بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال یازدهم– شماره (۴۳)– زمستان 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

کارشناس اجرایی : اعظم امیری‌خواه

ویراستار فارسی: رقیه پوران

ویراستار انگلیسی: وحید امیدی

تدوین و صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده‌علی‌آبادی

دوره چاپ : فصلنامه

شماره شاپا: ۳۲۱۴-۲۳۴۵

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

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

آدرس الکترونیکی نشریه:

Email:jfm@alzahra.ac.ir

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

تلفن: ۸۸۲۱۲۵۷۸-۰۲۱

اعضای هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

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

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

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

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

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

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

رسالت فصلنامه:

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

اهداف فصلنامه:

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

محورهای مقالات:

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

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

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

۱. شکل مقاله

برای تایپ مقاله به زبان فارسی، فقط از نرم افزار مایکروسافت آفیس نسخهٔ ۲۰۰۷ به بالا در محیط ویندوز با امکانات فارسی استفاده کنید. اندازه کاغذ A4 (۲۹۷×۲۱۰ میلی متر) انتخاب شود. کلیه صفحات باید دارای ۵/۵cm حاشیه از بالا و ۵/۵cm از پایین صفحه، و حاشیه ۴/۴cm از سمت راست و ۴/۴cm از سمت چپ باشند.

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

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

۲. ساختار مقاله

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

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

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

۳. ارجاع‌های درون متنی

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

٤ . منابع

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

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

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

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

٥. عنوان نمودارها و جداول

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

٦. سایر موارد

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

فهرست مطالب

عنوان	نویسنده	صفحه
توضیح واکنش غیر خطی شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های نفتی با مدل سوئیچینگ مارکوف	علیرضا سارنج میلاد رفیعی	۱-۲۴
بررسی اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس ریسک و واکنش کمتر از حد	حسنعلی سینایی رحیم قاسمیه مهتاب اصلاحی سیده یگانه حسینی	۲۵-۵۰
مدل بلک شولز تعمیم یافته تحت نوسانات گارچ با محاسبه ارزش در معرض خطرشرطی در قیمت‌گذاری مشتقه	حسین نصرالهی محمدرضا حدادی منیژه گودرزی	۵۱-۷۰
تاثیرانعطاف‌پذیری ارزش انعطاف‌پذیری ساختار مالی بر تقسیم سود نقدی و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران	سید محسن عقیلیان حسین رحیمی	۷۱-۹۲
بررسی اثر تعاملی محدودیت و توسعه مالی بر تبیین رابطه بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آینده شرکت	مهدی خرم آبادی سهیلا لشگرآراء مریم اسدی	۹۳-۱۱۸
ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و ریسک سقوط آتی قیمت سهام: نقش تعدیلی عدم‌تقارن اطلاعاتی و چرخه عمر	اعظم پوریوسف مهدی ثقفی	۱۱۹-۱۴۶
شناسایی و الگوسازی روابط بین مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه(رویکرد تلفیقی فراترکیب-دلفی‌فازی-دیمتل)	یوسف آزادیان ایمان داداشی یوسف تقی‌پوریان گیلانی	۱۴۷-۱۷۲
شاخص چندبعدی ارزیابی انعطاف‌پذیری مالی	وحید تقوی فردود رسول برادران حسن‌زاده احمد محمدی	۱۷۳-۱۹۶
تأثیر هوش فرهنگی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها	حسن احمدی هاشم ولی پور غلامرضا جمالی	۱۹۷-۲۱۸
ارائه یک مدل بهینه سازی برای ارزیابی ریسک ورود ارز دیجیتال به پرتفوی ارزی بانکداری اسلامی در کشور ایران	احمد آقامحمدی فریدون اوحدی محسن صیقلی بهمن بنی مهد	۲۱۹-۲۴۰

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۲۴-۱

مقاله پژوهشی

توضیح واکنش غیر خطی شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های نفتی با مدل سوئیچینگ مارکوف[۱]

علیرضا سارنج[۲]، میلاد رفیعی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۲

چکیده

شوک‌های قیمت نفت از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر قیمت سهام برشمرده می‌شود اما پژوهش‌های مختلف درباره چگونگی واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت نتایج یکدستی ارائه نکرده‌اند. پژوهش حاضر در نظر دارد تعارض‌های کنونی درباره تاثیر شوک‌های قیمت نفت بر قیمت سهام را برطرف کرده و به توضیح واکنش شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های قیمت نفت با مدل سوئیچینگ مارکوف بپردازد. برای آزمون فرضیه‌ها داده‌های ماهانه قیمت نفت اوپک و شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران از ۱۳۸۹/۱/۱ لغایت ۱۴۰۰/۱/۱ مورد مطالعه قرار گرفته است. همچنین، از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای تفکیک شوک‌های نفتی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد واکنش شاخص قیمتی سهام به شوک قیمت نفت در یک مدل سوئیچینگ دو رژیمی قابل تعریف است و این اثر غیرخطی را می توان با متغیر نشانه تغییر قیمت نفت توضیح داد. ماندگاری واکنش شاخص قیمتی بورس در رژیم واکنش پایین بیشتر از رژیم واکنش بالا است و با اینکه در هر دو رژیم، واکنش شاخص قیمتی به افزایش قیمت نفت مثبت است، در رژیم بالا شدت و طول مدت واکنش بیشتر است. به علاوه، واکنش شاخص قیمتی سهام به شوک‌های عرضه نفت، شوک تقاضای کل جهانی و شوک تقاضای ویژه نفت نامتقارن است.

واژگان کلیدی: شوک‌های نفتی، اثر نامتقارن، شاخص قیمتی، سوئیچینگ مارکوف، خودرگسیون برداری ساختاری.
طبقه‌بندی موضوعی: *C24 ، C13، G18.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.42752.2782
۲. استادیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشکدگان فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران. نویسنده مسئول. Email: alisaranj@ut.ac.ir.
۳. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.Email: miladrafiee@ut.ac.ir

مقدمه

با توجه به اینکه بازار سرمایه از مهمترین زیرساخت‌های توسعه و رشد اقتصادی است، شناخت پیچیدگی‌ها و عوامل موثر بر پویایی آن همواره از دغدغه‌های پژوهشگران اقتصادی بوده است (راعی و همکاران، ۱۳۹۲). مطالعه مداوم رفتار قیمت سهام از آنجا ضرورت می‌یابد که بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی بویژه قیمت سهام همیشه مراحلی را گذرانده‌اند که بنظر می‌رسد رفتار آن‌ها در طی دوره‌های مختلف، بطور قابل ملاحظه‌ای تغییر کرده است (بروکز[1]، ۲۰۰۸، ۴۵۱).

نتایج پژوهش‌های مختلف بر تاثیر قابل‌توجه نوسانات قیمت نفت روی قیمت سهام و دیگر شاخص‌های اقتصاد کلان تاکید دارند (هوانگ و کیم[2]، ۲۰۲۱) چرا که نفت خام یک منبع کلیدی انرژی برای کشورهای واردکننده نفت و منبع درآمد اساسی برای کشورهای صادرکننده نفت است (لیو و همکاران[3]، ۲۰۲۲). کیلیان و پارک (۲۰۰۹) به این نتیجه رسیدند که ۲۲٪ تغییرات بازده سهام در امریکا از تغییرات قیمت نفت نشات می‌گیرند (کیلیان و پارک[4]، ۲۰۰۹). در ایالات متحده، سهم شوک‌های قیمت نفت در تغییر بازده واقعی بازار سهام بیشتر از تغییرات نرخ بهره است (پارک و راتی[5]، ۲۰۰۸). با وجود محرز بودن نقش شوک‌های قیمت نفت، پژوهش‌های مختلف در مورد چگونگی تاثیر شوک‌های قیمتی نفت بر قیمت سهام، به نتایج واحدی نرسیده‌اند. از یک سو، برخی از مطالعات از جمله جونز و کائول[6] (۱۹۹۶)، سادورسکی[7] (۱۹۹۹) و میلر و راتی[8] (۲۰۰۹) نشان دادند که افزایش قیمت نفت بر قیمت سهام تأثیر منفی می‌گذارد، از سویی پژوهش‌هایی مانند میشرا و همکاران[9] (۲۰۱۹) افزایش قیمت سهام در پی افزایش قیمت نفت را نتیجه‌گیری کردند و از سوی دیگر، چن و همکاران[10] (۱۹۸۶) و هوانگ و همکاران[11] (۱۹۹۶) هیچ رابطه معنی‌داری بین تغییرات قیمت نفت و رفتار بازار سهام نیافتند.

ادبیات موجود درباره نقش نوسانات قیمت نفتی بر شاخص‌های اقتصادی بیشتر در کشورهای واردکننده نفت خام انجام گرفته و مطالعات کمی از نقطه نظر کشورهای صادرکننده نفت صورت پذیرفته است درحالی‌که آثار افزایش یا کاهش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت خام، بطور کلی متفاوت است (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۵). در کشورهای صادرکننده عمده نفت مانند ایران، از مهم‌ترین عواملی که بر شاخص‌های اقتصاد کلان و بویژه شاخص‌های بازار سهام مؤثر است، تغییرات قیمت نفت می‌باشد (شاهدانی و محسنی، ۱۳۹۲). در ایران به طور میانگین ۶۰٪ از درآمدهای دولت و ۹۰٪ از منابع ارزی کشور از محل فروش نفت، گاز و فرآورده‌های آن‌ها حاصل می‌شود (فلاح‌پور و همکاران، ۱۴۰۱).

---

1 . rooks C
2. Hwang I, Kim J
3. Liu X, Wang Y, Du W, Ma Y
4. Kilian L, Park C
5 Park J, Ratti RA
6 Jones CM, Kaul G
7. Sadorsky
8 . Miller JA, Ratti RA
9. Mishra S, Sharif A, Khuntia S, Meo SA, Khan SAR
10. Chen NF, Roll R, Ross SA
11. Huang RD, Masulis RW, Stoll HR

به‌علت وابستگی اقتصاد کشورهای صادر کننده نفت خام به درآمد حاصل از فروش آن، واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای واردکننده نفت، شدیدتر است و بدلیل عدم اطمینان بالاتر، بازده سهام در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته، واکنش شدیدتری به شوک‌های قیمت نفت دارد (لیو و همکاران، ۲۰۲۲). باید به این نکته نیز توجه کرد که تاثیر شوک‌های نفتی بر قیمت سهام چندوجهی است. در سطح کلان، نوسانات قیمت نفت باعث تغییر وضعیت قیمت‌های نسبی، تغییر انتظارات و انگیزه‌های سرمایه‌گذاران می‌شود، در سطح بنگاه‌ها، شوک قیمت نفت می‌تواند روی هزینه‌ها و رشد مورد انتظار شرکت تاثیر بگذارد و در سطح مصرف‌کننده نیز نوسانات قیمت نفت با تغییر درآمد قابل تصرف و به تبع آن تقاضا برای محصولات، درآمد و نرخ رشد شرکت‌ها را دستخوش تغییر سازد (آل حیدر و همکاران، ۱۳۹۹)

پژوهش‌های مختلف درباره آثار شوک‌های قیمتی نفت بر شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران نیز نتایج واحدی را نشان نمی‌دهند. پژوهش حاضر با ایجاد یک ساختار دو رژیمی با مدل سوئیچینگ مارکوف[1]، واکنش شاخص قیمتی بازار بورس اوراق بهادار تهران در دو رژیم واکنش بالا[2] و واکنش پایین[3] مطالعه شده و همچنین قدرت توضیح دهندگی متغیرهای نشانه تغییر قیمت نفت، اندازه تغییر قیمت نفت و قرار گرفتن در دوره رکود اقتصادی در این واکنش نامتقارن مورد بررسی قرار گرفته است. به علاوه، با توجه به اینکه شوک‌های قیمتی نفت می‌توانند به دلایل مختلفی در طرف عرضه یا تقاضای بازار رخ دهند، پیامد هر یک از انواع شوک‌ها می‌تواند متفاوت باشد و این مسئله در پژوهش‌های داخلی در نظر گرفته نشده‌است. در پژوهش حاضر شوک‌های قیمتی نفت با مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[4] به سه نوع شوک عرضه[5]، شوک تقاضای کل[6] و شوک تقاضای ویژه نفت[7] تفکیک شده و اثرات نامتقارن شوک‌ها مورد بررسی قرار گرفته است.

این پژوهش در پنج بخش تنظیم گردیده است؛ پس از بیان مقدمه پژوهش، مبانی نظری، پیشینه خارجی و پیشینه داخلی بررسی شده و روش‌شناسی پژوهش در بخش بعدی آمده است. در ادامه آزمون مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها بیان شده و بخش آخر نیز به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

مبانی نظری پژوهش

بنا بر نظریه قیمت‌گذاری استفان راس[8]، قیمت یک دارایی یا سهام به عوامل متعددی بستگی دارد که تغییرات آن‌ها بر کل بازار اثرگذار است. این عوامل بطور عمده از متغیرهای اقتصاد کلان هستند که

1. Markov Switching Model
2. high response regime
3. low response regime
4.Structural Vector Autoregressive Model (SVAR)
5. supply shock
6. aggregate demand shock
7. specific oil demand shock
8. Ross Stephen A

برخی از آن‌ها عبارتند از نرخ تورم، صرف ریسک، ساختار زمانی نرخ بهره و رشد حجم پول. علاوه بر این متغیرهای کلی، در پژوهش‌های مختلف با توجه به شرایط اقتصاد کشورهای مورد مطالعه، متغیرهایی مانند قیمت نفت را نیز در الگوی APT[1] وارد کرده‌اند (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۶). از طرف دیگر از آنجا که بورس اوراق بهادار تهران بازاری کامودیتی[2]محور است، بسیاری از نمادهای بورس اوراق بهادار تهران بخصوص در گروه‌های نفتی و پالایشگاهی، پتروشیمی و شیمیایی، فلزهای اساسی، خودروسازی و قطعه‌سازی بطور مستقیم یا غیرمستقیم از قیمت کامودیتی‌هایی مثل قیمت نفت تاثیر می‌پذیرند (قادری و شهرازی، ۱۳۹۹).

چگونگی اثرگذاری تغییرات قیمت نفت بر قیمت سهام به شرایط اقتصادی کشورها بستگی دارد. به عنوان مثال در نروژ که صادرکننده خالص نفت خام است، رابطه قیمت سهام با قیمت نفت مثبت است و در کشورهایی که واردکننده نفت خام هستند این رابطه منفی است (کیلیان و پارک، ۲۰۰۹). زیرا در یک کشور واردکننده نفت از لحاظ نظری، قیمت‌های بالاتر نفت منجر به افزایش هزینه‌های تولید، افزایش تورم و کاهش مصرف می‌شود که در نهایت کند شدن رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت را باعث می‌شود لذا تاثیری منفی بر سود شرکت‌ها خواهد گذاشت اما در کشورهای صادرکننده نفت، افزایش قیمت نفت باعث افزایش درآمدها و مخارج دولت، افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف و در نهایت، افزایش سود شرکت‌ها و رشد قیمت سهام خواهد شد (اسکوباری و شارما، ۲۰۲۰). به علاوه، قیمت سهام در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای واردکننده نفت با شدت بیشتری به شوک قیمت نفت واکنش نشان می‌دهند و همچنین، واکنش قیمت سهام در کشورهای در حال توسعه که اقتصاد آنها وابستگی بیشتری به نوسانات قیمت نفت دارد، بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته می‌باشد (لیو و همکاران، ۲۰۲۲).

