲۸۹ | ۰/۸۷ | -۰/۲۹ |
| SP | فاقد ریسک مالی | ۲۶۲۵/۲۶۱ | ۱۹۷۵/۹۲۱ | ۱۹۲۶/۳۰۳ | ۶۴۲۱/۴۵ | ۶۵۶/۹۳ |
| | دارای ریسک مالی | ۲۷۴۴/۸۷ | ۲۲۷۶/۹۶۱ | ۱۸۰۳/۴۴۲ | ۶۴۲۱/۴۵ | ۶۵۶/۹۳ |
| SA | فاقد ریسک مالی | ۰/۸۰۱ | ۰/۷۳۹ | ۰/۳۰۴ | ۱/۵۲ | ۰/۴۲ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۹۱ | ۰/۸۳۵ | ۰/۳۷ | ۱/۵۲ | ۰/۴۲ |
| STC | فاقد ریسک مالی | ۳/۰۰۷ | ۲/۵۸۱ | ۳/۶۸۳ | ۹/۷۷ | -۴/۸۷ |
| | دارای ریسک مالی | ۲/۴۸۲ | ۳/۰۷۵ | ۵/۵۹۵ | ۹/۷۷ | -۴/۸۷ |
| TFAP | فاقد ریسک مالی | ۸۰۲/۳۸۴ | ۵۵۲/۲۴۱ | ۶۲۰/۳۳۶ | ۱۸۰۱/۶۵ | ۱۵۴/۱۷ |
| | دارای ریسک مالی | ۶۵۹/۳۷۵ | ۴۴۳/۹۱۷ | ۵۵۱/۱۱۶ | ۱۸۰/۶۵ | ۱۵۴/۱۷ |
| AGR | فاقد ریسک مالی | ۰/۱۶۹ | ۰/۱۳۵ | ۰/۱۷۴ | ۰/۴۹ | -۰/۰۶ |
| | دارای ریسک مالی | ۰/۱۵۲ | ۰/۱۱۶ | ۰/۱۶۹ | ۰/۴۹ | -۰/۰۶ |
| WCTP | فاقد ریسک مالی | ۸۶/۱۷ | ۸۸/۳۶۷ | ۶۴/۸۰۷ | ۱۸۱/۰۵ | -۸۸/۰۷ |
| | دارای ریسک مالی | ۱۳/۱۳۳ | ۲۱/۲۵۷ | ۶۱/۳۴۹ | ۱۸۱/۰۵ | -۸۸/۰۷ |

منبع: یافته‌های پژوهش

**آزمون مقایسه میانگین**

در این قسمت به منظور بررسی صحت تفکیک دو گروه نمونه به دارای ریسک مالی و فاقد ریسک مالی به استناد فرضیه پژوهش، از آزمون مقایسه میانگین‌های دو گروه نمونه استفاده شد. یکی از پیش‌فرض‌های این آزمون، نرمال بودن داده‌های پژوهش است ولی آزمون کولموگروف اسمیرنف[1] نشان داد که داده‌های پژوهش نرمال نیست. به منظور آزمون مقایسه میانگین از دو روش استفاده شد. در روش اول، متغیرها با استفاده از تبدیل باکس - کاکس[2] در نرم افزار Spss نرمال شدند و در روش دوم، با فرض عدم نرمال بودن متغیرها از آزمون یومن ویتنی[3]، برای مقایسه میانگین‌ها استفاده شد. هدف از این آزمون این است که آیا نمونه‌ها از جوامع پیوسته یکسانی هستند (میانگین‌های یکسانی دارند). در این آزمون، فرض یکسان بودن میانگین دو گروه (دارای ریسک مالی و فاقد ریسک مالی) را فرض صفر می‌نامیم. جدول ۳، جدول آزمون مقایسه میانگین به صورت مقایسه‌ای را نشان می‌دهد.

1. Kolmogorov-Smirnov
2. Box-Cox
3. Mann-Whitney U

**جدول۳.** آزمون مقایسه میانگین

| متغیر | آماره z | احتمال | آماره t | احتمال | متغیر | آماره z | احتمال | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ARTP | -۴/۵۷۸ | ۰/۰۰۰ | -۲/۴۲۱ | ۰/۰۲۸ | LS | -۷/۶۹۴ | ۰/۰۰۰ | -۲/۸۹۶ | ۰/۰۰۳ |
| ATP | -۴/۷۴۹ | ۰/۰۰۰ | -۲/۴۸۵ | ۰/۰۱۹ | LA | -۵/۷۰۶ | ۰/۰۰۰ | -۲/۵۷ | ۰/۰۰۹ |
| CES | -۹/۱۴۲ | ۰/۰۰۰ | -۹/۰۹۴ | ۰/۰۰۰ | NM | -۱۶/۹۱۶ | ۰/۰۰۰ | -۱۵/۱۲ | ۰/۰۰۰ |
| CEA | -۶/۵۹۱ | ۰/۰۰۰ | -۵/۸۸۳ | ۰/۰۰۰ | NPP | -۱۲/۳۵۲ | ۰/۰۰۰ | -۱۰/۸ | ۰/۰۰۰ |
| CR | -۱۴/۲۱۴ | ۰/۰۰۰ | -۹/۱۹۷ | ۰/۰۰۰ | NCLA | -۷/۸۹ | ۰/۰۰۰ | -۳/۵۳۱ | ۰/۰۰۰ |
| CAS | -۳/۴۲۹ | ۰/۰۰۱ | -۲/۷۷۹ | ۰/۰۰۲ | NOES | -۱۴/۸۴۹ | ۰/۰۰۰ | -۱۰/۵۵ | ۰/۰۰۰ |
| CAT | -۳/۰۹۲ | ۰/۰۰۲ | -۲/۶۸۴ | ۰/۰۰۵ | NOIS | -۱۲/۹۴۹ | ۰/۰۰۰ | -۹/۴۷۳ | ۰/۰۰۰ |
| CEOP | -۴/۲۱۴ | ۰/۰۰۰ | -۳/۹۶ | ۰/۰۰۰ | CFOCL | -۱۲/۹۰۴ | ۰/۰۰۰ | -۹/۹۶۱ | ۰/۰۰۰ |
| CA | -۲۱/۵۷۵ | ۰/۰۰۰ | -۸/۷۵۹ | ۰/۰۰۰ | CFOLL | -۸/۸۲۱ | ۰/۰۰۰ | -۴/۷۶۵ | ۰/۰۰۰ |
| FCFIS | -۳/۸۴۷ | ۰/۰۰۰ | -۳/۲۵۹ | ۰/۰۰۰ | CFOTL | -۱۳/۱۶۶ | ۰/۰۰۰ | -۱۰/۱ | ۰/۰۰۰ |
| FCFIA | -۴/۳۸۳ | ۰/۰۰۰ | -۴/۲۶۶ | ۰/۰۰۰ | CFONP | -۲/۸۷۵ | ۰/۰۰۰ | -۲/۶۶۸ | ۰/۰۰۰ |
| FATP | -۷/۹۷۷ | ۰/۰۰۰ | -۶/۴۲۵ | ۰/۰۰۰ | CFOS | -۷/۸۹۷ | ۰/۰۰۰ | -۷/۶۶ | ۰/۰۰۰ |
| FR | -۴/۴۰۳ | ۰/۰۰۰ | -۲/۱۲ | ۰/۰۳۲ | CFOA | -۶/۱۶۴ | ۰/۰۰۰ | -۵/۵۹۳ | ۰/۰۰۰ |
| FCFCL | -۵/۹۲۵ | ۰/۰۰۰ | -۴/۴۸ | ۰/۰۰۰ | OM | -۱۲/۰۸۲ | ۰/۰۰۰ | -۹/۲۲۰ | ۰/۰۰۰ |
| FCFL | -۵/۷۴۸ | ۰/۰۰۰ | -۳/۱۹۷ | ۰/۰۰۰ | QR | -۱۶/۲۸۲ | ۰/۰۰۰ | -۸/۹۹ | ۰/۰۰۰ |
| FCFS | -۵/۲۴۷ | ۰/۰۰۰ | -۴/۵۵۸ | ۰/۰۰۰ | RETA | -۱۹/۴۴۳ | ۰/۰۰۰ | -۱۰/۱۴ | ۰/۰۰۰ |
| FCFA | -۵/۲۷۸ | ۰/۰۰۰ | -۴/۵۷۸ | ۰/۰۰۰ | ROA | -۱۶/۴۱۹ | ۰/۰۰۰ | -۱۳/۱۳ | ۰/۰۰۰ |
| OES | -۲/۷۱۸ | ۰/۰۰۷ | -۲/۰۵ | ۰/۰۳۷ | ROCE | -۳/۲۴۵ | ۰/۰۰۰ | -۲/۱۰۳ | ۰/۰۱۵ |
| GM | -۱۳/۱۵۸ | ۰/۰۰۰ | -۱۰/۱۵ | ۰/۰۰۰ | ROE | -۴/۹۰۹ | ۰/۰۰۰ | -۳/۱۹۸ | ۰/۰۰۰ |
| GPA | -۹/۲۱۸ | ۰/۰۰۰ | -۵/۹۶۳ | ۰/۰۰۰ | SG | -۲/۰۲۳ | ۰/۰۴۳ | -۲/۶۹۰ | ۰/۰۰۶ |
| IC | -۱۶/۸۵۱ | ۰/۰۰۰ | -۱۳/۸۸ | ۰/۰۰۰ | SP | -۲/۳۲۱ | ۰/۰۲ | -۲/۱۵ | ۰/۰۱۱ |
| IELL | -۸/۶۵۸ | ۰/۰۰۰ | -۶/۳۳۵ | ۰/۰۰۰ | SA | -۵/۲۱ | ۰/۰۰۰ | -۴/۰۲۱ | ۰/۰۰۰ |
| IES | -۱۳/۸۳۴ | ۰/۰۰۰ | -۹/۲۶۹ | ۰/۰۰۰ | STC | -۶/۲۸۵ | ۰/۰۰۰ | -۵/۹۶۳ | ۰/۰۰۰ |
| ITP | -۶/۵۱۶ | ۰/۰۰۰ | -۶/۰۱ | ۰/۰۰۰ | TFAP | -۴/۴۲۳ | ۰/۰۰۰ | -۳/۳۳۶ | ۰/۰۰۰ |
| LTP | -۵/۸۷۵ | ۰/۰۰۰ | -۴/۲۲۶ | ۰/۰۰۰ | AGR | -۲/۰۰۶ | ۰/۰۴۵ | -۲/۰۵۹ | ۰/۰۳۵ |
| | | | | | WCTP | -۱۸/۷۹۵ | ۰/۰۰۰ | -۲/۱۷۵ | ۰/۰۰۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون‌های تی[1] و یومن ویتنی با توجه به جدول ۳، فرض یکسان بودن میانگین دو گروه و صحت تفکیک شرکت‌ها را تأیید می‌کند.

**مقایسه دقت پیش‌بینی**

برای بررسی فرضیه پژوهش و ارزیابی همه‌جانبه توانمندی مدل‌ها معیارهای ذیل محاسبه شده است؛ معیارهای دقت پیش‌بینی[2]، نشان‌دهنده نسبت موارد پیش‌بینی شده مثبت صحیح به مجموع پیش‌بینی‌های مثبت (صحیح و کاذب)، مقدار سطح زیر منحنی[3]، نشان‌دهنده فاصله یا مساحت سطح زیر منحنی (هرچه به سمت یک میل کند، حاکی از بهتر بودن تفکیک است) و معیار مشخصه عملکرد سیستم[4] یک نمودار، نمایش توانایی ارزیابی یک سیستم دسته‌بندی باینری محسوب می‌شود و آستانه تشخیص آن نیز یک است (صنیعی آباده و همکاران، ۱۳۹۳، ص. ۱۸۵-۱۹۰). در مدل های یادگیری ماشین، نمونه داده‌ها با توجه به روش خود راه‌انداز[5] (نمونه‌گیری مجدد)، به دو گروه آموزشی و آزمایشی با درصد ۸۰ و ۲۰ تقسیم شده‌اند. مجموعه آموزشی برای ساخت مدل مورد و مجموعه آزمایشی جهت بررسی روایی و میزان قابلیت تعمیم مدل به کار می‌رود؛ در حالی که مدل‌های آماری این‌گونه نمی‌باشند و داده‌ها دارای روابط خطی هستند. با این تفاسیر، مقادیر سطح زیر منحنی و مقدار مشخصه عملکرد سیستم، تنها در مدل‌های یادگیری ماشین معنا می‌یابند. در جدول ۴ به مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری پرداخته شده است.

**جدول۴.** مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری

| مدل | دقت پیش‌بینی | مقدار ROC | مقدار AUC |
|---|---|---|---|
| SVM Evolutionary | ۰/۹۹۶۵ | ۰/۹۹۸ | ۰/۹۹۷ |
| ID3 | ۰/۹۹۶۲ | ۰/۹۹۷ | ۰/۹۹۶ |
| Optimized Logit | ۰/۹۹۵۶ | - | - |
| SVM PSO | ۰/۹۹۴۴ | ۰/۹۹۵ | ۰/۹۹۵ |
| C4/5 | ۰/۹۹۳۱ | ۰/۹۹۵ | ۰/۹۹۴ |
| Auto MLP | ۰/۹۸۷۶ | ۰/۹۹۲ | ۰/۹۹۱ |
| SMO Binary | ۰/۹۶۸۹ | ۰/۹۶۹ | ۰/۹۶۹ |
| Lib SVM | ۰/۹۵۳۸ | ۰/۹۹۳ | ۰/۹۹۳ |
| Logit | ۰/۹۴۹۶ | - | - |
| Logistic Regression | ۰/۹۴۸۳ | - | - |
| Generalized Linear Model | ۰/۹۴۸۳ | - | - |

1. T-Test
2. Prediction Accuracy
3. Area Under Curve (AUC)
4. Receiver Operating Characteristic (ROC)
5. Bootstrap

| مدل | دقت پیش‌بینی | مقدار ROC | مقدار AUC |
|---|---|---|---|
| Probit | ۰/۹۴۸۳ | - | - |
| Gumpit | ۰/۹۴۷۴ | - | - |
| Gradient Boosted Trees | ۰/۹۴۰۷ | ۰/۹۸۹ | ۰/۹۸۹ |
| Logistic Regression (SVM) | ۰/۹۲۶۲ | - | - |
| SVM | ۰/۹۲۵۴ | ۰/۹۹ | ۰/۹۸۲ |
| Deep Learning | ۰/۹۲۲۸ | ۰/۹۸۲۵ | ۰/۹۷۷ |
| Neural Net | ۰/۹۱۳۱ | ۰/۹۷۹ | ۰/۹۷۹ |
| Mars model | ۰/۹۱۰۷ | ۰/۹۶۷۷ | ۰/۹۶۷ |
| LDA | ۰/۹۰۹۷ | - | - |
| Linear Regression | ۰/۹۰۸۳ | - | - |
| K-NN | ۰/۹۰۴۱ | ۰/۹۸۲ | ۰/۹۸۲ |
| SVM Linear | ۰/۹۰۳۴ | ۰/۹۷۱ | ۰/۹۷۱ |
| Random Forest | ۰/۸۹۳۱ | ۰/۹۷۹ | ۰/۹۷۹ |
| Discriminant | ۰/۸۹۱۵ | ۰/۹۷۵ | ۰/۹۶۸ |
| Decision Tree | ۰/۸۶۲۱ | ۰/۹۸۹ | ۰/۸۹۷ |
| Random Forest Tree Ensemble | ۰/۸۵۹۱ | ۰/۹۶۰۹ | ۰/۸۹ |
| Tree Net | ۰/۸۳۸۵ | ۰/۹۳۶۶ | ۰/۸۷ |
| C5 | ۰/۸۳۰۵ | ۰/۸۶۸۵ | ۰/۸۴ |
| Logistic Regression (Bayesian) | ۰/۸۳۰۳ | - | - |
| CHAID | ۰/۸۲۰۳ | ۰/۹۲ | ۰/۹۰۱ |
| Tree-AS | ۰/۸۲۰۳ | ۰/۹۰۱ | ۰/۹۰۱ |
| Naïve Bayes kernel | ۰/۸۲ | ۰/۸۹۷ | ۰/۸۹۷ |
| Perceptron | ۰/۸۱۷۲ | ۰/۸۵ | ۰/۷۸۴ |
| C&R Tree | ۰/۸۰۶۷ | ۰/۸۹۶۸ | ۰/۸۸۴ |
| RBF Network | ۰/۸۰۳۴ | ۰/۸۷ | ۰/۸۷ |
| Bayesian | ۰/۸۰۳۳ | ۰/۹۳۰۵ | ۰/۹۰۷ |
| Quest | ۰/۷۹۶۶ | ۰/۸۸۳۵ | ۰/۸۸۳ |
| Naïve Bayes | ۰/۷۹۶۶ | ۰/۸۶۲۵ | ۰/۸۴۳ |
| Decision Stump | ۰/۷۶۲۱ | ۰/۸۰۱۵ | ۰/۷۶۱ |
| RDA | ۰/۶۹۳۱ | - | - |
| QDA | ۰/۶۹۱ | - | - |
| Decision List | ۰/۶۸۸۱ | ۰/۷۳۴۱ | ۰/۶۸۸ |
| Cox | ۰/۵۳۹ | - | - |
| Random tree | ۰/۵۰۳۴ | ۰/۶۲۳۷ | ۰/۵ |
| Logistic regression (evolutionary) | ۰/۵۰۳۴ | - | - |

منبع: یافته‌های پژوهش

## آزمون فرضیه پژوهش

با توجه به نتایج خروجی مدل‌ها، در این قسمت به مقایسه کارایی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری پرداخته شده است. جدول ۵ آزمون مقایسه کارایی مدل‌ها را نشان می‌دهد.

**جدول۵.** مقایسه کارایی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری

| مدل | تعداد | میانگین | انحراف معیار | معنی‌داری | آماره Z |
|---|---|---|---|---|---|
| مدل‌های یادگیری ماشین | ۳۲ | ۰/۸۶۷ | ۰/۱۰۳ | ۰/۰۰۰ | ۵۵/۶۸ |
| مدل‌های آماری | ۱۴ | ۰/۸۳۹ | ۰/۱۶۴ | | |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از جدول ۵، با استفاده از آزمون مقایسه ضرایب دقت پیش‌بینی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری، بیانگر آن است که با توجه به این که مقدار آماره Z که برابر با ۵۵/۶۸ بوده و در سطح خطای یک درصد معنی دار است، با اطمینان ۹۹ درصد، دقت پیش‌بینی مدل‌های یادگیری ماشین، بیشتر از مدل‌های آماری است.

### بهینه‌سازی مدل پیش‌بینی ریسک مالی

پس از آن که به مقایسه کارایی مدل‌های پیش‌بینی پرداخته شد و دقت بالای مدل‌های یادگیری ماشین مورد تأیید قرار گرفت، به منظور نتیجه بهتر و بهبود دقت مدل‌های یادگیری ماشین از سه روش بهینه‌سازی انتخاب ویژگی، الگوریتم ژنتیک و تکنیک بهینه‌سازی بوستینگ استفاده شده است.

تکنیک انتخاب خاصه (ویژگی) برای بررسی متغیرهای بهینه که اهمیت بیشتری در پژوهش داشته‌اند، استفاده شده است. این تکنیک در سه مرحله انتخاب ویژگی‌ها را انجام می‌دهد. مرحله اول، حذف صفات ورودی غیرمهم و مشکل‌دار می‌باشد. لازم به ذکر است صفات ورودی بر مبنای مجموعه‌ای از معیارها همچون حداکثر درصد داده‌های مفقود شده، حداقل ضریب تغییرات و حداقل انحراف معیار انتخاب می‌شوند. مرحله دوم، مرتب‌سازی و مرحله سوم، انتخاب می‌باشد (آشتاب همکاران؛ ۱۳۹۶). جدول ۶ متغیرهای بهینه را نمایش می‌دهد.

**جدول ۶.** متغیرهای با اهمیت با انتخاب روش خاصه

| ردیف | متغیر | علامت اختصاری | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|
| ۱ | نسبت جاری | CA | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۲ | دوره گردش سرمایه در گردش | WCTP | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۳ | سود انباشته به دارایی | RETA | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۴ | نسبت آنی | QR | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۵ | پوشش بهره | IC | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۶ | بازده دارایی | ROA | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۷ | حاشیه سود خالص | NM | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۸ | نسبت نقدی | CR | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۹ | نسبت جریان نقد عملیاتی به بدهی جاری | CFOCL | تایید جهت ورود به الگوریتم |
| ۱۰ | نسبت جریان نقد عملیاتی به مجموع بدهی | CFOTL | تایید جهت ورود به الگوریتم |

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از انتخاب متغیرهای بهینه، مرحله دوم از بهینه‌سازی اعمال می‌شود. در این مرحله با استفاده از یک رویکرد تکاملی، الگوریتم ژنتیک اعمال می‌شود. الگوریتم ژنتیک باعث می‌شود متغیرها با وزن یکسان وارد مدل نشوند، بلکه با توجه به اهمیت هر متغیر، وزن خاصی به آن اختصاص داده شود و هرچه وزن متغیر بیشتر باشد، ارتباط آن متغیر با مدل بیشتر و در نهایت، این امر سبب افزایش و بهبود دقت پیش‌بینی می‌شود. آخرین مرحله از بهینه‌سازی، استفاده از تکنیک اعتبارسنجی بوستینگ است. این روش یکی از ایده‌های ترکیب دسته‌بندهای مدل‌های تجمیعی است و از نوعی الگوریتم تکرار شونده استفاده می‌کند تا به طور تطبیقی، توزیع نمونه‌های آموزشی را تغییر داده و در فرایند یادگیری، بیشتر بر روی رکوردهایی که در مراحل قبلی به اشتباه دسته‌بندی شده‌اند، تمرکز کند. این امر باعث افزایش ارزش مدل، بهبود فرایند یادگیری در روش‌های یادگیری ضعیف و مقاومت بیشتر در برابر داده‌های دارای نویز با مقادیر مفقود شده می‌شود (آشتاب و همکاران؛ ۱۳۹۶). با اعمال شرایط ذکر شده، در جدول ۷، پنج مدل برتر یادگیری ماشین قابل‌مشاهده هستند.

**جدول۷.** مدل های یادگیری ماشین بعد از بهینه‌سازی

| مدل | ESVM | ID3 | SVM (PSO) | C4.5 | AUTO MLP |
|---|---|---|---|---|---|
| دقت پیش‌بینی قبل از بهینه‌سازی | ۹۹/۶۵ | ۹۹/۶۲ | ۹۹/۴۴ | ۹۹/۳۱ | ۹۸/۷۶ |
| دقت پیش‌بینی پس از بهینه‌سازی | ۹۹/۸۶ | ۹۹/۷۷ | ۹۹/۷۲ | ۹۹/۵ | ۹۹/۰۳ |
| مقدار AUC قبل از بهینه سازی | ۰/۹۹۷ | ۰/۹۹۶ | ۰/۹۹۵ | ۰/۹۹۴ | ۰/۹۹۱ |
| مقدار AUC پس از بهینه سازی | ۰/۹۹۸ | ۰/۹۹۸ | ۰/۹۹۷ | ۰/۹۹۵ | ۰/۹۹۲ |
| مقدار ROC قبل از بهینه‌سازی | ۰/۹۹۸ | ۰/۹۹۶ | ۰/۹۹۵ | ۰/۹۹۵ | ۰/۹۹۲ |
| مقدار ROC پس از بهینه‌سازی | ۰/۹۹۹ | ۰/۹۹۸ | ۰/۹۹۷۵ | ۰/۹۹۸ | ۰/۹۹۳۵ |

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۷، همانطور که ملاحظه می‌شود دقت پیش‌بینی، مقدار سطح زیر منحنی و مقدار مشخصه عملکرد سیستم قبل و بعد از بهینه‌سازی قابل مشاهده است و نکته حائز اهمیت افزایش و بهبود دقت معیارهای مذکور با حداقل کاهش درجه کارایی بعد از اعمال سه تکنیک بهینه‌سازی می‌باشد مدل ماشین بردار پشتیبان تکاملی[1] با دقت پیش‌بینی ۹۹/۸۶ درصد توانسته است بهترین عملکرد را از لحاظ دقت کل به خود اختصاص دهد. همچنین، لازم به ذکر است در مدل ماشین بردار پشتیبان تکاملی، تابع کرنل رادیال در مقایسه با سایر توابع این مدل، عملکرد بهتری را از خود به نمایش گذاشته و خطای مدل را به ۰/۱۴ درصد کاهش داده است.

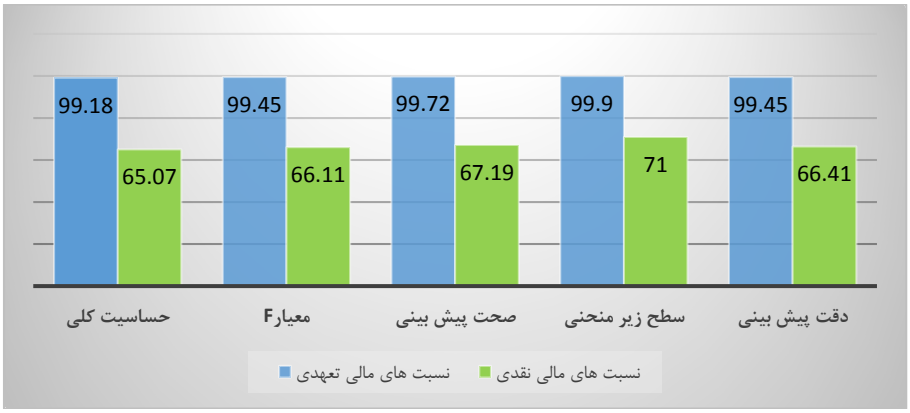
ماشین بردار پشتیبان تکاملی، از الگوریتم تکاملی برای حل مسائل بهینه‌سازی دوگانه استفاده می‌کند. این روش از نظر پیاده‌سازی روش ساده و دقیقی برای ماشین‌های بردار پشتیبان معمولی محسوب می‌شود. این روش، توابع هسته‌ای نیمه – صریح[2] را به کار می‌برد. از مزایای ماشین بردار پشتیبان تکاملی نسبت به

1. Support Vector Machine Evolutionary
2. Semi-definite

ماشین بردار پشتیبان سنتی، استفاده برای یادگیری چندهدفه، طبقه‌بندی‌کننده دقیق و استخراج‌کننده ویژگی انطباقی می‌باشد (صنیعی آباده و همکاران، ۱۳۹۳، ص. ۵۱۶).

**مقایسه نسبت‌های مالی با یکدیگر در مدل ماشین بردار پشتیبان تکاملی**

در این بخش از پژوهش، مدل ماشین بردار پشتیبان تکاملی به صورت مجزا با نسبت‌های مالی تعهدی (استخراج شده از صورت وضعیت مالی و صورت سود و زیان) و نسبت‌های مالی نقدی (استخراج شده از صورت جریان‌های نقدی و صورت وضعیت مالی) پیش‌بینی شده است (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۱). برای این مقایسه، از پنج ویژگی؛ دقت پیش‌بینی، مقدار سطح زیر منحنی، صحت کلی (درصد اطلاعاتی که به درستی توسط مدل پیش‌بینی شده‌اند)، حساسیت (نرخ پیش‌بینی مثبت صحیح به قدرت طبقه‌بندی مناسب رویدادهای خوب) و معیار F (میانگین هارمونیک معیارهای عملکرد دقت و حساسیت) به شرح شکل ۱ و جدول ۸ استفاده شده است.




**شکل ۱.** نمودار ستونی مقایسه نسبت‌های مالی تعهدی و نقدی

**جدول ۸.** مقایسه جزئی نسبت‌های مالی تعهدی

| | دقت پیش‌بینی | صحت کلی | حساسیت | معیارF | سطح زیر منحنی |
|---|---|---|---|---|---|
| نقدینگی | ۷۷/۵۲ | ۷۳/۴۳ | ۸۶/۷۱ | ۷۹/۵۲ | ۰/۸۹۳ |
| سودآوری | ۷۰/۴۸ | ۷۰/۷۴ | ۷۰/۵۵ | ۷۰/۶۴ | ۰/۷۸۰ |
| فعالیت | ۹۸/۶۲ | ۹۸/۹۰ | ۹۸/۳۶ | ۹۸/۶۳ | ۰/۹۸۷ |
| اهرمی | ۷۲/۰۰ | ۷۱/۵۴ | ۷۳/۷۰ | ۷۲/۶۰ | ۰/۸۲۵ |

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج شکل ۱ می‌توان این‌گونه بیان کرد که نسبت‌های تعهدی در مقایسه نسبت‌های نقدی عملکرد بهتری در پیش‌بینی ریسک مالی با استفاده از ماشین بردار پشتیبان تکاملی به خود اختصاص داده‌اند. همچنین، با توجه به نتایج جدول ۸، نسبت‌های مالی فعالیت (کارایی) با دقت کل ۹۸/۶۲ بهترین نسبت مالی، در میان سایر نسبت‌های مالی تعهدی در این مقایسه می‌باشد.

**آزمون تحلیل واریانس متغیر موهومی**

با انتخاب بهترین مدل پیش‌بینی ریسک مالی از بین ۴۶ مدل مختلف، در این مرحله به بررسی این موضوع پرداخته شده است که آیا ریسک مالی تحت تأثیر نوع صنعت (۹ صنعت مختلف) قرار می‌گیرد یا خیر. بدین منظور از آزمون تحلیل واریانس و آماره F استفاده شده است که جدول ۹ نتایج آن را به تصویر می‌کشد.

**جدول۹.** آزمون تحلیل واریانس

| متغیر | میانگین | آمارهF | معنی داری | آماره Levene | معنی داری |
|---|---|---|---|---|---|
| ریسک مالی | ۰/۲۵۰ | ۶/۴۲۵ | ۰/۰۰۰ | ۷/۳۲۲ | ۰/۰۰۰ |

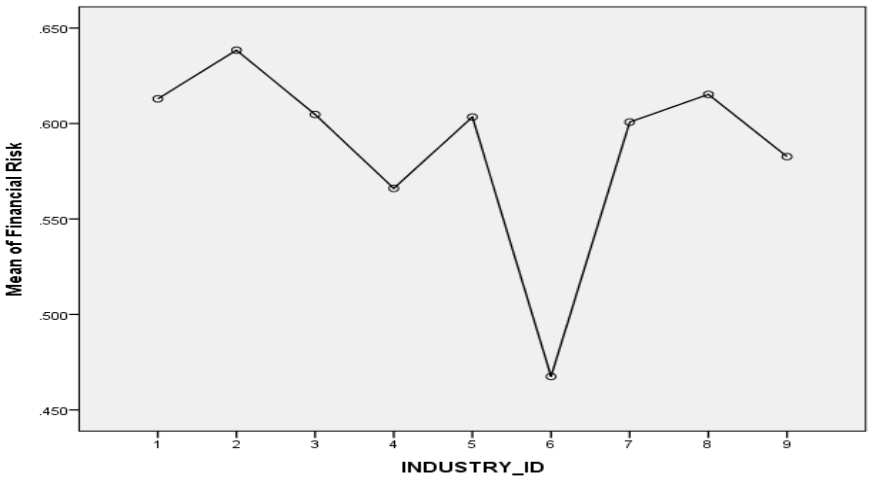
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون تحلیل واریانس و آماره F نشان می‌دهد ریسک مالی پیش‌بینی شده در صنایع مختلف، متفاوت است. جدول ۱۰ نمایانگر متغیر چندوجهی نوع صنعت می‌باشد و در شکل ۲ وضعیت ریسک مالی طی بازه ۰/۴۵۰ و ۰/۶۵۰ در ۹ صنعت متفاوت نمایش داده شده است.

**جدول ۱۰.** آمار توصیفی متغیر چندوجهی

| صنایع | مجموع شرکت ها | | کد متغیر چند وجهی |
|---|---|---|---|
| | تعداد | درصد | |
| خودرو و ساخت قطعات | ۲۴ | ۱۶/۵۵ | ۱ |
| فلزات اساسی | ۲۱ | ۱۴/۴۹ | ۲ |
| ماشین‌آلات و تجهیزات، ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی | ۱۶ | ۱۱/۰۳ | ۳ |
| محصولات شیمیایی و فراورده‌های نفتی | ۱۶ | ۱۱/۰۳ | ۴ |
| سیمان، آهک، گچ، کاشی و سرامیک | ۱۸ | ۱۲/۴۱ | ۵ |
| کانی غیرفلزی | ۸ | ۵/۵ | ۶ |
| دارویی | ۲۰ | ۱۳/۷۹ | ۷ |
| محصولات غذایی | ۱۱ | ۷/۶ | ۸ |
| سایر صنایع | ۱۱ | ۷/۶ | ۹ |
| مجموع | ۱۴۵ | ۱۰۰ | - |

منبع: یافته‌های پژوهش




**شکل ۲.** وضعیت ریسک مالی پیش‌بینی شده در صنایع مختلف

همان‌طور که در شکل ۲ مشخص است، ریسک مالی پیش‌بینی شده بر اساس صنایع مختلف، متفاوت بوده و بیشترین ریسک مالی پیش‌بینی شده مربوط به صنایع فلزات اساسی و کمترین ریسک مالی پیش‌بینی شده مربوط به صنایع کانی‌های غیرفلزی می‌باشد.

## نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش مقایسه کارایی مدل‌های آماری و مدل‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی ریسک مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود. یافته‌ها نشان داد که مدل‌های یادگیری ماشین، در مقایسه با مدل‌های آماری، ابزار قابل اتکاتری برای پیش‌بینی ریسک مالی هستند و این نتیجه‌گیری، با پژوهش‌های سون (۲۰۱۲)؛ ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) همسو و هماهنگ است. همچنین از بین ۵۱ متغیر، نسبت‌های مالی تعهدی مانند نسبت جاری، نسبت آنی، نسبت وجوه نقد، دوره گردش سرمایه در گردش، سود انباشته به دارایی، نسبت پوشش بهره، بازده دارایی‌ها و حاشیه سود خالص و نسبت‌های مالی نقدی مانند نسبت جریان‌های نقدی عملیاتی بر بدهی‌های جاری و نسبت جریان‌های نقدی عملیاتی بر مجموع بدهی‌ها از اهمیت خاصی برخوردار است و با استفاده از مدل ماشین بردار پشتیبان تکاملی و با استفاده از متغیرهای منتخب، دقت مدل به ۹۹/۸۶ درصد بالغ شد و از سوی دیگر با استفاده از آزمون تحلیل واریانس مشخص شد ریسک مالی پیش‌بینی شده بر اساس صنایع مختلف، متفاوت است

با توجه به یافته‌های حاصل از پژوهش به سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری مبنی بر خرید و فروش سهام، پیشنهاد می‌شود که در مورد پیش‌بینی ریسک مالی شرکت‌ها از مدل ماشین بردار پشتیبان تکاملی معرفی‌شده در این پژوهش و از متغیرهای منتخب، استفاده نمایند.

همچنین، ترکیب تکنیک‌های طبقه‌بندی مانند تکنیک ماشین بردار پشتیبان با تکنیک‌های مربوط به کارکرد خوشه‌بندی نیز می‌تواند دید متفاوتی را برای پژوهشگران به منظور پیش‌بینی ریسک مالی ایجاد کند.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

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

**References**

Aflatooni, A. (2013). *Statistical analysis with EViews in accounting and financial management research: Termeh Publications.* (In Persian)

Ashtab, A., Ahmadi, A. (2020). «Relationship between Readability of Financial Reports and Stock liquidity». *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 7(3), 167-194. (In Persian)

Ashtab, A., Haghighat, H., Kordestani, Gh. R. (2017). « Developing of financial distress prediction models and its effect on earnings management tools » .*Doctoral dissertation*, Imam Khomeini International University. (In Persian)

Boiko, M. O. (2019). «Problematic Aspects of financial risk assessment methodology in stevedoring companies». *World Science*, 1(12 (52)), 32-38.

Dey, R. K., Hossain, S. Z., Rezaee, Z. (2018). «Financial risk disclosure and financial attributes among publicly traded manufacturing companies: Evidence from Bangladesh». *Journal of Risk and Financial Managemen*t, 11(3), 50.

Do, T., Nguyen, T., Phan, T., Dang, T. (2020). «Identifying factors influencing on financial risk of construction firms: Evidence from Vietnam stock market». *Management Science Letters*, 10(11), 2411-2418.

Eizadinia, N., Alinaghian, N. (2010). «Investigating the Relationship between Profit Error Prediction and Financial and Business Risk in Companies Listed in Tehran Stock Exchange». *Accounting and Auditing Research*, 2(7), 72-85. (In Persian)

Gotoh, J. Y., Takeda, A., Yamamoto, R. (2014). «Interaction between financial risk measures and machine learning methods». *Computational Management Science*, 11(4), 365-402.

Hashemi, S., Hosseini, S., Barandan, S. (2012). «The Comparison of Incremental Information Content of Cash and Accrual Ratios for Financial performance Evaluation of Companies Using Data mining». *Journal of Financial Accounting Research*, 4(2), 63-82. (In Persian)

Jin, M., Wang, Y., Zeng, Y. (2018). «Application of data mining technology in financial risk analysis». *Wireless Personal Communications*, 102(4), 3699-3713.

Jorge, M. J., Augusto, M. G. (2016). «Is hedging successful at reducing financial risk exposure?» . *Applied Economics*, 48(39), 3695-3713.

Kang, Q. (2019). «Financial risk assessment model based on big data». *International Journal of Modeling, Simulation, and Scientific Computing*, 10(04), 1950021.

Kardan, B., Salehi, M., Kalateh, H. (2016). «Relationship between auditor comments, discretionary accruals and financial risk». *The Financial Accounting and Auditing Researches*, 8 (31), 111-125. (In Persian)

Khodaparast Salekmoalemy, A., Rezaei, F., Kheradyar, S., Vatanparast, M. (2020). «The Empirical Test of Comparing the Cost of Equity Capital Efficiency under Information Ambiguity and Value Relevance of Earning». *Accounting and Auditing Review*, 26(4), 499-516. (In Persian)

Lahmiri, S. (2016). «Features selection, data mining and finacial risk classification: a comparative study». Intelligent Systems in Accounting, *Finance and Management*, 23(4), pp. 265-275.

Mosalla, M., Moghadam, F. (2020). «Investigating the effect of financial leverage on risk and stock returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange». *Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 4 (29), 32-42. (In Persian)

Nazari, A., Haji, G. A., Nobakht, J. (2019). «Investigating the Impact of Financial Crisis on Banks' Financial Risk in Iran during 2001-2017». *Journal of Applied Economics*, 8 (27), 27-34. (In Persian)

Oláh, J., Kovács, S., Virglerova, Z., Lakner, Z., Kovacova, M., Popp, J. (2019). «Analysis and comparison of economic and financial risk sources in SMEs of the visegrad group and Serbia». *Sustainability*, 11(7), 1853.

Ostadi, B., Tadrisi Pajou, P. (2019). «Presenting a model for measurement of the relationship between financial risks and financial ratios». *Empirical Studies in Financial Accounting*, 16(63), 109-127. (In Persian)

Saniei Abadeh, M., Mahmoodi, S., Taherparvar, M. (2014). *Applied Data Mining*, Tehran, Niaz Danesh Publications, Second Edition. (In Persian).

Sun, J. (2012). «Integration of random sample selection, support vector machines and ensembles for financial risk forecasting with an empirical analysis on the necessity of feature selection». *Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management*, 19(4), 229-246.

Sun, J., Li, H., Adeli, H. (2013). «Concept Drift-Oriented Adaptive and Dynamic Support Vector Machine Ensemble With Time Window in Corporate Financial Risk Prediction». *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics, Systems*, 43(4), 801-813.

Svabova, L., Kral, P. (2016). «Selection of predictors in bankruptcy prediction models for Slovak companies». *Proceedings of the 10th international days of statistics and economics.* Praha: Melandrium.

Valaskova, K., Kliestik, T., Svabova, L., Adamko, P. (2018). «Financial risk measurement and prediction modelling for sustainable development of business entities using regression analysis». *Sustainability*, 10(7), 2144.

Zamani Zadeh, A., Sheri Anaghiz, S., Marfoe, M. (2019). «The effect of comparability of financial statements on the efficiency and financial risk of companies». *Master Thesis in Accounting*, Allameh Tabatabai University. (In Persian)

Zhang, Y., Ji, K., An, Y. (2020). «Identification of Enterprise Financial Risk Transfer Path Based on Data Mining». *International Conference on Artificial Intelligence and Big Data (ICAIBD)*, Chengdu, China, pp. 101-105.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۱۰۰-۷۷

مقاله پژوهشی

# نقش رکود و رونق در اثرگذاری رانت منابع نفتی بر شاخص توسعه مالی در ایران: آیا کیفیت نهادها موضوعیت دارد؟[۱]

سهیل رودری[۲]، ابوالفضل شاه‌آبادی[۳]، لیلا آرغا[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۱۵

## چکیده

*پژوهش حاضر به بررسی نقش رکود و رونق اقتصادی و کیفیت نهادها در اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر شاخص توسعه مالی ایران در دوره زمانی ۲۰۱۸- ۱۹۸۴ پرداخته است. جهت استخراج شاخص‌های کیفیت نهادی و توسعه مالی، الگوی تحلیل مولفه‌های اصلی بکار گرفته شده است. هم‌چنین از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه-ای جهت بررسی اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر توسعه مالی در اقتصاد ایران در دوره‌های رکود و رونق، در دو حالت با لحاظ و بدون در نظر گرفتن شاخص کیفیت نهادی استفاده شده است. بر اساس نتایج، تأثیرگذاری رانت منابع نفتی در اقتصاد ایران بر توسعه مالی به رکود و رونق اقتصادی بستگی ندارد و عامل تعیین‌کننده در نفرین و موهبت بودن رانت منابع در اقتصاد ایران، کیفیت نهادها است. چنانچه همزمان رانت منابع و کیفیت نهادها افزایش یابند امکان افزایش توسعه مالی در کوتاه‌مدت میسر می‌گردد اما در شرایط عدم لحاظ کیفیت نهادها در رانت منابع، در کوتاه‌مدت رانت منابع منجر به کاهش توسعه مالی در اقتصاد ایران می‌شود. بر این اساس، حتی در صورت بهبود همزمان کیفیت نهادها در کشور ایران، وفور منابع نفتی و افزایش رانت حاصل از آن، نمی‌تواند به عنوان یک عامل بلندمدت جهت بهبود و رشد توسعه مالی در اقتصاد ایران قلمداد شود.*

**واژگان کلیدی:** رانت منابع طبیعی، کیفیت نهادی، توسعه مالی، ادوار تجاری، خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای.
**طبقه‌بندی موضوعی:** *C22 ، C33، G32، F31*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.39105.2634
۲. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. Email: soheil.rudari@mail.um.ac.ir
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir
۴. استادیار، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران. نویسنده مسئول. Email: Leilaargha95@gmail.com

**مقدمه**

رابطه میان وفور منابع طبیعی و توسعه مالی به ۳ دلیل عمده مورد توجه مطالعات مختلف قرار گرفته است: ۱- بررسی تجربی رانت منابع طبیعی و توسعه مالی موضوع چالشی بوده است و نتایج متفاوتی در مطالعات ارائه شده است. در واقع منابع طبیعی می‌تواند برای توسعه مالی موهبت یا نفرین باشد. توسعه مالی از طریق تامین منابع مالی برای سرمایه‌گذاری‌های مولد می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد (بالاند و فرانکویس[1]، ۲۰۰۰). ۲- دانستن ارتباط میان منابع طبیعی و توسعه مالی برای سیاست‌گذاران جهت طراحی سیاست‌های اقتصادی به‌منظور به‌کارگیری منابع طبیعی به‌عنوان یک ابزار تحریک رشد اقتصادی و توسعه مالی حائز اهمیت می‌باشد (بالتاجی و همکاران[2]، ۲۰۰۹). ۳- بررسی تجربی ارتباط میان منابع طبیعی و توسعه مالی می‌تواند پیشنهادهای سیاستی جدیدی برای هر کشور با سطوح مختلف توسعه مالی جهت شکل‌دهی توسعه مالی ارائه دهد (آتیل و همکاران[3]، ۲۰۲۰). با توجه به ماهیت اقتصاد ایران و وابستگی زیاد به ثروت حاصل از منابع نفتی، تغییر در ارز حاصله از ثروت‌های نفتی می‌تواند با ایجاد ادوار تجاری بر عملکرد شبکه بانکی و همچنین بازار سهام تأثیر بگذارد. همچنین بر اساس وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی و همچنین نقش تعیین‌کننده ارزهای حاصل از ثروت نفتی در تعیین نرخ ارز و از سوی دیگر سهم بالای واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای از واردات در کشور، تغییر منابع حاصل از ثروتهای نفتی می‌تواند از طریق تغییر در بودجه دولت و همچنین بهای تمام شده محصولات، توان بازپرداخت تسهیلات دریافتی توسط بخش خصوصی و بخش دولتی و به نوعی توسعه مالی بانکی را تحت تأثیر قرار دهد (زارعی و همکاران، ۱۳۹۸). بر این اساس، منابع طبیعی می‌توانند برای توسعه مالی موهبت یا نفرین محسوب شوند. وفور منابع طبیعی می‌تواند از طریق تامین منابع مالی برای سرمایه‌گذاری‌های مولد، فعالیت‌های اقتصادی را تحریک نماید. از سویی با توجه به سطح و میزان توسعه‌یافتگی مالی کشورها، تغییر در منابع مالی حاصله از منابع طبیعی می‌تواند دارای آثار متفاوتی باشد. وفور منابع طبیعی مانند نفت ممکن است توسعه مالی را از طریق ۴ کانال تحت تأثیر قرار دهد: نخست، بهره‌برداری از منابع طبیعی، عوامل تولید را از بخش تولیدی و قابل مبادله انتقال می‌دهد. این موضوع نشان می‌دهد وفور منابع طبیعی تمایل دارد که بخش قابل مبادله کاهش یابد و در چنین حالتی باز بودن تجاری نقش مهمی ایفا می‌کند (بالتاجی و همکاران، ۲۰۰۹). دوم، بهره‌برداری از منابع طبیعی ممکن است منشا فعالیت‌های رانت‌جویانه و فساد باشد. در واقع فعالیت‌های رانت‌جویانه و فساد منجر به کاهش تعداد کارآفرینان و کاهش سطح نوآوری که عواملی در جهت تقویت توسعه مالی هستند، می‌شود. بر این اساس در کشورهایی که وفور منابع طبیعی می‌تواند موجب تقویت فعالیت‌های رانت‌جویانه و فساد شود، وفور منابع طبیعی عاملی مخرب برای توسعه مالی محسوب می‌شود (بالاند و فرانکویس، ۲۰۰۰). سوم، سرمایه انسانی به عنوان نیروی‌کار توانمند با سطح بالایی از دانش، قادر است نسبت به تغییرات فناوری دارای انعطاف‌پذیری بالایی در یادگیری باشد، و به همین دلیل وجود سرمایه انسانی یکی از پیش‌نیازهای اصلی برای توسعه انواع سرمایه‌ها در اقتصاد است، و هر چه مخارج دولتی در راستای بهبود سطح آموزش نیروی‌کار متناسب با فناوری‌های نوین تولیدی باشد، انتظار بر این است که ضریب سرمایه انسانی بر انواع سرمایه‌ها در اقتصاد بالاتر باشد. وجود بیماری هلندی مانع از سرمایه‌گذاری در بخش قابل مبادله و تولیدی می‌شود و

1. Baland & Francois
2. Baltagi et al
3. Atil et al

در نتیجه رانت و فساد منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و خدمات مالی می‌شود که به معنای کاهش توسعه مالی می‌باشد (آتیل و همکاران، ۲۰۲۰). چهارم، کانال دیگر تئوری چرخه تجاری [1] می‌باشد. در قالب این تئوری یک نوآوری مثبت در چرخه تجاری جهانی، بطور همزمان بازار نفت و بازارهای مالی را تحریک می‌کند. در واقع، چنانچه نفت به عنوان یک سبد دارایی درنظر گرفته شود، می‌تواند نتایج متمایز در بازارهای مالی نسبت به حالتی که صرفا به عنوان یک ماده خام لحاظ می‌شود، داشته باشد (کیلیان و پارک [2]، ۲۰۰۹). از سوی دیگر اثرگذاری رانت منابع نفتی بر توسعه مالی ممکن است علاوه بر کیفیت نهادها به شرایط رکود و رونق اقتصادی نیز بستگی داشته باشد. به عبارت دیگر، رانت منابع نفتی دارای آثار موافق یا مخالف چرخه‌ای بر توسعه مالی باشد (اوزیلی [3]، ۲۰۲۰).

بنابراین نقش عوامل کیفیت نهادها و همچنین شرایط رکود و رونق قابل بررسی می‌باشد. با توجه به اینکه تاکنون مطالعه‌ای در خصوص تأثیر رانت منابع طبیعی بر توسعه مالی در شرایط رکودی و رونق و دو حالت بدون در نظر گرفتن شاخص کیفیت نهادی و با در نظر گرفتن شاخص کیفیت نهادی و همچنین ساخت شاخص‌های توسعه مالی و کیفیت نهادها با لحاظ مولفه‌های مختلف صورت نپذیرفته است، مطالعه حاضر دارای نوآوری می‌باشد. هم‌چنین تبدیل ثروت حاصل از منابع طبیعی به سرمایه مبتنی بر فناوری و فناوری‌های نوین امری مهم در جهت بهره‌برداری از مزایای وفور منابع طبیعی است که این مسئله بر اهمیت پژوهش حاضر تاکید می‌کند. هم‌چنین توسعه مالی، سیاستی مناسب برای بهره‌مندی از اثرات مطلوب وفور منابع طبیعی است، چرا که بازارهای مالی براساس فلسفه وجودی آنها، عهده‌دار تامین مالی و تسهیل انتقالات مالی بین انواع سرمایه‌ها می‌باشند.

در عمده مطالعات انجام گرفته تمرکز بر توسعه مالی بانکی بوده است و کمتر به توسعه مالی مبتنی بر بازار سهام نیز توجه شده است و از این منظر مطالعه حاضر دارای جامعیت بیشتری می‌باشد. درواقع، افزایش رانت منابع نفتی در کشور ممکن است بسته به شرایط رکود و رونق و همچنین لحاظ بهبود کیفیت نهادها دارای تأثیر متفاوت بر شاخص توسعه مالی باشد که این موارد تاکنون مورد بررسی قرار نگرفته است.

در بخش دوم، به بیان مبانی نظری و پیشینه تحقیق و خلاصه‌ای از مطالعات پیشین مربوط به موضوع مطالعه پرداخته می‌شود و سپس، در بخش سوم، روش شناسی ارائه می‌شود. بخش چهارم، به تحلیل یافته‌ها؛ و بخش پایانی، به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص دارد.

## مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

### وفور منابع طبیعی و توسعه مالی

تا دهه ۱۹۸۰ بر نقش مثبت منابع طبیعی برای توسعه پایدار بلندمدت تاکید می‌شد. اما در اواخر دهه ۱۹۸۰ شواهد نظری و تجربی زیادی در خصوص تأثیر منفی منابع طبیعی بر رشد و توسعه اقتصادی

1. Business Cycle Theory
2. Kilian & Park
3. Ozili

تحت عنوان فرضیه نفرین منابع و یا پارادوکس فراوانی[1] مطرح شد (گیلفاسون[2]، ۲۰۰۱). همانند مفهوم ارتباط منابع طبیعی و رشد، بطور سنتی، باور بر این است که درآمد بالاتر منابع طبیعی منجر به توسعه بیشتر بخش مالی می‌شود. کشورهای غنی از منابع طبیعی می‌توانند با اهرمی کردن ثروت این منابع جریانات سرمایه را به سمت کشورهای خود جذب کنند. منابع بدست آمده از طریق صادرات منابع طبیعی و جریان سرمایه از طریق بخش مالی بطور بالقوه منجر به توسعه مالی می‌شود (خان و همکاران[3]، ۲۰۲۰). بررسی مطالعات گذشته نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی مانند نفت می‌تواند منجر به کاهش توسعه مالی شود. در مطالعاتی که به نتیجه تأثیر منفی وفور منابع طبیعی بر توسعه مالی رسیده‌اند، دلایلی مانند؛ فرضیه نفرین منابع، بیماری هلندی و رانت جویی را ذکر کرده‌اند. در برخی مطالعات دیگر، تأثیر وفور منابع طبیعی بر توسعه مالی مثبت بوده است که ناشی از عواملی مانند دسترسی بیشتر خانوارها و بنگاه‌ها به تسهیلات و رشد شاخص بازار سهام به واسطه آثار تورمی رانت بیشتر منابع طبیعی ذکر شده است (باتاچاریا و هادلر[4]، ۲۰۱۴). بنابراین، چنانچه منابع طبیعی افزایش یابد، منابع در دسترس افزایش می‌یابد و نقدینگی متعاقباً افزایش می‌یابد و به اقتصاد تزریق می‌شود. در چنین شرایطی، بانک‌ها توانایی بیشتری در اعطای تسهیلات دارند. تغییر در رانت منابع طبیعی و بطور کلی درآمدهای نفتی، با تأثیر بر بودجه دولت می‌تواند تقاضای کل را تحت تأثیر قرار دهد. از سوی دیگر، با توجه به اینکه درآمدهای نفتی در اختیار دولت قرار می‌گیرد و نظارت ضعیفی بر عملکرد آن وجود دارد، می‌تواند از این رانت استفاده نموده و اثر جانشینی را تقویت و بخش خصوصی را تضعیف نماید. در واقع وجود درآمدهای نفتی بحث دولت رانتی را مطرح می‌کند و با توجه به قرار داشتن این رانت در اختیار حاکمیت، از طریق استقلال دولت از پیکره اجتماع، ایجاد مانع در مسیر توسعه سیاسی و تضعیف توان استخراجی، بر عملکرد دولت تأثیر می‌گذارد. به عبارت دیگر، دولت رانتیر از دو مسیر اختلال در برنامه‌های توسعه اقتصادی و تشدید مصرف‌گرایی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (رضایی و همکاران، ۱۳۹۴). در مورد نحوه تأثیرگذاری درآمدهای نفتی بر توسعه مالی دیدگاه‌های مختلفی دیده می‌شود. یکی از مشهورترین دیدگاه‌های موجود، بحث بیماری هلندی می‌باشد. در قالب این رویکرد، درآمدهای حاصل از فروش منابع نفتی منجر به کاهش سهم درآمدهای مالیاتی، کاهش سرمایه اجتماعی و انسانی، بی‌ثباتی در اقتصاد و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود که تمامی این عوامل می‌تواند توسعه مالی را کاهش دهد. در نقطه مقابل، گروهی معتقدند درآمدهای حاصل از منابع نفتی نفتی می‌تواند در بهبود توسعه مالی ایفای نقش نماید. البته این موضوع ریشه در این دارد که درآمدهای نفتی در کنار پس‌انداز بخش خصوصی قرار می‌گیرد یا اینکه جانشین پس‌انداز بخش خصوصی. چنانچه در کنار پس‌انداز بخش خصوصی قرار گیرد می‌تواند بهبود توسعه مالی را به همراه داشته باشد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳). بهره‌برداری از منابع طبیعی منجر به افزایش رانت و فساد در اقتصاد می‌شود و همچنین می‌تواند تخصیص بهینه منابع را مختل سازد. از دیگر پیامدهای وفور منابع طبیعی کاهش نقش درآمدهای مالیاتی است و

1. Paradox of Plenty
2. Gylfason
3. Khan et al
4. Bhattacharyya & Hodler

انحصار در بهره‌برداری از منابع طبیعی انگیزه استقلال و عدم پاسخگویی را ایجاد می‌نماید. در کنار این موضوع مردم نیز تقاضای پاسخگویی کمتری از دولت در جهت ایجاد امنیت اقتصادی و تضمین حقوق مالکیت خواهند داشت و با ضعیف شدن امنیت اقتصادی و حقوق مالکیت بستر برای شکل‌گیری فعالیت‌های کارآفرینی از بین می‌رود که خود از متقاضیان اصلی تامین اعتبار در بازارهای مالی می‌باشند. این موضوع می‌تواند سرعت توسعه مالی را کاهش دهد (هاتندورف[1]، ۲۰۱۴).

**کیفیت نهادی و توسعه مالی**

در مطالعات قبلی بر اهمیت کیفیت نهادی در تقویت توسعه مالی تاکید شده است (لاپورتا و همکاران[2]، ۱۹۹۸؛ گیرما و شورتلند[3]، ۲۰۰۸؛ هانگ[4]، ۲۰۱۰؛ بلحاج و غدبان[5]، ۲۰۲۱). همچنین، در برخی مطالعات بر نقش کیفیت نهادی در توسعه مالی با حضور منابع طبیعی بحث شده است (ماوروتاس و همکاران[6]، ۲۰۱۱؛ دامفور و گیامفی[7]، ۲۰۱۸). براساس مطالعه اتکینسون و همیلتون[8] (۲۰۰۳) در غیاب چارچوب نهادی مناسب بویژه در کشورهای با سطح پس انداز پایین، رانت منابع طبیعی به جای سرمایه‌گذاری، در مخارج عمومی بکار گرفته می‌شود که خود توضیح‌دهنده توسعه پایین است. در بیشتر مطالعات کیفیت نهادی به عنوان متغیر واسطه میان منابع طبیعی و توسعه مالی در نظر گرفته شده است. نقش تعدیل‌گر کیفیت نهادی بین منابع طبیعی و توسعه مالی در قالب قراردادهای اعطای تسهیلات می‌باشد (دژانکوف و همکاران[9]، ۲۰۰۷). در شرایط وجود نهادهای مناسب، تامین مالی کنندگان راحت‌تر می‌توانند در قالب قرارداد تسهیلات، منابع مالی اعطا کنند. در واقع، چنانچه تامین مالی کنندگان از قراردادها اطمینان نداشته باشند ریسک گریز خواهند بود. در کشورهای در حال توسعه‌ای که وابستگی زیادی به وفور منابع طبیعی دارند، قدرت قانون و کیفیت نهادی ضعیف‌تر می‌باشد و فعالیت‌های رانت جویانه فساد بیشتری را ایجاد می‌نمایند (لیت و ویدمن[10]، ۱۹۹۹). در شرایطی که کیفیت نهادی منجر به بهبود حقوق مالکیت و کنترل بیشتر بر فعالیت‌های دولت شود، وفور منابع می‌تواند مفید باشد. در واقع، یکی از دلایل اصلی ضعیف بودن توسعه مالی در کشورهای غنی از منابع طبیعی، افزایش فساد در این کشورها می‌باشد و در چنین شرایطی، نقش نهادهای سیاسی در تضعیف نفرین منابع از طریق بهبود رشد اقتصادی و توسعه مالی حائز اهمیت می‌باشد (باتاچاریا و هادلر، ۲۰۱۴).

1. Hattendorff
2. La porta et al
3. Girma & Shortland
4. Huang
5. Bel Hadj & Ghodbane
6. Mavrotas et al
7. Dwumfour & Gyamfi
8. Atkinson & Hamilton
9. Djankov et al
10. Leite & Weidman

وفور منابع‌طبیعی بطور خودکار منجر به نفرین منابع نمی‌شود بلکه، در شرایطی که کیفیت نهادهای سیاسی نتواند رفتار فاسد به ویژه در بخش خدمات عمومی که با ارباب رجوع بیشتری مواجه هستند را رفع نماید، وفور منابع طبیعی می‌تواند منجر به نفرین منابع شود. در کشورهای با کیفیت نهادی بهتر از طریق محدود کردن فعالیت‌های رانت‌جویانه، نفرین منابع می‌تواند کاهش یابد (رابینسون و همکاران[1]، ۲۰۰۶). در واقع، در غیاب یک چارچوب قانونی دقیق به دلیل فقدان اعتماد سپرده‌گذاران، توانایی بازارهای مالی برای تجهیز منابع تضعیف می‌شود. این منجر به انتقال وجوه به خارج شده و از فرصت‌های سرمایه‌گذاری داخلی دریغ می‌گردد. به عبارت دیگر، کیفیت نهادی نامناسب منجر به تضعیف بازارهای مالی شده و به دنبال آن رشد اقتصادی را مختل می‌کند (خداپرست مشهدی و همکاران، ۱۳۹۵).

**ادوار تجاری و توسعه مالی**

بروز ادوار تجاری می‌تواند بر تصمیم‌گیری اشخاص جهت سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی مؤثر باشد. در شرایط رکود اقتصادی و نااطمینانی اقتصادی اشخاص ترجیح می‌دهند از سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد و سپرده‌گذاری در شبکه بانکی که خود می‌تواند موجب تقویت توسعه مالی شود، خودداری نمایند و به فعالیت‌های غیرمولد که می‌تواند بازدهی بیشتری داشته باشد، بپردازند. در چنین شرایطی به‌واسطه کاهش در افتتاح حساب‌های بانکی، خروج پس‌اندازها از شبکه بانکی ورفتن به سمت فعالیت‌های غیر مولد، بانک‌ها نیز از اعطای اعتبارات به‌واسطه افزایش ریسک اعتباری واهمه دارند، از این منظر توسعه مالی می‌تواند کاهش یابد (اوزیلی، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، مخارج جاری و عمرانی دولت و مالیات‌ها که خود تأثیر بسزایی بر عملکرد شبکه بانکی و بازار سهام دارند می‌توانند توسعه مالی را تحت تأثیر قرار دهند. مخارج جاری دولت رفتار ضد چرخه‌ای و مخارج عمرانی و مالیات‌ها، رفتار موافق چرخه‌ای دارند (لی و سانگ[2]، ۲۰۰۷). در واقع در شرایط رکودی (به‌ویژه در کشورهای وابسته به درآمدهای نفتی)، مخارج جاری دولت‌ها افزایش می‌یابد و این مخارج عموما از طریق استقراض از شبکه بانکی و یا درآمدهای مالیاتی تامین می‌شود و می‌تواند دارای آثار تورمی در اقتصاد باشد و با توجه به عدم افزایش دستمزدهای اسمی متناسب با تورم، دستمزد حقیقی اشخاص کاهش می‌یابد و توانایی سپرده‌گذاری در شبکه بانکی، سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی مانند سهام نیز کاهش می‌یابد که خود می‌تواند منجر به کاهش توسعه مالی شود. در شرایط رکود اقتصادی که عموما در کشورهای نفتی به‌واسطه کاهش در درآمدهای نفتی و متعاقبا کاهش عرضه ارز رخ می‌دهد، نرخ ارز نیز دچار نوسان می‌شود و می‌تواند با تأثیر بر هر دو سمت عرضه و تقاضای اقتصاد، بر عملکرد شبکه بانکی و بازار سهام و به‌طور کلی توسعه مالی مؤثر باشد (رودری و همکاران، ۱۳۹۹).

باتاچاریا و هادلر (۲۰۱۴)، تأثیر منابع طبیعی بر توسعه مالی را با معرفی دموکراسی و نهادهای سیاسی در تابع تامین مالی در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم یافته بررسی کردند. نتایج نشان داد وفور منابع طبیعی توسعه مالی را در کشورهای غنی از منابع و در مواردی که کیفیت

1. Robinson et al
2. Lee & Sung

نهادهای سیاسی ضعیف است، کاهش می‌دهد. همچنین، نتیجه گرفتند رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر توسعه مالی دارد.

بادیب و همکاران[1] (۲۰۱۶)، ارتباط میان منابع طبیعی و رشد اقتصادی را با اضافه کردن توسعه مالی و سرمایه‌گذاری در تابع تولید اقتصاد مالزی در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۰ با استفاده از الگوی آزمون کرانه‌ها مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد میان متغیرها هم‌انباشتگی وجود دارد و یک تأثیر غیرمستقیم ضعیف از منابع طبیعی به رشد اقتصادی از طریق توسعه مالی وجود دارد.

بای[2] (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در طی ادوار تجاری کشور ویتنام پرداخته است. در این مطالعه از الگوی مارکوف سویچینگ جهت استخراج ادوار تجاری استفاده شده است و در نهایت نیز جهت تجزیه و تحلیل یافته‌ها از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتایج نشان دادند در دوره رکود، توسعه مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد. همچنین، تسهیلات اعطایی به بخش‌خصوصی دارای رابطه بازخوردی[3] با رشد تولید در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

جوادی و همکاران[4] (۲۰۱۷)، ارتباط میان رانت منابع و توسعه مالی را برای ۷۰ کشور در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۶ در قالب داده‌های تابلویی بررسی کردند. نتایج نشان دادند برای کشورهای توسعه یافته رانت منابع نقش معنی‌داری در توسعه مالی ایفا می‌کند.

لا و مرادبیگی[5] (۲۰۱۷)، ارتباط میان منابع طبیعی و توسعه مالی را برای ۶۳ کشور تولید کننده نفت را با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی بررسی نمودند. نتایج نشان داد که توسعه مالی در کاهش تأثیر منفی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی از طریق تخصیص منابع به بخش‌های دارای بهره‌وری بیشتر، ایفای نقش می‌کند.

بامیدل و همکاران[6] (۲۰۱۸)، ارتباط منابع طبیعی و توسعه مالی را در دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۱ با استفاده از هم‌انباشتگی ژوهانسون[7] بررسی کردند. نتایج پژوهش وجود رابطه بلندمدت را تایید کرد. همچنین رانت نفتی توسعه مالی را افزایش می‌دهد و جهت علیت یک طرفه از سمت رانت نفتی به توسعه مالی بوده است.

لی و همکاران[8] (۲۰۱۹)، ارتباط میان خدمات مالی و جهانی شدن را برای ۶۴ کشور عضو یک جاده و یک کمربند[9] با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی بررسی کردند. نتایج نشان داد جهانی شدن خدمات مالی را در این کشورها بهبود می‌بخشد و از این طریق رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

آتیل و همکاران (۲۰۲۰)، ارتباط میان منابع طبیعی و توسعه مالی را با لحاظ قیمت نفت، رشد اقتصادی و جهانی شدن اقتصاد به عنوان متغیرهای اضافی در تابع تقاضای منابع مالی برای کشور پاکستان

1. Badeeb et al
2. Bui
3. Feedback Relationship
4. Javadi et al
5. Law & Moradbeigi
6. Bamidele et al
7. Johansen Cointegration
8. Lee et al
9. One Belt One Road

در دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۲ با استفاده از الگوی چندکی- متقاطع[1] مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد وفور منابع همبستگی مثبت با توسعه مالی دارد و به عبارتی، منابع طبیعی برای توسعه مالی پاکستان موهبت محسوب می‌شود. همچنین، قیمت نفت و رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار و جهانی شدن تأثیر منفی بر توسعه مالی دارند.

اوزیلی (۲۰۲۰) به بررسی ضدچرخه‌ای یا موافق چرخه‌ای بودن شمول مالی[2] در ۲۲ کشور در سال‌های ۲۰۱۱، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۷ با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پرداخته است. نتایج نشان داد پس‌انداز، تعداد حساب‌های بانکی و بیشتر مؤلفه‌های شمول مالی دارای رفتار موافق چرخه‌ای می‌باشند.

بل حاج و غدبان (۲۰۲۱) به بررسی نقش رانت منابع طبیعی و توسعه نهادی در توسعه مالی برای ۱۰ کشور در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۴ با استفاده از الگوی رگرسیون پنل کوانتایل[3] پرداخته‌اند. نتایج نشان داد رانت منابع طبیعی در کشورهای با سیستم مالی توسعه یافته تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد و در کشورهای با درآمد بالای منابع طبیعی، تأثیر مثبت بر توسعه مالی دارد. مولفه‌های وجود قانون و سرمایه انسانی بدون توجه به سطح درآمد منابع طبیعی تأثیر مثبت بر توسعه مالی داشته است. همچنین کنترل فساد در کشورهای با بخش مالی توسعه یافته تأثیر مثبت بر توسعه مالی دارد.

هادج و همکاران[4] (۲۰۲۱) به بررسی ارتباط میان رانت منابع طبیعی، کیفیت نهادی، سرمایه انسانی و توسعه مالی در ۲۳ کشور غنی از منابع طبیعی با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی داده‌های تابلویی[5] پرداخته‌اند. نتایج نشان داد منابع طبیعی برای این کشورها در شرایط تقویت تنوآوری‌های تکنولوژیکی موهبت بوده و همچنین، کیفیت نهادی بهتر و سرمایه انسانی بیشتر موجب تقویت توسعه مالی شده است.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۲)، به بررسی رابطه میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران با استفاده از الگوهای خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و تصحیح خطای برداری در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج بلندمدت نشان می‌دهد توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشینی تأثیر مثبت بر مصرف انرژی دارند. همچنین نتایج آزمون علیت در بلندمدت نشان داد رابطه علی دوطرفه میان توسعه مالی و مصرف انرژی و همچنین جمعیت شهرنشینی و مصرف انرژی وجود دارد. همچنین رابطه علی یک‌طرفه از تولیدناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد.

روحانی (۱۳۹۲)، اثر درآمدهای نفتی بر توسعه مالی را در دو حالت بانک‌محور و سهام محور در کشورهای منتخب عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۴ با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد در الگوی بانکی، درآمدهای نفتی تأثیر منفی و معنی‌دار بر توسعه مالی دارد. اما در الگوی سهام محور درآمدهای نفتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر توسعه مالی این کشورها داشته است.

1. Cross-Quantilogram
2. Financial Inclusion
3. Panel Quantile Regression
4. Hadj et al
5. Panel ARDL

رضایی و همکاران (۱۳۹۴)، اثر وفور منابع طبیعی بر سرکوب مالی و رشد اقتصادی از کانال اثرگذاری بر توزیع درآمد را در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۲ با استفاده از الگوی حداقل مربعات سه مرحله‌ای مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش نابرابری می‌شود و افزایش نابرابری منجر به افزایش سرکوب مالی در ایران می‌شود. همچنین سرکوب مالی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. وفور درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی و بر نابرابری تأثیر مثبت دارد.

شاه‌پرست (۱۳۹۵)، تأثیر آستانه‌ای درآمدهای نفتی در اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از رگرسیون آستانه‌ای در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۲ مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان داد حد آستانه درآمدهای نفتی کشور ۱۴۰۷/۶۹ میلیارد ریال می‌باشد و درآمدهای نفتی بیشتر از حد آستانه منجر به کاهش اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشور می‌شود.

مهدوی عادلی و روحانی (۱۳۹۸)، اثر وفور منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشورهای منتخب اوپک را دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰ با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی بررسی کردند. در این پژوهش توسعه مالی سهام محور صرفا مدنظر بوده است. نتایج نشان داد ارتباط مثبت و معنی‌داری بین توسعه مالی در بازار سهام و درآمدهای نفتی وجود دارد. همچنین، تورم تأثیر منفی و اندازه دولت و باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت داشته‌اند.

جواهری و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر کیفیت نهادها بر توسعه مالی کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[1] پرداختند. نتایج نشان داد که شاخص-های حکمرانی خوب به جز حق اظهارنظر و پاسخگویی ارتباط مثبت و معنی‌داری با شاخص اعتبار (اعتبار اختصاص داده شده به بخش‌خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی) دارد. همچنین شاخص‌های کنترل فساد، اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات و حاکمیت قانون تأثیر مثبتی بر شاخص سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارند.

فتحی‌زاده و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در بخش‌های اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵- ۱۳۵۳پرداختند. جهت تحلیل روابط، روش‌های خودرگرسیون با وقفه توزیع شده(ARDL) و خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به کار گرفته شد. نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL نشان می‌دهد تأثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی و معنی‌دار و در بخش کشاورزی مثبت و معنی‌دار است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنی‌دار است، در حالی که علی رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بخش خدمات، ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. همچنین، بر اساس نتایج تجزیه واریانس در مدل SVAR رشد شدت انرژی و توسعه مالی سهم زیادی از نوسانات رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته‌اند. به طور مشابه، رشد اقتصادی و توسعه مالی نیز سهم قابل‌توجهی از نوسانات شدت انرژی بخش‌ها داشته‌اند. در نهایت، شدت انرژی بیشترین سهم را از نوسانات توسعه مالی در بخش صنعت داشته است، در حالی که سهم رشد اقتصادی از نوسانات توسعه مالی در بخش خدمات نیز قابل توجه است.

1. GMM-SYS

بهشتی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی رابطه علی پویا میان آزادسازی تجارت، توسعه مالی و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای جهان (۱۳۰) کشور در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری پانلی (PVECM) و رویکرد علیت پانلی تودا-یاماموتو-دالادو-لوتکپل (TYDL) پرداختند. براساس نتایج بدست آمده، در کشورهای پردرآمد میان متغیرهای آزادسازی تجارت، توسعه مالی و رشد اقتصادی رابطه علیت بلندمدت و قوی دو سویه برقرار است. همچنین توسعه مالی و آزادسازی تجارت در قالب کاهش موانع تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای، در هر چهار گروه درآمدی، علت بلندمدت رشد اقتصادی هستند. علاوه بر این، در کشورهای پردرآمد رابطه علّی کوتاه‌مدت و قوی از توسعه مالی به رشد اقتصادی وجود دارد. نظر به نتایج بدست آمده، گسترش بازارهای سرمایه، افزایش عمق و کارایی این بازارها و نیز اتخاذ تدابیر و سیاست‌های مناسب آزادسازی تجارت جهت افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت، برای کشورهای با درآمد متوسط و کم درآمد توصیه می‌گردد.

رودری و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی موهبت یا نفرین بودن نفت برای توسعه مالی در ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ با اسفاده از الگوی مارکوف سویچینگ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد در شرایطی که توسعه مالی مبتنی بر بازار سهام در رژیم پایین خود باشد، افزایش قیمت نفت برای توسعه مالی نفرین نمی‌باشد و تأثیر معنی‌داری ندارد و چنانچه در رژیم بالای خود باشد باعث کاهش توسعه مالی بازار سهام می‌شود. چنانچه شاخص توسعه مالی مبتنی بر شبکه بانکی در رژیم میانه باشد، افزایش قیمت نفت نفرین نبوده و توسعه مالی بانکی را کاهش نمی‌دهد. همچنین متغیرهای باز بودن تجاری و رشد اقتصادی بسته به نوع توسعه مالی و رژیم دارای تأثیر متفاوتی می‌باشند.

وجه تمایز مطالعه حاضر با پژوهش‌های انجام گرفته در موارد ذیل می‌باشد:

- تاکنون در هیچ مطالعه‌ای اثرگذاری رانت منابع نفتی بر توسعه مالی در شرایط رکود و رونق اقتصادی به تفکیک بررسی نشده است.
- تاکنون در هیچ مطالعه‌ای اثرگذاری رانت منابع نفتی بر توسعه مالی در شرایط رکود و رونق اقتصادی در دو حالت با لحاظ و بدون لحاظ کیفیت نهادی به‌صورت تقاطعی در رانت منابع نفتی بررسی و مقایسه نگردیده است.
- همچنین، در مطالعه حاضر بر خلاف مطالعات گذشته جهت لحاظ کلیه جوانب کیفیت نهادی و همچنین، شاخص‌های توسعه مالی، از رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی جهت ایجاد شاخص استفاده شده است.

## روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر، برای استخراج نتایج تجربی، از دو روش اقتصادسنجی استفاده شده است. در گام نخست، برای استخراج شاخص توسعه مالی و شاخص کیفیت نهادی از الگوی تحلیل مولفه‌های اصلی [1] استفاده شده است و همچنین،

1. Principal Components Analysis

جهت بررسی نقش رکود و رونق در اثرگذاری رانت منابع طبیعی در توسعه مالی با لحاظ و بدون لحاظ شاخص کیفیت نهادی از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای[1] (TSVAR) استفاده شده است. لازم بذکر است کلیه اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش از بانک جهانی[2] و اطلاعات مربوط به مولفه‌های تشکیل دهنده شاخص کیفیت نهادی نیز از سامانه راهنمای ریسک بین کشوری[3] استخراج شده است. ممکن است اثرگذاری برخی متغیرها در حالت های بالاتر و پایین‌تر از یک حد و مقداری (آستانه) متفاوت باشد و در چنین شرایطی استفاده از الگوهای غیرخطی که امکان تفکیک شوک‌های مثبت و منفی و تحلیل اثرگذاری آن‌ها در مقادیر بالا و پایین آستانه را دارند، نسبت به سایر الگوها دارای مزیت هستند (فانگ گو[4]، ۲۰۱۳). لازم بذکر است با توجه به اینکه اساس الگو از خانواده خودرگرسیون برداری می‌باشد و در این الگوها وقفه بهینه بر اساس معیارهای اطلاعاتی انتخاب می‌گردد، لذا اثرات باوقفه متغیرها در الگو لحاظ می‌شود. الگوی خودرگرسیون برداری آستانه می‌تواند به صورت معادله (۱) بیان شود:

$$Y_t = A^1 Y_t + B^1(L)Y_{t-1} + (A^2 Y_t + B^2(L)Y_{t-1})I[S_{t-1} > \gamma] + U_t \qquad (۱)$$

در این رابطه، $Y_t$ برداری از متغیرهای درونزا (شاخص بی‌ثباتی مالی، نرخ ارز، قیمت نفت، شاخص سهام) می‌باشد و $B^1(L)$ و $B^2(L)$ ماتریس چندجمله‌ای با وقفه می‌باشد $A^1Y_t$ و $A^2Y_t$ نشان‌دهنده جزء همزمانی[5] می‌باشند زیرا، اثر همزمانی ممکن است در بین رژیم‌ها متفاوت باشد. $I$ نشان‌دهنده تابع شاخص می‌باشد که در حالتی‌که $S_{t-d}$ کوچکتر از مقدار آستانه (γ) باشد، صفر و در غیر از این‌صورت، ۱ را اختیار می‌کند. $U_t$ جزء اخلال ساختاری می‌باشد. بنابراین، الگوی خودرگرسیون برداری آستانه می‌تواند بصورت معادله (۲) نوشته شود:

$$Y_t \begin{cases} A^1 Y_t + B_1(L)Y_{t-1} + U_t & if\ I = 0 \\ (A^1 + A^2)Y_t + [B^1(L) + B^2(L)]Y_{t-1} + U_t & if\ I = 1 \end{cases} \qquad (۲)$$

بعد از تقسیم به دو رژیم متفاوت، حال می‌توان از رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری غیرخطی برای تجزیه و تحلیل استفاده نمود. یک الگوی خودرگرسیون برداری از مرتبه (p) می‌تواند بصورت معادله (۳) بیان شود:

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$
$$A(L)y_t = \mu + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، $A(L)$ ماتریس چندجمله‌ای با وقفه از مرتبه p و $\varepsilon_t = N(0, \Omega)$. براساس تئوری ولد[6]، تحت شرایط قاعده ضعیف، یک فرآیند مانا می‌تواند نشان‌دهنده یک توزیع باوقفه از اجزاء اخلال غیر همبسته باشد. بنابراین، معادله (۳) می‌تواند بصورت معادله (۴) نوشته شود:

1. Threshold Structural Vector Autoregressive Model
2. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
3. International Country Risk Guide Dataset
4. Fang Guo
5. Contemporaneous Term
6. Wold Theorem

$$y_t = A^{-1}(L)\varepsilon_t \rightarrow y_t = B(L)\varepsilon_t \quad B_0 = I \tag{۴}$$

جزء $\varepsilon_t$ نمی‌تواند به عنوان شوک‌های ساختاری درنظر گرفته شود و با اعمال محدودیت‌ها متعامد شده است. بنابراین، تئوری ولد می‌تواند بصورت معادله (۵) نشان داده شود:

$$y_t = C(L)e_t \tag{۵}$$

چنانچه $B_0$ ماتریس یکه باشد، از معادلات (۲و۳) در می‌یابیم:

$$\varepsilon_t = C_0 e_t \quad , B_{jC_0} = C_j \tag{۶}$$

در سیستم ۴ متغیره ماتریس $C_0$ شامل ۱۶ جزء می‌شود با نرمال‌سازی( Var(et خواهیم داشت (مالیک و ستی[1]، ۲۰۱۹):

$$\Omega = C_0 C_0' \tag{۷}$$

بر این اساس تصریح الگوی پژوهش به‌صورت معادلات (۸) و (۹) می‌باشد:

$$\begin{bmatrix} GRENT \\ GOPEN \\ GINQ \\ GGDP \\ GFDI \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & 0 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} e_t^{GRENTt} \\ e_t^{GOPEN} \\ e_t^{GINQ} \\ e_t^{GGDP} \\ e_t^{GFDI} \end{bmatrix} \tag{۸}$$

$$\begin{bmatrix} GRENT \\ GOPEN \\ GGDP \\ GFDI \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} & 0 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} e_t^{GRENT} \\ e_t^{GOPEN} \\ e_t^{GGDP} \\ e_t^{GFDI} \end{bmatrix} \tag{۹}$$

در معادلات (۸) و (۹) داریم:

GRENT : رشد رانت منابع نفتی (درصد رانت منابع نفتی از تولید ناخالص داخلی)

GOPEN : رشد میزان باز بودن تجاری (نسبت رشد تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی).

GINQ : رشد شاخص کیفیت نهادها (میانگین وزنی مولفه‌های ثبات دولت، فساد، حضور نظامی‌ها در سیاست، نظم و قانون، کیفیت بروکراسی، فضای سرمایه‌گذاری و درگیری و نزاع داخلی می‌باشد)

GGDP : رشد تولید ناخالص داخلی (رشد تولید ناخالص داخلی به دلار ثابت سال ۲۰۱۵ می‌باشد)

GFDI : رشد شاخص توسعه مالی (میانگین وزنی مؤلفه‌های نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبارات اعطایی توسط مؤسسات سپرده‌پذیر به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش معاملات بازار سهام به تولید ناخالص داخلی می‌باشد)

1. Mallick & Sethi

GRENTINQ: رشد متغیر تقاطعی رانت نفت در شاخص کیفیت نهادها

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تمامی متغیرهای پژوهش به‌صورت نرخ رشد وارد الگوی پژوهش شده‌اند و همچنین، تأثیر رانت منابع نفتی در دو حالت متغیر تقاطعی با شاخص کیفیت نهادی و لحاظ شاخص کیفیت نهادی به‌صورت جداگانه بر توسعه مالی در کشور با لحاظ متغیر آستانه رشد اقتصادی بررسی شده است [1].

## برآورد مدل و تحلیل نتایج

در پژوهش حاضر به بررسی نقش رکود و رونق اقتصادی و کیفیت نهادها در اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر توسعه مالی در ایران در دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۴ پرداخته شده است. با توجه به اینکه مولفه‌های متعددی نشان‌دهنده شرایط و کیفیت نهادها و همچنین توسعه مالی می‌باشند، در نظر گرفتن یک مولفه جانشین می‌تواند تورش در نتایج ایجاد نماید. بر همین اساس در پژوهش حاضر با استفاده از اطلاعات راهنمای ریسک کشوری بین‌المللی [2] از مولفه‌های ثبات دولت (GST)، فساد (CORR)، حضور نظامی‌ها در سیاست (MILITARY)، نظم و قانون (LAW)، کیفیت بروکراسی (BQ)، فضای سرمایه‌گذاری (INVEST)، درگیری و نزاع داخلی (INTCON) جهت ایجاد شاخص کیفیت نهادی استفاده شده است. همچنین با استفاده از اطلاعات منتشره توسط بانک جهانی تحت عنوان توسعه مالی جهانی [3] از مولفه‌های نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (CBA)، نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (DCP)، نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی (LLG)، نسبت اعتبارات اعطایی توسط مؤسسات سپرده‌پذیر به تولید ناخالص داخلی (PCDMB) و نسبت ارزش معاملات بازار سهام به تولید ناخالص داخلی (STV) استفاده شده است. به این منظور از رویکرد تحلیل مولفه‌های اصلی [4] استفاده شده است. در ادامه در جدول (۱) نتایج بار عاملی مربوط به مولفه‌ها ارائه شده است:

**جدول ۱.** نتایج تعیین بار عاملی متغیرهای مختلف جهت ساخت شاخص کیفیت نهادی

| متغیر | بار عاملی |
|---|---|
| GST | ۰/۰۲۲ |
| CORR | ۰/۸۱۹ |
| BQ | ۰/۹۳۹ |
| LAW | ۰/۸۰۸ |
| MILITARY | -۰/۳۱۲ |
| INVEST | ۰/۶۵۹ |
| INTCON | ۰/۵۰۳ |

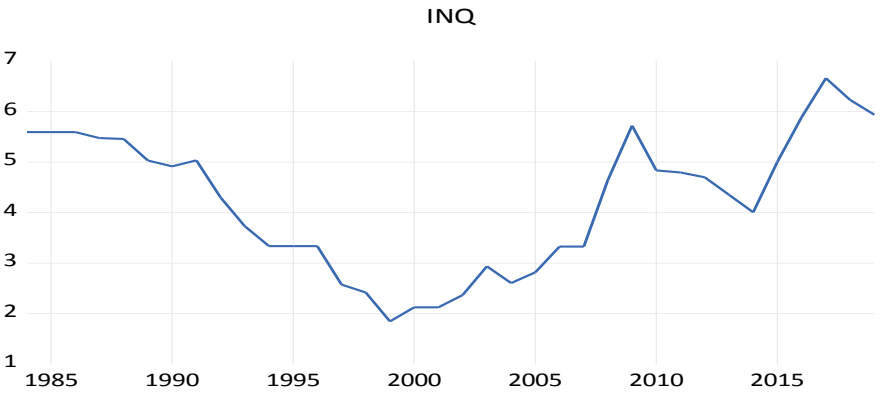
ماخذ: یافته‌های پژوهش

---

۱. مقادیر بالای آستانه رشد اقتصادی، شرایط رونق و مقادیر پایین‌تر از آستانه رشد اقتصادی، شرایط رکود در نظر گرفته شده است. در واقع الگوی TSVAR امکان بررسی همزمان شوک‌های مثبت و منفی در مقادیر بالاتر و پایین‌تر از آستانه را فراهم می‌سازد. جهت مطالعه بیشتر به مطالعه با عنوان "بررسی رفتار غیرخطی بی‌ثباتی مالی در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای" مراجعه شود.

2. International Country Risk Guide Dataset
3. Global Financial Development
4. Principal Components Analysis

بر اساس برآورد میانگین وزنی از حاصل‌ضرب بار عاملی در مقادیر واقعی مولفه‌ها شاخص کیفیت نهادی ایجاد می‌شود که در نمودار (۱) روند شاخص کیفیت نهادی در دوره مورد بررسی ارائه شده است:




**نمودار ۱.** روند شاخص کیفیت نهادی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

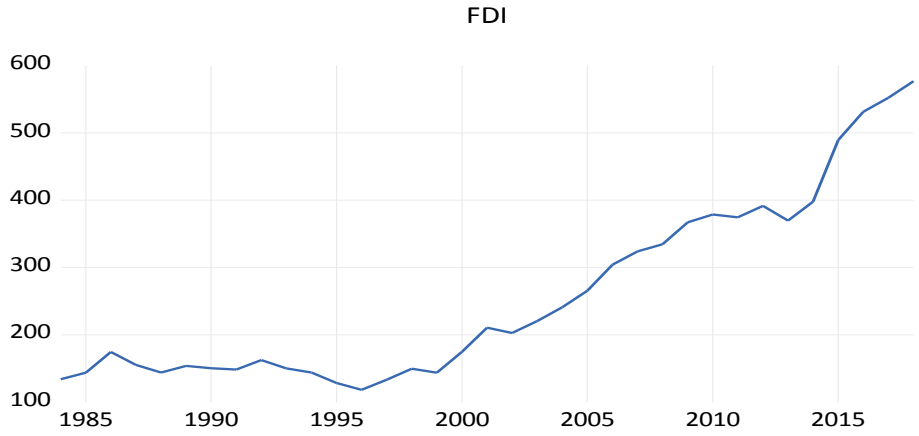
بر اساس نمودار (۱) شاخص کیفیت نهادی در کشور نوسانات زیادی داشته است و از سال ۱۹۸۴ تا ۱۹۹۹ روند نزولی داشته است و پس از آن تا سال ۲۰۰۸ روند صعودی و از ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ روند نزولی داشته است و از ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۷ مجددا صعودی شده و پس از آن مجددا نزولی شده است.

**جدول ۲.** نتایج تعیین بار عاملی متغیرهای مختلف جهت ساخت شاخص توسعه مالی

| متغیر | بار عاملی |
|---|---|
| CBA | -۰/۹۲۵ |
| DCP | ۰/۸۱۱۵ |
| LLG | ۰/۸۵۳۷ |
| PCDMB | ۰/۷۹۶۱ |
| STV | ۰/۰۷۱۹ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۲) روند شاخص توسعه مالی در دوره مورد بررسی ارائه شده است:




**نمودار ۲.** روند شاخص توسعه مالی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به‌طور کلی، طبق نمودار ۲، شاخص توسعه مالی روند صعودی داشته است و در دوره‌های محدودی نزولی بوده است. با توجه به اینکه تأثیر رانت منابع نفتی بر توسعه مالی در ادوار تجاری مدنظر است، لذا بایستی در ابتدا جهت علیت میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشور مشخص شود. در واقع چنانچه علیت از سمت رشد اقتصادی به توسعه مالی باشد امکان بررسی تأثیر رانت منابع نفتی بر توسعه مالی در شرایط رکود و رونق اقتصادی میسر خواهد بود. در ادامه در جدول (۳) نتایج آزمون علیت گرانجر[1] ارائه شده است:

**جدول۳.** نتایج آزمون علیت گرانجر

| فرضیه صفر | F آماره | سطح احتمال |
|---|---|---|
| رشد اقتصادی علت گرانجر توسعه مالی نیست | ۵/۴۰۸ | ۰/۰۲۵ |
| توسعه مالی علت گرانجر رشد اقتصادی نیست | ۲/۶۷۴ | ۰/۱۹۸ |

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۳) فرضیه مربوط به اینکه رشد اقتصادی علت گرانجر توسعه مالی نیست در سطح خطای ۵ درصد، رد شده است و این موضوع نشان می‌دهد علیت از رشد اقتصادی به توسعه مالی در کشور در دوره مورد بررسی بوده است. در ادامه و پیش از برآورد الگوی نهایی پژوهش، لازم است درجه مانایی متغیرهای پژوهش بررسی گردد.

1. Granjer Causality Test

**جدول۴.** آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش (ADF)

| متغیر | فرضیه صفر | آماره محاسباتی | سطح احتمال |
|---|---|---|---|
| GFDI | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا | -۴/۹۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا و روند | -۵/۳۹۱ | ۰/۰۰۰ |
| GGDP | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا | -۴/۸۲۷ | ۰/۰۰۰ |
| | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا و روند | -۴/۸۲۶ | ۰/۰۰۱ |
| GOPEN | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا | -۴/۱۳۶ | ۰/۰۰۲ |
| | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا و روند | -۴/۱۱۳ | ۰/۰۱۲ |
| GRENT | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا | -۶/۰۲۹ | ۰/۰۰۰ |
| | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا و روند | -۵/۹۴۷ | ۰/۰۰۰ |
| GRENTINQ | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا | -۴/۲۹۶ | ۰/۰۰۱ |
| | وجود ریشه واحد با عرض از مبدا و روند | -۷/۱۷۶ | ۰/۰۰۰ |

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۴) کلیه متغیرهای پژوهش در سطح مانا می‌باشند.

### برآورد الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای

در الگوی غیرخطی خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای در ابتدا بایستی وقفه بهینه مشخص گردد:

**جدول۵.** تعیین تعداد وقفه بهینه

| وقفه معیار | اکاییک (AIC) | شوارز (SC) | هنان-کویین (HQ) |
|---|---|---|---|
| ۱ | *-۵/۷۱۶ | *-۵/۴۶۳ | *-۵/۶۰۲ |
| ۲ | -۵/۳۷۸ | -۵/۰۰۷ | -۴/۵۳۴ |
| ۳ | -۵/۲۰۶ | -۴/۲۶۹ | -۴/۴۹ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۵) کمترین مقادیر معیارهای اطلاعاتی در وقفه اول می‌باشد و بر همین اساس الگوی TSVAR با یک وقفه برآورد شده است. در الگوی TSVAR بایستی معنی‌داری وجود آستانه بررسی گردد:

**جدول ۶.** آزمون معنی‌داری و تعیین آستانه در الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری

| مقدار آستانه= ۰/۰۱۶۴ | | |
|---|---|---|
| آزمون | مقدار آماره | ارزش احتمال |
| Sup-Wald | ۷۰/۰۵ | ۰/۰۰۰ |
| Avg-Wald | ۵۶/۲۷ | ۰/۰۰۰ |
| Exp-Wald | ۳۳/۱۲ | ۰/۰۰۰ |

ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول (۶) آستانه رشد اقتصادی در کشور ۱/۶۴ درصد سالیانه برآورد شده است. در واقع مقادیر رشد بالاتر از آستانه نشان‌دهنده رونق و مقادیر کمتر از آستانه نشان‌دهنده رکود است. در ادامه در دو حالت در شرایط رکود و رونق و همچنین لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادها در رانت منابع نفتی و بدون لحاظ آن تأثیر رانت منابع نفتی بر توسعه مالی در کشور بررسی شده است.

**شرایط رکود و بدون لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادی در رانت منابع نفتی**

**نمودار ۳.** واکنش شاخص توسعه مالی در شرایط رکودی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

طبق نمودار (۳)، در شرایط رکودی، شوک مثبت به رانت منابع نفت تأثیر منفی بر توسعه مالی در کوتاه‌مدت داشته است و در بلندمدت نیز تقریبا تأثیری نداشته است. بر این اساس، می‌توان گفت منابع طبیعی در شرایط رکود اقتصادی و در کوتاه‌مدت برای توسعه مالی نفرین است. شوک مثبت به باز بودن تجاری به‌جز یک دوره در سایر

دوره‌ها تأثیر مثبت بر توسعه مالی در شرایط رکودی داشته است. این موضوع نشان می‌دهد بهبود تجارت خارجی در شرایط رکودی می‌تواند از طریق تحریک بخش حقیقی اقتصاد کشور موجب بهبود توسعه مالی در کشور شود. شوک مثبت به کیفیت نهادها در شرایط رکودی می‌تواند موجب افزایش توسعه مالی در کشور شود. در شرایط وجود نهادهای مناسب، تامین مالی کنندگان راحت‌تر می‌توانند در قالب قرارداد تسهیلات، منابع مالی اعطا کنند. در واقع، چنانچه تامین مالی‌کنندگان از قراردادها اطمینان نداشته باشند ریسک گریز خواهند بود. نکته حائز اهمیت این‌که در شرایط رکودی، شوک مثبت به رشد اقتصادی می‌تواند موجب افزایش توسعه مالی در کشور شود[1]. در واقع درشرایط رکود اقتصادی که بانک‌ها به‌دلیل افزایش ریسک اعتباری تمایل کمتری به اعطای اعتبار دارند و از سوی دیگر، اشخاص نیز به‌دلیل پایین بودن بازدهی فعالیت‌های مولد، تمایل بیشتری به فعالیت در بازارهای دارای غیرمولد دارند که می‌تواند به کاهش توسعه مالی منجر شود. در چنین شرایطی شوک مثبت به رشد اقتصادی می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری اشخاص تأثیرگذار باشد و به نوعی بهبود در توسعه مالی را به‌دنبال داشته باشد.

### شرایط رکود و لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادها

**نمودار ۴.** واکنش شاخص توسعه مالی در شرایط رکودی با لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادها

ماخذ: یافته‌های پژوهش

[1]. جهت مطالعه بیشتر در خصوص تفسیر نتایج الگوی TSVAR به مطالعه ذیل مراجعه شود:
https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3925502

بر اساس نمودار (۴)، در شرایط رکودی، چنانچه افزایش رانت منابع نفتی در کشور با بهبود در کیفیت نهادها همراه باشد در کوتاه‌مدت می‌تواند منجر به افزایش توسعه مالی در کشور شود و به عبارت دیگر در شرایط رکودی بهبود همزمان کیفیت نهادها در کشور می‌تواند نفرین بودن منابع نفتی در کوتاه‌مدت را به موهبت برای توسعه مالی در کشور تبدیل کند. در چنین شرایطی شوک مثبت به باز بودن تجاری تا سه دوره تأثیر مثبت و از دوره ۴ تا ۶ تأثیر منفی بر توسعه مالی داشته است. همچنین شوک مثبت به رشد اقتصادی در شرایط رکودی همانند حالت بدون لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادی، تأثیر مثبت بر توسعه مالی داشته است.

**شرایط رونق و بدون لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادی در رانت منابع نفتی**

**نمودار۵.** واکنش شاخص توسعه مالی در شرایط رونق

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در شرایط رونق نیز همانند شرایط رکودی طبق نمودار (۵)، شوک مثبت به رانت منابع نفت تأثیر منفی بر توسعه مالی در کوتاه‌مدت داشته است و در بلندمدت نیز تقریبا تأثیری نداشته است. بر این اساس می‌توان گفت که منابع

طبیعی در شرایط رکود و رونق اقتصادی و در کوتاه‌مدت برای توسعه مالی نفرین می‌باشد. شوک مثبت به باز بودن تجاری نیز صرفا در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر توسعه مالی در شرایط رونق داشته است و این در حالی است که در شرایط رکودی و بدون لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادها در رانت منابع نفتی، شوک مثبت به باز بودن تجاری در کشور دارای تأثیر بلندمدت بر توسعه مالی بوده است. همچنین، در شرایط رونق نیز همانند شرایط رکودی، شوک مثبت به رشد اقتصادی و کیفیت نهادها تأثیر مثبت بر توسعه مالی داشته است.

**شرایط رونق و با لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادی در رانت منابع نفتی**

**نمودار ۶.** واکنش شاخص توسعه مالی در شرایط رونق با لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادها

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار (۶) و در شرایط رونق، چنانچه افزایش رانت منابع نفتی در کشور با بهبود در کیفیت نهادها همراه باشد در کوتاه‌مدت می‌تواند منجر به افزایش توسعه مالی در کشور شود و به عبارت دیگر بهبود همزمان کیفیت نهادها در کشور می‌تواند نفرین بودن منابع نفتی در کوتاه‌مدت و در شرایط رونق را به موهبت برای توسعه مالی در کشور تبدیل کند. نکته جالب توجه این است که تأثیر شوک مثبت به رانت منابع نفتی با لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادها بر توسعه مالی در تمامی ادوار تجاری تأثیر یکسان داشته است و همچنین در شرایط عدم لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادها علی‌رغم نفرین بودن منابع نفت در کوتاه‌مدت، دارای تأثیر مشابه بر توسعه مالی در ادوار تجاری مختلف بوده است. به عبارت دیگر، تأثیر رانت منابع نفتی بر توسعه مالی در کشور به ادوار تجاری بستگی ندارد و عامل تعیین کننده لحاظ اثر تقاطعی و بهبود همزمان کیفیت

نهادها در کشور می‌باشد. همچنین تأثیر شوک مثبت به باز بودن تجاری و رشد اقتصادی نیز دارای تأثیر مشابه بر توسعه مالی نسبت به حالت عدم لحاظ اثر تقاطعی شاخص کیفیت نهادها در رانت منابع نفتی در شرایط رونق است.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر به بررسی تأثیر رانت منابع طبیعی بر شاخص توسعه مالی با لحاظ شاخص کیفیت نهادی در شرایط رکود و رونق اقتصادی در دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۴ در قالب الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای پرداخته شد. در ضمن، جهت جلوگیری از تورش نتایج، از شاخص فراگیری که جنبه‌های مختلف کیفیت نهادها و توسعه مالی را در نظر بگیرد، استفاده شد. در واقع، در قالب الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای امکان بررسی نفرین یا موهبت بودن منابع طبیعی در دو حالت بدون لحاظ بهبود کیفیت نهادی و با لحاظ شاخص کیفیت نهادی به تفکیک شرایط رکود و رونق، فراهم می‌گردد. بر اساس نتایج پژوهش، تأثیرگذاری رانت منابع نفتی در کشور بر توسعه مالی به شرایط رکود و رونق اقتصادی بستگی ندارد و عامل تعیین کننده در نفرین و موهبت بودن رانت منابع نفت در کشور، کیفیت نهادها می‌باشد. در واقع، با لحاظ شاخص کیفیت نهادها در رانت منابع نفتی، نوع اثرگذاری رانت منابع نفتی بر توسعه مالی در کشور تغییر خواهد کرد. به عبارت دیگر، چنانچه همزمان رانت منابع و کیفیت نهادها افزایش یابند امکان افزایش توسعه مالی در کوتاه‌مدت میسر می‌گردد و این در حالی است که در شرایط عدم‌لحاظ کیفیت نهادها در رانت منابع، در کوتاه‌مدت رانت منابع منجر به کاهش توسعه مالی در کشور می‌شود. این مهم نشان می‌دهد اثرگذاری رانت نفت بر توسعه مالی در کشور به شرایط اقتصادی کشور وابسته نیست و در تأثیرگذاری یکسان رانت نفت در شرایط رکود و رونق بر توسعه مالی قابل مشاهده می‌باشد که در هر دو حالت با لحاظ اثر تقاطعی رانت نفت در شاخص کیفیت نهادی و بدون لحاظ اثر تقاطعی این مهم رخ داده است. از سوی دیگر، افزایش همزمان رانت نفت و کیفیت نهادها در کشور جهت اثرگذاری رانت نفت بر توسعه مالی را تغییر داده است و با لحاظ اثر تقاطعی بهبود کیفیت نهادها، نفرین بودن منابع نفتی به موهبت برای توسعه مالی در کشور تبدیل شد که البته این امر صرفاً در کوتاه‌مدت رخ داده است. بر اساس نتایج، حتی در صورت بهبود همزمان کیفیت نهادها در کشور، منابع نفتی و افزایش رانت حاصل از آن، نمی‌تواند به عنوان یک عامل بلندمدت جهت بهبود و رشد توسعه مالی در کشور قلمداد شود. بنابراین، علاوه بر تمرکز بر بهبود همزمان کیفیت نهادها جهت جهت جلوگیری از اثر سوء منابع نفتی برای توسعه مالی در کشور، بایستی شرایط برای رشد بیشتر تجارت خارجی نیز فراهم شود تا امکان بهبود بلندمدت توسعه مالی نیز فراهم گردد. همچنین، نقش صندوق توسعه ملی به‌عنوان عاملی در جهت کاهش نقش درآمدهای نفتی در بودجه دولت بایستی پررنگ شود تا رانت منابع نفتی از کانال بودجه دولت به سایر بخش‌های اقتصاد کشور تسرّی نیابد و از ایجاد فساد جلوگیری کند.

### ملاحظات اخلاقی

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

**References**

Atil, A., Nawaz, K., Lahiani, A., & Roubaud, D. (2020). Are natural resources a blessing or a curse for financial development in Pakistan? The importance of oil prices, economic growth and economic globalization. *Resources Policy*, 67, 101683.

Atkinson, G., & Hamilton, K. (2003). Savings, growth, and the resource curse hypothesis. *World Development*, 31(11), 1793-1807.

Badeeb, R. A., Lean, H. H., & Smyth, R. (2016). Oil curse and finance–growth nexus in Malaysia: The role of investment. *Energy Economics*, 57(6), 154-165.

Baland, J. M., & Francois, P. (2000). Rent-seeking and resource booms. Journal of development Economics, 61(2), 527-542.

Baltagi, B. H., Demetriades, P. O., & Law, S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of development economics*, 89(2), 285-296.

Bhattacharyya, S., & Hodler, R. (2010). Natural resources, democracy, and corruption. *European Economic Review*, 54(4), 608-621.

Beheshti, M., Memaranejad, A., Torabi, T., & Hosseini, S.Sh. (2022). Investigating the dynamic causal relationship between trade liberalization, financial development and economic growth in selected countries of the world (with a new approach on the financial development index). *Economic Growth and Development Research Quarterly*, 11(44), 37-62. (In Persian)

Bhattacharyya, S., & Hodler, R. (2014). Do natural resource revenues hinder financial development? The role of political institutions. *World Development*, 57(11), 101-113.

Bui, T. T. (2016). Financial development, economic growth, and business cycle. In Proceedings of 2016 International Conference on Asia-Pacific Economic and Financial Development Asia Financial Markets, 26(7), 1-24.

Djankov, S., McLiesh, C., & Shleifer, A. (2007). Private credit in 129 countries. *Journal of Financial Economics*, 84(2), 299-329.

Dwumfour, R. A., & Ntow-Gyamfi, M. (2018). Natural resources, financial development and institutional quality in Africa: is there a resource curse?. *Resources Policy*, 59(8), 411-426.

Fathizadeh, H., Nunejad, M., Haghighat, A., & Aminifared, A. (2019). The relationship between economic growth, energy intensity and financial development in Iran's economic sectors. *Economic Growth and Development Research Quarterly*, 10(40), 55-76. (In Persian)

Girma, S., & Shortland, A. (2008). The political economy of financial development. *Oxford economic papers*, 60(4), 567-596.

Guo, F. (2013). What Causes China's High Inflation? A Threshold Structural Vector Autoregression Analysis. *China & World Economy*, 21(6), 100-120.

Gylfason, T. (2001). Natural resources, education, and economic development. *European economic review*, 45(4-6), 847-859.

Hadj, T. B., & Ghodbane, A. (2021). Do natural resources rents and institutional development matter for financial development under quantile regression approach? *Resources Policy*, 73(6), 102169.

Hattendorff, C. (2014). Natural resources, export concentration and financial development (No. 2014/34). Diskussionsbeiträge.

Huang, Y. (2010). Political institutions and financial development: an empirical study. *World Development*, 38(12), 1667-1677.

Javadi, S., Motevaseli, M., & Farsi, J. Y. (2017). Oil rent and financial environment: a cross-country examination. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(1), 298-302.

Javaheri, B., Ahmadzadeh, Kh., & Shahvaisi, H. (2019). Investigating the impact of the quality of institutions on the financial development of developing countries. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 4(7), 251-270. (In Persian)

Khan, M. A., Gu, L., Khan, M. A., & Oláh, J. (2020). Natural resources and financial development: The role of institutional quality. *Journal of Multinational Financial Management*, 56(4), 100641.

Khodaprast Mashhadi, M., Fallahi, M. A., & Rajab zadeh Moghani, N. (2015). Investigating the role of institutional quality on financial development in selected member countries of the Organization of Islamic Conference. *Monetary Economics, Finance*, 23(11), 26-45. (In Persian)

Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *International Economic Review*, 50(4), 1267-1287.

Law, S. H., & Moradbeigi, M. (2017). Financial development and oil resource abundance–growth relations: evidence from panel data. *Environmental Science and Pollution Research*, 24(28), 22458-22475.

Lee, H. S., Chong, S. C., & Sia, B. K. (2019). Financial services and globalisation in belt and road countries. *The Service Industries Journal*, 25(4), 1-28.

Lee, Y., & Sung, T. (2007). Fiscal policy, business cycles and economic stabilisation: Evidence from industrialised and developing countries. *Fiscal Studies*, 28(4), 437-462.

Leite, M. C., & Weidmann, J. (1999). Does Mother Nature corrupt? Natural resources, corruption, and economic growth. IMF working paper WP/99/85, Washington D.C.: International Monetary Fund.

Mahdavi Adeli, M.H., & Rouhani, M. (2018). The effect of abundance of natural resources on financial development in selected OPEC oil and gas countries (with an emphasis on the multidimensional index of financial development in the stock market. Financial Knowledge Quarterly, *Securities Analysis*, 12(42), 71-83. (In Persian)

Mallick, A., & Sethi, N. (2019). What Causes India's High Inflation? A Threshold Structural Vector Autoregression Analysis. *Institutions and Economies*, 22(4), 23-43.

Mavrotas, G., Murshed, S. M., & Torres, S. (2011). Natural resource dependence and economic performance in the 1970–2000 period. *Review of Development Economics*, 15(1), 124-138.

Mohammadi, T., Nazeman, H., & Khodaparast Pirsaraei, Y. (2013). Investigating the dynamic causality relationship between financial development, trade openness and economic growth, a case comparison of two oil-rich countries, Iran and Norway. *Iranian Energy Economy Quarterly*, 3(10), 151-178. (In Persian)

Mohammadzadeh, P., Behbodi, D., & Ebrahimi, S. (2012). The relationship between energy consumption and financial development in Iran. *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*, 10(39), 77-104. (In Persian)

Ozili, P. K. (2020). Financial inclusion and business cycles. *Journal of Financial Economic Policy*, 13(2), 180-199.

Porta, R. L., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1998). Law and finance. *Journal of political economy*, 106(6), 1113-1155.

Rezaei, M., Yavari, K., Ezzati, M., & Etesami, M. (2014). Investigating the effect of abundance of natural resources on financial repression and economic growth through the channel of influencing income distribution. *Iranian Energy Economics Quarterly*, 4(14), 89-122. (In Persian)

Robinson, J. A., Torvik, R., & Verdier, T. (2006). Political foundations of the resource curse. *Journal of Development Economics*, 79(2), 447-468.

Rouhani, M. (2012). The effect of oil revenues on financial development in the two sectors of the stock market and the banking system in selected OPEC member countries. Master's thesis, Ferdowsi University of Mashhad. (In Persian)

Rudari, S., Homayonifar, M., & Salimifar, M. (2019). Investigating the correlation between exchange rate fluctuations, government current expenditure fluctuations and government debt to the banking network with an emphasis on time-scale. Two *Quarterly Journals of Monetary Economics, Finance*, 27(19), 1-28. (In Persian)

Rudari, S., Tehranchian, A., & Zarei, P. (2022). Is oil a curse or a blessing for Iran's financial development? *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*, 17(70), 85-116. (In Persian)

Rudari, S., Zarei, P., & Tehranchian, A. (2022). Investigating the nonlinear behavior of financial instability in Iran: a threshold structural vector autoregression approach. *Macroeconomic Research Journal*, 15(30), 168-192. (In Persian)

Shahparast, E. (2015). Threshold effect of oil revenues on the effect of financial development on economic growth in Iran (1973-2012). Master's thesis, Ferdowsi University of Mashhad. (In Persian)

Zarei, P., Tehranchian, A., Abu Nouri, I., & Taghinejad, I.V. (2018). The role of oil price volatility and exchange rate in the government's debt to the banking network: Markov switching approach Mojak Banyan. *Research Journal of Macroeconomics*, 14(27), 309-339. (In Persian)

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۱۲۰-۱۰۱

مقاله پژوهشی

# تحلیل رابطه نوسانات بیت‌کوین و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران در خلال پاندمی کروناویروس (رویکرد مارکف سویچینگ بیزین ور)[۱]

محمدعلی یوسفی بهزاد فرخی[۲]، ثمینه قاسمی فر[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۴

## چکیده

*با ورود رمزارزها به بازارهای مالی بین‌المللی، مطالعه مسائل جدید پیرامون سبد دارایی افراد و ارتباط ریسک بخش‌های مختلف بازار مالی با یکدیگر را در میان سرمایه‌گذاران و محققان برجسته ساخته است. در این مطالعه به کمک داده‌های ماهانه از آبان ماه سال ۱۳۹۲ تا دی ماه ۱۴۰۰و با هدف بررسی اثرات متقابل نوسانات (ریسک) بیت‌کوین و نرخ ارز بر نوسانات شاخص بازار سهام ایران در سبد دارایی از رویکرد MSBVAR دو رژیم رفتاری (منطبق با قبل و بعد از وقوع پاندمی کرونا) برای نوسانات قیمتی بیت‌کوین شناسایی شده و سپس، اثرات تکانه بیت‌کوین بر شاخص بازار سهام را در خلال دو رژیم رفتاری مورد سنجش قرار داده است. نتایج پژوهش ضمن تأیید انطباق رژیم‌های رفتاری بیت‌کوین با شیوع پاندمی کرونا، نشان می‌دهد که در زمان پاندمی کرونا شاخص بازار سهام با شدت بیشتری به تکانه‌های بیت‌کوین و نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد و ریسک کلی سبد دارایی را افزایش می‌دهد.*

**واژگان کلیدی**: نوسانات بیت‌کوین، پاندمی کرونا، سبد دارایی، شاخص بازار سهام، رویکرد MSBVAR.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *N20,I10,G11,G23,C11*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.40085.2675
۲. دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه باهنر، کرمان، ایران. Email: Aliyousefi8732@yahoo.com
۳. پژوهشگر پسادکتری، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Email: saminehghasemifar@yahoo.com

**مقدمه**

امروزه ارزهای دیجیتال به عنوان یک محصول سرمایه‌گذاری با بازده باورنکردنی و ریسک بالا به طور فزاینده‌ای محبوب شده است. این ارزها از پژوهش‌هایی در حوزه تنوع سبد دارایی و هجینگ دارایی‌های مالی الهام گرفته شده‌اند (بوری و همکاران[1]، ۲۰۱۷؛ شهزاد و همکاران[2]، ۲۰۱۹؛ اسمالز[3]، ۲۰۱۹). بیت کوین مانند سایر ارزهای مجازی، یک شبکه غیرمتمرکز و یک به یک است که در آن امکان اثبات و انتقال مالکیت بدون نیاز به واسطه، زیرساخت کارآمدتری برای انتقال پول فراهم می‌کند و امکان پرداخت ارزان‌تر و سریع‌تر را فراهم می‌کند (گوسمی و همکاران[4]، ۲۰۱۸).

در توضیح گسترش معاملات ارز دیجیتال می‌توان گفت در دسامبر ۲۰۱۷، معاملات آتی بیت‌کوین در بورس گزینه‌ای ارزی شیکاگو[5] راه‌اندازی شد (کوربت و همکاران[6]، ۲۰۱۸) و پس از آن بیت کوین به یک موضوع پرطرفدار در تحقیقات مالی تبدیل شد. با مروری بر ادبیات پژوهش می‌توان دریافت بخش عمده‌ای از ادبیات مربوط به رمز ارزها عمدتاً بر مکانیسم تعیین قیمت بیت‌کوین و توانایی آن برای توسعه به یک سیستم پولی جایگزین تمرکز دارد به عنوان مثال روگوجانو و بادیا[7]( ۲۰۱۴)؛ برندولد و همکاران[8](۲۰۱۵)؛ سیایان و همکاران[9]( ۲۰۱۶)؛ دوایر[10]( ۲۰۱۵).

حرکت جریان سرمایه‌گذاری به سمت بیت‌کوین در میان رمزارزهای جدید به این دلیل است که با وجود تنوع ارزهای دیجیتال، بیت‌کوین به مدت ۱۰ سال جایگاه اول خود را با سهم ۵۱ درصد از سرمایه کل دارایی‌های رمزنگاری شده حفظ کرده است. به علاوه بازار بیت‌کوین رشد سریع و توسعه قابل توجهی را در دهه گذشته تجربه کرده است. به طور دقیق ارزش سرمایه بیت‌کوین بین سه ماهه سوم ۲۰۱۴ و سه ماهه سوم ۲۰۱۹ به طور قابل توجهی افزایش یافته است، از حدود ۳۰ میلیون دلار به تقریباً ۲۰ میلیارد دلار با نرخ رشد تقریباً ۱۰۰۰ درصد می‌رسد[11]. بررسی روند تغییرات قیمت این ارز در واقع حاکی از نوسانات زیاد قیمت آن طی سال‌های اخیر است که فرضیه وجود حباب در این بازار را بسیار تقویت می‌کند (هاتفی مجومرد و همکاران، ۱۳۹۷). ظهور بیت‌کوین در دهه گذشته، ملت‌ها را به خوبی به سرمایه‌گذاری‌های بین‌المللی جذب کرده است. بیت‌کوین به عنوان یک دارایی جدید یک فرصت بالقوه‌ای تنوع بخشی به سبد دارایی‌ها را فراهم ساخته است. در دو سال اخیر با گسترش پاندمی بیماری کرونا و سویه‌های مختلف آن، عدم اطمینان و در نتیجه ریسک سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی بین‌المللی بیش از پیش آشکار شده است. در این شرایط جدید، سرمایه‌گذاران بیشتر به دنبال کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود و دستیابی به تنوع پرتفوی بهینه با مشارکت

1. Bouri et al
2. Shahzad et al
3. Smales
4 .Guesmi et al
5. Chicago Board Options Exchange
6 . Corbet et al
7 .Rogojanu and Badea
8 .Brandvold et al
9 .Ciaian et a
10 .Dwyer

۱۱. بررسی داده‌های سری زمانی بیت‌کوین

دارایی‌های مالی جدید مانند بیت کوین هستند. این حرکت به سمت رمز ارزها همچنین، به دلیل عدم موفقیت طلا در حفظ نقش سنتی خود به عنوان پوشش ریسک پس از بحران مالی جهانی نیز ایجاد شده است.

همزمان با گسترش جهانی استفاده از رمز ارزها، در کشور ایران نیز در چند سال اخیر گرایش رو به گسترشی به سرمایه‌گذاری در رمز ارزها مشاهده می‌شود. به نحوی که دولت و بانک مرکزی در خصوص کنترل استخراج این رمزارزها، محدودیت‌هایی را اعمال کرده‌اند. بر این اساس، با توجه به تأثیرپذیری مستقیم و غیر اقتصاد ایران از بازارهای مالی جهانی و گسترش فعالیت مربوط به رمز ارزها به خصوص در سال‌های تشدید تحریم‌های بین‌المللی و همچنین شرایط پاندمی کرونا این سؤال مطرح می‌شود که آیا نوسانات بیت‌کوین به عنوان یک رمز ارز می‌تواند بر نوسانات بازدهی دارایی‌های مالی داخلی اثرگذار باشد یا خیر؟ در واکاوی پاسخ این سئوال این فرضیه‌ها مطرح می‌شوند که نوسانات بیت‌کوین در دوره پیش و بعد از پاندمی کرونا اثرات مثبتی بر نوسانات بازدهی اوراق بهادار دارد. از این‌رو هدف این مطالعه بررسی اثرات نوسانات قیمت بیت‌کوین به عنوان ابزار پوشش ریسک بر نوسانات بازار سهام کشور ایران در دوره پیش و پس از شیوع پاندمی کرونا است. برای دستیابی به این هدف رژیم‌های رفتاری بیت‌کوین در خلال پاندمی کرونا با رویکرد MS[1] شناسایی می‌شود و سپس اثرات نوسانات بیت‌کوین بر نوسانات بازار سهام و ارز خارجی در رژیم‌های شناسایی شده به کمک رویکرد غیرخطی MSBVAR[2] برآورد می‌شود. سهم جدید این پژوهش بررسی ارتباط و همبستگی متقابل و غیرخطی میان ریسک دارایی بیت‌کوین، اوراق بهادار، ارز خارجی در سبد دارایی‌های سرمایه‌گذاران داخلی و تحلیل این روابط با شناسایی رژیم‌های رفتاری بیت‌کوین در خلال پاندمی کرونا است. به نظر می‌رسد این مطالعه نخستین مطالعه‌ای داخلی و خارجی است که نقش تغییر رفتاری بیت‌کوین با بروز کرونا در نوسانات بازار سهام را در خلال پاندمی کرونا بررسی می‌کند. در نتیجه ضرورت طرح این مسئله به نتایج حاصل از پژوهش مربوط می‌شود چرا که این مطالعه این امکان را فراهم می‌سازد که از یک سو تکامل همبستگی بین دو بازار را تجزیه و تحلیل شود و از سوی دیگر، طراحی سبد بهینه‌ای را فراهم می‌سازد که سرمایه‌گذاران داخلی می‌توانند برای کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود داشته باشند. همچنین واکنش بازارها را در خلال رژیم‌های متفاوت رفتاری کرونا مورد تحلیل قرار می‌دهد.

این پژوهش در چندین قسمت سازماندهی شده است. بخش دوم مروری کوتاه بر ادبیات نظری و تجربی پژوهش مرتبط با موضوع را ارائه می‌دهد. بخش سوم داده‌ها و روش اقتصاد سنجی MSBVAR را شرح می‌دهد. نتایج تجربی در بخش چهارم مورد بحث قرار می‌گیرند. بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

## مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

به منظور بررسی ارتباط ریسک ابزارهای جدید مالی بر بازدهی کل سهام از تئوری پورتفولیو بازار بهره برده می‌شود. به پورتفولیوی بازار، پورتفو دارای‌های ریسک‌دار گفته می‌شود. همه دارایی‌ها با توجه به ارزش خودشان در سبد دارایی‌ها سهیم هستند. این سبد دارایی می‌تواند شامل اوراق بهادار، ارز خارجی،

1. Markov Switching
2. Markov Switching Bayesian VAR

طلا، ارزهای دیجیتال و ... باشد. در تئوری، پورتفولیو بازار باید به تناسب، شامل تمامی دارایی‌های ریسک‌دار اعم از دارایی‌های مالی (اوراق بهادار، برگ اختیار معامله و غیره) و دارایی‌های واقعی (مانند طلا) باشد. این چنین پورتفولیویی کاملاً متنوع خواهد بود. در این مدل، می‌توان بازده اوراق بهادار را به دو قسمت، بخش منحصر به فرد و بخش مرتبط با بازار تقسیم می‌شود. ریسک کلی دارایی‌ها که توسط انحراف معیار اندازه‌گیری می‌شود را می‌توان به دو منبع نسبت داد: ۱- ریسک سیستماتیک(که به تغییرپذیری بازار بستگی دارد) ۲- ریسک غیرسیستماتیک (شامل آن قسمتی از ریسک است که به تغییرپذیری بازار بستگی ندارد). بازده مورد انتظار پورتفولیو نیز عبارت است از میانگین وزنی بازده‌های دارایی‌های پورتفو در حالی که ریسک به تنهایی شامل میانگین وزنی ریسک تک‌تک دارایی‌ها موجود در پورتفولیو نیست. دقیقاً به همین دلیل است که سرمایه‌گذاران می‌توانند ریسک سبد دارایی‌های خود را کاهش دهند. ریسک پورتفولیو نه تنها به میانگین وزنی ریسک تک تک اوراق بهادار بلکه به کوواریانس یا روابط میان بازده‌های دارایی‌های تشکیل‌دهنده پورتفولیو نیز بستگی دارد. در واقع روابط میان بازده دارایی‌های مختلف هسته اصلی تئوری پورتفولیو را شکل می‌دهد (جونز،۱۹۴۳). با توجه به اهمیت دارایی اوراق بهادار در سبد پورتفوی بازار به بررسی ارتباط ریسک دارایی جدید رمز ارز بیت کوین و ارز خارجی با ریسک اوراق بهادار پرداخته می‌شود و همبستگی ریسک این دارایی‌ها مطابق با تئوری پورتفولیو سنجیده می‌شود.

یکی از نرخ‌های بنیادین در اقتصاد نرخ ارز است که برای سنجش ارزش یک واحد پول داخلی در مقابل معادل خارجی خود به کار می‌رود. نرخ ارز حاصل تعامل عرضه و تقاضا در بازار ارز است، این بازار علاوه بر این‌که الگوی معاملات خارجی یک کشور را نشان می‌دهد، راهنمایی برای سرمایه‌گذاری‌های بین‌المللی نیز محسوب می‌شود و به طور مستقیم نرخ‌های بهره و تورم داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۹). بحران‌های ارزی در واقع همان کاهش ناگهانی ارزش پول یک کشور در مقابل واحد پول خارجی است. دلایل بروز این بحران‌های ارزی در کشورهای در حال توسعه اغلب عدم‌هماهنگی تغییرات نرخ ارز با تغییرات متغیرهای حقیقی اقتصاد در میان مدت توأم با شوک‌های شدید خارجی است (سلطانی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۵). این نوسانات در حقیقت نوسانات واقعی پول داخلی در مقابل پول خارجی معتبر مانند دلار آمریکا است که به عنوان جایگزینی برای نااطمینانی در نظر گرفته می‌شود. نوسانات شدید ارزی منجر به وضعیتی می‌شود که در آن فعالین بازار مالی نسبت به بازده بازار مطمئن نیستند و برای نگهداری دارایی‌های مالی صرفه بالاتری تقاضا می‌کنند. از طرفی نوسانات نرخ ارز هم بنگاه‌هایی را که تولیدات آن‌ها وابسته به کالاهای واسطه‌ای یا مواد اولیه وارداتی است و هم بنگاه‌هایی که تأمین منابع مالی آن به شدت وابسته به منابع مالی خارجی است، متأثر می‌سازد.

یکی از مهمترین تعیین‌کننده‌های وضعیت بحرانی در بازار اوراق بهادار، نوسانات شاخص کل سهام است که بیانگر تحرکات ناگهانی قیمت دارایی است و به عنوان پدیده‌ای رایج در دوره‌های بحران مالی مطرح می‌شود (کامبان و استیوز، ۲۰۱۶). در واقع ریسک بازار اوراق بهادار و نااطمینانی در این بازار به کمک نوسانات بازدهی شاخص کل سهام سنجیده می‌شود؛ هر چه این نوسانات بیشتر، نااطمینانی بالاتر خواهد بود. افزایش ریسک در این بازار به عنوان بخشی از بازار مالی، ریسک کلی بازار مالی را افزایش می‌دهد (آبورا و همکاران، ۲۰۱۷)

1. Dong

ارزهای دیجیتال معمولاً به عنوان یک فناوری مخرب تلقی می شوند که امیدها و ترس ها را در ذهن دسته های مختلف سهامداران در اقتصاد ایجاد می‌کند. در واقع، ارزهای رمزنگاری شده چندین مزیت بالقوه را به عنوان یک سیستم پرداخت نوآورانه و کارآمد ارائه می‌کنند، اما در عین حال، منبع ریسک‌های بالقوه‌ای هستند که می‌تواند به سرمایه‌گذاران، مصرف‌کنندگان، کسب‌وکارها، سیستم‌های مالی و حتی امنیت ملی آسیب برساند (گرانت و هوگان[1]، ۲۰۱۵). درست مانند ریسک بازار ارز خارجی و ریسک بازار اوراق بهادار، نوسانات رمز ارز بیت‌کوین به عنوان معیار برای نااطمینانی در این بازار به عنوان ریسک رمز ارز بیت‌کوین در نظر گرفته می‌شود.

**سازوکار اثرگذاری بیت‌کوین بر بازدهی اوراق بهادار**

در حقیقت بیت‌کوین سیستم‌های پولی و کل بازارهای سهام را از سه کانال تقاضای پول، نرخ‌های ارز خارجی و تورم تحت تأثیر قرار می‌دهد. مطابق مطالعات، از یک طرف بیت‌کوین جایگزین پول یا چند نقش پول می‌شود، این پدیده منجر به کاهش گردش و تقاضا برای پول رسمی را خواهد شد. کاهش تقاضا برای پول رسمی، از طریق کاهش هزینه‌های نهایی، ارزش دارایی اوراق بهادار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از طرف دیگر بیت‌کوین به عنوان دارایی سرمایه‌گذاری و ابزاری برای ذخیره ارزش نیز می‌تواند بر هزینه نهایی تولید کالاها و تورم تأثیر بگذارد، چرا که با افزایش ارزش این دارایی، تقاضا برای کالا و خدمات افزایش می‌یابد و فشار صعودی را بر قیمت کالاها و خدمات وارد می‌کند که به طور مستقیم ارزش پولی سهام شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سومین کانال اثرگذاری بیت‌کوین بر بازار سهام از طریق نرخ ارز خارجی است. افزایش قیمت داخلی بیت‌کوین به دنبال افزایش نوسانات قیمت ارز خارجی، منجر به افزایش ارزش داخلی این دارایی در سبد دارایی سرمایه‌گذار می‌شود و با توجه به اعتبار بین‌المللی این دارایی در شرایط نوسانات شدید ارزی، تمایل به خرید دارایی‌ها داخلی از جمله اوراق بهادار را کاهش می‌دهد و قیمت این اوراق را تحت تأثیر قرار می‌دهد (نارایان و همکاران[2]، ۲۰۱۹؛ ونگ و همکاران[3] ۲۰۲۰). اثرات نهایی نوسانات بیت-کوین از طریق این کانال‌ها می‌تواند همسو یا در جهت مخالف هم بر بازدهی اوراق بهادار باشد و بسته به پارامترهای دیگر، اثرات یک کانال بیشتر از اثرات کانال‌های دیگر باشد.

تشورش و شوئرمن[4] (۲۰۱۶)، منسی و همکاران[5] (۲۰۲۰) و رحمان و همکاران[6] (۲۰۲۰) نشان می-دهند که بیت کوین ویژگی‌ها و رفتار پویا مختص به خود را دارد. به طور دقیق‌تر، بیت کوین از نظر ارزش‌گذاری، دارایی‌های اساسی و سفته‌بازی با ارزهای معمول متفاوت است. برخی از مطالعات این حوزه نشان می‌دهد که گنجاندن بیت‌کوین در یک سبد متنوع، سود مورد انتظار سبد را علیرغم رفتار بی‌ثبات

1. Grant and Hogan
2. Narayan et al
3. Wang et al
4. Tschorsch & Scheuermann
5 .Mensi et al
6. Rehman et al

بیت‌کوین افزایش می‌دهد (ماریانا و همکاران[1]، ۲۰۲۱). سایر مطالعات بر این نکته تأکید می‌کند که حتی اگر بیت‌کوین بتواند بازده پرتفوی‌ها را بهبود ببخشد، نوسانات بالای آن باعث می‌شود که بهبود عملکرد پرتفوها به دشواری تحقق یابد (اسمالز[2]، ۲۰۱۹؛ چمخا و همکاران، ۲۰۲۱). یک مجموعه از مطالعات به بررسی ارتباط بیت کوین با شاخص S&P 500 پرداخته‌اند (جورگولا و همکاران[3]، ۲۰۱۵؛ کنراد و همکاران[4]، ۲۰۱۸؛ کیارلند و همکاران[5]، ۲۰۱۸؛ ارداس و کاگلار[6]، ۲۰۱۸؛ چان و همکاران[7]، ۲۰۱۹؛ منسی و همکاران، ۲۰۲۰). در یکی دو سال اخیر سو گیری ادبیات رمزارزها به ویژگی پوشش‌دهندگی ریسک بیت‌کوین در طول شیوع COVID-19 بوده است این مطالعات سعی بر آن داشته‌اند که برتری بیت‌کوین را در مقایسه با طلا از نظر تنوع پرتفوی تأیید کنند. چرا که نوسانات بالای مشاهده شده در بازارهای سهام بین‌المللی در طول همه‌گیری منجر به افزایش قابل توجه ریسک سرمایه‌گذاری شد. در نتیجه سرمایه‌گذاران به سمت دارایی‌های جایگزین مانند بیت‌کوین تمایل دارند تا ریسک پرتفوی خود را کاهش دهند. ماریانا و همکاران (۲۰۲۱) نشان می‌دهد که بیت‌کوین ویژگی پوشش‌دهندگی ریسک در کوتاه‌مدت قبل و در خلال همه‌گیری را نشان می‌دهد، علی رغم این واقعیت که از طلا و S&P 500 نوسان‌پذیری بیشتری دارد.

همچنین با بررسی ادبیات پژوهش رابطه اقتصادی و نظری غیر مستقیمی بین رمزارزها و بازارهای سهام توسط ناریان و همکاران (۲۰۱۹)، منسی و همکاران (۲۰۲۰)، رحمان و همکاران (۲۰۲۰) برآورد شده است. این بررسی به نقطه عطفی برای بررسی رابطه غیرخطی بین نوسانات بیت‌کوین و بازار سهام به کمک مدل‌های مارکف سویچینگ، تبدیل شده است.

شهرزاد و همکاران(۲۰۱۹) در پژوهش خود این فرضیه را بررسی کردند که آیا بیت‌کوین می‌تواند به عنوان یک دارایی پوشش‌دهنده ریسک باشد یا نه؟ آن‌ها از داده‌های شاخص بازار سهام برای اقتصادهای توسعه‌یافته و نوظهور از دوره ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۸ بهره بردند. نتایج آن‌ها نشان داد برای بازارهای سهام اسلامی، نقشی که بیت‌کوین می‌تواند به‌عنوان یک پوشش و یا پناهگاه امن برای سرمایه‌گذاری‌های اسلامی ایفا کند، مشخص نیست.

منسی و همکاران (۲۰۲۰) حرکت های مشترک بین بیت کوین و برخی از شاخص های سهام جهانی و منطقه ای اسلامی و همچنین بازارهای صکوک را با استفاده از رویکرد مبتنی بر موجک بررسی کردند. یافته‌های قابل توجه این پژوهش به این صورت است که همبستگی پویا و منافع تنوع پرتفولیو بین دارایی-های درنظرگرفته شده در طول زمان و تواترهای مختلف متفاوت است. به طور دقیق‌تر حرکت همزمان قدرتمند بین بیت‌کوین و بازار سهام اسلامی و در یک جهت در تواترهای پایین نشان می‌دهد دستاوردهای متنوع در سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت نسبت به سرمایه‌گذاری در پرتفوی کوتاه‌مدت کم اهمیت‌تر است. اما در نوسان‌های بالا حرکت مخالف بین بیت‌کوین و بازارهای سهام مشاهده شده است که نشان می‌دهد

1. Mariana et al
2. Smales
3 .Georgoula et al
4. Conrad et al
5. Kjærland et al
6. .Erdas and Caglar
7 . Chan et al

منفعت پوشش ریسک در کوتاه‌مدت را می‌توان از طریق تنوع بین بیت کوین و دارایی‌های سهام اسلامی به دست آورد. در اقتصاد ایران با توجه به به روز بودن موضوع مورد بررسی تاکنون تعداد محدودی از پژوهش‌ها به بررسی اثرات بیت‌کوین بر بازارهای مالی پرداخته‌اند.

در جدول (۱) به صورت خلاصه به ادبیات خارجی و داخلی موضوع پژوهش پرداخته شده است. در مقایسه با پژوهش‌های خارجی انجام شده، این پژوهش با در نظر گرفتن رابطه غیر خطی بین بیت‌کوین و بازار سهام به بررسی اثرات تکانه‌های بیت‌کوین و ارز خارجی به عنوان دو بخش مهم از سبد پورتفولیوی افراد بر بازدهی شاخص سهام در دو رژیم رفتاری بیت کوین یکی پیش از وقوع کرونا و دیگری پس از وقوع کرونا پرداخته است که به نظر می‌رسد در هیچ کدام از مطالعات داخلی و خارجی مد نظر قرارنگرفته است.

**جدول ۱.** مطالعات تجربی

| نتایج | روش | متغیرها | عنوان | نویسندگان |
|---|---|---|---|---|
| نتایج نشان می‌دهد که ارزهای دیجیتال ممکن است مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذارانی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه ارائه دهند. تغییرات زمانی در پیوندها منعکس کننده شوک های اقتصادی و مالی خارجی است. | تجزیه و تحلیل دامنه فرکانس | بیت کوین، رابیل، لیتکوین شاخص سهام S&P 500 و نرخ ارز | جهانی ۲۰۱۳-۲۰۱۷ | کوربت و همکاران(۲۰۱۸) |
| افزودن بیت کوین به سبد سهام اسلامی، ریسک سبد را کاهش می دهد. در نهایت، با توجه به دوره شیوع COVID-19، آشکار شد که استراتژی پوشش‌دهی شامل بیت‌کوین منجر به هزینه بالاتری در طول بحران می‌شود. | DCC-GARCH | بیت کوین، طلا. شاخص های سهام اسلامی | جهانی، آمریکا، اروپا، آسیا و اقیانوسیه،GCC و کشورهای توسعه یافته ۲۰۱۰-۲۰۲۰ | چیکلی و همکاران (۲۰۲۱) |
| نقش پوشش ریسک برای بازار سهام بیت کوین و طلا در دوره‌های مختلف و در کشورهای مختلف متفاوت است. | رگرسیون کوانتایل | بیت کوین، طلا و کالاها | جهانی، کشورهای توسعه یافته، نوظهور، چین و آمریکا ۲۰۱۰ -۲۰۱۸ | شهرزاد و همکاران (۲۰۱۹) |
| بیت کوین می‌تواند پوشش دهنده ریسک مناسبی برای نوسانات بازار سهام باشد. | GARCH-BEKK | بیت کوین و بازار سهام چین | چین | ونگ و همکاران (۲۰۱۹) |
| سرریزنوسانات از بیت کوین به سایر بخش‌های بازار مالی تأیید می‌شود. | VARMA (1,1)-DCC-GJR-GARCH | بیت کوین، بازار سهام، طلا، نفت | جهانی ۲۰۱۲-۲۰۱۸ | خالد گوسمی و همکاران(۲۰۱۸) |
| بیت‌کوین می‌تواند به سبد دارایی‌ها تنوع ببخشد و بین سایر دارایی‌ها و بیت‌کوین همبستگی وجود دارد. | رویکرد کوانتایل چندگانه | شاخص سهام S&P 500 و بیت کوین | جهانی ۲۰۱۲-۲۰۲۰ | مغیره و عبده (۲۰۲۰) |
| بیت کوین در طول بازار نزولی COVID-19 به عنوان یک دارایی پوششی عمل نمی کند. و حرکت سرمایه به سمت بیت‌کوین ریسک کل پورتفو را افزایش می‌دهد. | مدل ارزیابی ریسک | شاخص سهام S&P 500 بیت‌کوین | جهانی ۲۰۱۲-۲۰۲۰ | کاتلون و مک‌گی (۲۰۲۰) |

| نتایج | روش | متغیرها | عنوان | نویسندگان |
|---|---|---|---|---|
| نتایج نشان می دهد که نوسانات بیت کوین در دوره های سوداگرانه ناپایدارتر است. در دوره های پایدار، بازده S&P 500، بازده نوسانات شاخص سهام و احساسات سرمایه-گذار بر نوسانات بیت کوین تأثیر می گذارد. | GARCH | شاخص سهام S&P 500، بیت کوین، شاخص نوسانات سهام | جهانی ۲۰۱۶-۲۰۱۹ | لوپز گابارکوس و همکاران [1] (۲۰۲۱) |
| دوره‌های شکل‌گیری حباب قیمتی بیت‌کوین در ماه سوم ۲۰۱۵، ماه پنجم ۲۰۱۵ماه ۱۲ ام ۲۰۱۵ و ماه سوم ۲۰۱۶ شناسایی شد. | ریشه واحد بازگشتی | حباب قیمتی بیت-کوین | جهانی ۲۰۱۳-۲۰۱۸ | هاتفی مجومرد و همکاران (۱۳۹۷) |
| رفتار ریسک و بازده بیت‌کوین با بازارهای رقیب مرتبط نیست. | TGARCH | بیت‌کوین، ارز، طلا، سهام | ایران ۱۳۹۲-۱۳۹۸ | صالحی‌فر (۱۳۹۸) |
| تغییرات قیمت سهام، سکه و نفت درصد کوچکی از تغییرات تقاضای بیت‌کوین را توضیح می‌دهند. | VAR | تقاضای بیت‌کوین، طلا، ارز، نفت ، سهام | ایران ۱۳۹۳-۱۳۹۷ | کیوانیان و همکاران (۱۳۹۷) |

منبع: یافته‌های پژوهش

## فرضیه‌های پژوهش

نوسانات بیت‌کوین در دوره پیش و بعد از پاندمی کرونا، اثرات مثبتی بر نوسانات بازدهی اوراق بهادار دارد.

## روش شناسی پژوهش

در ابتدا دو رژیم نوسانات شدید و نوسانات خفیف برای نوسانات بیت‌کوین شناسایی می‌شود. برای انجام این مرحله لازم است فرض شود نوسانات بیت‌کوین وابسته به حالت است. به این دلیل که بی‌ثباتی‌های مالی اصولاً رویدادی است که به ندرت رخ می‌دهد و مطابق با مبنای تجربی فرض می‌شود تنها دو رژیم موجود است (آبورا و همکاران [2]، ۲۰۱۷؛ استونا و همکاران [3]، ۲۰۱۸). به طور خاص فرض می‌شود که نوسانات ناگهانی و تصادفی با یک پایداری مشخص در هر رژیم رخ می‌دهد. برای شناسایی نوسانات شدید و خفیف بیت‌کوین از مدل MSBVAR سیمز و همکاران (۲۰۰۸) بهره برده شده است. این مدل برای فضای روابط غیرخطی بین متغیرها بسیار مناسب است. چرا که می‌تواند تغییرات رفتار ناگهانی متغیرهای مالی را به خوبی شناسایی کند. سپس اثرات تکانه نوسانات بیت‌کوین و ارز خارجی بر بازدهی شاخص بازار سهام با رویکرد غیرخطی بیزین برآورد می‌شود. از این رو برای بررسی اثرات تکانه‌های نوسانات بیت‌کوین بر بازدهی بازار سهام از تئوری پورتفولیو بهره برده شده است. مطابق با این تئوری ریسک سبد دارایی‌ها نه تنها تابعی از ریسک تک تک اجزای سبد دارایی است بلکه به همبستگی این اجزا نیز بستگی دارد. در این قسمت به دلیل ساختار مدل و محدودیت در اضافه کردن متغیرها، سه بخش در سبد دارایی لحاظ شده است. نوسانات رمز ارز بیت‌کوین، نرخ ارز خارجی و شاخص کل سهام به عنوان ریسک هر کدام از اجزا به کمک رویکرد EGARCH(1,1) به تبعیت از پژوهش لینگ و مک آلیر [4] (۲۰۰۳) معرفی شده است.

1. L´opez-Cabarcos et al
2.Aboura et al
3. Stona et al
4. Ling and Mc Aleer

$y_t = \left[{}^{1}bitcoinV, {}^{2}EXV, {}^{3}OIV\right]$، سیمز و همکاران[4] (۲۰۰۸) طراحی مدل به صورت معادله (۱) صورت می‌گیرد:

$$\acute{\boldsymbol{y}}_t \boldsymbol{A_0}(\boldsymbol{s_t}) = \sum_{\boldsymbol{i=1}}^{\boldsymbol{\rho}} \acute{\boldsymbol{y}}_{\boldsymbol{t-i}}\, \boldsymbol{A_i}(\boldsymbol{s_t}) + \acute{\boldsymbol{z}}_t \boldsymbol{C}(\boldsymbol{s_t}) + \boldsymbol{\acute{\epsilon}_t \theta^{-1}}(\boldsymbol{s_t}) \qquad (۱)$$

$$\mathbf{t = 1 \ldots . T}$$

در رابطه فوق، $y_t$: بردار ستونی پنج بعدی متغیرهای درون‌زا، $A_0$: ماتریس ضرایب متغیرها، $A_i$: ماتریس ضرایب وقفه‌ها، $s_t$: وضعیت‌های مشاهده نشده در زمان t، ρ: طول وقفه‌ها و $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ شامل فرآیند شوک‌ها است. در این پژوهش دو رژیم در نظر گرفته می‌شود ($s_t = 1,2$). به علاوه، $Z_t$ ماتریس شاخص با مقادیر یک، نماینده بردار ستونی از ثابت‌ها است. $C(s_t)$، ماتریس عرض از مبدأ است. θ، ماتریس قطری بارهای عامل که نوسانات تصادفی روی بردار شوک‌های غیرقابل مشاهده $\varepsilon_t$ را مقیاس‌بندی می‌کند. با تعریف شرایط اولیه $x_t = \left[y_{t-1}, \acute{}, \ldots, y_{t-\rho}, z_t\right]$ و $F(s_t) = \left[A_1(\acute{s_t}), \ldots, A_{\acute{\rho}}(s_t), \acute{C}(s_t)\right]$، مدل می‌تواند در فرم متراکم معادله (۲) نوشته شود:

$$\acute{\boldsymbol{y}}_t \boldsymbol{A}(\boldsymbol{s_t}) = \acute{\boldsymbol{x}}_t \boldsymbol{F}(\boldsymbol{s_t}) + \boldsymbol{\acute{\epsilon}_t \theta^{-1}}(\boldsymbol{s_t}). \quad \forall\ \mathbf{1} \leq\ \boldsymbol{t} \leq \boldsymbol{T} \qquad (۲)$$

در نهایت، با فرض این که توزیع‌های ساختاری مشروط نرمال هستند، می‌توان مدل را به فرم خلاصه شده (۳) نیز نوشت:

$$\acute{\boldsymbol{y}}_t = \acute{\boldsymbol{x}}_t \boldsymbol{B}(\boldsymbol{s_t}) + \acute{\boldsymbol{u}}(\boldsymbol{s_t}). \quad \forall\ \mathbf{1} \leq\ \boldsymbol{t} \leq \boldsymbol{T} \qquad (۳)$$

$$\boldsymbol{B}(\boldsymbol{s_t}) = \boldsymbol{F}(\boldsymbol{s_t}) \boldsymbol{A^{-1}}(\boldsymbol{s_t})$$

$$\boldsymbol{u}(\boldsymbol{s_t}) = \boldsymbol{\acute{A}^{-1}}(\boldsymbol{s_t}) \boldsymbol{\acute{\epsilon}_t \theta}(\boldsymbol{s_t})$$

تغییر رژیم توسط فرآیند مارکف مرتبه اول برآورد می‌شود. زنجیره مارکف، احتمالات انتقال را نشان می‌دهد: $p(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}$، در جایی که $p_{11} + p_{12} = 1$ و $p_{21} + p_{22} = 1$ است. این رابطه نشان می‌دهد رژیم متداول $s_t$ تنها به رژیم یک دوره قبل بستگی دارد (سیمز و همکاران، ۲۰۰۸). پس از تعیین ماتریس احتمالات انتقال، تکنیک بیزین برای برآورد پارامترهای مدل اعمال می‌شود. پارامترهای مدل $\hat{\theta} = (\hat{\varphi}_1, \hat{\varphi}_2)$ به رژیم‌های غیرقابل مشاهده در رویکرد غیرخطی بستگی دارند. به طور خاص در این پژوهش تابع درستنمایی $p(y_t | Z_t, \theta, w)$ با محاسبه تابع احتمال شرطی در زمان t ارزیابی می‌شود:

1. Bitcoin Volatility (https://www.statista.com/statistics/326707/bitcoin-price-index)
2. Exchange Rate Volatility
3. Overall Index Volatility
4. Sims et al

$$p\left(y_t \mid Y_{t-1}, Z_t, \theta, w, s_t\right) \quad (۴)$$

معادله (۴) مشروط به بردار متغیرهای برون‌زا $Z_t$ است. تابع درستنمایی $Y_T$ نیز به صورت معادله (۵) تعریف می‌شود:

$$\boldsymbol{p(Y_T|Z_T.\theta.w.s_t) = \prod_{n}\left[\sum_{s_t \in H} p(y_t|Y_{t-1}.Z_t..\theta.w.s_t)\, p(s_t|Y_{t-1}.Z_{t-1}..\theta.w)\right]} \quad (۵)$$

پس از تصریح مدل با رویکرد MSBVAR، پیشین مناسب مطابق با پژوهش سیمز تعیین می‌شود.

جدول ۲. ابرپارامترهای توزیع پیشین سیمز

| ابرپارامترها | مقادیر |
|---|---|
| $\boldsymbol{\lambda_0}$ | ۰/۸ |
| $\boldsymbol{\lambda_1}$ | ۰/۱۵ |
| $\boldsymbol{\lambda_3}$ | ۱ |
| $\boldsymbol{\lambda_4}$ | ۰/۲۵ |
| $\boldsymbol{\lambda_5}$ | ۱ |
| $\boldsymbol{\mu_5}$ | ۱ |
| $\boldsymbol{\mu_6}$ | ۵ |
| qm[1] | ۱۲ |

مأخذ: پیشین ها برمبنای پژوهش سیمز و همکاران، ۲۰۰۸ برگزیده شده‌اند

## تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

پس از توضیحاتی در خصوص مبنای نظری و روش پژوهش در این قسمت ، به تحلیل یافته‌های پژوهش پرداخته می‌شود. در ابتدا آزمون ریشه واحد برای بررسی وضعیت مانایی متغیرها انجام می‌شود و سپس نوسانات هر کدام از متغیرها با رویکرد EGARCH استخراج می‌شود. پس از استخراج نوسانات متغیرها برای سنجش اثرات تکانه‌های قیمتی بیت‌کوین و نرخ ارز بر بازده بازار سهام در قالب مدل MSBVAR، گام اول تعیین وقفه بهینه در مدل VAR است. در رویکرد BVAR نیز پس ازتعیین وقفه‌های بهینه و ابرپارامترها توزیع پیشین، تحلیل‌های پویا با استفاده از توابع واکنش آنی صورت گرفته است.

۱. مرتب با توالی ماهانه داده‌ها

**آزمون مانایی**

برای برآورد مدل مورد نظر پیش از استخراج نوسانات، ابتدا می‌بایست وضعیت مانایی متغیرها مشخص شود. سنجش ایستایی متغیرها با آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته[1] (ADF) صورت می‌گیرد.

**جدول ۳.** آزمون مانایی

| متغیرها | آماره آزمون ADF | مقدار بحرانی* | وضعیت مانایی |
|---|---|---|---|
| *BIT* | -۸/۷۱ | -۱/۹۴ | I(1) |
| EX | -۷/۴۱ | -۳/۴۵ | I(1) |
| OI | -۷/۳۵ | -۳/۴۵ | I(1) |

مطابق با آزمون ADF سه متغیر OI,EX, BIT در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. . برای رفع این مشکل، لازم است همگرایی متغیرهای الگو مورد بررسی قرار گیرد. به منظور بررسی همگرایی بین متغیرهای انباشته از مرتبه اول، از آزمون‌های تک معادله‌ای انگل گرنجر[2] یا فلیپس اولیاری[3] استفاده می‌شود. آزمون انگل گرنجر و فلیپس اولیاری با استفاده از جملات پسماند حاصل از برآورد الگو بین متغیرهای مورد نظر و با استفاده از روش OLS و انجام آزمون ریشه واحد روی جملات پسماند حاصل، همگرایی بین متغیرهای الگو را آزمون می‌کند. تنها تفاوت این دو آزمون در این است که آزمون انگل گرنجر خودهمبستگی بین جملات پسماند الگو به روش پارامتریک مورد توجه قرار می‌گیرد (شیرین‌بخش، ۱۳۹۵).

مطابق نتایج آزمون که در جداول (۴)گزارش شده است، فرضیه صفر این آزمون نبود همگرایی بین متغیرهای انباشته از مرتبه اول است. با توجه به مقادیر احتمال آماره T و احتمال آماره Z در این جدول، فرضیه صفر پذیرفته نمی‌شود فرضیه صفر برای $\alpha$ معادل ۵٪ و ۱۰٪ پذیرفته نمی‌شود و گواهی برای همگرایی بین متغیرهای مورد بررسی است. با توجه به این نتیجه متغیرها بدون تفاضل در محاسبات لحاظ می‌شوند.

**جدول ۴.** نتایج آزمون انگل گرنجر

| متغیرها | آماره tau | احتمال | آماره Z | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| *BIT* | -۱/۰۶ | ۰/۰۹ | -۱۱/۲۱ | ۰/۰۹ |
| EX | -۵/۳۷ | ۰/۰۰۱۵ | -۴۴/۹۲ | ۰/۰۰۱۳ |
| OI | -۵/۱۸ | ۰/۰۰۳۵ | -۴۳/۰۶ | ۰/۰۰۲۱ |

منبع: محاسبات پژوهش

گام نخست برای برآورد نوسانات انجام آزمون ARCH است. این آزمون مربوط به ثابت یا متغیر بودن واریانس جمله خطا است. چرا که برای برآورد نوسانات متغیر، قبل از هر مسئله‌ای می‌بایست وضعیت

1 .Augmented Dickey-Fuller Test
2. Engle-Granger
3. Phillips- Ouliaris

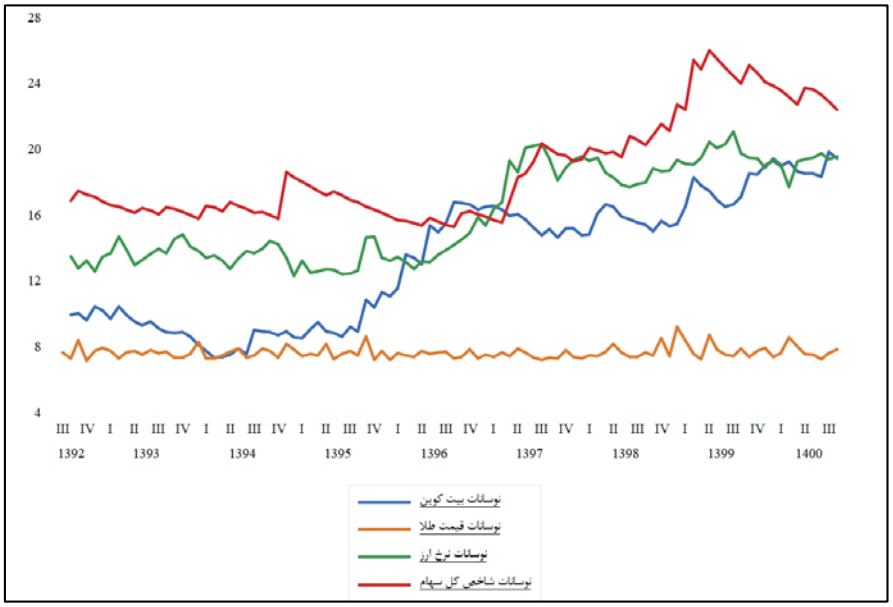
واریانس جمله خطا بررسی شود. فرض صفر آزمون ARCH معادل با ثابت بودن واریانس است و اگر لااقل یکی از ضرایب جملات خطا غیر صفر باشد، واریانس ثابت نیست (سوری، ۱۳۹۳).

**جدول ۵.** نتایج آزمون ARCH

| متغیر | Fآماره | $\lambda^2$آماره |
|---|---|---|
| *BIT* | ۵/۳۶<br>(۰۰۰۰) | ۱۴/۱۹<br>(۰۰۰۰) |
| EX | ۷/۸۷<br>(۰۰۰۰) | ۱۹/۵۸<br>(۰۰۰۰) |
| OI | ۲/۳۲<br>(۰۰۰۰) | ۶/۷۵<br>(۰۰۰۰) |

منبع: یافته‌های پژوهش علامت (prob) احتمالات مربوط به هرکدام از آماره‌ها را به دست می‌دهد.

نتایج جدول (۵) برای سه متغیر نشان می‌دهد که مقدار آماره F و آماره $\lambda^2$ بزرگ و در ناحیه بحرانی قرار دارد. همچنین مقدار احتمال‌های هر دو آماره کوچکتر از ۰/۰۵ هستند، لذا فرضیه وجود ARCH رد نمی‌شود. به عبارت دیگر واریانس متغیر مورد نظر نمی‌تواند ثابت باشد. پس از این مرحله مدل EGARCH(1,1) برای استخراج نوسانات هرکدام از متغیرها به کار می‌رود و نوسانات متغیرها استخراج می‌شود. این نوسانات در نمودار (۱) ترسیم شده است. همانطور که از نمودارها مشخص است نوسانات هر سه متغیر تقریباً همزمان هستند.




**نمودار ۱.** نوسانات متغیرها

منبع: خروجی نرم‌افزار EVIEWS

پس از بررسی مانایی متغیرهای مدل، گام بعدی در برآورد مدل‌های خانواده VAR، تعیین وقفه بهینه مدل به کمک معیارهای اطلاعاتی است. مطابق نتایج جدول (۶) وقفه بهینه براساس معیارهای اطلاعاتی، وقفه پنج است. با توجه به تعداد مشاهدات، می‌توان معیار اطلاعاتی بیزین را مدنظر قرار داد. همچنین تعداد رژیم‌های مورد بررسی با توجه به مطالعه تجربی سیمز و همکاران (۲۰۱۲) دو رژیم در نظر گرفته شده است.