از مهمترین اشکالات مدل‌های خطی این است که قدرت پیش‌بینی بالایی در همه دوره‌های زمانی ندارند. به عنوان مثال بعضی از مدل‌ها صرفا در دوره رونق قدرت توضیح‌دهندگی دارند و بعضی دیگر، در دوره‌های رکود بهتر تخمین می‌زنند (واگنر ، ۲۰۰۵). در نظر نگرفتن انتقال‌های رژیمی و شکست‌های ساختاری در رفتارهای پیچیده قیمت سهام، پایداری کاذبی در رویه‌های نوسان‌پذیری شرطی به وجود می‌آورد که این پدیده در تغییرات قیمت سهام مشاهده می‌شود (کانارلا و پولارد، ۲۰۰۸). بسیاری از متغیرهای اقتصادی واجد شرایط شکست ساختاری می‌باشند و این وضعیت معمولا پس از ایجاد بحران‌های اقتصادی اتفاق می‌افتد که وقایعی مانند افزایش قیمت نفت در سال ۱۹۷۳، سقوط بازارهای سهام در سال ۱۹۸۷، بحران پولی ۱۹۹۷ در کشورهای شرق آسیا، حملات ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ و افزایش قیمت نفت خام و بحران سال ۲۰۰۸ از آن جمله‌اند. این رخدادها باعث ایجاد تغییراتی در پویایی فرآیندهای سری‌های زمانی می‌شود که استفاده از مدل‌های انعطاف‌پذیرتر مانند مدل‌های سوئیچینگ را ضرورت می‌بخشند (الویی و جامازی، ۲۰۰۹). استفاده از یک مدل غیرخطی برای مطالعه رفتار قیمت‌های سهام در ایران نیز بویژه پس از وقوع تحریم‌های نفتی، شوک‌های ارزی و کاهش رشد اقتصادی در دهه نود شمسی قابل توجیه است.

1. Arbitrage Pricing Theory
2. commodity

همچنین، مدل سوئیچینگ مارکوف زمینه انعطاف‌پذیری را ایجاد می‌کند تا جلوه‌های متفاوت این واکنش غیرخطی را بصورت همزمان مدل‌سازی نمود.

با توجه به اینکه شوک‌های قیمت نفت ممکن است به دلایل مختلفی در طرف عرض یا تقاضای بازار نفت رخ دهند و حتی گاهی برآمده از علل سیاسی هستند، ضرورت تفکیک انواع این شوک‌ها و مطالعه جداگانه آثار هر یک نیز احساس می‌شود. گاهی وقوع یک شوک نفتی معلول کاهش عرضه کشورهای صادرکننده نفت خام به دلایلی مانند تصمیم اوپک برای کاهش عرضه است که آن را با نام شوک عرضه نفت می‌شناسیم. گاهی بروز تنش‌های سیاسی در خاورمیانه باعث افزایش ریسک‌های تامین انرژی گردیده که منجر به افزایش تقاضای کشورهای توسعه‌یافته برای واردات نفت و بالا بردن ذخایر استراتژیک نفت خام می‌شود که شوک تقاضای ویژه نفت نام دارد و گاهی رونق در تجارت بین‌الملل به دلایلی مثل ظهور اینترنت و تسهیل تجارت، باعث افزایش در قیمت نفت می‌شود که شوک تقاضای کل اقتصاد جهانی نام دارد (کیلیان و پارک، ۲۰۰۹). برای تفکیک شوک‌های قیمت نفت می‌توان از مدل‌های خودرگسیون برداری ساختاری (SVAR) بهره برد و آثار هر یک از انواع شوک‌های نفتی بر قیمت سهام را بطور جداگانه تحلیل و بررسی کرد.

با توجه به آنچه بیان شد این پژوهش به بررسی اثر غیرخطی شوک‌های قیمت نفت بر شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران با مدل سوئیچینگ رژیم مارکوف می‌پردازد. همچنین آثار انواع شوک‌های قیمت نفت را با بهره‌گیری از یک مدل خودرگسیون برداری ساختاری و تفکیک شوک‌ها به سه نوع شوک عرضه، شوک تقاضای کل و شوک تقاضای ویژه نفت بررسی می‌کند و در آخر، قدرت توضیح دهندگی متغیرهای نشانه تغییر قیمت نفت، اندازه تغییر قیمت نفت و قرار گرفتن در دوره رکود اقتصادی در این واکنش غیرخطی را مورد آزمون قرار می‌دهد. بهرحال وجود عواملی منحصربفرد در اقتصاد ایران مانند تحریم، رکودهای طولانی، سرکوب نرخ ارز، وجود بیماری هلندی[1]، قیمت‌گذاری دولتی انرژی و سهم بالای صنایع نفتی در بورس اوراق بهادار تهران، در کنار وابستگی دولت به درآمدهای نفتی و سهم بالای تصدی‌گری دولت، می‌تواند نتایج پژوهش حاضر را در مقایسه با پژوهش‌های غربی دستخوش تغییراتی کند.

مروری بر پیشینه پژوهش

همیلتون[2] (۱۹۸۳) با بررسی دوره‌های رکود در در دوره ۱۹۴۸-۱۹۷۲ و همبستگی میان تکانه‌های قیمت نفت و شاخص‌های اقتصادی در امریکا نشان داد که هفت مورد از هشت رکود اقتصادی پس از جنگ جهانی دوم در ایالات متحده پس از افزایش چشمگیر قیمت نفت رخ داده است که می‌تواند اثرات مهمی روی قیمت‌ها در بازارهای مالی نیز داشته باشد.

ریبوردو[3] (۲۰۱۰) رابطه بین قیمت نفت و شاخص‌های بین‌المللی سهام[4] در امریکا، بریتانیا و آلمان را از منظر غیرخطی با داده‌های سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۶ مورد بررسی قرار داد و از یک نسخه اصلاح‌شده مدل

1. Dutch Disease
2 . Hamilton JD
3. Reboredo JC
4. S&P 500 (USA), FTSE (UK), DAX (Germany)

سوئیچینگ مارکوف استفاده کرد که نتایج این پژوهش نشان داد که تغییرات قیمت نفت بر شاخص‌های سهام امریکا، بریتانیا و آلمان تاثیرات متفاوتی می‌گذارد و تغییرات قیمت نفت در زمان عدم اطمینان پایین در بازارهای سهام بی‌تاثیر است در حالیکه در زمان عدم اطمینان بالا، همبستگی منفی معنی داری بین دو متغیر شکل می‌گیرد.

میشرا و همکاران (۲۰۱۹) ارتباط بین شوک‌های قیمت نفت و شاخص داو جونز اسلامی امریکا را با مدل موجک چندک بر چندک[1] با داده‌های روزانه اول ژانویه ۱۹۹۶ تا ۱۳ آوریل ۲۰۱۸ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد نوسانات قیمت نفت ممکن است در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی بر شاخص سهام اسلامی داشته باشد، اما با رسیدن به ثبات در سری زمانی قیمت نفت، قیمت نفت بر شاخص سهام اسلامی تأثیر منفی می‌گذارد.

اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) با بررسی داده‌های ماهانه قیمت نفت و سهام در امریکا از ژانویه ۱۹۷۴ تا اکتبر ۲۰۱۶ نشان دادند واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیت نفت طبق مدل غیرخطی سویچینگ مرتبه اول مارکوف[2] تغییر می‌کند. در رژیم یک، تاثیر شوک قیمت نفت بر بازار سهام مثبت است و مدت زمان بیشتری تداوم دارد، تاثیر شوک‌های تقاضای کل بر قیمت سهام در هر دو رژیم مثبت است و تاثیر شوک عرضه بر قیمت سهام قابل چشم‌پوشی است. همچنین بیان کردند قرار گرفتن در دوره رکود اقتصادی می‌تواند در واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت موثر باشد.

هوانگ و کیم (۲۰۲۱) با بررسی داده‌های ژانویه ۱۹۷۳ تا دسامبر ۲۰۱۸، نوسانات قیمت نفت را به شوک‌های عرضه و تقاضا در بازار نفت تفکیک کرده و پویایی تاثیرات شوک‌های قیمت نفت بر بازده سهام ایالات متحده را با استفاده از یک مدل رگرسیون برداری انتقال هموار[3] (PSTR) تحلیل کردند و یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد واکنش بازده سهام ایالات متحده به شوک‌های تفکیک‌شده در دوره رکود و رونق، نامتقارن است و تأثیر شوک‌های مبتنی بر تقاضا بر بازده سهام ایالات متحده قوی‌تر و پایدارتر از شوک‌های عرضه است، به‌ویژه زمانی که اقتصاد در وضعیت رکود است.

لیو و همکاران (۲۰۲۲) رابطه غیرخطی میان عدم قطعیت سیاست اقتصادی، نوسان قیمت نفت و قیمت سهام ۲۵ کشوری که بیش از ۸۰٪ تولید ناخالص ناخالص جهان متعلق به آنهاست را بوسیله مدل رگرسیون انتقال هموار پانل (PSTR) با داده‌های ماهانه از می ۲۰۰۷ تا ماه مارچ ۲۰۲۱ بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که نوسانات قیمت نفت تأثیر منفی بر قیمت سهام دارد و این اثر منفی با عدم اطمینان سیاست اقتصادی افزایش می‌یابد.

ژه (۲۰۲۳) با مطالعه بازار سهام چین از ژانویه ۱۹۹۱ تا آوریل ۲۰۲۲، شوک‌های قیمت نفت را به شوک‌های عرضه، شوک‌های تقاضا و شوک‌های ریسک تفکیک کرده و تأثیر نامتقارن آن‌ها را با رویکرد رگرسیون چندک بر چندک[4] (QQR) بررسی کرده است. شوک‌های عرضه تأثیر قابل‌توجهی بر بازار نزولی

1. Wavelet-based Quantile-on-Quantile Regression
2. first order Markov switching regime
3. Panel Smooth Transition Regression
4. quantile on quantile regression

سهام چین ندارد، اما بر بازار صعودی تأثیر مثبت دارد و شوک‌های تقاضای نفت تاثیر مثبت بیشتری بر بازار صعودی نسبت به بازار نزولی دارد.

در ایران نیز راعی و همکاران (۱۳۹۲) آثار شوک‌های مثبت و منفی نفت و نوسان‌های قیمت طلا را بر تغییرات رژیمی بازار بورس تهران با استفاده از مدل گارچ‌نمایی سوئیچینگ مارکوف با داده‌های هفتگی از خرداد ۱۳۷۸ تا آذر ۱۳۹۰ بررسی کردند و شواهد معتبری از سوئیچینگ دو رژیمی رکود و رونق در بازده بورس اوراق بهادار تهران و نوسان‌های آن یافتند و نشان دادند مدت زمان ماندگاری در حالت رونق بیش از دو برابر حالت رکود است. به علاوه، متغیرهای برون‌زا شامل شوک‌های مثبت و منفی نفت هیچ اثر معنی‌داری بر بازده سهام و نیز احتمال انتقال میان رژیم‌ها نداشته و تنها بر نوسان‌های بازار سهام اثر معنی‌دار داشته است.

عباسی‌نژاد و ابراهیمی (۱۳۹۲) به مطالعه اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران با مدل مارکوف سوئیچینگ پرداخته و از داده‌های ماهانه مهر ۱۳۷۶ تا خرداد ۱۳۹۱ بهره بردند. نتایج این پژوهش نشان داد افزایش قیمت نفت بر بازدهی بورس اثر معنی‌داری ندارد و تنها باعث کاهش نوسان می‌شود.

بهاروند و همکاران (۱۳۹۹) پویایی رژیم‌ها و اثرات سرریز بین بازارهای نفت، ارز و سهام در ایران را با رهیافت مارکوف سوئیچینگ با داده‌های دوره زمانی فروردین ۱۳۸۰ تا اردیبهشت ۱۳۹۶ بررسی کردند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که اقتصاد ایران دارای دو رژیم رکود و رونق است که رژیم رکود در آن پایدارتر از رژیم رونق است و در هر دو رژیم، میان بازار نفت و سهام رابطه علیت دوطرفه وجود دارد که در خلاف جهت یکدیگر حرکت می‌کنند.

نجفی استمال و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی اثر مکانیسم انتقال بحران‌های مالی و قیمت نفت و علیّت مارکوف سوئیچینگ بر شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران با داده‌های روزانه دوره زمانی تیر ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۹۹ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در هر دو رژیم رکود و رونق، مسیر علیت از سمت قیمت نفت به سمت شاخص‌های بورس می‌باشد.

در پژوهش حاضر با تفکیک شوک‌های نفتی، به تحلیل پیامدهای هر یک از انواع شوک‌های عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت می‌پردازیم که تا بحال در اقتصاد ایران بررسی نشده است و همچنین با ایجاد یک ساختار رژیمی، شرایط منعطفی را برای تحلیل واکنش غیرخطی قیمت سهام به شوک‌های نفتی ایجاد می‌کنیم. نوآوری دیگر این پژوهش، سنجش اثرگذاری متغیرهای نشانه تغییر قیمت نفت و اندازه آن است که در پژوهش‌های داخلی به آن توجه نگردیده است.

فرضیه‌های پژوهش

همانطور که در بخش‌های پیشین گفته شد، در پژوهش‌های انجام گرفته درباره اثرگذاری قیمت نفت‌خام بر بازار سهام تناقض وجود دارد. بنابراین، در این پژوهش سعی می‌شود برای این تعارضات پاسخی یافته شود. لذا فرضیات پژوهش عبارتند از:

فرضیه (۱): واکنش شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های نفتی نامتقارن است.

فرضیه (۲): میزان تغییر قیمت نفت، نشانه‌های تغییر قیمت و قرار گرفتن در دوره رکود اقتصادی در توضیح عدم تقارن نقش دارند.

فرضیه (۳): واکنش قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران به شوک عرضه نفت‌خام، شوک تقاضای کل جهانی و شوک تقاضای ویژه نفت نامتقارن است.

روش‌شناسی پژوهش

روش گردآوری اطلاعات در این پژوهش به‌صورت استفاده از منابع کتابخانه‌ای می‌باشد. اطلاعات مربوط به بخش پیشینه و چارچوب نظری از طریق کتابخانه و مجلات الکترونیکی تهیه شده و داده‌های شاخص بازار سهام از پایگاه بورس اوراق بهادار تهران[1]، قیمت نفت اوپک و تولید جهانی نفت از پایگاه اوپک[2] و پایگاه اداره اطلاعات انرژی امریکا[3] گردآوری شده است. از طرف دیگر برای واقعی کردن داده‌های داخلی از شاخص بهای مصرف‌کننده بانک مرکزی ایران[4]، برای واقعی کردن داده‌های جهانی، از شاخص بهای مصرف‌کننده[5] کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[6] استفاده شده است. شاخص فعالیت واقعی اقتصاد جهانی[7] نیز از وبسایت فدرال رزرو دالاس[8] استخراج گردیده است. جامعه آماری پژوهش بصورت ماهانه از ۱۳۸۹/۱/۱ تا ۱۴۰۰/۱/۱ است.