**جدول ۶.** مقادیر آماره‌های اطلاعاتی

| تعداد وقفه | AIC[3] | BIC[2] | HQ[1] |
|---|---|---|---|
| ۱ | ۱۳/۸۷ | ۱۴/۲۳ | ۱۴/۰۱ |
| ۲ | ۱۴/۰۹ | ۱۴/۶۹ | ۱۴/۳۱ |
| ۳ | ۱۴/۰۱۸ | ۱۴/۹۲ | ۱۴/۳۷ |
| ۴ | ۱۴/۱۴ | ۱۵/۳۳ | ۱۴/۶۲ |
| ۵ | ۱۴/۲۹ | ۱۵/۷۵ | ۱۴/۸۷ |

منبع: یافته‌های پژوهش

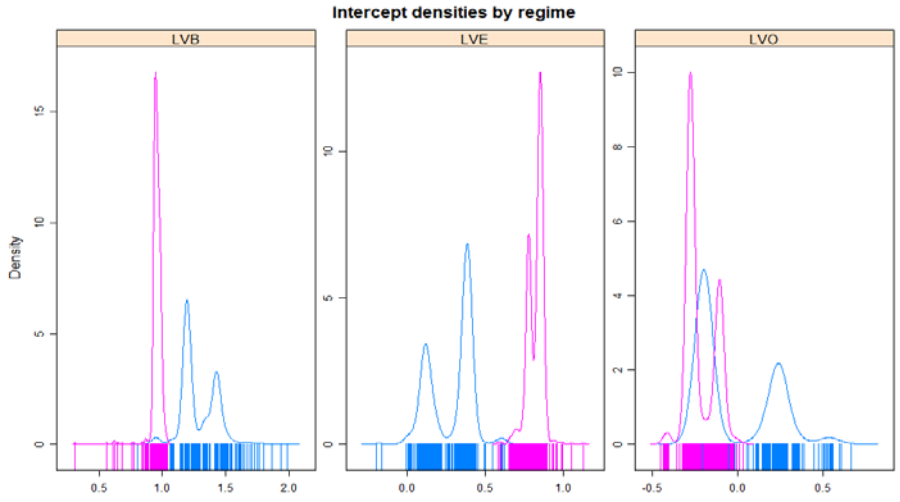
احتمالات گذار بین رژیم‌ها در جدول (۸) نشان می‌دهد، رژیم یک پایدارتر از رژیم دو است. چرا که احتمال ماندن در رژیم یک معادل ۰/۹۹ و احتمال ماندن در رژیم دو ۰/۴۹ است. این نتیجه کاملاً با ماهیت نوسانات بیت کوین سازگاری دارد چرا که رژیم دو مصادف با پاندمی کرونا است. در توضیح بیشتر این نتایج می‌توان گفت پایداری رژیم یک نسبت به رژیم دو به نوظهور بودن و احتمالاً کمرنگ تر شدن پاندمی کرونا در طول زمان اشاره دارد و همین پدیده به صورت شوکی رفتار متغیرهای اقتصادی مورد بررسی در طول زمان را دستخوش تغییر می‌سازد. درتکمیل بحث، نمودار (۲) چگالی رژیم‌ها و توزیع هر دو رژیم در متغیرهای مدل مشخص شده است. در این نمودار چگالی رفتار متفاوت متغیرهای نوسانات بیت‌کوین، نوسانات نرخ ارز و نوسانات بازده اوراق بهادار در دو رژیم مورد بررسی با دو رنگ صورتی و آبی مشخص شده است. همانطور که مشاهده می‌شود بیشترین تفاوت رفتار متغیرها در دو رژیم یعنی پیش و بعد از وقوع پاندمی کرونا در متغیر نوسانات بیت کوین و نوسانات نرخ ارز سهام مشهود است.

1. Hannan-Quinn information criterion
2 . Baysian information criterion
3 . Akaike information error criterion

**جدول ۷.** احتمالات گذار بین رژیم ها

| رژیم‌ها | رژیم ۱ | رژیم ۲ |
|---|---|---|
| رژیم ۱ | ۰/۹۹ | ۰/۰۹۹ |
| رژیم ۲ | ۰/۵۱ | ۰/۴۸ |

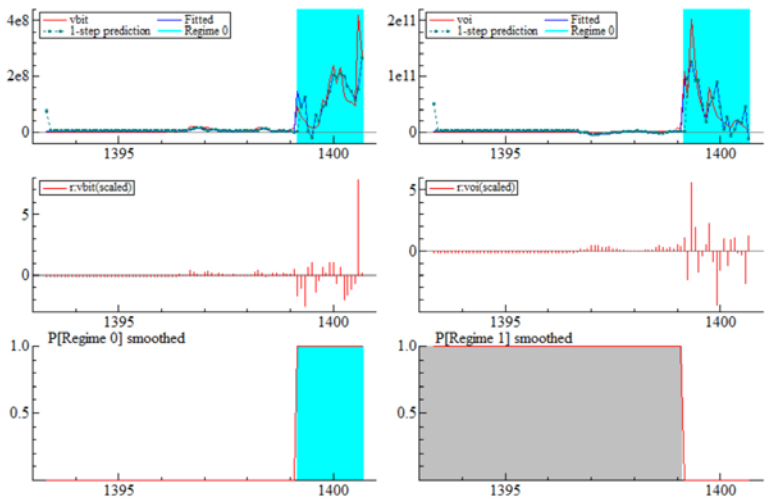
منبع: یافته‌های پژوهش




**نمودار ۲.** توزیع چگالی رژیم‌ها

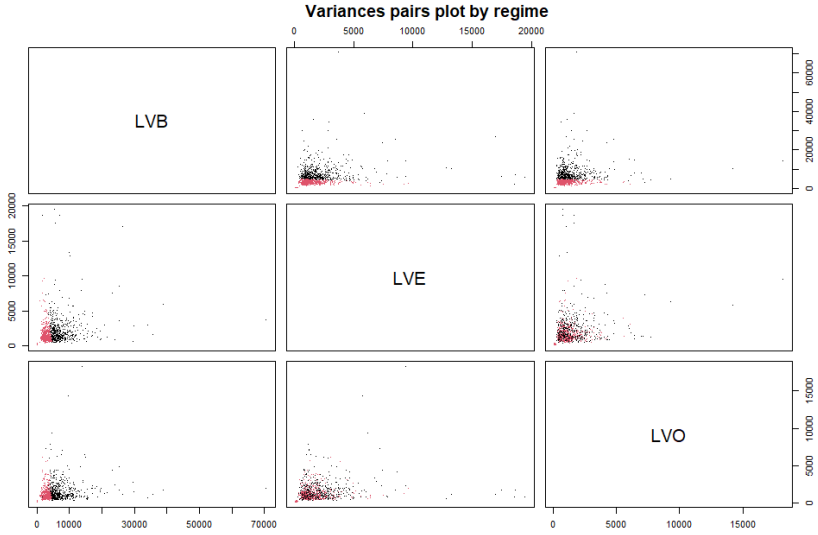
منبع: خروجی نرم‌افزار R

یکی از نتایج رویکرد MSBVAR نیز در نمودار (۳) ترسیم شده است. این نمودار تعلق هر یک از دوره‌ها به دو رژیم مورد نظر را نشان می‌دهد که در واقع تقسیم‌بندی مشاهدات در رژیم‌ها و احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. در مدل MS تقسیم‌بندی مشاهدات، میان رژیم‌ها براساس احتمالات هموارسازی شده صورت می‌گیرد. برای محاسبه احتمالات هموارسازی شده از کلیه اطلاعات موجود در نمونه استفاده می‌شود. در واقع در مرحله هموارسازی هدف محاسبه این مسئله است که با چه احتمالی مشاهده t می‌تواند در رژیم یک و با چه احتمالی در رژیم دو باشد. به این صورت که نمودار (۳) سمت چپ مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم یک قرار گرفته‌اند و نمودار سمت راست مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم دو قرار گرفته‌اند. یکی از مهمترین نتایج این نمودار شناسایی رژیم‌های نوسانات متغیرها است، نمودار رژیم دو (رژیم یک در نمودار) همزمان با شروع پاندمی کرونا است.




**نمودار ۳.** تعلق هر یک از دوره‌ها به رژیم‌های مورد نظر در نرم افزار R

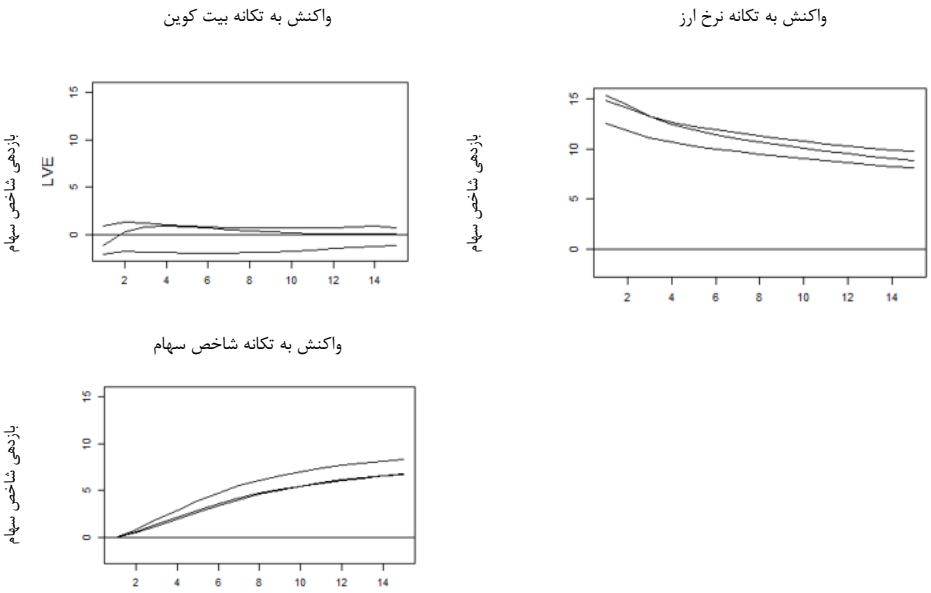
دیگر نتایج گرافیکی مهم رویکرد MSBVAR مربوط به توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل مطابق با رویکرد نمونه‌گیری گیبس است، با توجه به نمودار(۴) نقاط قرمز رنگ (رژیم یک) از نقاط سیاه رنگ (رژیم دو) تفکیک شده است. پراکندگی نقاط، احتمالات دو رژیم را نشان می‌دهد؛ نتایج نشان می‌دهد که احتمالات دو رژیم یکسان نیست و پراکندگی داده‌ها در رژیم دو بیشتر از رژیم یک است؛ این نتیجه منطبق با نتایج ماتریس احتمالات انتقال است.



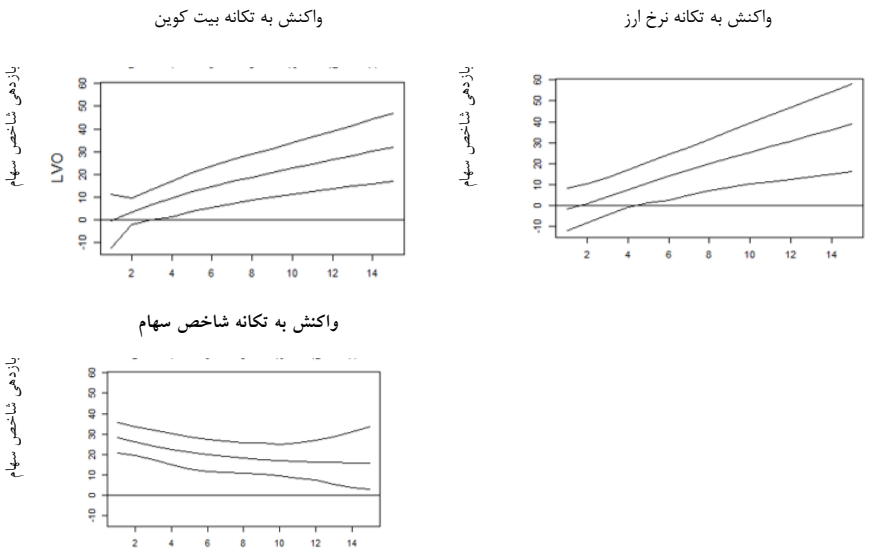

**نمودار ۴.** توزیع های پیشین و پسین پارامترهای مدل طبق فرآیند نمونه‌گیری گیبس
منبع: خروجی نرم‌افزار R

برای آزمون فروض پژوهش از نتایج توابع واکنش بهره برده شده است. در نمودارهای (۵) و (۶) توابع واکنش برای رژیم‌های یک و دو نشان داده شده است. نتایج پژوهش نکات قابل توجهی را در بردارد:

نمودار های (۵) و (۶) توابع واکنش شاخص بازدهی سهام به نوسانات قیمتی بیت‌کوین و نوسانات نرخ ارز در رژیم ۱ و ۲ را نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار (۵) مشاهده می‌شود، در رژیم ۱(دوره پیش از شروع پاندمی کرونا) واکنش بازدهی شاخص سهام به نوسانات بیت‌کوین مثبت است اما پس از ۱۴ دوره به تدریج میرا می‌شود. همچنین واکنش بازدهی شاخص سهام به نوسانات نرخ ارز مثبت و معنادار و در دوره طولانی‌تری میرا می‌شود. توابع واکنش نمودار (۶) مربوط به رژیم ۲ است این رژیم مربوط به شروع دوران پاندمی کرونا است. در این رژیم واکنش شاخص بازدهی سهام به نوسانات قیمت بیت‌کوین نیز مثبت و معنادار اما شدیدتر از واکنش بازدهی سهام در رژیم یک است. همچنین واکنش متغیر بازدهی سهام به دو متغیر دیگر نیز در این رژیم مثبت اما شدیدتر از واکنش در رژیم ۱ است. این نتایج فرضیه پژوهش را تأیید می‌کند.




**نمودار ۵.** توابع واکنش آنی بازدهی شاخص سهام در رژیم ۱




**نمودار ۶.** توابع واکنش بازدهی شاخص سهام در رژیم ۲

## نتیجه گیری و بحث

بیت‌کوین از نظر ارزش بازاری بزرگ‌ترین ارز دیجیتال و بدلیل محدودیت عرضه و مقبولیت، به مهمترین ارز دیجیتال در بازارهای مالی مبدل شده است. این مطالعه با رویکرد جدید MSBVAR ابتدا دو رژیم رفتاری با طول دوره‌های متفاوت برای نوسانات قیمتی بیت‌کوین شناسایی کرد و سپس اثر تکانه-های بیت‌کوین و نرخ ارز بر شاخص بازار سهام ایران را مورد سنجش قرار داد، این رویکرد با بررسی رابطه غیر خطی بین اجزای سبد دارایی، می‌تواند تفاوت رفتار متغیرهای مالی پیش و بعد از پاندمی کرونا شناسایی کند. یکی دیگر از نتایج این رویکرد ماندگاری بالای رژیم اول(پیش از کرونا) در مقایسه با رژیم دوم (وقوع کرونا) را نشان می‌دهد، این نتیجه منطبق با ویژگی موقتی بودن پاندمی است که رفتار متغیرهای مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج به طور کلی ارتباط بین ریسک این دو دارایی در سبد دارایی سرمایه‌گذار را در دو رژیم متفاوت نشان می‌دهد. مطابق نتایج پژوهش در سبد دارایی سرمایه‌گذار و در هر دو رژیم همبستگی مثبتی بین ریسک بازدهی شاخص سهام و بیت‌کوین و ارز مشاهده شده است. همچنین نوسانات قیمتی بیت‌کوین بر نوسانات شاخص سهام اثر مثبتی دارد. اما واکنش شاخص بازار سهام به تکانه قیمتی بیت‌کوین بعد از وقوع کرونا بسیار شدیدتر از حالت پیش از وقوع کرونا است. واکنش بازدهی سهام به نوسانات بیت‌کوین در دو رژیم نشان می‌دهد، بیت‌کوین می‌تواند در شرایط پاندمی کرونا به عنوان یک پوشش‌دهنده ریسک مناسب عمل کند که منطبق با نتایج بوری و همکاران (۲۰۱۷) است. تأثیر متقابل نوسانات شاخص سهام و بیت‌کوین نیز توسط مقاله لوپز گابارکوس و همکاران (۲۰۲۱) تأیید می‌شود. از

طرفی نتایج به دست آمده فرضیه پژوهش مبنی بر اثرگذاری نوسانات بیت‌کوین بر نوسانات بازدهی سهام را تأیید می‌کند. این فرضیه منطبق با مبنای نظری پورتفولیو و ارتباط بین ریسک دارایی‌های مختلف در سبد سرمایه‌گذار است. در تحلیل نهایی می‌توان گفت به دلیل شیوع کرونا در دوره‌هایی که بازار سهام نوسانات بالایی دارد، یک تکانه کوچک نوسانات بیت‌کوین می‌تواند منجر به تشدید نوسانات شاخص بازار سهام شود، با تشدید نوسانات در بازار سهام تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی دیگر به خصوص دارایی‌های بین‌المللی جدید (رمز ارزها) افزایش می‌یابد.

از این رو مطابق نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود به منظور سرمایه‌گذاری و ایجاد یک پورتفوی مناسب کلیه عوامل از جمله همبستگی نوسانات بازارهای مالی و اثرگذاری مثبت آن‌ها بر یکدیگر و همچنین شرایط محیطی از جمله ریسک‌های بازار (اینجا پاندمی کرونا) در تشکیل سبد دارایی سرمایه‌گذاران بیشتر مد نظر قرار داده شود.

## ملاحظات اخلاقی

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

**References**


Aboura, S., & Van Roye, B. (2017). Financial stress and economic dynamics: The case of France. *International Economics*, 149(1), 57-73.

Bouri, E., Molnar, P., Azzi, G., Roubaud, D., Hagfors, L.I. (2017). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: is it really more than a diversifier? *Finance Research Letters*. 20(1), 192–198.

Brandvold, M., Molnár, P., Vagstad, K., Valstad, A. (2015). Price discovery on Bitcoin exchanges, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 36, 18-35.

Chan, W. H., Le, M., & Wu, Y. W. (2019). Holding Bitcoin longer: The dynamic hedging abilities of Bitcoin. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71, 107-113.

Chkili, W., Rejeb, A. B., & Arfaoui, M. (2021). Does bitcoin provide hedge to Islamic stock markets for pre-and during COVID-19 outbreak? A comparative analysis with gold. *Resources Policy*, 74, 102407.

Ciaian, P., Rajcaniova, M., Kancs, D (2016). The Economics of Bitcoin Price Formation. *Applied Economics* 48(19), 1799–1815.

Conlon, T., & McGee, R. (2020). Safe haven or risky hazard? Bitcoin during the COVID-19 bear market. *Finance Research Letters*, 35, 101607.

Conrad, C., Custovic, A., & Ghysels, E. (2018). Long-and short-term cryptocurrency volatility components: A GARCH-MIDAS analysis. *Journal of Risk and Financial Management*, 11(2), 23.

Corbet, S., Meegan, A., Larkin, C., Lucey, B., Yarovaya, L. (2018). Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and other financial assets. *Economics Letters*,165, 28–34.

Dwyer, G. 2015. The Economics of Bitcoin and Similar Private Digital Currencies. *Journal of Financial Stability*, 17(1), 81–91.

Dyhrberg, A. H., Foley, S., & Svec, J. (2018). How investible is Bitcoin? Analyzing the liquidity and transaction costs of Bitcoin markets. *Economics Letters*, 171, 140-143.

Erdas, M. L., & Caglar, A. E. (2018). Analysis of the relationships between Bitcoin and exchange rate, commodities and global indexes by asymmetric causality test. *Eastern Journal of European Studies*, 9(2), 27.

Georgoula, I., Pournarakis, D., Bilanakos, C., Sotiropoulos, D., Giaglis, G.M., (2015). Using time-series and sentiment analysis to detect the determinants of bitcoin prices. SSRN. *https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2607167*.

Guesmi, K., Saadi, S., Abid, I., Ftiti, Z. (2018). Portfolio diversification with virtual currency: evidence from bitcoin. *International Review of Financial Analysis*, 63(C), 431–437.

¡ones, Ch. P. (1943). Investment: Analysis and Aanagement, 13th edition. Wiley, United Kingdom, 121.

Kjærland, F., Khazal, A., Krogstad, E. A., Nordstrøm, F. B., & Oust, A. (2018). An analysis of bitcoin's price dynamics. J*ournal of Risk and Financial Management*, 11(4), 63.

Ling, S., & McAleer, M. (2003). Asymptotic theory for a vector ARMA-GARCH model. *Econometric theory*, 19(2), 280-310.

Mariana, C. D., Ekaputra, I. A., & Husodo, Z. A. (2021). Are Bitcoin and Ethereum safe-havens for stocks during the COVID-19 pandemic? *Finance research letters*, 38, 101798.

Mensi, W., Rehman, M. U., Maitra, D., Al-Yahyaee, K. H., & Sensoy, A. (2020). Does bitcoin co-move and share risk with Sukuk and world and regional Islamic stock markets? Evidence using a time-frequency approach. *Research in International Business and Finance*, 53, 101230.

Narayan, P. K., Narayan, S., Rahman, R. E., & Setiawan, I. (2019). Bitcoin price growth and Indonesia's monetary system. *Emerging Markets Review*, 38, 364-376.

Pho, K. H., Ly, S., Lu, R., Van Hoang, T. H., & Wong, W. K. (2021). Is Bitcoin a better portfolio diversifier than gold? A copula and sectoral analysis for China. *International Review of Financial Analysis*, 74, 101674.

Rehman, M. U., Asghar, N., & Kang, S. H. (2020). Do Islamic indices provide diversification to bitcoin? A time-varying copulas and value at risk application. P*acific-Basin Finance Journal*, 61, 101326.

Rogojanu, A., Badea, L. (2014). The issue of competing currencies. Case study – Bitcoin, *Theoretical and Applied Economics*, 21, 103–114.

Shahzad, S.J.H., Bouri, E., Roubaud, D., Kristoufek, L., Lucey, B. (2019). Is Bitcoin a better safe-haven investment than gold and commodities? *International Review of Financial Analysis*, 63, 322–330.

Sims, C. A., Waggoner, D. F. & Zha, T. (2008). Methods for inference in large multiple-equation Markov-switching models. *Journal of Econometrics*, 146(2), 255-274.

Smales, L. A. (2019). Bitcoin as a safe haven: Is it even worth considering? *Finance Research Letters*, 30, 385-393.

Smales, L.A. (2019). Bitcoin as a safe haven: is it even worth considering? *Finance Research Letters*, 30(1), 385–393.

Stona, F., Morais, I. A. & Triches, D. (2018). Economic dynamics during periods of financial stress: Evidences from Brazil. *International Review of Economics & Finance*, 55(C), 130-144.

Tschorsch, F., & Scheuermann, B. (2016). Bitcoin and beyond: A technical survey on decentralized digital currencies. *IEEE Communications Surveys & Tutorials*, 18(3), 2084-2123.

Wang, X., Chen, X., & Zhao, P. (2020). The relationship between Bitcoin and stock market. I*nternational Journal of Operations Research and Information Systems (IJORIS)*, 11(2), 22-35.

Suri, A (2013). Advanced Econometrics, 1st edition, Tehran: *Philology Publications*. (In Persian)

Shirinbakhsh, Sh., Salvitabar, Sh (2015). Econometric research with Eviews 8&9, Tehran: Noor Alam Publications. (In Persian)

Salehifar, M (2019). Investigating the return and risk behavior of Bitcoin in comparison with the gold, foreign exchange and stock markets with the approach of GJR-GARCH and TGARCH models. *Financial Engineering and Securities Management*, 10(40), 152-168. (In Persian)

Keyvanian, S., Jahangard, F., & Ashrafi, Y. (2018). The Effect of Coin Price, Exchange Rate, Oil and Tehran Stock Exchange Index on Bitcoin Demand in Iran by Self-Regression Model. *Defense Economics*, *3*(8), 109-124. (In Persian).

Hatefi Majoomard, M., Jalali, O., & Rahimi Ghasemabadi, M. (2019). Speculative Bubbles in the Bitcoin Digital Currency Market. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, *11*(40), 189-204. (In Persian).

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۱۴۴-۱۲۱

مقاله پژوهشی

# تأثیر محیط‌های مختلف اطلاعاتی بر رابطه بین کیفیت افشاءِ و ریسک غیرسیستماتیک سهام: رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی[۱]

شکرالله خواجوی[۲]، مهران جهاندوست مرغوب[۳]، ثریا ویسی حصار[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۵

## چکیده

*هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر محیط‌های مختلف اطلاعاتی بر رابطه بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در راستای بررسی این موضوع، فرضیه‌های پژوهش بر مبنای نمونه آماری متشکل از ۸۶ شرکت طی دوره ۱۱ ساله از سال ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۷ و با استفاده از الگوهای رگرسیونی چند متغیره مورد آزمون قرار گرفت. بدین منظور از خطاهای پیش‌بینی مدیریت به‌عنوان نماینده‌ای برای کیفیت افشاء، از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای اندازه‌گیری ریسک غیرسیستماتیک و از معیار اندازه شرکت به‌عنوان نماینده محیط اطلاعاتی بهره گرفته شده است. برای محاسبه خطاهای پیش‌بینی مدیریت نیز از ارزش قدرمطلق معیار ترکیبی خطاهای پیش‌بینی مدیریت به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. همچنین، وجود یک محیط اطلاعاتی مطلوب (ضعیف) موجب افزایش (کاهش) کیفیت افشاء و کاهش (افزایش) ریسک غیرسیستماتیک می‌شود.*

**واژگان کلیدی:** کیفیت افشاء، خطاهای پیش‌بینی مدیریت، ریسک غیرسیستماتیک، محیط اطلاعاتی، روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی.

**طبقه‌بندی موضوعی:** *G14 ،G12 ،M41*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.28406.2219

۲. استاد، گروه حسابداری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول). Email: shkhajavi@rose.shirazu.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email: mjahandostm@yahoo.com

۴. کارشناسی‌ارشد، گروه حسابداری، مؤسسه آموزش‌عالی کار، قزوین، ایران.Email: soraiaweysihesar@yahoo.com

**مقدمه**

سرمایه‌گذاری را می‌توان یکی از ارکان اساسی اقتصاد هر کشوری دانست. اهمیت سرمایه‌گذاری برای رشد و توسعه اقتصادی و اجتماعی به اندازه‌ای است که از آن به‌عنوان یکی از اهرم‌های قوی برای رسیدن به توسعه یاد می‌شود (ابزری و همکاران، ۱۳۸۶). سرمایه‌گذاران همواره به دنبال راه‌هایی برای به‌دست آوردن درآمدی مناسب از سرمایه‌گذاری‌شان هستند. از آنجایی که فرض بر آن است که اکثر سرمایه‌گذاران ریسک گریزند، لذا همیشه در پی روشی بوده‌اند که بازده مورد انتظارشان را در سطحی قابل قبول از ریسک به حداکثر برسانند و یا ریسک‌شان را در سطحی قابل قبول از بازده مورد انتظار به حداقل برسانند (هیلی و پالپو[1]، ۲۰۰۱). از این‌رو، کاهش ریسک در موفقیت یک شرکت، اهمیت بسزایی داشته و به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود.

در بازار سرمایه برای ارزیابی ریسک شرکت به جریان یکنواخت اطلاعات نیاز است. پیش‌بینی‌های مدیریت یکی از افشائیات اختیاری مدیران برای فراهم کردن اطلاعات اضافی درباره عملکرد مورد انتظار آینده شرکت برای سرمایه‌گذاران است (آنیلوسکی و همکاران[2]، ۲۰۰۷). چنانچه مدیر به مثابه فردی مطلع آینده شرکت را از طریق پیش‌بینی برای سهامداران ترسیم کند، ارزشیابی شرکت بهتر می‌شود (دارنیو و کیم[3]، ۲۰۰۵)، هزینه سرمایه کاهش می‌یابد (فرانسیس و همکاران[4]، ۲۰۰۸)، ریسک اطلاعاتی کم می‌شود (فریرا و لاکس[5]، ۲۰۰۷) و سرمایه‌گذاران در ارزیابی جریان‌های نقدی آتی، مطمئن‌تر عمل می‌کنند (روگرز و همکاران[6]، ۲۰۰۹). با توجه به اینکه مدیران نسبت به افراد خارج از شرکت اطلاعات دقیق‌تری در اختیار دارند که افراد خارج از شرکت به آن دسترسی ندارند (جنسن و مک‌لینگ[7]، ۱۹۷۶)، می‌توانند با پیش‌بینی‌های دقیق و معتبر ریسک شرکت را کاهش دهند (زلقی و همکاران، ۱۳۹۳).

از سویی، صرفنظر از ارزشمندی اطلاعاتی پیش‌بینی‌های مدیریت، محیط اطلاعاتی شرکت نیز بر ریسک شرکت تأثیر می‌گذارد. پژوهش‌ها نشان داده است که محیط‌های اطلاعاتی با میزان، نوع و کیفیت اطلاعات افشاء شده مرتبط است. هدف از ایجاد دستگاه‌های اطلاعاتی حسابداری ارائه محیطی است که هم اطلاعات را در دسترس قرار داده و هم ریسک خطای اطلاعات را از بین ببرد. در شرکت‌هایی که سطح بالاتری از اطلاعات محرمانه افشا می‌گردد، محیط اطلاعاتی شرکت قوی‌تر می‌شود. بنابراین، چنین استدلال می‌شود که در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی قوی، مدیریت به دنبال ارائه اطلاعات بیشتر برای استفاده‌کنندگان است که پیش‌بینی‌های مدیریت می‌تواند در این راستا با توجه به اهداف مدیریت، استفاده

1. Healy & Palepu
2. Anilowski, Feng & Skinner
3. Durnev & Kim
4. Francis, Nanda & Olsson
5. Ferreira & Laux
6. Rogers, Skinner & Buskirk
7. Jensen & Meckling

شود. به‌طوری که در محیط‌های اطلاعاتی قوی، مدیریت با افزایش دقت اطلاعات در پیش‌بینی‌ها میزان اعتبار این اطلاعات را افزایش داده و موجب کاهش ریسک شرکت می‌شود (کیتاگاوا و اوکودا[1]، ۲۰۱۶).

با توجه به مباحث فوق، یکی از عوامل مهم و اثرگذار بر تصمیم‌گیری در ارتباط با سرمایه‌گذاری در داخل یک کشور، میزان ریسک آن است. بنابراین، سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری به میزان ریسک توجه زیادی دارند. لذا شناخت عوامل عمده‌ای که بر ریسک سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد، دارای اهمیت است تا از این طریق سرمایه‌گذاران بتوانند با درنظر گرفتن آن عوامل و میزان تأثیر آنها، در ارتباط با سرمایه‌گذاری خود برنامه‌ریزی کنند و به یک ریسک سرمایه‌گذاری مطلوب دست یابند. لذا هدف این پژوهش این است که تأثیر محیط‌های اطلاعاتی بر رابطه بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک را مورد بررسی قرار دهد. شایان ذکر است اکثر پژوهش‌های انجام شده در داخل کشور بر رابطه بین پیش‌بینی سود خالص و ریسک سیستماتیک/ غیرسیستماتیک تمرکز داشته‌اند (زلقی و همکاران، ۱۳۹۳؛ مشکی و عاصی ربانی، ۱۳۹۰) و پژوهشی که به بررسی تأثیر محیط‌های اطلاعاتی بر رابطه بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک پرداخته باشد، وجود ندارد. همچنین، پژوهش‌های داخلی از بین پیش‌بینی‌های مدیریت تنها به پیش‌بینی سود خالص اکتفا کردند. در حالی که در این پژوهش برای اندازه‌گیری کیفیت افشاء از ارزش قدرمطلق معیار ترکیبی خطای پیش‌بینی مدیریت (شامل: خطای پیش‌بینی فروش، خطای پیش‌بینی سود عملیاتی و خطای پیش‌بینی سود خالص) به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[2]، بهره گرفته شده است. لازم به ذکر است که این روش در هیچ یک از پژوهش‌های داخلی استفاده نشده است. بنابراین، بررسی این موضوع از نوآوری‌های پژوهش پیش‌رو است.

در ادامه، پس از بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های مورد آزمون و روش‌های به‌کار گرفته شده جهت آزمون فرضیه‌ها ارائه می‌گردد. در پایان نیز پس از ارائه یافته‌های پژوهش، به بحث و نتیجه‌گیری پیرامون موضوع پژوهش پرداخته می‌شود.

## مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

نقش اطلاعات در فرآیند تصمیم‌گیری کاملاً روشن است. برای تصمیمات اقتصادی نیاز به اطلاعاتی است که با استفاده از آنها بتوان منابع موجود را به بهترین نحو تخصیص داد (احمدپور و غلامی، ۱۳۸۴). یکی از اطلاعات مورد نیاز سرمایه‌گذاران اطلاع از ریسک سرمایه‌گذاری است. ریسک یک مفهوم کیفی است و نشانگر عدم‌اطمینان نسبت به انتظارات آینده است که می‌تواند نگرانی‌هایی را نسبت به آینده برای سرمایه‌گذاران ایجاد کند (سلیمانی امیری و گروه‌ای، ۱۳۹۶). پیش‌بینی در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی نقش مهمی را ایفا می‌کند. در سطح یک بنگاه اقتصادی، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، مدیریت و سایر استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی به پیش‌بینی‌های خود یا دیگران اتکا می‌نمایند. از آنجا که بیشتر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی مستقیم به اطلاعات مالی دسترسی ندارند به ناچار به پیش‌بینی‌های ارائه

1. Kitagawa & Okuda
2. Principle Component Analysis (PCA)

شده توسط مدیریت اتکا می‌کنند. در همین راستا سازمان بورس و اوراق بهادار کشور، شرکت‌های بورسی را ملزم نمود تا پیش‌بینی آتی سود را به‌صورت پیش‌بینی سود هر سهم ارائه دهند. اهمیت سود پیش‌بینی شده به میزان انحرافی که با مقدار واقعی آن دارد، وابسته است. هرچه میزان این انحراف کمتر باشد، پیش‌بینی از دقت بیشتری برخوردار است (مشکی و عاصی ربانی، ۱۳۹۰). تحلیل‌های کیتاگاوا و اوکودا (۲۰۱۶) نشان می‌دهد خطای پیش‌بینی مدیریت ارتباط مثبتی با ریسک غیرسیستماتیک دارد. استدلال آنها این است که اطلاعات افشاء شده با کیفیت بالا، ریسک غیرسیستماتیک را کاهش می‌دهد؛ این امر همسو با مطالعات راجگوپال و ونکاتاچالام[1] (۲۰۱۱)، دی‌چاو و دیچو[2] (۲۰۰۲) و اوکودا و کیتاگاوا (۲۰۱۱) است. بهبود کیفیت گزارشگری مالی و افشائیات نبود تقارن اطلاعاتی درباره عملکرد شرکت، نوسانات بازده سهام و ریسک را کاهش می‌دهد (راجگوپال و موهان[3]، ۲۰۱۱).

از سویی دیگر، پژوهش‌ها نشان داده است محیط‌های اطلاعاتی، تأثیر پیش‌بینی‌های مدیریت بر بازار سهام را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد (آمان[4]، ۲۰۱۱). محیط اطلاعاتی که سرمایه‌گذاران در آن دادوستد می‌کنند، پیوسته با انتشار اطلاعات نامتقارن تغییر می‌یابد. این تغییر در جریان اطلاعات، ریسک گزینش نادرست برای سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد. با توجه به اینکه اغلب تصمیمات مالی در حالت عدم‌اطمینان اتخاذ می‌شود و اطلاعات در این گونه موارد، نقش مهمی در کاهش عدم‌اطمینان خواهد داشت (آرمسترانگ و همکاران،[5] ۲۰۱۱)، وجود محیط اطلاعاتی که ابهام و عدم‌اطمینان را کاهش و در نتیجه توان پیش‌بینی و تحلیل سرمایه‌گذار را افزایش دهد منجر به بهبود تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و مصون‌سازی ریسک قابل‌پذیرش توسط آنها می‌شود (رشیدی باغی، ۱۳۹۸). کیتاگاوا و اوکودا (۲۰۱۶) نشان دادند خطاهای پیش‌بینی مدیریت ارتباط مثبت کمتری با ریسک غیرسیستماتیک برای شرکت‌هایی با محیط‌های اطلاعاتی خوب دارد. بنابراین، وجود یک محیط اطلاعاتی مطلوب حسابداری، موجب افزایش توان گزارش‌های مالی در انتقال اطلاعات شرکت و از طرف دیگر، موجب توزیع برابرتر این اطلاعات میان فعالان بازار می‌شود. مدل‌های تحلیلی در حسابداری معمولاً فرض می‌کنند پارازیت اطلاعاتی می‌تواند به‌واسطه اطلاع‌رسانی کاهش پیدا کند (کریستنسون و فلتام[6]، ۲۰۰۳). این فرض نشان می‌دهد اگر دیگر علائم همبستگی بیشتری با ارزش واقعی شرکت داشته باشند، اثر یک اطلاع‌رسانی کاهش می‌یابد. این بدان معناست که از یک طرف، یک محیط اطلاعاتی ضعیف باعث می‌شود اطلاعات جایگزین کمی برای پیش‌بینی جریان وجوه نقد آینده شرکت نسبت به اطلاعات حسابداری وجود داشته باشد. بنابراین، اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا می‌تواند عدم‌اطمینان سرمایه‌گذار را کاهش دهد. از طرف دیگر، اگر محیط اطلاعاتی غنی باشد، سرمایه‌گذاران می‌توانند به سادگی به دیگر منابع اطلاعاتی دسترسی داشته و ابهام خود را کاهش دهند. در چنین شرایطی، ممکن است سرمایه‌گذاران توجه کمتری به اطلاعات افشاء شده نشان دهند (کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶).

1. Rajgopal & Venkatachalam
2. Dechow & Dichev
3. Rajgopal & Mohan
4. Aman
5. Armstrong, Core, Taylor & Verrecchia
6. Christensen & Feltham

بر اساس مطالعات یاد شده، محیط‌های اطلاعاتی قوی (ضعیف) بر ارتباط بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک غیرسیستماتیک به‌صورت معکوس (مستقیم) اثرگذار است. به‌عبارت دیگر، محیط‌های اطلاعاتی قوی، اطلاعات با ارزش بیشتری به‌وجود می‌آورد که برای پیش‌بینی عملکرد آتی شرکت، به سرمایه‌گذاران کمک خواهد کرد. در این‌صورت، اطلاعات بیشتری از سودهای آتی در بازده سهام منعکس می‌شود و ریسک غیرسیستماتیک را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر، محیط‌های اطلاعاتی ضعیف با افزایش عدم‌تقارن اطلاعاتی منجر به افزایش شدت رابطه بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک غیرسیستماتیک خواهد شد.

با توجه به رشد روزافزون بورس اوراق بهادار ایران و همچنین، نیاز سرمایه‌گذاران به اطلاعات جهت افزایش آگاهی و سرعت در تصمیم‌گیری به موقع بازار سرمایه و نیز آگاهی بیشتر سرمایه‌گذاران از کیفیت اطلاعات افشاء شده شرکت‌ها، تلاش می‌شود با نتایجی که در این پژوهش گرفته خواهد شد با رفع موانع اطلاع‌رسانی در جهت افزایش آگاهی عمومی در مورد موضوع پژوهش، به سرمایه‌گذاران کمک شود تا با اطلاعات بیشتری سرمایه‌گذاری‌های خود را مدیریت کنند.

شهزاد و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی ریسک غیرسیستماتیک، ریسک بازار و ریسک کل در مراحل چرخه عمر شرکت پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد هر سه ریسک در مراحل نمو، رشد و کاهشی به‌طور معنی‌داری بالاتر و در مرحله بلوغ، پایین‌تر است. به‌علاوه، با توجه به مراحل چرخه عمر شرکت، تأثیرگذاری حساسیت جریان وجوه نقد بر هر سه نوع ریسک متفاوت است.

گوو و همکاران[2] (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر فعالیت تحلیل‌گران بر ناهنجاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد ارتباط معکوس بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده‌های آتی سهام در سهام‌های بدون پوشش تحلیل‌گران، برجسته‌تر است. به‌علاوه، برای سهام‌های با پوشش تحلیل‌گران، فعالیت تجدیدنظر تحلیل‌گران باعث کاهش ناهنجاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک می‌شود. یافته‌های آنها بیانگر این است که تحلیل‌گران نقش مهمی در انتشار اطلاعات و کاهش عدم‌تقارن اطلاعات دارند. در نتیجه، وقتی تحلیل‌گران تجدیدنظرهای به‌روز خود را منتشر می‌کنند؛ انتشار اخبار درباره شرکت، به‌ویژه اخبار مثبت، سریع‌تر بر قیمت‌های سهام تأثیر می‌گذارند.

ناگار و همکاران[3] (۲۰۱۸) با بررسی ارتباط بین عدم‌اطمینان محیطی، عدم‌تقارن اطلاعاتی و افشا به این نتیجه رسیدند عدم‌اطمینان نسبت به ارزش شرکت به ایجاد تمایل برای جمع‌آوری اطلاعات خصوصی منجر می‌شود. در همین راستا، عدم‌اطمینان محیطی به تغییر قیمت خرید و فروش سهام منجر می‌شود و در نتیجه، ارزش سهام کاهش می‌یابد. مدیران به منظور واکنش به نوسان قیمت‌ها اقدام به بهبود افشای داوطلبانه می‌کنند.

1. Shahzad, Fareed, Wang & Meran Shah
2. Gu, Jiang & Xu
3. Nagar, Schoenfeld & Wellman

کوماری و همکاران[1] (۲۰۱۷) نشان دادند ریسک غیرسیستماتیک با اندازه کوچکتر شرکت، نقدینگی بالاتر، گشتاور پایین، نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت پایین جریان وجوه نقد به قیمت ارتباط معنی‌داری دارد.

حسن و حبیب[2] (۲۰۱۷) ارتباط بین ریسک غیرسیستماتیک و مراحل چرخه عمر شرکت را مورد بررسی قرار دادند. مطالعه آنها نشان می‌دهد ریسک غیرسیستماتیک در مراحل شروع و افول به‌طور معنی‌داری بالاتر و در مراحل رشد و توسعه به‌طور معنی‌داری پایین‌تر است، وقتی با دوران رکود مقایسه می‌شود. همچنین، نقش ریسک جریان وجوه نقد و عدم‌اطمینان اطلاعاتی در تأثیر بر ریسک غیرسیستماتیک وابسته به مراحل چرخه عمر شرکت متغیر است.

چنگ و همکاران[3] (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر محیط‌های مختلف اطلاعاتی بر ارتباط بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سود فعلی و سودهای آتی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی ضعیف، هموارسازی سود فقط موجب افزایش ضریب واکنش سود جاری می‌شود و ضریب واکنش سودهای آتی افزایش نمی‌یابد و در شرکت‌هایی که محیط اطلاعاتی قوی دارند، ضریب واکنش سودهای آتی نیز با افزایش هموارسازی سود افزایش می‌یابد.

داتا و همکاران[4] (۲۰۱۴) نشان دادند اگر اقلام تعهدی اختیاری مبنی بر عملکرد که توسط کوتاری و همکاران[5] (۲۰۰۵) توسعه پیدا کرده است و خطای استاندارد دسته‌بندی شده دو طرفه[6] پیشنهاد شده توسط پترسون[7] (۲۰۰۹) مورد استفاده قرار گیرد، بین عدم‌شفافیت صورت‌های مالی و ریسک غیرسیستماتیک رابطه‌ای وجود نخواهد داشت.

ترینور[8] (۲۰۱۲) در پژوهش خود با عنوان "بررسی تأثیر نوسان‌پذیری و اثر ترکیبی آنها بر رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده" به این نتیجه دست یافت که در بازارهای با نوسان‌پذیری کمتر، رابطه قوی‌تری بین بازده با ریسک سیستماتیک وجود دارد.

اوکودا و کیتاگاوا (۲۰۱۱) رابطه بین پنج معیار کیفیت سود (مثل: کیفیت اقلام تعهدی، پیش‌بینی پذیری سود و هموارسازی سود) و ریسک غیرسیستماتیک را در طول یک دوره اصلاح استاندارد حسابداری در ژاپن مورد بررسی قرار دادند، آنها دریافتند هرچه کیفیت سود یک شرکت بالاتر باشد، ریسک غیرسیستماتیک آن پایین‌تر است.

---

1. Kumari, Mahakud & Hiremath
2. Hasan & Habib
3. Cheng, Johnston & Li
4. Datta, Datta & Singh
5. Kothari, Leone & Wasley
6. Two-way clustered standard error
7. Petersen
8. Trainor

اوتا[1] (۲۰۱۰) بیان می‌کند پیش‌بینی‌های مدیریت همبستگی و توان توضیحی فزاینده‌ای برای قیمت سهام نسبت به سود تحقق یافته دارد که نشان می‌دهد پیش‌بینی‌های مدیریت یک منبع اطلاعاتی مهم را برای بازار سهام ژاپن بازنمایی می‌کند.

هوتون و همکاران[2] (۲۰۰۹) دریافتند که عدم شفافیت صورت‌های مالی اندازه‌گیری شده به‌واسطه اقلام تعهدی اختیاری ارتباط مثبتی با همزمانی بازده سهام دارد زیرا، شرکت‌های دارای همزمانی بالا، اطلاعات غیرسیستماتیک کمتری در زمینه قیمت سهام دارند.

دی‌چاو و دیچو (۲۰۰۲) بیان داشته‌اند هرچه کیفیت اقلام تعهدی بالاتر باشد، ریسک غیرسیستماتیک یک شرکت پایین‌تر خواهد بود.

بوتوسان[3] (۱۹۹۷) دریافت ارتباط بین هزینه سرمایه سهام و سطوح افشاء شده، رابطه معنی‌دار کمتری برای شرکت‌هایی دارد که تعداد بیشتری از تحلیل‌گران را جذب کرده‌اند.

ساعدی و رضاییان (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیرعامل بر بازده و ریسک غیرسیستماتیک سهام با توجه به نقش دوگانگی وظیفه مدیرعامل در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آنها نشان داد مدیران بیش اعتماد هم باعث افزایش بازده سهام می‌شوند و هم ریسک بیشتری تقبل می‌کنند. همچنین، اگر مدیرعامل هم بیش اعتماد بوده و هم عضو هیأت مدیره باشد، تأثیر معنی‌دار مثبت بر بازده و تأثیر معنی‌دار منفی بر ریسک غیرسیستماتیک شرکت دارد.

سلیمانی امیری و گروه‌ای (۱۳۹۶) به بررسی اثر اطمینان بیش از حد مدیریت بر ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد بین اطمینان بیش از حد مدیر و ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

ایمانی برندق و عبدی (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی با درنظرگرفتن اثر محیط اطلاعاتی پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن است که هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. معیارهای محیط اطلاعاتی شامل: کیفیت افشا، تعداد و دقت سود پیش‌بینی شده نیز بر ضریب واکنش سودهای آتی اثر مثبت و معنی‌داری می‌گذارد. همچنین، محیط اطلاعاتی قوی موجب می‌شود هموارسازی سود، ضریب واکنش سودهای آتی را به‌طور معنی‌داری افزایش دهد.

بیات و همکاران (۱۳۹۵) ارتباط وابستگی دولتی با ریسک سیستماتیک شرکت را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها بیانگر وجود رابطه مستقیم و معنی‌دار بین وابستگی دولتی و ریسک سیستماتیک است.

صالح‌نژاد و وقفی (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر پیش‌بینی سود توسط مدیریت بر ریسک و ارزش شرکت پرداختند. نتایج آنها نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار پیش‌بینی سود هر سهم مدیریت بر ارزش شرکت و عدم تأثیر این پیش‌بینی‌ها بر ریسک سهام شرکت‌هاست.

1. Ota
2. Hutton, Marcus & Tehranian
3. Botosan

اخگر و جلوزان (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر هموارسازی سود بر ریسک غیرسیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر این بود که هموارسازی سود باعث کاهش ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌ها می‌شود و اندازه شرکت، نسبت نقدینگی، نسبت بدهی، تغییرپذیری سود، نوع صنعت با ریسک غیرسیستماتیک رابطه معنی‌داری دارند.

ستایش و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی اثر همزمان اندازه شرکت و محیط اطلاعاتی بر ارتباط ارزشی سود ویژه و جریان نقد عملیاتی پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد اگرچه سود ویژه نسبت به جریان نقد عملیاتی دارای رتباط ارزشی بیشتری است اما اندازه شرکت و محیط اطلاعاتی، به‌صورت جداگانه و به‌طور همزمان، تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر ارتباط ارزشی سود ویژه نسبت به جریان نقد عملیاتی ندارد.

علی احمدی و فدایی (۱۳۹۴) به ارزیابی نقش محیط اطلاعاتی و رشد شرکت در قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش از تأثیر مثبت و معنی‌دار اقلام تعهدی اختیاری بر ارزش بازار سهام حکایت دارد. همچنین، در شرکت‌های با محیط اطلاعاتی قوی و همچنین در شرکت‌های با رشد بالا، اقلام تعهدی اختیاری تأثیر بیشتری بر ارزش بازار سهام دارد.

مشکی و عاصی ربانی (۱۳۹۰) به بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی سود مدیریت با بازده غیرعادی سهام و ریسک سیستماتیک پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر وجود یک رابطه مثبت خطی معنی‌دار بین دو عامل خطای پیش‌بینی سود و بازده غیرعادی سهام و نبود رابطه خطی بین خطای پیش‌بینی سود و ریسک سیستماتیک است.

## فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌گردد:

**فرضیه اول:** بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک غیرسیستماتیک رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

**فرضیه دوم:** محیط‌های اطلاعاتی قوی (ضعیف) بر ارتباط بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک غیرسیستماتیک اثر تعدیل‌کننده کاهشی (افزایشی) دارند.

## روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۷ در بورس فعال بوده‌اند، تشکیل شده است. در انتخاب شرکت‌ها، معیارهای گزینشی زیر انتخاب گردید: قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد و تا پایان سال ۱۳۹۷ نماد آنها از تابلو معاملات حذف نشده باشد. به منظور همگن بودن، سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد؛ به منظور قابلیت مقایسه، شرکت‌ها در دوره مدنظر، سال مالی خود را تغییر نداده باشند؛ با توجه به ماهیت متفاوت در افشای اطلاعات شرکت‌های واسطه‌گری مالی، مؤسسه‌های اعتباری، سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ و شرکت‌های صنعت بیمه با سایر شرکت‌ها،

شرکت‌های مورد بررسی از صنایع مذکور نباشند؛ معاملات سهام آنها طی دوره پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد؛ داده‌های مورد نیاز پژوهش موجود باشد. تعداد ۸۶ شرکت که حائز شرایط فوق بودند برای آزمون فرضیه‌های پژوهش انتخاب شدند.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، به پیروی از کیتاگاوا و اوکودا (۲۰۱۶)، الگوی (۱) به شرح ذیل برآورد شده است:

الگوی (۱)

$$\begin{aligned}RMSE_{i,t} = {} & \gamma_0 + \gamma_1 AMFE_{i,t-1} + \gamma_2 ROA_{i,t-1} + \gamma_3 GROWTH_{i,t-1} + \gamma_4 LOSS_{i,t-1} \\ & + \gamma_5 LEV_{i,t-1} + \gamma_6 INST_{i,t-1} + \gamma_7 AQ_{i,t-1} + \gamma_8 SMOOTH_{i,t-1} \\ & + \gamma_9 CFOVOL_{i,t-1} + \varepsilon\end{aligned}$$

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش، به پیروی از کیتاگاوا و اوکودا (۲۰۱۶)، الگوی (۲) به شرح ذیل برآورد شده است:

الگوی (۲)

$$\begin{aligned}RMSE_{i,t} = {} & \gamma_0 + \gamma_1 AMFE_{i,t-1} + \gamma_2 AMFE \times SIZEq1_{i,t-1} + \gamma_3 AMFE \times SIZEq4_{i,t-1} \\ & + \gamma_4 ROA_{i,t-1} + \gamma_5 GROWTH_{i,t-1} + \gamma_6 LOSS_{i,t-1} + \gamma_7 LEV_{i,t-1} \\ & + \gamma_8 INST_{i,t-1} + \gamma_9 AQ_{i,t-1} + \gamma_{10} SMOOTH_{i,t-1} + \gamma_{11} CFOVOL_{i,t-1} \\ & + \varepsilon\end{aligned}$$

- **متغیر وابسته؛ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده**

برای اندازه‌گیری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده (ریسک) (RMSE) از مدل قیمت‌گذاری دارایی های سرمایه‌ای به شرح ذیل استفاده شده است: (فورستر و همکاران[1]، ۲۰۰۹؛ زلقی و بیات، ۱۳۹۵)

الگوی (۳)

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + \varepsilon_i$$

که در آن؛

$R_i$ بازده سهام شرکت، $R_f$ بازده بدون ریسک، $R_m$ بازده بازار. برای سنجش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده، ابتدا الگوی (۳) برای هر سال-شرکت با استفاده از داده‌های ماهانه برآورد شده است. سپس، انحراف معیار خطاهای الگو ($\varepsilon_i$) به‌عنوان معیار ریسک غیرسیستماتیک درنظر گرفته شده است.

- **متغیر مستقل**

**کیفیت افشاء**

در این پژوهش برای اندازه‌گیری کیفیت افشاء از خطای پیش‌بینی مدیریت (AMFE) استفاده گردید (کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶). برای محاسبه خطای پیش‌بینی مدیریت از ارزش قدرمطلق معیار ترکیبی خطای پیش‌بینی مدیریت شامل: ۱) خطای پیش‌بینی فروش (AMFE_SLS)، ۲) خطای پیش‌بینی سود عملیاتی

1. Foerster, Sapp & Shi

(AMFE_OI) و ۳) خطای پیش‌بینی سود خالص (AMFE_NI) استفاده شده است. این خطاهای پیش‌بینی به‌عنوان نسبت اولین پیش‌بینی مدیریت برای سال t منهای مقدار واقعی برای سال t تقسیم بر کل دارایی‌ها در سال t-1 تعریف می‌شود. به دلیل اینکه خطاهای خیلی خوش‌بینانه و خیلی بدبینانه مدیریت می‌تواند به‌عنوان ریسک‌های خاص شرکت برای سرمایه‌گذاران تعبیر شود، از ارزش قدرمطلق معیار ترکیبی خطای پیش‌بینی مدیریت استفاده شده است. این معیار ترکیبی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) به‌دست آمده است. تحلیل مؤلفه‌های اصلی یکی از انواع روش‌های تحلیل داده‌های چند متغیره است که هدف اصلی آن تقلیل بعد مسأله مورد مطالعه است. با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی می‌توان تعداد زیادی متغیر توضیحی (متغیر مستقل) همبسته را با تعداد محدودی متغیر توضیحی جدید که مؤلفه‌های اصلی نامیده می‌شوند و ناهمبسته‌اند، جایگزین نمود. به این ترتیب نه تنها بعد مسأله تقلیل می‌یابد بلکه مسأله چند هم‌خطی پیش نمی‌آید (کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶). نتایج تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای خطاهای پیش‌بینی مدیریت در جدول ۱ ارائه شده است.

**جدول ۱.** نتایج تحلیل مؤلفه‌های اصلی

| الف) کل واریانس توضیح داده شده | | | | |
|---|---|---|---|---|
| مؤلفه‌ها | مقادیر ویژه | اختلاف مقادیر ویژه | واریانس توضیحی | واریانس تجمعی |
| مؤلفه اصلی اول | ۱/۷۰۱ | ۰/۷۵۲ | ۰/۵۶۷ | ۰/۵۶۷ |
| مؤلفه اصلی دوم | ۰/۹۴۹ | ۰/۵۹۸ | ۰/۳۱۶ | ۰/۸۸۳ |
| مؤلفه اصلی سوم | ۰/۳۵۱ | - | ۰/۱۱۷ | ۱/۰۰۰ |
| ب) مؤلفه‌های اصلی (مقادیر ویژه) | | | | |
| متغیرها | مؤلفه اصلی اول | مؤلفه اصلی دوم | مؤلفه اصلی سوم | |
| AMFE_SLS | ۰/۲۹۱ | ۰/۹۴۶ | ۰/۱۴۵ | |
| AMFE_OI | ۰/۶۹۰ | -۰/۱۰۳ | -۰/۷۱۶ | |
| AMFE_NI | ۰/۶۶۲ | -۰/۳۰۸ | ۰/۶۸۳ | |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

قسمت الف جدول ۱ نشان می‌دهد اولین مؤلفه‌های اصلی دارای مقدارهای ویژه‌ای بزرگتر از یک بوده و تقریباً ۵۷٪ از واریانس کل را تبیین می‌کند. قسمت ب اولین مؤلفه‌ها را نشان می‌دهد که همه آنها همان‌طور که انتظار می‌رود علائم مثبت دارند. بنابراین، اولین مؤلفه اصلی به‌عنوان معیار ترکیبی خطاهای پیش‌بینی مدیریت تعریف شده است.

اگرچه هدف اصلی پژوهش تمرکز بر ارزش قدرمطلق معیار ترکیبی خطای پیش‌بینی مدیریت (AMFE) است، با این وجود برای بررسی استحکام نتایج، فرضیه‌ها با هر یک از سه معیار خطای پیش‌بینی فروش (AMFE_SLS)، خطای پیش‌بینی سود عملیاتی (AMFE_OI) و خطای پیش‌بینی سود خالص (AMFE_NI) نیز آزمون شدند.

- **متغیرهای تعدیل‌گر**

**محیط اطلاعاتی**

به منظور اندازه‌گیری محیط اطلاعاتی از معیار اندازه شرکت (پاستور و ورونسی [1]، ۲۰۰۳؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶) استفاده شده است. پژوهش‌های گذشته بیان می‌کنند که اندازه شرکت می‌تواند شاخصی برای میزان اطلاعات قبلی باشد که در مورد شرکت در دسترس بوده است (آتیاس [2]، ۱۹۸۵؛ بوشمن [3]، ۱۹۸۹؛ کولینز و همکاران [4]، ۱۹۸۷؛ فریمن [5]، ۱۹۸۷؛ گرانت [6]، ۱۹۸۰). بر مبنای مطالعات نظری واسان و بون [7] (۲۰۱۰) و آتیگ و همکاران [8] (۲۰۰۶)، شرکت‌های بزرگتر به دلیل برخورداری از پوشش رسانه‌ای گسترده‌تر، توجه بیشتر از سوی بازار، قانون‌گذاران و تحلیل‌گران، از محیط اطلاعاتی به مراتب شفاف‌تری برخوردار می‌باشند. آتیاس (۱۹۸۵) و فریمن (۱۹۸۷) نشان دادند که رابطه بین دقت پیش‌بینی‌های مدیریت و بازده سهام در شرکت‌های بزرگ ضعیف است. بنابراین، فرض بر این است که شرکت‌های بزرگتر محیط‌های اطلاعاتی بهتری خواهند داشت. در این پژوهش به پیروی از کای و همکاران [9] (۲۰۱۵) از معیار لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت برای سنجش اندازه شرکت استفاده شده است.

SIZEq1 یک متغیر مجازی است که اگر کل دارایی‌های شرکت در اولین چارک باشد (یعنی شرکت‌هایی با پایین‌ترین سطح کل دارایی‌ها در هر سال) ارزش یک و در غیراینصورت ارزش صفر گرفته است. این متغیر نشان‌دهنده محیط اطلاعاتی ضعیف شرکت است.

SIZEq4 یک متغیر مجازی است که اگر کل دارایی‌های شرکت در چهارمین چارک باشد (یعنی شرکت‌هایی با بالاترین سطح کل دارایی‌ها در هر سال) ارزش یک و در غیراینصورت ارزش صفر گرفته است. این متغیر نشان‌دهنده محیط اطلاعاتی قوی شرکت است.

- **متغیرهای کنترلی**
  - بازده دارایی‌ها (ROA): نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها (وی و ژانگ [10]، ۲۰۰۶؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶)
  - رشد فروش (GROWTH): نسبت تغییرات فروش خالص بین سال t و سال t-1 به فروش خالص در ابتدای سال t (کائو و همکاران [11]، ۲۰۰۶؛ مالکیل و یو [12]، ۲۰۰۳؛ راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶)

1. Pastor & Veronesi
2. Atiase
3. Bushman
4. Collins, Kothari & Rayburn
5. Freeman
6. Grant
7. Wasan & Boone
8. Attig, Fong, Gadhoum & Lang
9. Cai, Liu, Qian & Yu
10. Wei & Zhang
11. Cao, Simin & Zhao
12. Malkiel & Xu

- زیان خالص (LOSS): یک متغیر مجازی که اگر شرکت زیان خالص گزارش کند ارزش یک و در غیراینصورت ارزش صفر گرفته است. (وی و ژانگ، ۲۰۰۶؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶)
- اهرم مالی (LEV): نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها (کامپل و همکاران[1]، ۲۰۰۱؛ راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶)
- سهامداران نهادی (INST): درصد سهامداران با مالکیت نهادی (بروکمن و یان[2]، ۲۰۰۹؛ سیاس[3]، ۱۹۹۶؛ مالکیل و یو، ۲۰۰۳؛ فریرا و ماتوس[4]، ۲۰۰۸؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶)
- کیفیت اقلام تعهدی (AQ): بر اساس الگوی دی‌چاو و دیچو (۲۰۰۲)، از انحراف معیار باقیمانده‌های الگوی (۴) که به روش مقطعی برآورد شده است، به‌عنوان کیفیت اقلام تعهدی استفاده می‌شود که به لحاظ منطقی، هرچه مقدار آن بیشتر باشد، نمایانگر کیفیت پایین‌تر اقلام تعهدی است. (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱؛ اوکودا و کیتاگاوا، ۲۰۱۱؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶)

الگوی (۴) $$\Delta WC_t = b_0 + b_1 CFO_{t-1} + b_2 CFO_t + b_3 CFO_{t+1} + \varepsilon_t$$

که در آن؛

تغییر در کل اقلام تعهدی سرمایه در گردش سال جاری ($\Delta WC$) شرکت $i$ در سال $t$ از رابطه (۱) به شرح ذیل به‌دست می‌آید:

رابطه (۱) $$\Delta WC_{it} = \Delta CA_{i,t} - \Delta Cl_{i,t} - \Delta Cash_{i,t} + \Delta STDebt_{i,t}$$

که در آن؛

$\Delta CA_{it}$ تغییرات دارایی‌های جاری شرکت $i$ بین سال $t$ و سال $t-1$،

$\Delta Cl_{it}$ تغییرات بدهی‌های جاری شرکت $i$ بین سال $t$ و سال $t-1$،

$\Delta Cash_{it}$ تغییرات وجه نقد شرکت $i$ بین سال $t$ و سال $t-1$،

$\Delta STDebt_{it}$ تغییرات حصه جاری بدهی‌های بلندمدت شرکت $i$ بین سال $t$ و سال $t-1$،

$CFO$ جریان‌های نقدی عملیاتی.

در الگوی فوق، کلیه متغیرها بر کل دارایی‌های شرکت $i$ در ابتدای سال $t$ تقسیم شده‌اند.

- هموارسازی سود (SMOOTH): نسبت انحراف استاندارد سود خالص به کل دارایی‌ها به انحراف استاندارد جریان وجه نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱؛ اوکودا و کیتاگاوا، ۲۰۱۱؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶)
- نوسان‌پذیری جریان وجوه نقد (CFOVOL): انحراف استاندارد جریان وجه نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱؛ اوکودا و کیتاگاوا، ۲۰۱۱؛ کیتاگاوا و اوکودا، ۲۰۱۶)

1. Campbell, Lettau, Malkiel & Xu
2. Brockman & Yan
3. Sias
4. Ferreira & Matos

## تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش

### آمار توصیفی

به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا آمار توصیفی داده‌های تحت بررسی محاسبه و در جدول ۲ ارائه گردید.

**جدول ۲.** آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| نماد متغیر | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|
| RMSE | ۱۳/۰۸۶ | ۱۱/۶۷۰ | ۳۸/۲۵۶ | ۰/۷۸۰ | ۱۱/۴۷۴ |
| AMFE | ۰/۸۶۳ | ۰/۶۸۵ | ۹/۱۹۲ | ۰/۰۰۲ | ۰/۹۲۰ |
| AMFE_SLS | ۰/۲۶۰ | ۰/۱۶۹ | ۳/۷۳۴ | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۳۱۳ |
| AMFE_OI | ۰/۰۸۰ | ۰/۰۵۱ | ۰/۷۴۵ | ۰/۰۰۰۰۲ | ۰/۰۹۲ |
| AMFE_NI | ۰/۰۸۸ | ۰/۰۵۰ | ۱/۱۶۰ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۱۲۳ |
| SIZEq1 | ۰/۲۵۶ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۳۷ |
| SIZEq4 | ۰/۲۵۶ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۳۷ |
| ROA | ۰/۱۱۵ | ۰/۰۹۴ | ۰/۵۵۳ | -۰/۲۸۹ | ۰/۱۲۱ |
| GROWTH | ۰/۱۹۵ | ۰/۱۵۱ | ۴/۶۵۱ | -۰/۶۰۳ | ۰/۳۶۴ |
| LOSS | ۰/۰۸۷ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۲۸۲ |
| LEV | ۰/۵۹۲ | ۰/۶۱۲ | ۱/۱۳۷ | ۰/۰۹۰ | ۰/۱۸۱ |
| INST | ۰/۶۸۸ | ۰/۷۸۴ | ۰/۹۹۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۲۷۴ |
| AQ | ۰/۰۴۹ | ۰/۰۳۴ | ۰/۴۵۷ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۵۰ |
| SMOOTH | ۱/۰۴۸ | ۰/۵۷۲ | ۲۵/۵۴۹ | ۰/۰۰۲ | ۱/۸۲۷ |
| CFOVOL | ۰/۰۸۰ | ۰/۰۶۸ | ۰/۳۹۴ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۵۶ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول۲ حاوی شاخص‌هایی برای توصیف متغیرهای پژوهش است. میانگین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده (RMSE) برابر ۱۳/۰۸۶ است. میانگین اختلاف اولین پیش‌بینی مدیریت با مقدار واقعی برای فروش (AMFE_SLS)، سود عملیاتی (AMFE_OI) و سود خالص (AMFE_NI) به‌ترتیب برابر ۰/۲۶۰، ۰/۰۸۰ و ۰/۰۸۸ است. میانگین بازده دارایی‌ها (ROA) نشان می‌دهد به‌طور متوسط طی یک سال حدود ۱۲٪ از سودآوری شرکت‌های مورد بررسی از محل دارایی‌ها بوده است. با توجه به مثبت بودن میانگین رشد فروش (GROWTH) می‌توان چنین استنباط نمود که میزان فروش شرکت‌های بررسی شده در حال افزایش است. میانگین زیان خالص (LOSS) نیز بیانگر این است که به‌طور متوسط طی یک سال حدود ۹٪ از شرکت‌های مورد بررسی زیان خالص گزارش کرده‌اند. میانگین نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌های شرکت‌ها برابر ۰/۵۹۲ و میانگین درصد سهام در اختیار سهامداران نهادی ۶۹٪ است.

**آزمون‌های پیش‌فرض الگوهای رگرسیونی**

قبل از تخمین الگوها، بررسی فروض کلاسیک رگرسیون خطی، حائز اهمیت اساسی است. در مواردی که از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود، از فروض کلاسیک رگرسیون، فرض همسان بودن واریانس‌ها و وجود یا عدم‌وجود خودهمبستگی (هاشمی و مشعشعی، ۱۳۹۷) و عدم‌وجود هم‌خطی بین متغیرها موضوعیت پیدا می‌کند. از این‌رو، ابتدا فرض همسان بودن واریانس‌ها مورد بررسی قرار گرفت که در این پژوهش از آزمون وایت استفاده شده است. در صورتی که الگو دچار ناهمسانی واریانس باشد، برای رفع آن از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده می‌شود و در غیراینصورت، روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تخمین الگو به‌کار می‌رود (سوری، ۱۳۹۳). همچنین، برای بررسی خودهمبستگی، از آزمون دوربین–واتسون و به منظور بررسی هم‌خطی بین متغیرها از معیار عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است. سپس به منظور انتخاب روش برآورد الگو به‌صورت ترکیبی یا تلفیقی از آزمون F لیمر و به منظور انتخاب رویکرد اثرات ثابت یا تصادفی از آزمون هاسمن بهره گرفته شده است. در نهایت، فرضیه‌ها از طریق نتایج حاصل از الگوهای اقتصادسنجی و رگرسیون چند متغیره مورد آزمون قرار گرفته است. به منظور تعیین معنی‌دار بودن الگوی رگرسیون از آماره F فیشر و برای بررسی معنی‌دار بودن ضریب متغیرهای مستقل در هر الگو، از آماره t استیودنت استفاده شده است (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

نتایج آزمون هم‌خطی بین متغیرها در جدول ۳ و نتایج مربوط به سایر آزمون‌ها در قسمت نتایج آزمون هر فرضیه، ارائه شده است.

مقادیر زیر ۱۰ برای آماره عامل تورم واریانس (VIF) نشان‌دهنده عدم‌وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل است. با توجه به نتایج به‌دست آمده، این مقدار برای متغیرهای پژوهش کمتر از حد مجاز است. در نتیجه، هیچ‌گونه هم‌خطی میان متغیرهای پژوهش مشاهده نشده است.

**جدول ۳.** نتایج آزمون هم‌خطی متغیرهای پژوهش

| متغیر | الگو ۱ | الگو ۲ | الگو ۳ | الگو ۴ | الگو ۵ | الگو ۶ | الگو ۷ | الگو ۸ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| AMFE | ۱/۱۵۹ | | | | ۳/۱۱۹ | | | |
| AMFE_SLS | | ۱/۱۳۵ | | | | ۱/۶۵۵ | | |
| AMFE_OI | | | ۱/۴۱۷ | | | | ۲/۸۹۰ | |
| AMFE_NI | | | | ۱/۱۴۵ | | | | ۲/۸۳۷ |
| AMFE*SIZEq1 | | | | | ۲/۸۴۳ | | | |
| AMFE_SLS*SIZEq1 | | | | | | ۱/۵۸۷ | | |
| AMFE_OI*SIZEq1 | | | | | | | ۲/۱۶۸ | |
| AMFE_NI*SIZEq1 | | | | | | | | ۲/۴۴۱ |
| AMFE*SIZEq4 | | | | | ۱/۵۸۲ | | | |
| AMFE_SLS*SIZEq4 | | | | | | ۱/۱۹۹ | | |
| AMFE_OI*SIZEq4 | | | | | | | ۱/۶۶۶ | |
| AMFE_NI*SIZEq4 | | | | | | | | ۱/۵۴۳ |
| ROA | ۲/۶۷۱ | ۲/۶۰۷ | ۲/۹۱۰ | ۲/۶۵۵ | ۲/۷۶۵ | ۲/۶۲۵ | ۲/۹۶۴ | ۲/۷۵۵ |
| GROWTH | ۱/۲۳۱ | ۱/۱۹۲ | ۱/۲۳۷ | ۱/۱۸۸ | ۱/۲۳۸ | ۱/۲۱۲ | ۱/۲۴۶ | ۱/۱۹۶ |
| LOSS | ۱/۳۶۳ | ۱/۳۹۸ | ۱/۴۵۲ | ۱/۳۷۰ | ۱/۳۷۰ | ۱/۴۳۴ | ۱/۴۵۴ | ۱/۳۷۹ |
| LEV | ۲/۱۹۶ | ۲/۲۰۸ | ۲/۱۹۹ | ۲/۲۰۹ | ۲/۲۵۰ | ۲/۲۲۶ | ۲/۲۱۳ | ۲/۲۱۸ |
| INST | ۱/۲۳۹ | ۱/۲۴۱ | ۱/۲۶۰ | ۱/۲۴۱ | ۱/۲۸۳ | ۱/۲۶۰ | ۱/۳۰۳ | ۱/۲۷۸ |
| AQ | ۱/۰۹۴ | ۱/۰۹۷ | ۱/۰۹۵ | ۱/۰۹۴ | ۱/۰۹۸ | ۱/۰۹۹ | ۱/۰۹۶ | ۱/۰۹۹ |
| SMOOTH | ۱/۲۶۱ | ۱/۲۶۹ | ۱/۲۸۱ | ۱/۲۶۲ | ۱/۲۸۷ | ۱/۲۷۲ | ۱/۳۰۳ | ۱/۲۷۵ |
| CFOVOL | ۱/۱۵۳ | ۱/۱۵۷ | ۱/۱۶۸ | ۱/۱۵۷ | ۱/۱۷۲ | ۱/۱۷۹ | ۱/۱۷۰ | ۱/۱۵۹ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

## نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

نتیجه حاصل از تخمین الگوهای فرضیه اول پژوهش در جدول ۴ ارائه شده است:

با توجه به سطح معنی‌داری به‌دست آمده از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن، برای تخمین الگوها از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود. طبق آزمون وایت، به دلیل ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای برآورد الگوها استفاده شده است. مقدار آماره دوربین-واتسون عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوهای رگرسیونی را تأیید می‌کند. با توجه به سطح معنی‌داری آماره F فیشر، معنی‌داری کل رگرسیون‌ها در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده

الگوها نشان می‌دهد که مجموعاً ۴۱٪، ۴۴٪، ۴۴٪ و ۴۳٪ از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این الگوها توضیح داده شود.

**جدول ۴.** نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

| متغیر وابسته | RMSE | | RMSE | | RMSE | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیر | ضرایب | سطح معنی‌داری | ضرایب | سطح معنی‌داری | ضرایب | سطح معنی‌داری |
| C | ۳/۳۵۰ | ۰/۰۷۷ | ۲/۰۹۰ | ۰/۲۶۰ | ۳/۴۶۲ | ۰/۰۸۳ |
| AMFE | ۱/۱۸۳ | ۰/۰۰۰ | | | | |
| AMFE_SLS | | | ۲/۸۷۱ | ۰/۰۰۰ | | |
| AMFE_OI | | | | | ۱۵/۳۰۱ | ۰/۰۰۰ |
| AMFE_NI | | | | | | |
| ROA | ۱۰/۵۹۳ | ۰/۰۰۰ | ۱۳/۴۰۷ | ۰/۰۰۰ | ۸/۱۰۶ | ۰/۰۰۱ |
| GROWTH | ۲/۵۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۲/۶۳۰ | ۰/۰۰۰ | ۲/۱۷۲ | ۰/۰۰۰ |
| LOSS | ۱/۶۰۰ | ۰/۰۲۴ | ۱/۳۸۵ | ۰/۰۵۳ | ۱/۰۱۴ | ۰/۱۷۲ |
| LEV | ۱۲/۸۹۱ | ۰/۰۰۰ | ۱۴/۳۸۵ | ۰/۰۰۰ | ۱۲/۳۴۷ | ۰/۰۰۰ |
| INST | -۱/۵۹۸ | ۰/۳۹۴ | -۱/۰۸۱ | ۰/۵۴۷ | -۰/۶۳۳ | ۰/۷۴۸ |
| AQ | -۴/۵۰۳ | ۰/۲۳۴ | -۴/۱۴۵ | ۰/۲۴۴ | -۶/۲۶۸ | ۰/۰۹۴ |
| SMOOTH | ۰/۱۹۷ | ۰/۰۵۹ | ۰/۱۵۵ | ۰/۱۴۲ | ۰/۱۰۰ | ۰/۳۲۹ |
| CFOVOL | ۴/۴۹۷ | ۰/۰۷۱ | ۴/۳۹۶ | ۰/۰۷۶ | ۳/۶۳۸ | ۰/۱۶۳ |
| ضریب تعیین (تعدیل شده) | ۰/۴۹۳ (۰/۴۱۲) | | ۰/۵۱۸ (۰/۴۴۲) | | ۰/۵۱۸ (۰/۴۴۲) | |
| آماره دوربین واتسون | ۱/۶۹ | | ۱/۶۵ | | ۱/۶۹ | |
| آماره F فیشر (سطح معنی‌داری) | ۶/۱۲۸ (۰/۰۰۰) | | ۶/۷۸۶ (۰/۰۰۰) | | ۶/۷۸۳ (۰/۰۰۰) | |
| آماره F لیمر (سطح معنی‌داری) | ۲/۲۶۵ (۰/۰۰۰) | | ۲/۳۷۵ (۰/۰۰۰) | | ۲/۴۷۹ (۰/۰۰۰) | |
| آماره هاسمن (سطح معنی‌داری) | ۵۲/۰۶۲ (۰/۰۰۰) | | ۵۱/۴۰۴ (۰/۰۰۰) | | ۵۰/۹۷۸ (۰/۰۰۰) | |
| آماره F وایت (سطح معنی‌داری) | ۳/۹۱۴ (۰/۰۰۰) | | ۱/۶۱۰ (۰/۰۰۵) | | ۳/۵۹۶ (۰/۰۰۰) | |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به‌دست آمده در جدول ۴، بین خطای پیش‌بینی مدیریت (AMFE)، خطای پیش‌بینی فروش خالص (AMFE_SLS)، خطای پیش‌بینی سود عملیاتی (AMFE_OI) و خطای پیش‌بینی سود خالص (AMFE_NI) با ریسک غیرسیستماتیک رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. به‌طور کلی، نتایج نشان می‌دهد با کاهش کیفیت افشاء، ریسک غیرسیستماتیک شرکت افزایش می‌یابد.

## نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

نتیجه حاصل از تخمین الگوهای فرضیه دوم پژوهش در جدول ۵ ارائه شده است:

**جدول ۵.** نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

| متغیر وابسته | RMSE | | RMSE | | RMSE | | RMSE | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیر | ضرایب | سطح معنی‌داری | ضرایب | سطح معنی‌داری | ضرایب | سطح معنی‌داری | ضرایب | سطح معنی‌داری |
| C | ۲/۱۹۹ | ۰/۲۵۳ | -۹/۹۲۰ | ۰/۰۸۹ | ۰/۴۳۲ | ۰/۸۲۵ | -۰/۲۲۷ | ۰/۹۰۷ |
| AMFE | ۰/۶۵۱ | ۰/۰۴۱ | | | | | | |
| AMFE_SLS | | | ۲/۰۵۶ | ۰/۳۷۳ | | | | |
| AMFE_OI | | | | | ۱۲/۰۷۶ | ۰/۰۰۰ | | |
| AMFE_NI | | | | | | | ۶/۹۶۹ | ۰/۰۰۱ |
| AMFE*SIZEq1 | ۲/۰۶۳ | ۰/۰۰۰ | | | | | | |
| AMFE_SLS*SIZEq1 | | | ۰/۵۰۲ | ۰/۸۶۵ | | | | |
| AMFE_OI*SIZEq1 | | | | | ۳۱/۲۸۲ | ۰/۰۰۰ | | |
| AMFE_NI*SIZEq1 | | | | | | | ۱۱/۲۹۰ | ۰/۰۰۱ |
| AMFE*SIZEq4 | -۰/۷۰۲ | ۰/۰۶۵ | | | | | | |
| AMFE_SLS*SIZEq4 | | | ۴/۰۲۱ | ۰/۴۲۶ | | | | |
| AMFE_OI*SIZEq4 | | | | | -۷/۰۹۳ | ۰/۰۲۸ | | |
| AMFE_NI*SIZEq4 | | | | | | | -۶/۲۴۱ | ۰/۰۳۶ |
| ROA | ۱۱/۸۹۹ | ۰/۰۰۰ | ۳۵/۰۸۴ | ۰/۰۰۰ | ۸/۱۱۷ | ۰/۰۰۱ | ۱۳/۰۶۹ | ۰/۰۰۰ |
| GROWTH | ۲/۰۲۵ | ۰/۰۰۰ | ۱/۵۱۳ | ۰/۲۴۱ | ۲/۰۰۸ | ۰/۰۰۰ | ۲/۸۶۲ | ۰/۰۰۰ |
| LOSS | ۱/۶۲۰ | ۰/۰۱۹ | ۲/۵۹۳ | ۰/۱۹۱ | ۰/۷۳۹ | ۰/۳۳۳ | ۱/۹۹۸ | ۰/۰۰۶ |
| LEV | ۱۴/۶۸۱ | ۰/۰۰۰ | ۲۷/۹۲۴ | ۰/۰۰۰ | ۱۳/۸۵۵ | ۰/۰۰۰ | ۱۵/۷۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| INST | -۱/۶۰۸ | ۰/۳۹۱ | ۱/۲۸۵ | ۰/۸۳۶ | ۱/۶۹۳ | ۰/۳۹۲ | ۱/۱۰۶ | ۰/۵۵۹ |
| AQ | -۲/۹۸۴ | ۰/۴۲۸ | -۷/۶۲۱ | ۰/۵۰۵ | -۴/۱۷۴ | ۰/۲۶۴ | -۶/۴۰۶ | ۰/۰۸۰ |
| SMOOTH | ۰/۱۹۳ | ۰/۰۵۵ | ۰/۲۱۲ | ۰/۴۹۵ | ۰/۰۸۰ | ۰/۴۴۹ | ۰/۱۸۴ | ۰/۰۸۲ |
| CFOVOL | ۵/۰۷۳ | ۰/۰۴۰ | ۵/۱۵۸ | ۰/۵۶۹ | ۴/۵۲۲ | ۰/۰۷۱ | ۴/۱۰۹ | ۰/۱۱۰ |
| ضریب تعیین (تعدیل شده) | ۰/۵۴۴ (۰/۴۷۰) | | ۰/۲۷۷ (۰/۱۶۰) | | ۰/۶۳۹ (۰/۵۸۰) | | ۰/۵۳۴ (۰/۴۵۸) | |
| آماره دوربین واتسون | ۱/۶۸ | | ۱/۵ | | ۱/۷۲ | | ۱/۶۹ | |
| آماره F فیشر (سطح معنی‌داری) | ۷/۳۵۴ (۰/۰۰۰) | | ۲/۳۶۴ (۰/۰۰۰) | | ۱۰/۸۸۸ (۰/۰۰۰) | | ۷/۰۴۶ (۰/۰۰۰) | |
| آماره F لیمر (سطح معنی‌داری) | ۲/۱۵۲ (۰/۰۰۰) | | ۲/۳۶۸ (۰/۰۰۰) | | ۲/۳۸۵ (۰/۰۰۰) | | ۲/۴۹۲ (۰/۰۰۰) | |
| آماره هاسمن (سطح معنی‌داری) | ۴۸/۴۱۲ (۰/۰۰۰) | | ۵۱/۸۷۶ (۰/۰۰۰) | | ۵۲/۴۳۲ (۰/۰۰۰) | | ۵۸/۶۵۷ (۰/۰۰۰) | |
| آماره F وایت (سطح معنی‌داری) | ۲/۹۳۱ (۰/۰۰۰) | | ۱/۱۹۲ (۰/۱۴۲) | | ۲/۸۲۰ (۰/۰۰۰) | | ۲/۸۲۹ (۰/۰۰۰) | |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به سطح معنی‌داری به‌دست آمده از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن، برای تخمین الگوها از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود. طبق آزمون وایت، به دلیل ناهمسانی واریانس در الگوی اول، سوم و چهارم از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته و در الگوی دوم از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد استفاده شده است. مقدار آماره دوربین-واتسون عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوهای رگرسیونی را تأیید می‌کند. با توجه به سطح معنی‌داری آماره F فیشر، معنی‌داری کل رگرسیون‌ها در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگوها نشان می‌دهد که مجموعاً ۴۷٪، ۱۶٪، ۵۸٪ و ۴۶٪ از تغییرات حاصله در متغیرهای وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این الگوها توضیح داده شود. نتایج بررسی تأثیر محیط‌های اطلاعاتی قوی (SIZEq4) بر ارتباط بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک نشان می‌دهد محیط اطلاعاتی خوب تأثیر معکوس و معنی‌داری بر ارتباط بین خطای پیش‌بینی مدیریت، خطای پیش‌بینی سود عملیاتی و خطای پیش‌بینی سود خالص با ریسک غیرسیستماتیک دارد. اما تأثیر معنی‌داری بر ارتباط بین خطای پیش‌بینی فروش خالص و ریسک غیرسیستماتیک ندارد. نتایج بررسی تأثیر محیط‌های اطلاعاتی ضعیف (SIZEq1) بر ارتباط بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک نشان می‌دهد محیط اطلاعاتی ضعیف تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر ارتباط بین خطای پیش‌بینی مدیریت، خطای پیش‌بینی سود عملیاتی و خطای پیش‌بینی سود خالص با ریسک غیرسیستماتیک دارد. اما تأثیر معنی‌داری بر ارتباط بین خطای پیش‌بینی فروش خالص و ریسک غیرسیستماتیک ندارد. به‌طور کلی، نتایج نشان می‌دهد محیط‌های اطلاعاتی ضعیف با افزایش عدم‌تقارن اطلاعاتی منجر به افزایش خطای پیش‌بینی مدیریت و در نتیجه، پایین آمدن کیفیت افشاء و افزایش ریسک غیرسیستماتیک خواهد شد. اما در محیط‌های اطلاعاتی قوی، مدیریت با افزایش دقت اطلاعات در پیش‌بینی‌ها میزان اعتبار این اطلاعات را افزایش داده و موجب کاهش ریسک شرکت می‌شود.

## نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش به بررسی تأثیر محیط‌های مختلف اطلاعاتی بر رابطه بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. برای دستیابی به این هدف، دو فرضیه تنظیم گردید. نتایج نشان می‌دهد بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. همچنین، محیط‌های اطلاعاتی بر ارتباط بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک اثر تعدیل‌کننده دارند. به‌عبارت دیگر، با افزایش خطاهای پیش‌بینی مدیریت، ریسک غیرسیستماتیک شرکت افزایش می‌یابد. همچنین، این ارتباط در شرکت‌های با محیط اطلاعاتی قوی (ضعیف)، کاهش (افزایش) می‌یابد. نتایج پژوهش با شواهد تجربی مبنی بر وجود رابطه میان بدتر شدن کیفیت گزارشگری مالی با روند افزایشی در ریسک غیرسیستماتیک سهام، مطابقت می‌کند. با توجه به اینکه

مدیران نسبت به افراد خارج از شرکت اطلاعات دقیق‌تری در اختیار دارند که افراد خارج از شرکت به آن دسترسی ندارند (جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶)، می‌توانند با پیش‌بینی‌های دقیق و معتبر ریسک شرکت را کاهش دهند. بهبود کیفیت گزارشگری مالی و افشائیات نبود تقارن اطلاعاتی درباره عملکرد شرکت، نوسانات بازده سهام و ریسک را کاهش می‌دهد (راجگوپال و موهان، ۲۰۱۱). از سوی دیگر، نتایج نشان داد شرکت‌های بزرگتر (کوچکتر)، محیط‌های اطلاعاتی قوی‌تر (ضعیف‌تری) دارند. محیط‌های اطلاعاتی ضعیف با افزایش عدم‌تقارن اطلاعاتی منجر به افزایش خطای پیش‌بینی مدیریت و در نتیجه، پایین آمدن کیفیت افشاء و افزایش ریسک غیرسیستماتیک خواهد شد. در مقابل، در محیط‌های اطلاعاتی قوی، مدیریت با افزایش دقت اطلاعات در پیش‌بینی‌ها باعث کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و کاهش ریسک شرکت می‌شود. نتایج این پژوهش با پژوهش زلقی و همکاران (۱۳۹۳)، کیتاگاوا و اوکودا (۲۰۱۶)، اوکودا و کیتاگاوا (۲۰۱۱)، راجگوپال و ونکاتاچالام (۲۰۱۱)، آمان (۲۰۱۱)، پترسون (۲۰۰۹)، اوهارا[1] (۲۰۰۳) و دی‌چاو و دیچو (۲۰۰۲) در تطابق است.

با توجه به نتایج فرضیه اول پژوهش به مدیران پیشنهاد می‌شود به سبب در اختیار داشتن سطوح بالایی از اطلاعات قابل اتکا و مربوط نسبت به افراد خارج از شرکت، از طریق پیش‌بینی‌های دقیق و معتبر موجب کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و به دنبال آن کاهش ریسک شرکت شوند. با توجه به نتایج فرضیه دوم پژوهش، از آنجا که محیط اطلاعاتی نامناسب و ضعیف و اطلاعات نامتقارن می‌تواند باعث عدم تمایل سرمایه‌گذاران به مشارکت در بازار سرمایه شود و از تخصیص بهینه منابع جلوگیری کند و در نتیجه هزینه سرمایه شرکت‌ها را افزایش دهد و در بدترین شرایط می‌تواند به سقوط کامل بازار بیانجامد و در محیط‌های اطلاعاتی قوی برعکس این موضوع اتفاق می‌افتد و ریسک این شرکت‌ها کمتر است؛ به مدیران پیشنهاد می‌شود برای حداقل نمودن میزان مجازات از سوی بازار، با افزایش توانایی و مهارت‌های خود، اقدام به افشای به موقع و صحیح اطلاعات کنند و بدین‌ترتیب، میزان اعتبار اطلاعات را افزایش داده و موجب کاهش ریسک شرکت شوند. در راستای پژوهش، به منظور انجام پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود پژوهش حاضر با استفاده از سایر معیارهای اندازه‌گیری محیط‌های اطلاعاتی (مانند: دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، معیار عدم نقدشوندگی آمیهود، فرصت‌های رشد شرکت، عمر شرکت و ...)، کیفیت افشاء (مانند: امتیاز افشاء) و ریسک غیرسیستماتیک (مانند: مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)) آزمون و نتایج مقایسه شود. همچنین، به تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی، متغیرهای کلان اقتصادی و هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین کیفیت افشاء و ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌ها پرداخته شود. در نهایت، پیشنهاد می‌شود موضوع این پژوهش در سطح صنایع مختلف نیز آزمون و نتایج مقایسه شود.

1. O'Hara

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

**References**

Abzari, M., Samadi, S., Teymouri, H. (2007). "Investigating Factors Affecting Risk and Return on Investment in Financial Product". *Process*, autumn and winter 2008, NO. 54, 55, PP. 123-152. (In Persian).

Aflatoni, A., & Nikbakht, L. (2010). "Application of Econometrics in Accounting Research, Financial Management and Economics". Tehran: Termeh Publications, first edition. (In Persian).

Ahmadpour, A., Gholami Jamkarani, R. (2005). "Investigating the Relationship between Accounting Information and Market Risk (Companies Listed in Tehran Stock Exchange)". *Journal of Accounting Advances*, 22(2), 18-30. (In Persian)

Akhgar, M.O., Jelvezan, S. (2015). "Effect of Income Smoothing on Unsystematic Risks of Companies Listed in Tehran Stock Exchange". *Journal of Accounting Knowledge*, 6(20), 123-145. (In Persian).

Ali Ahmadi, S., Fadai, Z. (2015). "Assessing the Role of Information Environment and Firm Growth on the Pricing of Accruals in Companies Listed in Tehran Stock Exchange (TSE)". *Financial accounting researches*, 7(3), 91-104. (In Persian)

Aman, H. (2011). "Firm-specific volatility of stock returns, the credibility of management forecasts, and media coverage: Evidence from Japanese firms". *Japan and the World Economy*, 23(1), 28–39.

Anilowski, C., M. Feng, and D. J. Skinner. (2007). "Does earnings guidance affect market returns? The nature of information content of aggregate earnings guidance". *Journal of Accounting and Economics*, 44, 36-63.

Armstrong, C., J. Core, D. Taylor, and R. Verrecchia. (2011). "When does information asymmetry affect the cost of capital?" *Journal of Accounting Research*, 49(1), 1-40.

Atiase, R. (1985). "Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements". *Journal of Accounting Research*, 23(1), 21–36.

Attig, N., W-M. Fong, Y. Gadhoum, & L. Lang. (2006). *Effects of Large Shareholding on Information Asymmetry and Stock Liquid*. Available at URL: www.elsevier.com/locate/jbf.

Bayat, M., Zalaghi, H., & Hashemi, T. (2016). "The Effect of Governmental Affiliation on Systemic Risk of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange". *Journal of Financial Management Strategy*, 4(2), 121-137. (In Persian)

Botosan, C. A. (1997). "Disclosure level and the cost of capital". *The Accounting Review*, 72(3), 21–40.

Brockman, P., & Yan, X. S. (2009). "Block ownership and firm-specific information". *Journal of Banking & Finance*, 33(2), 308–316.

Bushman, R. (1989). "Collection of information about publicly traded firms: Theory and evidence". *Journal of Accounting and Economics*, 11(2–3), 183–206.

Cai, J., Y. Liu, Y. Qian, & M. Yu. (2015) *Information Asymmetry and Corporate Governance*. Available at: http://ssrn.com.

Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). "Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk". *The Journal of Finance*, 56(1), 1–43.

Cao, C., Simin, T., & Zhao, J. (2006). "Can growth options explain the trend in idiosyncratic risk?". *Review of Financial Studies*, 21(6), 2599–2633.

Cheng, C. S. A., Johnston, J. & Li, S. (2014). "Higher ERC or Higher Future ERC from Income Smoothness? The Role of Information Environment". *American Accounting Association Annual Meeting and Conference on Teaching and Learning in Accounting*, Atlanta, GA, August 2-6, 2014.

Christensen, P. O., & Feltham, G. A. (2003). *Economics of Accounting –Volume 1 Information in Market*. Kluwer Academic Publishers.

Collins, D.W., Kothari, S. P., & Rayburn, J. D. (1987). "Firm size and the information content of prices with respect to earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 9(2), 111–138.

Datta, S., Datta, M. I., & Singh, V. (2014). "Opaque financial reports and R2: Revisited". *Review of Financial Studies*, 23(1), 10–17.

Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors". *The Accounting Review*, 77, 35–59 (supplement).

Durnev, A., E. H. Kim. (2005). "To steal or not to steal: firm attributes, legal environment, and valuation". *The Journal of Finance* 60, 1461–1493.

Fama, E., & French, K. (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds". *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.

Ferreira, M. and P. Laux, (2007). "Corporate governance, idiosyncratic risk and information flow". *The Journal of Finance*, 62, 951-989.

Ferreira, M., & Matos, P. (2008). "The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world". *Journal of Financial Economics*, 88(3), 499–533.

Foerster, S. R., Sapp, S. G., & Shi, Y, (2009). "The impact of management earnings forecasts on firm risk and firm value". *AAA 2010 Financial Accounting and reporting section*. 1-34.

Francis, J., D. Nanda and P. Olsson. (2008). "Voluntary disclosure, earnings quality and cost of capital". *Journal of Accounting Research*, 46, 53-99.

Freeman, R. N. (1987). "The association between accounting earnings and security returns for large and small firms". *Journal of Accounting and Economics*, 9(2), 195–228.

Grant, E. (1980). "Market implication of differential interim information". *Journal of Accounting Research*, 18(1), 255–268.

Gu, M., J. Jiang, G., & Xu, B. (2019). "The role of analysts: An examination of the idiosyncratic volatility anomaly in the Chinese stock market". *Journal of Empirical Finance*, 52, 237–254.

Hasan, M.M., & Habib, A., (2017). "Firm life cycle and idiosyncratic volatility". *International Review of Financial Analysis*, http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2017.01.003.

Hashemi, A., & Moshashae, M. (2018). Corporate Governance and the Relation between Investor Sentiment and Corporate Investment Decisions. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 8(1), 199-225. (In Persian).

Healy, P. and K. Palepu. (2001). "Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature". *Journal of Accounting and Economics*, 31, 405-440.

Hutton, A. P., Marcus, A. J., & Tehranian, H. (2009). "Opaque financial reports, R2, and crash risk". *Journal of Financial Economics*, 94(1), 67–86.

Imani Barandagh, M., Abdi, S. (2016). "The Impact of Income Smoothing on the Future Earnings Response Coefficients Coefficient with the Effect of Moderating Different Information Environments". *Accounting and Auditing Review*, 23(3), 289-310. (In Persian).

Jensen, M., Meckling, W. (1976). "Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure". *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.

Kitagawa, N., & Okuda, S.', (2016). "Management Forecasts, Idiosyncratic Risk, and the Information Environment". The International *Journal of Accounting*, http://dx.doi.org/10.1016/j.intacc.2016.10.002.

Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). "Performance matched discretionary accrual measures". *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197.

Kumari, J., Mahakud, J., Hiremath, G.S. (2017). "Determinants of idiosyncratic volatility: Evidence from the Indian stock market". *Research in International Business and Finance* 41(2017), 172–184.

Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2003). "Investigating the behavior of idiosyncratic volatility". *Journal of Business*, 76(4), 613–644.

Meshki, M., Asi Rabbani, M. (2011). "An Investigation of Relationship between Management Forecast Error with Abnormal Rate of Return and Systematic Risk at Tehran Stock Exchange". *Journal of Accounting and Auditing Review*, 18(66), 53-68. (In Persian).

Nagar, V., Schoenfeld, J., & Wellman, L. (2018). "The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures". *Journal of Accounting and Economics*, https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2018.08.011.

O'Hara, M., (2003). "Presidential address: liquidity and price discovery". *Journal of Finance*, 58, 1335–1354.

Okuda, S., & Kitagawa, N. (2011). "Relationship between earnings quality and idiosyncratic risk during period of accounting standard reform in Japan". *Security Analysts Journal*, 49(8), 91–100 (written in Japanese).

Ota, K. (2010). "The value relevance of management forecasts and their impact on analysts' forecasts: Empirical evidence from Japan". *Abacus*, 46(1), 28–59.

Pastor, L., & Veronesi, P. (2003). "Stock valuation and learning about profitability". *The Journal of Finance*, 58(5), 1749–1789.

Petersen, M. A. (2009). "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches". *Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480.

Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2011). "Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility". *Journal of Accounting and Economics*, 51(1–2), 1–20.

Rajgopal, S., Mohan, V. (2011). "Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility". *Journal of Accounting and Economics*, (5), 1–20.

Rashidi Baghi, M. (2019). "The Impact of Disclosure Quality and Quality of Information Environment on Dividend Smoothing". *Journal of Applied Research in Financial Reporting*, 8(2), 117-140. (In Persian).

Rogers, J. L., D. J. Skinner and A. V. Buskirk. (2009). "Earnings guidance and market uncertainty". *Journal of Accounting and Economics*, forthcoming.

Saedi, R., Rezaein, V. (2019). "The Effect of the Manager's Excessive Self-Confidence on Stock Returns and Unsystematic Stock Risk Given the Dual Role of Managing Director: Evidence from Tehran Stock Exchange". *Financial Research Journal*, 21(1), 79-100. (In Persian).

Salehnejad, H., Vaghfi, H. (2016). "The Effect of Predicting Profit by Management on Risk and Firm Value". *Journal of Financial Management Strategy*, 4(1), 103-122. (In Persian)

Setayesh, M.H., Mehtari, Z., Mohammadian, M. (2015). "Investigating Interactive Effect of Firm Size and Information Environment on Value Relevance of Net Income and Operating Cash Flow". *Financial accounting researches*, 7(3), 37-60. (In Persian)

Shahzad, F., Fareed, Z., Wang, Z., & Meran Shah, S.G. (2020). "Do idiosyncratic risk, market risk, and total risk matter during different firm life cycle stages?" *Physica A*, 1-18. https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.122550.

Sias, R. W. (1996). "Volatility and the institutional investor". *Financial Analysts Journal*, 52(2), 13–20.

Soleimany Amiri, G., Gerveie, P. (2017). "The Impact of Managerial Overconfidence on Systematic and Unsystematic Risk". *Journal of Accounting Advances*, 9(1), 99-124. (In Persian).

Souri, A. (2014). "Preliminary Economics". Tehran: Cultural Studies Publishing. (In Persian)

Trainor WJ. (2012). "Volatility and Compounding Effects on Beta and Returns". *The International Journal of Business and Finance Research*, 6(4), 1-11.

Wasan, S., & J.P. Boone. (2010). "Do accruals exacerbate information asymmetry in the market?". *Advances in International Accounting*, 26, 66-78.

Wei, S., & Zhang, C. (2006). "Why did individual stocks become more volatile?". *Journal of Business*, 79(1), 259–292.

Zalaghi, H., Bayat, M. (2016). "The effect of conditional and unconditional conservatism on systematic and non-systematic risk". *Journal of Audit Science*, 15(62), 121-136. (In Persian)

Zalaghi, H., Bayat, M. Danesh Asgari, T. (2014). "The Impact of Earnings Management Prediction on Non-Systematic Risk". *Journal of Financial Management Strategy*, 2(2), 121-136. (In Persian) .

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۱۶۸-۱۴۵

مقاله پژوهشی

# رابطه رهبر - پیرو در تعیین ساختار سرمایه

[۱]

ساجده رضائی[۲]، حمیدرضا وکیلی فرد[۳]، رضا تهرانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۰۶

## چکیده

*این پژوهش رابطه رهبر - پیرو در تعیین ترکیب ساختار سرمایه (CS) با استفاده از روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) و در شرایط رشد و افول بازار را بررسی می‌کند. شرکت‌ها در هر صنعت، بر اساس معیار رشد سودآوری، میزان سودآوری و سهم بازار به دو دسته رهبر و پیرو تقسیم شدند. در دسته رشد سودآوری در صنعت ماشین‌آلات و تجهیزات و سیمان‌آهک‌گچ به طور کلی و همچنین، در صنعت فلزات اساسی و شیمیایی (دوره افول و رشد)، صنعت دارویی (دوره افول) و صنعت سیمان-آهک‌گچ (دوره رشد) رابطه رهبر - پیرو رد نمی‌شود. با معیار میزان سودآوری در شرایط بازار یکسان، صنعت کانی غیر فلزی و سیمان‌آهک‌گچ و با در نظر گرفتن دوره رشد و افول در صنعت غذایی به جز قند وشکر، شیمیایی، کانی غیر فلزی و سیمان‌آهک‌گچ (دوره افول و رشد) و خودرو و قطعات و دستگاه‌های برقی (دوره رشد) شرکت‌ها از رهبر صنعت پیروی می‌کنند. بر اساس معیار سهم بازار، در صنعت خودرو و قطعات در شرایط مشابه اقتصادی و در صنعت فلزات اساسی و شیمیایی (دوره رشد و افول) و صنعت لاستیک و پلاستیک و دستگاه‌های برقی (دوره رشد) در شرایط اقتصادی متفاوت بازار فرضیه وجود رابطه رهبر - پیرو رد نمی‌گردد. بنابراین پیروی شرکت‌ها از رهبر صنعت می‌تواند به عنوان عامل تعیین کننده ساختار سرمایه در نظر گرفته می‌شود.*

**واژگان کلیدی**: ساختار سرمایه، مالی رفتاری، رابطه رهبر- پیرو.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *G41, G32*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.34930.2493

۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، واحد بین المللی کیش، دانشگاه آزاد اسلامی، جزیره کیش، ایران. Email: S.Rezaei63@Gmail.Com.

۳. دانشیار، گروه مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: Vakilifard.PhD@Gmail.Com.

۴. استاد، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email: RTehrani@Ut.Ac.Ir.

**مقدمه**

در سال‌های اخیر به حوزه مالی رفتاری به ویژه در زمینه رفتار توده وار توجه زیادی شده است. رفتار توده وار چه درست و چه نادرست، نادیده گرفتن اطلاعات شخصی و دنبال کردن رفتار دیگران است (بیخچاندانی و شارما[1]، ۲۰۰۱؛ هرشلیفر و تئو[2]، ۲۰۰۳). بانرجی[3] (۱۹۹۲) در پژوهش خود رفتار توده وار را تکرار رفتار افراد دیگر توضیح می‌دهد، حتی زمانی که اطلاعات شخصی خود فرد کاری کاملا متفاوت را پیشنهاد می‌کند. این شکل عمومی از رفتار توده وار می‌تواند در موقعیت‌های مختلف دیگر از جمله تصمیم گیری در مورد تامین مالی شرکت به کار رود. به عقیده هوآنگ و سالمون[4] (۲۰۰۴) رفتار توده وار زمانی افزایش پیدا می‌کند که سرمایه‌گذارها از تصمیم افراد دیگر یا حرکت‌های بازار به جای افکار و اطلاعات خود تقلید می‌کنند. با این تعریف می‌توان رفتار توده وار را در محیط تامین مالی شرکت‌ها هم مورد بررسی قرار داد (کامارا[5]، ۲۰۱۷). همچنین، ساختار سرمایه یکی از مسائل بحث برانگیز در مالی شرکتی می‌باشد. در ادبیات مالی دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد که شکل دهنده تئوری‌های ساختار سرمایه هستند، با این وجود پژوهش‌های مربوط به هر یک از این دیدگاه‌ها نتایج متناقض را به ما نشان می‌دهند. به نظر واسیلیو[6] (۲۰۰۹) اشتراک این رویکردهای مختلف در مورد ساختار سرمایه این فرضیه است که افراد فعال در بازار مالی مانند سرمایه‌گذارها و مدیرها در تصمیم‌گیری منطقی عمل می‌کنند. با این حال در سال‌های اخیر به منظور درک بهتر منبع تصمیم‌های مالی، عامل انسانی در مطالعه ساختار سرمایه بررسی شده است. پژوهش بکر[7] و همکاران (۲۰۰۴) در مورد نقش عامل انسانی(به عنوان مثال، رفتارهای مدیر مانند خوش بینی، اعتماد به نفس بیش از حد و توده واری) در توضیح تصمیم‌های تامین مالی نشان می‌دهد که فرضیه کلاسیک رفتار عقلائی در تئوری‌های ساختار سرمایه (یعنی تصمیم‌گیری عقلائی مدیر در انتخاب منبع تامین مالی شرکت) باید با فرضیه های مالی رفتاری (تورش رفتاری مدیر و تاثیر این تورش‌ها بر تصمیم‌های تامین مالی شرکت) مورد ارزیابی مجدد قرار گیرند (برندیا و پوپ[8]، ۲۰۱۹). عزوزی و جاربوئی[9] (۲۰۱۲) در پژوهش خود به این نکته اشاره می‌کنند که ادبیات روانشناسی گسترده است و روز به روز به توسعه خود ادامه می‌دهد. این ادبیات که درباره روانشناسی و رفتار انسان است، توجه ما را به این نکته جلب می‌نمایدکه بیشتر مردم (مانند سرمایه‌گذارها و مدیرها) محدودیت‌های مهم در فرآیندهای شناختی خود و تمایل به ایجاد تورش‌های رفتاری دارند، که می‌تواند بر تصمیم آن‌ها تاثیر گذار باشد. در واقع دلایل فردی میان‌برهای شناختی تاثیرگذار در وضعیت‌های تصمیم‌گیری هستند که به شرایط غیر منطقی و غیر بهینه شدن شروط

1. Bikhchandani & Sharma
2. Hirshleifer & Teoh
3. Banerjee
4. Hwang and Salmon
5. Camara
6. Vasiliou
7. Baker
8. Brendea & Pop
9. Azouzi & Jarboui

ارائه شده توسط تئوری های مالی سنتی منتهی می‌شوند. بنابراین پژوهشگرهای پیشرو تمرکز بیشتری برعوامل واقعی تعیین کننده ساختار سرمایه دارند (بیلگهان[1]، ۲۰۱۴).

همچنین، مک کی و فیلیپس[2] (۲۰۰۵) در پژوهش خود نشان دادند که شرکت‌ها در یک صنعت به منظور هماهنگی و متفاوت نبودن با سایر شرکت‌های صنعت ممکن است همگی معیارهای مالی اساسی همگن را در جهت جلوگیری از بررسی بیشتر توسط افراد فعال در بازار مالی نشان دهند. این پدیده ممکن است در نتیجه آبشار اطلاعاتی یا تفکر سطحی و ناکافی ایجاد گردد. همچنین، کامارا (۲۰۱۷) اشاره می‌کند که مطالعات مختلف ساختار سرمایه، بر ارزشمند بودن ارائه ترکیب مالی بهینه تاکید دارند. بنابراین لازم است که تاثیر صنعت بر فرآیند تصمیم‌گیری تامین مالی به خصوص با در نظرگرفتن رفتار توده وار درک شود. پژوهش او پیروی شرکت از رهبر صنعت را به عنوان یکی از شاخص‌های رفتار توده وار مورد بررسی قرار داد. همچنین، نشان داد که تغییر در ساختار سرمایه به خصوص در دوران تحول‌های اقتصاد کلان ممکن است نتیجه رفتار توده وار باشد، به خصوص که در این دوره‌ها ممکن است هزینه انتشار بدهی و سهام بسیار متفاوت گردد. ماهیت مطالعه رفتار توده وار در تصمیم‌های مالی می‌تواند در شکل‌دهی واقعی و کارایی بازارهای مالی تاثیر گذار باشد. تصمیم‌گیری تامین مالی شرکت از این جهت اهمیت دارد که بخش بزرگی از همه تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و مالی را شامل می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود که رفتار توده وار در تصمیم تامین مالی شرکت‌ها تاثیر قابل توجه در هزینه انتشار بدهی و سهام داشته باشد و به دنبال آن سبب دور شدن قیمت سهام شرکت‌ها از ارزش ذاتی و همچنین، عدم کارایی بازارهای مالی شود. به علاوه موخووآ و زینکر[3] (۲۰۱۴) در پژوهش خود به این موضوع اشاره می‌کنند که سیاست‌های اقتصاد کلان یک کشور بر عملکرد مالی شرکت‌ها و رشد و توسعه آن‌ها اثر می‌گذارد. انتخاب منبع تامین مالی شرکت اهمیت اساسی در حاکمیت شرکتی و توسعه موفقیت آمیز آتی آن دارد. ساختار سرمایه می‌تواند تحت تاثیر عوامل داخلی و خارجی قرار گیرد. در واقع عوامل داخلی و اثر آن ها می‌تواند توسط شرکت مدیریت شوند، اما متغیرهای کلان اقتصادی توسط مدیر قابل کنترل نمی‌باشد. دانش و آگاهی در مورد میزان و جهت تاثیر این عوامل بر ساختار سرمایه به مدیر شرکت کمک می‌کند تا تصمیم‌های موثر در مورد ساختار سرمایه با هدف ثبات مالی و رشد پایدار شرکت داشته باشد (تهرانی و نجف زاده خویی، ۱۳۹۶، ۲).

باتوجه به موارد یاد شده، این پژوهش در پی بررسی پیروی شرکت‌ها از رهبر صنعت در تعیین ترکیب ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پراکندگی مطلق مقطعی[4] (CSAD) می‌باشد. به این دلیل به بررسی رابطه رهبر - پیرو در ساختار سرمایه صنعت‌های مختلف و در قالب رشد و افول بازار پرداخته می‌شود. در پژوهش از سه معیار رشد سودآوری، میزان سودآوری و سهم بازار برای تعیین رهبر صنعت استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که در پژوهش‌ها معیارهای

1. Bilgehan
2. MacKay & Phillips
3. Mokhova & Zinecker
4. Cross-Sectional Absolute Dispersion

مختلف برای تعیین رهبر صنعت پیشنهاد شده است، که در این پژوهش از معیارهای پیشنهاد شده توسط لری و رابرتز[1] (۲۰۱۴) استفاده گردید و از این جهت با پژوهش های پیشین تفاوت دارد که با استفاده از روش پراکندگی مطلق مقطعی، رفتار توده وار و به خصوص رابطه رهبر - پیرو در تصمیم تامین مالی دوازده صنعت مختلف و در شرایط اقتصادی متفاوت بازار، در طول سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۸ بررسی می‌شود.

**مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش:**

شناخت رفتار و تصمیم‌های تأمین مالی شرکت‌ها بسیار پیچیده و مشکل است؛ چرا که عوامل و متغیرهای گوناگون این تصمیم‌ها را تحت‌الشعاع خود قرار می‌دهند. از آن جا که این عوامل، متنوع و گوناگون هستند و همچنین نحوه تاثیر آن‌ها بسیار پیچیده و گاهی از اوقات غیر قابل پیش‌بینی است، بنابراین تصمیم‌های تأمین مالی یا ساختار سرمایه شرکت همانند یک «معما» است. تاکنون تئوری‌های مختلف در مورد ساختار سرمایه ارائه شده است. تئوری بی‌ارتباطی ساختار سرمایه مودیلیانی و میلر[2] در سال ۱۹۵۸ تحت شرایط بازار سرمایه کامل (عدم وجود مالیات، هزینه‌های ورشکستگی و اطلاعات نامتقارن) ارائه شد. این دو پژوهشگر ثابت کردند که با وجود مجموعه فرضیه‌های محدودکننده، ارزش شرکت تحت تاثیر ساختار سرمایه نیست (قالیباف اصل و همکاران، ۱۳۹۳، ۲۱۸). ادبیات مالی شرکتی پس از پژوهش بنیادی مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) تلاش زیادی را برای شناسایی عوامل تعیین کننده تصمیم‌های تامین مالی شرکت‌ها به کار گرفته است. نظریه‌های سنتی ساختار سرمایه (مانند نظریه داد و ستد، نظریه سلسله مراتبی، نظریه نمایندگی و زمان بندی بازار) تصمیم‌های تامین مالی شرکت را در اثر عوامل بازار، صنعت و ویژگی‌های خود شرکت مانند نرخ مالیات، هزینه ورشکستگی، سودآوری و اندازه شرکت می‌دانند (برندیا و پوپ، ۲۰۱۹). برای مثال، تئوری توازی ایستا اشاره می‌کند که هر شرکت یک ساختار سرمایه بهینه دارد که ارزش آن را حداکثر می‌کند. در مقابل تئوری توازی پویا بیان می‌کند که شرکت‌ها طیف اهرمی بهینه دارند و نسبت بدهی در این طیف بهینه تغییر می‌کند. طبق این تئوری، ساختار سرمایه شرکت‌ها همیشه بر نسبت بدهی بهینه منطبق نیست. همچنین، تئوری زمان‌بندی ساختار سرمایه بیان می‌کند که شرکت‌ها زمانی اقدام به انتشار سهام جدید می‌کنند که احساس شود قیمت سهم زیر ارزش ذاتی است و در صورتی که این احساس به وجود آید که قیمت سهام بیش از ارزش ذاتی می باشد، اقدام به بازخرید سهام می‌کنند. در نتیجه، نوسان‌های قیمت سهام بر ساختار سرمایه شرکت‌ها اثر گذار است (قالیباف اصل و همکاران، ۱۳۹۳، ۲۴۳).

از سوی دیگر توضیح تفاوت ساختار سرمایه در شرکت‌ها و صنعت‌ها یکی از بحث‌های کلیدی حوزه مالی شرکتی می‌باشد (برندیا و پوپ ، ۲۰۱۹). به طور کلی عوامل تعیین‌کننده و موثر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها به دو دسته عوامل درونی و عوامل بیرونی تقسیم می‌شوند. عوامل درونی از ماهیت و ویژگی‌های فعالیت شرکت ناشی می‌شوند. به عبارت دیگر، این عوامل ناشی از ویژگی‌های عملیاتی خود شرکت می‌باشد. عوامل بیرونی

1. Leary& Roberts
2. Modigliani & Miller

عواملی است که از خارج از موسسه و یا شرکت پدید می‌آیند و در واقع ناشی از ماهیت و ویژگی‌های محیط شرکت یا مؤسسه هستند. از این دسته از عوامل می‌توان به اندازه شرکت، ماهیت صنعت، دوره تامین مالی و شرایط بازار سرمایه اشاره کرد (قالیباف اصل و همکاران، ۱۳۹۳، ۲۱۷). بیشتر پژوهش‌ها در مورد ساختار سرمایه مانند تیتمن و وسلز[1] (۱۹۸۸) و هواکیمیان[2] و همکاران (۲۰۰۴) توجه زیادی به زمان و ویژگی‌های شرکت و کشور مورد بررسی داشتند. برخی پژوهشگرها مانند دی جانگ[3] و همکاران (۲۰۰۸) متغیرهای مجازی مانند متغیرهای مالی بانک - محور را برای کنترل تاثیر محیط کشور بر ساختار سرمایه و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت به کار می‌بردند. در ادامه لری و رابرتز (۲۰۱۴)، یانگ[4] و همکاران (۲۰۱۷) و رائو و صوفی[5] (۲۰۱۱) در مورد تاثیر شرکت‌های همتا و محیط فعالیت بر ساختار سرمایه پژوهش‌هایی را انجام دادند (لی[6]، ۲۰۱۸). در نهایت در سال‌های اخیر، ادبیات مالی شرکتی سعی در توضیح جنبه‌های رفتاری بحث تامین مالی داشته است. با توجه به تئوری‌های مالی رفتاری شرکتی، رفتار مدیر به طور کامل منطقی نمی‌باشد و از خود تورش‌های رفتاری مشخص (مانند اعتماد بیش از حد، خوش بینی، ریسک گریزی و رفتار توده وار) نشان می‌دهد، که این تورش‌ها منجر به تصمیم‌هایی با اثر منفی بر ارزش بازار شرکت می‌شوند و از دست یابی به حداکثر ارزش شرکت جلوگیری می‌کنند (برندیا و پوپ ، ۲۰۱۹). رفتار توده وار نشان دهنده تمایل انسان به رفتار کردن شبیه دیگران است. وقتی توده جامعه کار خاصی انجام داده یا عکس المعل خاصی از خود بروز می‌دهند، از نظر ذهنی برای افراد خیلی سخت است که رفتاری متفاوت از بقیه داشته باشند. به بیان دیگر رفتار توده وار به رفتار مجموعه‌ای از افراد گفته می‌شود که بدون هماهنگی با یک دیگر، رفتاری شبیه به هم از خود نشان می‌دهند. رفتار توده وار را پذیرش ریسک فراوان بدون اطلاعات کافی یا به عبارت دیگر، قصد و نیت آشکار افراد برای تکرار رفتار سایر افراد می‌توان تعریف کرد (دوستار و همکاران، ۱۳۹۶، ۱۳۳). مدیران مالی شرکت‌ها مانند افراد دیگر، در فرآیندهای تصمیم‌گیری به ویژه در تطبیق با انتظارات و استانداردهای صنعت، تحت تاثیر همتایان خود قرار می‌گیرند. کانمن و تورفسکی[7] (۱۹۷۹) در پژوهش خود در زمینه روانشناسی و تحت تاثیر نظریه انتظار دریافتند که افراد سعی در دوری از پریشانی و پشیمانی دارند که احتمالا پیامد یک تصمیم اشتباه می‌باشد. آن‌ها نشان دادند که افراد تصمیم گیر گرایش به اجتناب از پشیمانی دارند، زیرا هزینه پشیمانی از مطلوبیت پیروزی قوی تر است. رفتار توده وار ممکن است هزینه پشیمانی در نتیجه اشتراک در رفتارتوده وار را کم رنگ کند. می‌توان چنین استنباط کرد که واکنش-های تنبیهی بازار خالی از تبعیض است و بنابراین هیچ فرد یا شرکتی به تنهایی مقصر و شایسته ملامت نیست (کامارا، ۲۰۱۷). پژوهش انجام شده در بررسی رفتار توده وار در تامین مالی و به خصوص پیروی از میانگین ساختار سرمایه شرکت‌های فعال در صنعت نشان داد که شرکت‌ها در ساختار سرمایه رفتار توده وار دارند و سعی

1. Titman and Wessels
2. Hovakimian
3. De Jong
4. Yang
5. Rauh & Sufi
6. Li
7. Kahneman & Tversky

می‌کنند که به میانگین نسبت بدهی صنعت دست پیدا کنند. در نتیجه از ساختار سرمایه بهینه فاصله می‌گیرند، در صورتی که این ساختار سرمایه می‌توانست ارزش شرکت را به حداکثر میزان ممکن رهنمون سازد. در پژوهش یاد شده رفتار توده وار به عنوان پیروی شرکت از میانگین ساختار سرمایه صنعت تعریف می‌شود (برندیا و پوپ، ۲۰۱۹). در ادامه فیلبک[1] و همکاران (۱۹۹۶) شواهدی در زمینه رفتار توده وار رهبر - پیرو در ساختار سرمایه پیدا کردند. مارست[2] (۲۰۰۷) بیان می‌کند که رابطه رهبر - پیرو بیشتر در ابیات روانشناسی اجتماعی رایج است که حاکی از تمایل افراد به دنبال کردن و پیروی از کسانی است که سلطه و حاکمیت بیشتری نسبت به دیگر افراد دارند. همچنین، با توجه به یافته‌های کیم و نوفسینگر (۲۰۰۵) رفتار توده وار نهادی ممکن است به شرایط اقتصادی و محیط قانونی فعالیت شرکت وابسته باشد. در واقع پژوهش آن‌ها رفتار توده وار را به جای ویژگی‌های شرکت یا صنعت به شرایط کلان اقتصادی نسبت می‌دهد (کامارا، ۲۰۱۷). در ادامه به برخی از پژوهش های انجام شده اشاره می گردد.

ایزدی نیا و حاجیان نژاد (۱۳۸۸) به بررسی و آزمون رفتار توده وار در صنعت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. روش پژوهش آن‌ها مبتنی بر کاهش انحراف معیار مقطعی بازده سهام نسبت به میانگین در دوره‌های تنش بازار نسبت به سایر دوره‌ها می باشد. نتایج پژوهش حاصل از آن است که رفتار توده وار در چهار پرتفوی سرمایه‌گذاری‌ها، محصولات شیمیایی، محصولات دارویی و سیمان‌آهک‌گچ وجود نداشته است و همچنین، نتایج پژوهش برای دوران تنش همراه با افول بازده سهام و دوران تنش همراه با صعود بازده سهام یکسان می‌باشد. بنابراین رفتار سرمایه‌گذارها عقلایی به نظر می‌رسد؛ به عبارت دیگر مطابق با الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای انحراف معیار بازده سهام در دوران تنش بازار افزایش یافته است.

سعیدی و فرهانیان (۱۳۹۰) رفتار توده وار سرمایه‌گذارها در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. این پژوهش با در نظر گرفتن شاخص بازار، از بتای توده وار به عنوان معیار تشخیص توده واری استفاده می‌کند. محققان برای محاسبه بتای توده وار، از روش پنجره متحرک با اندازه پنجره‌های ۲۴ماهه پیشنهادی هوانگ و سالمون در سال ۲۰۰۶ استفاده کردند. در این پژوهش مقادیر توده واری برای هر یک از ماه‌های سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۶ مورد بررسی قرارگرفت. با توجه به نتایج به دست آمده، توده واری معنادار در طی دوره زمانی پژوهش مشاهده گردید. در ادامه، جهت سنجش تطبیق رفتار متغیر توده واری، مانایی و همانباشتگی رفتار بلندمدت آن، در کنار متغیرهای ویژه بازار سهام، همچنین تورم به عنوان متغیر خاص اقتصاد کلان مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون هم انباشتگی انگل - گرنجر نشان داد که متغیرهای مورد نظر با معیار تشخیص توده واری دارای همگرایی هستند.

مظفری (۱۳۹۱) با استفاده از مدل لاکونیشوک به آزمون وجود رفتار توده وار در بین شرکت‌های سرمایه گذاری حاضر در بازار سهام ایران پرداخته است. در این روش از داده‌های ماهانه شرکت‌های سرمایه گذاری استفاده گردید و نتایج پژوهش بروز رفتار توده وار در بین مدیران این شرکت ها را تایید کرد.

1. Filbeck
2. Marsat

زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵) تاثیر رفتار توده وار سرمایه‌گذارهای نهادی در بازده سهام را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که بین رفتار توده وار سرمایه‌گذارهای نهادی و بازده سهام ارتباط معناداری وجود دارد و این رابطه در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک و در شرکت‌های با اهرم مالی بالا بیشتر از شرکت‌های با اهرم مالی پایین است.

دوستار و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی تاثیر رفتار توده وار مدیرهای شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ریسک پذیری آن‌ها را بررسی کردند. حجم نمونه با استفاده از فرمول کوکران محاسبه شد. برای تحلیل فرضیه‌های ارائه شده در قالب الگوی مفهومی پژوهش، از روش الگوسازی معادله‌های ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS) استفاده شد. نتایج نشان داد بین ریسک پذیری و رفتار توده وار مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری، رابطه معکوس وجود دارد.

بخردی نسب (۱۳۹۷) به بررسی تاثیر الگوهای رفتاری توده وار در پذیرش ریسک فراوان بدون اطلاعات کافی در به کارگیری ابزارهای نوین مالی اسلامی پرداخته است. روش اجرای پژوهش استفاده از رگرسیون انحراف معیار مقطعی اوراق اسلامی برای ۲۴ شرکت استفاده کننده از صکوک اجاره و مرابحه در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۴ به منظور بررسی رفتار توده وار سرمایه‌گذارهای این اوراق می‌باشد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در بازار سرمایه ایران سرمایه‌گذارها در به کارگیری ابزارهای نوین مالی اسلامی رفتار توده وار ندارند و به عبارت دیگر از رفتار دیگر سرمایه‌گذارها تقلید و پیروی نمی‌کنند.

علیقلی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ساختار سرمایه در بازار سرمایه ایران پرداخت. در این پژوهش نرخ تورم، حجم نقدینگی، نرخ سود بانکی و نرخ ارز (جایگزینی برای دلار) به عنوان متغیرهای اقتصادی توصیف و تاثیر آن‌ها بر ساختار سرمایه (نسبت بدهی در شرکت‌ها) بررسی شده است. نتیجه پژوهش حاکی از آن است که سه متغیر نرخ تورم، نرخ ارز و حجم نقدینگی بر ساختار سرمایه تاثیر معنی‌داری دارند، ولی نرخ بهره بر ساختار سرمایه تاثیر معنی‌داری ندارد. تغییر در نرخ بهره سبب تغییر در نسبت بدهی نمی‌شود. متغیرهای نرخ تورم و حجم نقدینگی بر ساختار سرمایه تاثیر منفی دارند.

پاتل[1] و همکاران (۱۹۹۱) در پژوهش خود در بررسی گرایش شرکت‌ها به ساختار سرمایه صنعت نشان دادند که در هفت صنعت از ده صنعت مورد بررسی، رفتار توده وار معنی‌دار وجود دارد.

اُآردا و همکاران[2] (۲۰۱۳) به بررسی رفتار توده وار در بازارهای مالی اروپایی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که شواهد محکمی برای دخیل بودن رفتار توده وار در ایجاد وضعیت نزولی (خرسی) وجود دارد که با نوسان شدید و حجم معاملات همراه بوده است. انعکاس رفتار توده وار در طول بحران مالی اخیر به روشنی در بخش مالی و فن آوری مشخص است.

کامارا (۲۰۱۷) رفتار توده وار را در تصمیم‌گیری تامین مالی در دوره ۱۹۹۶-۲۰۱۵ بررسی نمود. شواهد معنی‌دار از رفتار توده وار در صنعت خدمات در بازار نزولی (خرسی) و شواهد معنی‌دار از رفتار توده وار در بازار دارای رشد در صنعت‌های تولیدی مشاهده گردید. در صنعت خدمات مدیرهای مالی شرکت‌ها

1. Patel
2. Ouarda

دنباله رو ساختار سرمایه میانگین صنعت در طول دوره انقباض اقتصادی به دلایلی مانند بخشودگی در مقابل عملکرد غیر بهینه و هزینه‌های وارد شده به اعتبار شرکت بودند. از سوی دیگر در بازار دارای رشد همراه با عدم تقارن اطلاعاتی ممکن است شرکت‌ها از مزایای سواری مجانی استفاده کنند و این دلیل رفتار توده وار در صنعت تولید می‌باشد. سه صنعت مورد بررسی، رفتار توده وار نسبت به صنعت عمده فروشی و دو صنعت رفتار توده وار نسبت به صنعت ساخت و ساز و تولیدی را نشان دادند. به غیر از صنعت تولیدی هیچ یک از سه صنعت دیگر رفتار توده وار درون صنعت نشان نمی‌دهند.

چن و دمیرر[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی سودآوری رفتار توده وار در بورس اوراق بهادار تایلند پرداختند. نتایج نشان داد که صنعت‌هایی که رفتار توده وار در آن‌ها مشاهده شده بود، بازده بالاتری را صرف نظر از عملکرد گذشته خود تجربه کردند. همچنین، مشخص شد که استراتژی سرمایه‌گذاری برمبنای رفتار توده وار حتی بعد از تعدیل ریسک، بازده قابل توجه را ایجاد می‌کند. به علاوه اثر رفتار توده وار در ترکیب با عملکرد گذشته به عنوان بخشی از استراتژی سرمایه‌گذاری مشروط، بدون در نظر گرفتن دوره‌های تشکیل و نگهداری، سود قابل توجه به همراه دارد. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد سطحی از رفتار توده وار به عنوان عامل سیستماتیک برای ایجاد بازده و استراتژی‌های سودآور سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرد.

ژونگ و ژانگ[2] (۲۰۱۸) به بررسی اثر همتا در تصمیم‌های ساختار سرمایه و سررسید بدهی شرکت‌های چینی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار چین پرداختند. نتیجه پژوهش نشان داد که شرکت‌های مورد بررسی با داشتن اطلاعات نامتقارن، به تعدیل بدهی شرکت‌های همتا در جهت و مقیاس مختلف واکنش نشان می‌دهند. به علاوه عامل اجتماعی به عنوان یک ویژگی منحصر به فرد در اثر همتا توسط شرکت‌ها در انتخاب اهرم مورد توجه قرار می‌گیرد. در نهایت همبستگی تصمیم‌های ساختار سرمایه حتی در صورت انتخاب ابزارهای مصون از اثر همبستگی، معنی‌دار باقی می‌ماند. همه نتایج به این واقعیت اشاره دارد که اثر همتا نسبت به اثر همبستگی نقش معنی‌داری در تعیین ساختار سرمایه ایفا می‌کند.

لی (۲۰۱۸) اثر شرکت‌های همتا بر ساختار سرمایه شرکت را بررسی کرد. نتیجه پژوهش او نشان داد که شرکت‌های پیرو در صنعت (شرکت‌های کوچک و دارای سودآوری کمتر) حساسیت بیشتری در تعامل با شرکت‌های رهبر صنعت (شرکت‌های بزرگ و دارای سودآوری بیشتر) دارند. همچنین، اثر همتا بیشتر در صنعت‌های با ظرفیت بیشتر، سطح پویایی کمتر و رقابت بالاتر مشهود بود. به علاوه، شرکت‌ها نه تنها از سیاست‌های مالی شرکت‌های همتا، بلکه از پروژه‌های سرمایه‌گذاری و برنامه ریزی استراتژیک آن‌ها هم تقلید می‌کنند.

برندیا و پوپ (۲۰۱۹) در پژوهش خود نشان دادند که ساختار سرمایه شرکت‌ها در رومانی به ویژگی شرکت (سودآوری، اندازه و مشهود بودن دارایی‌ها) و میانگین ویژگی‌های آن صنعت (متوسط سودآوری و متوسط اندازه) که شرکت در آن مشغول به فعالیت است، بستگی دارد.

1. Chen & Demirer
2. Zhong & Zhang

**فرضیه‌های پژوهش**

**فرضیه ۱:** رابطه رهبر- پیرو در تعیین ترکیب ساختار سرمایه صنعت وجود دارد.

**فرضیه ۲:** در شرایط اقتصادی متفاوت بازار (رشد، افول) رابطه رهبر - پیرو در تعیین ترکیب ساختار سرمایه صنعت وجود دارد.

**روش‌شناسی پژوهش**

این پژوهش شامل کلیه شرکت‌هایی می‌شود که در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی مورد نظر پذیرفته شده باشند. شرایط زیر برای انتخاب شرکت‌های مورد پژوهش در نظر گرفته شده است. بعد از اعمال شاخص‌های زیر تمامی شرکت‌های باقی مانده مورد بررسی قرار گرفتند:

۱. با توجه به محاسبه سالانه متغیرهای پژوهش، شرکت‌های با سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند در نظر گرفته می‌شوند. لازم به ذکر است که بیشتر شرکت‌های بورسی دارای سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند می‌باشند.
۲. اطلاعات مربوط به این شرکت‌ها برای دوره مورد بررسی موجود باشد.
۳. شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و لیزینگ‌ها در این پژوهش بررسی نمی‌شوند.

در این پژوهش از اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شد، که در پایگاه اطلاعاتی کدال متمرکز می‌باشند. همچنین، در گردآوری داده‌ها از نرم افزار رهاورد نوین استفاده گردید. دوره زمانی انجام این پژوهش، از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ در نظر گرفته شده است و اطلاعات هر یک از متغیرها به صورت سالانه محاسبه می‌شوند.

در گام اول، شرکت‌های مورد بررسی در هر صنعت، بر اساس رشد سودآوری، میزان سودآوری و سهم بازار، در سه گروه مستقل و بر اساس بیشترین مقدار به کمترین مقدار دسته بندی می‌شوند. سه معیار فوق به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

۱) رشد سودآوری: تغییر سود خالص نسبت به سال قبل، ۲) میزان سودآوری: نسبت سود قبل از بهره مالیات و استهلاک تقسیم بر دارایی‌ها و ۳) سهم بازار: درصد فروش از کل فروش صنعت.

در گام دوم، به منظور شناسایی رهبر صنعت در هر سال، شرکت‌های یک سوم بالایی دسته بندی که بیشترین مقدار معیارهای یاد شده را دارا هستند، شرکت‌های رهبر و شرکت‌های دو سوم پایین هر دسته، شرکت‌های پیرو نامیده می‌شوند (لری و رابرتز، ۲۰۱۴).

در گام سوم، برای سنجش رفتار رهبر - پیرو (رفتار توده وار پیرو نسبت به رهبر صنعت) از معیار پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) استفاده می‌شود. برای محاسبه پراکندگی مطلق مقطعی، معیار ساختار سرمایه (CS) همه شرکت‌های مورد بررسی (رهبر و پیرو) به صورت معادله (۱) محاسبه می‌گردد:

$$CS_{it} = D_{it}/\sum(D_{it}, E_{it}) \quad \text{معادله (۱)}$$

در این معادله CS ساختار سرمایه سالانه شرکت، D بدهی و E ارزش بازار حقوق صاحبان سهام می‌باشند. با توجه به CS حاصل از معادله (۱)، CSAD با استفاده از معادله (۲) محاسبه می‌شود:

$$CSAD_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left|CS_{i,t} - CS_{IndLead,t}\right| \quad \text{معادله (۲)}$$

در معادله فوق، $N$ تعداد شرکت در صنعت مورد بررسی، $CS_{i,t}$ ساختار سرمایه شرکت $i$ در زمان $t$ و $CS_{IndLead,t}$ ساختار سرمایه رهبر صنعت در زمان $t$ هستند. پس از محاسبه $CSAD_t$ برای هر سال، در گام چهار برای بررسی رابطه رهبر - پیرو در گستره صنعت، معادله رگرسیون (۳) در هر صنعت برآورد می‌گردد:

$$CSAD_t = \lambda_0 + \lambda_1 CS_{IndLead,t} + \lambda_2 CS_{IndLead,t}^2 + \varepsilon_t \quad \text{معادله (۳)}$$

در معادله (۳)، $CSAD_t$ معیار پراکندگی ساختار سرمایه می‌باشد و $CS_{IndLead,t}$ در سمت راست معادله، رفتار نامتقارن شرکت در شرایط مختلف تامین مالی را نشان می‌دهد. رابطه رهبر - پیرو در این پژوهش با رابطه غیر خطی بین ساختار سرمایه شرکت‌ها با ساختار سرمایه رهبر صنعت نشان داده می‌شود. رابطه غیر خطی بین پراکندگی ساختار سرمایه و ساختار سرمایه رهبر صنعت نشان دهنده موقعیت برتر رهبر صنعت در دست‌یابی به فرصت‌های تامین مالی به نسبت مطلوب‌تر است. به این معنی که انتظار می‌رود CSAD با نرخی کاهنده نسبت به ساختار سرمایه رهبر صنعت با کاهش یا افزایش روبرو شود (کامارا، ۲۰۱۷). با افزایش مقدار متغیر ساختار سرمایه رهبر صنعت، پراکندگی در ساختار سرمایه شرکت‌های حاضر در صنعت نسبت به رهبر صنعت باید افزایش پیدا کند. این امکان وجود دارد که در طول دوره‌های طولانی، افراد رفتارهای یکنواخت و شبیه به هم از خود بروز دهند و از رفتار همدیگر پیروی کنند. این رفتار به احتمال زیاد باعث افزایش همبستگی در ساختار سرمایه شرکت‌های صنعت خواهد شد و پراکندگی مربوط به این متغیر کاهش یا حداقل با نرخی کاهشی افزایش پیدا خواهد کرد. به این دلیل یک متغیر غیرخطی در معادله قرار دارد و ضریب منفی این متغیر نیز با رابطه رهبر - پیرو سازگار می‌باشد (چیانگ و ژنگ[1]، ۲۰۱۰).

برای آزمون رابطه رهبر - پیرو در هر صنعت، ضریب بخش غیرخطی مدل رگرسیون ($\lambda_2$) و معنی‌داری آن مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورتی که ضریب بخش غیر خطی معادله (۳) یعنی $CS_{IndLead,t}^2$، معنی‌دار و منفی باشد، وجود رابطه رهبر - پیرو رد نمی‌شود. همچنین، با توجه به این که محیط تامین مالی شرکت تحت تاثیر شرایط کلی اقتصاد است، انتظار می‌رود رابطه رهبر - پیرو در شرایط اقتصادی رشد و افول نامتقارن باشد (کامارا، ۲۰۱۷). بنابراین در گام پنج برای مشخص شدن رابطه رهبر - پیرو در شرایط اقتصادی متفاوت بازار، معادله (۴) در صنعت مورد بررسی برآورد می‌شود:

$$CSAD_t = \lambda_0 + \lambda_1(1-E)CS_{IndLead,t} + \lambda_2 E\, CS_{IndLead,t} + \lambda_3(1-E)CS_{IndLead,t}^2 + \lambda_4 E\, CS_{IndLead,t}^2 + \varepsilon_t \quad \text{معادله (۴)}$$

در معادله (۴)، $E$ در هنگام افول بازار برابر یک و در رشد بازار برابر صفر قرار می‌گیرد. با توجه به پژوهش جانسون[2] (۱۹۹۹) برای تعیین شرایط اقتصادی بازار ($E$) از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

1. Chiang & Zheng
2. Johnson

استفاده می‌شود (زنجیردار و مصلحی عراقی،۱۳۹۵، ۶۳). در صورتی که تغییر سالانه شاخص مثبت باشد، در دوره رشد بازار به سر می‌بریم و در صورت منفی بودن تغییر سالانه شاخص در دوره افول بازار هستیم (قالیباف اصل و نادری، ۱۳۸۵، ۱۰۳). $\lambda_3$ منفی و معنی‌دار نشان دهنده رابطه رهبر - پیرو در بازار دارای رشد و $\lambda_4$ منفی و معنی‌دار نشان دهنده رابطه رهبر - پیرو در بازار دارای افول است.

## تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها:

### آمار توصیفی

جدول (۱) آمار توصیفی متغیر CSAD در صنعت‌های مختلف و با توجه به معیار تعیین رهبر صنعت (رشد سودآوری) را نشان می‌دهد. در این جدول میانگین و سایر ویژگی‌های آماری مربوط به متغیر CSAD به تفکیک صنعت مورد بررسی قرار گرفته است.

**جدول ۱.** مقایسه آمار توصیفی متغیر CSAD بر اساس رهبر رشد سودآوری

| صنعت مورد بررسی | میانگین | میانه | انحراف معیار | جارک برا | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | ۰/۱۴ | ۰/۱۴ | ۰/۰۲ | ۴/۴۳ | ۰/۱۱ |
| دارویی | ۰/۱۳ | ۰/۱۳ | ۰/۰۳ | ۵/۱۰ | ۰/۰۸ |
| فلزات اساسی | ۰/۱۶ | ۰/۱۸ | ۰/۰۵ | ۱/۶۸ | ۰/۴۳ |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۱۵ | ۰/۱۵ | ۰/۰۳ | ۰/۳۴ | ۰/۸۵ |
| شیمیایی | ۰/۱۷ | ۰/۱۷ | ۰/۰۴ | ۳/۰۲ | ۰/۲۲ |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | ۰/۱۶ | ۰/۱۷ | ۰/۰۴ | ۱/۲۸ | ۰/۵۳ |
| کانی غیر فلزی | ۰/۱۸ | ۰/۱۸ | ۰/۰۷ | ۰/۳۳ | ۰/۸۵ |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۱۸ | ۰/۱۶ | ۰/۰۸ | ۲/۰۵ | ۰/۳۶ |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۱۷ | ۰/۱۷ | ۰/۰۵ | ۰/۲۷ | ۰/۸۷ |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۱۰ | ۰/۰۹ | ۰/۰۵ | ۰/۲۱ | ۰/۹۰ |
| کاشی و سرامیک | ۰/۱۳ | ۰/۱۲ | ۰/۰۷ | ۳/۲۴ | ۰/۲۰ |
| سیمان‌آهک‌گچ | ۰/۱۲ | ۰/۱۱ | ۰/۰۵ | ۱/۰۷ | ۰/۵۸ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بیشترین (کمترین) انحراف معیار به صنعت لاستیک و پلاستیک (خودرو و قطعات) تعلق دارد و بیشترین (کمترین) میانگین به صنعت لاستیک و پلاستیک (استخراج کانه‌های فلزی) مربوط است. مقدار میانگین متغیر CSAD در صنعت‌های مختلف در محدود ۱۰ تا ۱۸ درصد قرار می‌گیرد. در نهایت آماره میانه در محدوده ۹ تا ۱۸ درصد دسته‌بندی می‌شود. CSAD نشان دهنده میزان تفاوت ساختار سرمایه شرکت‌های صنعت نسبت به ساختار سرمایه رهبر صنعت است. در نتیجه میانگین کمتر (بیشتر) نشان می‌دهد که در آن صنعت ساختار سرمایه شرکت‌های پیرو تفاوت کمتر (بیشتر) نسبت به ساختار سرمایه رهبر صنعت دارند. انحراف معیار نشان می‌دهد به‌طور میانگین داده‌ها چه مقدار از مقدار متوسط فاصله دارند. اگر انحراف معیار مجموعه‌ای از داده‌ها نزدیک به صفر باشد، نشانه آن است که داده‌ها نزدیک به

میانگین هستند و پراکندگی اندکی دارند. بنابراین کمتر بودن انحراف معیار، نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی متغیر CSAD تغییر کمتری را نسبت به مقدار میانگین خود تجربه کرده است.

**جدول ۲.** مقایسه آمار توصیفی متغیر CSAD بر اساس رهبر میزان سودآوری

| صنعت مورد بررسی | میانگین | میانه | انحراف معیار | جارک برا | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | ۰/۱۷ | ۰/۱۷ | ۰/۰۳ | ۰/۷۸ | ۰/۶۸ |
| دارویی | ۰/۱۷ | ۰/۱۶ | ۰/۰۵ | ۰/۰۹ | ۰/۹۶ |
| فلزات اساسی | ۰/۱۸ | ۰/۱۸ | ۰/۰۷ | ۰/۶۴ | ۰/۷۳ |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۱۶ | ۰/۱۷ | ۰/۰۳ | ۴/۱۱ | ۰/۱۳ |
| شیمیایی | ۰/۲۱ | ۰/۲۳ | ۰/۰۵ | ۴/۶۵ | ۰/۱۰ |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | ۰/۱۷ | ۰/۱۹ | ۰/۰۶ | ۰/۴۵ | ۰/۸۰ |
| کانی غیر فلزی | ۰/۱۷ | ۰/۱۹ | ۰/۰۶ | ۰/۴۵ | ۰/۸۰ |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۱۹ | ۰/۲۰ | ۰/۰۹ | ۰/۲۹ | ۰/۸۶ |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۱۷ | ۰/۱۶ | ۰/۰۵ | ۱/۱۷ | ۰/۵۶ |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۱۱ | ۰/۱۰ | ۰/۰۷ | ۴/۷۸ | ۰/۰۹ |
| کاشی و سرامیک | ۰/۱۴ | ۰/۱۲ | ۰/۰۸ | ۱/۰۵ | ۰/۵۹ |
| سیمان‌آهک‌گچ | ۰/۱۳ | ۰/۱۳ | ۰/۰۵ | ۰/۴۴ | ۰/۸۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۲) با توجه به تعیین رهبر صنعت بر اساس میزان سودآوری، صنعت لاستیک و پلاستیک بیشترین انحراف معیار و شیمیایی بیشترین میانگین را به خود اختصاص داده است. میانگین CSAD نسبت به دسته رشد سودآوری محدوده بیشتری را شامل می‌شود و بین ۱۱ تا ۲۱ درصد قرار دارد. فاصله ۱۰ درصدی بیشترین مقدار تا کمترین مقدار میانه نیز این تغییر رفتار را نسبت به دسته رشد سودآوری نشان می‌دهد.

**جدول ۳.** مقایسه آمار توصیفی متغیر CSAD بر اساس رهبر سهم بازار

| صنعت مورد بررسی | میانگین | میانه | انحراف معیار | جارک برا | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | ۰/۱۵ | ۰/۱۳ | ۰/۰۴ | ۶/۴۶ | ۰/۰۴ |
| دارویی | ۰/۱۳ | ۰/۱۲ | ۰/۰۳ | ۱۴/۲۰ | ۰/۰۰ |
| فلزات اساسی | ۰/۱۶ | ۰/۱۶ | ۰/۰۵ | ۱/۱۳ | ۰/۵۷ |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۱۶ | ۰/۱۵ | ۰/۰۳ | ۱/۴۷ | ۰/۴۸ |
| شیمیایی | ۰/۱۷ | ۰/۱۸ | ۰/۰۴ | ۰/۶۱ | ۰/۷۴ |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | ۰/۱۴ | ۰/۱۴ | ۰/۰۲ | ۱/۰۰ | ۰/۶۱ |
| کانی غیر فلزی | ۰/۱۵ | ۰/۱۶ | ۰/۰۵ | ۱/۲۸ | ۰/۵۳ |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۱۵ | ۰/۱۴ | ۰/۰۶ | ۰/۵۰ | ۰/۷۸ |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۱۵ | ۰/۱۶ | ۰/۰۴ | ۱/۳۶ | ۰/۵۱ |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۱۲ | ۰/۱۰ | ۰/۰۷ | ۶/۴۳ | ۰/۰۴ |
| کاشی و سرامیک | ۰/۱۲ | ۰/۱۱ | ۰/۰۶ | ۰/۶۴ | ۰/۷۳ |
| سیمان‌آهک‌گچ | ۰/۱۱ | ۰/۱۱ | ۰/۰۴ | ۰/۵۳ | ۰/۷۷ |

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) آمار توصیفی متغیر CSAD در صنعت‌های مختلف و با توجه به معیار تعیین رهبر صنعت (سهم بازار) را نشان می‌دهد. بالاترین انحراف معیار به صنعت استخراج کانه‌های فلزی تعلق دارد و بالاترین میانگین به صنعت شیمیایی مربوط است. مقدار میانه متغیر CSAD در صنعت‌های مختلف با توجه به معیار تعیین رهبر صنعت (سهم بازار) در محدود ۱۰ تا ۱۸ درصد قرار می‌گیرد.

**بررسی ضرایب همبستگی**

ضریب همبستگی آماره‌ای است که جهت سنجش قدرت یا درجه یک رابطه خطی بین دو متغیر به کار می‌رود. جدول (۴) همبستگی‌های معنی‌دار بین دو متغیر CS و CSAD در صنعت‌های مختلف را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که تنها صنعت‌هایی با همبستگی معنی‌دار بین دو متغیر، در جدول مشخص هستند. با توجه به وجود همبستگی بین دو متغیر قبل از برازش رگرسیون مربوط به معادله (۳)، می‌توان دید بهتر نسبت به رابطه دو متغیر CS و CSAD کسب کرد.

**جدول ۴.** همبستگی متغیرهای CS و CSAD در صنعت‌ها بر اساس معیار تعیین رهبر صنعت

| | | CS | | |
|---|---|---|---|---|
| | صنعت مورد بررسی | رشد سودآوری | میزان سودآوری | سهم بازار |
| CSAD | دارویی | ۰/۶۲۳ | | ۰/۸۸۶ |
| | غذایی به جز قند وشکر | | ۰/۳۹۷ | |
| | شیمیایی | | ۰/۴۵۰ | |
| | ماشین‌آلات و تجهیزات | | ۰/۳۸۹ | ۰/۵۹۷ |
| | کانی غیر فلزی | | | ۰/۷۳۱ |
| | لاستیک و پلاستیک | | (۰/۶۳۳) | |
| | استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۶۴۸ | | ۰/۵۱۰ |
| | کاشی و سرامیک | | | ۰/۵۱۰ |
| | سیمان‌آهک‌گچ | ۰/۵۸۴ | ۰/۳۹۰ | ۰/۸۴۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۴) رابطه خطی میان پراکندگی ساختار سرمایه و ساختار سرمایه رهبر صنعت مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به وجود همبستگی می‌توان نتیجه گرفت که درجه‌ای از رابطه خطی میان دو متغیر برقرار است. در نتیجه با افزایش یا کاهش متغیر ساختار سرمایه رهبر صنعت، پراکندگی ساختار سرمایه شرکت‌ها نسبت به ساختار سرمایه رهبر صنعت نیز تغییر پیدا می‌کند. بیشترین رابطه همبستگی در صنعت دارویی و کمترین رابطه در صنعت ماشین‌آلات و تجهیزات و به ترتیب مربوط به معیار تعیین رهبر صنعت بر اساس سهم بازار و میزان سودآوری می‌باشد. همبستگی این دو متغیر در صنعت لاستیک و پلاستیک در معیار میزان سودآوری منفی است، در حالی که در سایر صنعت‌های مورد بررسی همبستگی مثبت مشاهده

می‌شود. به طور کلی بیشترین تعداد همبستگی معنی‌دار در معیار سهم بازار در تعیین رهبر صنعت قابل مشاهده است.

## آزمون فرضیه‌های پژوهش

در این بخش به بررسی فرضیه‌های اصلی پژوهش با استفاده از تحلیل رگرسیون پرداخته می‌شود. با توجه به معادله‌های (۳) و (۴) هر یک از فرضیه‌ها در صنعت‌های مختلف مورد آزمون قرار می‌گیرند. لازم به ذکر است که تنها احتمال مربوط به بخش خطی و غیر خطی معادله‌در جدول‌ها نشان داده می‌شوند و احتمال مربوط به معنی‌داری عرض از مبداء مدل رگرسیون به دلیل مربوط نبودن در آزمون فرضیه‌ها بیان نشده است.

**جدول ۵.** برازش مدل رگرسیون، رهبر صنعت: رشد سودآوری (مقایسه صنعت‌ها)

| صنعت مورد بررسی | $\lambda_0$ | ($\lambda_1$) | ($\lambda_2$) | R-Squared |
|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | ۰/۰۴۰ | ۰/۴۵۲ | (۰/۴۶۷) | ٪ ۴۲/۴۱ |
| | | ۰/۲۶۲ | ۰/۱۷۵ | |
| دارویی | ۰/۰۱۹۴ | ۰/۳۹۷ | (۰/۲۶۷) | ٪ ۴۰/۲۲ |
| | | ۰/۵۱۳ | ۰/۷۲۴ | |
| فلزات اساسی | ۰/۴۰۳۰ | ۳/۱۰۰ | ۳/۹۶۶ | ٪ ۵۰/۶۳ |
| | | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۲ | |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۰۵۱۵ | (۱/۳۱۳) | ۱/۱۴۳ | ٪ ۷/۹۳ |
| | | ۰/۱۷۱ | ۰/۱۹۲ | |
| شیمیایی | ۰/۱۱۰۸ | ۰/۲۳۴ | (۰/۱۳۳) | ٪ ۴/۷۴ |
| | | ۰/۸۳۱ | ۰/۹۲۲ | |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | (۰/۵۸۴۴) | ۳/۱۷۰ | (۳/۲۱۳) | ٪ ۷۳/۰۹ |
| | | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۲ | |
| کانی غیر فلزی | ۰/۰۹۹۲ | ۰/۳۵۷ | (۰/۴۰۱) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۶۶۵ | ۰/۶۶۱ | |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۶۰۲۷ | (۱/۷۰۳) | ۱/۵۰۱ | ٪ ۵۶/۱۱ |
| | | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۲ | |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۳۹۱۲ | (۰/۸۴۳) | ۰/۷۳۴ | ٪ ۰/۸۲ |
| | | ۰/۲۲۳ | ۰/۱۹۹ | |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۰۴۹۴ | ۰/۲۰۴ | ۰/۲۵۶ | ٪ ۵۸/۹۰ |
| | | ۰/۴۵۲ | ۰/۶۷۶ | |
| کاشی و سرامیک | ۰/۲۰۵۵ | (۰/۴۶۶) | ۰/۵۴۳ | ٪ ۳۹/۰۸ |
| | | ۰/۲۷۲ | ۰/۱۶۵ | |
| سیمان‌آهک‌گچ | (۰/۰۴۸۴) | ۱/۰۵۸ | (۱/۵۳۰) | ٪ ۶۰/۳۸ |
| | | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۶ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه برازش معادله رگرسیون (۳) با توجه به معیار رشد سودآوری برای تعیین رهبر صنعت مورد بررسی، در جدول (۵) خلاصه شده است.

برای آزمون رابطه رهبر - پیرو در هر صنعت، معنی‌داری و ضریب بخش غیر خطی مدل رگرسیون ($\lambda_2$) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورتی که ضریب بخش غیر خطی معنی‌دار و منفی باشد، فرضیه وجود رابطه رهبر - پیرو در ساختار سرمایه رد نمی‌شود. در صنعت‌های فلزات اساسی، ماشین‌آلات و تجهیزات، لاستیک و پلاستیک و سیمان‌آهک‌گچ بخش غیر خطی رگرسیون معنی‌دار می‌باشد. با توجه به علامت بخش غیر خطی، در صنعت‌های ماشین‌آلات و تجهیزات و سیمان‌آهک‌گچ فرضیه (۱) پژوهش رد نمی‌شود.