جهت مدل‌سازی کردن پویایی قیمت واقعی سهام و بررسی تجربی اثر نامتقارن قیمت نفت بر قیمت سهام، ابتدا باید پویایی قیمت واقعی سهام را طبق معادله (۱) به دو مولفه قابل تفکیک زیر تجزیه کرد:

$$stock_t = stock_t^p + stock_t^T \quad (۱$$

در اینجا stock_t لگاریتم شاخص قیمت واقعی سهام است. در سمت راست معادله stock_t^p مولفه پایدار شاخص قیمت سهام است، در حالی که stock_t^T مولفه گذرا می‌باشد. مولفه پایدار را طبق معادله (۲) به صورت یک گام تصادفی مدل‌سازی می‌شود:

$$stock_t^P = \mu_t + stock_{t-1}^P + v_t \quad (۲$$

1. www.tse.ir
2. www.opec.org
3 . www.eia.gov
4. www.cbi.ir
5. Consumer Price Index (CPI)
6 . Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD.org)
7. Global Real Activity
8. www.dallasfed.org

در این فرمول گام تصادفی، جمله خودرگرسیون برداری باید ضریب یک داشته باشد که باعث می‌شود شوک‌های v_t یک اثر پایدار بر قیمت سهام داشته باشد که به صورت یک گام تصادفی بدون رانش در می‌آید. در اینجا ω_t و v_t متغیرهای تصادفی مستقل و توزیع یکسان[1] هستند. تابع پیش‌بینی نیز یک طبق معادله (۳) دوره متغیر زمانی μ_t خواهد داشت:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \omega_t \quad (۳$$

تحلیل واکنش لگاریتم قیمت واقعی سهام به لگاریتم قیمت واقعی نفت (oil_t) با فرآیند خودرگرسیونی معادله (۴) و معادله (۵) مدل‌سازی می‌شود:

$$\varphi(L) . stock_t^T = \gamma_0(L) . oil_t + \gamma_1(L). oil_t . S_t + \varepsilon_t \quad (۴$$

$$\varphi(L) = \sum_{k=0}^{K} \varphi_k . L^k;\ \varphi = 1;\ \gamma_i(L) = \sum_{j=0}^{J} \gamma_{j,i} . L^j \quad (۵$$

در معادله بالا، تمام ریشه‌های $\varphi(L)$ خارج از دایره واحد قرار می‌گیرند. مثل متغیرهای مجازی قبلی، ما فرض می‌کنیم ε_t یک متغیر تصادفی مستقل با توزیع یکسان است که از یک توزیع نرمال پیروی می‌کند. متغیر S_t در معادله‌ی (۴) تغییرات رژیمی واکنش‌های قیمت سهام به قیمت نفت را به دست می‌آورد.

همچنین برای محاسبه تاثیر شوک‌های عرضه نفت، شوک‌های تقاضای نفت و شوک‌های تقاضای کل جهانی، از یک خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده می‌شود که ساده‌ترین شکل این رویکرد عبارت است از:

$$B_0 y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} B_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

شکل ماتریسی مدل خودرگرسیون برداری ساختاری به صورت معادله (۶) است:

(۶

$$e_t \equiv \begin{pmatrix} e_{1t}^{\Delta global\ oil\ production} \\ e_{2t}^{global\ real\ activity} \\ e_{3t}^{real\ price\ of\ oil} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}^{\Delta\ oil\ supply\ shocks} \\ \varepsilon_{2t}^{aggreate\ demand\ shocks} \\ \varepsilon_{3t}^{oil-specific\ demand\ shock} \end{pmatrix}$$

اکنون شوک‌های e_t به دست آمده از معادله (۶) را در قیمت واقعی سهام به دست آمده از مدل‌های سوئیچینگ رژیم ارائه شده در معادلات (۱) تا (۵) تاثیر می‌دهیم. علاوه بر این، برای به دست آوردن شوک‌های e_t، از تحدیدهای معادله شش از کیلیان (۲۰۰۹) پیروی می‌شود؛ مدل غیرخطی این اجازه را می‌دهد تا واکنش‌های دو رژیم بالا و پایین بررسی شود. متغیر S_t با توجه به اینکه صفر باشد یا یک، در معادله (۴)، نوع رژیم (بالا/پایین) را به دست می‌آورد. همیلتون (۱۹۸۹) نوع انتقال بین رژیم‌های بالا و پایین را با فرآیند مدل‌سازی مارکوف به دست می‌آورد. در بردار احتمالات انتقال ثابت، متغیر S_t با توجه به مدل‌سازی معادله (۷)، مقدار صفر یا یک می‌گیرد:

1. independent and identically distributed random variables (i.i.d)

(۷

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = \frac{exp(c_0)}{1 + exp(c_0)}$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) = 1 - P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = \frac{exp(c_1)}{1 + exp(c_1)}$$

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) = 1 - P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$$

مدل احتمالات انتقال ثابت[1] در معادله (۷) به معنای آن است که احتمال تغییر رژیم یا ماندگاری در رژیم ثابت هستند. یک روش انعطاف‌پذیر دیگر نیز این است که احتمالات انتقال بین رژیم‌ها به گونه‌ای مدل‌سازی شود که تابعی از بعضی متغیرهای قابل مشاهده باشند. با روش فیلاردو[2] (۱۹۹۴) احتمالات انتقال متغیر زمانی به دست می‌آیند؛ در این روش، احتمال جابجایی رژیم در طول زمان تغییر می‌کند. محاسبه مدل احتمالات انتقال متغیر زمانی[3] طبق معادله (۷) می‌باشد:

(۸

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = \frac{exp(c_0 + z'_t . a_0)}{1 + exp(c_0 + z'_t . a_0)}$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = \frac{exp(c_1 + z'_t . a_1)}{1 + exp(c_1 + z'_t . a_1)}$$

در مدل احتمالات انتقال متغیر زمانی، متغیرهای حالت که حاکم بر تغییر رژیم هستند در عبارت $q \times 1$ بردار z_t درج می‌شوند که در آن $z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \ldots, z_{qt})'$ است در حالی که a_0 و a_1 بردارهای $q \times 1$ ضرایب $(a_{01}, a_{02}, \ldots, a_{0q})'$ و همچنین $(a_{11}, a_{12}, \ldots, a_{1q})'$ مربوط به بردار z_t در هر یک از حالت‌ها هستند. در بردار z_t چند منشاء تاثیرگذار بر واکنش‌های نامتقارن گنجانده می‌شودو مثل نشانه تغییر قیمت نفت، اندازه تغییر قیمت نفت و دوره‌های رکود اقتصادی. این‌ها به شکل مجموعه متغیرهای مجازی REC, SIGN, SIZE و SIZE2 در بردار z_t گنجانده می‌شوند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

جدول (۱) آمار توصیفی را ارائه می‌دهد. داده‌های مورد مطالعه با استفاده از شاخص قدرت خرید مصرف‌کننده تعدیل شده‌اند. متغیر REC یک متغیر مجازی است که در دوره‌های رکود اقتصادی در ایران عدد یک را اختیار می‌کند و در غیر اینصورت برابر با صفر خواهد بود. میانگین متغیر REC حدودا برابر با ۰/۴۵ بوده که نشان می‌دهد اقتصاد ایران در این بازه، زمان قابل‌توجهی را در رکود گذرانده‌است و این در

1 . fixid transition probabilities (FTP)
2. Filardo AJ
3 . time varying transition probabilities (TVTP)

حالی است که در مطالعات مشابه انجام گرفته در امریکا از جمله اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) و هوانگ و کیم (۲۰۲۱)، میانگین rec کمتر از ۰/۲ بوده است. متغیر SIGN نیز به این صورت مقادیر صفر و یک را اختیار می‌کند که اگر تغییر قیمت نفت مثبت باشد، عدد آن یک و در غیر اینصورت صفر خواهد بود. همچنین از دو متغیر برای سنجش میزان تغییرات قیمت نفت استفاده می‌شود. اول، متغیر SIZE که اگر تغییر قیمت نفت بیشتر از یک انحراف استاندارد باشد، عدد آن یک و در غیر این صورت، صفر است. دوم، متغیر SIZE2 که اگر تغییر در قیمت بیشتر از میانه‌ی تغییرات باشد، عدد آن یک و در غیر این صورت، صفر است. شاخص میانه به این منظور انتخاب شده است تا میانگین SIZE2 تقریبا برابر با ۰/۵ باشد و بتواند تغییرات قیمت نفت را به دو گروه برابر تقسیم نماید. میانگین SIGN حدود ۰/۵۸ است که نشان می‌دهد در این مدت کمی بیش از نیمی از تغییرات قیمت نفت، افزایشی بوده‌اند. از طرف دیگر، میانگین ۰/۲۸ متغیر SIZE1 نشان می‌دهد که تنها کمی بیش از یک چهارم تغییرات قیمت نفت از یک انحراف معیار بیشتر بوده‌اند. مشخص است که میانگین SIZE2 نیز ۰/۵ خواهد بود.

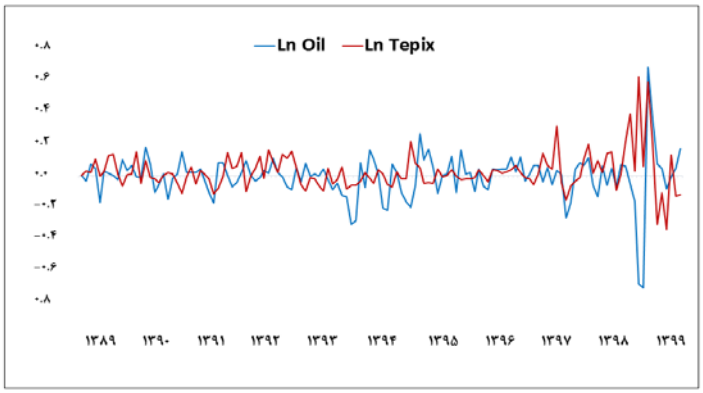
جدول۱. آمار توصیفی

متغیرها	اختصار	تعداد نمونه	میانگین	انحراف استاندارد	حداقل	حداکثر
شاخص قیمتی بورس[۱]	tepix	۱۳۲	۱۲۱۱۷۷/۳۶۲۵	۱۴۳۹۵۹/۰۷۹۲	۴۰۱۰۱/۳۶۹۹	۸۸۷۴۵۸/۲۳۱۳
قیمت نفت[۲]	oilp	۱۳۲	۷۱/۳۲۰۵	۲۸/۰۶۱۴	۱۴/۵۴۳۱	۱۲۳/۲۰۵۸
REC	rec	۱۳۲	۰/۴۵۴۵	۰/۴۹۹۸	۰	۱
SIGN	sign	۱۳۲	۰/۵۸۳۳	۰/۴۹۴۹	۰	۱
SIZE1	size1	۱۳۲	۰/۲۸۰۳	۰/۴۵۰۹	۰	۱
SIZE2	size2	۱۳۲	۰/۵۰۰۰	۰/۵۰۱۹	۰	۱
شوک عرضه نفت	supp	۱۳۲	۰/۰۱۰۸	۰/۱۵۲۸	-۰/۵۰۳۹	۰/۳۲۰۹
شوک تقاضای کل	dema	۱۳۲	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۹۸	-۰/۰۶۹۵	۰/۰۲۳۰
شوک تقاضای ویژه نفت	spec	۱۳۲	۰/۰۰۴۳	۰/۱۰۷۵	-۰/۴۵۵۲	۰/۵۴۲۳

ماخذ: محاسبات پژوهش

۱. شاخص واقعی قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران

۲. قیمت واقعی نفت اوپک



شکل ۱. نوسانات لگاریتم قیمت واقعی نفت و لگاریتم شاخص قیمت واقعی بورس تهران

در شکل (۱) نوسانات لگاریتم قیمت واقعی نفت و لگاریتم شاخص قیمتی واقعی بورس اوراق بهادار تهران به تصویر کشیده شده است. همانطور که مشخص است در طی دوره مورد مطالعه، نوسانات قیمت نفت اندکی بیش از نوسانات شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران است. در دوره‌هایی مانند سال ۱۳۹۷ قیمت نفت و شاخص قیمتی سهام هم‌جهت با هم حرکت کرده، ابتدا کاهش و سپس، افزایش یافته‌اند. همچنین از ابتدای سال ۱۳۹۷ نوسانات هر دو متغیر افزایش قابل ملاحظه‌ای پیدا کرده که بنا بر احتمالات فیلترشده در شکل (۲)، بیشتر در رژیم واکنش بالا قرار داشته است.

آزمون واکنش غیرخطی

اولین مرحله برای برآورد مدل این است که بررسی شود آیا واکنش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران به تغییرات قیمت نفت طبق مدل دورژیمی مارکوف قابل تعریف است یا خیر. به این منظور باید در ابتدا معنی‌داری مدل احتمالات انتقال ثابت که توسط همیلتون[1] (۱۹۸۹) ابداع شده را آزمون کنیم. این واکنش نامتقارن در دو رژیم بالا و پایین طبق معادله ۷ قابل تعریف است. رژیم واکنش پایین زمانی اتفاق می‌افتد که $S_t = 0$ و $S_{t-1} = 0$ باشند. رژیم واکنش بالا نیز در حالتی که $S_t = 1$ و $S_{t-1} = 1$ باشد به وقوع می‌پیوندد. برآوردهای پژوهش نشان می‌دهد فرضیه وجود مدل دورژیمی را نمی‌توان رد کرد. دورژیمی بودن واکنش قیمت سهام به شوک قیمت نفت مطابق با نتایجی است که اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) در بازار سهام ایالات متحده و راعی و همکاران (۱۳۹۲)، عباسی‌نژاد و ابراهیمی (۱۳۹۲)، بهاروند و همکاران (۱۳۹۹) و نجفی استمال و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش‌های داخلی به آن رسیده‌اند. همچنین مدت برقراری هر یک از رژیم‌ها در جدول شماره (۲) قابل مشاهده است. مشاهدات نشان می‌دهد برقراری رژیم واکنش پایین بیش از ۲۴ برابر مدت برقراری رژیم واکنش بالا است بنابراین از آنجا که داده‌های مورد مطالعه ۱۳۲

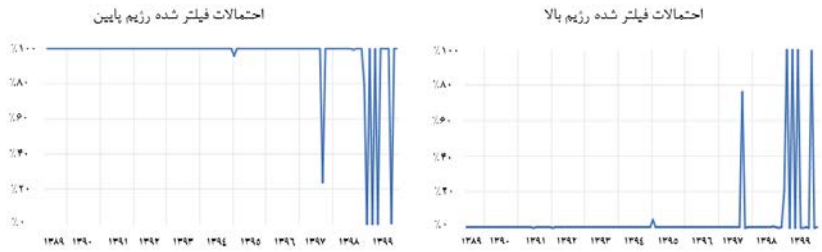
1 . Hamilton JD

ماه را شامل می‌شود در حدود ۱۲۷ ماه، رژیم واکنش پایین و در ۵ ماه نیز رژیم بالا برقرار بوده‌است. اگرچه طول دوره برقراری رژیم بالا زیاد نیست اما همانطور که در احتمالات فیلتر شده قابل مشاهده است، در دو سال اخیر، برقراری رژیم بالا به شکل قابل توجهی افزایش یافته‌است. همچنین در مدل احتمالات انتقال ثابت، احتمال باقی ماندن در رژیم پایین حدودا ۹۵/۹ درصد و احتمال باقی ماندن در رژیم بالا ۳۵/۷ درصد می‌باشد. در شکل (۱) احتمالات فیلتر شده هر یک از حالات رژیم بالا و پایین ترسیم شده‌است.

جدول۲. احتمالات انتقال ثابت و طول دوره رژیم‌ها

احتمالات انتقال ثابت بین رژیم واکنش بالا و واکنش پایین		
رژیم ها	بالا	پایین
بالا	۰/۰۳۵۷۶۹	۰/۹۶۴۲۳۱
پایین	۰/۰۴۰۶۵۱	۰/۹۵۹۳۴۹
مدت نسبی باقی ماندن در رژیم		
رژیم ها	واکنش بالا	واکنش پایین
نسبت	۱	۲۴/۵۹۹۵۵

ماخذ: محاسبات پژوهش



شکل۲. احتمالات فیلتر شده رژیم بالا و رژیم پایین

برای رد کردن فرض برابری ضرایب c_1 و c_2 در واکنش شاخص قیمتی بورس به شوک‌های قیمت نفت از آزمون والد[1] نیز به عنوان یک آزمون دیگر بهره می‌گیریم. آماره والد از بسط تیلور بدست می‌آید. آزمون والد محدودیت‌های پارامترهای آماری را بر اساس فاصله وزنی بین تخمین نامحدود و مقدار فرضی آن، تحت فرضیه صفر ارزیابی می‌کند. به‌نحوی که فرض صفر آن، برابر بودن ضرایب است. هر چه این فاصله وزنی بیشتر باشد، احتمال صحت محدودیت کمتر خواهد بود. توزیع نمونه محدود آزمون‌های والد دارای توزیع مجانبی χ^2 تحت فرضیه صفر است (فارمایر، ۲۰۲۲: ۶۶۳).

1. Wald test - Coefficient Restrictions

جدول ۳. نتایج آزمون والد

آماره آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	مقدار p
آماره t	۶/۶۱۳۳۴۴	۱۱۷	۰/۰۰
آماره F	۴۳/۷۳۶۳۲	(۱/۱۱۷)	۰/۰۰
آماره کای اسکور	۴۳/۷۳۶۳۲	۱	۰/۰۰
محدودیت نرمال	مقدار	انحراف معیار	
C_1-C_2	۰/۲۵۲۹۰۱	۰/۰۳۸۲۴۱	

ماخذ: محاسبات پژوهش

مقدار p در آزمون والد برابر با صفر است. این بدان معناست که فرض صفر آزمون والد که بیانگر برابری ضرایب می‌باشد رد می‌شود در واقع اینجا هم نمی‌توان غیرخطی بودن واکنش شاخص قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت را رد کرد.

یکی دیگر از معیارهای تشخیص مدل‌های غیرخطی استفاده از معیارهای اطلاعاتی است. مقادیر معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین و همچنین لگاریتم درستنمایی برای هر یک از مدل‌های خطی، دورژیمی و سه‌رژیمی در جدول زیر به نمایش درآمده است.

جدول ۴. مقادیر معیارهای اطلاعاتی

نوع مدل	آکائیک	شوارتز بیزین	حنان کوئین	درست‌نمایی لگاریتمی
مدل خطی	۲/۵۴۵۴	۲/۶۹۸۷	۲/۶۱۲۴	-۱۱۰/۳۶۵۲
مارکوف سوئیچینگ دورژیمی	۰/۹	۱/۲۴۸۷	۱/۲۶۷۵	-۴۸/۶۶۵۱
مارکوف سوئیچینگ سه رژیمی	۱/۲۵۶۳	۱/۳۲۶۵	۱/۲۸۸۲	-۴۸/۶۶۵۱

ماخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول مشخص است که مدل دورژیمی مارکوف سوئیچینگ کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک، شوارتز بیزین و حنان‌کوئین را داشته و همچنین دارای بزرگترین میزان لگاریتم درستنمایی می‌باشد. این مقادیر نشان می‌دهد استفاده از مدل دورژیمی نسبت به مدل خطی و مدل سه‌رژیمی، قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری در واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت را دارد.

مدلسازی منشاء واکنش نامتقارن با مدل احتمالات انتقال متغیر

شاخصه اصلی مدل احتمالات متغیر زمانی ابداع شده توسط فیلاردو (۱۹۸۹) ایجاد امکان شناور بودن احتمالات انتقال بین رژیم‌ها با استفاده از داده‌های مختلف است. در ابتدا بررسی می‌شود که آیا متغیرهای مجازی از جمله REC، SIGN، SIZE1 و SIZE2 می‌توانند مبنایی برای مدلسازی منشاء واکنش نامتقارن شاخص قیمتی به شوک‌های نفتی ارائه دهند یا خیر. جدول (۳) معیار اطلاعاتی شوارتز، معیار اطلاعاتی

آکائیک و درست‌نمایی لگاریتمی هر یک از متغیرهای مجازی مذکور را به‌همراه نتایج مدل احتمالات انتقال ثابت نشان می‌دهد. ستون آخر مقادیر p مرتبط با آزمون نسبت درست‌نمایی مدل احتمالات انتقال متغیر زمانی را در برابر فرضیه صفر که مدل احتمالات انتقال ثابت است، نشان می‌دهد. نتایج بدست آمده از این قسمت بیان می‌کند با مقدار p معادل ۰/۰۰۲۵ تنها نشانه تغییر قیمت نفت می‌تواند برای مدلسازی منشاء واکنش نامتقارن شاخص قیمتی مطلوب باشد اما قرار گرفتن در دوره‌های رکود اقتصادی و اندازه تغییر قیمت نفت برای توضیح تغییرات رژیمی مطلوبیت قابل توجهی ندارند زیرا که مقدار p آنها به ترتیب ۰/۱۰۲۵ ، ۰/۱۸۱۲ و ۰/۰۷۶۹ می‌باشد. بنابراین برخلاف مطالعه اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) و هوانگ و کیم (۲۰۲۱) که رکود را عامل تعیین کننده‌ای برای تعیین ساختار رژیمی می‌دانند، در دوره زمانی مورد آزمون در ایران، این متغیر توان توضیح واکنش نامتقارن شاخص قیمتی ندارد. همچنین، عدم توضیح‌دهندگی متغیر اندازه تغییرات قیمت نفت نیز در پژوهش حاضر و پژوهش اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) با یکدیگر مطابقت دارد.

جدول۵. مدل احتمالات متغیر زمانی

عناصر z_t	معیار شوارتز	معیار آکائیک	درست‌نمایی لگاریتمی	آزمون LR
احتمال انتقال ثابت				
-	-۱/۸۵۷۰۹۶	-۲/۱۰۲۱۹۲	۱۴۵/۵۴۰۳	-
احتمالات انتقال متغیر زمانی				
SIGN	-۱/۸۴۸۸۱۷	-۲/۰۹۳۹۱۳	۱۴۵/۰۱۰۴	۰/۰۰۲۵
SIZE	-۱/۷۹۹۶۲۹	-۲/۰۴۴۷۲۵	۱۴۱/۸۶۲۴	۰/۱۸۱۲
۲SIZE	-۱/۸۴۰۳۲۳	-۲/۰۸۵۴۲	۱۴۴/۴۶۶۹	۰/۰۷۶۹
REC	-۱/۷۹۰۰۱۱	-۱/۹۳۵۱۰۷	۱۴۴/۸۴۶۹	۰/۱۰۲۵

ماخذ: محاسبات پژوهش

در جدول (۴)، شاخص‌های مختلف بردار z_t در معادله ۸ و نتایج برآوردهای نقطه‌ای از پارامتر جامعه با آزمون حداکثر درست‌نمایی از مدل احتمالات انتقال ثابت در ستون اول آمده‌است. در بین همه شاخص‌ها، پارامترهای مولفه $Stock_t^p$ نشان می‌دهد که رشد شاخص قیمت واقعی بورس معمولا ثابت است و گاها تغییراتی جزئی دارد که می‌تواند دوره‌های سقوط بازار سهام را نشان دهد و همچنین پارامتر σ_ω از نظر آماری معنی‌دار است یعنی مولفه روند قیمت سهام نوسانات زیادی ندارد لذا تاثیر پایداری بر نرخ رشد قیمت دارد. با این وجود، پارامتر σ_v از نظر آماری معنی‌دار نیست، یعنی وقتی نوسان پایین قیمت‌ها را مدل‌سازی کنیم متوجه می‌شویم که تغییر دائمی قابل توجهی در قیمت واقعی سهام مشاهده نمی‌شود.

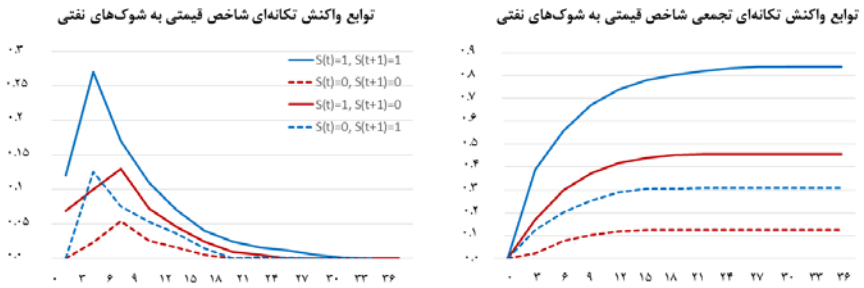
جدول۶. برآورد پارامترهای جامعه آماری

	مدل احتمال انتقال ثابت	مدل احتمال انتقال متغیر زمانی		
عناصر z_t		SIGN	SIZE	REC
پارامتر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
σ_v	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴
	(۰/۰۰۱۴)	(۰/۰۰۰۲۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۱۲)
σ_ε	۰/۰۴۷۶	۰/۰۴۴۲	۰/۰۴۱۴	۰/۰۴۴۳
	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۱۲)	(۰/۰۰۱۴)	(۰/۰۰۳۱)
σ_ω	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۵
	(۰/۰۰۷۷)	(۰/۰۰۰۴)	(۰/۰۰۰۶)	(۰/۰۰۰۳)
$\emptyset_1$	۱/۵۰۱۸	۱/۵۳۸۴	۱/۵۳۳۰	۱/۵۱۲۲
	(۰/۰۴۶۵)	(۰/۰۴۰۱)	(۰/۰۴۱۲)	(۰/۰۴۴۴)
$\emptyset_2$	−۰/۴۰	−۰/۳۹۲۱	−۰/۳۹۹۵	−۰/۳۷۸۹
	(۰/۰۲۵۲)	(۰/۰۳۸۷)	(۰/۰۳۳۲)	(۰/۰۳۵۶)
$\gamma_{o.o}$	−۰/۴۱۲۱	−۰/۰۷۸۳	−۰/۰۶۸۷	−۰/۰۷۲۱
	(۰/۱۹۵۲)	(۰/۰۶۳۲)	(۰/۰۷۱۰)	(۰/۰۵۷۶)
$\gamma_{1.o}$	−۰/۱۱۴	۰/۰۷۷۷	۰/۲۴۵۶	۰/۰۸۰۰
	(۰/۲۵۸۷)	(۰/۰۸۸۲)	(۰/۰۶۳۵)	(۰/۰۷۱۲)
$\gamma_{o.1}$	۰/۶۸۹۱	۱/۱۰۰۲	۱/۰۰۲۱	۱/۰۰۱۴
	(۰/۳۰۰۱)	(۰/۳۰۲۱)	(۰.۲۶۵۴)	(۰/۳۱۳۷)
$\gamma_{1.1}$	۰/۶۸۴۶	۱/۰۹۰۵	۱/۰۷۱۱	۱/۲۵۴۴
	(۰/۲۲۳۲)	(۰/۳۹۷۴)	(۰/۲۱۸۶)	(۰/۲۸۸۷)
c_o	۰/۴۹۱۲	۷/۳۵۶۴	۴/۲۲۳۴	۶/۲۸۱۹
	(۰/۳۲)	(۰/۶۹۰۲)	(۸/۶۵۴۱)	(۰/۹۲۲۷)
c_1	۲/۰۱۱۹	−۰/۴۵۶۲۹	۰/۷۵۴۷۲	−۰/۸۲۲۱
	(۱/۲۵۴۸)	(۰/۶۷۶۱)	(۰/۹۷۷۲)	(۰/۷۲۱۳)
a_{o1}	−	−۶/۷۵۳۴	−۴/۷۲۹	−۵/۱۶۴۹
		(۰/۱۰۰۵)	(۶/۷۶۲۴)	(۲/۰۱۱۱)
a_{o2}	−	۰/۸۷۵۴	−۵/۱۷۶۴	۰/۳۶۴۲
		(۲/۸۰۳۰)	(۹/۰۱۹۲)	(۱/۲۳۷۴)
درست‌نمایی لگاریتمی	۱۳۴/۸۴۶۹	۱۴۱/۸۶۲۴	۱۴۵/۰۱۰۴	۱۴۵/۵۴۰۳

ماخذ: محاسبات پژوهش

نمودارهای واکنش تکانه‌ای نشان می‌دهند بطور کلی برای تمام متغیرهای حالت، افزایشی به میزان یک انحراف معیار در قیمت نفت موجب تاثیر مثبت بر شاخص قیمت می‌شود اما میزان تاثیر و طول مدت

واکنش در متغیرهای حالت متفاوت می‌باشد. این یافته‌ها با نتایج ژه (۲۰۲۳) و شهبازی و همکاران (۱۳۹۲) مبنی بر وجود عدم تقارن در واکنش قیمت مطابقت دارد.



شکل ۳. توابع واکنش تکانه‌ای رژیم‌ها

همانطور که در شکل (۳) می‌بینیم هنگامی که در رژیم واکنش بالا (یعنی $S_t = 1$ و $S_{t+1} = 1$) باشد، واکنش شاخص قیمتی بزرگ‌تر است و زمان ماندگاری واکنش نیز طولانی‌تر از سایر حالات می‌باشد. در حالتی که St=0, St+1=1 یا هنگامی که St=1, St+1=0 است، آنگاه بیشینه واکنش شاخص قیمتی مثبت است اما اندازه آن کمتر از رژیم واکنش بالا است. زمانی که در رژیم واکنش پایین قرار داریم (یعنی $S_t=0$, $S_{t+1}=0$) واکنش شاخص قیمتی به افزایش قیمت نفت کمتر از سایر حالات است ولی همچنان اثر مثبت می‌باشد. در قسمت راست شکل (۲) نیز توابع واکنش تکانه‌ای تجمعی تا ۳۶ ماه به نمایش درآمده‌است.

وقتی معادله (۸) را جایگزین معادله (۷) کنیم می‌توانیم ضرایب تخمینی $\hat{c}_0$، $\hat{c}_1$، $\hat{a}_{01}$ و $\hat{a}_{02}$ را از جدول (۴) بدست آوریم که این اجازه را می‌دهد تا چگونگی تغییر احتمالات انتقال در طول زمان ارزیابی شود. به عنوان مثال با توجه به برآوردهای ستون متغیر مجازی SIGN در جدول (۴)، c_0 = ۷,۳۵۶۴ است. بنابراین:

$$P(S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0) = \frac{\exp(\hat{c}_0)}{1 + \exp(\hat{c}_0)} = 0.88$$

این نتیجه بیانگر آن است که اگر $SIGN_{t-1}$= SIGNt= 0 یعنی تغییرات قیمت نفت در طی دو دوره کاهشی بوده باشد و در یک دوره رژیم واکنش پایین قرار گرفته باشد (یعنی $S_{t-1}=0$) ، به احتمال ۸۸٪ در همین رژیم واکنش پایین می‌مانیم زیرا احتمال ماندگاری در این رژیم ۸۸٪ است. متعاقبا تنها ۱۲٪ احتمال دارد که از رژیم واکنش پایین به رژیم واکنش بالا منتقل شویم.

در طرف مقابل در دوره رژیم واکنش پایین، اگر تغییرات قیمت نفت در دوره فعلی و دوره گذشته افزایشی بوده باشد، یعنی $SIGN_{t-1}=SIGN_t=1$ ، با توجه به مقادیر $\hat{a}_{01}$ و $\hat{a}_{02}$ در ستون SIGN جدول (۴) می‌توان گفت:

$$P(S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0) = \frac{exp(\hat{c}_0 + \hat{a}_{01})}{1 + exp(\hat{c}_0 + \hat{a}_{01})} = 0.37$$

بنابراین احتمال تغییر رژیم از پایین به بالا در دوره افزایش قیمت نفت به ۶۳٪ می‌رسد. با جمع‌بندی این شواهد و نتایج توابع واکنش تکانه‌ای رژیم که پیشتر درباره آنها بحث کردیم می‌توان نتیجه‌گیری کرد که شوک مثبت قیمت نفت در مقایسه با شوک منفی قیمت نفت، اثرات بزرگ‌تری بر قیمت سهام می‌گذارد.