**جدول ۶.** برازش مدل رگرسیون، رهبر صنعت: رشد سودآوری، شرایط اقتصادی متفاوت بازار

| صنعت مورد بررسی | $\lambda_0$ | ($\lambda_1$) | ($\lambda_2$) | ($\lambda_3$) | ($\lambda_4$) | R-Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | ۰/۱۱۳ | ۰/۲۲۵ | ۰/۰۶۶ | (۰/۲۸۳) | (۰/۰۴۳) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۴۱۹ | ۰/۸۲۲ | ۰/۲۹۲ | ۰/۸۹۹ | |
| دارویی | (۰/۰۰۴) | ۰/۵۷۵ | ۰/۸۱۶ | (۰/۵۲۲) | (۱/۱۳۲) | ٪ ۴۰/۶۷ |
| | | ۰/۰۵۳ | ۰/۰۱۸ | ۰/۲۱۹ | ۰/۰۵۳ | |
| فلزات اساسی | (۰/۱۶۲) | ۱/۸۱۲ | ۲/۰۳۴ | (۲/۳۳۱) | (۲/۷۶۳) | ٪ ۳۵/۲۰ |
| | | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۷ | |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۰۷۸ | ۰/۳۹۸ | ۰/۵۲۴ | (۰/۴۶۱) | (۰/۷۴۵) | ٪ ۰/۹۶ |
| | | ۰/۰۹۶ | ۰/۱۱۴ | ۰/۱۲۱ | ۰/۱۸۰ | |
| شیمیایی | ۰/۰۲۵ | ۰/۷۶۱ | ۰/۹۸۸ | (۰/۹۱۷) | (۱/۳۰۳) | ٪ ۲۹/۳۴ |
| | | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۳۹ | |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | ۰/۰۷۷ | ۰/۳۳۳ | ۰/۳۳۵ | (۰/۳۱۵) | (۰/۲۹۲) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۴۱۶ | ۰/۳۷۸ | ۰/۴۷۴ | ۰/۴۵۶ | |
| کانی غیر فلزی | ۰/۱۳۲ | ۰/۳۱۷ | ۰/۳۸۰ | (۰/۴۷۴) | (۰/۳۹۰) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۴۶۷ | ۰/۴۴۸ | ۰/۴۲۵ | ۰/۵۵۰ | |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۲۷۱ | (۰/۴۳۲) | (۰/۲۹۷) | ۰/۳۹۵ | ۰/۲۶۸ | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۲۱۸ | ۰/۴۷۰ | ۰/۲۸۸ | ۰/۵۸۹ | |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۱۱۸ | ۰/۱۰۵ | ۰/۱۰۹ | (۰/۰۳۸) | ۰/۰۴۵ | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۷۰۰ | ۰/۷۰۸ | ۰/۸۹۵ | ۰/۸۹۵ | |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۰۶۹ | (۰/۰۹۲) | (۰/۱۶۶) | ۱/۰۳۱ | ۰/۹۶۰ | ٪ ۳۵/۱۳ |
| | | ۰/۸۱۲ | ۰/۷۱۹ | ۰/۲۷۷ | ۰/۴۱۷ | |
| کاشی و سرامیک | ۰/۰۵۴ | ۰/۰۸۴ | ۰/۹۳۵ | ۰/۰۸۴ | (۱/۷۱۰) | ٪ ۱۰/۷۹ |
| | | ۰/۸۵۲ | ۰/۱۷۱ | ۰/۸۵۶ | ۰/۱۲۶ | |
| سیمان‌آهک‌گچ | (۰/۰۵۷) | ۱/۰۸۶ | ۱/۱۸۸ | (۱/۴۱۵) | (۱/۸۴۰) | ٪ ۳۹/۱۹ |
| | | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۳۶ | ۰/۱۰۸ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه برازش معادله رگرسیون (۴) با توجه به معیار رشد سودآوری برای تعیین رهبر صنعت مورد بررسی در شرایط اقتصادی متفاوت بازار، در جدول (۶) خلاصه شده است. در هنگام بررسی وجود رابطه رهبر - پیرو در شرایط رشد و افول به معنی‌داری و علامت بخش‌های غیر خطی معادله رگرسیون توجه می‌شود. علامت منفی و معنی‌دار $\lambda_3$ نشان دهنده رابطه رهبر - پیرو در بازار دارای رشد و $\lambda_4$ منفی و معنی‌دار نشان دهنده رابطه رهبر - پیرو در بازار رو به افول می‌باشد. در صنعت‌های دارویی، فلزات اساسی، شیمیایی و سیمان‌آهک‌گچ بخش غیر خطی رگرسیون معنی‌دار می‌باشد. با توجه به علامت بخش غیر خطی، در صنعت‌های مورد اشاره فرضیه (۲) پژوهش با توجه به معیار رشد سودآوری در تعیین رهبر صنعت رد نمی‌شود. در صنعت‌های فلزات اساسی و شیمیایی (دوره افول و رشد)، صنعت دارویی (دوره افول) و در نهایت صنعت سیمان‌آهک‌گچ (دوره رشد) وجود رابطه رهبر - پیرو رد نمی‌شود.

**جدول ۷.** برازش مدل رگرسیون، رهبر صنعت: میزان سودآوری (مقایسه صنعت‌ها)

| صنعت مورد بررسی | $\lambda_0$ | $(\lambda_1)$ | $(\lambda_2)$ | R-Squared |
|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | ۰/۰۹۷ | ۰/۴۵۱ | (۰/۶۰۴) | ٪ ۱۲/۰۷ |
| | | ۰/۶۵۹ | ۰/۵۵۴ | |
| دارویی | ۰/۱۹۰۲ | (۰/۱۷۷) | ۰/۵۹۱ | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۹۲۷ | ۰/۹۰۶ | |
| فلزات اساسی | ۰/۰۶۱۳ | ۱/۲۳۲ | ۲/۴۰۱ | ٪ ۱۰/۶۵ |
| | | ۰/۱۳۴ | ۰/۰۹۷ | |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۸۹۵۲ | ۳/۳۴۶ | ۳/۸۰۸ | ٪ ۶/۵۸ |
| | | ۰/۱۱۷ | ۰/۱۲۱ | |
| شیمیایی | (۰/۰۵۶۲) | ۳/۳۸۲ | ۹/۷۷۲ | ٪ ۱۴/۲۹ |
| | | ۰/۰۸۱ | ۰/۱۰۰ | |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | (۰/۴۸۰۶) | ۲/۴۴۹ | (۲/۱۶۸) | ٪ ۵۳/۱۷ |
| | | ۰/۵۲۴ | ۰/۶۳۶ | |
| کانی غیر فلزی | (۰/۰۶۸۴) | ۲/۳۲۳ | (۳/۸۷۸) | ٪ ۳۸/۰۱ |
| | | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۳ | |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۴۴۷۰ | (۰/۹۷۳) | ۰/۶۵۳ | ٪ ۴۹/۱۵ |
| | | ۰/۳۴۲ | ۰/۵۳۶ | |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۲۱۰۵ | ۰/۲۳۴ | (۰/۷۱۶) | ٪ ۳۱/۳۰ |
| | | ۰/۷۶۹ | ۰/۵۱۱ | |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۰۶۰۲ | ۰/۰۴۲ | ۲/۲۹۹ | ٪ ۳۱/۱۲ |
| | | ۰/۹۷۲ | ۰/۶۶۲ | |
| کاشی و سرامیک | ۰/۱۰۹۱ | ۰/۱۲۸ | (۰/۱۶۸) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۸۹۸ | ۰/۸۹۸ | |
| سیمان‌آهک‌گچ | (۰/۱۱۳۹) | ۲/۵۰۳ | (۵/۱۹۹) | ٪ ۷۸/۲۷ |
| | | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۵ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه برازش معادله رگرسیون با توجه به معیار میزان سودآوری برای تعیین رهبر صنعت مورد بررسی، در جدول (۷) خلاصه شده است. در صنعت‌های فلزات اساسی، شیمیایی، کانی غیر فلزی و سیمان-آهک‌گچ بخش غیر خطی رگرسیون معنی‌دار می‌باشد. با توجه به علامت بخش غیر خطی، در صنعت‌های کانی غیر فلزی و سیمان‌آهک‌گچ فرضیه (۱) پژوهش رد نمی‌شود.

**جدول ۸.** برازش مدل رگرسیون، رهبر صنعت: میزان سودآوری، شرایط اقتصادی متفاوت بازار

| صنعت مورد بررسی | $\lambda_0$ | $(\lambda_1)$ | $(\lambda_2)$ | $(\lambda_3)$ | $(\lambda_4)$ | R-Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | (۰/۰۱۵) | ۰/۹۴۷ | ۰/۵۵۸ | (۱/۱۲۹) | (۰/۳۴۷) | ٪ ۳۵/۵۴ |
| | | ۰/۰۰۴ | ۰/۱۱۵ | ۰/۰۰۳ | ۰/۵۱۴ | |
| دارویی | (۰/۰۱۱) | ۱/۶۸۰ | ۱/۹۷۰ | (۳/۵۸۰) | (۴/۶۷۰) | ٪ ۱/۶۴ |
| | | ۰/۲۷۹ | ۰/۱۲۳ | ۰/۴۰۳ | ۰/۱۰۸ | |
| فلزات اساسی | ۰/۰۹۹ | ۰/۸۷۸ | ۱/۱۱۹ | (۱/۷۶۰) | (۲/۲۳۰) | ٪ ۸/۸۰ |
| | | ۰/۲۱۹ | ۰/۱۵۵ | ۰/۱۳۷ | ۰/۱۴۵ | |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۰۲۵ | ۰/۷۴۴ | ۰/۹۴۰ | (۰/۹۳۳) | (۱/۳۳۰) | ٪ ۳۳/۸۰ |
| | | ۰/۰۲۰ | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۴۴ | ۰/۰۲۷ | |
| شیمیایی | ۰/۰۴۱ | ۱/۶۷۵ | ۱/۹۷۸ | (۳/۴۶۰) | (۴/۷۶۰) | ٪ ۳۱/۶۸ |
| | | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۳۴ | ۰/۰۴۶ | |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | (۰/۰۲۱) | ۰/۸۷۰ | ۰/۵۹۰ | (۰/۹۱۷) | (۰/۳۵۰) | ٪ ۰/۸۱ |
| | | ۰/۱۵۶ | ۰/۵۶۸ | ۰/۲۵۶ | ۰/۸۵۵ | |
| کانی غیر فلزی | (۰/۰۷۲) | ۲/۴۰۰ | ۱/۹۴۵ | (۴/۰۶۰) | (۲/۸۶۰) | ٪ ۳۲/۱۲ |
| | | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۱۵ | |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۲۷۳ | ۰/۱۱۸ | ۰/۲۵۷ | (۰/۶۸۹) | (۰/۷۸۷) | ٪ ۳۱/۵۰ |
| | | ۰/۸۰۹ | ۰/۶۸۲ | ۰/۳۰۹ | ۰/۴۳۰ | |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۰۹۹ | ۰/۶۹۰ | ۱/۰۶۴ | (۱/۱۹۲) | (۲/۱۴۰) | ٪ ۳۴/۳۱ |
| | | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۹۶ | ۰/۰۱۸ | ۰/۱۹۲ | |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۰۹۶ | (۰/۱۷۰) | ۱/۸۶۰ | ۱/۰۷۰ | (۱۰/۹۰۰) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۸۲۹ | ۰/۲۶۳ | ۰/۶۱۲ | ۰/۲۶۶ | |
| کاشی و سرامیک | ۰/۰۴۴ | ۰/۵۲۱ | ۱/۱۸۸ | (۰/۶۴۰) | (۲/۳۴۰) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۵۱۱ | ۰/۱۹۸ | ۰/۵۶۸ | ۰/۱۵۱ | |
| سیمان‌آهک‌گچ | (۰/۰۶۷) | ۱/۹۸۳ | ۱/۷۳۱ | (۳/۹۹۰) | (۳/۳۴۰) | ٪ ۶۴/۱۰ |
| | | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۱۷ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۸) نتیجه برازش معادله رگرسیون با توجه به معیار میزان سودآوری برای تعیین رهبر صنعت مورد بررسی در شرایط اقتصادی متفاوت بازار نشان می‌دهد که در صنعت خودرو و قطعات، غذایی به جز قند وشکر، شیمیایی، کانی غیر فلزی، دستگاه‌های برقی و سیمان‌آهک‌گچ بخش غیر خطی رگرسیون معنی‌دار می‌باشد. با توجه به علامت بخش غیر خطی، در صنعت غذایی به جز قند وشکر، شیمیایی، کانی غیر فلزی و سیمان‌آهک‌گچ (دوره افول و رشد) و در صنعت‌های خودرو و قطعات و دستگاه‌های برقی (دوره رشد) فرضیه (۲) پژوهش با توجه به معیار میزان سودآوری در تعیین رهبر صنعت رد نمی‌شود.

**جدول ۹.** برازش مدل رگرسیون، رهبر صنعت: سهم بازار (مقایسه صنعت‌ها)

| صنعت مورد بررسی | $\lambda_0$ | $(\lambda_1)$ | $(\lambda_2)$ | R-Squared |
|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | (۱/۱۰۹) | ۳/۹۸۹ | (۳/۱۷۲) | ٪ ۵۴/۲۶ |
| | | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۵ | |
| دارویی | ۰/۲۰۱۹ | ۰/۶۶۲ | ۱/۲۹۵ | ٪ ۷۴/۲۵ |
| | | ۰/۰۹۳ | ۰/۰۲۸ | |
| فلزات اساسی | (۰/۲۳۲۱) | ۲/۰۱۸ | ۲/۴۱۱ | ٪ ۴۲/۰۸ |
| | | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۰۸ | |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۶۷۱۳ | (۱/۸۶۰) | ۱/۶۰۹ | ٪ ۵/۱۵ |
| | | ۰/۱۲۶ | ۰/۱۳۰ | |
| شیمیایی | (۰/۰۷۳۵) | ۱/۵۸۱ | (۲/۴۵۴) | ٪ ۸/۷۲ |
| | | ۰/۲۹۳ | ۰/۳۵۹ | |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | (۰/۰۳۳۲) | ۰/۵۰۸ | (۰/۳۳۹) | ٪ ۳۱/۶۹ |
| | | ۰/۵۳۲ | ۰/۶۱۳ | |
| کانی غیر فلزی | ۰/۰۰۸۳ | ۰/۴۲۹ | (۰/۲۴۵) | ٪ ۶۳/۲۰ |
| | | ۰/۱۳۲ | ۰/۴۱۴ | |
| لاستیک و پلاستیک | ۰/۰۶۱۰ | ۰/۵۱۶ | (۰/۶۲۵) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۷۰۳ | ۰/۶۱۹ | |
| دستگاه‌های برقی | ۰/۰۵۹۹ | ۰/۵۰۵ | (۰/۵۶۸) | ٪ ۱۲/۹۲ |
| | | ۰/۵۲۵ | ۰/۴۱۶ | |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۰/۰۲۱۸ | ۰/۵۹۲ | (۰/۳۷۵) | ٪ ۲۹/۹۳ |
| | | ۰/۵۳۷ | ۰/۸۸۸ | |
| کاشی و سرامیک | ۰/۰۰۴۹ | ۰/۲۸۹ | (۰/۱۰۱) | ٪ ۱۳/۶۸ |
| | | ۰/۷۷۸ | ۰/۹۴۱ | |
| سیمان‌آهک‌گچ | ۰/۰۱۶۰ | ۰/۳۸۵ | (۰/۲۲۸) | ٪ ۶۹/۶۴ |
| | | ۰/۰۸۶ | ۰/۴۷۷ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه برازش معادله رگرسیون با توجه به معیار سهم بازار برای تعیین رهبر صنعت مورد بررسی در جدول (۹) ارائه شده است. در صنعت‌های خودرو و قطعات، دارویی و فلزات اساسی بخش غیر خطی

رگرسیون معنی‌دار می‌باشد. با در نظر گرفتن علامت بخش غیر خطی رگرسیون، تنها در صنعت خودرو و قطعات فرضیه (۱) پژوهش رد نمی‌شود.

**جدول ۱۰.** برازش مدل رگرسیون، رهبر صنعت: سهم بازار، شرایط اقتصادی متفاوت بازار

| صنعت مورد بررسی | $\lambda_0$ | $(\lambda_1)$ | $(\lambda_2)$ | $(\lambda_3)$ | $(\lambda_4)$ | R-Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|
| خودرو و قطعات | ۰/۰۷۶ | ۰/۳۴۹ | ۰/۱۲۳ | (۰/۳۵۶) | (۰/۰۵۵) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۴۸۲ | ۰/۷۹۰ | ۰/۴۱۴ | ۰/۸۹۶ | |
| دارویی | ۰/۰۰۶ | ۰/۴۹۱ | ۰/۵۹۱ | (۰/۳۳۵) | (۰/۶۲۴) | ٪ ۷۵/۴۳ |
| | | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۲۸ | ۰/۳۱۴ | ۰/۲۵۰ | |
| فلزات اساسی | (۰/۱۴۶) | ۱/۶۲۹ | ۱/۷۷۰ | (۲/۰۴۹) | (۲/۲۳۲) | ٪ ۲۹/۹۱ |
| | | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۰۹ | |
| غذایی به جز قند وشکر | ۰/۰۵۴ | ۰/۴۳۵ | ۰/۵۲۴ | (۰/۴۳۸) | (۰/۵۹۲) | ٪ ۰/۰۰ |
| | | ۰/۲۱۶ | ۰/۱۶۲ | ۰/۲۳۳ | ۰/۲۰۷ | |
| شیمیایی | (۰/۰۵۰) | ۱/۲۶۰ | ۲/۰۲۷ | (۱/۶۵۵) | (۳/۸۱۰) | ٪ ۳۰/۴۷ |
| | | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۰۹ | |
| ماشین‌آلات و تجهیزات | ۰/۰۹۰ | ۰/۰۶۸ | ۰/۲۰۱ | ۰/۰۲۷ | (۰/۱۶۲) | ٪ ۲۲/۰۹ |
| | | ۰/۷۲۵ | ۰/۳۵۰ | ۰/۸۸۸ | ۰/۵۲۳ | |
| کانی غیر فلزی | (۰/۰۱۵) | ۰/۶۱۲ | ۰/۴۵۶ | (۰/۵۰۳) | (۰/۲۱۹) | ٪ ۴۸/۹۵ |
| | | ۰/۰۳۵ | ۰/۱۱۷ | ۰/۱۴۱ | ۰/۵۷۳ | |
| لاستیک و پلاستیک | (۰/۰۷۵) | ۱/۰۰۵ | ۰/۹۵۷ | (۱/۰۷۷) | (۰/۸۴۰) | ٪ ۱۳/۷۴ |
| | | ۰/۰۷۲ | ۰/۱۲۰ | ۰/۰۶۴ | ۰/۲۵۴ | |
| دستگاه‌های برقی | (۰/۰۳۷) | ۰/۷۸۳ | ۰/۶۱۳ | (۰/۷۷۷) | (۰/۳۸۱) | ٪ ۲۳/۰۸ |
| | | ۰/۰۲۸ | ۰/۱۳۱ | ۰/۰۲۹ | ۰/۴۷۰ | |
| استخراج کانه‌های فلزی | (۰/۰۶۶) | ۱/۸۳۰ | ۲/۰۰۰ | (۳/۵۰۰) | (۴/۷۷۰) | ٪ ۱۸/۱۵ |
| | | ۰/۰۷۸ | ۰/۱۸۴ | ۰/۱۷۰ | ۰/۳۵۰ | |
| کاشی و سرامیک | (۰/۰۵۹) | ۰/۶۵۶ | ۰/۹۷۱ | (۰/۵۲۸) | (۱/۲۴۰) | ٪ ۱۲/۰۹ |
| | | ۰/۳۰۵ | ۰/۲۳۵ | ۰/۵۲۸ | ۰/۴۳۷ | |
| سیمان‌آهک‌گچ | ۰/۰۱۸ | ۰/۳۹۲ | ۰/۳۰۶ | (۰/۲۴۰) | (۰/۱۳۳) | ٪ ۶۷/۵۸ |
| | | ۰/۰۹۶ | ۰/۲۴۴ | ۰/۴۸۲ | ۰/۷۵۶ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آمار بیان شده در جدول (۱۰) در صنعت‌های فلزات اساسی، شیمیایی، لاستیک و پلاستیک و دستگاه‌های برقی بخش غیر خطی رگرسیون معنی‌دار می باشد. اما با لحاظ کردن علامت بخش غیر خطی رگرسیون در صنعت‌های فلزات اساسی و شیمیایی (دوره رشد و افول) و صنعت لاستیک و پلاستیک و

دستگاه‌های برقی (دوره رشد)، فرضیه (۲) پژوهش با توجه به معیار سهم بازار در تعیین رهبر صنعت رد نمی‌شود.

**جدول ۱۱.** وجود رابطه رهبر - پیرو در صنعت‌های مورد بررسی

| معیار تعیین رهبر صنعت | صنعت مورد بررسی |
|---|---|
| رشد سودآوری | ماشین‌آلات و تجهیزات |
| | سیمان‌آهک‌گچ |
| میزان سودآوری | کانی غیر فلزی |
| | سیمان‌آهک‌گچ |
| سهم بازار | خودرو و قطعات |

منبع: یافته‌های پژوهش

در نهایت جدول (۱۱) صنعت‌های دارای رابطه رهبر - پیرو را به صورت خلاصه و به تفکیک معیارهای تعیین رهبر صنعت و با توجه به نتیجه برازش معادله (۳) نشان می‌دهد.

معنی‌دار بودن رابطه رهبر - پیرو در صنعت‌های مورد بررسی نشان دهنده کاهش پراکندگی یا حداقل افزایش با نرخی کاهنده یا حداقل به میزان کمتر نسبت به ساختار سرمایه رهبر صنعت می‌باشد. به این معنی که در طول دوره مورد بررسی رابطه - رهبر پیرو در صنعت مشاهده می‌شود و ساختار سرمایه شرکت‌های حاضر در صنعت به ساختار سرمایه رهبر صنعت نزدیک شده است. در نتیجه می‌توان گفت که رفتار مدیریت شرکت‌های حاضر در صنعت، پیروی از رفتار مدیر شرکت رهبر در صنعت مورد بررسی می‌باشد.

**جدول ۱۲.** وجود رابطه رهبر - پیرو در صنعت‌های مورد بررسی، شرایط اقتصادی متفاوت بازار

| معیار تعیین رهبر صنعت | صنعت مورد بررسی | دوره رشد اقتصادی | دوره افول اقتصادی |
|---|---|---|---|
| رشد سودآوری | دارویی | ✗ | ✓ |
| | فلزات اساسی | ✓ | ✓ |
| | شیمیایی | ✓ | ✓ |
| | سیمان‌آهک‌گچ | ✓ | ✗ |
| میزان سودآوری | خودرو و قطعات | ✓ | ✗ |
| | غذایی بجز قند وشکر | ✓ | ✓ |
| | شیمیایی | ✓ | ✓ |
| | کانی غیر فلزی | ✓ | ✓ |
| | دستگاه‌های برقی | ✓ | ✗ |
| | سیمان‌آهک‌گچ | ✓ | ✓ |
| سهم بازار | فلزات اساسی | ✓ | ✓ |
| | شیمیایی | ✓ | ✓ |
| | لاستیک و پلاستیک | ✓ | ✗ |
| | دستگاه‌های برقی | ✓ | ✗ |

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۲) صنعت‌های دارای رابطه رهبر - پیرو در شرایط اقتصادی رشد و افول را به صورت خلاصه نشان می‌دهد. میزان سودآوری بیشترین تعداد صنعت‌های دارای رابطه رهبر - پیرو را در میان معیارهای تعیین رهبر صنعت دارا است. نکته قابل توجه حضور صنعت شیمیایی در هر سه معیار تعیین رهبر صنعت و در هر دوره رشد و افول اقتصادی می‌باشد.

## نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش وجود رفتار توده وار و به خصوص رابطه رهبر - پیرو در تصمیم ساختار سرمایه شرکت برای دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۸ و با استفاده از روش پراکندگی مطلق مقطعی (CSAD) بررسی گردید. این روش بر اساس فرض رابطه غیر خطی بین دو متغیر شکل گرفته است؛ به این معنی که در صورت وجود رابطه رهبر - پیرو، CSAD کاهش یا حداقل با نرخی کاهنده افزایش پیدا می‌کند یا به نسبت کمتر از نرخ تغییر ساختار سرمایه رهبر صنعت کاهش را تجربه خواهد کرد. در نتیجه به طور خاص پیروی شرکت‌ها از ساختار سرمایه رهبر صنعت در هنگام تعیین ترکیب منابع تامین مالی مورد آزمون واقع گردید. به این دلیل به بررسی رابطه رهبر - پیرو در ساختار سرمایه صنعت‌های مختلف و در شرایط اقتصادی متفاوت بازار پرداخته شد.

این پژوهش با برخی از محدودیت‌ها روبرو بود. به دلیل تعداد اندک شرکت‌های حاضر در برخی از صنعت‌ها، امکان دسته‌بندی آن‌ها به شرکت‌های رهبر و پیرو ممکن نبود و به همین علت این صنعت‌ها بررسی نشدند.

نتایج نشان داد که در دسته رهبر صنعت بر اساس رشد سودآوری در صنعت ماشین‌آلات و تجهیزات و سیمان‌آهک‌گچ فرضیه وجود رابطه رهبر - پیرو در ساختار سرمایه و همچنین، در صنعت فلزات اساسی و شیمیایی (دوره افول و رشد)، صنعت دارویی (دوره افول) و صنعت سیمان‌آهک‌گچ (دوره رشد) رابطه رهبر - پیرو در شرایط اقتصادی متفاوت بازار رد نمی‌شود. با توجه به تعیین رهبر صنعت بر اساس میزان سودآوری در صنعت کانی غیر فلزی و سیمان آهک گچ و همچنین، در صنعت غذایی به جز قند وشکر، شیمیایی، کانی غیر فلزی و سیمان‌آهک‌گچ (دوره افول و رشد) و خودرو و قطعات و دستگاه‌های برقی (دوره رشد) وجود این رابطه تایید می‌گردد. در نهایت بر اساس معیار سهم بازار در تعیین رهبر صنعت، در صنعت خودرو و قطعات و در صنعت فلزات اساسی و شیمیایی (دوره رشد و افول) و صنعت لاستیک و پلاستیک و دستگاه‌های برقی (دوره رشد) فرضیه وجود رابطه رهبر - پیرو رد نمی‌شود. بنابراین می‌توان تایید نمود که رفتار توده وار در پیروی شرکت‌ها از رهبر صنعت از عوامل تعیین کننده ساختار سرمایه شرکت ها در صنعت‌های مذکور می باشد.به عبارت دیگر مدیرها در شرکت‌های حاضر در صنعت سعی در نادیده گرفتن ترجیح خود و دنبال کردن رفتار مدیر شرکت رهبر صنعت را دارند. این رفتار را می‌توان به تجربه بیشتر یا حاکمیت و قدرت بیشتر شرکت رهبر صنعت از دید سایر شرکت های حاضر در آن صنعت دانست. این اقدام می‌تواند شرکت را از ساختار سرمایه بهینه مختص به خود دور کند و در نتیجه هدف حداکثرسازی ارزش شرکت را از دسترس خارج می‌نماید. البته پیروی از ساختار سرمایه شرکت رهبر صنعت را می‌توان با ریسک

پذیری مدیرها در شرکت‌های پیرو نیز مربوط دانست؛ زیرا رفتار توده وار ممکن است هزینه پشیمانی در نتیجه اشتراک در رفتارتوده وار را کم رنگ کند (کامارا، ۲۰۱۷).

با توجه به معیارهای متفاوت دسته‌بندی شرکت‌ها در بخش‌ها و صنعت‌ها در بورس‌های مختلف، امکان مقایسه نتیجه این پژوهش با نمونه‌های انجام شده در کشورهای دیگر به تفکیک صنعت ممکن نیست. اما کامارا (۲۰۱۷) در پژوهش خود در بررسی چهار صنعت عمده فروشی، تولید، خدمات و ساخت و ساز، رابطه رهبر - پیرو را تنها در صنعت تولید و در بازار دارای رونق (گاوی) مشاهده کرده بود. همچنین، یافته‌های پژوهش با نتیجه پژوهش برندیا و پوپ (۲۰۱۹) در مورد پیروی از معیاری مشخص در تعیین ساختار سرمایه مطابقت دارد، لازم به ذکر است که آن‌ها در پژوهش خود رابطه بین نسبت بدهی شرکت‌ها و نسبت بدهی صنعت را همراه با ویژگی‌های شرکت و ویژگی‌های صنعت مربوط به آن شرکت را مورد بررسی قرار داده بودند.

به مدیریت اجرایی، مدیریت مالی و همچنین، سرمایه‌گذارهای شرکت توصیه می‌شود که ترکیب ساختار سرمایه رهبر صنعت را به عنوان عاملی با اهمیت در ترکیب ساختار سرمایه شرکت در نظر گیرند. ترکیب ساختار سرمایه به عنوان بخشی مهم در محاسبه میانگین موزون هزینه سرمایه شرکت اهمیت بسیاری در ارزیابی پروژه های سرمایه‌گذاری و همچنین، محاسبه ارزش شرکت‌ها دارد. همچنین، شرایط اقتصادی بازار در تحلیل سناریوهای مختلف ارزیابی و سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شود. در نهایت مدیریت شرکت باید در مسیر صرفه و صلاح شرکت عمل کند و از تکرار مسیر طی شده توسط برخی شرکت‌های دیگر اجتناب کند، زیرا ممکن است شرکت‌های رهبر و یا سایر شرکت‌ها، نسبت به شرکت مذکور شرایط متفاوتی را داشته باشند. در واقع ترکیب ساختار سرمایه شرکت‌ها باید متناسب با شرایط شرکت، صنعت و اقتصاد باشد، تا نسبت به عملکرد مناسب اطمینان خاطر حاصل گردد.

برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که از سایر معیارهای آماری و عملکردی مناسب برای تعیین رهبر صنعت و همچنین، از سایر متغیرهای اقتصاد کلان در تعیین شرایط رشد و افول استفاده گردد. بررسی رابطه رهبر - پیرو در بستر چرخه‌های تجاری نیز می‌تواند مورد پژوهش واقع شود. همچنین، رابطه رهبر - پیرو در تعیین ترکیب ساختار سرمایه در صنعت‌های مختلف نسبت به هم می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد.

**ملاحظات اخلاقی**

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

**References**

Aligholi, Mansooreh. (2018). "The Effect of Macroeconomic Variables on Capital Structure in Iran", *Quarterly Journal of Macro and Strategic Policies*, Vol 6, No 23, Pp. 398-413. (In Persian).

Bakhrdi Nasab, Vahid. (2018). "Study of the effect of herd behavioral patterns in accepting high risk without sufficient information in the use of new Islamic financial instruments", *Knowledge of Law and Finance*, Vol 2, No 5, Pp. 55-78. (In Persian).

Bilgehan, Tekin. (2014). "Psychological biases and the capital structure decisions: a literature review", *Theoretical and Applied Economics*, Vol 21, No 12 (601), Pp. 123-142.

Brendea, Gabriela & Pop, Fanuta. (2019). "Herding behavior and financing decisions in Romania", *Managerial Finance*, Vol 45, No 6, Pp: 716-725.

Camara, Omar. (2017). "Industry herd behaviour in financing decision making", *Journal of Economics and Business*, Vol 94, Pp. 32-42.

Chen, Chun-Da & Demirer, Riza. (2018). "The profitability of herding: evidence from Taiwan". *Managerial Finance*, Vol 44, Issue 7, Pp. 919-934.

Chiang, Thomas C & Zheng, Dazhi. (2010). "An empirical analysis of herd behavior in global stock markets", *Journal of Banking & Finance*, Vol 34, No 8, Pp. 1911–1921.

Dostar, Mohammad. Mohammadnejad, Alireza & Javadian Langroudi, Maryam. (2017). "Investigation the impact of herding behavior of fund managers on their risk taking in Tehran Stock Exchange", *Journal of Asset Management and Financing*, Vol 5, No 2, pp. 129-148. (In Persian).

Ghalibaf Asl, Hassan & Naderi, Masoumeh. (2006). " Investigating the overreaction of investors to information and news published in bear and bull market on the Tehran stock exchange", *Financial Research Journal*, Vol 8, Issue 21, Pp. 97-112. (In Persian).

Ghalibaf Asl, Hassan. MosajedMousavi, MirSajjad & Babaloian, Shahram (1998). *Advanced Financial Management*.Tehran. Pub: Alzahra University & Bourse. (In Persian).

Izadi Nia, Nasser & Hajiannejad, Amin. (2009). "Review and Examine the Herd Behavior in Selected Industries in Tehran Stock Exchange", *Quarterly Journal of Securities Exchange*, Vol 2, Issue 7, Pp. 105-132. (In Persian).

Kim, Kenneth A & Nofsinger, John R. (2005). "Institutional herding, business groups, and economic regimes: Evidence from Japan". *The Journal of Business*, Vol 78, No 1, Pp. 213–242.

Leary, Mark T & Roberts, Michael R. (2014). "Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? ", *The Journal of Finance*, Vol 69, No 1, Pp. 139-178.

Li, Cailing. (2018). "Explaining Peer-firm Effect on Corporate Capital Structure: Predation Theory and Investment Imitation", Master's Thesis Financial Economics, Erasmus School of Economics, Erasmus University Rotterdam.

MacKay, Peter & Phillips, Gordon. (2005). "How does industry affect firm financial structure? ", *Review of Financial Studies*, Vol 18, Issue 4, Pp.1433–1466.

Mozaffari, Mehrdokht. (۱۳۹۱). "Study and Test of Mass Behavior of Investment Companies Using Lakonishok Model", *Quarterly Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, Vol 5, No 3, pp. 69-81. (In Persian).

Ouarda, Moatemri; El Bouri, Abdelfatteh & Bernard, Olivero. (2013). "Herding Behavior under Markets Condition: Empirical Evidence on the European Financial Markets", *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol 3, No 1, Pp. 214-228.

Patel, Jayendu. Zeckhauser, Richard & Hendricks, Darryll (1991). "The Rationality Struggle: Illustrations from Financial Markets", *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol 81, No 2, Pp. 232-236.

Saeedi, Ali and Farhanian, Seyed Mohammad Javad. (2011). "To Study the Investor Herd Behavior in Tehran Stock Exchange", *Quarterly Journal of the Stock Exchange*, Vol 4, No 16, Pp. 175-198. (In Persian).

Tehrani, Reza & Najafzadeh Khoii, Sara. (2017). "Study of the effect of inflation uncertainty on the capital structure of companies listed on the Tehran Stock Exchange", *Quarterly Journal of Financial Economics*, Vol 11, No 38, Pp. 1 - 22. (In Persian).

Zanjirdar, Majid & Khojasteh, Sadaf. (2017). "The Impact of Investors' herding Behavior on the Stock Returns Using Huang and Solomon Model ", *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, Vol 4, No 15, Pp. 115-134. (In Persian).

Zanjirdar, Majid & Moslehi Iraqi, Mona. (2016). "The Impact of Changes in Uncertainty, Unexpected Earning of Each Share, and Positive or Negative Forecast of Profit Per Share in Different Economic Condition", *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, Vol 4, No 13, Pp. 55-76. (In Persian).

Zhong, Tianli & Zhang, Tianyu. (2018). " "Peer effects" in capital structure decision of Chinese firms-empirical investigation based on Chinese a-share listed firms", *Nankai Business Review International*, Vol 9, Issue 3, Pp. 289-315.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۱۸۴-۱۶۹

مقاله پژوهشی

# توانایی ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی احیای مالی[۱]

کاظم هارونکلایی[۲]، علی نبوی چاشمی[۳]، قدرت الله برزگر[۴]، ایمان داداشی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۶

**چکیده**

*یکی از مهمترین موضوعات حوزه مدیریت مالی، آن است که سرمایه‌گذاران بتوانند فرصت‌های مطلوب سرمایه-گذاری را از فرصت‌های نامطلوب تشخیص دهند. یکی از راهکارهای کمک به سرمایه‌گذاران پیش‌بینی احیای مالی (خروج از درماندگی) شرکت‌های دارای درماندگی مالی است. از این رو، این پژوهش درصدد است مدلی جهت پیش-بینی احیای مالی با استفاده از الگوریتم ماشین بردار پشتیبان برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارائه نماید. برای دستیابی به این هدف،۵۴ متغیر مالی با استفاده از الگوریتم انتخاب ویژگی لارس تعیین گردیده و برای آزمون دقت نتایج مدل پیشنهادی نیز، از الگوریتم یادگیر ماشین بردار پشتیبان استفاده شده است. بدین منظور در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا۱۳۹۷ اطلاعات ۱۶۷ شرکت درمانده‌ای که از درماندگی مالی خارج و احیا شده‌اند، استخراج گردید. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، مدل پژوهش با دقت ۷۴٪ زمان احیاء و خروج شرکت درمانده مالی را از درماندگی مالی به درستی پیش‌بینی می‌نماید.*

**واژگان کلیدی**: درماندگی مالی، احیای مالی، الگوریتم لارس، ماشین بردار پشتیبان.

**طبقه‌بندی موضوعی**: B26 ، C58، G34،D53.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.35495.2532

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. Email: Kazem.haron@yahoo.com.

۳. دانشیار، دانشکده مدیریت، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. (نویسنده مسئول). Email: Anabavichashmi2003@gmail.com.

۴. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email: Gh_barzeghar@umz.ac.ir

۵. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. Email: Idadashi@gmail.com.

**مقدمه**[1]

در گذر زمان بسیاری از محققان تلاش گسترده‌ای برای پیش‌بینی آینده داشته‌اند و رفع ابهام از شرایط آتی یکی از مهمترین دغدغه‌های انسان در طول تاریخ بوده است به گونه‌ای که از آینده خود آگاه و آن را به نحوی که می‌خواهد سازماندهی نماید. به طور ویژه، طی چند دهه اخیر توجه زیادی به مفهوم پیش‌بینی شده است و بر پایه آن پژوهش های گوناگونی در سطوح مختلف صورت گرفته است. یکی از مهمترین مفاهیمی که پیش‌بینی آن می‌تواند کمک بسیار فراوانی در جهت استفاده بهینه از منابع شرکت و ایجاد بازده مناسب برای سرمایه‌گذاران نماید، پیش‌بینی احیای مالی شرکت‌های درمانده یا خروج از درماندگی آن‌ها می‌باشد.

از دلایل توجه به پیش‌بینی احیای مالی شرکت‌ها می‌توان چنین بیان نمود که در صورت عدم‌احیای مالی، شرکت‌های دچار درماندگی مالی بر گروه‌های مختلف اقتصادی اثرات مستقیم و غیرمستقیمی خواهند گذاشت و مشکلاتی مانند، مسائل مالی مالکان شرکت، بیکار شدن نیروی کار، بحران مالی بدهکاران و اثرات منفی در زنجیره تامین ایجاد خواهد شد. در واقع، این امکان وجود دارد که ورشکستگی به سایر شرکت‌های متصل نیز، انتقال یافته و در زمان کوتاهی بحران فوق به کسب و کارهای مختلف سرایت نماید (غضنفری و همکاران، ۱۳۹۷).

برای جلوگیری از زیان‌های وارده ناشی از درماندگی و ورشکستگی، یافتن روش‌هایی برای پیش‌بینی خروج از درماندگی و رسیدن به احیای مالی اهمیت ویژه‌ای دارد. احیای مالی شرکت فرایند بسیار با اهمیتی است که مدیران تلاش می کنند، عملکرد بسیار ضعیف شرکت را مطلوب نموده و بهبود و رونق اقتصادی را دوباره به شرکت بازگردانند. احیاء فرایند دو مرحله ای است؛ ابتدا همراه با کاهش عملکرد، تهدید موجودیت و بقا شرکت بوده و سپس بهبود عملکرد می‌باشد (فیلاتوت چیو و تامز[2] ۲۰۰۶).

از موارد بسیار تأثیرگذار و با اهمیت که در مطالعات انجام شده توجه کمتری به آن شده است، فرایند انتخاب هوشمند متغیرهای ورودی می‌باشد. با توسعه هوش مصنوعی، برای پیش‌بینی احیای مالی و خروج از درماندگی می‌توان از مدل‌های ناپارامتریک همچون ماشین بردار پشتیبان[3]، درخت تصمیم[4] و شبکه عصبی مصنوعی[5] استفاده نمود. این رویکردها، مفروضات محدودکننده‌ای مانند خطی بودن، نرمال بودن و استقلال متغیرهای ورودی را که در موثر بودن و اعتبار پیش‌بینی محدودیت ایجاد می‌کنند، ندارند. لذا ضعف ناشی از ضرورت تبعیت از توزیع آماری خاص موجود در روش‌های پارامتریک با رویکرد هوش مصنوعی پوشش داده می‌شود. روش‌های ناپارامتریک با استفاده از روابط غیرخطی و مکانیزم آموزش و آزمایش، چندین بار مدل مد نظر را اجرا می‌نمایند تا به بهترین مدل پیش‌بینی

---

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری کاظم هارونکلایی به راهنمایی دکتر علی نبوی چاشمی و مشاوره دکتر قدرت‌الله برزگر و دکتر ایمان داداشی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد بابل می‌باشد.

2. Filatotchev & Toms
3. Support Vector Machine
4. Decision Tree
5. Artificial Neural Network

دست یابند و از این دیدگاه برتری محسوسی نسبت به روش‌های پارامتریک دارند (مهرانی و همکاران، ۱۳۹۸). لذا هدف این پژوهش این است که با استفاده از الگوریتم ماشین بردار پشتیبان، احیای مالی شرکت‌های درمانده را پیش‌بینی نماید.

ویژگی برجسته‌ای که این پژوهش را از سایر پژوهش‌های مرتبط متمایز می‌نماید، فقدان پژوهش داخلی در خصوص پیش‌بینی احیای مالی شرکت‌های درمانده است و همچنین، استفاده از روش هوش مصنوعی می‌باشد که در هیچ‌یک از پژوهش‌های داخلی و خارجی از این رویکرد استفاده نشده است. ویژگی متمایز دیگر این پژوهش استفاده از متغیرهای مالی متنوع و گسترده و در دوره زمانی طولانی می‌باشد، تا نتایج در مقایسه با سایر مطالعات از ثبات بیشتری برخوردار باشد.

## مبانی نظری و پیشینه پژوهش:

شندل[1] و همکاران (۱۹۷۶) از اولین محققانی بودند که احیای مالی شرکت را تعریف نمودند. آن‌ها احیای شرکت را یک فرایند دو مرحله‌ای تعریف نموده که نخست عملکرد شرکت ضعیف و روند نزولی دارد و سپس، بهبود عملکرد روی می‌دهد. از آن زمان به بعد، این تعریف توسط بسیاری از محققان استفاده گردید و بسط و گسترش داده شد. بسیاری از تعاریف احیای شرکت از ماهیت مالی برخوردارند و درآمد را معیاری برای احیای مالی در نظر می‌گیرند، به عنوان نمونه بیبلت[2] (۱۹۹۸) معتقد است احیای موفق شرکت زمانی می‌باشد که شرکت بتواند با اجرای راهبردهای احیا، بهبود قابل‌توجهی در سودآوری برای مدت دو یا سه سال ایجاد نموده و موقعیت خود را در بازار با موفقیت بازسازی و برای تکمیل چرخه احیاء در کارکنان خود ایجاد انگیزه نماید. از سوی دیگر، اسلاتر[3] (۱۹۸۴) بر این اعتقاد می‌باشد که اگر بعد از یک دوره رکود ۶ ساله، سود قبل از مالیات شرکت برای چهار سال متوالی افزایش یابد، احیای شرکت را می‌توان موفقیت‌آمیز قلمداد نمود.

زمانی که بعضی از شرکت‌ها شرایط بحران مالی[4] را تجربه می‌نمایند و با حاشیه‌های عملیاتی منفی و چالش برانگیز مواجه می‌شوند، احیای مالی به مفهوم بهبود قابل توجه سلامت مالی و حاشیه‌های عملیاتی سازمان بوده و همچنین شامل اقدامات استراتژیکی توسط مدیریت می‌باشد که منابع و روش‌های جدیدی را برای استفاده از منابع موجود برای شرکت فراهم می‌نماید (قزاوی[5]، ۲۰۱۸ ).

در مرحله بحران، اختلاف و تعارض بین سازمان و ذی‌نفعان بیرونی و در داخل سازمان شدت گرفته و نیاز به واکنش شدید و محکم می‌باشد تا برای جلوگیری از انحلال از آخرین فرصت‌ها استفاده شود. تغییرات بنیادین در راهبرد، ساختار و رهبری ضرورت زیادی دارد. احیای شرکت در این مرحله

1. Schendel
2. Bibeault
3. Slatter
4. financial crisis
5. Ghazzawi

به علت حمایت نکردن ذینفعان بیرونی، از دست دادن کارکنان کلیدی، ترس و واهمه کارکنان فعلی و مقاومت در برابر تغییرات سخت خواهد بود. در این مرحله تغییر مدیران ارشد می‌تواند بر احیای شرکت اثر بخش باشد.

با افزایش دامنه بحران مالی و اقتصادی، مدیران شرکت‌های دارای بحران مالی تلاش گسترده‌ای انجام دادند تا راهبردهایی که منجر به نجات آنها از ورشکستگی می‌شود را اجرا و روند نزول و افول شرکت را متوقف نموده و شرایط احیای شرکت را فراهم نمایند. برای این منظور برخی از مدیران برای راهبرد احیا و خروج از درماندگی و ورشکستگی، کاهش هزینه‌ها (پیرس و رابینز[1]، ۱۹۹۳) و (بروتون و روبانیک[2]، ۱۹۹۷) و تجدید ساختار دارایی‌ها (سودارسانام و لای[3]، ۲۰۰۱) و (هامبریک و شکتر[4]، ۱۹۸۳) را مد نظر قرار داده و برخی دیگر، سازماندهی مجدد بدهی‌های شرکت را مورد توجه قرار می‌دهند. تغییر مدیران ارشد (بلچر و نیل[5]، ۲۰۰۰)، راهبرد تغییر در بازارها و محصولات و همچنین انجام سرمایه‌گذاری برای بازسازی و نوسازی فرایندهای تولید و توزیع (هارکر[6]، ۲۰۰۱) راهکاری برای خروج از بحران می‌باشد که مورد توجه برخی از مدیران قرار می‌گیرد (رحمان سرشت و همکاران، ۱۳۹۳).

مهمت تنکاسی و کمال[7] (۲۰۱۱) استراتژی‌های احیای زیر را برای دوران بحران ارائه نمودند:

۱-کاهش هزینه: زمانی که عملکرد سازمان‌ها افت می‌نماید، بسیاری از مدیران برای بهبود عملکرد ضعیف شرکت و رسیدن به سطح قابل قبولی از سودآوری، اقدام به کاهش هزینه‌ها می‌نمایند. برای کاهش هزینه‌ها، نخست نیاز به تجزیه و تحلیل هزینه می‌باشد تا برخی از مراکز هزینه حذف شده و یا به میزان قابل‌توجهی هزینه‌های غیرضروری کاهش یابد.

۲- افزایش درآمد: بهبود در استفاده بهینه از فرآیندهای تولید و ظرفیت شرکت می‌تواند به افزایش درآمد شرکت منجر شود. تمرکز بر خطوط تولید محصولات، افزایش یا کاهش قیمت با توجه به حساسیت مشتریان نسبت به تغییر قیمت را به عنوان راهکارهایی برای افزایش درآمد می‌تواند در نظر گرفته شود.

۳- فروش دارایی‌های مازاد: اگر شرایط مالی آتی یک شرکت بحرانی باشد، کاهش و فروش دارایی‌های مازاد از اقدامات ضروری می‌باشد. از جمله این راهکارها، فروش دارایی‌های کوتاه‌مدت و اجاره ابزارآلات و تجهیزات به جای خرید آن می‌باشد. نمونه‌های کاهش دارایی شامل فروش برخی از تجهیزات، زمین و ساختمان مازاد بر نیاز، محدود کردن دامنه کسب و کار و حتی فروش برخی از واحدهای کسب و کار می‌باشد.

---

1. Pearce & Robbins
2. Bruton & Rubanik
3. Sudarsanam & Lai
4. Hambrick & Schecter
5. Belcher & Nail
6. Harker
7. Tenkasi & Kamal

رحمان سرشت و همکاران (۱۳۹۳) پژوهشی کیفی برای شرکت‌های بحران زده تحت عنوان طراحی مدل راهبردی فرایند احیاء انجام دادند. در این پژوهش با ۱۰ نفر از مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که پس از بحران مالی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱، موفق به احیاء شرکت شده‌اند، مصاحبه‌ای باز صورت گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، بر مبنای مدل فرایندی این پژوهش، احیاء نخست با ارزیابی علل و عوامل ایجـاد بحـران شروع و در مرحلهٔ دوم، برای ضرورت نیاز به اجرای راهبردهای احیا، ماهیت بحران از نظر تداوم، شدت و گستردگی بررسی شده و در مرحلهٔ سوم، بر اساس نتایج مراحل قبلی نوع راهبردهای احیاء تعیین می‌شود کـه در ایـن پژوهش راهبردها با محور اثربخشی و کارایی طبقه بندی شده اسـت.

راموز و محمودی (۱۳۹۶) پیش‌بینی ریسک ورشکستگی مالی در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از مدل ترکیبی، ارزیابی و بررسی نمودند. برای پیش‌بینی از مدل ترکیبی متغیرهای حسابداری، بازار و تکنیک شبکه‌های عصبی از نوع مدل پرسپترون چند لایه (MLP) [1] استفاده گردید. بر اساس ماده ۱۴۱ قانون تجارت تعداد ۵۹ شرکت غیر ورشکسته و ۳۱ شرکت ورشکسته در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۶ به عنوان نمونه پژوهش انتخاب گردید. نتایج پژوهش نشان می‌دهد در پیش بینی ریسک ورشکستگی مالی، مدل ترکیبی متغیرهای حسابداری و بازار با استفاده از تکنیک شبکه عصبی، در مقایسه با هرکدام از دو مدل حسابداری و بازار از دقت بالاتری برخوردار می‌باشد. همچنین، مدل حاصل از متغیرهای بازار دقت بیشتری نسبت به مدل حسابداری دارد.

بت‌شکن و همکاران (۱۳۹۷) برای انتخاب متغیرهای موثر بر پیش‌بینی درماندگی مالی، از الگوریتم‌های تصمیم‌گیری و نظر خبرگان استفاده نمودند. برای این منظور طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ به صورت تصادفی ۲۹ متغیر مالی شرکت‌های درمانده مالی و به همان تعداد شرکت سالم از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب گردید. سپس، بهترین نسبت‌های مالی به همراه ضریب اهمیت انتخاب و با استفاده از ماشین بردار پشتیبان، پیش‌بینی درماندگی مالی انجام گردید. نتایج پژوهش نشان داد، مدل پیشنهادی برای پیش‌بینی درماندگی در مقایسه با دو روش رگرسیون لجستیک و آلتمن عملکرد بهتری دارد.

فلاح پور و همکاران (۱۳۹۷) جهت *ارائه* مدل برای پیش‌بینی درماندگی مالی از روش ترکیبی انتخاب ویژگی پی‌درپی پیشرو شناور و ماشین بردار پشتیبان و همچنین از مدل رگرسیون لجستیک که یکی از مدل‌های آماری طبقه‌بندی می‌باشد، استفاده نمودند. در نهایت، ۲۹ نسبت مالی که در پژوهشهای گذشته بیشتر استفاده شده بودند، انتخاب و برای دوره‌های زمانی ۱۳۷۵تا ۱۳۹۱ استخراج گردید. آزمون مقایسه‌های زوجی نشان می‌دهد که با سطح اطمینان ۹۵ درصد دقت مدل پیشنهادی در یک سال، دو سال و سه سال قبل از درماندگی مالی به طور معنی‌داری از عملکرد بهتری در پیش‌بینی

1. Multi Layer Perceptron

درماندگی مالی نسبت به مدل رگرسیون لجستیک و روش انتخاب ویژگی پیشرو پی درپی برخوردار می‌باشد.

وقفی (۱۳۹۸) کاربرد الگوریتم هوش مصنوعی در پیش‌بینی ورشکستگی مالی با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی و حسابداری را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نمود. طی دوره زمانی پژوهش ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ اطلاعات ۱۴۸۸ سال- شرکت جمع‌آوری و با استفاده از الگوریتم هوش مصنوعی ماشین بردار پشتیبان کرنل گوسی و الگوریتم قانون‌گرا چاید تحلیل گردید. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، تورم و ریسک مالی تاثیر مستقیم و نسبت مدیران غیرموظف، نسبت وجه نقد عملیاتی و بازده سالانه سهام تاثیر معکوس بر ورشکستگی مالی دارند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که الگوریتم غیرخطی ماشین بردار پشتیبان کرنل گوسی نسبت به الگوریتم قانون‌گرا چاید توانایی بالاتری در پیش‌بینی ورشکستگی آتی شرکت‌ها دارد.

صوفی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی از ترکیب تکنیک‌های شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم ژنتیک از نسبت‌های پیش‌بینی زیمنسکی برای مدل‌سازی پیش‌بینی درماندگی مالی استفاده نمودند. جامعه آماری پژوهش، شامل شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی مهر ۱۳۹۲ تا مهر ۱۳۹۴ می‌باشد. با روش غربال‌سازی تعداد ۶۶ شرکت درمانده و ۱۵۰ شرکت سالم به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در پیش‌بینی درماندگی مالی شبکه عصبی و الگوریتم ژنتیک از قدرت برابر برخوردارند، با این وجود، خطای پیش‌بینی در شبکه عصبی در مقایسه با الگوریتم ژنتیک پایین‌تر است.

بینتی و امیر[1] (۲۰۱۰) مدل‌های پیش‌بینی احیای کشورهای توسعه‌یافته را در کشور مالزی بررسی و با مدل بومی شده خود مقایسه نمودند. با روش تحلیل ممیزی چندگانه تعداد هفت نسبت مالی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد مدل‌های پیش‌بینی کشورهای توسعه یافته در مقایسه با مدل احیاء بر اساس داده‌های شرکت‌های مالزی از دقت بالاتری برخوردار است. شدت درماندگی مالی، سودآوری، نقدینگی و اندازه شرکت متغیرهای مهم در پیش‌بینی احیای شرکت های درمانده می‌باشند.

چنچهن و منسا[2] (۲۰۱۴) برای تحلیل درماندگی مالی و خروج از درماندگی، صنایع خرده‌فروشی انگلستان را طی سال‌های ۲۰۰۰ - ۲۰۰۸ مورد مطالعه قرار دادند. نسبت مالی شامل دارایی آزاد، استراتژی کارایی و اندازه شرکت بین دو گروه شرکت‌های احیا شده و شرکت‌های دارای درماندگی مالی بررسی شد. نتایج تجزیه و تحلیل روش دو متغیره نشان داد، احیای شرکت‌ها به دوره تصدی مدیریت و اندازه شرکت وابسته است.

سیتم[3] (۲۰۱۵) برای ارائه مدلی جهت خروج از درماندگی یک تحلیل مقایسه‌ای درکشور استرالیا بین شرکت‌های درمانده و شرکت‌های احیا شده در دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۱ انجام داد.

1. Binti & Ameer
2. Chenchehene & Mensah
3. Situm

برای تحلیل داده‌ها از ۳۰ نسبت مالی و از روش رگرسیون لجستیک استفاده گردید. معیار انتخاب شرکت‌های درمانده دارا بودن دو سال زیان پیوسته و معیار انتخاب شرکت‌های احیا شده، دارا بودن دو سال سود پیوسته بوده می‌باشد. نتایج پژوهش نشان داد، نسبت‌های سود ناخالص به کل دارایی، سود خالص به فروش و پوشش بهره شرکت‌های احیا شده در مقایسه با شرکت‌های درمانده از وضعیت بهتری برخوردار می‌باشد.

چو کو چین [1] (۲۰۱۶) برای ارایه مدلی جهت پیش‌بینی احیای شرکت‌های دارای بحران مالی که دارای پتانسیل احیا هستند، در آفریقای جنوبی اقدام به پژوهش نمود. دوره زمانی پژوهش از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴ بوده و از ۱۱ متغیر مالی استفاده گردید. از آزمون t و f برای تفاوت معنی‌داری نسبت‌های مالی بین دو گروه از شرکت‌ها استفاده شد. متغیرهای مورد استفاده در تحلیل آماری شامل کارایی، اندازه، دارایی‌های آزاد و تغییر مدیریت ارشد می‌باشد. یافته‌ها نشان داد کارایی متغیر کلیدی برای پیش‌بینی احیای موفقیت‌آمیز می‌باشد.

یانگ کیما و شیگونگ ما [2](۲۰۱۶) برای پیش‌بینی احیای مالی شرکت‌های درمانده در بازار بورس چین طی سال‌های ۱۹۹۸- ۲۰۱۱ اقدام به پژوهش نمودند. تعداد ۴۴۱ شرکت درمانده انتخاب گردیده و نسبت‌های حسابداری، متغیرهای بازار و اطلاعاتی از ساختار مالکیت و تغییر ساختار را به عنوان سه متغیر اصلی استفاده نمودند. نتایج پژوهش نشان داد، احیای شرکت‌های درمانده با مدت زمان رابطه منفی دارد؛ بدین صورت که با طولانی شدن مدت درماندگی، احتمال موفقیت شرکت برای احیا کم‌تر می‌شود. هم‌چنین، از بین سه متغیر، متغیرهای حسابداری قوی‌ترین شاخص برای پیش‌بینی احیاء شرکت می‌باشند.

بربوزا[3] و همکاران (۲۰۱۷) برای پیش‌بینی ورشکستگی یک سال قبل از وقوع ورشکستگی، روش‌های مختلف یادگیری ماشین بردار پشتیبان؛ Bagging، Boosting و Random Forest را در دوره زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۳ مورد ارزیابی قرار دادند و نتایج را با رگرسیون لجستیک، تحلیل ممیزی خطی و شبکه عصبی مقایسه نمودند. نتایج حاکی از بهبود ۱۰ درصدی دقت تشخیص در مقایسه با روش‌ای سنتی می‌باشد. نتایج نشان‌دهنده پایین‌تر بودن دقت ماشین بردار پشتیبان نسبت به سایر مدل‌ها می‌باشد.

یونیک و مین [4](۲۰۱۹) برای تعیین اثر استراتژی‌های احیا بر عملکرد شرکت اقدام به انجام یک پژوهش توصیفی نمودند. بررسی کاملی بر ادبیات و مبانی نظری احیا انجام داده و استراتژی‌های احیا و خروج از درماندگی را تجزیه و تحلیل نمودند. یافته‌های پژوهش نشان داد، استراتژی‌های تجدید ساختار کلی، تجدید ساختار مالی و سازمان‌دهی مجدد شرکت بر عملکرد شرکت تاثیر دارد.

1. Chu-kuo Chin
2. Yeong Kima & Shiguang Ma
3. Barboza
4. Eunice & Maina

## روش پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش، توصیفی- پیمایشی می‌باشد..به علاوه، از روش کتابخانه‌ای برای جمع آوری اطلاعات استفاده شده و اطلاعات متغیرهای مالی از نـرم افـزار ره‌آورد نـوین، صـورت‌های مالی حسابرسی شده و سایت کدال استخراج و در اکسل تجزیه و تحلیل و سپس، برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افـزار آماری متلب نسخه ۲۰۱۵ استفاده گردیده است.

در *پژوهش حاضر* جامعه مورد بررسی کلیه شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بـورس اوراق بهـادار تهـران در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. *از روش حذفی برای تعیین نمونه آماری استفاده شده است. بدین منظور شرکت‌های جامعه آماری که شرایط زیر را دارا باشند، به عنوان نمونه آماری انتخاب و مابقی حذف شده‌اند.*

*۱- شرکت در دوره زمانی مورد بررسی تغییر سال مالی نداده باشد.*

*۲- شرکت‌های مورد بررسی جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی و هلدینگ نباشند.*

*۳- اطلاعات و داده‌های شرکت در دسترس باشد.*

*۴- شرکت‌هایی به عنوان نمونه انتخاب می شوند که بر اساس مدل تعدیل شده درماندگی کردستانی – تاتلی نخست در طبقه شرکت‌های درمانده قرار گرفته و سپس، از درماندگی خارج و به عنوان شرکت‌های سالم طبقه‌بندی شده‌اند.*

با توجه به محدودیت‌های اعمال شده، تعداد نمونه شامل ۱۶۷ شرکت درمانده بوده‌اند که در سال‌های آتی از درماندگی مالی خارج و در طبقه شرکت سالم قرار گرفته است. اطلاعات مالی کلیه دوره‌های زمان درماندگی شرکت و اولین دوره مالی که شرکت از درماندگی خارج و سالم گردید، جمع‌آوری شد. از مجموع داده‌های نمونه پژوهش ۲۲۳ داده مربوط به دوره سالم و ۵۰۱ داده مربوط به دوره درماندگی می‌باشد.

## متغیرهای پژوهش

متغیرهای مستقل پژوهش عوامل مالی می‌باشد که پس از مرور جامع ادبیات پژوهش و بررسی متغیرهای مالی مورد استفاده در پژوهشات قبلی، ۵۴ متغیر مالی انتخاب گردید. فهرست متغیرها و نحوه محاسبه آن در جدول ۱ ارائه شده است:

**جدول ۱.** نماد و متغیرهای مالی

| ردیف | نماد متغیر | نام متغیر | ردیف | نماد متغیر | نام متغیر |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | WC | سرمایه در گردش | ۲۸ | EXP.CHANGE | تغییرات هزینه |
| ۲ | CF. L | بدهی/ گردش نقدی | ۲۹ | EBIT.INT | پوشش بهره |
| ۳ | QA.TA | دارایی/ دارایی سریع | ۳۰ | CL.TA | دارایی / بدهی جاری |
| ۴ | WC.TA | دارایی/ سرمایه در گردش | ۳۱ | CA.TL | بدهی / دارایی جاری |
| ۵ | EBITDA.S | فروش/استهلاک+سود عملیاتی | ۳۲ | EBT.CL | بدهی جاری / سود قبل از کسر مالیات |
| ۶ | EBITDA.TA | دارایی/ استهلاک+سود عملیاتی | ۳۳ | FA.TE | حقوق صاحبان سهام / دارایی ثابت |
| ۷ | CA.TA | دارایی/ دارایی جاری | ۳۴ | INT.S | فروش / هزینه بهره |
| ۸ | NCI | مدت تداوم عملیات بدون درآمد | ۳۵ | EBT.TE | حقوق ص. س / سود قبل از کسر مالیات |
| ۹ | QA.CL | بدهی جاری/ دارایی سریع | ۳۶ | EBIT.TL | بدهی / سود عملیاتی |
| ۱۰ | CA.CL | نسبت جاری | ۳۷ | TL.TA | دارایی / بدهی |
| ۱۱ | WC. FA | دارایی ثابت/ سرمایه در گردش | ۳۸ | TE.TA | دارایی / حقوق صاحبان سهام |
| ۱۲ | S. TA | نسبت گردش دارایی | ۳۹ | CAP.CHANGE | تغییرات سرمایه |
| ۱۳ | S.TE | حقوق صاحبان سهام / فروش | ۴۰ | EBT.TA | دارایی / سود قبل از کسر مالیات |
| ۱۴ | S. FA | نسبت گردش دارایی ثابت | ۴۱ | NI.TA | دارایی / سود خالص |
| ۱۵ | S.CA | نسبت گردش دارایی جاری | ۴۲ | NI. S | فروش / سود خالص |
| ۱۶ | SIZING DOWN | کوچک سازی شرکت | ۴۳ | EBIT.TA | دارایی / سود عملیاتی |
| ۱۷ | INVENTORY.S | فروش / موجودی کالا | ۴۴ | INT.TL | بدهی / هزینه بهره |
| ۱۸ | TR. I | کالا / مطالبات | ۴۵ | EBIT.S | فروش / سود عملیاتی |
| ۱۹ | DAY TO PAY A. P | دوره پرداخت بدهی | ۴۶ | GP. S | فروش / سود ناخالص |
| ۲۰ | DAY TO SELL INVENTORY | دوره فروش کالا | ۴۷ | TL.TE | حقوق صاحبان سهام/بدهی |
| ۲۱ | TR.AP | حساب‌های پرداختنی / مطالبات | ۴۸ | EX GP. O | هزینه عملیاتی / سود ناخالص |
| ۲۲ | E CHANGE.O | تغییرات هزینه عملیاتی | ۴۹ | ROE | بازده حقوق صاحبان سهام |
| ۲۳ | CHANGE REV | تغییرات درآمد | ۵۰ | RE.TA | دارایی / سود انباشته |
| ۲۴ | EFF SELL | کارایی فروش | ۵۱ | GP.TA | دارایی / سود ناخالص |
| ۲۵ | EFF EXP | کارایی هزینه | ۵۲ | AGE | عمر شرکت |
| ۲۶ | EFF .INCOME | کارایی سود | ۵۳ | SIZE.I | لگاریتم دارایی |
| ۲۷ | TURN.REC | دوره وصول مطالبات | ۵۴ | SIZE.II | لگاریتم فروش |

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر وابسته پژوهش حاضر، خروج از درماندگی یا احیای مالی می‌باشد. بـرای تبـدیل خروج از درماندگی به متغیر کمی، از مقادیر صـفر و یـک اسـتفاده شـده اسـت؛ برای شرکت‌های درمانده مقدار صفر و برای شرکت‌های احیا شده مقدار یک در نظر گرفته شده است.

## تجزیه و تحلیل نتایج

انتخاب متغیرهای کلیدی یا ویژگی‌ها، یک مرحله مهم و چالش برانگیز در مدل‌سازی آماری است. در این پژوهش برای به دست آوردن متغیرهای با اهمیت و موثر در پیش‌بینی احیای مالی یا خروج از درماندگی شرکت‌ها از الگوریتم استخراج ویژگی لارس استفاده شده است و سپس، برای ارزیابی و دقت پیش‌بینی ویژگی‌های استخراج شده از روش ماشین یادگیر، ماشین بردار پشتیبان استفاده شده است.

### یافته‌های مبتنی بر الگوریتم انتخاب ویژگی لارس

انتخاب ویژگی، فرآیندی برای کاهش تعداد ویژگی‌ها در مسائلی است که تعداد ویژگی‌های ورودی مدل زیاد است. هدف از انتخاب ویژگی، انتخاب زیرمجموعه بهینه از ویژگی‌ها برای بهبود دقت پیش‌بینی است و با کاهش ابعاد بردار ویژگی همراه است.

مدل تخمین‌گر حداقل درجه (LARS) [1] اولین بار در سال ۲۰۰۴ توسط افرون [2] و همکاران برای بررسی داده‌های زیاد استفاده شد. این مدل نسبت به روش‌های سنتی کم هزینه تر و مفیدتر می‌باشد. الگوریتم لارس مدلی جدید مبتنی بر رگرسیون می‌باشد و هدف روش‌های رگرسیونی یافتن مقادیر ضرایب متغیرهای مستقل برای تعیین مقدار متغیر وابسته است. در این مدل نخست متغیر مستقلی وارد مدل می‌شود که دارای بیشترین همبستگی با متغیر وابسته باشد و باید متغیر بعدی بیشترین همبستگی را با متغیر مستقل و متغیر وابسته اول دارا باشد. این روند ادامه می‌یابد تا تمامی متغیرها وارد مدل شوند. ضرایب مدل در این الگوریتم به تعداد متغیرهای مستقل وابسته است. مهمترین ویژگی مدل لارس صرفه‌جویی در زمان و دقت بالاتر برای مدل‌سازی است (فو [3] و همکاران ۲۰۱۴).

با استفاده از الگوریتم انتخاب ویژگی لارس، ۱۰ متغیر که تاثیرگذاری آن‌ها در بین ۵۴ متغیر بیشتر می‌باشد، انتخاب گردیدند که به ترتیب اثرگذاری در جدول۲ ارائه شده است.

**جدول ۲.** انتخاب ویژگی‌های تاثیرگذار با استفاده از الگوریتم لارس

| شماره | شاخص | نماد | وزن |
|---|---|---|---|
| ۱ | جمع دارایی/ جمع بدهی | TD.TA | ۶/۰۲ |
| ۲ | جمع بدهی/ سود عملیاتی | EBIT.TD | ۴/۴۴ |
| ۳ | جمع دارایی/ جمع حقوق ص س | TE.TA | ۱/۵۲ |
| ۴ | فروش / هزینه بهره | INT.S | ۱/۵۲ |
| ۵ | فروش / موجودی کالا | INVENTORY.S | ۰/۵۸ |
| ۶ | جمع دارایی / دارایی جاری | CA.TA | ۰/۵ |
| ۷ | جمع دارایی/فروش | S. TA | ۰/۳۷ |
| ۸ | بدهی جاری / سود قبل از کسر مالیات | PBT.CL | ۰/۲۷ |
| ۹ | دارایی مشهود سال قبل/ دارایی مشهود سال قبل - دارایی مشهود جاری | DOWNSIZING | ۰/۲۷ |
| ۱۰ | فروش/ استهلاک + سود عملیاتی | EBITDA.S | ۰/۱۸ |

منبع: محاسبات پژوهش

1 . Least Angle Regression
2. Efron
3. Fu

**یافته‌های مبتنی بر الگوریتم یادگیر ماشین بردار پشتیبان**

برای بررسی و تحلیل یک سیستم، ابتدا بر اساس نمونه‌های فعلی رفتار آن سیستم را تبدیل به مدل نموده و سپس، برای تشخیص رفتارهای آینده سیستم از آن مدل استفاده می‌گردد. بدین ترتیب، مدل رفتارها و تجربیات گذشته را یاد می‌گیرد. توسعه در این نوع از روش‌های یادگیری، هدف حوزه‌ای از دانش می‌باشد که به عنوان یادگیری ماشین شناخته می‌شود.

ماشین بردار پشتیبان یکی از شناخته‌ترین الگوریتم‌ها می‌باشد که در حوزه یادگیری ماشین وجود دارد و اولین بار در سال ۱۹۹۵ توسط واپنیک[1] به عنوان الگویی برای شناسایی و طبقه‌بندی مسائل مورد استفاده قرار گرفت. ماشین بردار پشتیبان دارای ویژگی تعمیم پذیری خوب، رسیدن به الگوی بهینه کلی، توانایی در طبقه بندی الگوهای ورودی و قابلیت یادگیری می‌باشد. در این مدل داده‌ها ابتدا به بردار یادگیری تبدیل می‌شود و سپس هر بردار با یک بردار خروجی متناظر می‌باشد و قابلیت یافتن مقدار بهینه را در فضای غیرخطی و خطی دارا می‌باشد (واپنیک ۱۹۹۵).

به منظور ارزیابی متغیرهای استخراجی که از الگوریتم استخراج ویژگی لارس به دست آمده است، نمونه‌ها به صورت تصادفی به دو دسته داده‌های آموزشی (۸۰ ٪) و داده‌های آزمون (۲۰٪) تقسیم شده‌اند. با توجه به اینکه به صورت تصادفی داده‌های آموزش و آزمون انتخاب می‌شوند، هر یک از روش‌ها ۱۰ مرتبه تکرار شده و میانگین ۱۰ مرتبه به عنوان نتیجه نهایی ثبت شده است. به منظور محاسبه دقت الگوریتم‌ها، ابتدا نتیجه تخمین زده شده توسط الگوریتم گرد شده و سپس با مقدار واقعی مقایسه گردیده است. نتایج آموزش ویژگی‌های استخراجی از الگوریتم لارس و ماشین‌های بردار پشتیبان بر روی داده‌های آموزش و آزمون به ترتیب در جدول ۴ گزارش شده است.

**جدول ۳.** نتایج حاصل از ارزیابی ماشین بردار پشتیبان

| دوره | پیش‌بینی | نتایج |
|---|---|---|
| یک سال | تعداد پیش‌بینی صحیح | ۳۵ |
| | تعداد پیش‌بینی اشتباه | ۹ |
| | درصد پیش‌بینی | ۰/۸ |
| دو سال | تعداد پیش‌بینی صحیح | ۱۸ |
| | تعداد پیش‌بینی اشتباه | ۷ |
| | درصد پیش‌بینی | ۰/۷۲ |
| سه سال | تعداد پیش‌بینی صحیح | ۱۰ |
| | تعداد پیش‌بینی اشتباه | ۵ |
| | درصد پیش‌بینی | ۰/۶۶ |
| بیش از سه سال | تعداد پیش‌بینی صحیح | ۱۰ |
| | تعداد پیش‌بینی اشتباه | ۵ |
| | درصد پیش‌بینی | ۰/۶۶ |
| کل | تعداد پیش‌بینی صحیح | ۷۳ |
| | تعداد پیش‌بینی اشتباه | ۲۶ |
| | درصد پیش‌بینی | ۰/۷۴ |

منبع: محاسبات پژوهش

1. Vapnik

با توجه به نتایج به دست آمده، ویژگی‌های استخراج شده لارس با الگوریتم‌های یادگیر ماشین بردار پشتیبان با دقت ۷۴٪ زمان احیا و خروج شرکت درمانده را از درماندگی مالی پیش‌بینی می‌نماید. تحلیل بیشتر نتایج، نشان می‌دهد که از زمان بیش از سه سال قبل از احیای مالی تا سال احیای مالی بر درصد پیش‌بینی مدل افزوده می‌شود.

### میزان خطا و دقت توسط ویژگی‌های استخراج شده

در این پژوهش برای تعیین میزان خطا و دقت ویژگی‌های استخراج شده از ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE)[1] و میانگین مطلق خطا (MAE) [2]که معیارهایی برای تفاوت بین مقادیر پیش‌بینی شده و واقعی هستند و همچنین ضریب تعیین ($R^2$) استفاده شده است. با توجه به اینکه نمونه‌های آزمون به صورت تصادفی انتخاب می‌شوند، هر کدام از روش‌ها ۱۰ مرتبه اجرا شده و میانگین نتایج اجرا در جدول ۵ درج گردیده است.

**جدول ۴.** میزان خطا و دقت معیارهای مختلف اندازه‌گیری

| میانگین مطلق خطا | ریشه میانگین مربعات خطا | ضریب تعیین | احتمال آماره |
|---|---|---|---|
| ۰/۵۱ | ۰/۷۷ | ۰/۷۹ | ۰/۰۰۳ |

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج به دست آمده از میزان خطا و دقت نشان می‌دهد که شاخص‌های استخراجی با استفاده از روش لارس به همراه ارزیابی دقت الگوریتم یادگیر ماشین بردار پشتیبان میزان خطا را از لحاظ معیار میانگین مطلق خطا و ریشه میانگین مربعات خطا و ضریب تعیین به ترتیب ۰٫۵۱، ۰٫۷۷ و ۰/۷۹ نشان می‌دهد.

برای معنی‌داری نتایج به دست آمده، آزمون t تست صورت گرفت که احتمال آماره با درصد اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد، نتایج به دست آمده با توجه به معیارهای مختلف اندازه‌گیری معنادار می‌باشد.

## نتیجه‌گیری و بحث

درماندگی مالی از آخرین مراحل حیات اقتصادی شرکت‌ها می‌باشد که بر همه ذی‌نفعان شرکت اثرگذار می‌باشد و در صورت عدم‌واکنش مناسب، به ورشکستگی منجر می‌گردد. بنابراین، بهره‌گیری سیستم مالی شرکت‌ها از روش‌های پیشرفته و نوین و تحلیل نسبت‌های مالی، جهت ارائه اطلاعات مفید ضرورت دارد. تهیه اطلاعات مبتنی بر آینده، تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان گزارشهای مالی در مورد سرمایه‌گذاری، تخصیص سرمایه و یا تامین مالی را تسهیل می‌نماید.

1. Root Mean Square Deviation
2 . Mean Absolute Error

هدف این پژوهش ارائه مدلی جهت پیش‌بینی احیای مالی یا خروج از درماندگی شرکت‌های درمانده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. برای این منظور در گام اول برای به دست آوردن متغیرهای پر اهمیت و موثر در خروج از درماندگی شرکت‌ها از الگوریتم استخراج ویژگی لارس استفاده گردید و ۱۰ متغیر تاثیرگذار در خروج از درماندگی شناسایی گردید. در گام دوم برای ارزیابی دقت نتایج حاصل از متغیرهای استخراجی روش لارس از الگوریتم یادگیر ماشین بردار پشتیبان استفاده گردید. یافته-های پژوهش نشان داد مدل پژوهش با دقت ۷۴٪ زمان احیا و خروج شرکت درمانده را از درماندگی مالی به درستی پیش‌بینی می‌نماید.

نتایج حاصل از پژوهش با یافته‌های بینتی و امیر (۲۰۱۰) و یانگ کیما و شیگونگ ما (۲۰۱۶) مطابقت دارد، در حالی که با یافته‌های سیتم (۲۰۱۵) و چنچهن و منشا (۲۰۱۴) مطابقت ندارد.

بر اساس نتایج حاصل از تحلیل و برای ارتقاء و گسترش دانش در زمینه خروج از درماندگی مالی پیشنهادهای زیر ارایه می‌شود:

۱) به سرمایه‌گذاران بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود در انتخاب پرتفوی مناسب برای سرمایه‌گذاری، شرکت‌ها را از نظر سلامت مالی، درماندگی و ورشکستگی تفکیک نموده و از بین شرکت‌های درمانده، شرکتی را برای سرمایه‌گذاری انتخاب نمایند که بر اساس مدل پژوهش زمان خروج از درماندگی شرکت نسبت به سایر شرکت‌های درمانده سریع‌تر باشد. شرکت‌های درمانده در دوره مالی که احیا می‌شوند، از شرکت‌های پربازده از نظر بازده قیمتی می‌باشند و با سرمایه‌گذاری در شرکت‌های درمانده که قابلیت احیا دارند، سرمایه‌گذاران می‌توانند بازدهی مناسبی کسب نمایند.

۲) مدیران شرکتی که دارای وضعیت درماندگی مالی می‌باشد، برای تشخیص این که شرکت مورد فعالیت آنها دارای علایم بهبود و خروج از درماندگی می‌باشد یا خیر و چند سال بعد از درماندگی خارج می‌شود، می‌توانند به نتایج حاصل از پژوهش توجه نمایند که آیا به زمان خروج از درماندگی شرکت نزدیک می‌باشند و در غیر این صورت، برای بهبود وضعیت شرکت تلاش بیشتری نمایند تا از درماندگی مالی خارج شوند.

۳) به بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری توصیه می‌شود، از مدل پژوهش برای تعیین زمان خروج شرکت‌های درمانده متقاضی تسهیلات جهت تشخیص توان بازپرداخت تسهیلات اعطا شده استفاده کنند.

۴) در این مطالعه متغیرهای مالی استخراج شده از صورتهای مالی مورد استفاده قرار گرفت. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، متغیرهای بازار مانند بازده بازار، ریسک سیستماتیک، حجم معاملات در نظر گرفته شود.

۵) با توجه به شرایط حاکم ناشی از اقتصاد دولتی ممکن است به احتمال زیاد صنایع مختلف در خصوص درماندگی مالی رفتارهای متفاوتی دارا باشند. پیشنهاد می‌گردد مطالعه‌ای به تفکیک صنایع صورت گرفته و نتایج با یکدیگر مقایسه گردد.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

**References**

Barboza, F., Kimura, H., & Altman, E. (2017), "Machine learning models and bankruptcy prediction", *Expert Systems with Applications*, 83(2), 405-417.

Bibeault, D.B. (1998) Corporate Turnaround: How Managers Turn Losers into Winners, Washington, DC, Beard Books.

Binti, S & Ameer, R. (2010). Turnaround prediction of distressed companies: evidence from Malaysia. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 8(2), 143-159.

Botshekan, M. Salimi, M & Falahatgar, S. (2018). Developing a hybrid approach for financial distress prediction of listed companies in Tehran stock. *Financial Research*, 20(2), 173-192. (In Persian)

Chenchehene, j& Mensah, k. (2014). Corporate Survival: Analysis of Financial Distress and Corporate Turnaround of the UK Retail Industry. *International Journal of Liberal Arts and Social Science*: 2 (9), 18-34.

Chu-kuo Chin. (2016). Predicting corporate turnaround of listed companies in South Africa. Journal of Management, 19(2), 13-36.

Efron, B. Hastie, T. Johnstone, I. & Tibshirani, R. (2004). Least Angle Regresion. *The Annals of Statistics*, 32(2), 407–499.

Eunice, K & Maina, S. (2019). Turnaround Strategies and Performance of Dairy Companies. *International Journal of Businness & Management*, 7 (6): 284-294

Fallahpour, S. Raei, R. & Norouzian Lakvan, E. (2018). Applying Combined Approach of Sequential Floating Forward Selection and Support Vector Machine to Predict Financial Distress. *Financial Research Journal*, 20(3), 289-304. (In Persian)

Filatotchev, I. & Toms, S. (2006). Corporate Governance and Financial Constraints on Strategic Turnarounds. *Journal of Management Studies*, 43 (3): 407-433.

Fu, J. Yu, Y. Maulin, H. Chai, J. & Chang Chen, C. (2014). Feature extraction and pattern classification of colorectal polyps in colonoscopic imaging. *Computerized medical imaging and graphics*, 38 (4), 75-267.

Ghazanfari, M. Rahimi, A & Askari, A. (2018). predict the bankruptcy of domestic companies Based on Intelligent System. *Financial Accounting and Auditing Research*, 10(37), 159-193. (In Persian)

Ghazzawi, I. (2018). Organizational Turnaround: A Conceptual Framework and Research Agenda. *American Journal of Management*, 17(7), 10-24.

Kordestani, G & Tatli, R. (2013). Evaluating the predictive power of bankruptcy models. *Journal of Audit Science*, 14(55), 51-70. (In Persian)

Mehrani, S., kamyabi, Y., & ghayour, F. (2020). Effects of Accounting and Non-Accounting Indices on Financial Distress Prediction: Comparing Parametric and Non-parametric Methods. Empirical Research in Accounting, *9*(4), 49-72. (In Persian)

Rahman Seresht, H. Hasas Yeganeh. Y. Falah, M & Irandoost, M. A Strategic Model of in Crisis Firm Turnaround Process. (2013). Business Management, 6(3), 497-516. (In Persian)

Ramooz, N & Mahmoudi, M. (2017). The Prediction of the Risk of Financial Bankruptcy Using Hybrid Model in Tehran Stock Exchange. financial management strategy, 5(16), 51-57. (In Persian)

Situm, M. (2015). Recovery from distress and insolvency: A comparative analysis using accounting ratios. *Proceedings of the 6th Global Conference on Managing in Recovering Markets, GCMRM* 2015, 589-606.

Slatter, S. (1984). Corporate recovery: Successful turnaround strategies and their implementation. Singapore: Penguin Books.

Soufi, M. Homayonfar, M & Fadaei, M. (2020). Developing an Optimal Method for Financial Distress Prediction of the Firm. *Investment Knowledge*, 9(35), 85-100. (In Persian)

Tenkasi, R & Kamel, Y. (2016). To Bankruptcy and Back: Turnaround Strategies for Firm Emergence, long _ Term Survival, and Speed. In Researich in Oraganizational Change and Development. *Emerald Group Publishing Limited*, 221-259.

vaghfi, S. H. (2019). Using artificial intelligence algorithm in Financial Bankruptcy by Macro-economic and Accounting variables in listed companies for stock exchange in Tehran. Journal of Decisions and Operations Research, *4(2*), 158-173. (In Persian)

Vapnik, V. N. (1995). The Nature of Statistical Learning Theory. *Springer Verlag* New York.

Yeong, K & Shiguang, Ma. (2016). Survival prediction of distressed firms. *Journal of the Asia pacific economy*, 21(3), 418-443.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۲۱۰-۱۸۵

مقاله پژوهشی

# بررسی تأثیر افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی بر کارایی مدیریت و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها[۱]

علی بدیعی نژاد[۲]، افسانه توانگر حمزه کلائی[۳]، علی اسماعیل‌زاده مقری[۴]، نگار خسروی پور[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۵/۲۱

## چکیده

*سرمایه‌گذاران نهادی نقش مهمی را در نظارت و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی ایفا می‌کنند. این سرمایه‌گذاران با مطالبه کیفیت بالا در شیوه‌های مدیریت شرکت و افشای اطلاعات، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهند که به تصمیم‌گیری‌های آگاهانه در مورد گزینه‌های سرمایه‌گذاری منجر می‌شود.در پژوهش حاضر،تأثیر افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی بر کارایی مدیریت و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت موردبررسی قرارگرفته است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ۱۳۸ شرکت از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار طی بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ به بررسی موضوع پرداخته شد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسیونی با روش داده تابلویی و رویکرد اثرات ثابت استفاده گردید. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارایی مدیریت و تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌های دارای محدودیت در تأمین منابع مالی دارد و علی‌رغم این‌که این متغیر (افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی)تأثیری منفی بر مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌های دارای جریان‌های نقدی آزاد بالا دارد لیکن این اثر معنی‌دار نمی‌باشد؛ همچنین، نتایج پژوهش حاکی از آن است که افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران نهادی تأثیر معنی‌داری بر کارایی مدیریت و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ندارد.*

**واژگان کلیدی**: سرمایه‌گذاران نهادی، افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت، کارایی مدیریت و مخارج سرمایه‌گذاری.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *G11، M41*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.30324.2326

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: badieea@gmail.com

۳. استادیار، گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: atstudents2012@yahoo.com

۴. دانشیار، گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.Email: .Alies35091@gmail.com

۵. استادیار، گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.Email: N_khosravipour@yahoo.com

**مقدمه**

یک واقعیت برجسته در توسعه بازارهای مالی طی پنج دهه گذشته، روند رو به رشد مالکیت سهامداران نهادی در سراسر کشورها بوده است. حضور و سطح نگهداری سهام توسط سرمایه‌گذاران نهادی در بازارهای نوظهور به میزانی مشابه آنچه امروز در اقتصادهای توسعه‌یافته مشاهده‌شده است، افزایش‌یافته است (آلروز، جارا و پامبو[1]، ۲۰۱۸، ص۴۰).در پیامدهای رشد چشمگیر سرمایه‌گذاری نهادی و تأثیر آن بر رفتار شرکت شناخت کمی وجود دارد. بحران مالی جهانی یک محیط منحصربه‌فرد برای تعیین پیامدهای سرمایه‌گذاران نهادی و تأثیر آن‌ها روی مدیریت شرکت و رفتار هیات مدیره در دوره پیش روی بحران فراهم می‌کند. کاشیاپ، راجان و استین[2] (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که بحران مالی جهانی ناشی از ریسک‌پذیری بیش‌ازحد است و اهمیت نظارت بر ریسک را تأکید می‌نمایند. مطالعات، اثر علی مالکیت نهادی روی شفافیت شرکت و تولید اطلاعات (بونی و وایت[3]، ۲۰۱۵)، سیاست پرداخت (کرانی[4] و دیگران، ۲۰۱۶)،حاکمیت شرکت (آپیل، گورملی و کیم[5]، ۲۰۱۶، اشمید و فالن برک[6]، ۲۰۱۷) و افشای شرکت (بیرد و کارولی[7]، ۲۰۱۶) را مستند کرده‌اند.برتراند و مولیانازان[8](۲۰۰۳) نشان دادند مدیرانی که نظارت نمی‌شوند به‌گونه‌ای رفتار و فعالیت می‌کنند که کارایی مدیریت را فدای زندگی آرام و خوش‌گذرانی خود می‌کنند. بغدادی، بهاتی، نگوین و پودولسکی[9](۲۰۱۸) بیان می‌کنند سرمایه‌گذاران نهادی به‌طور ایده‌آل برای نظارت و اثرگذاری بر مدیران ایجاد می‌شوند. نقشی که سهامداران نهادی در اثرگذاری روی مدیران و تغییر انگیزه‌هایشان ایفا می‌کنند توسط آخوین، اگیین و زینگیلس[10] (۲۰۱۳) بیان می‌کنند در صورت حضور مالکیت بالای سرمایه‌گذاران نهادی، مدیران با احتمال بیشتری سرمایه‌گذاری و تعقیب پروژه‌های نوآوری ریسکی را دنبال می‌کنند، تأکید می‌شود. این گروه از سرمایه‌گذاران بزرگ، انگیزه‌ها و منابع لازم برای نظارت مدیریت و کاهش تضادهای نمایندگی میان مدیران و سهامداران و درنتیجه افزایش ارزش سهام رادارند؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران نهادی نقش مهمی را در نظارت و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی ایفا می‌کنند(بغدادی و همکاران، ۲۰۱۸، ص۲۴). به‌طورکلی، نظارت سرمایه‌گذاران نهادی، با بهبود حاکمیت شرکت، ارزش بلندمدت شرکت را افزایش می‌دهد. بااین‌حال، سرمایه‌گذاران نهادی یکسان نیستند. این سرمایه‌گذاران ویژگی‌های متفاوتی دارند، در معرض سطوح مختلف مقررات قرار دارند و درجات مختلفی از فعالیت‌های حاکم بر شرکت را به نمایش می‌گذارند (کیم، کیم، منتیکان و سونگ[11]، ۲۰۱۹، ص۱۹۶). ترجیحات افق

.1 Alvarez, Jara and Pombo
2. Kashyap, Rajan and Stein
3. Boone and White
4. Crane et al
5. Appel, Gormley and Keim
6. Schmidt and Fahlenbrach
7 . Bird and Karolyi
8. Bertrand and Mullainathan
9. Baghdadi, Bhatti, Nguyen and Podolski
10. Aghion, Vanreenen and Zingales
11. Kim, Kim, Mantecon and Song

سرمایه‌گذاری یکی از ابعاد اصلی تفاوت میان سرمایه‌گذاران نهادی است. این ترجیحات نه‌تنها روی استراتژی‌های تجاری سرمایه‌گذاران نهادی بلکه روی انگیزه‌ها و توانایی آن‌ها برای نظارت بر تصمیمات مدیریتی نیز تأثیرگذار می‌باشند. سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت انگیزه کمتری برای شرکت در نظارت کارآمد دارند زیرا آن‌ها بیشتر تمایل به معامله و خریدوفروش سهام‌دارند و ممکن است قدرت چانه‌زنی ضعیف‌تری داشته باشند. در عوض، سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت می‌توانند با نظارت بر مدیران، نقش حاکمیت شرکتی فعال‌تری را بر عهده بگیرند که این امر می‌تواند بر سیاست‌های شرکت اثر بگذارد. در یک بررسی اخیر از سرمایه‌گذاران نهادی، مک کاری و همکاران[1] (۲۰۱۴) دریافتند که اگرچه حاکمیت شرکتی برای همه سرمایه‌گذاران نهادی مهم است، اما این سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت هستند که تمایل دارند با مشارکت بیشتری در فعالیت سهامداری و نظارت بر مدیران شرکت نسبت به همتایان کوتاه‌مدت خود فعالیت بیشتری داشته باشند (بوبیکر، چورو و سادی[2]، ۲۰۱۹، ص۳۸۴).سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت تمایل به نظارت برای ارتقاء سیاست‌هایی باهدف افزایش ارزش بلندمدت شرکت دارند. از طرف دیگر، سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت با تأثیرگذاری بر سیاست‌های شرکت‌ها و بهره‌برداری از مزیت اطلاعاتی خود، به دنبال سود معاملات کوتاه‌مدت هستند که این می‌تواند به ارزش بلندمدت شرکت آسیب برساند. یان و ژانگ[3] (۲۰۰۹)، در بررسی نقش‌های اطلاعاتی سرمایه‌گذاران نهادی با افق‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت دریافتند که نهادی‌های کوتاه‌مدت نسبت به نهادی‌های بلندمدت مطلع‌تر هستند و آن‌ها برای بهره‌برداری از مزیت اطلاعاتی‌شان فعال‌تر هستند و بیان می‌کنند این یافته با این ایده سازگاری دارد که بازار سهام از لحاظ اطلاعاتی کارایی دارد زیرا نهادی‌های کوتاه‌مدت باید منابع را در جمع‌آوری، ارزیابی و معامله بر اساس اطلاعات هزینه کنند.بااین‌حال، توجه، منبع در عرضه محدود است. اگر سهامداران نهادی، توجه خود را از یک بنگاه اغفال کنند، این محدودیت‌های نظارت را تضعیف می‌کند و مدیران برای به حداکثر رساندن مزایای خصوصی، از آزادی بیشتری برخوردارمی شوند. درواقع، هنگامی‌که مدیران مشاهده کنند سهامداران اغفال‌شده‌اند آنگاه پروژه‌های حداکثر سازی منافع شخصی را آغاز می‌کنند. به عبارت ساده‌تر، مدیران به نظارت محدودشده سرمایه‌گذارانی که توجه و تمرکزشان در جای دیگری است، پاسخ می‌دهند و به سرمایه‌گذاری‌هایی که مزایای خصوصی آن‌ها را به هزینه سهامداران حداکثر می‌کند روی می‌آورند.ازاین‌رو، می‌توان انتظار داشت سرمایه‌گذاران نهادی مختلف با توجه به اهداف سرمایه‌گذاری خود و میزان نظارتی که بر شرکت‌ها دارند، کارایی مدیران شرکت‌ها را به‌گونه‌ای متفاوت تحت تأثیر قرار دهند. در همین راستا، بغدادی و همکاران (۲۰۱۸) با بررسی این‌که آیا کارایی مدیریت به نظارت سهامداران نهادی حساس است، دریافتند که مالکیت نهادی به‌طور مثبتی با کارایی مدیریت وابسته می‌باشد. آن‌ها، اهمیت سهامداران نهادی را در تقویت تلاش مدیریتی برای ایجاد و تولید درآمد می‌دانند و بیان می‌کنند چنانچه

1. Mccahery et al
2. Boubaker, Chourou and Saadi
3. Yan and Zhang

کارایی مدیریت یک عامل کلیدی برای عملکرد مؤثر باشد به نظر می‌رسد اثر مثبتی که سهامداران نهادی روی کارایی مدیریت دارند از اهمیت واقعی اقتصادی برخوردار باشد(بغدادی و همکاران،۲۰۱۸، ص ۲۹)؛ ازاین‌رو،این‌که تا چه میزان و چه زمانی فعالیت سهامداران می‌تواند عملکرد و ارزش شرکت را بهبود بخشد؟ تا چه حد و چه زمانی فعالیت سهامدار، تحریف‌هایی تولید می‌کند که موضوعات را بدتر می‌سازد؟ سؤالاتی هستند که هنوز حل‌نشده باقی‌مانده‌اند.

از سویی دیگر، به خاطر تضاد منافع میان مدیران و سهامداران، مدیران شرکت‌ها ممکن است به‌طور کارا سرمایه‌گذاری نکنند(وارد، ین و زانگ[1]، ۲۰۱۷، ص۳).درحالی‌که مطالعات نشان می‌دهند سرمایه‌گذاران نهادی با مطالبه کیفیت بالا در شیوه‌های مدیریت شرکت و افشای اطلاعات، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهند که به تصمیم‌گیری‌های آگاهانه در مورد گزینه‌های سرمایه‌گذاری منجر می‌شود(آلروز و همکاران، ۲۰۱۸، ص۶۰)؛ بنابراین، ازآنجاکه سرمایه‌گذاری با عدم کارایی بالاتر با عملکرد شرکتی پایین‌تر متعاقب آن وابسته می‌باشد، درک این‌که آیا و چگونه سرمایه‌گذاران نهادی با فعالیت‌های نظارتی تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت را بهبود می‌بخشند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است(وارد و همکاران، ۲۰۱۷، ص۳).

از طرفی با توجه به رشد جهانی سرمایه‌گذاران نهادی و نیز نقش گسترده و روزافزون آن‌ها در بازارهای سرمایه، مطالعات مختلفی که در زمینه ی سرمایه‌گذاران نهادی توسط پژوهشگران مختلف صورت گرفته است عمدتاً نتایج متفاوتی را به همراه داشته است که این تفاوت در نتایج می‌تواند ناشی از عدم ملاحظه ناهمگونی سرمایه‌گذاران نهادی و نیز استفاده از متغیر سرمایه‌گذاران نهادی به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های حاکمیت شرکتی (عدم ملاحظه متغیر سرمایه‌گذاران نهادی به‌تنهایی به‌عنوان یک متغیر) و مواردی از این قبیل باشد؛ بنابراین، در این پژوهش تلاش می‌شود تا با در نظر گرفتن افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، تأثیر ناهمگونی این سرمایه‌گذاران بر کارایی مدیران و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها مورد بررسی قرار گیرد.

## مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

سرمایه‌گذاران نهادی یک جزء مهم از بازارهای سرمایه، به‌ویژه در زمان افزایش ریسک، هستند.این سرمایه‌گذاران در مقایسه با سرمایه‌گذاران جزء، نقش فعال‌تری در فعالیت‌های شرکت ایفا می‌کنند(وارد و همکاران، ۲۰۱۷، ص۷). نه‌تنها تلاش سرمایه‌گذاران نهادی برای اثرگذاری بر سیاست‌های شرکت‌ها، بلکه حضور آن‌ها به بهبود کارایی بازار سهام برای کاهش تضادهای نمایندگی و وادار کردن مدیران به تولید ثروت بیشتر برای سهامداران کمک می‌کند(سکای و جوری[2]، ۲۰۱۹، ص ۱۱). درواقع، توانایی سرمایه‌گذاران نهادی برای جمع‌آوری اطلاعات با تحریک معاملات کارآمد، ارزیابی درست ریسک و یک سیستم حاکمیت شرکتی قوی به توسعه بازار سرمایه کمک می‌کند (آلروز و همکاران، ۲۰۱۸، ص۴۰). بااین‌وجود، تفاوت‌های

1. Ward, yin and zeng
2. Sakaki and Jory

معنی‌داری میان سرمایه‌گذاران نهادی و زمینه‌های نهادی که آن‌ها دارند، وجود دارد. هاچینسون، سیمر و چاپل[1] (۲۰۱۵) نشان دادند که در طی دوره افزایش ریسک (انحراف معیار بازده‌ها)، اندازه سرمایه‌گذار نهادی به‌طور مثبتی به شرکت‌های با ریسک بالا و شرکت‌های باکیفیت حاکمیت بالا وابسته می‌باشد. آن‌ها نیز بیان کردند که یک وابستگی مثبت بین ریسک و عملکرد بسته به نوع و اندازه سرمایه‌گذاری نهادی وجود دارد. به‌ویژه در بررسی ترجیحات سرمایه‌گذاری و اولویت‌های سرمایه‌گذاران نهادی، میان انگیزه‌های دو نوع متفاوت سرمایه‌گذاران نهادی تمایز قائل شدند. فیچ، هارفورد و تران[2] (۲۰۱۵)، استدلال می‌کنند که محدودیت منابع این حس را در سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند تا برای رسیدن به بزرگ‌ترین موقعیت در پرتفوی‌شان، تلاش بیشتری انجام دهند. بغدادی و همکاران (۲۰۱۸) و فیچ و همکاران(۲۰۱۵) نیز بیان می‌کنند که تلاش‌هایی که سرمایه‌گذاران نهادی در جهت نظارت شرکت‌های موجود در پرتفوی‌شان دیکته می‌کنند، به چگونگی اهمیت شرکت برای پرتفوی‌شان بستگی دارد؛درنتیجه، فعالیت‌های نظارتی سرمایه‌گذاران نهادی روی شرکت‌هایی که بخش بزرگ‌تری از پرتفوی‌شان را در آن‌ها سرمایه‌گذاری کرده‌اند، متمرکز می‌شود. علاوه بر این، رویکرد نظارت نیز نشان می‌دهد وقتی مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی به‌صورت عمده باشد، انگیزه‌های بیشتری برای جمع‌آوری اطلاعات، نظارت مدیران و سرمایه‌گذاری بیشتر و بهتری را برای بهبود ارزش شرکت تقاضا می‌کنند؛ بنابراین،سرمایه‌گذاران نهادی که یک بخش بزرگی از پرتفوی‌شان را در یک شرکت مشخص سرمایه‌گذاری می‌کنند و آن‌هایی که افق سرمایه‌گذاری بلندمدت دارند قادر به ارائه نظارت مؤثر و فعال بر مدیریت هستند. بغدادی و همکاران (۲۰۱۸) بیان می‌کنند سرمایه‌گذاران نهادی که با احتمال بیشتری در نظارت مشارکت دارند، مانند سهامداران نهادی که بخش بزرگی از پرتفوی‌شان را در یک شرکت خاص سرمایه‌گذاری می‌کنند، اثر مثبتی روی کارایی مدیریت دارند و بیانگر آن است که سرمایه‌گذاران نهادی در اعمال فشار روی مدیران مؤثرند.مطالعات موجود نشان می‌دهند که مدیران توانمندتر پیش‌بینی‌های سود صحیح‌تری ارائه می‌نمایند (دیمرجان[3]، ۲۰۱۳، بیک، فاربر و لی[4]، ۲۰۱۱) و خلاق‌ترند (چن، پودولسکی و ویورگاون[5] ۲۰۱۵)، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهند (چمنر و پیگووز[6]، ۲۰۰۵) و سرمایه‌گذاری‌های منطقی‌تری انجام می‌دهند (برتراند و اسچوار[7]،۲۰۰۳، چن و لی[8]، ۲۰۱۱)؛ بنابراین، مدیران توانمندتر، کارایی بالاتری خواهند داشت(بغدادی و همکاران، ۲۰۱۸، ص۲۳).

از طرف دیگر، اقتصاددانان مالی از دیرباز در مطالعه نقش و کارایی مدیران در شرکت‌ها از دو نظریه متقابل ناسازگار تحت عنوان قراردادهای کارا و جستجوی رانت بهره جسته‌اند. بر اساس نظریه قراردادهای کارا، هدف از انتخاب مدیران کارا، حداکثر کردن منافع و ثروت سهامداران است (قرارداد کارا، قراردادی است که به حداقل کردن

1. Hutchinson, Seamer and Chapple
2. Fich, Harford and Tran
3. Demerjian
4. Baik, Farber and Lee
5. Chen, Podolski and Veeraraghavan
6. Chemmanur and Paeglis
7. Bertrand and Schoar
8. Chen and Lee

هزینه‌های نمایندگی منجر شود). مدیران با توانایی بالاتر، آگاهی بیشتری در خصوص وضعیت آتی شرکت، صنعت و روندهای اقتصادی دارند. به‌عبارت‌دیگر، این مدیران با انجام برآوردها و قضاوت‌های دقیق‌تر (اقلام تعهدی باکیفیت بالاتر)، عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از مشکلات نمایندگی و درنتیجه، هزینه پایش مدیران را کاهش داده و این به‌گزینش صحیح پروژه‌ها منجر می‌شود که بهبود عملکرد شرکت و افزایش ثروت سهامداران و به‌تبع آن کاهش ریسک و هزینه‌های تأمین مالی شرکت را در پی خواهد داشت. درحالی‌که بر اساس نظریه جستجوی رانت (سوءاستفاده از رانت موقعیتی) استدلال می‌شود مدیران مستعد بر ارتقای موقعیت شخصی‌شان بیش‌ازحد تأکید داشته و در این راه اقداماتی را اتخاذ می‌کنند که ممکن است هزینه‌های نمایندگی را افزایش دهد؛ بنابراین، توانایی و استعداد مدیران بر اساس این دو دیدگاه می‌تواند برای ارزش شرکت مضر یا سودمند باشد. لذا اگر مکانیزمی وجود داشته باشد که بتواند توانایی مدیران را در جهت افزایش ارزش شرکت و ثروت سهامداران سوق دهد تا حدود زیادی می‌تواند از سوءاستفاده مدیران از رانت موقعیتی خود و درنتیجه، کاهش ارزش شرکت جلوگیری نماید (بادآور نهندی و حشمت، ۱۳۹۷، ص۹۵). چنین مکانیسمی می‌تواند از طریق نظارت سرمایه‌گذاران نهادی و نقشی که آن‌ها در بهبود حاکمیت شرکتی دارند، فراهم شود.سکای و جوری (۲۰۱۹) با بررسی تأثیر ثبات مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی بر سطح نوآوری شرکت‌های سرمایه‌گذاری دریافتند که بین ثبات مالکیت سهام سرمایه‌گذاران نهادی و سطح نوآوری شرکت‌های سرمایه‌گذاری آن‌ها ارتباط مستقیمی وجود دارد و این بیان‌کننده اطمینان بخشی سرمایه‌گذارانی که برخلاف فلسفه معامله و تجارت، فلسفه سرمایه‌گذاری خرید و نگه‌داشتن را اتخاذ می‌کنند، به مدیران در خصوص بهره‌مندی از حمایت سرمایه‌گذاران نهادی بلندمدت محور است. بوشی[1] (۱۹۹۸) نشان داد که سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت با تصمیمات سرمایه‌گذاری کوته‌بینانه مدیران به‌طور مثبتی وابسته می‌باشند.مطالعات در مورد عوامل تعیین‌کننده مالکیت نهادی تأکید می‌کنند که استانداردهای حاکمیت شرکتی شرکت‌ها در توضیح ورود سرمایه‌گذاران نهادی، ماندگاری و میزان دارایی‌های آن‌ها حائز اهمیت هستند. تأثیر حضور سرمایه‌گذاران با افق بلندمدت می‌تواند تقاضای سرمایه‌گذاری جاری شرکت‌ها و تمرکز روی حاکمیت خوب شرکتی و عملکرد بلندمدت را توضیح دهد؛ بنابراین، افزایش توانایی سهامداران در کنترل و نظارت فعالیت مدیران منجر به کاهش هزینه‌های پایش مدیریت و درنتیجه، اجبار مدیران به انتخاب پروژه‌های مناسب و کارا برای سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن کاهش ریسک و هزینه‌های تأمین مالی شرکت را در پی خواهد داشت.

در یک بازار سرمایه کامل و بدون هیچ‌گونه اصطکاک (میلر و مودیلیانی، ۱۹۸۵)، تصمیمات سرمایه‌گذاری و تأمین مالی مستقل از هم هستند. تئوری سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک پیش‌بینی می‌کند که تنها عامل تعیین‌کننده سیاست‌های سرمایه‌گذاری یک شرکت، فرصت‌های رشد آن است. با توجه به این چارچوب ایده آل، سطح مطلوب سرمایه‌گذاری زمانی حاصل می‌شود که سود نهایی سرمایه‌گذاری جدید با مبلغ هزینه نهایی این سرمایه‌گذاری و هزینه تعدیل سرمایه برابر باشد. با این‌حال، سرمایه‌گذاری واقعی شرکت معمولاً به دلیل اصطکاک‌های بازار سرمایه از قبیل هزینه‌های تأمین مالی خارجی، تضاد منافع میان مدیران و سهامداران، عدم تقارن اطلاعاتی، خوش‌بینی یا بدبینی مدیریتی از سطح مطلوب انحراف دارد.

1. Bushee

مطالعات پیشین نشان دادند که سرمایه‌گذاری با عدم‌کارایی بالاتر با عملکرد شرکتی پایین‌تر متعاقب آن وابسته می‌باشد؛ بنابراین، سهامداران شرکت برای نظارت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران انگیزه قوی دارند. بحث نظارت تأثیر سودمند سرمایه‌گذاران نهادی بر ارزش شرکت را تأکید می‌کند. این تأثیر سودمند می‌تواند از توانایی سرمایه‌گذار نهادی برای تضعیف موضوعات اطلاعات نامتقارن، اثرگذاری موفقیت‌آمیز روی مدیران برای اتخاذ تصمیمات تولیدکننده ارزش و نیز اجتناب از مشکلات سرمایه‌گذاری بیش از حد بهینه ناشی شود. ترغیب سرمایه‌گذاران نهادی برای نظارت باید به‌طور مثبتی با مزایای نظارت و به‌طور منفی با هزینه‌های نظارت وابسته باشد (وارد و همکاران، ۲۰۱۷، ص۷). اثربخشی نظارت به میزان مالکیت سرمایه‌گذاران بلندمدت بستگی دارد. اگر اثر نظارت حاکم باشد، سرمایه‌گذاران نهادی بلندمدت از سیاست‌های سرمایه‌گذاری غیربهینه مانند سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد بهینه جلوگیری خواهند کرد. تخصیص یک سهم بالاتر از یک پرتفوی نهادی به یک شرکت خاص، به مزایای نظارتی بالاتر آن شرکت وابسته است. بوشی و همکاران[1] (۲۰۱۴) بیان می‌کنند با حضور سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت، مدیران تمایل دارند سودهای مورد انتظار نزدیک‌ترین دوره را بیش نمایی کنند؛ ازاین‌رو، فشار برای عملکرد کوتاه‌مدت که توسط سرمایه‌گذاران کوتاه‌مدت تحمیل‌شده است باعث می‌شود که مدیران ارزش بلندمدت شرکت را برای دستیابی به سود کوتاه‌مدت قربانی کنند. این استدلال با تقاضای سرمایه‌گذاری برای پاسخگویی به بازده‌های کوتاه‌مدت سازگار است. آلروز و همکاران (۲۰۱۸) با بررسی تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی عمده بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت، دریافتند که سرمایه‌گذاران نهادی مستقل، بلندمدت و محلی باعث افزایش نسبت سرمایه‌گذاری می‌شوند و این با نقش نظارتی و فرضیه‌های مداخله قابل‌ملاحظه سهامداران عمده سازگار است (آلروز و همکاران، ۲۰۱۸، ص ۵۹). به‌عبارت‌دیگر، اگر یک شرکت اهمیت بیشتری برای پرتفوی سرمایه‌گذار نهادی داشته باشد باید موردتوجه بیشتری قرار گیرد؛ بنابراین، می‌توان فرض کرد که یک سطح بهینه توجه وجود خواهد داشت که از طریق تعامل بین هزینه و منافع نظارت تعیین می‌شود. از طرفی، هنگامی‌که عرضه توجه محدود است هزینه فرصت توجه، نباید در تعامل بین هزینه و منافع نظارت نادیده گرفته شود (وارد و همکاران، ۲۰۱۷، ص۷). اگر سرمایه‌گذاران نهادی شرکت‌هایی که ذخیره‌های نقدی یا جریان‌های نقدی آزاد بالاتری دارند و درنتیجه، برای سرمایه‌گذاری بیشتر از حد بهینه، مستعدتر هستند را به‌طور مؤثری نظارت کنند، مخارج سرمایه‌گذاری کمتری را تقاضا خواهند کرد و از این طریق مشکل سرمایه‌گذاری بیشتر از حد بهینه را در این‌گونه شرکت‌ها کاهش می‌دهند.

تحقیقات پیشین نشان دادند که دو مشکل نمایندگی منجر به سرمایه‌گذاری کمتر از حد بهینه می‌شود. ازیک‌طرف، یافتن پروژه‌های دارای ارزش فعلی خالص مثبت،برای مدیران زمان و تلاش زیادی را تلف می‌کند. درحالی‌که اگر حاکمیت شرکتی قوی وجود نداشته باشد مدیران ممکن است از زندگی آرام لذت ببرند. نظارت سرمایه‌گذاران نهادی ممکن است این نوع بی‌حالی و خوش‌گذرانی مدیران را کاهش دهد.از طرف دیگر، مدیران به‌منظور اجتناب از احتمال خدشه‌دار شدن شهرت و امنیت شغلی خود ممکن

1. Bushee et al

است در پروژه‌های دارای ارزش فعلی خالص مثبت، سرمایه‌گذاری نکنند. لذا سرمایه‌گذاران نهادی به دلیل داشتن آگاهی حرفه‌ای‌تری از نوسان سودآوری نسبت به دیگر سرمایه‌گذاران، ممکن است نگرانی‌های شغلی مدیران را کاهش داده و فعالیت‌های نوآوری شرکت را افزایش دهند.علاوه بر این دو توصیف مبتنی بر مشکل نمایندگی، شرکت‌ها ممکن است به دلیل مشکل بدهی بیش‌ازحد، از فرصت‌های سرمایه‌گذاری دارای ارزش فعلی خالص مثبت استفاده نکنند. سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند با کاهش هزینه استقراض شرکت، مشکل بدهی بیش‌ازحد را کاهش دهند (وارد و همکاران، ۲۰۱۷، ص۸)؛ بنابراین، ازآنجاکه شرکت‌های دارای سطح اهرم مالی بالاتر، محدودیت‌های تأمین مالی بیشتری دارند و درنتیجه، برای سرمایه‌گذاری کمتر از حد بهینه مستعدتر هستند. در چنین شرایطی،اگر انگیزه‌های نظارتی وجود داشته باشد سرمایه‌گذاران نهادی در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری کمتر از حد بهینه دارند مخارج سرمایه‌گذاری بزرگ‌تری را تقاضا خواهند کرد(آلروز، ۲۰۱۸، ص۲۶)؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند مشکل سرمایه‌گذاری کمتر از حد بهینه را با نظارت مؤثر و درنتیجه کاهش نگرانی‌های شغلی مدیران و نیز کاهش هزینه‌های استقراض شرکت، مرتفع سازند.

## پیشینه پژوهش

ارهمجمز و هوان (۲۰۱۹) با بررسی رابطه بین افق مالکیت نهادی، مسئولیت اجتماعی شرکت و ارزش سهامدار دریافتند که سرمایه‌گذاران نهادی با افق‌های سرمایه‌گذاری طولانی‌تر (کوتاه‌تر)، گزارشگری مسئولیت اجتماعی را در سطح شرکت ارتقاء (تنزل) می‌دهند. علاوه بر این، بالاتر بودن نسبت مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی بلندمدت، اثرات گزارشگری مسئولیت اجتماعی شرکت روی بازده‌های خرید و نگهداری بلندمدت را بیشتر می‌کند.

کیم و همکاران(۲۰۱۹) با بررسی تأثیر افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی بر هزینه‌های نمایندگی بدهی‌ها، دریافتند که افق سرمایه‌گذاری بلندمدت (کوتاه‌مدت) سرمایه‌گذاران نهادی به‌طور منفی (مثبت) با تعداد قراردادهای وام وابسته است و بانک‌ها نرخ بهره اسپرید بالاتری را برای وام‌های پرداختی به شرکت‌های دارای مالکیت بالاتر سرمایه‌گذاران نهادی دارای افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت مطالبه می‌کنند.

یورینگ، جین لینگ و زان[1] (۲۰۱۹) با بررسی این‌که سهامداران نهادی چگونه به اثرات تصمیمات شرکت در مورد حذف یا کاهش مخارج تحقیق و توسعه توجه می‌کنند؛ دریافتند که سهامداران اغفال‌شده با احتمال بیشتری درگیر رفتار کوتاه‌مدت یعنی حذف مخارج تحقیق و توسعه هستند و پیشنهاد کردند که توجه منبع کلیدی برای سهامداران نهادی برای نظارت مؤثر شرکت‌ها و بنابراین، کاهش کوته‌بینی مدیران است.

بوبیکر و همکاران (۲۰۱۹) با بررسی تأثیر افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی بر تصمیمات تأمین مالی شرکت‌های ایالات‌متحده، دریافتند که افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی با

1. Yueting, Jianling and Xuan

احتمال انتشار بدهی و سهام توسط شرکت‌ها وابستگی منفی دارند و شرکت‌های دارای افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی، تأمین مالی از طریق بدهی را به سهام ترجیح می‌دهند و این سرمایه‌گذاران تمایل به انتشار بدهی‌های با سررسید کوتاه‌تر توسط شرکت‌ها دارند.

کیم و همکاران (۲۰۱۸) با بررسی تأثیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی روی فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت در ایالات‌متحده دریافتند که سرمایه‌گذاران نهادی فعال دارای افق بلندمدت، فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت را افزایش می‌دهند لیکن سرمایه‌گذاران نهادی منفعل دارای افق بلندمدت تأثیر معنی‌داری روی این فعالیت‌ها ندارند. آن‌ها پیشنهاد کردند سرمایه‌گذاران نهادی با افق بلندمدت انگیزه بیشتری برای نظارت مدیران شرکت‌ها دارند که منجر به مشارکت مدیران در فعالیت‌های متنوع مسئولیت‌پذیری اجتماعی می‌شود.

بغدادی و همکاران (۲۰۱۸) با بررسی این‌که آیا کارایی مدیریت در ایجاد درآمد به نظارت سهامداران نهادی وابسته است با استفاده از نمونه‌ای از شرکت‌های ایالات‌متحده طی سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۵ دریافتند که مالکیت نهادی اثر مثبتی روی کارایی مدیریت دارد و نظارت سهامداران نهادی از طریق افزایش حساسیت پرداخت به عملکرد بالاتر به بهبود کارایی مدیریت کمک می‌کند.

وارد و همکاران (۲۰۱۷) با بررسی این‌که آیا شرکت‌های دارای توجه (نظارت) بالاتر سرمایه‌گذار نهادی، تصمیمات سرمایه‌گذاری کاراتری اتخاذ می‌کنند؟ با در نظر گرفتن این فرض که سرمایه‌گذاران نهادی انگیزه بیشتری برای نظارت شرکت‌هایی دارند که بیشتر از ۱۰٪ ارزش پرتفوی‌شان را تشکیل می‌دهند؛ دریافتند شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاران نهادی با نظارت ترغیب شده بالاتر، انحراف کمتری از سطوح سرمایه‌گذاری پیش‌بینی‌شده دارند. علاوه بر این، این محققین نشان دادند سرمایه‌گذاران نهادی دارای نظارت ترغیب شده، سرمایه‌گذاری بیشتر از حد بهینه جریان‌های نقدی آزاد را کاهش می‌دهند.

زانگ و همکاران (۲۰۱۷) با بررسی وابستگی میان مالکیت نهادی استراتژیک و کیفیت سود دریافتند یک وابستگی مثبت میان مالکیت نهادی استراتژیک و کیفیت سود وجود دارد. هاچینسون و همکاران (۲۰۱۳) با بررسی این‌که آیا میان سرمایه‌گذاران نهادی ازنظر اثرگذاری روی مدیریت و عملکرد تفاوتی وجود دارد، دریافتند نسبت سهام در تملک سرمایه‌گذاران نهادی به‌طور مثبتی به رتبه‌بندی حاکمیت شرکتی، ریسک و سودآوری شرکت وابسته می‌باشد.

نوروزی نصر و همکاران (۱۳۹۸) با بررسی تأثیر مالکیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری (به‌عنوان سرمایه‌گذاران نهادی) بر نقدشوندگی سهام دریافتند بین درصد مالکیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری و نقدشوندگی سهام رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

بادآورنهندی و حشمت (۱۳۹۷) با بررسی اثر سازوکار حاکمیت شرکتی بر ارتباط بین توانایی مدیران و ایجاد ارزش برای سهامداران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ دریافتند توانایی مدیران با

ارزش ایجادشده برای سهامداران ارتباط مثبت دارد و سازوکارهای حاکمیت شرکتی نیز این ارتباط مثبت را تشدید می‌کند.

مرادی و همکاران (۱۳۹۶)، با بررسی ارتباط افق سرمایه‌گذاری سهامداران نهادی و محتوی اطلاعاتی سودهای تقسیمی غیرمنتظره دریافتند افق دید سهامداران نهادی در حالت کلی و افق دید کوتاه‌مدت و بلندمدت آنان بر سود تقسیمی غیرمنتظره به‌عنوان معیاری از محتوی اطلاعاتی سودهای غیرمنتظره، تأثیر معکوس و معنی‌داری دارد لذا بهبود افق سرمایه‌گذاران نهادی باعث کاهش اختلاف مقدار سود پیش‌بینی‌شده و سود تقسیمی واقعی می‌گردد.

بزاز زاده و همکاران (۱۳۹۵) با بررسی واکنش سرمایه‌گذاران بازار بورس اوراق بهادار تهران و نقش سرمایه‌گذاران نهادی در تعدیل این واکنش برای دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ دریافتند بازار در اکثر موارد نسبت به اطلاعات نامشهود واکنش بیش از واقع نشان داده است با انتشار اخبار جدید، انتظارات تعدیل گردیده است و در شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاران نهادی بیشتر، واکنش بیش‌ازاندازه بیشتری از سوی سرمایه‌گذاران مشاهده گردید.

ستایش و ابراهیمی میمند (۱۳۹۴) با بررسی رابطه بین نوع مالکیت نهادی و کیفیت افشا در بورس تهران دریافتند انواع مالکان نهادی به‌گونه‌ای متفاوت بر کیفیت افشاء اثر می‌گذارند به‌گونه‌ای که بین مالکیت نهادی اختصاصی و کیفیت افشاء رابطه مثبت و معنی‌دار، بین مالکیت نهادی گذرا و کیفیت افشاء رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد ولی بین مالکیت نهادی شبه شاخصی و کیفیت افشاء رابطه معنی‌داری یافت نشد.

## فرضیه‌ها

فرضیه اول: افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، کارایی مدیریت را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

فرضیه دوم: افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در شرکت‌های دارای جریان‌های نقدی آزاد بالا را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

فرضیه سوم: افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در شرکت‌های دارای محدودیت‌های تأمین مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

## روش‌شناسی پژوهش

ازآنجاکه این پژوهش روابط بین متغیرها را بررسی می‌کند از نوع پژوهش‌های همبستگی است و با توجه به این‌که نتایج این پژوهش می‌تواند در تصمیم‌گیری افراد استفاده شود در گروه پژوهش‌های کاربردی طبقه‌بندی می‌شود. جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ است. برای تعیین نمونه از روش حذف سیستماتیک استفاده‌شده است. نمونه انتخابی شامل شرکت‌هایی است که دارای شرایط زیر هستند:

به‌منظور جلوگیری از ناهمگن شدن نمونه، سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند هر سال باشد. شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها به دلیل ماهیت متفاوت عملیات آن‌ها نباید جزء نمونه

انتخاب‌شده باشند. اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها به‌طور کامل و پیوسته در دسترس باشد. با در نظر گرفتن این شرایط، تعداد ۱۳۸ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ انتخاب شد. داده‌های موردنیاز این پژوهش مبتنی بر اطلاعات بازار سهام و صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از طریق سایت کدال و نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری‌شده است و برای تجزیه‌وتحلیل فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره، آماره‌های F و t و همچنین نرم‌افزار ایویوز[1] نسخه (۹) استفاده‌شده است.

در این بخش ابتدا مدل‌های استفاده‌شده برای آزمون فرضیه‌ها معرفی‌شده و سپس، نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش توضیح داده‌شده است. مدل پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه‌اول، با در نظر گرفتن افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی برگرفته از پژوهش بغدادی و همکاران (۲۰۱۸) و برای آزمون فرضیه‌های دوم و سوم برگرفته از پژوهش آلروز و همکاران(۲۰۱۸) به شرح زیر می‌باشند:

مدل آزمون فرضیه اول پژوهش:

$$MA\ Score_{it} = \beta_0 + \beta_1 longnv_{it-1} + \beta_2 short\ inv_{it-1} + \beta_z Controls_{it-1} + \mathcal{E}_{it} \quad (۱)$$

مدل آزمون فرضیه دوم پژوهش:

$$Inv_{it} = \beta_1 inv_{it-1} + \beta_2 longinv_{it} + \beta_3 longinv_{it}^2 + \beta_4 short\ inv_{it} + Cfo_{it} + Cfo_{it} longinv_{it} + \beta_z Controls_{it-1} + \mathcal{E}_{it} \quad (۲)$$

مدل آزمون فرضیه سوم پژوهش:

$$Inv_{it} = \beta_1 inv_{it-1} + \beta_2 longinv_{it} + \beta_3 longinv_{it}^2 + \beta_4 short\ inv_{it} + Lev_{it-1} + Lev_{it} * longinv_{it} + \beta_z Controls_{it-1} + \mathcal{E}_{it} \quad (۳)$$

MA Score، کارایی مدیریت، Longinv، افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی، Shortinv، افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران نهادی و Controls، متغیرهای کنترلی در مدل آزمون فرضیه اول و شامل اندازه شرکت، توان دوم اندازه شرکت، کیوتوبین، بازده دارایی‌ها، اهرم مالی، مخارج تحقیق و توسعه، سودسهام، جریان‌های نقدی آزاد و رشد فروش می‌باشند که همه متغیرهای توضیحی با تقسیم‌بر جمع کل دارایی‌های پایان دوره همگن‌شده‌اند. استفاده از توان دوم افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی در مدل‌های آزمون فرضیه‌های دوم و سوم، برای بررسی اثرات غیرخطی این متغیر می‌باشد.

Inv، مخارج سرمایه‌گذاری شرکت، Cfo، جریان‌های نقدی عملیاتی و Controls، متغیرهای کنترلی در مدل‌های آزمون فرضیه‌های دوم و سوم و شامل اندازه شرکت، کیوتوبین، اهرم مالی، رشد فروش و وجه نقد می‌باشند که همه متغیرهای توضیحی با تقسیم بر جمع کل دارایی‌های پایان دوره همگن‌شده‌اند.



1. Eviews

## متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل متغیرهای وابسته، مستقل، تعدیل‌گر و کنترلی می‌باشد که در ادامه نحوه محاسبه هریک توضیح داده‌شده است. در این پژوهش از کارایی مدیریت و مخارج سرمایه‌گذاری به‌عنوان متغیرهای وابسته پژوهش استفاده‌شده است که به هر یک به‌صورت زیر محاسبه‌شده‌اند.

در این پژوهش برای اندازه‌گیری کارایی مدیریت از الگوی ارائه‌شده توسط دیمرجان و همکاران (۲۰۱۲) که مبتنی بر متغیرهای حسابداری است، استفاده‌شده است. در این الگو با استفاده از کارایی شرکت به‌عنوان متغیر وابسته و کنترل ویژگی‌های ذاتی شرکت، کارایی مدیریت محاسبه می‌شود. به‌منظور اندازه‌گیری کارایی شرکت، دیمرجان و همکاران (۲۰۱۲) از الگوی تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کردند. در الگوی مورداستفاده دیمرجان و همکاران (۲۰۱۲)، درآمد حاصل از فروش یا ارائه خدمات به‌عنوان خروجی و ۷ متغیر دیگر یعنی بهای تمام‌شده کالای فروش رفته، هزینه‌های فروش، اداری و عمومی، دارایی‌های ثابت مشهود، هزینه اجاره عملیاتی، هزینه تحقیق و توسعه، سرقفلی و دارایی‌های نامشهود به‌عنوان ورودی در نظر گرفته می‌شود که به مقدار زیادی حق انتخاب مدیریت در دستیابی به درآمد موردنظر را تأمین می‌کند.

$$\text{Firm Efficiency} = \frac{Sales}{v_1 COGS + v_2 SG\&A + v_3 PPE + v_4 OPSLease + v_5 R\&A + Intan} \qquad (۴)$$

در فرمول (۴)، COGS، بهای تمام‌شده کالای فروش رفته، SG&A، هزینه‌های فروش، عمومی و اداری، PPE، دارایی‌های ثابت مشهود، OpsLease، هزینه اجاره عملیاتی،R&D، هزینه‌های تحقیق و توسعه، Intan، خالص دارایی‌های نامشهود شرکت j در سال t می‌باشند. دیمرجان و همکاران (۲۰۱۲) به‌منظور کنترل اثر ویژگی‌های ذاتی شرکت در الگویی که ارائه داده‌اند، کارایی شرکت را به دو بخش جدا، یعنی کارایی بر اساس ویژگی‌های ذاتی شرکت و توانایی مدیریت، تقسیم کرده‌اند. آنان در این پژوهش ۵ ویژگی خاص شرکت شامل اندازه شرکت، سهم بازار شرکت، جریان نقدی شرکت، عمر پذیرش شرکت در بورس و فروش خارجی (صادرات) را کنترل کردند. هرکدام از این ۵ متغیر که ویژگی‌های ذاتی شرکت هستند، می‌توانند به مدیریت کمک کنند تا تصمیم‌های بهتری اتخاذ کند یا در جهت عکس عمل کرده و توانایی مدیریت را محدود کنند. این ۵ ویژگی در الگوی زیر، ارائه‌شده به‌وسیله دیمرجان و همکاران (۲۰۱۲)، کنترل‌شده‌اند:

$$\text{Firm Efficiency} = a_0 + a_1 * \text{Ln (Total Assets)} + a_2 * \text{Market Share} + a_3 * \text{Positive Free Cash Flow Indicator} + a_4 * \text{Ln (Age)} + a_5 * \text{Foreign Currency Indicator} + \mathcal{E} \qquad (۵)$$

که در آن، Ln(Total Assets) اندازه شرکت و برابر لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت،Market Share سهم بازار شرکت که برابر است با نسبت فروش شرکت به فروش کل صنعت، Positive Free Cash Flow Indicator جریان‌های نقدی آزاد مثبت شرکت که در صورت مثبت بودن جریان‌های نقدی آزاد شرکت برابر با ۱ و در صورت منفی بودن صفر در نظر گرفته می‌شود، Ln(Age) عمر پذیرش شرکت در بورس اوراق بهادار تهران و برابر است با لگاریتم

طبیعی تعداد سال‌هایی است که شرکت در بورس تهران پذیرفته‌شده است، Foreign Currency Indicator صادرات شرکت و برای شرکت‌هایی که صادرات داشته‌اند برابر ۱ و در غیر این صورت، صفر در نظر گرفته می‌شود و $\varepsilon$ (باقی‌مانده‌های مدل)نیز نشان‌دهنده میزان کارایی مدیریت است.

در این پژوهش از مخارج سرمایه‌گذاری به‌عنوان یکی از دیگر از متغیرهای وابسته پژوهش استفاده‌شده است. در این پژوهش، مخارج سرمایه‌گذاری به‌صورت مجموع مخارج سرمایه‌گذاری، تحصیل دارایی‌ها و مخارج تحقیق و توسعه و کسر حاصل فروش اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات محاسبه‌شده است که به‌منظور همگن‌سازی، این مخارج به جمع دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم‌شده‌اند.

در این پژوهش از افق‌های سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی به‌عنوان متغیرهای مستقل پژوهش استفاده‌شده است. برای اندازه‌گیری متغیرهای افق‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران نهادی، با به‌کارگیری دو روش مورداستفاده در مطالعات خارجی شامل روش مبتنی بر میزان اهمیت هر شرکت برای پرتفوی سرمایه‌گذار نهادی که توسط فیچ، هارفورد و تران(۲۰۱۵)، وارد و همکاران (۲۰۱۷) و بغدادی، بهاتی، نگوین و پودولسکی (۲۰۱۸) استفاده‌شده است ونیز روش مبتنی بر تنوع و گردش سهام پرتفوی هر سرمایه‌گذار نهادی که توسط بوشی (۱۹۹۸)، یان و ژانگ (۲۰۰۹) و ستایش و ابراهیمی (۱۳۹۴) بکار رفته است، به صورت زیر استفاده شده است. هر دو روش مذکور تنها برای سرمایه‌گذاران نهادی که دارای پرتفوی هستند قابلیت استفاده و کاربرد رادارند. درروش مبتنی بر میزان اهمیت هر شرکت برای پرتفوی سرمایه‌گذار نهادی، شرکت‌هایی که بیشتر از ۱۰٪ ارزش پرتفوی سرمایه‌گذار نهادی را به خود اختصاص داده‌اند به‌عنوان سرمایه‌گذار نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و شرکت‌هایی که کمتر از ۱۰٪ ارزش پرتفوی سرمایه‌گذار نهادی را به خود اختصاص داده‌اند به‌عنوان سرمایه‌گذار نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت طبق بندی می‌شوند.

بوشی (۱۹۹۸) در اندازه‌گیری تنوع چند شاخص را به کار گرفت که شاخص AHP دارای بالاترین اهمیت بود. این مدل تنوع و گردش پرتفوی بورسی سرمایه‌گذاران نهادی که شامل شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، بانک‌ها، بنیادها، نهادها و سازمان‌های دولتی می‌باشند را اندازه‌گیری می‌کند. بر این اساس در این پژوهش نیز از این شاخص به شرح زیر استفاده‌شده است (ستایش و ابراهیمی، ۱۳۹۴):

$$\text{AHP} = \frac{\sum_{k=1}^{n}[(S_{k,t}\,P_{k,t})PH_{k,t}]}{\sum_{k=1}^{n}(S_{k,t}\,P_{k,t})} \qquad (۵)$$

در مدل‌بالا، S، تعداد سهام سهم k در پایان سال t است که به‌وسیله سهامدار نهادی نگهداری می‌شود؛ $P$ قیمت سهم k در پایان دوره t و PH ، درصدی از کل سهام شرکت k است که در پایان دوره از سوی سهامدار نهادی نگهداری می‌شود. برای اندازه‌گیری گردش پرتفوی (PT) سرمایه‌گذار نهادی، مطابق پژوهش‌های بوشی (۱۹۹۸) و یان و ژانگ (۲۰۰۹) از قدر مطلق تغییرات پرتفوی سهامدار نهادی به‌صورت زیر استفاده‌شده است (ستایش و ابراهیمی، ۱۳۹۴):

$$\text{PT} = \frac{\sum_{k=1}^{n}|S_{k,t}\,P_{k,t} - S_{k,t-1}P_{k,t-1} - S_{k,t-1}\Delta P_{k,t}|}{\sum_{k=1}^{n}\frac{(S_{k,t}\,P_{k,t} + S_{k,t-1}P_{k,t-1})}{2}} \qquad (۶)$$

در مدل‌بالا، $\Delta p$، بیانگر تفاوت قیمت سهام بین سال‌های t و t-1 است. پس از انجام محاسبات بالا برای هر سهامدار نهادی، آن‌ها بر اساس دو معیار تنوع و گردش به روش زیر به سه دسته تقسیم می‌شوند (ستایش و ابراهیمی، ۱۳۹۴):

**جدول۱.** انواع سهامداران نهادی

| نوع سهامدار نهادی | تنوع | گردش |
|---|---|---|
| گذرا | بالا | بالا |
| اختصاصی | پایین | پایین |
| شبه شاخصی | بالا | پایین |

مأخذ: (ستایش و ابراهیمی، ۱۳۹۴)

پس از دسته‌بندی سرمایه‌گذاری نهادی به گذرا، شبه شاخصی و اختصاصی، سرمایه‌گذاران نهادی اختصاصی به‌عنوان سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و سرمایه‌گذاران نهادی گذرا به‌عنوان سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در نظر گرفته شد.

در این پژوهش، متغیرهای جریان‌های نقدی عملیاتی و اهرم مالی به‌عنوان متغیرهای تعدیلگر در نظر گرفته‌شده‌اند و متغیر اهرم مالی از تقسیم کل بدهی‌ها به‌کل دارایی‌ها به‌دست‌آمده است.

متغیرهای کنترلی در این پژوهش شامل اندازه شرکت، کیوتوبین، بازده دارایی‌ها، رشد فروش، نسبت فروش، جریان‌های نقدی آزاد و وجه نقد می‌باشند که به‌صورت زیر محاسبه‌شده‌اند:

اندازه شرکت از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت حاصل‌شده است.کیوتوبین از طریق تقسیم ارزش دفتری کل بدهی‌ها به علاوه ارزش بازار سهام (تعداد سهام منتشره در قیمت سهام در پایان سال) تقسیم‌بر کل دارایی‌ها حاصل‌شده است. رشد فروش از طریق رشد فروش سال جاری نسبت به سال قبل محاسبه‌شده است و نسبت فروش از تقسیم فروش به‌کل دارایی‌ها حاصل‌شده است. جریان‌های نقدی آزاد از طریق کسر مخارج سرمایه‌گذاری از خالص جریان‌های نقدی عملیاتی حاصل‌شده است. وجه نقد شامل موجودی وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت می‌باشد که بر جمع دارایی‌های تقسیم‌شده است. بازده دارایی از تقسیم سود خالص به‌کل دارایی‌ها حاصل‌شده است.

## تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

### آمار توصیفی

اولین گام در تحلیل داده‌ها، بیان ویژگی‌های کلی داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش از لحاظ میانگین، میانه، انحراف معیار، کمترین و بیشترین مقدار داده‌ها می‌باشد. تعداد مشاهدات سال–شرکت موردبررسی ۹۶۶ واحد می‌باشد. از میان چهار متغیر ارائه‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی (سرمایه‌گذاران نهادی اختصاصی و سرمایه‌گذاران نهادی با افق بلندمدت به‌عنوان دو متغیر ارائه‌کننده افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی و دو متغیر سرمایه‌گذاران نهادی گذرا و سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت به‌عنوان دو متغیر ارائه‌کننده افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران نهادی)، میانگین هر دو متغیر نماینده افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی از میانگین هر دو متغیر نماینده افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران نهادی به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای پایین‌تر می‌باشد که نشان‌دهنده آن است که در بورس اوراق بهادار تهران، میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت به میزان قابل‌توجهی از میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت بیشتر می‌باشد و با توجه به نوسان‌پذیری بالای قیمت سهام در بورس تهران و مشارکت بالای سرمایه‌گذاران نهادی با

افق کوتاه‌مدت در فعالیت‌های خرید و فرش سهام می‌توان گفت یکی از دلایل نوسان‌های بالای قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، ناشی از مالکیت بالاتر سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در مقایسه با مالکیت پایین‌تر سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت می‌باشد. از میان دو معیار اندازه‌گیری‌کننده میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با افق‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت و کوتاه، معیار بوشی (۱۹۹۸) انحراف معیار پایین‌تری نسبت به معیار فیچ، هارفورد و تران (۲۰۱۵) دارد که نشان از دقت بالاتر معیار بوشی (۱۹۹۸) در اندازه‌گیری میزان مالکیت سرمایه‌گذاری نهادی با افق‌های سرمایه‌گذاری کوتاه و بلندمدت نسبت به معیار مبتنی بر فیچ، هارفورد و تران(۲۰۱۵) دارد. از میان کلیه متغیرهای موردپژوهش، متغیرهای اندازه شرکت، فرصت‌های رشد و نسبت فروش به‌کل دارایی‌های شرکت، بیشترین پراکندگی و انحراف معیار را دارند که با توجه به رابطه‌ای که این سه متغیر باهم دارند وقتی میزان پراکندگی یکی از این سه متغیر بالا باشد بالا بودن میزان پراکندگی دو متغیر دیگر دور از انتظار نخواهد بود. همچنین، متغیرهای مخارج تحقیق و توسعه، سودسهام و وجه نقد کمترین میزان پراکندگی و انحراف معیار رادارند که فاصله بین مقادیر میانگین، میانه، حداقل و حداکثر مشاهدات این متغیرها نشان‌دهنده این میزان پراکندگی نیز می‌باشد. با توجه به استفاده از دو معیار جریان‌های نقدی عملیاتی و جریان‌های نقدی آزاد به‌عنوان متغیرهای نماینده نبود محدودیت تأمین مالی و میزان وجه نقد در دسترس برای سرمایه‌گذاری (جریان‌های نقدی آزاد شرکت)که دارای انحراف معیاری تقریباً یکسانی به ترتیب معادل ۰/۱۴۲ و ۰/۱۵۲ می‌باشند می‌توان انتظار داشت نتایج حاصل از به‌کارگیری هرکدام از این متغیرها نسبت به دیگری تفاوت معنی‌داری نداشته باشد و بنابراین، استفاده از هر دو متغیر به‌عنوان نماینده میزان وجه نقد در دسترس شرکت (جریان‌های نقدی آزاد شرکت) منطقی و توجیه‌پذیر می‌باشد.

**جدول۲.** آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| شرح | تعداد مشاهدات | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| کارایی مدیریت | ۹۶۶ | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۲۱ | ۰/۷۸۷ | -۰/۵۰۳ | ۰/۲۱۹ |
| مخارج سرمایه‌گذاری | ۹۶۶ | ۰/۰۵۲ | ۰/۰۳۰ | ۰/۷۷۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۷۵ |
| سرمایه‌گذاران نهادی اختصاصی | ۹۶۶ | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۷۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۲۱ |
| سرمایه‌گذاران نهادی گذرا | ۹۶۶ | ۰/۱۰۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۵۹۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۱۸۷ |
| سرمایه‌گذاران نهادی با افق بلندمدت | ۹۶۶ | ۰/۰۸۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۱۳ | ۰/۰۰۰ | ۰/۲۱۷ |
| سرمایه‌گذاران نهادی با افق کوتاه‌مدت | ۹۶۶ | ۰/۱۱۱ | ۰/۰۱۴ | ۰/۸۸۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۲۰۲ |
| فرصت‌های رشد | ۹۶۶ | ۱/۶۴۸ | ۱/۴۵۰ | ۴/۱۷۲ | ۰/۷۶۶ | ۰/۶۸۲ |
| اندازه شرکت | ۹۶۶ | ۱۳/۸۵۰ | ۱۳/۷۲۴ | ۱۸/۱۸۲ | ۱۰/۹۵۲ | ۱/۳۸۳ |
| رشد فروش | ۹۶۶ | ۰/۱۸۷ | ۰/۱۵۵ | ۱/۴۶۰ | -۰/۵۰۶ | ۰/۳۳۷ |
| گردش دارایی‌ها | ۹۶۶ | ۰/۹۱۱ | ۰/۷۹۱ | ۲/۶۷۲ | ۰/۲۴۷ | ۰/۴۹۶ |
| اهرم مالی | ۹۶۶ | ۰/۵۹۵ | ۰/۶۰۷ | ۱/۰۵۷ | ۰/۱۶۹ | ۰/۱۸۶ |
| بازده دارایی‌ها | ۹۶۶ | ۰/۱۴۷ | ۰/۱۲۸ | ۰/۵۶۷ | -۰/۱۵۷ | ۰/۱۳۱ |
| سودسهام | ۹۶۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۴۴ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۳ |
| مخارج تحقیق و توسعه | ۹۶۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۱ |
| وجه نقد | ۹۶۶ | ۰/۶۳۰ | ۰/۰۳۸ | ۰/۳۰۵ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۶۸ |
| جریان‌های نقدی آزاد | ۹۶۶ | ۰/۱۶۰ | ۰/۱۴۴ | ۰/۶۰۲ | -۰/۲۰۳ | ۰/۱۵۲ |
| جریان‌های نقدی عملیاتی | ۹۶۶ | ۰/۱۳۸ | ۰/۱۲۰ | ۰/۵۴۹ | -۰/۱۵۹ | ۰/۱۴۲ |

مأخذ: محاسبات پژوهش

**آمار استنباطی**

قبل از تخمین الگوهای آزمون فرضیه‌ها، آزمون‌های تشخیصی F لیمر و در صورت لزوم آزمون هاسمن برای تعیین نوع روش برآورد الگو انجام شد که نتایج اجرای آزمون‌های آن‌ها نشان‌دهنده سطح معنی‌داری معادل ۰/۰۰۰ و نیز مؤید روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت برای تمامی الگوهای آزمون فرضیه‌ها هستند.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش از مدل ۱ استفادهشده است که نتایج حاصل از آزمون این فرضیه در جدول ۳ ارائهشده است.

نتایج ارائه‌شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که مقدار آماره F مدل برای هر دو معیار افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹٪، معنی‌دار می‌باشد و ضریب تعیین تعدیل‌شده بیانگر این است که ۳۲٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی بیان می‌شود. ازآنجاکه سطح معنی‌داری آماره t از بین هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، تنها برای متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی به روش فیچ و همکاران (۲۰۱۵) معادل (۰/۰۹۸) و در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار می‌باشد و نیز با توجه به مثبت بودن ضریب این متغیر می‌توان گفت که افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی در سطح اطمینان ۹۰٪ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارایی مدیریت دارد. از طرف دیگر، با توجه به این‌که سطح معنی‌داری آماره t برای متغیرهای اندازه شرکت، فرصت‌های رشد و نرخ بازده دارایی‌ها کمتر از (۵٪) می‌باشد و نیز با توجه به ضرایب مثبت این متغیرها نیز می‌توان گفت هر یک از این متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارایی مدیریت دارند. همچنین، آمار دوربین- واتسون به میزان (۲/۱۷۹)، حاکی از نبود خطای خودهمبستگی در الگوهای برازش شده برای فرضیه اول پژوهش می‌باشد.

**جدول ۳.** نتایج آزمون فرضیه اول

| علامت اختصاری | افق سرمایه‌گذاری نهادی مبتنی بر فیچ و همکاران (۲۰۱۵) | | | افق سرمایه‌گذار نهادی مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸) (گذرا و اختصاصی) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | ضریب | آماره | احتمال | ضریب | آماره | احتمال |
| نهادی با افق کوتاه‌مدت | -۰/۰۲۴ | -۰/۵۰۲ | ۰/۶۱۶ | -۰/۰۴۸ | -۱/۵۳۲ | ۰/۱۲۶ |
| نهادی با افق بلندمدت | ۰/۰۸۴ | ۱/۶۵۹ | ۰/۰۹۸ | ۰/۱۱۴ | ۱/۱۸۶ | ۰/۲۳۶ |
| اندازه شرکت | ۰/۵۱۷ | ۲/۹۵۶ | ۰/۰۰۳ | ۰/۵۰۸ | ۲/۹۱۳ | ۰/۰۰۴ |
| توان دوم اندازه شرکت | -۰/۰۲۰ | -۳/۱۶۳ | ۰/۰۰۲ | -۰/۰۱۹ | -۳/۱۰۲ | ۰/۰۰۲ |
| فرصت‌های رشد | ۰/۰۴۲ | ۲/۸۹۷ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۴۱ | ۲/۸۴۷ | ۰/۰۰۵ |
| نرخ بازده دارایی‌ها | ۰/۲۵۷ | ۲/۴۰۲ | ۰/۰۱۷ | ۰/۲۶۲ | ۲/۴۵۳ | ۰/۰۱۴ |
| اهرم مالی | ۰/۰۱۵ | ۰/۲۳۵ | ۰/۸۱۵ | ۰/۰۱۴ | ۰/۲۱۹ | ۰/۸۲۷ |
| مخارج تحقیق و توسعه | ۱۱/۱۶۷ | ۰/۸۷۹ | ۰/۳۸۰ | ۹/۳۸۴ | ۰/۷۳۹ | ۰/۴۶۰ |
| سودسهام | ۵/۰۸۷ | ۰/۸۸۸ | ۰/۴۳۸ | ۴/۴۹۳ | ۰/۶۸۵ | ۰/۴۹۳ |
| جریان‌های نقدی آزاد | ۰/۰۶۵ | ۱/۱۲۲ | ۰/۲۶۲ | ۰/۰۷۵ | ۱/۲۸۹ | ۰/۱۹۸ |
| رشد فروش | -۰/۰۰۳ | -۰/۱۳۵ | ۰/۸۹۲ | -۰/۰۰۴ | -۰/۱۸۶ | ۰۰/۸۵۲ |
| ضریب ثابت | -۳/۴۸۰ | -۲/۸۲۲ | ۰/۰۰۵ | -۳/۴۴۱ | -۲/۷۹۴ | ۰/۰۰۵ |
| ضریب تعیین | | ۰/۴۲۲ | | ضریب تعیین | | ۰/۴۲۲ |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | | ۰/۳۱۷ | | ضریب تعیین تعدیل‌شده | | ۰/۳۱۸ |
| آماره (F) | | ۰/۰۰۰ | | آماره (F) | | ۰/۰۰۰ |
| احتمال آماره (F) | | ۴/۰۲۹ | | احتمال آماره (F) | | ۴/۰۳۴ |
| دوربین- واتسون | | ۲/۱۷۵ | | دوربین- واتسون | | ۲/۱۷۹ |

مأخذ: محاسبات پژوهش

برای آزمون فرضیه دوم از مدل ۲ استفاده‌شده است که نتایج حاصل از آزمون این فرضیه در جدول ۴ ارائه‌شده است (نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم در مورد تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بر مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌های دارای جریان‌های نقدی آزاد بالاتر، در جدول۴ در زیر نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم برای سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و در داخل پرانتز ارائه شده است).

نتایج ارائه‌شده در جدول ۴ نشان می‌دهد که مقدار آماره F مدل برای هر دو معیار افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی ازلحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹٪، معنی‌دار می‌باشد و ضریب تعیین تعدیل‌شده بیانگر این است که ۴۶٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی بیان می‌شود. ازآنجاکه سطح معنی‌داری آماره t از بین هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، برای متغیرهای افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی و توان دوم این متغیر که برای بررسی رابطه غیرخطی متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی به مدل اضافه‌شده است در روش مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸) به ترتیب معادل (۰/۰۸۸و ۰/۰۶۴) و در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار می‌باشد و نیز با توجه به مثبت بودن ضریب این متغیرها می‌توان گفت که افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی در سطح اطمینان ۹۰٪ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد. از طرف دیگر، سطح معنی‌داری آمارهt برای متغیر جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت که نماینده میزان وجه نقد در دسترس شرکت برای سرمایه‌گذاری می‌باشد، در هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، از (۵٪) کمتر و نیز دارای ضریب مثبت می‌باشد که نشانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار این متغیر بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری می‌باشد و هنگام در نظر گرفتن ترکیب تعاملی این متغیر با متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی، اگرچه تأثیر این متغیر ترکیبی و تعاملی معنی‌دار نیست لیکن منفی بودن ضریب این متغیر ترکیبی حاکی از آن است که سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، مخارج سرمایه‌گذاری را در شرکت‌های دارای جریان‌های نقدی عملیاتی (آزاد) بیشتر، کاهش می‌دهند. همچنین، سطح معنی‌داری آماره t برای متغیر اهرم مالی که نماینده میزان محدودیت‌های تأمین مالی شرکت‌ها می‌باشد، در هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، از (۵٪) کمتر و نیز دارای ضریب منفی می‌باشد که نشانگر تأثیر منفی و معنی‌دار این متغیر بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری می‌باشد. از بین دیگر متغیرهای کنترلی، سطح معنی‌داری آماره t برای متغیرهای اندازه شرکت، گردش دارایی‌ها و متغیر نسبت وجه نقد به‌کل دارایی‌ها در هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، از (۵٪) کمتر می‌باشد که با توجه به منفی بودن ضریب متغیر اندازه شرکت و مثبت بودن ضرایب متغیرهای گردش دارایی‌ها و نسبت جریان نقدی به‌کل دارایی‌ها می‌توان گفت که اندازه شرکت بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر منفی و معنی‌داری دارد و هر یک از متغیرهای گردش دارایی‌ها و نسبت وجه نقد به‌کل دارایی‌ها بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین، آمار دوربین- واتسون به میزان (۲/۲۵۷) حاکی از نبود خطای خودهمبستگی در الگوهای برازش شده برای فرضیه دوم پژوهش می‌باشد.

**جدول ۴.** نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

| علامت اختصاری | افق سرمایه‌گذاری نهادی مبتنی بر فیچ و همکاران (۲۰۱۵) | | | افق سرمایه‌گذار نهادی مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸) (گذرا و اختصاصی) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | ضریب | آماره | احتمال | ضریب | آماره | احتمال |
| مخارج سرمایه‌گذاری سال قبل | ۰/۱۶۱<br>(۰/۱۶۱) | ۳/۵۴۲ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۴) | ۰/۱۶۱<br>(۰/۱۶۲) | ۳/۵۳۹ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) |
| افق بلندمدت نهادی | ۰/۰۰۳<br>(-۰/۰۰۲) | ۰/۰۵۵ | ۰/۹۵۶<br>(۰/۹۷۹) | -۰/۶۲۴<br>(-۰/۶۶۴) | -۱/۰۷۶ | ۰/۰۸۸<br>(۰/۰۵۹) |
| توان دوم افق بلندمدت نهادی | ۰/۰۳۵<br>(۰/۰۳۷) | ۰/۴۱۷ | ۰/۶۷۷<br>(۰/۶۶۱) | ۹/۹۰۳<br>(۹/۹۳۸) | ۱/۸۵۲ | ۰/۰۶۴<br>(۰/۰۶۴) |
| افق کوتاه‌مدت نهادی | ۰/۰۲۹<br>(۰/۰۳۳) | ۱/۵۴۷ | ۰/۱۲۲<br>(۰/۱۱۸) | ۰/۰۰۴<br>(۰/۰۰۵) | ۰/۴۱۰ | ۰/۶۸۲<br>(۰/۷۱۵) |
| جریان نقدی عملیاتی | ۰/۱۳۸<br>(۰/۱۴۰) | ۷/۱۶۰ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) | ۰/۱۴۰<br>(۰/۱۳۸) | ۷/۳۳۴ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) |
| جریان نقدی عملیاتی*افق بلندمدت (کوتاه‌مدت) نهادی | -۰/۰۱۹<br>(-۰/۰۳۰) | -۰/۱۹۱ | ۰/۸۴۹<br>(۰/۷۲۳) | -۰/۲۷۱<br>(-۰/۰۰۵) | -۰/۳۸۶ | ۰/۶۹۹<br>(۰/۹۴۱) |
| فرصت‌های رشد | ۰/۰۰۶<br>(۰/۰۰۵) | ۱/۲۶۹ | ۰/۲۰۵<br>(۰/۲۱۳) | ۰/۰۰۵<br>(۰/۰۰۵) | ۱/۱۵۵ | ۰/۲۴۸<br>(۰/۲۶۰) |
| اندازه شرکت | -۰/۰۲۳<br>(-۰/۰۲۲) | -۴/۴۰۷ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) | -۰/۰۲۲<br>(-۰/۰۲۲) | -۴/۴۲۷ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) |
| رشد فروش | ۰/۰۲۱<br>(۰/۰۲۱) | ۲/۲۶۹ | ۰/۰۲۴<br>(۰/۰۲۲) | ۰/۰۲۱<br>(۰/۰۲۱) | ۲/۳۱۴ | ۰/۰۲۱<br>(۰/۰۲۰) |
| اهرم مالی | -۰/۰۶۱<br>(-۰/۰۶۰) | -۳/۳۱۹ | ۰/۰۰۱<br>(۰/۰۰۱) | -۰/۰۶۲<br>(-۰/۰۶۱) | -۳/۳۵۹ | ۰/۰۰۱<br>(۰/۰۰۱) |
| وجه نقد | ۰/۲۳۸<br>(۰/۲۳۸) | ۶/۲۴۰ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) | ۰/۲۴۱<br>(۰/۲۴۱) | ۶/۳۰۴ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) |
| ضریب ثابت | ۰/۳۲۵<br>(۰/۳۲۲) | ۴/۳۱۵ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) | ۰/۳۳۲<br>(۰/۳۳۲) | ۴/۴۱۳ | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) |
| ضریب تعیین | ۰/۵۳۰<br>(۰/۵۳۹) | | | ضریب تعیین | | ۰/۵۳۹<br>(۰/۵۳۹) |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۴۵۵<br>(۰/۴۵۵) | | | ضریب تعیین تعدیل‌شده | | ۰/۴۵۶<br>(۰/۴۵۶) |
| آمارهF | ۶/۴۵۱<br>(۶/۴۵۲) | | | آمارهF | | ۶/۴۶۱<br>(۶/۴۵۹) |
| احتمال (آماره) F | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) | | | احتمال (آماره) F | | ۰/۰۰۰<br>(۰/۰۰۰) |
| دوربین- واتسون | ۲/۲۵۴<br>(۲/۲۵۵) | | | دوربین- واتسون | | ۲/۲۵۷<br>(۲/۲۵۷) |

مأخذ: محاسبات پژوهش

برای آزمون فرضیه سوم پژوهش از مدل۳ استفاده‌شده است که نتایج حاصل از آزمون این فرضیه در جدول ۵ ارائه‌شده است (نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم در مورد تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بر مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌های دارای محدودیت در تأمین منابع مالی، در جدول ۵ در زیر نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم برای سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و در داخل پرانتز ارائه‌شده است).