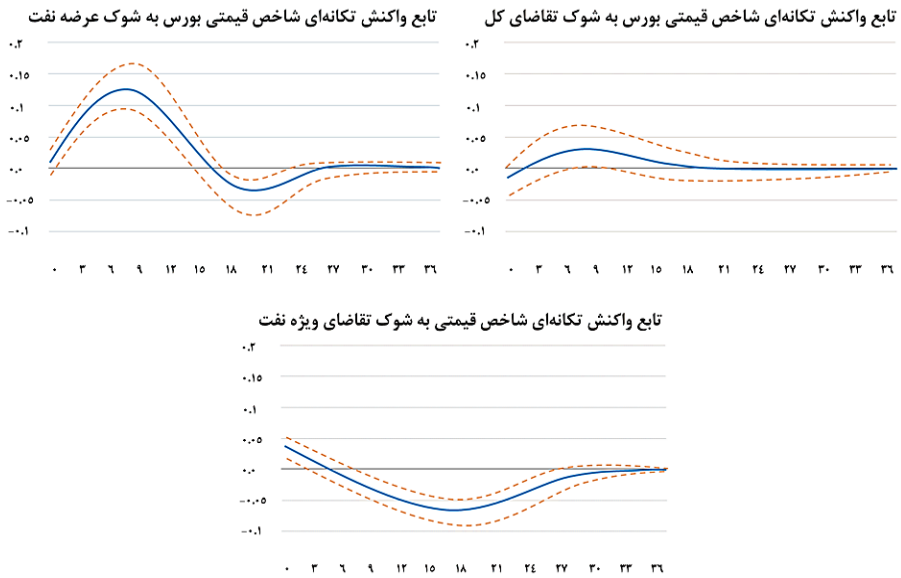
مدل‌سازی منشاء واکنش نامتقارن با تفکیک شوک‌های نفتی

سه پنل ارائه شده در جدول (۷) نتایج را برای هر یک از شوک‌های فیلتر شده از معادله ۶ نشان می‌دهد. در هر یک از پنل‌ها نتایج مشخصه احتمال انتقال ثابت و همچنین مدلسازی z_t برای بستگی به متغیرهای رکود، نشانه تغییر قیمت نفت و اندازه تغییر قیمت نفت نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود متغیرهای رکود و اندازه تغییر قیمت نفت نمی‌توانند مزیت قابل توجهی را در مقایسه با مدل احتمالات انتقال ثابت ایجاد نمایند. درمورد متغیر نشانه‌ی تغییر قیمت نفت، مقدار p برابر با ۰/۱۸۲۵ برای شوک عرضه نفت معنی‌دار نیست ولی درمورد شوک تقاضای کل و شوک تقاضای ویژه نفت (۰/۰۰۴۱ و ۰/۰۳۲۱) معنی‌دار است. بنابراین متغیر SIGN می‌تواند در شوک‌های تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت، در توضیح عدم تقارن واکنش شاخص قیمتی موثر باشد اما درمورد شوک عرضه نفت کمک خاصی نمی‌کند. توضیح‌دهندگی متغیر نشانه تغییر قیمت نفت و عدم توضیح‌دهندگی متغیر رکود اقتصادی در این پژوهش با نتایجی که اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) و هوانگ و کیم (۲۰۲۱) مبنی بر اهمیت متغیر رکود در واکنش شاخص قیمتی بورس به شوک‌های قیمت نفت بود، در تضاد است.

جدول ۷. خودرگرسیون برداری ساختاری

عناصر z_t	معیار شوارتز	معیار آکائیک	درست‌نمایی لگاریتمی	آزمون LR
شوک عرضه نفت				
None	-۰/۶۰۱۲۲	-۰/۸۵۹۸۴۲	۶۵/۴۸۲۲۶	-
SIGN	-۰/۶۱۳۳۹	-۰/۸۵۹۷۳۷	۶۵/۵۹۳۲۸	۰/۱۸۲۵
۱SIZE	-۰/۶۱۲۷۱۴	-۰/۸۵۹۰۶۱	۶۵/۱۷۰۳۵	۰/۷۶۳۵
۲SIZE	-۰/۶۱۲۶۶۹	-۰/۸۵۹۰۱۶	۶۵/۵۴۷۵۴	۰/۷۰۲۱
REC	-۰/۶۰۸۸۸۳	-۰/۸۵۵۲۳	۶۵/۳۰۷۱۲	۰/۰۶۲۸
شوک تقاضای کل				
None	-۶/۱۶۶۲۲	-۶/۷۶۲۳۲۱	۴۱۳/۶۴۶۲	-
SIGN	-۶/۰۹۶۰۱	-۶/۳۴۲۳۵۷	۴۱۳/۷۳۹۷	۰/۰۰۴۱
۱SIZE	-۶/۱۲۶۳۰۵	-۶/۳۷۲۶۵۲	۴۱۳/۶۶۳۴	۰/۸۱۲۲
۲SIZE	-۶/۰۵۴۶۶۶	-۶/۳۰۱۰۱۳	۴۱۳/۷۱۴۳	۰/۰۲۲۲
REC	-۶/۴۵۱۵۱۶	-۶/۶۹۷۸۶۳	۴۱۴/۳۱۴۳	۰/۰۹۸۳
شوک تقاضای ویژه نفت				
None	-۱/۳۱۲۵۲۲	-۱/۵۴۸۲۵۳	۱۰۷/۳۲۵۵	-
SIGN	-۱/۳۰۱۶۱۵	-۱/۵۴۷۹۶۲	۱۰۸/۲۹۵۶	۰/۰۳۲۱
۱SIZE	-۱/۲۷۸۹۶۶	-۱/۵۲۵۳۱۳	۱۰۷/۸۵۷۳	۰/۲۰۵۱
۲SIZE	-۱/۲۵۴۸۹۹	-۱/۵۰۱۲۴۶	۱۰۶/۳۲۹۱	۰/۰۸۸۵
REC	-۱/۲۴۲۸۷۳	-۱/۵۰۰۲۲	۱۰۷/۵۶۵۵	۰/۱۸۷۵

ماخذ: محاسبات پژوهش



شکل ۳. توابع واکنش تکانه‌ای شاخص قیمتی بورس به شوک عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت

نمودارهای توابع واکنش تکانه‌ای نشان می‌دهند واکنش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران به شوک عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت نامتقارن است که با نتایجی که کیلیان و پارک (۲۰۰۹) و اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) مطابقت دارد. همانطور که در نمودار سمت راست مشخص است، با وقوع شوک مثبت عرضه نفت (به عنوان مثال کاهش عرضه نفت توسط اوپک)، شاخص قیمتی بورس افزایش می‌یابد، این افزایش تا حدود ۷ دوره به میزان بیشینه می‌رسد، سپس فروکش می‌کند و پس از ۱۵ دوره، شاخص قیمت واکنش منفی نشان می‌دهد که علت آن احتمالا ایجاد بیماری هلندی و سرکوب نرخ ارز به سبب افزایش درآمدهای نفتی است. بر خلاف نتایجی که کیلیان و پارک (۲۰۰۹) در کم‌اثر بودن شوک‌های عرضه نفت گرفتند، در این پژوهش شاخص قیمتی بورس بیشترین واکنش را به شوک عرضه و کمترین واکنش را به شوک تقاضای کل نشان می‌دهد. زمانی که اقتصاد جهانی وارد دوره رونق شده باشد، شوک تقاضای کل ایجاد می‌شود. واکنش شاخص قیمتی بورس تهران به این شوک نیز مثبت بوده اما شدت واکنش در مقایسه با شوک عرضه کمتر است. اثرات این شوک پس از ۱۸ دوره از بین می‌رود. سومین نوع شوک، شوک تقاضای ویژه نفت است که به عنوان مثال افزایش تنش‌های سیاسی در خاورمیانه باعث آن است و در این شرایط، کشورهای غربی سعی می‌کنند با بالا بردن واردات نفت خام، ذخایر استراتژیک خود را بالا ببرند. واکنش شاخص قیمتی بورس تهران به این افزایش قیمت نفت، منفی است و اثرات آن تا یک دوره ۱۸ ماهه به بیشینه رسیده، پس از آن کاهش یافته و در آخر به صفر می‌رسد.

بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه رفتار قیمت سهام و شناخت عوامل موثر بر آن همواره از مهمترین دغدغه‌های پژوهشگران، سرمایه‌گذاران و سیاستگذاران اقتصادی بوده است و صاحب‌نظران از شوک‌های قیمت نفت به عنوان یکی از مهمترین عوامل اثرگذار بر قیمت‌های سهام یاد می‌کنند. اما پژوهش‌های مختلف درباره چگونگی اثرگذاری شوک‌های قیمتی نفت بر قیمت سهام، نتایج متناقضی بدست آورده‌اند. از آنجا که قیمت جهانی کامودیتی‌ها اثرات مهمی روی قیمت‌های سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارد، مطالعه اثرات شوک‌های قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام اهمیتی دوچندان پیدا می‌کند. هدف این پژوهش برطرف کردن تعارض موجود در مورد چگونگی واکنش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های قیمت نفت با داده‌های ماهانه ۱۳۸۹/۱/۱ تا ۱۴۰۰/۱/۱و با استفاده از مدل سوئیچینگ مارکوف می‌باشد.

نتایج پژوهش حاضر با بهره‌گیری از روش همیلتون (۱۹۸۹)، مشابه با نتایجی که لیو و همکاران (۲۰۲۲) گرفتند به وجود ارتباط غیرخطی میان این دو متغیر گواهی می‌دهد. به علاوه، مانند نتایجی که راعی و همکاران (۱۳۹۲)، بهاروند و همکاران (۱۳۹۹) و نجفی استمال و همکاران (۱۴۰۰) گرفتند، یافته‌ها نشان می‌دهد واکنش شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های قیمتی نفت در یک مدل دورژیمی قابل توضیح است. البته پژوهش‌های مزبور از وجود دو رژیم رکود و رونق برای واکنش بازار سهام خبر دادند در حالیکه طبق نتایج پژوهش حاضر، نمی‌توان ارتباط زیادی میان رژیم‌های واکنش با چرخه‌های تجاری یافت. بر اساس یافته‌ها، واکنش شاخص قیمتی بورس بیش از آنکه تحت تاثیر متغیر رکود یا رونق باشد، به نشانه تغییر قیمت نفت مرتبط است. با توجه به اینکه بخش قابل توجهی از دوره زمانی مورد مطالعه این پژوهش با تحریم فروش نفت ایران همزمان بوده و اقتصاد در وضعیت رکود به سر برده، قدرت توضیح‌دهندگی متغیر رکود کاهش یافته است.

همچنین با اینکه در دوره مورد مطالعه، مدت زمان ماندگاری رژیم واکنش پایین، بیش‌تر از رژیم واکنش بالا است اما در سال‌های اخیر، برقراری رژیم واکنش بالا نسبت به سال‌های گذشته افزایش قابل توجهی پیدا کرده و میزان تغییر رژیم واکنش در سال‌های پایانی دهه نود شمسی بطور قابل توجهی بیش از سال‌های ابتدایی این دهه بوده است.. نتایج نشان می‌دهد مطابق با نتایجی که ریبوردو (۲۰۱۰)، اسکوباری و شارما (۲۰۲۰)، هوانگ و کیم (۲۰۲۱) و ژه (۲۰۲۳) گرفتند واکنش قیمت سهام نامتقارن است و شوک مثبت قیمت نفت می‌تواند اثر بزرگتری را در مقایسه با شوک منفی قیمت نفت، بر شاخص قیمتی بورس بگذارد. به علاوه با آنکه افزایش قیمت نفت بر شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران در هر دو رژیم اثر مثبتی دارد، اما میزان و ماندگاری واکنش شاخص قیمت سهام در رژیم واکنش بالا، بیشتر است. یعنی با آنکه افزایش قیمت در هر دو رژیم، خبر خوبی برای شاخص قیمتی سهام است، در سال‌های پایانی دهه نود شمسی، قیمت‌های سهام با شدت بیشتری به تغییرات قیمت نفت –خصوصا شوک مثبت قیمت نفت- واکنش می‌دهد و این، احتمال ایجاد فراواکنش در بازار بورس تهران را بالا می‌برد که مستلزم مراقبت بیشتر سیاستگذاران و دقت سرمایه‌گذاران بازار خصوصا در سهم‌های با ارزش بازاری پایین است. در مجموع بنظر می‌رسد وقوع عواملی مانند تحریم‌های نفتی و کاهش درآمد دولت، کاهش سرمایه‌گذاری دولتی و کاهش تقاضای کل اقتصاد در کنار افزایش انتظارات تورمی در اواخر این دهه، شدت واکنش و نوسانات در بازار را افزایش داده است.

یافته‌ها نشان می‌دهد برخلاف نتایج اکثر پژوهش‌های اخیر در کشورهای واردکننده نفت خام و توسعه‌یافته مثل امریکا از جمله اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) و هوانگ و کیم (۲۰۲۱)، متغیر رکود نمی‌تواند اثر چندانی بر ساختار رژیمی داشته باشد. همچنین، اندازه تغییر قیمت نفت نیز از توضیح احتمال انتقالات ناتوان است و تنها متغیر نشانه تغییر قیمت نفت است که می‌تواند ساختار سوئیچینگ میان رژیم‌ها را توضیح دهد. بورس اوراق بهادار تهران نسبت به نشانه تغییرات قیمت نفت حساسیت بیشتری دارد تا اندازه تغییرات قیمت نفت.

با توجه به اینکه یک شوک نفتی ممکن است از عوامل متعددی در سمت عرضه یا تقاضای بازار نفت نشئت گیرد، با استفاده از یک مدل خودرگسیون برداری ساختاری و تفکیک شوک‌های نفتی به سه نوع شوک عرضه، شوک تقاضای کل جهانی و شوک تقاضای ویژه نفت، نتایج به عدم تقارن واکنش شاخص قیمتی بورس به هر یک از انواع شوک نفتی گواهی می‌دهند. با وقوع شوک مثبت عرضه نفت (مثلا بدلیل کاهش عرضه نفت توسط اوپک)، شاخص قیمتی بورس افزایش می‌یابد، این افزایش به بیشینه می‌رسد، سپس، شروع به فروکش کردن می‌کند و در آخر مطابق با نتایج شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۹۴)، شاخص کاهش می‌یابد که علت آن احتمالا سرکوب نرخ ارز در اقتصاد ایران به سبب افزایش درآمدهای نفتی و ایجاد بیماری هلندی است. واکنش شاخص قیمتی بورس به وقوع شوک تقاضای کل جهانی (مثل افزایش حجم تجارت بین‌الملل) نیز بعلت ایجاد رونق تجارت و صادرات غیرنفتی ایران مثبت بوده اما شدت واکنش در مقایسه با شوک عرضه کمتر است. وقوع شوک تقاضای ویژه نفت (مثل افزایش تنش سیاسی در خاورمیانه و تقاضا برای افزایش ذخایر استراتژیک نفت)، منجر به واکنش منفی شاخص قیمتی بورس تهران می‌شود و با افزایش قیمت نفت، شاخص قیمتی کاهش می‌یابد که علت آن، افزایش ریسک سیاسی در خاورمیانه و تیره‌شدن چشم‌انداز رشد اقتصادی کشورهای منطقه می‌باشد. با این نتایج، سرمایه‌گذاران با تحلیل انواع شوک‌های نفت می‌توانند پیامدهای هر یک از شوک‌ها را پیش‌بینی کرده و استراتژی سرمایه‌گذاری مناسبی را اتخاذ کنند.

پژوهشگران در پژوهش‌های آتی می‌توانند نقش تحریم‌های نفتی علیه ایران را در واکنش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دهند و با تفکیک شوک‌های نفتی، اثر متغیر تحریم بر ساختار سوئیچینگ رژیم‌ها در واکنش قیمت سهام به هر یک از انواع شوک‌های نفتی را بررسی کنند. همچنین واکنش قیمت سهام صنایع مختلف بورسی از قبیل گروه‌های پالایشی، شیمیایی، فلزات، بانکی و ... به شوک‌های عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت از دیگر موضوعاتی است که می‌تواند مورد توجه قرار گیرد. تاثیرات هر یک از شوک‌های عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت بر شاخص‌های اقتصاد کلان از جمله نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی و متغیرهای پولی از قبیل پایه پولی، نقدینگی و شبه پول نیز از جمله موضوعات مهمی است که می‌تواند نظر پژوهشگران را جلب 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

Abbasinejad H. & Ebrahimi S. (2013). The effect of oil price fluctuations on the performance of Tehran Stock Exchange. *Researches and economic policies*. 68(4), 83-108. (In Persian).

Abbasinejad H, Mohamadi Sh, & Ebrahimi S. (2017). Dynamics of the relationship between macroeconomic variables and the stock market. *Asset Management and Financing*. 5(1), 61-82. (In Persian).

Aleheydar Sh, Aghababaei ME, & Eghbalnia M. (2020). Investigating the effect of oil price dynamics on the momentum of industries in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 30(2), 121-142. (In Persian).

Aloui C, Jammazi R. (2009). The effects of crude oil shocks on stock market shifts behaviour: a regime switching approach. *Energy Econ*, 31, 789-799.

Baharvand N, Abounouri E, & Farzam V. (2020). Regime dynamics and spillover effects between oil, currency and stock markets in Iran: Markov switching approach. *Economic Magazine*, 7, 113-137. (In Persian).

Basher SA, Sadorsky P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance J*, 17, 224-251

Brooks, C. (2008). Introductory Econometrics for Finance, *Cambridge University Press*.

Canarella, C., & Pollard, S.K. (2007). A switching ARCH (SWARCH) model of stock market volatility: some evidence from Latin America, *International Review of Economics*, 54 (4): 445-462.

Chen NF, Roll R, & Ross SA. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403

Escobari, D., & Sharma, S. (2020). Explaining the nonlinear response of stock markets to oil price shocks. *Energy*, 11878

Fahrmeir, L., Kneib, T., Lang, S., & Marx, B. D. (2022). Regression models. In *Regression: Models, methods and applications* (pp. 23-84). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.

Fallahpour S, Tehrani R, & Gorgani M. (2022). Investigating the effect of oil price shocks and western sanctions on banks' liquidity creation. *Financial research*. 24(2), 157-183. (In Persian).

Filardo AJ. (1994). Business-cycle phases and their transitional dynamics. *J Bus Econ Stat*, 12(3), 299-308.

Ge Z. (2023). The asymmetric impact of oil price shocks on China stock market: Evidence from quantile-on-quantile regression. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 89, 120-125

Ghaderi S, & Shahrazi M. (2020). The effect of global commodity price index on stock returns of Tehran Stock Exchange: Bayesian Markov rotation approach. *Financial Research*. 22(1), 90-109. (In Persian).

Hamilton, JD. (1983). Oil and macroeconomy since World War II. J Polit. *Econ*, 92, 228-248.

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica: *Journal of the econometric society*, 357-384.

Huang RD, Masulis RW, & Stoll HR. (1996). Energy shocks and financial markets. *J Futures Mark*, 16(1), 1-27.

Hwang I, & Kim J. (2021). Oil price shocks and the US stock market: A nonlinear approach. *Journal of Empirical Finance*. 64, 23-36.

Jones CM, Kaul G. (1996). Oil and the stock markets. *J Finance*. 51(2), 463-91 .

Kilian L, & Park C. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *Int Econ Rev*, 50(4), 1267-87.

Kilian L. (2009). Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *Am Econ Rev*, 19, 1053-69

Liu X, Wang Y, Du W, & Ma Y. (2022). Economic policy uncertainty, oil price volatility and stock market returns: Evidence from a nonlinear model. *North American Journal of Economics and Finance*. 62, 101-114.

Miller JI, & Ratti RA. (2009). Crude oil and stock markets: stability, instability, and bubbles. *Energy Econ*. 31, 559–568.

Mishra S, Sharif A, Khuntia S, Meo SA, & Khan SAR. (2019). Do oil prices impede Islamic stock indices? Fresh insights from wavelet-based quantile-on-quantile approach. *Resour Pol*, 62, 292-304.

Najafiestamal S, Hosseini Sh, & Memarnejad A, Ghafari F. (2021). Investigating the effect of financial crisis transmission mechanism and Markov switching causality on selected indices of Iran Stock Exchange. *Financial Economics*. 15(3), 59-87. (In Persian).

Ross Stephen A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341–360.

Park J, & Ratti RA. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Econ*, 30(5), 2587-608.

Raei R, Mohamadi SH, & Saranj A. (2014). Dynamics of Tehran Stock Exchange using Garch-exponential model in average Markov switching. *Financial Research*. 16(1), 77-98. (In Persian).

Reboredo JC. (2010). Nonlinear effects of oil shocks on stock returns: a Markov regime-switching approach. *Appl Econ*, 42, 3735-44.

Sadeghi Shahedani M, & Mohseni H. (2013). Impact of oil prices on stock returns: Evidence from Middle East oil exporting countries. *Journal of Energy Planning and Policy Research*. 1(3), 1-16. (In Persian).

Sadorsky P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Econ*, 21(5), 449-69.

Shahbazi Q, Rezaei E, & Salehi Y. (2013). Impact of oil price shocks on stock returns in Tehran Stock Exchange: SVAR approach. *Financial Knowledge of Securities Analysis*. 18(2), 125-136. (In Persian).

Sharma S. (2017). Oil price shocks and American depositary receipt stock returns. *Res Int Bus Finance*, 42, 1040-56

Shirinbakhsh SH, Bazazan F, & Zareei M. (2015). The effect of oil price shocks on the stock market price index SVAR approach. *Asset Management and Financing*. 3(2), 15-32. (In Persian).

Tayyebnia A, & Ghasemi F. (2006). The role of oil shocks in Iran's economic business cycles. *Economic Research Paper*. 23(4), 49-80. (In Persian).

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۵۰-۲۵

مقاله پژوهشی

بررسی اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس ریسک و واکنش کمتر از حد [۱]

حسنعلی سینایی [۲]، رحیم قاسمیه [۳]، مهتاب اصلاحی [۴]، سیده یگانه حسینی [۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۴

چکیده

هدف این پژوهش شناسایی اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به همین منظور، از داده‌های ۶۰ شرکت موجود در بورس اوراق بهادار طی یک دوره ۱۰ساله (۱۳۹۱-۱۴۰۰) استفاده شده است. الگوی رگرسیونی پژوهش با استفاده از روش داده‌های سری زمانی، آزمون شده است. فرضیه‌های این پژوهش در دو دوره رونق و رکود بررسی شده‌اند. در بررسی مسئله ریسک، از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ برای توضیح اثر شتاب قیمت استفاده گردید که نشان می‌دهد این مدل نمی‌تواند اثر شتاب قیمت را توضیح دهد و این نتیجه در دوره رونق و رکود همچنان برقرار است، گرچه در دوره رونق قابلیت توضیح بالاتری خواهد داشت. در بررسی فرضیه دوم مدل پنج عاملی جهت سنجش توانایی عامل شتاب سود در توضیح اثر شتاب قیمت با افزودن این عامل به مدل بسط داده شد. نتایج حاصل از ازمون فرضیه ها نشان می‌دهد مدل ۶ عاملی توانایی کافی در توضیح اثر شتاب قیمت را ندارد و این نتیجه در بررسی رویدادی تایید شده است چنان که روندی نزولی از شتاب سود مشاهده شده است که در آن واکنش کمتر از حد نسبت به اخبار سود مشاهده نمی‌شود. این نتایج در دو دوره رونق و رکود همچنان برقرار است اگرچه تنها در استراتژی j6k12 در دو دوره رونق و رکود فرضیه دوم تایید گردید و مشاهده شد در این استراتژی شتاب سود عامل رفتاری مناسبی برای توضیح اثر شتاب قیمت می‌باشد، چرا که با افزودن این عامل به مدل، مدل تا ۵۹٪ قدرت توضیحی پیدا می‌کند.

واژگان کلیدی: اثر شتاب قیمت، شتاب سود، فرضیه بازار کارا، ریسک، واکنش کمتر از حد.

طبقه‌بندی موضوعی: *G14 ،G11 ،G10*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.43538.2814

۲. استاد، گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. نویسنده مسئول.
Email: H.sinaei@scu.ac.ir.

۳. دانشیار، گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. Email: r.ghasemiyeh@scu.ac.ir

۴. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. Email: m.eslahi73@yahoo.com

۵. دانشجوی کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: yeganeh137810@gmail.com

مقدمه

افزایش نقدینگی در کنار تمایل بالای افراد به کسب سود و آشنایی بیشتر سرمایه‌گذاران با بازارهای مالی سبب جذب افراد بسیاری به بازارهای مالی شده و موجب شده وجوه به سمت بازارهای مالی روانه شوند. از سویی دیگر سرمایه‌گذاران تمایل دارند که سبدی را انتخاب کنند که حداکثر بازدهی را در کنار ریسک پایین داشته باشند و این مسئله سبب شده است مدیریت سرمایه‌گذاری، از تجزیه و تحلیل اوراق بهادار به سمت مدیریت سبد سرمایه‌گذاری حرکت کند و در نهایت، افزایش توانایی افراد را در انتخاب سبد سرمایه‌گذاری بهینه سبب شده است. بنابراین، در صورتی که بتوان بازده سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی کرد و مدل‌هایی برای آن ارائه شود، در بازار سرمایه برای تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری و تشکیل سبد سرمایه‌گذاری شرایط مطمئن‌تری بوجود می‌آید و این مسئله افزایش سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی را در پی خواهد داشت (حاجیان نژاد و صلواتی، ۱۳۹۸).

فرضیه بازار کارا بر این باور است که نمی‌توان بازدهی بیشتر از متوسط بازار بدست آورد. بر اساس این فرضیه، روند مشخصی در بازار وجود ندارد و از روندهای قیمتی بازار نمی‌توان بازدهی اضافی کسب کرد؛ اما استراتژی‌های بسیاری وجود دارد که از روند گذشته سهام برای پیش‌بینی روند بازدهی در آینده استفاده می‌کنند و سودآوری آنها فرضیه کارایی بازار را در سطح ضعیف آن، رد می‌کند؛ یکی از این استراتژی‌ها، استراتژی شتاب[1](مومنتوم) است (قاضی، ۱۳۹۴). با استفاده از دو رویکرد پژوهشی، استراتژی شتاب مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ یک رویکرد بر اساس مالی کلاسیک (توضیح ریسک محوری) وگروه دیگر بر اساس مالی رفتاری (توضیح رفتار محور) می‌باشد، گروه اول معتقد است استراتژی شتاب به دلیل ریسک بالاتر استراتژی‌ها، بازده بالاتری دارد در حالی که گروه دوم واکنش کمتر از حد را عامل اصلی می‌دانند. لذا، توضیحات متفاوتی برای پدیده شتاب ارائه شده است و این سوال که کدامیک از دو عامل، ریسک یا واکنش کمتر از حد پدیده شتاب را بهتر توضیح می‌دهد، چالشی است و مباحثه پیرامون آن بسیار است (فتح اللهی، ۱۳۹۲).

در این پژوهش ابتدا برای بررسی ریسک محوری شتاب قیمت، اثر پنج عامل ریسک حاضر در مدل فاما و فرنچ[2] (۲۰۱۵) بر بازده اضافی استراتژی شتاب قیمت مورد بررسی می‌گیرد. پس از آن به منظور بررسی اثر فرو واکنش محوری بر بازده اضافی شتاب قیمت، از مولفه سیستماتیک شتاب سود استفاده می‌شود و برای بررسی بیشتر فروواکنشی در بورس اوراق بهادار تهران، واکنش بازار به اخبار اعلامیه‌های سود مورد بررسی قرار می‌گیرد، از این رو در صورتی که بازار نسبت به اخبار اعلام سود، واکنش کمتر از حد داشته باشد و کارا نباشد می‌توان در ماه‌های پس از اعلام سود، از طریق استراتژی شتاب سود بازدهی غیرعادی کسب کرد؛ در نهایت، این مسئله مورد توجه است که آیا عامل شتاب سود به عنوان عامل واکنش کمتر از حد می‌تواند اثر شتاب قیمت را توضیح دهد؟ مسئله اصلی و مورد بررسی در این پژوهش این است که آیا مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و عامل واکنش کمتر از حد توانایی لازم را برای توضیح اثر شتاب قیمت دارند؟

1. Momentum Strategy
2. Fama & French

خاطر نشان می‌سازد که استفاده از مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ و مشکلات رفتاری به عنوان توضیحی برای پدیده اثر شتاب قیمت به طور همزمان برای اولین بار در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بازار کارا فرض می‌کند که قیمت سهام به سرعت نسبت به ورود اطلاعات جدید تعدیل می‌شود و بنابراین، قیمت‌های کنونی منعکس‌کننده تمام اطلاعات موجود هستند. یعنی، هرگونه اطلاعات جدیدی که مرتبط با بازار است، خود به خود در قیمت‌های سهام منعکس می‌شود (فتح اللهی، ۱۳۹۲). اگر بازار کارا باشد، باید انتظار داشت در زمان ورود اطلاعات، بین اخبار و واکنش بازار ارتباط مثبت داشته باشیم. به عبارت دیگر، واکنش مثبت بازار به خبرهای خوب، مانند سود اعلام شده بالاتر از حد انتظار، یا واکنش منفی به اخبار بد مانند سود اعلام شده پایین تر از حد انتظار، باید بیش از مقداری که شامل اعلام رویداد است، پیش‌بینی گردد. این واکنش، با واکنش متقابل تدریجی در روزهای قبل از این رویداد همراه است تا زمانی که اخبار به تدریج از طریق بازار پخش می‌شوند. با این حال، هیچ واکنش دیگری در روزهای پس از اعلام نباید رخ دهد. دلیل این امر آن است که یک بازار کارا باید کاملا و بلافاصله در زمان اعلام سود در مورد اطلاعات جدید واکنش نشان داده باشد(عباسی، شهرتی و قدک فروشان، ۱۳۹۳).

پیشینه تجربی پژوهش

جگادیش و تیتمن[1](۱۹۹۳)، عملکرد استراتژی‌های معاملاتی را با دوره‌های شکل‌گیری و نگهداری بین ۳ تا ۱۲ ماه مورد بررسی قرار دادند. آنها گزارش کردند، استراتژی خرید سهام برنده و فروش سهام بازنده گذشته می‌تواند بازده اضافی معنی‌داری (در حدود یک درصد در ماه) ایجاد نماید. آنها این نتیجه را براساس تشکیل پرتفوی‌هایی بر مبنای بازدهی گذشته در دوره ۱۹۶۵-۱۹۸۹ کشف کردند. روش کار آنها به این صورت بود که سهام را براساس بازدهی ۳ تا ۱۲ ماه گذشته در ده پرتفوی با وزن مساوی طبقه‌بندی کردند و استراتژی خود را خرید پرتفوی برنده و فروش پرتفوی بازنده، قراردادند و نشان دادند بازده اضافی ایجاد می‌شود.