نتایج ارائه‌شده در جدول ۵ نشان می‌دهد که مقدار آماره F مدل برای هر دو معیار افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹٪، معنی‌دار می‌باشد و ضریب تعیین تعدیل‌شده بیانگر این است که ۴۲٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی بیان می‌شود. ازآنجاکه سطح معنی‌داری آماره t از بین هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، تنها برای متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی درروش مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸) معادل (۰/۰۰۹) و از (۵٪) کمتر می‌باشد که حاکی از اثرگذاری معنی‌دار این متغیر بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت می‌باشد و منفی بودن ضریب این متغیر نیز نشانگر آن است که این اثرگذاری به‌طورکلی در جهت منفی می‌باشد. از طرف دیگر، سطح معنی‌داری آماره t برای متغیر اهرم مالی که نماینده میزان محدودیت‌های تأمین مالی شرکت‌ها می‌باشد، در هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، از (۰،۰۵) کمتر و نیز دارای ضریب منفی می‌باشد که نشانگر تأثیر منفی و معنی‌دار این متغیر بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری می‌باشد و هنگام در نظر گرفتن ترکیب تعاملی این متغیر با متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی، سطح معنی‌داری آماره t در معیار مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸)، از (۵٪) کمتر است که نشانگر اثرگذاری معنی‌دار افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری در شرکت‌های مواجه با محدودیت‌های تأمین مالی می‌باشد و ضریب این متغیر ترکیبی تعاملی نیز مثبت می‌باشد که نشان‌دهنده آن است که سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌های دارای محدودیت در تأمین منابع مالی را به‌طور مثبت و معنی‌داری تحت تأثیر قرار می‌دهند. از بین دیگر متغیرهای کنترلی، سطح معنی‌داری آماره t برای متغیرهای اندازه شرکت، گردش دارایی‌ها و متغیر نسبت وجه نقد به کل دارایی‌ها در هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، از (۵٪) کمتر می‌باشد که با توجه به منفی بودن ضریب متغیر اندازه شرکت و مثبت بودن ضرایب متغیرهای گردش دارایی‌ها و نسبت جریان نقدی به کل دارایی‌ها می‌توان گفت که اندازه شرکت بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر منفی و معنی‌داری دارد و هریک از متغیرهای گردش دارایی‌ها و نسبت وجه نقد به‌کل دارایی‌ها بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین، آماره دوربین- واتسون به میزان (۲/۲۳۶) حاکی از نبود خطای خودهمبستگی در الگوهای برازش شده برای فرضیه سوم پژوهش می‌باشد.

**جدول۵.** نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

| علامت اختصاری | افق سرمایه‌گذاری نهادی مبتنی بر فیچ و همکاران (۲۰۱۵) | | | افق سرمایه‌گذار نهادی مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸) (گذرا و اختصاصی) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | ضریب | آماره | احتمال | ضریب | آماره | احتمال |
| مخارج سرمایه‌گذاری سال قبل | ۰/۱۵۳ (۰/۱۵۳) | ۳/۲۵۳ | ۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱) | ۰/۱۴۸ (۰/۱۵۳) | ۳/۱۴۹ | ۰/۰۰۲ (۰/۰۰۱) |
| افق بلندمدت نهادی | ۰/۱۱۲ (-۰/۰۰۱) | ۱/۳۹۸ | ۰/۱۶۳ (۰/۹۸۸) | -۱/۲۵۲ (-۰/۵۷۹) | -۲/۶۳۱ | ۰/۰۰۹ (۰/۱۱۳) |
| توان دوم افق بلندمدت نهادی | ۰/۰۵۱ (۰/۰۴۷) | ۰/۵۸۸ | ۰/۵۵۷ (۰/۵۸۶) | ۸/۵۳۷ (۸/۴۶۸) | ۱/۵۴۷ | ۰/۱۲۲ (۰/۱۱۰) |
| افق کوتاه‌مدت نهادی | ۰/۰۲۵ (-۰/۰۳۱) | ۱/۲۸۳ | ۰/۲۰۰ (۰/۵۸۶) | ۰/۰۰۲ (-۰/۰۵۵) | ۰/۱۴۳ | ۰/۸۸۶ (۰/۱۲۶) |
| جریان نقدی عملیاتی | -۰/۰۴۷ (-۰/۰۶۸) | -۲/۳۸۷ | ۰/۰۱۷ (۰/۰۰۱) | -۰/۰۷۰ (-۰/۰۶۹) | -۳/۵۸۸ | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۱) |
| جریان نقدی عملیاتی*افق بلندمدت (کوتاه‌مدت) نهادی | -۰/۱۹۹ (۰/۰۹۰) | -۲/۰۲۱ | ۰/۰۴۴ (۰/۳۰۶) | ۱/۱۳۲ (۰/۰۹۴) | ۲/۲۲۵ | ۰/۰۲۶ (۰/۰۸۶) |
| فرصت‌های رشد | ۰/۰۰۴ (۰/۰۰۵) | ۰/۸۶۴ | ۰/۳۸۸ (۰/۳۰۱) | ۰/۰۰۵ (۰/۰۰۴) | ۱/۰۸۹ | ۰/۲۷۶ (۰/۴۰۹) |
| اندازه شرکت | -۰/۰۲۶ (-۰/۰۲۸) | -۴/۹۸۸ | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۰) | -۰/۰۲۸ (-۰/۰۲۷) | -۵/۳۲۵ | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۰) |
| رشد فروش | ۰/۰۲۶ (۰/۰۲۸) | ۲/۷۹۸ | ۰/۰۰۵ (۰/۰۰۳) | ۰/۰۲۸ (۰/۰۲۹) | ۲/۹۷۰ | ۰/۰۰۳ (۰/۰۰۲) |
| اهرم مالی | ۰/۱۸۷ (۰/۱۹۱) | ۴/۸۱۸ | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۰) | ۰/۱۹۵ (۰/۱۹۷) | ۵/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۱) |
| وجه نقد | ۰/۳۹۰ (۰/۴۲۲) | ۵/۰۰۹ | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۰) | ۰/۴۲۶ (۰/۴۱۸) | ۵/۵۴۵ | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۰) |
| ضریب تعیین | ۰/۵۰۸ (۰/۵۰۶) | | | ضریب تعیین | | ۰/۵۰۸ (۰/۵۰۷) |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۴۲۰ (۰/۴۱۸) | | | ضریب تعیین تعدیل‌شده | | ۰/۴۲۰ (۰/۴۱۹) |
| آماره F | ۵/۷۴۹ (۵/۷۰۷) | | | آماره F | | ۵/۷۵۳ (۵/۷۲۶) |
| احتمال (آماره) F | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۰) | | | احتمال (آماره) F | | ۰/۰۰۰ (۰/۰۰۰) |
| دوربین- واتسون | ۲/۲۳۳ (۲/۲۲۵) | | | دوربین- واتسون | | ۲/۲۳۶ (۲/۲۳۰) |

مأخذ: محاسبات پژوهش

## نتیجه‌گیری و بحث

هدف پژوهش حاضر، بررسی چگونگی اثرگذاری افق‌های سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی بر کارایی مدیریت و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها می‌باشد. برای بررسی فرضیه‌های پژوهش از دو معیار مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸) و مبتنی بر فیچ و همکاران (۲۰۱۵) برای اندازه‌گیری افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی استفاده گردید که نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش حاکی از آن است که تنها متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی در معیار مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸) در سطح اطمینان ۹۰٪، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارایی مدیریت دارد و سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت هرچند در همین روش اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاران نهادی تأثیر منفی‌ای بر کارایی مدیریت دارند لیکن این اثرگذاری معنی‌دار نمی‌باشد که این نتایج با مبانی نظری مربوط و یافته‌های بغدادی و همکاران(۲۰۱۸)، مطابقت و هم‌خوانی دارد. نتایج آزمون فرضیه دوم نیز حاکی از آن است که از بین هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، متغیرهای افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی و توان دوم این متغیر، در روش مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸) در سطح اطمینان ۹۰٪ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارند و بالاتر بودن سطح معنی‌داری توان دوم این متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی نیز حاکی از آن است که اثرگذاری متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی بیشتر به‌صورت غیرخطی می‌باشد. ازآنجاکه در آزمون فرضیه دوم این پژوهش از متغیر جریان‌های نقدی عملیاتی به‌عنوان متغیر تعدیلی و نماینده میزان وجه نقد در دسترس شرکت (جریان‌های نقدی آزاد) برای سرمایه‌گذاری استفاده شد. نتایج آزمون فرضیه دوم نیز نشان داد که این متغیر تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری دارد بدین معنی که هرچه وجه نقد در دسترس شرکت بیشتر باشد، امکان اتخاذ تصمیمات و انجام مخارج سرمایه‌گذاری بیشتری وجود دارد. با توجه به این‌که مطابق مبانی نظری انتظار بر این بود که سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری در شرکت‌های دارای جریان‌های نقدی آزاد را محدود کنند؛ بنابراین، هنگام در نظر گرفتن ترکیب تعاملی متغیر جریان نقدی عملیاتی با متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی، نتایج نشان داد اگرچه تأثیر این متغیر ترکیبی و تعاملی معنی‌دار نیست لیکن منفی بودن ضریب این متغیر ترکیبی حاکی از آن است که سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری را در شرکت‌های دارای جریان‌های نقدی عملیاتی مازاد بر نیاز (جریان‌های نقدی آزاد بالا)، کاهش می‌دهند. این نتایج با مبانی نظری مربوط و نیز با یافته‌های آلروز و همکاران (۲۰۱۸) مطابقت و سازگاری دارد. نتایج آزمون فرضیه سوم نیز نشان داد که از بین هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، تنها متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸)، تأثیر منفی و معنی‌داری بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری

دارد لیکن در هر دو معیار اندازه‌گیری‌کننده افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، متغیر اهرم مالی که نماینده میزان محدودیت‌های تأمین مالی شرکت‌ها می‌باشد، تأثیر منفی و معنی‌داری بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری دارد بدین معنی که در شرکت‌هایی که محدودیت‌های تأمین مالی بیشتری دارند میزان مخارج سرمایه‌گذاری پایین‌تر است و هنگام در نظر گرفتن ترکیب تعاملی این متغیر با متغیر افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی، نتایج حاکی از آن است که در معیار مبتنی بر بوشی (۱۹۹۸)، متغیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران نهادی بر تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری در شرکت‌های مواجه با محدودیت‌های تأمین مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد بدین معنی که در شرکت‌هایی که محدودیت تأمین مالی بالایی دارند نسبت مالکیت بالای سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت در مقایسه با همتایان کوتاه‌مدت خود، با رفع محدودیت‌های تأمین مالی شرکت اقدام به افزایش تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت می‌کنند؛ بنابراین، این نتایج با مبانی نظری مربوط و یافته‌های آلروز و همکاران(۲۰۱۸) نیز مطابقت و سازگاری دارند.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، به مقررات گذاران بازار بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود برای افزایش سطح مشارکت و سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه و درنتیجه، توسعه بیشتر این بازار، زمینه رشد و افزایش سطح مشارکت و سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت را بیش‌ازپیش فراهم نمایند و به سرمایه‌گذاران نیز پیشنهاد می‌شود چنانچه به دنبال بازده کوتاه‌مدت و استفاده از نوسانات کوتاه‌مدت قیمت سهام در بازار بورس هستند در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در آن‌ها بیشتر است و اگر به دنبال بازده بلندمدت سهام یا راهبرد خرید و نگهداری سهام هستند در شرکت‌های سرمایه‌گذاری کنند که میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت در آن‌ها بیشتر است. با توجه به این‌که برای اندازه‌گیری متغیرهای کارایی مدیریت و افق‌های سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی و نیز طبقه‌بندی‌های مختلف آن‌ها از قبیل سرمایه‌گذاران نهادی محلی و خارجی، منفعل و فعال و... روش‌های متفاوتی وجود دارد پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از دیگر روش‌های اندازه‌گیری این متغیرها، برای بررسی نحوه اثرگذاری افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی بر کارایی مدیریت، تصمیمات و مخارج سرمایه‌گذاری و نیز با در نظر گرفتن نقش متغیرهای تعدیلی مانند محدودیت‌های تأمین مالی و میزان وجه نقد در دسترس شرکت استفاده شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، تأثیر افق‌های سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی بر دیگر پیامدهای حضور سرمایه‌گذاران نهادی نیز موردبررسی قرار گیرد.

در انجام هر پژوهش، محدودیت‌های برای دستیابی به اهداف پژوهش وجود دارد. عمده‌ترین محدودیت‌های موجود در این پژوهش، محدود بودن میزان اطلاعات و داده‌های قابل‌استخراج از شرکت‌های

موجود در بورس اوراق تهران بود که امکان انجام پژوهش‌های جامع‌تر و دقیق‌تر در مورد بازار سرمایه ایران را غیرممکن می‌سازد و اطلاعات برخی از شرکت‌های عضو جامعه آماری به دلیل قابل‌دستیابی نبودن از نمونه پژوهش حذف گردید که در صورت نبود این مشکل، ممکن بود نتایج دقیق‌تری به دست آید.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

**References**

Agudelo, D., Byder, J., Yepes-henao, P., (2018),« Performance and Informed trading, Comparing Foreigners, Institutions and Individuals in an emerging stock market», *Journal of international Money and finance, accepted manuscript, August*.

Alvarez, R., Jara, M., Pombo, C., (2018), «Do Institutional Blockholders Influence Corporate Investment?» , *Jouranl of Corporate Finance, Elsevier*, volume53,September, pp38-64.

Baadawarnahandi, Yunus, and Heshmat, Nisa., (2019), «The effect of corporate governance mechanisms on the relationship between manager' ability and value creation for shareholders», *journal of management accounting*, eleventh year, number thirty-eight, Autumn season, pp93-108. (In Persian)

BaniMahd, Bahman, Arabic, Mehdi and Hassanpour, Shiva., (2017), Experimental and methodological Researches in accounting, Tehran, fifth edition. (In Persian)

Baghdadi, A., Bhatti, I., Nguyen, L., podolski, E., (2018), «Skill or Effort? Institutional Ownership and Managerial Efficiency», *Jouranl of banking & Finance*, volume91, june, pp19-33.

Bazazzadehtorbati, Hamid reza, Malekian, Esfandiar, and Kamyabi, Yahya, (2017), «Market reaction to intangible information: the moderating role of institutional investors», *Financial Accounting quarterly*, Eighth year, number thirty-one, autumn season, pp 1-29. (In Persian)

Boubaker, S., CHourou, L., Saadi, S., Zhong, L., (2019),« Does Institutional Investor Horizon Influence US coporate Financing Decisions?» , *International Review of Financial Analysis*,Vol. 63, September, Elsiever, pp. 382-394.

Bushee, B., (1998),« the Influence of institutional investors on myopic R&D Investment Behavior», the Accounting Review, Vol. 73, No.3, pp. 305-333.

Chung, C., Hur, s., Liu, C., (2018),« Institutional investors and cost stickiness», *The North American journal of Economics and Finance*, Vol. 47, December, pp. 336-350.

Dang, T., Moshirian, F., Zhang, B., (2019),« Liquidity Shocks and Institutional Investors», *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 47, December, pp. 184-209.

Erenburg, G., Smith, J., Smith, R., (2016),« Which institutional investors matter for firm survival and performance?» , *The North American Journal of Economics and Finance*,Elesevier, number 37, 348-373.

Erhemjamts, O., Huang, K., (2019),« Institutional Ownership Horizon, Corporate Social Responsibility and Shareholder Value», *Journal of Business Research* 105, Elsevier, PP. 61-79.

Fich, E., Harford, j., Tran, A., (2015), « Motivated monitors: the importance of Institutional Investors Portfolio Weights», *Journal of Financial Economics*118, 21-48.

Hutchinson, N., Seamer, M., Chapple, L., (2015),« Institutional Investors, Risk/Performance and Corporate Governance: Practical Lessins from the Global Financial Crisis», *The International of Journal Accounting*, Volume 50, May, pp.31-52.

Kang, J., Luo, J., Seungna, H., (2018),« Are institutional investors with multiple blockholding effective monitors?» , *Jornal of financial Economics*, Vol..128, pp.576-602.

Kempf, E., Manconi, A., Spalt, O., (2017),« Distracted shareholders and Corporate actions», *The Review of Financial Studies*, volume 30, Elsevier, May, PP. 1660-1695.

Kim, H., Kim, Y., Mantecon, T., Song, K., (2019),« Short-term Institutional Investors and Agency Costs of Debt», *Journal of Business Research* 95, Elsevier, PP. 195-210.

Kim, H., Kim, T., Kim, Y., Park, K., (2018),« Do Long-term Institutional Investors Promote Corporate Socail Responsibility Activities?» , *Journal of Banking & Finance*,Volume101, Elsevier, November, pp.256-269.

Lee, C., Wang, C., Chiu, w., tien, T., (2018),« Managerial ability and corporate investment opportunity», *international review on financial analysis*57, Elsevier, pp 65-76.

Moradi, Mehdi., parandeh, Elham and Marandi, Zakia, (2018),« investigating the relationship between institutional investor investment horizon and infomatin content of unexpected share - profits», *journal of financial engineering and securities management*, number33, Winter season, pp 207-228. (In Persian)

Nagata, K., Nguyen, P., (2017), «Ownership Structure and Disclosure Quality: Evidence from Management Forecasts Revision in Japan, *Journal of Accounting and Public Policy*.

Noroozinasr, Hossein, Moradzadehfard, Mehdi, and Shukri, Azam, (2019), «The impact of investment firm ownership on stock Liquidity», Eleventh year, number forty-two, summer season, pp 23-45. (In Persian)

Richardson, S., (2006), «Overinvestment of Free Cash Flow», *Review of Accounting Studies*, 11, pp. 159-189.

Sanchez, C., Meca, E., Aleman, J., (2018),« Earning informativeness and Institutional Investors on Boards», *Spanish Accounting Review*, 21, September, pp.73-81.

Sakaki, H., Jory, S., (2019), «Institutional Investors ownership Stability and Firms Innovation», J*ournal of Business Research* 103, Elsiever, PP.10-22.

Setayesh, Mohammad Hossaein and Ebrahimimeimand, mehdi.,2016, Relationship between type of institutional ownership and the quality of disclosure of companies listed in Tehran stock Exchange», j*ournal of Experimental Financial accounting studies*, number 48, pp53-75. (In Persian)

Ward, C., Yin, c., Zeng, Y., (2017),« Motivated Institutional Investors and Firm Investment Efficiency», *Seminar Participants at the ICMA Center*, January13.

Ward, C., Yin, c., Zeng, Y., (2017),« Institutional Investor Monotoring Motivation and The Marginal Value of Cash», *Journal of Corporate Finance*, volume 48, Elsevier, November, PP. 49-75.

Yan, X., Zhang, Z., (2013),« Institutional Investors and Equity Returns: Are Short- term Institutions Better Informed?» , *the Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 2, pp.8

Yong, L., Sheng, G., Haiyue., (2015), «An Emprical Study on Institutional Investors, Free Cash Flow and Overinvestment», *Journal of Business and Economics*, Academic Star Publishing Company, August, PP.1414-1421.

Yueting, E., Jianling, W., Xuan, W., (2017),« Distracted Instititional Shareholders and Managerial Myopia», *Finance Research Letters* 29, Elsevier, PP. 30-40.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهلم، بهار ۱۴۰۲
صفحات ۲۳۰-۲۱۱

مقاله پژوهشی

# بکارگیری رویکرد تصمیم‌گیری کلامی و بهینه‌سازی چندهدفه فازی در انتخاب سبد سهام[۱]

سارا بیک‌جانی[۲]، حسین دیده‌خانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۰۷

**چکیده**

*مدل‌ها و روش‌هایی که در تئوری‌های مالی بیان می‌شوند از اهمیت بالایی در مباحث سرمایه‌گذاری برخوردارند چرا که به انتخاب هرچه بهتر و دقیق‌تر پرتفوی بهینه به سرمایه‌گذاران کمک خواهند نمود. در این پژوهش، به‌منظور بررسی ماهیت چندمعیاره بودن انتخاب سهام و عدم‌قطعیت مرتبط با نرخ بازده دارایی‌ها، از مدل برنامه‌ریزی چندهدفه فازی و با توجه به نقاط ضعف معیارهای ریسک سنتی، از معیار ارزش در معرض ریسک میانگین استفاده شد. از طرفی جهت دخالت‌دادن قضاوت‌های ذهنی سرمایه‌گذاران از یکی از روش‌های تصمیم‌گیری کلامی (VDA)، به نام روش ZAPROS III استفاده و با محاسبه شاخص رسمی کیفیت (FIQ)، در بهینه‌سازی پرتفوی لحاظ گردید. در طراحی مدل علاوه‌بر محدودیت‌های اصلی، محدودیت‌هایی نظیر حداقل و حداکثر تخصیص ثروت به هر دارایی و نیز تعداد سهام موجود در پرتفوی در نظر گرفته شده است. برای دستیابی به هدف پژوهش، تعداد ۱۰ شرکت فعال‌تر پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ انتخاب شده‌اند. نتایج حاصل از اجرای مدل با استفاده از الگوریتم MOPSO نشان از عملکرد مطلوب‌تر پرتفوهای پارتو بهینه ایجاد شده در مقایسه با پرتفوهای با وزن‌های تصادفی از لحاظ رسیدن به اهداف دارند.*

**واژگان کلیدی**: بهینه‌سازی چندهدفه پرتفوی، تئوری اعتبار، روش ZAPROS III، الگوریتم MOPSO.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *G11, G32, C02, D53*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2019.25913.2074
۲. دانشجو، گروه مهندسی صنایع، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران.
Email: s.beykjani@gmail.com
۳. استادیار، گروه مهندسی صنایع، واحد علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آباد کتول، ایران. (نویسنده مسئول). Email: h.didehkhani@gmail.com

**مقدمه**

تخصیص مناسب و آگاهانه منابع و سرمایه‌های موجود در هر اقتصادی، عامل اصلی پیشرفت و ارتقای آن اقتصاد می‌باشد. بنابراین تصمیم سرمایه‌گذار در رابطه با چگونگی تخصیص سرمایه میان دارایی‌ها، نکته تاثیرگذار در یک سرمایه گذاری عقلایی است. بررسی رفتار سرمایه‌گذاران، معیارهای تصمیم‌گیری آن‌ها در بورس و مدل‌سازی فرآیند بهینه سازی پرتفوی بر مبنای این مطالعات و تحقیقات، برای اولین بار در دهه ۵۰ میلادی توسط هری مارکوویتز[۱] انجام گرفت.

تئوری پرتفوی و انتخاب سبد سهام بهینه پس از اولین تلاش‌های مارکوویتز (۱۹۵۲)، همواره به‌عنوان یکی از زمینه‌های جذاب پژوهشی برای محققان و سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی بوده است. از اولین معیارهایی که توسط مارکوویتز در مدل سنتی پرتفوی مورد استفاده قرار گرفت، نرخ بازده مورد انتظار و واریانس نرخ بازده پرتفوی است. منطق مورد استفاده در این مدل کاربرد واریانس به‌عنوان سنجش‌گر میزان ریسک یک پرتفوی می‌باشد. این نظر بعدها توسط محققین بسیاری مورد نقد قرار گرفت (گروتولد و هالرباخ[۲] ، ۱۹۹۱). با وجود این نقدها واریانس توسط خود مارکوویتز (۱۹۵۹) به نیمه‌واریانس[۳] تبدیل گردید. در واقع اشکال اساسی واریانس این است که انحرافات مطلوب و انحرافات نامطلوب را مانند هم در نظر می‌گرفت برای واژه ریسک معیارهای متفاوتی در شرایط مختلف معرفی و در مسئله انتخاب پرتفوی از آن استفاده شد؛ از جمله می‌توان به قدر مطلق انحرافات[۴] (کونو و یامازاکی[۵] ، ۱۹۹۱)، میانگین قدرمطلق انحرافات[۶] (فینستین و تاپا[۷] ، ۱۹۹۳)، کشیدگی[۸] (چان هاچیندا[۹] ، ۱۹۹۷)، نیمه قدرمطلق انحراف[۱۰] (اسپرانزا[۱۱] ،۱۹۹۳) ارزش در معرض ریسک[۱۲] (کانسیگلی[۱۳] ، ۲۰۰۲)، شانس[۱۴] (هوآنگ[۱۵] ، ۲۰۰۶)، آنتروپی[۱۶] و در بهینه‌سازی پرتفوی استفاده کردند. یکی از جدیدترین و کاراترین معیارهای ریسک، معیار ارزش در معرض ریسک میانگین[۱۷] (AvaR) می‌باشد. پس از معرفی ارزش در معرض ریسک[۱۸] (VaR)، AVAR توسط

1. Markowitz, H
2. Grootveld & Hallerbach
3. Semi variance
4. absolute deviation
5. Konno & Yamazaki
6. average absolute deviation
7. Feinstein & Thapa
8. skewness
9. Chunhachinda et al.
10. semi-absolute deviation
11. Speranza
12. value at risk
13 . Consigli
14. chance
15. Huang
16. entropy
17. Average value at risk
18. Value at risk

راک‌فلر[1] و یوریاسف[2] (۲۰۰۰) توسعه یافت. VAR علی‌رغم مزایایی که در گزارشگری ریسک داشت، دارای معایبی همچون عدم ارائه هرگونه اطلاعات درباره شدت زیان‌های بیشتر از سطح احتمال مورد نظر است. ضعف دیگر این معیار در نظر نگرفتن اثر تنوع‌بخشی است، به همین دلیل نمی‌توانست به‌عنوان یک شاخص ریسک منسجم مورد استفاده قرار گیرد (آرتزنر و همکاران[3]، ۱۹۹۹). AVAR به‌عنوان یکی از مدرن‌ترین معیارهای ریسک می‌باشد که آن را به‌عنوان یک معیار ریسک منسجم معرفی می‌کند.

اگرچه مارکوویتز در پژوهش خود بر روی موضوع چگونگی انتخاب پرتفوی بهینه از میان دارایی‌های مختلف موجود، تمرکز زیادی داشت و این پژوهش‌ها کمک شایانی در راستای انتخاب پرتفوی بهینه برای سرمایه‌گذاران بود به‌گونه‌ای که تا مدت‌های زیادی بسیاری از سرمایه‌گذاران از این روش در سرمایه‌گذاری-های خود استفاده کردند و از طرف دیگر، اگرچه کاربرد مدل میانگین- واریانس در سرمایه‌گذاری‌ها از منظر تئوری منطقی به نظر می‌رسد، اما اشکالاتی در کاربرد عملی آن وجود دارد. عدم توجه مدل مارکوویتز به دیدگاه‌های سرمایه‌گذاران در انتخاب پرتفوی بهینه از مهم‌ترین اشکالاتی می‌باشد که این پژوهش به دنبال پوشش آن است.

تجزیه و تحلیل تصمیم‌گیری کلامی[4] (VDA) یک شیوه جدید روش‌شناختی برای ساخت روش‌های تصمیم‌گیری است. این رویکرد مبتنی بر روانشناسی شناختی، ریاضی کاربردی و علوم رایانه‌ای است.

بنابراین، هدف از این پژوهش طراحی و بکارگیری مدل برنامه‌ریزی ریاضی چندهدفه برای انتخاب یا بهینه‌سازی سبد سهام با معیار ریسک و مبتنی بر نظرات کیفی سرمایه‌گذاران می‌باشد. به این منظور پارامترهای مورد استفاده در این پژوهش، نظیر نرخ بازده مورد انتظار دارایی‌ها به‌صورت فازی در نظر گرفته می‌شود. همچنین، جهت دستیابی به نتایج واقعی‌تر از معیار ریسک منسجم AVaR استفاده می‌شود. از طرفی با محاسبه شاخص رسمی کیفیت به‌دست آمده از روش ZAPROS III نظرات کیفی سرمایه‌گذاران نیز، به‌عنوان یک هدف به مدل مذکور اضافه می‌گردد. علاوه بر محدودیت‌های اصلی در مسئله بهینه‌سازی پرتفوی، از محدودیت‌های دیگری نظیر حداقل و حداکثر میزان سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها و حداقل و حداکثر تعداد سهام در پرتفوی نیز استفاده شد. در پایان، جهت نشان دادن قابلیت کاربرد عملی مدل در محیط واقعی سرمایه‌گذاری، مدل توسعه داده شده از شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران، بکار گرفته شده و با توجه ماهیت غیرخطی و چندهدفه مسئله از الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات چندهدفه (MOPSO) برای حل استفاده می‌گردد. پژوهش حاضر بر آن است که با توجه به برخی محدودیت‌های مدل مارکوویتز، مدلی به‌منظور بهینه‌سازی پرتفولیو ارائه دهد که در آن با داخل کردن دیدگاه‌های شخصی سرمایه‌گذاران، مدل مارکوویتز تعدیل گردد.

1. Rockafellar, R. T.
2. Uryasev, S.
3. Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J. M., & Heath, D.
4. Verbal Decision Analysis

## مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

### مدل‌های بهینه‌سازی تک‌دوره‌ای

مسائل انتخاب پرتفوی فازی از سال ۱۹۹۰ مورد توجه و بررسی قرار گرفتند. از اولین تلاش‌ها برای بهینه‌سازی پرتفوی در محیط فازی می‌توان به تحقیقات واتادا[1] (۱۹۹۷) و کاتاگیری و ایشی[2] (۱۹۹۹) اشاره کرد. لی و همکاران[3] (۲۰۱۰،۲۰۰۹) الگوریتم‌های هوشمند هیبریدی را برای حل مدل‌های فازی میانگین ـ واریانس و میانگین ـ واریانس ـ چولگی انتخاب پرتفوی طرح و پیشنهاد نمودند. محدودیت‌های استقراضی انتخاب پرتفوی دیگر یکی از نگرانی‌های عمده برای سرمایه‌گذاران به‌شمار می‌رود. اکثر دفاتر کارگزاری فرصت‌هایی را برای اکتساب و خرید دارایی‌های مختلف با استقراض پول از کارگزاری فراهم می‌کنند. برخی از پژوهشگران به بررسی محدودیت‌های استقراضی پرداخته‌اند. لئونگ و همکاران[4] (۲۰۱۲) در راستای بهینه‌سازی تئوری پرتفوی مارکوویتز و برآورد دقیق با سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایالت متحده به پژوهشی پرداختند که نشان داد برآوردهای سنتی درآمدها، به‌طور چشم‌گیری درآمدها را غیر واقعی نشان می‌دهد. گوپتا و همکاران[5] (۲۰۱۴) پژوهشی جهت بهینه‌سازی پرتفوی ارائه نمودند، که در آن از تئوری اعتبار فازی و با در نظرگرفتن بازده کوتاه‌مدت و بلندمدت، نیم‌واریانس و همچنین نقدینگی به‌عنوان توابع هدف، استفاده شده است. آن‌ها از برنامه‌ریزی آرمانی و الگوریتم ژنتیک برای حل این مدل استفاده کردند.

## پیشینه پژوهش

شاه‌محمدی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی به ارائه روشی کارا به‌منظور پشتیبانی از فرد تصمیم‌گیرنده در انتخاب پرتفوی مناسب جهت سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند که در آن، بازده‌های سهام به صورت متغیرهای فازی فرض شده‌اند. به‌منظور حل این مدل غیرخطی، از یک الگوریتم ترکیبی، که متشکل از دو الگوریتم ژنتیک و شبکه عصبی می‌باشد، جهت تخمین بازده و ریسک پرتفوی استفاده شده است.

بهزادی و بختیاری (۱۳۹۳) پژوهشی ارائه نمودند که در آن از شاخص عملکرد اقتصادی برای مقایسه مدل با مدل مارکوویتز و همچنین، محاسبه پارامترهای مورد نیاز از تئوری اعتبار استفاده شده است. در نهایت، نتیجه نشان داد که مدل میانگین- آنتروپی- چولگی از شاخص عملکرد اقتصادی بالاتری برخوردار است. محمدی و براتی (۱۳۹۴) مدل بهینه‌سازی چنددوره‌ای میانگین- نیم‌واریانس در محیط فازی ارائه نمودند. از جمله محدودیت‌های در نظر گرفته شده در این پژوهش، هزینه معاملات و حجم معاملات بود و در نهایت، با استفاده از الگوریتم ژنتیک مسئله بهینه‌سازی را حل کردند.

1. Watada, J.
2. Katagiri, H., & Ishii, H.
3. Li, J., & Xu, J. Li, X., Qin, Z., & Kar, S.
4. Leung, Pui lamYip., Ng lui, Keong., wong, Wing.
5. Gupta, P., Mehlawat, M. K., Inuiguchi, M., & Chandra, S.

رستمی و همکاران (۱۳۹۴) از گشتاورهای مرتبه بالاتر در بهینه‌سازی پرتفوی در محیط فازی استفاده کردند. برای محاسبه گشتاورها از تئوری اعتبار و همچنین، برای محاسبه کارایی مدل‌ها از شاخص عملکرد اقتصادی استفاده شده است.

موشخیان و نجفی (۱۳۹۴) مدلی تحت عنوان مدل بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری چنددوره‌ای احتمالی میانگین- نیم‌واریانس- چولگی با در نظر گرفتن هزینه معاملات با استفاده از الگوریتم چندهدفه ازدحام ذرات ارائه دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات چندهدفه عملکرد بهتری نسبت به الگوریتم ازدحام ذرات تک‌هدفه ایجاد می‌کند. دیده‌خانی و حجتی (۱۳۹۶) با در نظر گرفتن ماهیت چندهدفه بودن مسائل انتخاب پرتفوی، ۴ هدف اصلی را برای انتخاب پرتفوی شامل ارزش مورد انتظار، نیمه‌کشیدگی، ارزش در معرض ریسک و شاخص عدم‌قطعیت در نظر گرفتند و برای سنجش این اهداف با توجه به ماهیت فازی بودن نرخ بازده دارایی‌ها از تئوری اعتبار فازی بهره بردند. به این منظور، از نسخه دوم الگوریتم ژنتیک چندهدفه با مرتب‌سازی نامغلوب "NSGA-II" ، جهت حل مدل استفاده کردند. نتایج نشان داد که پرتفوهای بهینه به عملکرد بهتری نسبت به پرتفوهای تصادفی ایجاد شده، دست پیدا کرده‌اند.

پاک‌مرام و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از سه الگوریتم پژوهشی را جهت انتخاب و بهینه‌سازی پرتفوی ارائه دادند. در این بررسی از تعدادی شرکت پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران در یک محدوده زمانی مشخص استفاده کردند. همچنین، در این نمونه انتخاب شده، به بررسی تفاوت بین میانگین بازده سرمایه-گذاری در پرتفوی‌های منتخب بر اساس سه روش پرداختند. نتایج عدم وجود اختلاف معنادار بین این سه الگوریتم را نشان داد. از جهتی دیگر، دو بعد تابع هدف و نسبت بازده و ریسک برای بررسی برتری الگوریتم‌ها مورد مقایسه قرار گرفتند. در نهایت، الگوریتم ژنتیک با کمترین ریسک بهترین نتیجه را نسبت به الگوریتم-های دیگر ارائه داده است که در واقع برتری نسبی این الگوریتم را در انتخاب پرتفوی بهینه نشان داد.

## روش‌شناسی پژوهش

فرآیند مدل‌سازی پژوهش حاضر مبتنی بر ۲ بخش اصلی است. بخش اول، حل مسئله تجزیه و تحلیل تصمیم‌گیری کلامی با روش ZAPROS III و بخش دوم، حل مسئله بهینه‌سازی چندهدفه می‌باشد که خود مبتنی بر ۴ گام است. در گام اول، اهداف و شاخص‌های مسئله بهینه‌سازی پرتفوی شناسایی می‌شوند. سپس این اهداف و شاخص‌ها بر اساس پیشینه پژوهش و ماهیت کاربردی مسئله، مورد بررسی قرار می‌گیرند و در نهایت، پس از بررسی دقیق، شاخص‌های اصلی انتخاب می‌گردند. سپس، در گام دوم، با استفاده از اصول تئوری اعتبار فازی برای حالتی که نرخ بازده مورد انتظار سهام به‌صورت عدد فازی مثلثی باشد، هر یک از این اهداف و محدودیت‌ها در حالت عدم‌قطعیت به‌دست می‌آیند. در گام سوم، مبتنی بر معیارهای انتخاب شده، یک مدل چندهدفه فازی طراحی می‌شود و در گام چهارم، برای حل و تشریح مسئله از روش فراابتکاری مناسب استفاده می‌گردد.

**شاخص رسمی کیفیت[1] (FIQ)**

تجزیه و تحلیل تصمیم‌گیری کلامی (VDA) روش جدیدی برای کمک به فرآیند تصمیم‌گیری جهت ارائه یک نتیجه کامل و رضایت‌بخش است. تامانینی[2] (۲۰۰۸) با استفاده از پژوهش‌های انجام شده در مورد تحلیل تصمیم‌گیری کلامی، مسائل چندمعیاره را به سه دسته مسائل ساختاریافته، نیمه‌ساختاریافته و بدون‌ساختار تقسیم کرد. چارچوب اصلی آنالیز تصمیم‌گیری کلامی را ZAPROS- PACOM[3] ORCLASS[4] تشکیل می‌دهند. در این پژوهش از روش ZAPROS III استفاده شده است که این روش نیز یکی از روش‌های ZAPROS است.

روش اجرای ZAPROS III در پرتفوی مورد نظر بدین صورت است؛ در ابتدا با طراحی پرسشنامه بر اساس معیارهای مد نظر، نظرات خبرگان مالی در مورد سهام جمع‌آوری می‌گردد و هر یک از این معیارها نیز در سه سطح بالا، متوسط و کم مورد بررسی قرار گرفته شده است. پس از جمع‌آوری نظر گروهی از خبرگان بازار مالی و رسیدن به یک نظر میانگین جدول ارزیابی بر اساس معیارها حاصل می‌گردد. در واقع، در روش ZAPROS III هدف محاسبه شاخص رسمی کیفیت (FIQ) می‌باشد که برای به دست آوردن FIQ ابتدا باید تغییرات کیفیت[5] (QV) و سپس، مقیاس مشترک تغییرات کیفیت[6] (JSQV) محاسبه گردد. در این روش، بعد از مشخص کردن معیارها و مقادیر معیارها برای مسئله، مهم‌ترین بخش تعیین اولویت برای مقایسه زوجی است. این روش اساساً در سه مرحله اصلی ارائه می‌شود: فرمول مشکلات، اصلاح ترجیحات، مقایسه گزینه‌ها. یک شاخص رسمی کیفیت برای به حداقل رساندن تعداد مقایسات زوجی (دوبه‌دو) گزینه‌های مورد نیاز برای رتبه‌بندی جزئی گزینه‌ها معرفی شده است. در واقع تعداد مقایسه زوجی بین گزینه‌ها را کاهش و یک رتبه‌بندی جزئی بین آن‌ها ارائه می‌دهد.

مسئله به‌ترتیب زیر فرمول نویسی شده است:

۱. $K = 1,2,\dots,N$ که در آن N نشان‌دهنده مجموعه‌ای از معیارها.

۲. $n_q$ نشان‌دهنده تعداد مقادیر ممکن در مقیاس معیار q امین شاخص، $(q \in K)$.

۳. $X_q = x_{iq}$ نشان‌دهنده مجموعه‌ای از معیارها برای q امین شاخص (مقیاس شاخص q ام)؛ $(q \in K)$ ، $|X_q| = n_q$ مقادیر در یک مقیاس از بهترین (اول) تا بدترین (آخر) مرتب شده است؛ ترتیب مقادیر در یک مقیاس به مقادیر دیگر بستگی ندارد.

۴. $Y = X_1 \times X_2 \times \dots \times X_n$ به‌طوری‌که $y_i$ نشان‌دهنده مجموعه‌ای از بردارها: $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iN})$، $(y_i \in K)$، $(y_{iq} \in X_q)$ ، $P = |Y|$ ، $|Y| = \prod i = N\ ni$.

1. Formal Index of Quality
2. Tamanini, I.
3. Paired Compensation
4. Ordinal Classification
5. Quality Variation
6. Joint Scale of Quality Variation

۵. $A = \{a_i\} \in Y, i = 1,2,\dots,t$، نشان‌دهنده مجموعه‌ای از بردارهای جایگزین واقعی.

**ارزش مورد انتظار**[1]

برای تعریف ارزش مورد انتظار متغیرهای فازی، از روش‌های بسیاری می‌توان استفاده کرد. یکی از پرکاربردترین تعاریف در مورد ارزش مورد انتظار، تعریف ارائه شده توسط لیو و لیو[2] (۲۰۰۸) است که برای هر دو نوع متغیرهای فازی گسسته و پیوسته کاربرد دارد.

**تعریف (مقدار مورد انتظار).** لیو و لیو در تعریف خود در مورد ارزش مورد انتظار این‌گونه بیان می‌کند که اگر $\xi$ یک متغیر فازی در نظر گرفته شود، آنگاه مقدار مورد انتظار $\xi$ به کمک رابطه ۱ به شرطی که حداقل یکی از دو انتگرال محدود باشد، تعریف می‌شود.

$$E\left[\xi\right] = \int_0^{+\infty} \mathrm{Cr}\left\{\xi \geq r\right\} dr - \int_{-\infty}^{0} \mathrm{Cr}\left\{\xi \leq r\right\} dr \qquad (۱)$$

اما با توجه به استفاده از اعداد فازی مثلثی در پژوهش حاضر، از قضیه ۲ جهت سنجش ارزش مورد انتظار فازی استفاده می‌شود.

**قضیه** – اگر فرض بر این باشد که $\xi = (a,b,c)$ به‌طوری‌که $a < b < c$ یک متغیر فازی مثلثی باشد، آنگاه برای محاسبه $E[\xi]$ از رابطه ۲ استفاده می‌شود:

$$\mathrm{E}\left[\tilde{\xi}\right] = \frac{\mathrm{a+2b+c}}{4} \qquad (۲)$$

**ارزش در معرض ریسک میانگین فازی**[3]

در این قسمت تعاریف دقیق ارزش در معرض ریسک میانگین اعتباری در محیط اعتبار فازی ارائه می‌شود (پنگ[4]،۲۰۱۱).

**تعریف** – فرض کنید $\xi$ یک متغیر ریسک فازی و $\propto \in (1,1]$ سطح اطمینان است. آنگاه ارزش در معرض ریسک میانگین تابع خواهد بود به‌طوری‌که:

$$\xi\mathrm{AVaR}(\alpha) = \frac{1}{\propto} \int_0^{\propto} \xi\mathrm{AVaR}(\beta)\, d\beta \qquad (۳)$$

اگر $A = (a,b,c)$ یک عدد فازی مثلثی باشد برای هر سطح اطمینان $0 < \alpha \leq 1$ ، ارزش در معرض ریسک میانگین فازی با استفاده از تئوری اعتبار می‌تواند به‌صورت زیر بیان گردد.

$$\xi\mathrm{AVaR}(\alpha) = \begin{cases} (\mathrm{a\text{-}b})\alpha\text{-}\mathrm{a} & \text{if } \alpha \leq 0.5, \\ \mathrm{c\text{-}2b\text{-}}\frac{1}{4\alpha}(\mathrm{a\text{-}2b+c})+(\mathrm{b\text{-}c})\alpha, & \text{if } \alpha > 0.5. \end{cases} \qquad (۴)$$

1. Fuzzy Expected value
2. Liu, B., & Liu, Y. K.
3. Fuzzy Average Value at Risk
4. Peng, J.

**مدل‌سازی پرتفوی مبتنی بر نظریه اعتبار**

در این قسمت به معرفی نمادها و محدودیت‌های مدل پرداخته و از بین توابع هدف معرفی‌شده، مدل را بر اساس توابع هدف فازی ارزش مورد انتظار، ارزش در معرض ریسک میانگین و ... تشکیل می‌دهیم.

**مسئله تصمیم‌گیری**

**Problem**

$\text{Max } E(x_1\xi_1 + x_2\xi_2 + \cdots . + x_n\xi_n)$

$\text{Min } FIQ(x_1\text{FIQ1} + x_2\text{FIQ2} \ldots . + x_n FIQ(n)$

$\text{Min } AVaR(x_1\xi_1 + x_2\xi_2 + \cdots . + x_n\xi_n)$

**Subject to**

$\sum_{i=1}^{n} x_i = 1$

$x_i \geq 0 \qquad i = 1, \ldots, n$

$l_i \leq x_i \leq u_i \qquad i = 1, \ldots, n$

$h_t \leq \mathcal{Y}_i \leq K_t \qquad i = 1, \ldots, n$

$\mathcal{Y}_i \in [0,1] \qquad i = 1, \ldots, n$

حالت غیرفازی‌سازی شده مدل تصمیم‌گیری جهت حل مدل:

**Problem**

$$\text{Max } \frac{1}{4}\sum_{i=1}^{n}(a_i + 2\text{b}_i + \text{c}_\text{i})x_i \qquad (۵)$$

$$\text{Min } AVaR(\propto) = [\sum_{i=1}^{n}\big((\text{a}_\text{i} - \text{b}_i) \propto -\text{a}_\text{i}\big)x_i] \qquad (۶)$$

$$\propto \leq 0.5$$

**Subject to**

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = 1 \qquad (۷)$$

$$x_i \geq 0 \qquad i = 1, \ldots, 10 \qquad (۸)$$

$$l_i \leq x_i \leq u_i \qquad i = 1, \ldots, 10 \qquad (۹)$$

$$h_t \leq \mathcal{Y}_i \leq K_t \qquad i = 1, \ldots, 10 \qquad (۱۰)$$

$$\mathcal{Y}_i \in [0,1] \qquad i = 1, \ldots, 10 \qquad (۱۱)$$

**تشریح مسئله**

از ویژگی‌های این پژوهش با پژوهش‌هایی که تاکنون در زمینه بهینه‌سازی پرتفوی انجام‌گرفته است، به موارد زیر می‌توان اشاره نمود:

۱- استفاده از معیار ارزش در معرض ریسک میانگین به‌عنوان مثال معیار ریسک منسجم.

۲- دخالت‌دادن قضاوت‌های ذهنی سرمایه‌گذاران با استفاده از روش ZAPROS III به‌عنوان هدف.

**تعاریف پارامترها و متغیرهای مدل**

$\xi_i$: نرخ بازده فازی دارایی i $\quad i = 1,2,\dots,n$

(α): ضریب اطمینان ارزش در معرض ریسک میانگین

$U_i$: حداکثر نسبت سرمایه که می‌تواند به دارایی i تخصیص داده شود. $\quad i = 1,2,\dots,n$

$L_i$: حداقل نسبت سرمایه که می‌تواند به دارایی i تخصیص داده شود. $\quad i = 1,2,\dots,n$

$K_t$ : حداکثر تعداد دارایی که می‌تواند در پرتفوی وجود داشته باشد.

$h_t$ : حداقل تعداد دارایی که می‌تواند در پرتفوی وجود داشته باشد.

$y_i$ : متغیر باینری که نشان‌دهنده این است که دارایی i در پرتفوی وجود دارد یا نه،

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{دارایی i اگر در پرتفوی وجود داشته باشد} \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \qquad i = 1,2,\dots,n$$

**شرح توابع هدف و محدودیت‌ها**

**توابع هدف**

۱. هدف اول: حداکثرسازی ارزش بازده مورد انتظار فازی
۲. هدف دوم: حداقل نمودن شاخص رسمی کیفیت
۳. هدف سوم: حداقل نمودن ارزش در معرض ریسک میانگین فازی

**تعریف عملیاتی محدودیت‌های مدل**

۱. نرمال بودن وزن دارایی‌ها در سبد
۲. مجاز نبودن فروش استقراضی
۳. حداقل و حداکثر میزان سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها
۴. حداقل و حداکثر تعداد سهام موجود در پرتفوی
۵. متغیر باینری وجود یا عدم وجود یک دارایی در پرتفوی

### اجرای مدل بهینه‌سازی پرتفوی

در این قسمت روش حل مدل بهینه‌سازی سبد سهام ارائه می‌گردد. ابتدا مسئله به‌صورت چندهدفه با الگوریتم فرا ابتکاری MOPSO حل شده و مجموعه جواب‌های بهینه به دست آورده می‌شود. حل تحلیلی مدل با حضور متغیرهای فازی مشکل می‌باشد. بنابراین، ابتدا مدل از حالت فازی خارج و به مدل قطعی تبدیل می‌شود. سپس، با توجه به این‌که مدل از چند هدف تشکیل شده است، می‌توان مسئله را از طریق الگوریتم بهینه‌سازی چندهدفه با استفاده نرم‌افزار Matlab حل نمود.

## یافته‌های پژوهش

در راستای رسیدن به اهداف و پاسخگویی سئوالات مورد نظر پژوهش، با توجه به مباحث مطرح شده، روش حل پیشنهادی برای مدل بدست آمده در سهام ۱۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران مورد استفاده قرار داده و نتایج به‌دست آمده ارائه می‌شود.

### محاسبه FIQ با استفاده از روش ZAPROS III

در واقع در مدل ZAPROS III بعد از تعریف معیارها و مقادیر معیارها در جدول پرسشنامه، جمع‌آوری نظر گروهی از خبرگان بازار مالی و رسیدن به یک نظر، میانگین جدول ارزیابی براساس معیارها به‌دست آمده است. با مقایسه خروجی این جدول برای هر یک از سهام با بهترین وضعیت، مقدار FIQ تعیین گردید. تیم تصمیم‌گیرنده متشکل از ۲۰ نفر از کارشناسان بازار سرمایه با حداقل پنج سال سابقه کاری در شرکت‌های سرمایه‌گذاری، کارگزاری و موسسات مالی و همچنین، اساتید هیأت علمی دانشگاهی در زمینه مدیریت مالی می‌باشند که در مورد ۶ معیار ریسک (A)، پایداری (B)، رشد مورد انتظار (C)، نوآوری (D)، سودآوری (E) و مدیریت (F)، دیدگاه‌ها و قضاوت‌های ذهنی خود را در مورد سهام مطرح شده اعلام کردند.

**جدول ۱.** ارزیابی بر اساس معیارها

| ردیف | نام شرکت | نماد | ارزیابی بر اساس معیارها |
|---|---|---|---|
| ۱ | فولاد خوزستان | فخوز | $A_2B_1C_2D_2E_1F_2$ |
| ۲ | ملی صنایع مس ایران | فملی | $A_1B_1C_1D_3E_1F_2$ |
| ۳ | کالسیمین | فاسمین | $A_2B_1C_2D_3E_2F_2$ |
| ۴ | ایران خودرو | خودرو | $A_3B_1C_3D_1E_3F_3$ |
| ۵ | سایپا | خساپا | $A_3B_1C_3D_1E_3F_3$ |
| ۶ | پتروشیمی پردیس | شپدیس | $A_1B_1C_1D_3E_2F_1$ |
| ۷ | پالایش نفت بندرعباس | شبندر | $A_1B_1C_2D_3E_1F_1$ |
| ۸ | پالایش نفت اصفهان | شپنا | $A_1B_1C_3D_3E_1F_1$ |
| ۹ | سرمایه‌گذاری غدیر | وغدیر | $A_2B_2C_1D_3E_2F_2$ |
| ۱۰ | سرمایه‌گذاری توسعه معادن و فلزات | ومعادن | $A_2B_2C_1D_3E_1F_2$ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از به‌دست آوردن ارزیابی بر اساس معیارها برای هر یک از سهام، مقایسات زوجی بین معیارها، بر اساس ترجیحات و اولویت تصمیم‌گیرنده صورت می‌گیرد. این روند برای تک‌تک معیارها و مقادیر معیارها انجام می‌پذیرد. البته باید قبل از انجام مقایسه زوجی، اولویت هر یک از معیارها و همچنین استقلال آن‌ها توسط تصمیم‌گیرنده تعیین گردد و در صورت وجود وابستگی در معیارها، حذف وابستگی صورت گیرد. همچنین، پیش فرض مسئله را هم برای همه گزینه‌ها داریم؛

$$A_1 \rightarrow A_2 = a_1 \quad , \quad A_2 \rightarrow A_3 = a_2 \quad , \quad A_1 \rightarrow A_3 = a_3$$
$$B_1 \rightarrow B_2 = b_1 \quad , \quad B_2 \rightarrow B_3 = b_2 \quad , \quad B_1 \rightarrow B_3 = b_3$$

سپس، با استفاده از مقایسات انجام شده، روابط بین مقایسات، با توجه به پیش‌فرض تعریف شده مسئله استخراج می‌شود. در نهایت، یک رابطه کلی بدست می‌آید که همان QV مسئله است. با رتبه دادن این رابطه، به ترتیب از چپ به راست، JSQV حاصل می‌شود. در مرحله آخر، مقایسه بین ارزیابی بر اساس معیار حاصل از جدول ۱ با بهترین حالت سهام انجام می‌گیرد که خروجی آن همان شاخص رسمی کیفیت FIQ می‌باشد. در این قسمت مقایسه با بهترین حالت سهم یعنی $A_1B_1C_1D_1E_1F_1$ صورت می‌گیرد. پس از مقایسه، رابطه مورد نظر به‌دست می‌آید. با توجه به رتبه‌ی در نظر گرفته شده برای هر یک ، جهت رسیدن به شاخص رسمی کیفیت رتبه‌ها جمع می‌شود. این عدد مقدار شاخص رسمی کیفیت است. برای هر یک از ۱۰ سهم این مقدار به این صورت محاسبه می‌شود. بهترین گزینه کمترین مقدار FIQ را باید داشته باشد و هدف پژوهش حاضر نیز حداقل کردن آن است.

**جدول ۲.** مقدار FIQ هر یک از سهام

| سهام | نماد | FIQ |
|---|---|---|
| فولاد خوزستان | فخوز | ۱۶ |
| ملی صنایع مس ایران | فملی | ۲۰ |
| کالسیمین | فاسمین | ۲۹ |
| ایران خودرو | خودرو | ۶۱ |
| سایپا | خساپا | ۶۱ |
| پتروشیمی پردیس | شپدیس | ۱۸ |
| پالایش نفت بندرعباس | شبندر | ۱۹ |
| پالایش نفت اصفهان | شپنا | ۳۱ |
| سرمایه‌گذاری غدیر | وغدیر | ۳۱ |
| سرمایه‌گذاری توسعه معادن و فلزات | ومعادن | ۳۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

**محاسبه بازده سهام**

**شرکت‌ها درمحیط فازی**

در این پژوهش، دوره زمانی ۵ سال در نظرگرفته شده است. همچنین، برای محاسبه پارامترهای ورودی مسئله از مجموعه داده‌های روزانه سهام ۱۰ شرکت فعال‌تر پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نمونه پژوهش استفاده شده است. محدوده زمانی داده‌های مالی استخراج شده از ۱۳۹۲/۱/۵ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۸ می‌باشد که مربوط به قیمت‌های سهام (بسته شدن، بالاترین، پایین‌ترین) هر شرکت، از پایگاه داده "Tsetmc" است که از خروجی در نرم‌افزار Matlab به‌دست آمده است. به‌عنوان ورودی در الگوریتم‌های بهینه‌سازی فازی چندهدفه از رویکرد مبتنی بر قوی‌ترین t-norm ($T_M$)، جهت فازی‌سازی اطلاعات به‌صورت مثلثی، نسبت به تعیین توابع عضویت مثلثی فازی بازده سهام شرکت‌ها به عنوان ورودی مدل بهینه‌سازی پرتفوی اقدام شده است. در این رویکرد برای سهام $i$ ام در زمان $th$ ام، قیمت بسته شدن به صورت ($price_{it}$)، پایین‌ترین قیمت به صورت ($Low_price_{it}$) و بالاترین قیمت به صورت ($High_price_{it}$) نشان داده شده است. میانه، کرانه سمت چپ و کرانه سمت راست عدد فازی مثلثی ($a_{it}, b_{it}, c_{it}$) که بیان‌کننده بازده فازی سهام $i$ ام در نقطه زمانی $t$ ام توسط فرمول ۱۲ تعیین می‌شود:

$$a_{it} = m_{it} = \ln \frac{Low_price_{it}}{price_{i(t-1)}}$$

$$b_{it} = m_{it} = \ln \frac{price_{it}}{price_{i(t-1)}} \qquad (۱۲)$$

$$c_{it} = m_{it} + r_{it} = \ln \frac{High_price_{it}}{price_{i(t-1)}}$$

پس از مدل‌سازی بازده تمام سهام توسط متغیرهای مثلثی فازی به کمک رابطه ۱۲، قادر به استخراج بازده مورد انتظار فازی برای هر سهم با استفاده از رابطه ۱۳ می‌شود.

$$(a_i, b_i, c_i) = (\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} a_{it}, \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} b_{it}, \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} c_{it}, ) \qquad (۱۳)$$

سپس، بازده مورد انتظار سهام شرکت‌ها با استفاده از رابطه ۱۳ در نرم‌افزار Excel محاسبه می‌گردد و نتیجه در جدول ۳ نشان داده می‌شود.

**جدول ۳.** بازده فازی روزانه مورد انتظار سهام شرکت‌ها مبتنی بر رویکرد Tm

| سهام | نماد | بازده فازی مثلثی |
|---|---|---|
| فولاد خوزستان | فخوز | -۰/۰۲۴۳۶۲، -۰/۰۰۱۶۱۸، ۰/۰۰۳۱۵۲ |
| پتروشیمی پردیس | شپدیس | -۰/۲۰۰۰۸، -۰/۰۰۱۶۵۱، ۰/۰۰۵۹۷۶ |
| پالایش نفت بندرعباس | شبندر | -۰/۰۱۷۰۳۴، ۰/۰۰۰۲۸۲، ۰/۰۱۵۷۵۷ |
| ملی صنایع مس ایران | فملی | -۰/۰۲۰۵۵۹، -۰/۰۰۰۷۱۶، ۰/۰۰۸۹۷۳ |
| کالسیمین | فاسمین | -۰/۰۱۶۲۱۶، ۰/۰۰۰۰۰۷ ، ۰/۰۱۶۵۴۱ |
| سرمایه‌گذاری توسعه معادن و فلزات | ومعادن | -۰/۰۲۱۱۲۲، -۰/۰۰۱۰۶۰، ۰/۰۱۱۸۶۵ |
| سرمایه‌گذاری غدیر | وغدیر | -۰/۰۱۸۷۱۶، -۰/۰۰۱۰۴۸، ۰/۰۰۸۷۷۴ |
| پالایش نفت اصفهان | شپنا | -۰/۰۱۹۳۲۶، -۰/۰۰۱۸۳۱، ۰/۰۱۳۵۸۶ |
| ایران خودرو | خودرو | -۰/۰۱۶۵۶۳، ۰/۰۰۱۰۲۰، ۰/۰۱۸۵۳۱ |
| سایپا | خساپا | -۰/۰۱۷۹۹۴، -۰/۰۰۰۰۸۲، ۰/۰۱۸۱۹۱ |

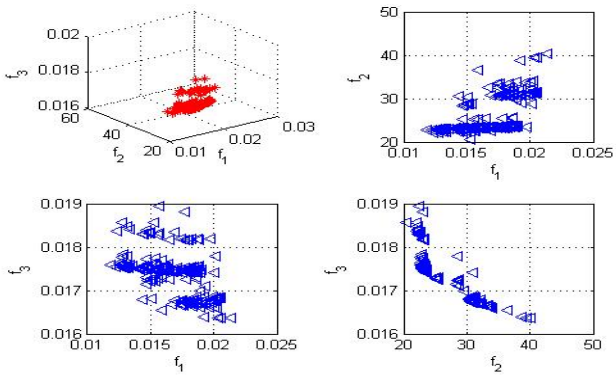
منبع: یافته‌های پژوهش

**حل مدل به‌صورت چندهدفه**

نکته مهم در تفسیر نتایج روش‌های حل چندهدفه این است که مسئله دارای جواب بهینه نخواهد بود، بلکه در مسائل چندهدفه بهینگی، پارتو خواهد بود. منظور از جواب بهینه پارتو، جوابی است که هیچ جواب دیگری بر آن غلبه نکند. بنابراین، خروجی این مدل به‌صورت مجموعه‌ای از جواب‌های پارتو خواهد بود که در آن سرمایه‌گذار می‌تواند بر اساس ترجیحات ذهنی خود یکی یا مجموعه‌ای از آن جواب‌ها را به‌عنوان استراتژی مناسب برای مدل، مورد انتخاب قرار دهد.

برای مثال اگر در یک پرتفوی ۱۰ سهم اختصاص دهیم که ثروت ابتدایی ۱۰۰۰۰ دلار، حداقل و حداکثر میزان سرمایه‌ای که می‌تواند به هر دارایی اختصاص داده شود به ترتیب صفر و ۳۰ درصد و حداقل و حداکثر تعداد سهامی که می‌تواند در پرتفوی در هر دوره وجود داشته باشد، به ترتیب ۵ و ۸ می‌باشد. برای حل مسئله بهینه‌سازی از نرم‌افزار Matlab استفاده گردید. نظر به این‌که ۳ تابع هدف در مسئله وجود داشت و امکان نمایش هم‌زمان ۳ هدف در یک تصویر وجود ندارد، بنابراین نمودارهای حاصل از اجرای الگوریتم به‌صورت سه‌بعدی و دوبعدی نمایش داده می‌شود.

دو شکل ۱ پرتفوهای بهینه و میزان توابع هدف هریک از پرتفوی‌ها را در مدل پرتفوی حاصل از اجرای الگوریتم MOPSO نشان می‌دهد.




**شکل ۱.** جبهه‌های پارتو حاصل از اجرای الگوریتم MOPSO

منبع: یافته‌های پژوهش

خروجی ۲۰۰ سبد سهام است که با توجه به میزان جمعیت اولیه حاصل می‌شود. سپس، از بین این مجموعه پارتو مقادیر بهینه سبد سهام برخی مقادیر به تصادف انتخاب و در جدول ۴ نشان داده شده است.

**جدول ۴.** مقادیر بهینه پرتفوی برای برخی مقادیر از مجموعه پارتو

| فولاد خوزستان | پتروشیمی پردیس | پالایش نفت بندر عباس | ملی صنایع مس ایران | کالسیمین | سرمایه گذاری توسعه معادن و فلزات | سرمایه-گذاری غدیر | پالایش نفت اصفهان | ایران خودرو | سایپا | پرتفوی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۰/۱۶ | ۰/۲۱ | ۰ | ۰/۲۵ | ۰/۲۲ | ۰ | ۰ | ۰/۱۵ | ۰ | ۰ | ۱ |
| ۰ | ۰/۱۹ | ۰/۲ | ۰/۱۸ | ۰/۲۴ | ۰ | ۰/۱۹ | ۰ | ۰ | ۰ | ۵۰ |
| ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... |
| ۰ | ۰/۲ | ۰/۲۴ | ۰/۱۷ | ۰/۲ | ۰ | ۰/۱۸ | ۰ | ۰ | ۰ | ۱۰۰ |
| ۰ | ۰/۱۸ | ۰/۲۲ | ۰ | ۰/۲۳ | ۰ | ۰/۱۹ | ۰ | ۰/۱۸ | ۰ | ۲۰۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

**جدول ۵.** مقادیر بهینه توابع هدف به ازای برخی مقادیر از مجموعه پارتو (روش MOPSO)

| جبهه پارتو | ارزش در معرض ریسک میانگین | شاخص رسمی کیفیت | نرخ بازده مورد انتظار |
|---|---|---|---|
| ۱ | ۰/۰۱۸۹ | ۲۲/۶۱۷۶ | ۰/۰۱۵۷ |
| ۵۰ | ۰/۰۱۷۵ | ۲۳/۶۷۱۰ | ۰/۰۱۸۵ |
| ۱۰۰ | ۰/۰۱۷۴ | ۲۳/۲۵۶۰ | ۰/۰۱۵۵ |
| ۲۰۰ | ۰/۰۱۶۷ | ۳۰/۹۲۱۳ | ۰/۰۱۸۳ |

منبع: یافته‌های پژوهش

**جدول ۶.** مقادیر توابع هدف به ازای پرتفوهای بهینه

| پرتفوی پارتو بهینه | | | |
|---|---|---|---|
| ۲۰/۱۱ | MIN FIQ | ۱۱۰۹۸ | MIN W |
| ۳۰/۹۲ | MAX FIQ | ۱۲۰۱۰ | MAX W |
| ۲۵/۴۴ | MEAN FIQ | ۱۱۶۲۰ | MEAN W |
| ۰/۰۱۵ | MIN $\tilde{R}$ | ۰/۰۱۵ | MIN AVaR |
| ۰/۰۱۸ | MAX $\tilde{R}$ | ۰/۰۱۸ | MAX AVaR |
| ۰/۰۱۶ | MEAN $\tilde{R}$ | ۰/۰۱۷ | MEAN AVaR |

منبع: یافته‌های پژوهش

**مقایسه پرتفوهای بهینه با پرتفوهای تصادفی (MOPSO)**

تعداد ۲۰۰ پرتفوی با وزن‌های تصادفی در محیط Matlab با استفاده از دستور rand (10,1) جهت سنجش روایی مدل و جواب‌های آن و همچنین، مقایسه میان پرتفوی تشکیل شده حاصل از پژوهش با پرتفوی تصادفی ایجاد و برخی نتایج حاصل از خروجی نرم‌افزار در جدول ۷ نشان داده شده است. سپس با ورود این مقادیر تصادفی، میزان ارزش توابع هدف مربوط به این پرتفوی‌های تصادفی محاسبه شده است.

**جدول ۷.** مقادیر توابع هدف به ازای پرتفوهای تصادفی

| پرتفوی پارتو تصادفی | | | |
|---|---|---|---|
| MIN W | ۱۱۰۸۰ | MIN FIQ | ۲۱/۸۲ |
| MAX W | ۱۱۹۲۰ | MAX FIQ | ۴۴/۶۵ |
| MEAN W | ۱۱۵۵۰ | MEAN FIQ | ۳۴/۲۴ |
| MIN AVaR | ۰/۰۱۷ | MIN $\tilde{R}$ | ۰/۰۱ |
| MAX AVaR | ۰/۰۱۹ | MAX $\tilde{R}$ | ۰/۰۱۴ |
| MEAN AVaR | ۰/۰۱۸ | MEAN $\tilde{R}$ | ۰/۰۱۳ |

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۷ مشخص گردیده است، سطح میانگین دستیابی به حداکثر نرخ بازده و حداقل هریک از توابع شاخص رسمی کیفیت و میزان ریسک در حالت پرتفوهای بهینه از پرتفوهای تصادفی در وضعیت بهتری قرار دارد.

در مجموع، نتایج حاکی از کارایی بالای الگوریتم در حل مسئله بهینه‌سازی فازی می‌باشد. توانایی فوق‌العاده الگوریتم در به‌دست آوردن نقاط بهینه، این اطمینان خاطر را برای سرمایه‌گذار ایجاد می‌نماید که گرفتار مسئله دام نقاط بهینه محلی نشده است و از سوی دیگر، این پژوهش نشان داد که می‌توان به راحتی و در زمان کوتاهی، مسئله بهینه‌سازی با این تعداد متغیر را حل کرد و در خصوص انتخاب سبد سهام بهینه به نتایج مورد نظر دست یافت.

## نتیجه‌گیری و بحث

انتخاب پرتفوی بهینه، یکی از مهم‌ترین مسائل در زمینه سرمایه‌گذاری بوده است. عدم‌قطعیت در بازده دارایی‌ها، همواره در طی زمان باعث ایجاد نوسانات غیرمنتظره‌ای در آن می‌شود. یکی از گزینه‌های

مناسب برای مدل کردن بازده دارایی‌ها، می‌تواند منطق فازی باشد، اما بعد دیگر مسائل بهینه‌سازی پرتفوی، انتخاب معیار ریسک مناسب می‌باشد. می‌توان با توجه به عدم‌تقارن و غیرنرمال بودن تابع توزیع دارایی‌ها به این نتیجه رسید که استفاده از گشتاورهای بالاتر می‌تواند به تولید سبدهای سرمایه‌گذاری بهتری منجر شود. برای ساخت مدل بهینه‌سازی چندهدفه سبد سهام در محیط فازی، از تئوری اعتبار، برای محاسبه گشتاور آماری همانند ارزش مورد انتظار و معیار ارزش در معرض ریسک میانگین استفاده شده است. همچنین، در زمینه مدل‌سازی فازی برای انتخاب سبد سهام توسط متغیرهای تصادفی مثلثی فازی نیز مورد استفاده قرار گرفته است.

مدل طراحی شده دارای ۳ هدف بوده است که ۲ هدف آن به‌صورت کمینه‌سازی و ۱ هدف آن بیشینه‌سازی می‌باشد. همچنین، محدودیت‌های حداکثر و حداقل میزان سرمایه‌گذاری در یک سهم و حداکثر و حداقل تعداد سهامی که می‌تواند در پرتفوی مورد نظر وجود داشته باشد، را دارد. برای حل مدل از الگوریتم فرا ابتکاری MOPSO استفاده شد و جبهه پارتو به‌دست آمد. همچنین، نتایج حاصل از اجرای الگوریتم و ایجاد پرتفوی‌های بهینه با پرتفوهای حاصل از وزن‌های تصادفی مقایسه گردید که نشان‌دهنده سطح رضایت بیشتر اهداف مسئله در هر ۳ هدف مدل می‌باشد. برای مقایسه بین پرتفوی‌های تشکیل شده حاصل از پژوهش با پرتفوی‌های دیگر، یک پرتفوی تصادفی ایجاد نموده و در نهایت، این نتیجه حاصل شد که مدل به‌دست آمده نسبت به مدل‌های تصادفی از بعد رضایت اهداف، در سطح بالاتری قرار دارد. البته می‌توان از معیارهای دیگری برای مقایسه استفاده کرد که طبیعتاً ممکن است نتایج متفاوت باشند. همچنین، نتایج نشان می‌دهند که استفاده از الگوریتم چندهدفه نتایج متنوع‌تری از لحاظ معیارها نسبت به حالت تک‌هدفه ایجاد می‌کند.

در این پژوهش از داده‌های ۱۰ شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نمونه استفاده گردید و پرتفوی از این شرکت‌ها تشکیل شد، لذا در تعمیم نتایج این پژوهش به کل شاخص بورس باید احتیاط نمود. همچنین، عدم‌دسترسی کامل به خبرگان مالی بورس اوراق بهادار تهران در قسمت تنظیم پرسشنامه و پاسخگو نبودن خبرگان مالی به دلیل محدودیت زمانی و نیز استفاده از داده‌های مبتنی بر قضاوت ذهنی خبرگان از دیگر محدودیت‌های قابل توجه می‌باشد.

برای پژوهش‌های آینده، استفاده از سایر روش‌های هوشمند، همانند الگوریتم مورچگان، رقابت استعماری و ترکیبی از آن‌ها که به روش‌های هیبریدی معروفند، پیشنهاد می‌گردد. حتی می‌توان با استفاده از روش‌های هیبریدی، نتایج حاصله با هم مقایسه گردند و روشی را که نتیجه مطلوب‌تری دارد، به‌عنوان روش موثر انتخاب نمایند. همچنین، می‌توان محدودیت‌های دیگری از بازار واقعی، هم‌چون هزینه معامله و

محدودیت بودجه و نیز فرض وجود فروش استقراضی در بازار را به مدل اضافه نمود. اضافه نمودن معیارهای جدید از قبیل کمینه کردن هزینه تراکنش، حداکثر کردن معیار نقدشوندگی و نیز، محدودیت عدد صحیح می‌تواند کارآمدی مدل را افزایش دهد. حتی می‌توان افزایش حجم نمونه با بکارگیری تعداد بیشتری از شرکت‌ها و نیز استفاده از معیارهای دیگر ریسک برای انتخاب سهام مدنظر قرارگیرد.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

**References**

Alexander, G. J., & Baptista, A. M. (2004). "A comparison of VaR and CVaR constraints on portfolio selection with the mean-variance model". *Management science*, 50(9), 1261-1273.

Andersson, F., Mausser, H., Rosen, D., & Uryasev, S. (2001). "Credit risk optimization with conditional value-at-risk criterion". *Mathematical Programming*, .89(2), 273-291.

Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J. M., & Heath, D. (1999). "Coherent measures of risk". *Mathematical finance*, 9(3), 203-228.

Behzadi, A., Bakhtiari, M. (2014). "A Model Based on Average-Entropy- Skillet for Optimization of Stock Basket in Fuzzy Environment". *Journal of Financial Engineering and Management of Securities*, Summer 2014, Issue 19, 39-56. (In Persian)

Ben-Tal, A., & Nemirovski, A. (2002). "Robust optimization–methodology and applications". *Mathematical Programming*, 92(3), 453-480.

Chen, Y., Liu, Y. K., & Chen, J. (2006). "Fuzzy portfolio selection problems based on credibility theory". *Advances in Machine Learning and Cybernetics*, 377-386.

Chunhachinda, P., Dandapani, K., Hamid, S., & Prakash, A. J. (1997). "Portfolio selection and skewness: Evidence from international stock markets". *Journal of Banking & Finance*, 21(2), 143-167.

Didehkhani, H., Hojjati Ostani, S. (2017). "Multi-objective programming model for stock selection with consideration of fuzzy risk value: fuzzy credit theory theory approach". *Financial Engineering and Management of Securities*, Vol. 8 (32), 239-268. (In Persian)

Feinstein, C. D., & Thapa, M. N. (1993). "A Reformulation of a Mean-absolute Deviation Portfolio Optimization Model". *Management Science*, 39(12).

Grootveld, H., & Hallerbach, W. (1999). "Variance vs downside risk: Is there really that much difference?" . *European Journal of operational research*, 114(2), 304-319.

Gupta, P., Mehlawat, M. K., Inuiguchi, M., & Chandra, S. (2014). "Fuzzy Portfolio Optimization" . Springer-Verlag, Berlin.

Huang, X. (2006). "Fuzzy chance-constrained portfolio selection". *Applied mathematics and computation*, 177(2), 500-507.

Huang, X. (2008). "Mean-variance model for fuzzy capital budgeting". *Computers & Industrial Engineering*, 55(1), 34-47.

Huang, X. (2008). "Risk curve and fuzzy portfolio selection". *Computers & Mathematics with Applications*, 55(6), 1102-1112.

Huang, X. (2008). "Mean-entropy models for fuzzy portfolio selection". *IEEE Transactions on Fuzzy Systems*, 16(4), 1096-1101.

Katagiri, H., & Ishii, H. (1999). "Fuzzy portfolio selection problem". *In Systems, Man, and Cybernetics, IEEE SMC'99 Conference Proceedings, IEEE International Conference on*, Vol. 3, 973-978.

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

Larichev, O.I., (2001). "Ranking multicriteria alternatives: The method ZAPROS III ". *European Journal of Operational Research*, 131, 550- 558.

León, T., Liern, V., & Vercher, E. (2002). "Viability of infeasible portfolio selection problems: A fuzzy approach". *European Journal of Operational Research*, 139(1), 178-189.

Leung, P. l., Ng lui, K., wong, W. (2012). "An improved estimation to make Markowitz's portfolio optimization theory users friendly and estimation accurate with application on the US stock market investment ". 85-98.

Li, X., Qin, Z., & Kar, S. (2010). "Mean-variance-skewness model for portfolio selection with fuzzy returns". *European Journal of Operational Research*, 202(1), 239-247.

Li, J., & Xu, J. (2009). "A novel portfolio selection model in a hybrid uncertain environment". *Omega*, 37(2), 439-449.

Liu, B. D. (2004). "Uncertain theory: An introduction to its axiomatic foundation". *Berlin: Springer-Verlag.*

Liu, B., & Liu, Y. K. (2008). "Expected value of fuzzy variable and fuzzy expected value models". *Fuzzy Systems, IEEE Transactions on*, 10(4), 445-450. Finance 14 ; 107–123.

Markowitz, H. (1952). "Portfolio selection". *The journal of finance*, 7(1), 77-91.

Markowitz, H., & Selection, P. (1959). "Efficient diversification of investments". *John Wiley and Sons*, 12, 26-31.

Mohammadi, M., Barati, M., A., & Naderi, B. (2015). "Selection of Fuzzy Multi-Phase Investment Basis Using Faraborative Method". *Master's thesis, Faculty of Engineering and Engineering, Kharazmi University*. (In Persian)

Moushakhian, S., Najafi, A., A. (2015). "Optimization of Investment Basis Using Multi-Objective Particle Swarm Algorithm for Multi-Term Multiplier-Half-Variance-Skidding Model". *Journal of Financial Engineering and Management of Securities*, Vol. 23, 133-147. (In Persian)

Pakmaram, A., Bahri Thales, J., & Valizadeh, M. (2017). "Portfolio Selection and Optimization Using Genetic Algorithm Using Markovitz Half-Mean Mean Model". *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, No. 31. (In Persian)

Peng, J. (2011). "Credibilistic value and average value at risk in fuzzy risk analysis". *Fuzzy Information and Engineering*, 3(1), 69-79.

Rachev, S. T., Stoyanov, S. V., & Fabozzi, F. J. (2008). "Advanced stochastic models, risk assessment, and portfolio optimization: The ideal risk, uncertainty, and performance measures". *John Wiley & Sons*, Vol. 149.

Rockafellar, R. T., & Uryasev, S. (2000). "Optimization of conditional value-at-risk". *Journal of risk*, 2, 21-42.

Rockafellar, R. T., Uryasev, S., & Zabarankin, M. (2006). "Generalized deviations in risk analysis". *Finance and Stochastics*, 10(1), 51-74.

Rostami, M., R., Kalantari Banejar, M., & Behzadi, A. (2015) "Higher momentum in optimizing stock portfolio in fuzzy environment". *Journal of Financial Engineering and Management of Securities*, No. 24, 41-61. (In Persian)

Shahmohammadi, M., Emami-Mibdi, L., & Zare mehrjjerdi, Y. (2012). "Presentation of Combined Intelligent Algorithm Based on the Fuzzy Mean-Variance-Skillet Model for Portfolio Selection". *International Journal of Industrial Engineering and Management*, Vol. 4, No. 23, 448-458. (In Persian)

Speranza, M. G. (1993). "Linear programming models for portfolio optimization". J.

Tamanini, I., Machado, T. C. S., Mendes, M. S., Carvalho, A. L., Furtado, S., Pinheiro, P. R. (2008). "A model for mobile television applications based on verbal decision analysis, In: Elleithy, K. (ed.)" . *Advances and Innovations in Systems, Computing Sciences and Software Engineering*, vol. 19.