کوردیا و شیواکومار [2](۲۰۰۶)، در پژوهشی به بررسی ارتباط بین شتاب قیمت و شتاب سود پرداختند و دریافته اند که در هر دو آزمون قیمت گذاری دارایی های مقطعی و سری زمانی، شتاب قیمت توسط مولفه سیستماتیک شتاب سود به وجود می آید. به عقیده آنها قدرت پیش‌بینی بازده گذشته توسط پرتفوی سرمایه‌گذاری صفر است که سهام با سود غیرمنتظره بالا را می‌خرد و سهام با سود غیرمنتظره پایین را می‌فروشد. آنها دریافته‌اند بازده شتاب سود به طور قابل توجهی با فعالیت‌های کلان اقتصادی آتی مانند نرخ

1. Jegadeesh & Titman
2. Chordia & ShivaKumar

رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)، تولیدات صنعتی، مصرف و درامد نیروی‌کار و تورم در ارتباط است. شواهد بین المللی بیشتری توسط فن، اپسال و یو[1] (۲۰۱۵) ارائه شد که دریافتند سود استراتژی‌های شتاب در بیشتر از ۴۳ بازار سهام مورد بررسی برای دوره ۱۹۸۱تا ۲۰۰۹ نمی‌تواند توسط مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) توضیح داده شود.

بوسایدی و السگا (۲۰۱۷) [2]، موضوع ریسک را مورد بررسی قرار داده و مقدار قابل‌توجهی سود تعدیل شده با ریسک پیدا کرده‌اند .اگرچه این مطالعات عدم موفقیت فرضیه ریسک در توضیح اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تونس را نتیجه می‌گیرد، اما در آن پژوهش توضیح جایگزینی برای آن ارائه داده نمی‌شود.

بوسایدی و دریدی (۲۰۲۰)، در پژوهشی تحت عنوان استراتژی شتاب در بورس اوراق بهادار تونس با فرضیه ریسک و فرضیه واکنش کمتر از حد به توضیح استراتژی شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تونس مبادرت کردند و شواهد محکمی در مورد سود شتاب تعدیل‌شده با ریسک پیدا کردند که نشان می‌دهد ریسک نمی‌تواند اثر شتاب قیمت را توضیح دهد. آنها مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) را با افزودن عامل شتاب سود بسط دادند مشاهده کردند، سود استراتژی شتاب قیمت توسط یک پرتفوی سرمایه‌گذاری صفر (عامل شتاب سود PMN) بدست می‌آید که سبدی با پایین‌ترین بازده غیرمنتظره را می‌فروشد و سبدی با بالاترین بازده غیرمنتظره را می‌خرد و دریافتند پس از افزودن PMN به مدل بیشتر استراتژی‌ها دیگر سودآور نیستند و این عامل توانست شتاب قیمت را توضیح دهد.

قالیباف اصل، شمس و ساده‌وند (۱۳۸۹)، در این پژوهش به شناسایی سودآوری راهبردهای شتاب سود و قیمت در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداخته شد. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد، راهبرد شتاب قیمت در بازه‌های زمانی ۳، ۶ و۱۲ ماهه و راهبرد شتاب سود در بازه‌های زمانی ۳و۶ ماهه در بورس اوراق بهادار تهران سودآور هستند. اما سودآوری راهبرد شتاب سود در دوره زمانی یک سال تایید نشد.

قالیباف اصل وکمالی (۱۳۹۰)، به شناسایی سوددهی استراتژی‌های شتاب و معکوس برحسب افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و میان‌مدت پرداختند برای این منظور داده‌های ۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۵ ساله پژوهش (از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا انتهای سال ۱۳۸۵) مورد استفاده قرار گرفته اند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران اثر شتاب در کوتاه‌مدت قابل‌مشاهده است، ولی اثر معکوس مشاهده نشد.

بدری و فتح اللهی (۱۳۹۳)، در طی سال‌های ۱۳۸۰ – ۱۳۸۹ بازدهی اضافی استراتژی شتاب قیمت را با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) تبیین کردند و دریافتند استراتژی شتاب قیمت تا دوره میان مدت سودآور می‌باشد و مدل ریسک سه عاملی فاما و فرنچ تا دوره میان‌مدت توانایی کافی در توضیح اثر شتاب قیمت را ندارد و وجود بازدهی مازاد شتاب پس از تعدیل ریسک چالشی برای فرضیه بازار کاراست. بنابراین، در این دوره می‌توان شتاب قیمت را از طریق مدل‌های رفتاری توضیح داد و علت پدیده شتاب را

1. Fan, Opsal & Yu
2. Boussaidi & AlSaggaf

واکنش کمتر از حد دانست اما برای دوره‌های بلندمدت شتاب قیمت وجود ندارد و بازده آن نزدیک به صفر است و معنی‌دار نیست.

مهرانی و نونهال نهر(1387) ، در پژوهشی به بررسی امکان افزایش بازده سرمایه‌گذاری‌ها و کسب بازده‌های غیرعادی از طریق بکارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنها واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران را در بورس اوراق بهادار تهران تایید کرد.

بدری، دولو و آقاجانی (۱۳۹۷) در پژوهشی به توضیح بازده اضافی شتاب قیمت و شتاب سبکی با استفاده از رگرسیون سری زمانی، مبتنی بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل وانگ و وو [1](۲۰۱۰) پرداختند و نشان دادند در اغلب استراتژی‌های شتاب (مومنتوم) قیمت، اندازه و صنعت، تعدیل بازده بابت ریسک، به شیوه رایج مبتنی بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ به افزایش بازده منجر می‌شود؛ درحالی‌که استفاده از بازده‌های تعدیل شده به روش وانگ و وو به کاهش بازده اضافی این استراتژی‌ها منجرخواهد شد. بنابراین، نمی‌توان توضیح ریسک محوری شتاب را قویاً مردود دانست؛ زیرا بخشی از عدم امکان انتساب بازده اضافی شتاب به عامل ریسک، ناشی از نحوه تعدیل ریسک است.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱: مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد.

فرضیه ۲: واکنش کمتر از حد می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد.

روش شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها، توصیفی است که از یک جهت از همبستگی و تحلیل رگرسیون برای مشاهده و بررسی تاثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته استفاده شده است و از جهت دیگر پس‌رویدادی است و پژوهشگر، بررسی علت احتمالی متغیر وابسته را مورد بررسی قرار می‌دهد. از تجزیه و تحلیل رگرسیون برای تایید و یا رد فرضیه‌های پژوهش استفاده گردیده است. برای این منظور، با استفاده از نرم افزار Eviews نسخه ۱۰، داده‌های سری زمانی در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌شوند.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران طی دوره فروردین ۱۳۹۱ تا دی ۱۴۰۰ می‌شود که با استفاده از روش حذفی سیستماتیک بر اساس معیارهای زیر انتخاب شده‌اند:

۱) دوره مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه است.

1. Wang & Wu

۲) قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته شده‌اند و تا انتهای دی ماه ۱۴۰۰ همچنان در بورس معامله می‌شوند.
۳) اطلاعات مالی آن قابل دسترس است.
۴) جزء شرکت‌های مالی (مانند بانکها، موسسات مالی) و شرکت‌های سرمایه‌گذاری یا شرکت‌های واسطه‌گری مالی نیستند.
۵) بیش از ۳ ماه وقفه معاملاتی ندارند.

در نهایت، پس از اعمال فیلترهای فوق، ۶۰ شرکت در نمونه آماری آورده شده است. به منظور جمع‌آوری اطلاعات مربوط به بخش مبانی نظری پژوهش، روش تحقیقات کتابخانه‌ای و مقالات و پایان‌نامه‌های موجود در سایت‌ها و پایگاه‌های اطلاعاتی نظیر: کتابخانه دیجیتالی گیگا، پژوهشگاه علوم و فناوری اطلاعات ایران (ایرانداک)، سایت ساینس‌دایرکت و... استفاده می‌شود، و به منظور جمع‌آوری اطلاعات مالی مرتبط با اوراق بهادار و به سایت‌هایی نظیر: سایت مرکز پردازش اطلاعات مالی (فیپیران)، سایت بورس اوراق بهادار تهران، کدال و... مراجعه می‌شود.

تعریف متغیر های پژوهش ونحوه محاسبه آنها

استراتژی شتاب (مومنتوم). استراتژی شتاب، یکی از استراتژی‌های مهم در بین تحلیل‌گران انتخاب پرتفوی بهینه است. استراتژی شتاب انواع مختلفی دارد. یکی از انواع آن، شتاب سود[1] است بر اساس این استراتژی سهامی که تعدیل مثبت داشته اند، در آینده نزدیک نیز بازدهی خوبی را حاصل می‌کنند. یکی دیگر از انواع شتاب، شتاب قیمت[2] است که در آن سهامی که بر اساس شاخص قدرت نسبی، عملکرد بهتری داشته‌اند در دوره مشخصی از زمان بررسی می‌شوند (تقیان دینانی و فرید، ۱۳۹۵).

شتاب قیمت. براساس استراتژی شتاب قیمت، سهامی که به تازگی افزایش یا کاهشی در قیمت داشته در آینده نزدیک به حرکت در همان جهت ادامه خواهد داد (کوردیا و شیما کومار، ۲۰۰۶). استراتژی شتاب پرتفوی بازنده را می‌فروشد و پرتفوی برنده را می‌خرد و این موقعیت را برای دوره نگهداری حفظ می‌کند. بازده پرتفوی برنده منهای بازده پرتفوی بازنده، بازده حاصل از این استراتژی را تشکیل می‌دهد و پدیده تداوم در عملکرد سهام را اثر شتاب قیمت[3] می‌نامند (بوسایدی و دریدی[4]، ۲۰۲۰). برای محاسبه شتاب قیمت، روش جگادش و تیتمان (۱۹۹۳) استفاده شده است. در پایان هر ماه، سهام براساس بازده مرکب پیوسته آنها برای j ماه گذشته (j : ۶ و۱۲ ماه) رتبه‌بندی می‌شوند، سهام به ترتیب نزولی قرار گرفته و به پنج گروه اختصاص می‌یابد: سهام که در صدر جدول قرار دارند، پرتفوی برنده، W را تشکیل می‌دهند،

1. Earning Momentum
2. Price Momentum
3. Price Momentum Effect
4. Boussaidi & Dridi

سهام که در پایین جدول قرار می‌گیرد، پرتفوی بازنده را تشکیل می‌دهد، .L بعد از تاریخ تنظیم یک ماه جلو می‌رویم، سپس عملکرد پرتفوی بهینه طی k ماه بعدی (k : ۶ و ۱۲ ماه) ثبت می‌شود (دوره نگهداری).

ریسک. ریسک عبارت است از خطری که در پی عدم اطمینان درباره احتمال وقوع حادثه‌ای در زمان آینده به وجود می‌آید، هدف از به‌کارگیری ریسک حداقل کردن آن نیست، بلکه مدیریت آن به منظور ایجاد تعادل بین بازده مورد انتظار و ریسک است (تقیان دینانی و فرید، ۱۳۹۵).

واکنش کمتر از حد. براساس واکنش کمتر از حد، قیمت‌ها نسبت به اخبار اعلامیه شرکت‌ها و رویدادها با تاخیر تعدیل می‌شوند، به عبارت دیگر، افراد نسبت به اخبار جدید دیر واکنش نشان می‌دهند (آقا کوچکی، ۱۳۹۷). برای بررسی واکنش کمتر از حد باید روند شتاب قیمت مرتبط با اطلاعات خاص شرکت باشد که به آن اثر راندگی پس از اعلام سود[1] (شتاب سود) می‌گویند.

سود غیرمنتظره استاندارد شده. تفاوت بین سود سالانه فعلی و سود سالانه قبلی است و برای مقایسه مقطعی، تغییر سودها توسط کل دارایی‌های سال قبل برای شرکت i به شرح زیر استاندارد می‌شود:

$$SUE = \frac{E_{i\cdot n} - E_{i\cdot n-1}}{\text{TA } i.n-1} \quad (۱$$

بازده اضافی. روش مطالعه رویدادی به جای زمان تقویمی با زمان رویدادی کار می‌کند. به همین دلیل باید یک چارچوب پیرامون اعلام رویداد مشخص شود. در این پژوهش از چارچوب۱۱- تا ۱۲+ ماه استفاده شده است که در آن ماه صفر (۰) ماه اعلام سود است. هر سال، بازده اضافی ماهانه برای هر سهام i در پیرامون تاریخ اعلام به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$ER_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (۲$$

که در آن $ER_{i,t}$ بازده مازاد تعدیل شده بازار سهم i در ماه t است. و $R_{i,t}$ بازده مرکب پیوسته ماهانه سهم i و R_m بازده بازار است که در آن بازده مرکب پیوسته هر سهم، لگاریتم ساده قیمت تعدیل شده سهام برای سود نقدی و افزایش سرمایه، به قیمت سهام در پایان ماه قبل است (قیمت آخر دوره به اول دوره) و بازده بازار بازده هم وزن هر ماه از کل سهام نمونه است.

میانگین بازده مازاد. بازده‌های مازاد، برای همه سهام‌های موجود در هر گروه سود غیرمنتظره استاندارد شده طی ماه‌های ۱۱- تا ۱۲+ برای بدست آوردن میانگین بازده مازاد، میانگین‌گیری می‌شوند:

$$AER\ p.t = \frac{\sum_{i=1}^{n} ER\ i.t}{n} \quad (۳$$

$t = -11, \ldots. +12$

که در آن AER میانگین بازده مازاد است و ER مقدار بازده مازاد است و n تعداد سهام تشکیل دهنده پرتفوی P برای یک دسته SUE معین است.

1. post-earning announcement drift

مجموع میانگین بازده مازاد. برای هر دسته SUE میانگین بازده اضافی از ۱۱- تا ۱۲+ ماه اضافه می‌شود تا میانگین بازده اضافه تجمعی(CAER) حاصل شود. میانگین سود اضافی جمع شده به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$CAER_{p,t} = \sum_{m=-11}^{t} AER\ p.m \qquad (۴$$

میانگین تجمعی بازده مازاد کل. میانگین تجمعی بازده مازاد میانگین در طول ۶ سال از دوره نمونه برای ساخت یک بازده متوسط تجمعی (ACAER) برای هر دسته SUE به شرح زیر انجام می‌شود:

$$ACAER_{p,t} = \frac{1}{6} \sum_{t=1}^{6} CAER\ p.t \qquad (۵$$

و از این طریق واکنش بازار به اخبار اعلام سود بررسی می‌شود.

مدل آماری پژوهش

در این پژوهش جهت بررسی فرضیه اول از مدل پنج عاملی فاما وفرنچ (۲۰۱۵) ایجاد شده است استفاده می‌شود. این مدل بشرح زیر است :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + si\ SMB_t + hi\ HML_t + ri\ RMW_t + ci\ CMA_t + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

$(R_{mt} - R_{ft})$: صرف ریسک بازار است و به عنوان بازده پورتفوی بازار به میزان بیش از نرخ بدون ریسک تعریف می‌شود.

R_{mt} بازده پرتفوی ماهانه بازار است و R_{ft} نرخ بهره ماهانه بدون ریسک است.

R_i : بازده‌های هم وزن هر ماه از کل سهام نمونه

SMB: (کوچک منهای بزرگ) (عامل اندازه) بازده پرتفوی متنوع از سهام کوچک منهای بازده پرتفوی متنوع ازسهام بزرگ است.

HML: (بالا منهای پایین) (عامل ارزش دفتری) تفاوت بین بازده سبد متنوع سهام با ارزش دفتری بالا نسبت به بازار و بازده در سبد سهام با ارزش دفتری پایین نسبت به بازار است.

RMW: (قوی منهای ضعیف) (عامل سودآوری) تفاوت بین بازده یک سبد متنوع از سهام با سودآوری عملیاتی بالا و بازده در سبد سهام با سود عملیاتی پایین است.

CMA: (محافظه کارانه منهای جسورانه) (عامل سرمایه‌گذاری) تفاوت بین بازده یک سبد متنوع از شرکت‌های با سرمایه‌گذاری کم و بازده در سبد متنوع شرکت‌های با سرمایه بالا است.