Uryasev, S. (2000). "Conditional value-at-risk: Optimization algorithms and applications". *In Computational Intelligence for Financial Engineering*, (CIFEr) Proceedings of the IEEE/IAFE/INFORMS 2000 Conference on ,49-57

Watada, J. (1997). "Fuzzy portfolio selection and its applications to decision making". *Tatra Mountains Mathematical Publication*, 13(4), 219-248.

Xia, Y., Liu, B., Wang, S., & Lai, K. K. (2000). "A model for portfolio selection with order of expected returns". *Computers & Operations Research*, 27(5), 409-422.

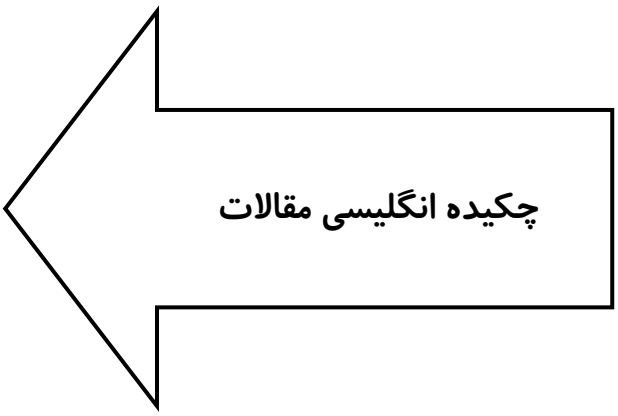
Yoshimoto, A. (1996). "The mean-variance approach to portfolio optimization subject to transaction costs". *Journal of the Operations Research Society of Japan*, 39(1), 99-117.

Zhang, W. G., Liu, Y. J., & Xu, W. J. (2014). "A new fuzzy programming approach for multi-period portfolio optimization with return demand and risk control". *Fuzzy Sets and Systems*, 246, 107-126.

Zhang, W. G., & Xiao, W. L. (2009). "On weighted lower and upper possibilistic means and variances of fuzzy numbers and its application in decision". *Knowledge and information systems*, 18(3), 311-330.

COPYRIGHTS

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


چکیده انگلیسی مقالات

# Content


| Title | Authors | Page |
|---|---|---|
| **The Relationship between Exchange Rate Regimes and Capital Market in Iran** | Mehdi Davari<br>Mohammad Hasannejad<br>Mohammad Esmaeel Fadayinejad | **1-2** |
| **The Role of Financial Inflexibility in Explaining Value Anomaly with Emphasis on the Business Cycle** | Mohammadreza Mehrabanpour<br>Taher Porkavosh<br>Ezatollah Abbasian<br>Seyyed Mohammad Alavi Nasab | **3-8** |
| **Comparison of the Effectiveness of Machine Learning Models and Statistical Models in Predicting Financial Risk** | Saman Tavakoli<br>Ali Ashtab | **9-12** |
| **The Role of Recession and Boom in the Effect of Rent of oil Resources on Financial Development Index in Iran: Is the Quality of Institutions Relevant?** | Soheil Rudari<br>Abolfazl Shahabadi<br>Leila Argha | **13-18** |
| **Analysis of the Relationship between Bitcoin Fluctuations and Tehran Stock Exchange Fluctuations During the Coronavirus Pandemi (Markov Switching Baysian VAR)** | Mohammad Ali Yousefi Behzad Farokhi<br>Samineh Ghasemifar | **19-22** |
| **The Impact of Different Information Environments on the Relationship between Disclosure Quality and Idiosyncratic Stock Risk: A Principal Component Analysis Approach** | Shokrollah Khajavi<br>Mehran Jahandoust Marghoub<br>Soraya Weysihesar | **23-26** |
| **Leader-Follower Relationship in Determining the Capital Structure** | Sajedeh Rezaei<br>Hamidreza Vakilifard<br>Reza Tehrani | **27-32** |
| **The Ability of Support Vector Machine (SVM) in Financial Recovery Prediction** | Kazem Haronkolaee<br>Ali Nabavi Chashmi<br>Ghodratollah Barzegar<br>Iman Dadashi | **33-34** |
| **The Impact of Institutional Investors, Investment Horizons on Management Efficiency and Investment Decisions of the Companies** | Ali Badieenzad<br>Afsanah Tavangar Hamzeh Kallaee<br>Ali Esmaeilzadeh Makhari<br>Negar Khosravipur | **35-38** |
| **Applying Verbal Decision Making and Multi-objective Fuzzy Optimization Approach in Portfolio Selection** | Sara Beykjani<br>Hosein Didehkhani | **39-42** |

**Journal of Financial Management Strategy**
**Alzahra University**
**Vol. 11, No. 40, Spring 2023**

**pp. 1-2**

**Research Paper**

# The Relationship between Exchange Rate Regimes and Capital Market in Iran[1]

**Mehdi Davari[2], Mohammad Hasannejad[3], Mohammad Esmaeel Fadayinejad[4]**

Received: 2022/03/08 Accepted: 2022/07/11

## INTRODUCTION

The purpose of this study is to provide a model for better identifying the pattern of exchange rate effects on the capital market and forecasting the next one to two years of the Iranian capital market. To achieve this, we compare the fitness of two-regime Markov switching models (2R-MSM) with three-regime Markov switching models (3R-MSM) using four specification criteria (Maximum likelihood, Akaik, Schwartz, and Hannan Quinn) that relate to exchange rate fluctuations and the relationship between exchange rate fluctuations and the capital market. We then forecast the regime for the relationship between exchange rates and the capital market. The results show that in recognizing the pattern of exchange rate effects on the capital market, 3R-MSM outperforms 2R-MSM. According to the research findings, if the foreign exchange market fluctuates severely, an increase in the exchange rate will certainly increase capital market returns. However, when the foreign exchange market is almost stable, the effect of this variable on the capital market can be positive or negative. According to the estimated probabilities, in the coming years, we expect to see a positive effect of the exchange rate on the capital market in a low volatility environment.

## MATERIALS AND METHODS

1. 10.22051/JFM.2023.39842.2668

2. Ph.D. Stdudent, Department of Finance-Engineering Finance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Theran, Iran. Corresponding Author. Email: M_davari@sbu.ac.ir.

3. Assistant Professor. Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: M_hasannezhad@sbu.ac.ir.

4. Associate Professor, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: M_fadaie@sbu.ac.ir.

To identify the pattern of the Rial, we use a Markov switching model due to structural failures and different fluctuations in different periods. We compare the performance of 2R-MSM with 3R-MSM using the Maximum Likelihood, Akaik, Schwartz, and Hannan-Quinn criteria. We use these four criteria to compare the performance of 3R-MSM with 2R-MSM in identifying the pattern of exchange rate impacts on the capital market. We estimate the probability of being in the currency crisis regime in the next one to two years and predict the Iranian capital market using the transition probability matrix of MSM.

**RESULTS AND DISCUSSION**

The values of the Maximum Likelihood, Akaik, and Hannan-Quinn criteria show that the 3R-MSM outperforms the 2R-MSM model in explaining Rial fluctuations. In the Rial time series, three regimes can be defined as "severe devaluation" (currency crisis), "relative stability," and "low devaluation," and the duration of staying in these regimes is 12, 51, and 1.5 months, respectively. Based on the history of severe devaluations of the Rial in the years 1390-1392 (approximately 70% devaluation in two years), mid-1396 to mid-1397 (approximately 80% devaluation in one year), and mid-1398 to mid-1399 (approximately 60% devaluation in one year), the 3R-MSM has correctly identified the time of remaining in the currency crisis regime (about 12 months).

**CONCLUSION**

The results show that for explaining the fluctuations of the Rial, we should use the 3R-MSM instead of the 2R-MSM, and for explaining the Euro and Pound currencies, we should use the 2R-MSM. Due to the difference between the exchange rate system of Iran (managed float) and the exchange rate system of European countries and England (free float), we can relate this difference to the type of exchange rate system of these countries. Forecasts show that the probability of the severe devaluation regime has a downward trend, and the probability of a relatively stable regime has an upward trend. In other words, we predict that in the coming years, as in the past, we will enter a period of relative stability regime for the Rial rate.

Considering that capital market participants have repeatedly seen the inverse relationship between the foreign exchange market and the capital market, and based on the significance of fitted regression coefficients and the values of the specification criteria, the 3R-MSM outperforms the 2R-MSM for identifying the exchange rate's impact on the capital market.

**Keywords:** Markov Switching Model; Currency Crisis; Exchange Rate Pattern, Capital Market.
**JEL Classification**: C24 ،E17 ،E37.

COPYRIGHTS

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

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 40, Spring 2023
pp. 3-8

Research Paper

# The Role of Financial Inflexibility in Explaining Value Anomaly with Emphasis on the Business Cycle[1]

**Mohammadreza Mehrabanpour[2], Taher Porkavosh[3], Ezatollah Abbasian[4], Seyyed Mohammad Alavi Nasab[5]**

Received: 2019/10/05 Accepted: 2020/03/31

## INTRODUCTION

One of the unusual phenomena in the capital market, which may certify the irrational behavior of investors and be a reason for the inefficiency of the market, is the "value premium" phenomenon. The value premium refers to the excess return of value stocks compared to the return of growth stocks, and it has attracted the attention of financial and accounting researchers in recent years. Some notable studies in this area include those by Fama and French (1992), Jegadeesh and Titman (1993), Hagen (2004), Assadi and Eslami Bidgholi (2013), and Hoseini et al. (2014).

There is some consensus that value stocks earn higher returns than growth stocks, but the interpretation of why this is a controversial issue, and there is no clear

1. DOI: 10.22051/jfm.2020.25491.2038
2. Assistant Professor, Department of Financial and Accounting, Faculty of Management and Accounting, College of Farabi, Tehran University, Qom, Iran. Corresponding Author. Email:mehrabanpour@ut.ac.ir.
3. Ph.D. Department of Financial and Management, Faculty of Management and Accounting, College of Farabi, Tehran University, Qom, Iran. Email: porkavoshtaher@ut.ac.ir.
4. Associate Professor, Department of Governmental Management, University of Tehran, Tehran, Iran. Email:E.abbasian@ut.ac.ir.
5. Assistant Professor, Department of Financial and Management, Facylty Accounting and Management, College of Farabi, Tehran University, Qom, Iran. Email:alavinsb@ut.ac.ir.

explanation for this stock feature. The investment-based asset pricing theory (Cochrane, 1991; Berk et al., 1999) has provided some clues. The key word is inflexibility. The basic idea is that due to a variety of sources (investment irreversibility, leverage, and financial constraints), value stocks have less flexibility to adjust their capital during economic shocks. As a result, the risk and expected return of value stocks are highest during economic recessions relative to growth stocks. In other words, financial inflexibility is the reason for the co-movement of the expected return of value stocks with economic recession compared to the expected return of growth stocks (Gulen et al., 2008). Based on the studies of Assadi and Eslami Bidgoli (2013) and Hoseini et al. (2014), there is a value premium in the Tehran Stock Exchange. The reason for the value premium, based on investment-based asset pricing theory, is financial inflexibility. This research, for the first time in Tehran Stock Exchange, following the studies of Poulsen et al. (2013), has tried to add the financial inflexibility factor (a combined index of investment irreversibility, total leverage, and financial constraints) to Fama and French's three-factor model (1993), looking for the answer to these questions: does financial inflexibility have an impact on value anomaly (stock risk premium and value premium)? Secondly, does financial inflexibility during the business cycle affect the value anomaly? So that we can achieve a model with high explanatory power and predictive power about stock returns.

## MATERIALS AND METHODS

The purpose of this research is practical, and its nature is causal correlation. To gather information on the theoretical foundations, the library method was used. The study utilized data from 450 firms for the period from 2008 to 2017 to achieve the research objectives. To test the research hypotheses, the fourth-factor Asset Pricing model by Poulsen et al. (2013) was used at both the stock and portfolio levels. These models were then tested while considering the moderating effect of the business cycle. It should be noted that the financial inflexibility factor was added as the fourth factor to the Fama and French (1993) three-factor Asset Pricing model in the Poulsen et al. (2013) fourth-factor Asset Pricing model. To investigate the role of financial inflexibility on the value anomaly, the above models were used once by using panel

data for the value and growth stocks, and once again, these models were fitted with time series data for value, growth, and value premium portfolios.

## RESULTS AND DISCUSSION

The results of the first hypothesis (there is a difference between the effect of financial inflexibility on the stock risk premium in value and growth stocks) and the second hypothesis (there is a difference between the effect of financial inflexibility on the stock risk premium during the business cycle in value and growth stocks) show that there is a significant difference between the coefficients of the financial inflexibility factor and the stock risk premium among value and growth stocks, and this effect is significantly greater in value stocks. Additionally, financial inflexibility during the recession has a positive and significant risk premium in the stock level of value stocks and a negative and significant risk premium in the stock level of growth stocks. Finally, the results of the third hypothesis (financial inflexibility has an effect on the value premium) and the fourth hypothesis (the business cycle affects the relationship between financial inflexibility and the value premium) show that financial inflexibility affects the value premium, and the effect of financial inflexibility on the value premium is not constant during the business cycle, and the impact of financial inflexibility during the economic recession on the risk premium of the value portfolio is more significant than that of the growth portfolio.

## CONCLUSION

This research investigates the role of financial inflexibility in explaining value anomalies during the business cycle. The results of the research hypotheses indicate that financial inflexibility leads to an increase in stock risk premium, which means that stocks exposed to financial inflexibility experience higher risk premium. According to Poulsen et al.'s (2013) studies, financial inflexibility leading to positive and significant risk premium at the stock level can explain value anomalies at the stock level. The research also suggests that companies with a high book value to market value ratio are more exposed to the risk of financial inflexibility, resulting in higher stock risk premium. Additionally, the effect of financial inflexibility on stock risk premium is not constant over time, as Gulen et al.'s (2008) studies indicate. During the recession period,

financial inflexibility has a positive and significant effect on the stock risk premium of value stocks, and the stock risk premium of value stocks increases with an increase in financial inflexibility during this period.

Furthermore, the adjusted coefficient of determination of the Fama and French three-factor model increases when the financial inflexibility factor is added, indicating that the four-factor model of Poulsen et al. (2013) has more explanatory power than the Fama and French model in the Tehran Stock Exchange. Therefore, it should be considered in pricing models that include factors such as size, value, and market return.

The results obtained from this research are consistent with the findings of Clark and Qiao (2019), Oad Rajput et al. (2019), Gu et al. (2017), Sanchez and Gomez (2015), Poulsen et al. (2013), Gulen et al. (2008), Cao (2010), Xing and Zhang (2005), and Moradijoz (2016), but inconsistent with the results of Valuchova's (2011) research.

Based on the studies by Assadi and Islami Bidgoli (2013) and Hoseini et al. (2013), it has been shown that there is value premium in the Tehran Stock Exchange. Additionally, the investment-based asset pricing theory suggests that financial inflexibility is the approach behind value premium. This study found that consistent with the aforementioned research, there is a value premium in the Tehran Stock Exchange, and compensation for the risk of financial inflexibility is the approach behind value premium. It is also the reason for the co-movement of the expected returns of value stocks with economic recession compared to the expected returns of growth stocks. Therefore, it can be concluded that the effect of this factor on stock risk premium is not constant over time.

**Keywords:** Business Cycle, Financial Inflexibility, Value Anomaly.
**JEL Classification**: E32, G12.

**References**

Assadi, Gholam Hossein., & Eslami Bidgoli, Saeed. (2013). «Comparison of one-year performance of value stocks and growth stocks». *Financial Engineering and Portfolio Management,* 4(14), 18-37. (In Persian)

Berk, Jonathan. B., Green, Richard. C., & Naik, Vasant. (1999). «Optimal investment, growth options, and security returns». *Journal of Finance*, 54(5), 1553 – 1607.

Cao, Viet Nga. (2010). «Value Anomaly the Relationship with Firms' Investment and Financing Flexibility». *Edinburgh University Business School*, Edinburgh EH8 9JY, U.K.

Clark Ephraim, Qiao Zhuo. (2019). «the value premium puzzle, behavior versus risk: new evidence from China». *Quarterly Review of Economics and Finance*, https: //doi.org/10.1016/j. qref.2019.04.007

Cochrane, John.H. (1991). «Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations». *Journal of Finance*, 46(1), 209 –237.

Fama, E.F., French, K.R. (1992). «The Cross-Section of Expected Stock Returns». *Journal of finance*, 47(2), 427-465.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). «Common risk factors in the returns on stocks and bonds». *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.

Gu, Lifeng., Hackbarth, Dirk., & Johnson, Tim. (2017). «Inflexibility and stock returns». *Working Paper*, University of Hong Kong, Boston University, and University of Illinois at Urbana-Champaign.

Gulen, Huseyin., Xing, Yuhang, & Zhang, Lu. (2008). «Value versus Growth: Time-varying expected stock returns». *University of Michigan Working paper*.

Haugen, Robert. (2004). *The New Finance: overreaction, complexity, and uniqueness*. 1st edition, Prentice Hall, New Jersey.

Hoseini, seyed farhang., Jalilzadeh, Rahim & Mesbah, Mahsa. (2014). «Comparing Growth and Value Stock Returns-Industry-Based Approach». *International Management Conference*, Tehran. https://www.civilica.com. (In Persian).

Jegadeesh, Narasimhan., and Titman, Sheridan. (1993). «Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency». *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

Moradijoz, Saeed. (2016). «The Role of Adjustment Costs, Operating Leverage and Financial Leverage to Explain the Value Premium: Evidence from Tehran Stock Exchange». Master's Degree in Finance Management. Faculty of Management & Accounting, *Shahid Beheshti University*. (In Persian)

Oad Rajput, Suresh. Kumar., Wongchoti, Udomsak., Chen, Jianguo., & Faff, Robert. (2019). «Is Financial Flexibility a Priced Factor in the Stock Market?» . *Financial Review*, 54(2), 345-375.

Poulsen, Michael., Faff, Robert., & Gray, Stephen. (2013). «Financial Inflexibility and the Value Premium». *International Review of Finance*, 13 (3): 327-344.

Sanchez, Magda G, & Gomez, Jose A. (2015). «Ex-post Equity Risk Premiums and Economic Cycles in Colombia: An Empirical Research Using Kalman and Hodrick-Prescott Filters». *Revista Finanzas y Politica Economica*, Universidad Catolica De Colombia, 7(1): 109-129.

Valuchova, Lucie. (2011). «The Value Premium over the Bull-Bear Market and the Economical cycle». Master's thesis, *University of Agder*, Faculty of Economics and Social Sciences.

Xing, Yuhang and Zhang, Lu. (2005). «Value versus Growth: Movements in Economic Fundamentals». *Simon School Working Paper* .Available at SSRN: https://ssrn.com.

COPYRIGHTS

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

**Journal of Financial Management Strategy**
**Alzahra University**
**Vol. 11, No. 40, Spring 2023**

**pp. 9-12**

**Research Paper**

# Comparison of the Effectiveness of Machine Learning Models and Statistical Models in Predicting Financial Risk[1]

**Saman Tavakoli[2], Ali Ashtab[3]**

Received: 2021/02/23 Accepted: 2021/07/24

## INTRODUCTION

One of the primary concerns of market experts is the information that companies provide. Predicting the reliability of a company's condition gives investors an opportunity to make a more informed investment decision. The basis of investment decisions in an efficient market is the relationship between risk and return. In an efficient market, getting higher returns is only possible by accepting higher risk. Providing forecasting models about the company's overall outlook and financial risk is one way to assist stakeholders of a company. By predicting the financial risk of companies, it is possible to do the necessary planning to prevent their inevitable failure. Financial risk forecasting models are one of the tools used to estimate the future state of companies. To survive and thrive in a highly competitive market, business entities must control possible financial risks and predict their future financial development by utilizing forecasting models.

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.35240.2512

2. M.SC. Deparment of Accounting, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. Email: samantavakoli21@gmail.com.

3. Assistant Professor, Department of Accounting and Finance, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. Corresponding Author. Email: a.ashtab@urmia.ac.ir.

**PURPOSE**

Given the importance of financial risk and the reassurance of shareholders, the primary objective of this research is to compare the accuracy of financial risk predictions for listed companies in the Tehran Stock Exchange, using both statistical models and machine learning models.

**RESEARCH HYPOTHESES**

The accuracy of financial risk prediction of machine learning models is significantly higher than statistical models.

**RESEARCH METHODOLOGY**

This research is descriptive in nature and aims to compare the accuracy of financial risk prediction between machine learning models (32 models) and statistical models (14 models). The data used in this research consists of real information and financial statements of companies listed on the Tehran Stock Exchange. The data analysis was conducted using software such as Rapid Miner, SPSS Modeler, Weka, SPM, E-Views, SPSS Statistics, and Minitab. The population of this research includes companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2010 to 2020. The sampling method used in this research was targeted sampling.

**RESULTS TEST of RESEARCH HYPOTHESES**

To comprehensively evaluate the capabilities of the models, the criterion of prediction accuracy, the value of the area under the curve and the characteristic criterion of system performance, and to check the hypothesis of the research, the comparison test of the coefficients of prediction accuracy has been used.

**DISCUSSION and CONCLUSION**

This research seeks to answer the question of whether the accuracy of financial risk prediction of machine learning models is significantly higher than that of statistical models. Based on the results of the comparison test of the prediction accuracy coefficients of machine learning models and statistical models, it was determined that since the value of the Z statistic is equal to 55.68 and significant at the 1% error level,

there is a 99% confidence that the prediction accuracy of machine learning models is higher than that of statistical models.

**Table 1**. Comparing the efficiency of machine learning models and statistical models

| Model | N | Mean | Std. Deviation | P-Value | Z-Value |
|---|---|---|---|---|---|
| Machine learning | 32 | .866590625000000 | .102877566943634 | 0.000 | 55.68 |
| Statistical models | 14 | .838678571428571 | .163752107108329 | | |

Additionally, it was found that the best machine learning model after optimization was the evolutionary support vector machine model, which achieved a prediction accuracy of 99.86 percent. Moreover, it was observed that accrual financial ratios, with a prediction accuracy of 99.45 percent, and activity financial ratios, with a prediction accuracy of 98.62 percent, performed better compared to other financial ratios when using the evolutionary support vector machine to predict financial risk. It was also determined that machine learning models can be used as an important tool in predicting the financial risk of companies due to their lack of limitations faced by statistical models, such as not considering the distribution of communities, not having problems with collinearity between explanatory variables, and having adaptive learning capabilities.

## SUGGESTIONS

According to the findings of the research, potential and actual investors are advised to use the evolutionary support vector machine model introduced in this study and the selected variables to predict the financial risk of companies in investment decisions. Financial ratios are also identified as an important tool for predicting financial risk, which can help prevent losses to the country's economy and the company's stakeholders and enable effective sector management to control the occurrence of impulse or fluctuations.

In terms of future research, esteemed researchers are recommended to compare listed and non-listed companies in different industries and investigate the impact of macroeconomic variables such as GDP growth, liquidity growth, bank interest rate fluctuations, and currency fluctuations on the financial risk of companies. Additionally,

combining classification techniques like support vector machine with clustering techniques can provide researchers with a different perspective on predicting financial risk.

**Keywords:** Financial Risk; Machine Learning; Prediction; Support Vector Machine Evolutionary.
**JEL Classification**: C53, G32.

COPYRIGHTS

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

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 40, Spring 2023
pp. 13-18

Research Paper

# The Role of Recession and Boom in the Effect of Rent of oil Resources on Financial Development Index in Iran: Is the Quality of Institutions Relevant?[1]

**Soheil Rudari[2], Abolfazl Shahabadi[3], Leila Argha[4]**

Received: 2022/01/09 Accepted: 2023/01/05

## INTRODUCTION

The current research has investigated the role of economic recession and prosperity and the quality of institutions in the effect of natural resource rent on Iran's financial development index in the period of 1984-2018. The increase in the rent of oil resources in the country may have a different effect on the financial development index depending on the conditions of recession and prosperity, as well as in terms of improving the quality of institutions. Also, the transformation of wealth from natural resources into capital based on modern technologies is an important matter in order to exploit the benefits of abundance. It is natural resources that emphasize the importance of the current research.

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.39105.2634

2. Assistant Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Email: soheil.rudari@mail.um.ac.ir.

3. Professor, Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir.

4. Assistant Professor, Department of Economics and Accounting, Faculty of Economics and Management, Lorestan University, Lorestan, Iran. Corresponding Author. Email: Leilaargha95@gmail.com.

**MATERIALS AND METHODS**

In the current research, to extract the financial development index and the institutional quality index, the principal component analysis model was used, and also to investigate the role of recession and prosperity in the effect of natural resource rent on financial development with and without considering the institutional quality index, the Threshold Structural Vector Autoregression (TSVAR) model was used. Used. It is possible that the effects of some variables are different in states above and below a limit and value (threshold), and in such a situation, the use of non-linear models that allow the separation of positive and negative shocks and the analysis of their effects in values above and below the threshold, compared to Other models have advantages (Fang Guo, 2013). The threshold vector autoregression model can be expressed as equation:

$$Y_t = A^1 Y_t + B^1(L)Y_{t-1} + (A^2 Y_t + B^2(L)Y_{t-1})I[S_{t-1} > \gamma] + U_t \quad (1)$$

which finally specifies the research model in the form of the following equations:

$$\begin{bmatrix} GRENT \\ GOPEN \\ GINQ \\ GGDP \\ GFDI \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & 0 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} e_t^{GRENTt} \\ e_t^{GOPEN} \\ e_t^{GINQ} \\ e_t^{GGDP} \\ e_t^{GFDI} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} GRENT \\ GOPEN \\ GGDP \\ GFDI \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} & 0 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} e_t^{GRENT} \\ e_t^{GOPEN} \\ e_t^{GGDP} \\ e_t^{GFDI} \end{bmatrix} \quad (2)$$

That, GRENT; The growth of the rent of oil resources, GOPEN; Growth in trade openness, GINQ; Growth Index of Institutional Quality, GGDP; Gross Domestic Product Growth, GFDI; Growth in Financial Development Index and GRENTINQ; The growth of the intersection variable of oil rent in the quality index of institutions.

Based on the weighted average estimate of the product of the factor load in the actual values of the components, an institutional quality index is created, which is presented in graph (1) of the trend of the institutional quality index in the period under review:

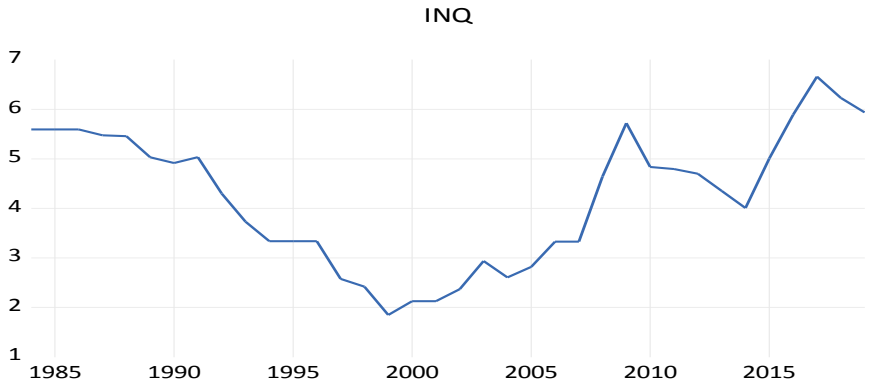



**Chart 1.** The trend of institutional quality index
Source: Research findings

## RESULTS AND DISCUSSION

**Chart 2:** The reaction of the financial development index in recessionary conditions with regard to the cross-sectional effect of the institutions' quality index
Source: Research findings

**Chart 3**. The reaction of the financial development index in the conditions of prosperity

Source: Research findings

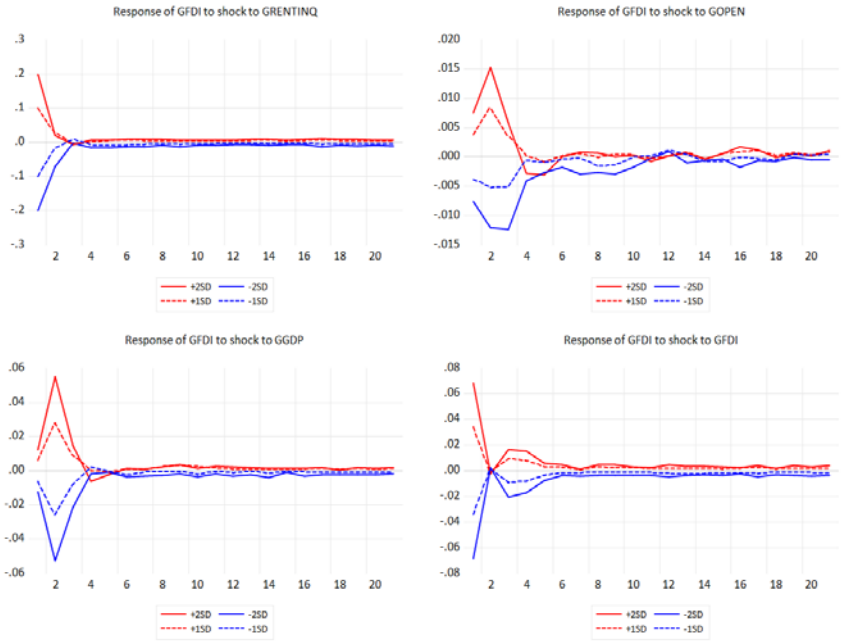



**Chart 3.** The reaction of the financial development index in the conditions of prosperity in terms of the cross-sectional effect of the institutions' quality index

Source: Research findings

In the conditions of prosperity and recession, the positive shock to the rent of oil resources has had a negative effect on financial development in the short term and has almost no effect in the long term. In the conditions of recession and prosperity, if the increase in the rent of oil resources in the country is accompanied by an improvement in the quality of institutions, in the short term it can lead to an increase in financial development in the country, in other words, the simultaneous improvement in the quality of institutions in the country can be a curse of the oil resources in the short term. To become a blessing for financial development in the country.

## CONCLUSION

Based on the results of the research, the impact of oil resource rent on financial development in the country does not depend on the conditions of recession and economic prosperity, and depending on the quality index of institutions in oil resource rent, the type of influence on financial development will change. This shows that the influence of oil rent on financial development Financial development in the country is

not dependent on the country's economic conditions, and this can be seen in the equal impact of oil rent on financial development in recession and boom conditions, in both cases with the cross-sectional effect of oil rent on the institutional quality index and without considering the cross-sectional effect of this Something important has happened. But on the other hand, the simultaneous increase in oil rent and the quality of institutions in the country has changed the effect of oil rent on financial development, and in terms of the intersectional effect of improving the quality of institutions, the curse of oil resources has turned into a blessing for financial development in the country, but only in It has happened in the short term. Based on the results, even if the quality of the institutions in the country improves simultaneously, the oil resources and the increase in the resulting rent cannot be considered as a long-term factor for the improvement and growth of the financial development in the country. Therefore, in order to prevent the bad effect of oil resources on the financial development in the country, the conditions for the further growth of foreign trade should also be provided in order to provide the possibility of long-term improvement of the financial development. Also, the role of the National Development Fund as a factor in reducing the role of oil revenues in the government budget should be highlighted so that the rent of oil resources does not spread from the government budget channel to other parts of the country and prevent corruption.

**Keywords:** Business Cycles, Financial Development, Institutional Quality.

**JEL Classification**: C22 ،C33 ،G32 ،F31.

COPYRIGHTS

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

**Journal of Financial Management Strategy**
**Alzahra University**
**Vol. 11, No. 40, Spring 2023**

**pp. 19-22**

**Research Paper**

# Analysis of the Relationship between Bitcoin Fluctuations and Tehran Stock Exchange Fluctuations During the Coronavirus Pandemi (Markov Switching Baysian VAR)[1]

**Mohammad Ali Yousefi Behzad Farokhi[2], Samineh Ghasemifar[3]**

Received: 2022/04/13 Accepted: 2023/02/23

## INTRODUCTION

Today, digital currencies have become increasingly popular as an investment product with incredible returns and high risk. These currencies are inspired by research in the field of asset portfolio diversification and hedging of financial assets (Bori et al., 2017; Shahzad et al., 2019; Smalls, 2019). By reviewing the research literature, it can be found that a major part of the literature related to cryptocurrencies mainly focuses on the mechanism of determining the price of Bitcoin and its ability to develop into an alternative monetary system, such as Rogojano and Badia (2014); Brandold et al. (2015); Siyayan et al. (2016); Dwyer (2015). The movement of investment flow towards Bitcoin among new cryptocurrencies is because, despite the diversity of digital currencies, Bitcoin has maintained its first position for 10 years with a share of 51% of

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.40085.2675

2. Ph.D. Student, Department Economical Science, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran. Email: Aliyousefi8732@yahoo.com.

3. Postdoctoral Researcher, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: saminehghasemifar@yahoo.com.

the total capital of cryptographic assets. In addition, the Bitcoin market has experienced rapid growth and significant development in the past decade. Specifically, the capitalization of Bitcoin increased significantly between the third quarter of 2014 and the third quarter of 2019, from about $30 million to almost $20 billion, a growth rate of almost 1,000 percent. Along with the global expansion of the use of cryptocurrencies, a growing tendency to invest in cryptocurrencies has been observed in Iran in the last few years. The government and the central bank have imposed restrictions regarding the control of cryptocurrencies due to this trend. Based on this, considering the direct and non-economic influence of Iran on the global financial markets and the expansion of activity related to cryptocurrencies, especially in the years of the intensification of international sanctions, as well as the conditions of the Corona pandemic, the question arises whether Bitcoin fluctuations as a currency can affect domestic financial asset yield fluctuations or not.

The new contribution of this research is to investigate the relationship and mutual and non-linear correlation between the risk of Bitcoin assets, securities, and foreign currency in the portfolio of domestic investors and analyze these relationships by identifying the behavioral regimes of Bitcoin during the pandemic.

## MATERIALS AND METHODS

Initially, this study identifies two regimes of severe and mild fluctuations for Bitcoin based on the assumption that these fluctuations are state-dependent. The MSBVAR model developed by Sims et al. (2008) is utilized to identify these regimes, as it is well-suited for analyzing non-linear relationships between variables and identifying sudden changes in financial variables. Subsequently, a non-linear Bayesian approach is employed to estimate the impacts of Bitcoin and foreign currency fluctuations on the return of the stock market index. Portfolio theory is then utilized to investigate the effects of Bitcoin fluctuations on stock market returns.

## RESULTS AND DISCUSSION

The transition probabilities between regimes indicate that regime one is more stable than regime two. According to the findings, the probability of remaining in

regime one is 0.99, whereas the probability of remaining in regime two is 0.49. This outcome aligns with the nature of bitcoin volatility because the two regimes correspond to the corona pandemic. Further elaborating on these results, it can be stated that the stability of regime one in comparison to regime two reflects the emergence and possibly fading of the corona pandemic over time, which affects the behavior of the studied economic variables. In regime one (the period before the start of the corona pandemic), the response of the stock index returns to bitcoin fluctuations is positive, but it gradually diminishes after 14 periods. Moreover, the response of stock index returns to exchange rate fluctuations is positive and significant but decays over a more extended period. These response functions belong to regime 2. This regime relates to the beginning of the corona pandemic era. In this regime, the reaction of the stock return index to bitcoin price fluctuations is also positive and significant, but it is stronger than the reaction in regime one. Additionally, the response of the stock return variable to the other two variables is positive in this regime but stronger than the response in regime one. These findings confirm the research hypothesis.

## CONCLUSION

The results generally show the relationship between the risks of these two assets in the investor's asset portfolio in two different regimes. According to the research results, a positive correlation has been observed between the return risk of the stock index and both bitcoin and currency in the investor's asset portfolio, in both regimes. Additionally, Bitcoin price fluctuations have a positive effect on stock index fluctuations, but the reaction of the stock market index to the Bitcoin price impulse after the outbreak of Corona is much stronger than before the outbreak. The reaction of stock returns to Bitcoin fluctuations in both regimes shows that Bitcoin can act as a suitable risk hedge in the conditions of the Corona pandemic, which is in line with the results of Buri et al. (2017). The mutual influence of stock index fluctuations and Bitcoin is also confirmed by the article of Lopez Gabarkos et al. (2021). On the other hand, the obtained results confirm the research hypothesis about the effect of Bitcoin fluctuations on the fluctuations of stock returns. This hypothesis is consistent with the theoretical basis of portfolio theory and the relationship between the risks of different assets in the investor's portfolio.

**Keywords:** Bitcoin Fluctuations, Corona Epidemic, Portfolio, Stock Market Index, MSBVAR Approach.

**JEL Classification**: N20, I10, G11, G23, C11.

COPYRIGHTS

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

**Journal of Financial Management Strategy**
**Alzahra University**
**Vol. 11, No. 40, Spring 2023**

**pp. 23-26**

**Research Paper**

# The Impact of Different Information Environments on the Relationship between Disclosure Quality and Idiosyncratic Stock Risk: A Principal Component Analysis Approach[1]

**Shokrollah Khajavi[2], Mehran Jahandoust Marghoub[3], Soraya Weysihesar[4]**

Received: 2019/09/23 Accepted: 2020/05/04

## INTRODUCTION

Investors are always looking for ways to generate suitable income from their investments. As most investors are risk-averse, they are constantly seeking to maximize their expected returns at an acceptable level of risk or minimize their risk at an acceptable level of expected return (Healy & Palepu, 2001). Management forecasts are one of the optional disclosures available to managers to provide investors with additional information about the company's expected future performance (Anilowski et al., 2007). When managers, as informed individuals, provide forecasts of the company's future to shareholders, the company's valuation improves (Durnev & Kim, 2005), the cost of capital is reduced (Francis et al., 2008), information risk is reduced (Ferreira & Laux, 2007), and investors are more confident in evaluating future cash flows (Rogers et al., 2009). Since managers have more accurate information than individuals outside the company who do not have access to it (Jensen & Meckling, 1976), they can reduce the company's risk with accurate and reliable forecasts (Zalaghi et al., 2014).

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.28406.2219

2. Professor, Department of Accounting, Shiraz University, Shiraz, Iran. Corresponding Author. Email: shkhajavi@rose.shirazu.ac.ir.

3. Ph.D. Student, Department of Accounting, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: mjahandostm@yahoo.com.

4. M.Sc. Department of Accounting, KAR Higher Education Institute, Qazvin, Iran. Email: soraiaweysihesar@yahoo.com.

On the other hand, regardless of the information value of management's forecasts, the company's information environment also affects its risk. Research has shown that information environments are related to the amount, type, and quality of disclosed information. The purpose of creating accounting information devices is to provide an environment that both makes information available and eliminates the risk of information errors. In companies where a higher level of confidential information is disclosed, the information environment of the company becomes stronger. Therefore, it is argued that in companies with a strong information environment, the management seeks to provide more information to the users, and that management's predictions can be used in this direction according to the management's goals. Thus, in strong information environments, by increasing the accuracy of information in forecasts, management increases the credibility of this information and reduces the company's risk (Kitagawa & Okuda, 2016).

Based on the above discussion, the aim of this research is to investigate the effect of information environments on the relationship between disclosure quality and unsystematic risk.

## RESEARCH QUESTIONS OR HYPOTHESIS

According to the purpose of the research, the research hypotheses have been developed as follows:

First hypothesis: There is a positive and significant relationship between management forecasting error and unsystematic risk.

Second hypothesis: Strong (weak) information environments have a decreasing (increasing) moderating effect on the relationship between management forecasting error and unsystematic risk.

## METHODS

The statistical population of the study consists of all companies listed on the Tehran Stock Exchange that were active in the stock exchange from the beginning of 2008 to the end of 2018. In selecting the companies, the following conditions were considered: to control the time effect and increase comparability, the end of the fiscal year of the studied companies should lead to the end of March each year; to homogenize the statistical population, companies did not change their financial year during the research

period; some listed companies, including banks and financial institutions such as investment companies, financial intermediaries, holding companies, banks, and leasing companies, which have different financial disclosures and structures of the company's governing principles, were excluded; to ensure companies' shares were fluid and for better comparison, companies should not have had a trading interval of more than three months; and the necessary data during the research period should have been fully available. A total of 86 companies that met the above conditions were selected to test the research hypotheses. After collecting the data, Excel software was used for summarizing and calculating. Then, the final analysis was performed using multivariate regression patterns in Eviews software.

## RESULTS

The results of the hypothesis test showed that there is a positive and significant relationship between management forecasting error, net sales forecasting error, operating profit forecasting error, and net profit forecasting error with unsystematic risk. In general, the results show that the company's unsystematic risk increases as the disclosure quality decreases. Additionally, the good (weak) information environment has an inverse (direct) and significant effect on the relationship between management forecasting error, operating profit forecasting error, and net profit forecasting error with unsystematic risk. However, it does not have a significant effect on the relationship between net sales forecasting error and unsystematic risk. In general, the results show that weak information environments with increasing information asymmetry lead to an increase in management forecasting error and, as a result, a decrease in disclosure quality and an increase in unsystematic risk. But in strong information environments, by increasing the accuracy of information in forecasts, management increases the credibility of this information and reduces the company's risk.

## DISCUSSION AND CONCLUSION

The results indicate that there is a positive and significant relationship between management forecasting errors, net sales forecasting errors, operating profit forecasting errors, and net profit forecasting errors with unsystematic risk. The relationship between these variables decreases (increases) in companies with a strong (weak) information environment. These findings are consistent with empirical evidence that

suggests the quality of financial reporting is linked to unsystematic risk trends. Since managers have access to more accurate information than individuals outside the company (Jensen & Meckling, 1976), they can minimize the company's risk through accurate and reliable forecasting. Improving the quality of financial reporting and information disclosure about firm performance reduces stock return volatility and risk (Rajgopal & Mohan, 2011).

Furthermore, the study found that larger (smaller) companies tend to have stronger (weaker) information environments. Weak information environments with increasing information asymmetry led to increased management forecasting errors, lower quality disclosure, and an increase in unsystematic risk. In contrast, strong information environments reduce information asymmetry and risk by increasing forecast accuracy.

Based on the results of the first hypothesis, it is recommended that managers use accurate and reliable forecasting to minimize information asymmetry and reduce risks. The results of the second hypothesis suggest that managers should minimize market punishment by increasing their skills and abilities to disclose information in a timely and accurate manner, thereby increasing the credibility of the information and reducing the company's risk. Inappropriate and weak information environments can lead to investor reluctance to participate in the capital market, prevent the optimal allocation of resources, increase the cost of capital for companies, and, in the worst-case scenario, lead to a market collapse. Therefore, strong information environments are crucial for reducing these risks.

**Keywords:** Disclosure Quality, Management Forecast Error, Idiosyncratic Risk, Information Environment, Principal Component Analysis.

**JEL Classification**: M41 ،G12 ،G14.

COPYRIGHTS

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

**Journal of Financial Management Strategy**
**Alzahra University**
**Vol. 11, No. 40, Spring 2023**

**pp. 27-32**

**Research Paper**

# Leader-Follower Relationship in Determining the Capital Structure[1]

**Sajedeh Rezaei[2], Hamidreza Vakilifard[3], Reza Tehrani[4]**

Received: 2021/01/27 Accepted: 2021/08/28

## INTRODUCTION

In recent years, significant attention has been devoted to the field of behavioral finance, particularly in the area of herd behavior. Capital structure is also a contentious topic in corporate finance. In the financial literature, diverse perspectives shape capital structure theories, yet research related to each of these perspectives provides us with conflicting results. Bilgehan (2014) argues that the common ground among these various approaches concerning capital structure is the hypothesis that financial market participants, such as investors and managers, make rational decisions. However, in recent years, the human factor has been studied in the field of capital structure to better understand the source of financial decisions. For instance, Baker et al. (2004) conducted research on the role of human factors, such as manager behaviors like optimism, overconfidence, and herding, in explaining financing decisions, which indicates that the classic behavioral hypothesis of rationality in capital structure theories should be re-evaluated with behavioral finance hypotheses (Brendea & Pop, 2019). Furthermore, Camara (2017) highlights the importance of identifying the optimal financial mix in various capital structure studies. Hence, it is essential to comprehend the impact of the industry on the financing decision-making process, particularly in light of herd behavior. Additionally, it has been shown that changes in capital structure during

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.34930.2493
2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Kish International Branch, Islamic Azad University, Kish Island, Iran. Email: S.Rezaei63@Gmail.Com.
3. Associate Professor, Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:Vakilifard.PhD@Gmail.Com.
4. Professor, Department of Financial Management and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Tehran University, Tehran, Iran. Email:RTehrani@Ut.Ac.Ir.

periods of macroeconomic development may result from herd behavior, leading to significant variations in the cost of issuing debt and shares. This study aims to examine companies' conformity with industry leaders in determining the capital structure composition of companies listed on the Tehran Stock Exchange using the Cross-Sectional Absolute Dispersion (CSAD) method. Consequently, the leader-follower relationship in the capital structure of twelve different industries, as well as the form of market growth and decline, will be investigated. This research is distinct from previous studies in that it investigates the cross-sectional absolute dispersion method, herd behavior, and the leader-follower relationship in financing decisions among various industries and under different economic market conditions.

## MATERIALS AND METHODS

The investigated companies in each industry are divided into three independent groups based on their profitability growth, profitability rate, and market share, ranging from the highest to the lowest. To identify the industry leader in each year, the companies in the upper third of the category with the highest amount of the mentioned criteria are called leader companies, and the companies in the lower two-thirds of each category are called follower companies (Leary & Roberts, 2014). The Cross-Sectional Absolute Dispersion (CSAD) is used to measure the leader-follower behavior, which refers to follower herd behavior towards the industry leader. To calculate the Cross-Sectional Absolute Dispersion, the capital structure criterion (CS) of all investigated companies (both leader and follower) is calculated using equation (1):

$$CS_{it} = D_{it}/\sum(D_{it}, E_{it}) \qquad \text{Equation (1)}$$

In this equation, CS is the company's annual capital structure, D is debt and E is the market value of equity. According to CS obtained from equation (1), CSAD is calculated using equation (2):

$$CSAD_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left|CS_{i,t} - CS_{IndLead,t}\right| \qquad \text{Equation (2)}$$

In the above equation, N is the number of companies in the investigated industry, CSi, t is the capital structure of company i at time t, and CSIndLead,t is the capital structure of the industry leader at time t. After calculating CSADt for each year, to examine the leader-follower relationship in the industry, regression equation (3) is estimated in each industry:

$$CSAD_t = \lambda_0 + \lambda_1 CS_{IndLead,t} + \lambda_2 CS^2_{IndLead,t} + \varepsilon_t \qquad \text{Equation (3)}$$

In equation (3), CSADt is the measure of capital structure dispersion, and CSIndLead, t on the right side of the equation shows the asymmetric behavior of the company in different financing conditions. The leader-follower relationship in this research is demonstrated by the non-linear relationship between the capital structure of companies and the capital structure of the industry leader. The non-linear relationship between the dispersion of the capital structure and the capital structure of the industry leader indicates the superior position of the industry leader in obtaining more favorable

financing opportunities. This implies that CSAD is expected to decrease or increase at a decreasing rate compared to the industry leader's capital structure. As the financing environment of the company is influenced by the general conditions of the economy, it is expected that the leader-follower relationship is asymmetric in economic conditions of growth and decline (Camara, 2017). Therefore, to determine the leader-follower relationship in different economic conditions of the market, equation (4) is estimated in the investigated industry:

$$CSAD_t = \lambda_0 + \lambda_1(1-E)CS_{IndLead,t} + \lambda_2 E\, CS_{IndLead,t} + \lambda_3 (1-E)CS^2_{IndLead,t} + \lambda_4 E\, CS^2_{IndLead,t} + \varepsilon_t \quad \text{Equation (4)}$$

E in equation (4) is equal to one when the market declines and is equal to zero when the market is growing. A negative and significant λ3 indicates the leader-follower relationship in a growing market and a negative and significant λ4 indicates a leader-follower relationship in a declining market.

**RESULTS AND DISCUSSION**

Table (1) presents the industries that exhibit a leader-follower relationship based on the criteria for determining the industry leader. The significance of the leader-follower relationship in the studied industries indicates a decrease in dispersion, or at the very least, an increase at a decreasing rate or to a lesser extent than the capital structure of the industry leader. This suggests that during the period under study, a leader-follower relationship existed in the industry, and the capital structure of the companies in the industry approached that of the industry leader. Consequently, it can be said that the management behavior of the companies in the industry followed the behavior of the manager of the leading company in the industry.

**Table 1.** follower relationship in the industires-leader.

| Criteria for determining the industry leader | Industry |
|---|---|
| Profitability Growth | And Machinery Equipment |
| | Cement Lime Gypsum |
| Profitabiltiy Rate | Non-Metallic Mineral |
| | Cement Lime Gypsum |
| Market Share | Automobiles and Parts |

Source: Research Findings

Table (2) displays the industries with a leader-follower relationship during periods of economic growth and decline. The profitability rate is the criterion that has the most industries with a leader-follower relationship. One important observation is the chemical industry's presence in all three criteria for determining the industry leader, during both economic growth and decline.

**Tabe 2.** of the market follower relationship in the industries, defferent economic conditions-leader.

| Criteria for determining the industry leader | Industry | Economic Growth | Economic Decline |
|---|---|---|---|
| Profitability Growth | Pharmaceutical | ✗ | ✔ |
| | Basic Metals | ✔ | ✔ |
| | Chemical | ✔ | ✔ |
| | Cement Lime Gypsum | ✔ | ✗ |
| Profitability Rate | Automobiles and Parts | ✔ | ✗ |
| | Food other than Sugar | ✔ | ✔ |
| | Chemical | ✔ | ✔ |
| | Non-Metallic Mineral | ✔ | ✔ |
| | Electrical Appliances | ✔ | ✗ |
| | Cement Lime Gypsum | ✔ | ✔ |
| Market Share | Basic Metals | ✔ | ✔ |
| | Chemical | ✔ | ✔ |
| | Rubber and Plastic | ✔ | ✗ |
| | Electrical Appliances | ✔ | ✗ |

Source: Research Findings

## CONCLUSION

The results of the study indicate that herd behavior among companies in following the industry leader is one of the factors determining the capital structure. In other words, industry managers tend to disregard their preferences and instead follow the behavior of the industry leader. This behavior can be seen as a result of the industry leader company having more experience, governance, and power compared to other companies in the industry. However, following the capital structure of the industry leader may lead companies away from their optimal capital structure, thereby hindering their ability to maximize their value. Additionally, following the capital structure of the industry leader may also be related to the risk-taking behavior of managers in following companies due to the cost of regret associated with participating in in-group behavior (Camara, 2017).

Because different criteria are used to classify companies in sectors and industries on different stock exchanges, it is not possible to compare the results of this research with similar studies conducted in other countries. However, Camara (2017) observed the leader-follower relationship only in the production industry and in booming markets (bulls) in his study of four wholesale industries, production, service, and construction. Furthermore, the research findings are consistent with the results of Brendea and Pop (2019) regarding the importance of following a specific criterion in determining the capital structure.

The company's executive management, financial management, and investors should consider the composition of the industry leader's capital structure as a critical factor in determining the company's capital structure. Combining the capital structure as an essential part of calculating the weighted average cost of capital of the company is crucial in evaluating investment projects and calculating the value of companies. Furthermore, economic market conditions should be considered in analyzing different evaluation and investment scenarios. Finally, the management of the company should act in the company's best interests and avoid repeating the path taken by other companies as the leader companies or other companies may have different conditions compared to the mentioned company. To achieve optimal performance, the composition of the company's capital structure should be based on the conditions of the company, industry, and economy.

For future research, it is recommended to use other appropriate statistical and functional criteria to determine the industry leader and examine the leader-follower relationship in determining the composition of the capital structure in different

industries. Additionally, examining the leader-follower relationship in the context of business cycles can be a subject of further research.

**Keywords:** Behavioral Finance; Capital Structure; Leader-Follower Relationship.
**JEL Classification**: G41, G32.

COPYRIGHTS

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

**Journal of Financial Management Strategy**
**Alzahra University**
**Vol. 11, No. 40, Spring 2023**
**pp. 33-34**

**Research Paper**

# The Ability of Support Vector Machine (SVM) in Financial Recovery Prediction[1]

**Kazem Haronkolaee[2], Ali Nabavi Chashmi[3], Ghodratollah Barzegar[4], Iman Dadashi[5]**

Received: 2021/04/06 Accepted: 2023/02/25

## INTRODUCTION[6]

One of the most important issues in the field of financial management is investors' ability to distinguish between favorable and unfavorable investment opportunities. Predicting the financial recovery of distressed companies is an essential concept that can aid in optimal resource utilization and generate good returns for investors. The significance of predicting companies' financial recovery stems from the fact that if financially distressed companies are not financially recovered, they may go bankrupt, which has direct and indirect impacts on various economic groups, such as financial problems for company owners and unemployment. The financial crisis of debtors also has negative effects on the supply chain. Considering the importance of predicting the time of exiting and its impact on users' decisions, this study aims to provide a model for predicting the financial recovery of distressed companies using the support vector machine algorithm.

## MATERIALS AND METHODS

This research is a descriptive survey. To achieve its purpose, data from 167 distressed companies listed on the Tehran Stock Exchange were collected from 2001 during 2018. The

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.35495.2532
2. Ph.D Student, Department of Accounting, Babol branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Email:Kazem.haron@yahoo.com.
3. Associate Professor, Faculty of Management, Islamic Azad University, Babol, Iran. Corresponding Author, Email: Anabavichashmi2003@gmail.com.
4. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Accounting and Management, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: Gh_barzeghar@umz.ac.ir.
5 Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Email: Idadashi@gmail.com.
6. This article is based on the thesis conducted by Kazem Haronkolaee, Dr. Ali Nabavi Chashmi (the supervisor), Dr. Ghodratollah Barzegar and Iman Dadashi (the advisors).

research sample contains 223 data points from the healthy period and 501 data points from the period of distress. In this study, the LARS feature extraction algorithm was used to identify important variables for predicting financial recovery. Then, a support vector machine was used to evaluate and accurately predict the features extracted using the learning machine method.

## RESULTS AND DISCUSSION

The results of this study indicate that out of 54 financial variables, 10 variables are more effective in predicting the recovery from distress. A support vector machine has been used to evaluate the extracted variables obtained from the Lars feature extraction algorithm, which accurately predicts 74% of the recovery time and exit of companies from financial distress. Further analysis of the results shows that the accuracy of the model forecasting has increased from more than three years before the financial recovery to the year of the financial recovery.

## CONCLUSION

The findings of this study reveal the significance of financial variables in predicting the financial recovery of companies. Data analysis shows that among the 10 financial variables that affect the prediction of financial recovery, 5 are related to leverage, 3 to efficiency, and 2 to liquidity. Notably, financial leverage is identified as the most influential factor in predicting financial recovery in terms of both the number and weight of variables. This can be attributed to the fact that financial leverage is a key determinant of a company's capacity to repay financial obligations, and it is a major factor that contributes to a company's distress. The increase of financial leverage escalates the degree of distress and risk of the company, and its uncontrolled surge can amplify the risk of financial crisis and bankruptcy. Therefore, enhancing the financial leverage of distressed companies is a sign of their financial recovery. Efficiency reflects the optimal utilization of company resources and a factor that drives operational improvements and subsequently, working capital, which affects the company's liquidity. The ability and liquidity of the company to pay off debts are crucial factors in overcoming financial crises and reducing the risk of bankruptcy. Alongside leverage indicators, they are among the fundamental indicators that strengthen the financial recovery of distressed companies.

Based on the results of the analysis, it is recommended that investors choose a suitable portfolio of distressed companies and invest in companies that, according to the research model, have a faster time to exit from distress than other distressed companies. Managers of distressed companies can also pay attention to the research results to determine whether their company has signs of recovery and exit from distress. Banks and credit institutions are advised to use the research model to determine the departure time of distressed companies applying for facilities to assess their ability to repay the granted facilities.

**Keywords:** Financial Distress; Lars Algorithm; Support Vector Machine Algorithm.
**JEL Classification**: B26 ،C58 ،D53،.G34.

COPYRIGHTS

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

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 40, Spring 2023
pp. 35-38

Research Paper

# The Impact of Institutional Investors, Investment Horizons on Management Efficiency and Investment Decisions of the Companies[1]

**Ali Badieenzad[2], Afsanah Tavangar Hamzeh Kallaee[3], Ali Esmaeilzadeh Makhari[4], Negar Khosravipur[5]**

Received: 2020/02/16 Accepted: 2020/08/11

## INTRODUCTION

Institutional investors play an important role in monitoring and reducing information asymmetry (Baghdadi et al., 2018, p. 24). Monitoring by institutional investors increases the long-term value of the company by improving corporate governance. However, institutional investors are not the same (Kim et al., 2018, p. 196). Investment horizon preferences are one of the main dimensions of difference between institutional investors. These preferences not only affect the business strategies of institutional investors but also their motivations and ability to monitor management decisions. Institutional investors with short-term investment horizons have less incentive to engage in efficient monitoring because they are more inclined to trade and

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.30324.2326
2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Email: badieea@gmail.com.
3. Assistant Professor, Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: a_tavangar@iauctb.ac.ir.
4. Associate Professor, Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: Alies35091@gmail.com.
5. Assistant Professor, Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: N_khosravipour@yahoo.com.

sell stocks and may have weaker bargaining power. These investors seek short-term trading profits by influencing company policies and exploiting their informational advantage, which can harm the company's long-term value. Instead, institutional investors with long-term investment horizons can take on a more active corporate governance role by monitoring managers, which can influence corporate policies. These investors tend to promote policies aimed at increasing the long-term value of the company (Boubaker et al., 2018, p. 384). Therefore, it can be expected that different institutional investors will affect the efficiency of company managers differently according to their investment goals and the degree of supervision they have over companies (Baghdadi et al., 2018, p. 29).

"On the other hand, due to the conflict of interests between managers and shareholders, company managers may not invest efficiently (Ward et al., 2018, p.3). The effectiveness of monitoring depends on the ownership level of long-term investors. If the monitoring effect prevails, long-term institutional investors will avoid suboptimal investment policies such as over-optimal investment. If institutional investors effectively monitor firms that have higher cash reserves or free cash flows and are therefore more prone to suboptimal investment, they will demand lower investment costs. In this way, they reduce the problem of investing more than the optimal level in such companies. Since companies with a higher level of financial leverage have more financing restrictions and are more prone to investing less than the optimal level (Ward et al., 2018, p.8), institutional investors will demand larger investment expenditures in companies with sub-optimal investment if there are monitoring incentives (Alvarez et al., 2018, p.26). Therefore, institutional investors can solve the problem of sub-optimal investment with effective monitoring, and as a result, reduce the job concerns of managers and also reduce the company's borrowing costs. Therefore, the aim of this research is to investigate the impact of the level of supervision and investment horizon of institutional investors on management efficiency and investment efficiency in companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period of 2010-2016."

**Materials and Methods**

To investigate this issue, three hypotheses were designed as follows:

The first hypothesis is that the investment horizon of institutional investors affects the efficiency of management. The second hypothesis is that the investment horizon of institutional investors affects the investment decisions of companies with high free cash flows. The third hypothesis is that the investment horizon of institutional investors

affects the investment decisions of companies with financing constraints. To test the first research hypothesis from Baghdadi et al.'s (2018) research and to test the second and third hypotheses, we used Alvarez et al.'s (2018) research. We selected 138 companies as a statistical sample using a systematic target method. The data required for this research is based on the stock market information and the audited financial statements of the companies listed on the Tehran Stock Exchange, which were obtained through the Kodal website and Rahvard Navin software. To analyze the hypotheses using multivariate regression models, we used F and t statistics, as well as Eviews software version 9.

**Conclusion and discussion**

"The results of the first hypothesis test indicate that only the variable of long-term investment horizon of institutional investors, as measured by the Bushi (1998) criterion, has a positive and significant effect on management efficiency at the 90% confidence level. Institutional investors with a short-term investment horizon, although showing a negative effect on management efficiency in the same method of measuring the institutional investment horizon, did not produce a significant effect. These findings are consistent with relevant theoretical foundations and the findings of Baghdadi et al. (2018)."

In the test of the second hypothesis of this research, the variable of operating cash flows was used as an adjustment variable and representative of the amount of cash available to the company (free cash flows) for investment. The results of the second hypothesis test indicate that this variable has a positive and significant effect on investment decisions and expenses, which means that the more cash available to the company, the more likely the company is to make investment decisions and increase expenses. When considering the interactive combination of the operating cash flow variable with the long-term investment horizon variable of institutional investors, the results showed that although the effect of this combined and interactive variable is not significant, however, the negative coefficient of this combined variable indicates that institutional investors with a long-term investment horizon reduce investment decisions and spending in companies with excess operating cash flows (high free cash flows). These results are consistent with the relevant theoretical foundations and also with the findings of Alroz et al. (2018).

The results of the third hypothesis test indicate that the variable of financial leverage, which represents the amount of financing restrictions of companies in both

criteria measuring the investment horizon of institutional investors has a negative and significant effect on investment decisions and expenses which means that in companies with more financing restrictions, the amount of investment expenses is lower and when considering the interactive combination of this variable with the long-term investment horizon variable of institutional investors, the results showed that in the measured based on Bushi (1998), the long-term investment horizon variable of institutional investors has a positive and significant effect on investment decisions and expenses in companies facing financing constraints which means that in companies with high financing restrictions,the high ownership ratio of institutional investors with a long-term investment horizon compared to their short-term counterparts, by removing the company's financing restrictions, leads to an increase in the company's investment decisions and expenses. These results are consistent with the relevant theoretical foundations and also with the findings of Alroz et al. (2018).

**Suggestion**

Based on the results of the present research, it is suggested that regulators of the Tehran Stock Exchange market take steps to increase the level of participation and investment of investors in the capital market and to further develop this market by creating a favorable environment for the growth and increased participation of institutional investors with a long-term investment horizon. It is also recommended that individual investors follow institutional investors with corresponding investment horizons based on their own investment horizons.

**Keywords:** Institutional Investors, Management Efficiency and Investment Expendichers.
**JEL Classification**: M41, G11.

COPYRIGHTS

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

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 40, Spring 2023
pp. 39-42

Research Paper

# Applying Verbal Decision Making and Multi-objective Fuzzy Optimization Approach in Portfolio Selection[1]

**Sara Beykjani[2], Hosein Didehkhani[3]**

Received: 2019/05/09 Accepted: 2019/12/28

## INTRODUCTION

Portfolio theory and the selection of the optimal stock portfolio, after the first efforts of Markowitz (1952), have always been one of the attractive research fields for researchers and investors in financial markets. One of the first criteria used by Markowitz in the traditional portfolio model is the expected rate of return and variance of the portfolio rate of return. The logic used in this model is the use of variance as a measure of the portfolio's risk. One of the newest and most effective risk measures is the Average Value at Risk (AVaR) measure. After the introduction of Value at Risk (VaR), AVaR was developed by Rockefeller and Yuriasov (2000). Despite the advantages it has in risk reporting, VaR has disadvantages such as not providing any information about the severity of losses greater than the desired probability level. Another weakness of this measure is not taking into account the diversification effect, and for this reason, it cannot be used as a consistent risk index (Artzner et al., 1999). AVaR is one of the most modern risk measures and is introduced as a consistent risk measure.

1. DOI: 10.22051/JFM.2019.25913.2074

2. M.Sc. Department of Industrial Engineering, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran. Email: s.beykjani@gmail.com.

3. Assistant Professor, Department of Industrial Engineering, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran. Corresponding Author. Email: h.didehkhani@gmail.com.

Although Markowitz focused a lot on how to choose the optimal portfolio from among the various available assets, and the application of the mean-variance model in investments seems logical from a theoretical point of view, there are some problems in its practical application. The Markowitz model's lack of attention to investors' views in choosing the optimal portfolio is one of the most important problems that this research seeks to cover. Verbal Decision Analysis (VDA) is a new methodological method for making decision-making methods. This approach is based on cognitive psychology, applied mathematics, and computer science.

The purpose of this research is to design and use a multi-objective mathematical programming model to optimize the stock portfolio with risk criteria based on the qualitative opinions of investors. For this purpose, the parameters used in this research, such as the expected rate of return of the assets, are considered as fuzzy. Also, to achieve more realistic results, the consistent risk measure AVaR is used. On the other hand, by calculating the official quality index obtained from the ZAPROS III method, the investors' qualitative opinions are also added as a goal to the mentioned model. In addition to the main limitations in the portfolio optimization problem, other limitations such as the minimum and maximum amount of investment in assets and the minimum and maximum number of stocks in the portfolio were also considered.

In the end, to show the practical applicability of the model in the real investment environment, the model developed from the companies present in the Tehran Stock Exchange was used, and considering the nonlinear and multi-objective nature of the problem, the particle swarm optimization algorithm was used for solving. Multi-objective (MOPSO) is used for solving.

## RESEARCH METHODS

Among the features of this research, which distinguishes it from previous studies in the field of portfolio optimization, are the following:

1. The use of the average value-at-risk criterion, as a consistent risk criterion.
2. The inclusion of subjective judgments of investors using the ZAPROS III method as a goal.

The modeling process of this research is based on two main parts. The first part involves solving the verbal decision analysis problem with the ZAPROS III method, while the second part involves solving the multi-objective optimization problem, which consists of four steps. In the first step, the goals and indicators of the portfolio optimization problem are identified. Then, these goals and indicators are examined

based on the background of the research and the practical nature of the problem, and finally, after careful examination, the main indicators are selected. In the second step, using the principles of fuzzy credit theory, for the case where the expected rate of return of stocks is a triangular fuzzy number, each of these goals and limits are obtained under uncertainty. In the third step, based on the selected criteria, a fuzzy multi-objective model is designed, and in the fourth step, a suitable meta-heuristic method is used to solve and explain the problem.

Verbal Decision Analysis (VDA) is a new method that aids the decision-making process to provide a complete and satisfactory result. In this research, the ZAPROS III method was used, which is also one of the ZAPROS methods.

In this section, the method of solving the stock portfolio optimization model is presented. First, the multi-objective problem is solved with the MOPSO meta-heuristic algorithm, and the set of optimal solutions is obtained. Since the analytical solution of the model with the presence of fuzzy variables is difficult, the model is first transformed into a deterministic model. Then, considering that the model consists of several objectives, the problem can be solved through the multi-objective optimization algorithm, using Matlab software.

## RESULTS AND DISCUSSION

The output of this model will be a set of Pareto solutions, from which the investor can choose one or a set of those solutions as a suitable strategy for the model based on his subjective preferences. Figure 1 shows the optimal portfolios and the amount of objective functions of each portfolio in the portfolio model resulting from the implementation of the MOPSO algorithm.

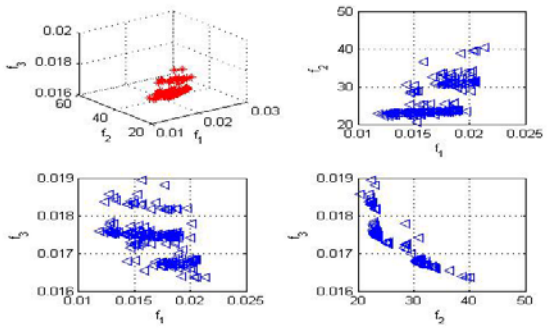


**Figure 1.** Pareto front resulting from the implementation of MOPSO algorithms

## CONCLUSION

The designed model has three goals, two of which are minimization and one is maximization. It also has limits on the maximum and minimum amount of investment in one share and the maximum and minimum number of shares that can exist in the desired portfolio. The MOPSO meta-heuristic algorithm was used to solve the model and obtain the Pareto front. Additionally, the results of running the algorithm and creating optimal portfolios were compared with the portfolios obtained from random weights, which showed a higher level of satisfaction of the objectives of the problem in all three objectives of the model. To compare the portfolios formed from the research with other portfolios, a random portfolio was created, and it was concluded that the obtained model is at a higher level than the random models in terms of the satisfaction of the goals. Of course, other criteria can be used for comparison, and naturally, the results may differ. Moreover, the results demonstrate that the use of multi-objective algorithms produces more diverse results in terms of criteria than the single-objective mode. Consequently, the use of the proposed methods in portfolio selection and optimization has been approved and is recommended. For future research, it is suggested to use other intelligent methods, such as the ant algorithm, colonial competition, and a combination of them, which are known as hybrid methods.

**Keywords:** Multi-objective Optimization of Portfolio, Credit Theory, ZAPROS III Method, MOPSO Algorithm.
**JEL Classification**: G11, G32, C02, D53.

## References

Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J. M., & Heath, D. (1999). "Coherent measures of risk". *Mathematical finance*, 9(3), 203-228.

Markowitz, H. (1952). "Portfolio selection". *The journal of finance*, 7(1), 77-91.

Rockafellar, R. T., & Uryasev, S. (2000). "Optimization of conditional value-at-risk". *Journal of risk*, 2, 21-42.

COPYRIGHTS

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

**JOURNAL INFORMATION**

As a scientific-research quarterly, **Journal of Financial Management Strategy** is aimed to promote financial literacy in the country, identify financial management issues of Iranian organizations and offer suggestions.

- Journal of Financial Management Strategy publishes high quality basic, scientific research and development in the fields of financial management.
- Acceptance of submitted papers is subject to the approval of referees and editorial board to make the final decision to accept or reject the manuscript for publication.
- The journal is owned by Department of Social Sciences and Economics, Alzahra University and enjoys positions such as managing director, chief editor, internal manager and executive manager.

1. The articles only have to be submitted electronically through the following website: http://jfm.alzahra.ac.ir
2. All of the Professors and researchers are required to sign up and format their manuscripts according to instruction for authors.
3. It is not required to visit in person or by phone; and all communications with authors and reviewers will be respected through the system.
4. Based on the letter No. ۳/۱۸/۱۰۲۴۰۱ dated۱۸/۰۵/۱۳۹۵ from Ministry of Sciences, Research and Technology, Journal of Financial Management Strategy has been published as a scientific-research quarterly since Spring 1395.

## JOURNAL DECISION-MAKING PROCESS

After a paper is submitted to the journal; the originality of the manuscript will be examined by the internal department and decides whether or not to send it for journal's referees. Finally, after receiving reports by two or three referees, the journal's editorial board makes the final decision to accept or reject the manuscript for publication base on the given score. The accepted papers will be in the waiting list to be published in the upcoming issues.

## JOURNAL MISSION

The mission of Quarterly Journal of Financial Management Strategy journal is the research in the field of capital markets, securities, and promotion of research-based education with an emphasis on financial management strategies.

## JOURNAL AIMS

1. To produce, distribute and present findings and results of scientific research in the field of financial management based on the identification of strategies, approaches, models, methods, experience and innovation theoretically, practically and strategically throughout the country.

2. To promote international research in the field of capital market and raise motivation and the interaction between researchers in the country.
3. To publish the results of scientific research of scientific and research centers and faculty members in accordance with strengthening the efficiency of capital markets, analysis of financial management issues and the publication of papers of university lecturers and postgraduate students of Al-Zahra University and other academic centers in the field of finance and securities especially the introduction of strategies and techniques for financial management of the companies.

## JOURNAL SCOPE

1. Innovative financing strategies
2. New financial instruments and Islamic securities
3. Financial institutions in primary and secondary market
4. Analysis of the country's capital market and analysis of finance of the companies
5. Financial rights and regulations
6. The introduction of new techniques in financial management strategies
7. Financial planning and budgeting of the companies
8. Policies and strategies of profit sharing
9. Financial reporting and its new strategies
10. Policy making and financial decisions and strategies for capital structure
11. Bankruptcy and dissolution of companies
12. Strategies of Takeover and merging companies

### INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

### 1. MANUSCRIPT FORMAT

Manuscripts are accepted in WORD 2007, size A4 (margin should be set at Top= 4, Bottom=5/6, left= 4 and right =5 cm), font Times New Roman Persian text B12 and English fonts 11 with spacing 1 cm between the lines, only to be sent through the website:

http://Journal.alzahra.ac.ir/Jfm

### 2. MANUSCRIPT STRUCTURE

The articles should include the following sections:

*A. Cover page*

Include full article title, author or authors (name of corresponding author with an asterisk to be determined), academic rank and the name of the institution or university or place of employment, full address of corresponding author as: mailing address, telephone number, fax number and e-mail. In addition, do not use the title and only academic rank and workplace should be included.

*B. First page*

The exact title of the article and abstract include the purpose of the study, methodology, discussion and conclusions (maximum of 200 words) and keywords (maximum of 5 words). Abstract must have JEL classification. Topic- based classification of Keywords is a code as number and English letters, which is known as the International Code of Keywords. It is available on the website http://www.aeaweb.org (You can also search Google).

C. *Second page*

The second page includes highlighted headlines as below.

1. **Introduction** (includes general points of topic, significance of study and necessity of the research, research purposes, and the difference between this study with literature review, increasing knowledge of paper and introducing the paper structure).
2. **Theoretical Background and Literature Review**:

   Including theories and theories related to the research hypotheses, Iranian and foreign Literature review related to the research hypotheses and research topic.
3. **Research Questions and Research Hypotheses:**

   Including one or more hypotheses or research questions numerically.
4. **Research Methodology**

   Including participants, calculating sample size, study variables, the models and statistical procedures, databases, standardized software, time of study, data collection procedures.

5. **Data Analysis**

   Including descriptive data tables, validity and reliability of the questionnaire, homogeneity test, diagnostic testing, regression, parametric and non-parametric test, tables of related software to each of the hypotheses, accepting or rejecting the hypothesis, analysis and interpretation of the results for each of the hypotheses, test statistics and analysis of variable coefficients.

6. **Results and Discussion**

   Including the results of any of the hypotheses, the correlation of research results with literature review, the introduction of practical suggestions and strategies and related results.

## 3. IN-TEXT CITATION

Persian references in the text should be placed in parentheses including (last name, year, and page number). English references should be inserted in the text in Persian and its English equivalent should be written in footnote. Details about the terms and English equivalents should also be included in footnote. English terms should not be provided in the test, except in the case of formulas and equations.

## 4. REFERENCES

Persian references and then English references should be provided alphabetically as follows:

***A Book:*** Last name, first name. (Publisher). Book with italics, translator, place of publication, publisher name.

***B Article:*** last name, first name. (Publication year). "Title of the Article within quotation marks.«The name of the journal italics, issue number, volume number, place of publication, page number.

## 5. CHARTS AND TABLES TITLES

Title of the tables should be written at the top and title of the charts should appear below. Number from 1 (number) so used.

## 6. OTHER TERMS AND CONDITIONS

- The submitted paper should not be published elsewhere in Persian language Iranian and non-Iranian journals and has not been submitted elsewhere at the same time.

- Journal articles that do not follow the form and structure in the instructions for author section will not be considered for further process.
- Journal is eligible to edit the papers without changing its content and submitted papers will not be returned.
- The corresponding author or authors are responsible for the accuracy of the submitted paper.
- Word files should be named in English. It must include the first author's last name and date of submission.
- Submitted papers will be published after the approval of the referees and editorial board.

**References in Text**

In English text, references such as a name, year or page, should be noted in footnotes.

**Others**

- Essays sent to the Publication should not be sent simultaneously to other publications.
- The Publication will not accept and publish essays not meeting the above mentioned requirements.
- The Publication may edit sent essays without changing the content and it will not send them back.
- The responsibility of essays' content is on the author.
- The electronic file of essays should be named in English with family name of the author and sending date.
- The sent essays will be published after specialized adjudication and being approved by the editorial Board.

## Guide to Essay Writing

All the following conditions should be met by professors and researchers in their essay writing in order to be accepted by the Journal to publish.

### Essay Form

Essays should be sent exclusively to the web address http: //jfm. alzahra. ac. ir in the software word, A4 papers (top margin 4 cm, bottom margin 6. 5 cm, left margin 4 cm and right margin 5 cm) by Font 11 Times New Roman and line spacing 1 cm.

### Essay Structure

- The cover should contain the title; author (s) name (the author responsible for corresponding should be marked with an asterisk), scientific grade, and the name of institution or university where (s) he works in. Full office address, call number, fax and email of the author responsible for corresponding should be noted.
- The first page contains the essay's title, abstract, subject, research method, discussion and conclusion (in 200 words) and key words (up to 5 words). The abstract should have JEL taxonomy, which is available in the website www. aeaweb. org/jounal/jet_class_system. html.

The second page totally contains a question raising and the research goal and its importance; the research background and theoretical framework; questions and hypotheses; the research method including data gathering method, data analysis techniques, variables definition, statistical population, sampling method and sample volume; research findings including noting and comparing findings with the previous researches' findings and conforming them to the hypotheses; conclusion including a summary of the paper, total conclusion, suggestions based on the results and, if necessary, for future researches; resources.

# Editorial Board:


| Editorial Board | University | Scientific Degree | Course |
|---|---|---|---|
| Ebrahim Abbasi | Alzahra | Associate Professor | Finance |
| Ali Asghar AnvariRostami | Tarbiat Modares | Professor | Finance |
| Mohamad Esmail Fadaeenejad | Shahid Beheshti | Associate Professor | Finance |
| Hasan Ghalibaf-Asl | Alzahra | Associate Professor | Finance |
| Reza Raei | Tehran | Professor | Finance |
| Abolfazl Shahabadi | Alzahra | Professor | Economics |
| Reza Tehrani | Tehran | Professor | Finance |

**Journal of Financial Management Strategy**

**Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics**

**Vol. 11, No.40, Spring 2023**

**Chief Editor:** Abolfazl Shahabadi

**Managing Director:** Mohammadreza Rostami

**Internal Manager:** Hojjatollah Ansari

**Executive Manager:** Azam Amirykhah

**Editor of Persian:** Roghaye Pouran

**Editor of English:** Vahid Omidi

**Layout:** Marziyeh Hasanzade Aliabadi

**Publish Period:** Quarterly

**ISSN:** 2345-3214

**Address:** Tehran- Sheikh Bahaei Square-DehVanak Street- Alzahra University- Postal Code: 1993893973

**Email:** jfm@alzahra.ac.ir

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

**Tel:** 021-88212578

**In The Name of God**

# Journal of Financial Management Strategy

## Alzahra University

**Vol. 11, No. 40**

**Spring 2023**