β_i، si، hi، ri، ci و ε_{it} به ترتیب حساسیت عوامل بازار، اندازه، ارزش دفتری به بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری و مقدار باقیمانده یا خطا را نشان می‌دهد.

Ri : متغیر درونزاست که عبارت است از بازده پرتفوی آربیتراژ (برنده منهای بازنده) (WML) به ازای مقادیر مختلف از استراتژی J*K. از آنجایی که استراتژی شتاب، پرتفوی سرمایه‌گذاری صفر است، برای بررسی شتاب R_f را از سمت چپ معادله حذف می‌شود.

صرف ریسک

SMB: میانگین ۶ بازده سبد دارای سهام کوچک منهای میانگین ۶ بازده سبد دارای سهام بزرگ است.

$$SMB = \frac{SH+SL+SR+SW+SC+SA}{6} - \frac{BH+BL+BR+BW+BC+BA}{6} \quad (۷)$$

HML: تفاوت بین میانگین بازده ۲ سبد B/ M بالا و میانگین بازده ۲ سبد B/ M پایین است.

RMW: میانگین بازده ۲ سبد سهام با سودآوری قوی منهای میانگین بازده ۲ سبد سهام با سودآوری ضعیف است.

$$RMW = \frac{SR+BR}{2} - \frac{SW+BW}{2} \quad (۸$$

CMA: میانگین ۲ بازده سبد سهام سرمایه‌گذاری محافظه کار منهای میانگین ۲ بازده سبد سهام سرمایه‌گذاری جسورانه می‌باشد.

$$CMA = \frac{SC+BC}{2} - \frac{SA+BA}{2} \quad (۹$$

در بررسی فرضیه دوم پس از پیگیری واکنش بازار به اخبار اعلام سود، ابتدا از طریق مدل پنج عاملی فاما و فرنچ عامل شتاب سود را تعدیل کرده است که در این حالت متغییر وابسته PMN است و سپس، با افزودن PMN، مدل شش عاملی زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + p_i PMN + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، Ri برابر است با بازده پرتفوی آربیتراژ (برنده منهای بازنده) (WML) به ازای مقادیر مختلف از استراتژی J*K.

ساختار پرتفوها بر اساس مدل ریسک

پژوهشگران از انواع مختلف طبقه‌بندی سهام برای ساخت صرف استفاده می‌کنند. یکی از انواع طبقه‌بندی، ۳*۲ است که در آن عوامل ریسک بر اساس ترکیب ۳*۲ اندازه و عامل ریسک مورد نظر محاسبه می‌شوند. شیوه دیگر طبقه‌بندی، ۲*۲ است که بر اساس آن سهام بر اساس اندازه و ارزش دفتری به بازار یا اندازه و سود عملیاتی یا اندازه و سرمایه‌گذاری طبقه‌بندی می‌شوند و آخرین شیوه،۲*۲*۲*۲ است که سهام به اندازه و ارزش دفتری به بازار و سود عملیاتی و سرمایه‌گذاری طبقه‌بندی می‌شوند. در این پژوهش از روش دوم استفاده شده است، زیرا تعداد شرکت‌های ذکر شده در آن نسبت به آمریکا کمتر است. چنین روش‌شناسی، بدست آوردن تعداد کافی سهام در تقاطع هر دو دسته را تضمین می‌کند. در ادامه، روش ساخت پرتفوی و صرف ریسک توضیح داده خواهد شد.

ابتدا، در پایان شهریور ماه هر سال از سال ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰، شرکت‌ها را براساس اندازه شرکت رتبه‌بندی کرده (قیمت سهام در پایان تیر ماه ضربدر سهام منتشر شده) و دو گروه تشکیل می‌شود: گروه اول، S، شامل کوچکترین شرکت‌ها و گروه دوم، B بزرگترین آن‌ها را تشکیل می‌دهد. همچنین،، دو گروه

از شرکت‌ها را بر اساس B / M سال قبل (N-1) تشکیل داده که L گروه شرکت‌هایی با کمترین B / M و H ، بالاترین B / M را دارند. ارزش دفتری به بازار، ارزش دفتری سهام (سرمایه) در سال N1 تقسیم بر ارزش بازار سهام (سرمایه) در پایان اسفند سال N-1 است. به طور مشابه، شرکت‌ها به طور جداگانه در سودآوری و سرمایه‌گذاری عملیاتی، در سال N-1 طبقه‌بندی شده‌اند.

سودآوری به عنوان سود عملیاتی در پایان سال مالی N-1 تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی N-1 اندازه‌گیری می‌شود. پرتفو شرکت‌هایی که کمترین OP را دارند، به دلیل سودآوری عملیاتی ضعیف، W گفته می‌شود و پرتفو شرکت‌هایی که بالاترین سودآوری عملیاتی را دارند، بدلیل سودآوری عملیاتی قوی، R نامیده می‌شود. عامل سرمایه‌گذاری با رشد کل دارایی‌ها در پایان سال مالی N-1 تقسیم بر کل دارایی‌ها در پایان N-2 اندازه‌گیری می‌شود. پرتفوی شرکت‌هایی که کمترین سرمایه‌گذاری را دارند، پرتفوی سرمایه‌گذاری محافظه‌کار، C و پرتفوی شرکت‌هایی که بیشترین سرمایه‌گذاری را دارند، پرتفوی سرمایه‌گذاری جسورانه، A شناخته شده است. برای محاسبه ۴ صرف SMB، HML، RMW و CMA ابتدا ۸ پرتفوی را براساس ۴ عامل اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری به نام S، B، L، H، R، W، C و A را بدست آورده و ۲ پرتفوی اندازه S، B به طور متقابل با ۶ پرتفوی دیگر ترکیب می‌شود و ۱۲ پرتفوی SL، SH، SR، SW، SC، SA، BL، BH، BW، BC، BA تشکیل می‌شود. به عنوان مثال پرتفو SH شامل شرکت‌هایی است که به طور همزمان هم اندازه کوچک S و هم ارزش دفتری به بازار بالا H دارند. پس از ساخت ۱۲ پرتفو در هر سال N بازده ارزش هم‌وزن ماهانه آنها را محاسبه کرده و پس از آن ۴ صرف SMB، HML، RMW و CMA محاسبه می‌شود.

ساختار پرتفوها براساس سود غیرمنتظره استاندارد شده. برای هر سال از سال ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ شرکت‌ها بر اساس سود غیرمنتظره استاندارد شده رتبه‌بندی شده و به پنج دسته اختصاص مییابند :دسته اول شامل شرکت‌هایی با کمترین SUE، دسته دوم شامل شرکت‌هایی با SUE کمتر، دسته سوم شامل شرکت‌هایی با SUE های متوسط، دسته چهارم شامل شرکت‌هایی با SUE های بیشتر و پنجمین دسته از شرکت‌هایی با بالاترین SUE تشکیل شده است و به ترتیب، به صورت SUEQ1، SUEQ2، SUEQ3 S، SUEQ4 و SUEQ5 مشخص شده‌اند.

بررسی اهمیت تعدیل ریسک. به گفته بوسایدی و همکاران (۲۰۲۰)، از آنجایی که تعدیل ریسک صریحی در این مرحله انجام نشده است (چرا که بازده غیر عادی از طریق تفاوت بین بازده سهام و بازده بازار محاسبه شده است)، احتمال این موضوع بر اثرگذاری نتایج حاصله اندک است، ولی برای اطمینان بیشتر، آزمون اثر تعدیل ریسک بر بازده نهایی حاصل شده پس از اعلام سود با استفاده از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، انجام خواهد شد، از این رو در پایان هر سال سهام بر اساس سود غیر منتظره (SUE) سال قبل رتبه‌بندی می‌شود و به پنج گروه اختصاص می‌یابد. شرکت‌هایی که بالاترین سود غیرمنتظره را دارند، پرتفوی برنده، P5 و شرکت‌هایی که دارای کمترین سود غیرمنتظره هستند، پرتفوی بازنده P1 را تشکیل می دهند. بازده هم‌وزن ماهانه تقویمی P1 و P5 از شهریور سال N تا شهریور سال N+1 محاسبه می‌شود. سبد P5-P1، سبد PMN گفته می‌شود. این سبدها برای k ماه بعدی نگه داشته می‌شود که در آن k = ۶ و ۱۲ ماه قرار دارد.

کنترل اثر عامل رفتار. برای بررسی توان واکنش کمتر از حد در توضیح اثر شتاب قیمت، باید روند شتاب قیمت مرتبط با اطلاعات خاص شرکت باشد که به آن شتاب سود می‌گویند. بر اساس پژوهش بوسایدی و همکاران (۲۰۲۰) و شیواکومار و کوردیا (۲۰۰۶)، عامل شتاب سود (PMN) به عنوان عامل واکنش کمتر از حد وارد مدل می‌گردد و توانایی این عامل به عنوان عامل رفتار در توضیح متغیر شتاب سود بررسی می‌شود.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آماره‌های توصیفی متغیرهای اصلی مدل با استفاده از نرم افزار EViews به قرار زیر است:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای مدل

آماره‌های توصیفی		مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	آماره جارک-برا	احتمال آماره
متغیرها	بازده شتاب قیمت استراتژی ۶*۶	۱۱۸	-۰/۱۲	۰/۰۴۵	۰/۱	-۰/۱۷	۴۴/۹۷	۰/۰۰
	بازده شتاب قیمت استراتژی ۱۲*۶	۱۱۸	-۰/۰۱۶	۰/۰۳۱	۰/۰۴	-۰/۱	۱۲/۷۳	۰/۰۰۲
	بازده شتاب قیمت استراتژی ۶*۱۲	۱۱۸	-۰/۰۲۸	۰/۰۴۸	۰/۰۶	-۰/۲	۵۹/۱۵	۰/۰۰
	بازده شتاب قیمت استراتژی ۱۲*۱۲	۱۱۸	-۰/۰۲۸	۰/۰۳۶	۰/۰۴	-۰/۱۴	۲۰/۷۹	۰/۰۰
	بازده مازاد بازار	۱۱۸	۰/۰۲	۰/۰۹۷	۰/۴۴	-۰/۱۷	۴۲/۱۸	۰/۰۰
	بازده عامل اندازه	۱۱۸	۰/۰۰۴	۰/۰۴۲	۰/۱۶	-۰/۱۹	۸۰/۹۹	۰/۰۰
	بازده عامل ارزش دفتری به ارزش بازار	۱۱۸	۰/۰۰۳	۰/۰۳۴	۰/۱	-۰/۲	۵۰۳/۸۲	۰/۰۰
	بازده عامل سودآوری	۱۱۸	-۰/۰۰۲	۰/۰۳	۰/۰۷	-۰/۱۷	۳۱۰/۶۵	۰/۰۰
	بازده عامل سرمایه‌گذاری	۱۱۸	۰/۰۰۳	۰/۰۴	۰/۲	-۰/۱	۱۷۴/۹۴	۰/۰۰
	بازده عامل شتاب سود دوره نگهداری۶ ماهه	۱۱۸	-۰/۰۰۶	۰/۰۳۴	۰/۱۲	-۰/۰۷	۶۰/۳۱	۰/۰۰
	بازده عامل شتاب سود دوره نگهداری۱۲ ماهه	۱۱۸	-۰/۰۱۴	۰/۰۳	۰/۰۶	-۰/۱۲	۱۳/۴۵	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش

برآورد مدل

فرضیه اول در این پژوهش به این قرار است: مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد. برای تعدیل اثر شتاب قیمت با ریسک، از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ استفاده شده است. این انتخاب باتوجه، به این واقعیت ایجاد می‌شود که این مدل کامل‌ترین نسخه مدل‌های ریسک را برای توضیح نمونه‌ها در میانگین بازده و عدم موفقیت مدل سه عاملی در توضیح کامل اثر شتاب قیمت ارائه می‌کند. در فرضیه اول تمامی استراتژی‌های J_6K_6 $J_{12}K_6$ J_6k_{12} و $J_{12}k_{12}$، با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه بودند که با افزودن یک وقفه از جمله خطا به مدل این مشکل برای استراتژی‌های J_6K_6، J_6k_{12} $J_{12}k_{12}$ و همچنین،، با افزودن دو وقفه از جمله خطا برای استراتژی $J_{12}K_6$ برطرف شد. همچنین، در تمامی استراتژی‌ها نیز مشکل خود همبستگی بررسی شد که این مشکل در هیچ کدام از استراتژی‌ها یافت نشد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه اول پژوهش، مدل و ضرایب آن به قرار زیر است:

جدول ۲. نتایج برآورد مدل فرضیه اول پس از آزمون‌های برازش

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول جمله خطا	وقفه دوم جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۱ -۳/۶۴ *(۰/۰۰)	-۰/۰۱ -۰/۴ (۰/۶۹)	۰/۰۶ ۰/۷۶ (۰/۴۵)	-۰/۰۸ -۰/۷۲ (۰/۴۷)	۰/۱۲ ۱/۰۶ (۰/۲۹)	۰/۰۶ ۰/۶۷ (۰/۵)	۰/۶۵ ۸/۸۶ (۰/۰۰)	-	۰/۴۴	۰/۴۱	۱۴/۲۸ (۰/۰۰)
۶*۱۲	-۰/۰۱ -۶/۹۹ *(۰/۰۰)	-۰/۰۷ -۲/۸۶ *(۰/۰۰۵)	۰/۰۷ ۱/۲۸ (۰/۲)	-۰/۰۱ -۰/۱۳ (۰/۸۹)	۰/۰۰۵ ۰/۰۷ (۰/۹۵)	۰/۱۲ ۱/۹۱ (۰/۰۶)	۰/۶۲ ۸/۲۱ (۰/۰۰)	-	۰/۴۵	۰/۴۲	۱۴/۹۳ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۳ -۸/۷۶ *(۰/۰۰)	-۰/۰۷ -۲/۲۵ *(۰/۰۳)	۰/۰۵ ۰/۶۶ (۰/۵۱)	-۰/۱ -۱/۰۱ (۰/۳۱)	-۰/۰۹ -۰/۸ (۰/۴۲)	۰/۰۲ ۰/۱۸ (۰/۸۵)	۰/۷۲ ۷/۵۱ (۰/۰۰)	۰/۰۲ ۰/۲۱ (۰/۸۳)	۰/۵۵	۰/۵۳	۱۹/۲۹ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۳ -۱۲/۹ *(۰/۰۰)	-۰/۱ -۴/۶۲ *(۰/۰۰)	۰/۰۶ ۱/۱۳ (۰/۲۶)	۰/۰۰۲ ۰/۰۳ (۰/۹۸)	-۰/۱۴ -۱/۹۴ *(۰/۰۵)	۰/۰۸ ۱/۳۲ (۰/۱۹)	۰/۷۶ ۱۱/۵۲ (۰/۰۰)	-	۰/۶۴	۰/۶۲	۳۲/۰۴ (۰/۰۰)

توجه: در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد.
مأخذ: محاسبات پژوهش

آماره فیشر و احتمال آن به ترتیب برای استراتژی J_6k_6 ، ۱۴/۲۸ و ۰/۰۰ ، برای استراتژی J_6k_{12} ، ۱۴/۹۳ و ۰/۰۰ ، برای استراتژی $J_{12}k_6$ ، ۱۹/۲۹ و ۰/۰۰ و در نهایت برای استراتژی $J_{12}k_{12}$، ۳۲/۰۴ و ۰/۰۰ می‌باشد که معنی‌دار بودن مدل را نشان می‌دهد. در جدول فوق مقدار ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده عدد قابل قبولی را ارائه داده است. برای مثال در استراتژی J_6k_6عدد ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده به ترتیب ۰/۴۴ و ۰/۴۱ است که در این صورت می‌توان گفت مدل بیش از ۴۰ درصد تغییرات در متغیر وابسته را توضیح داده است. از طرفی در تمامی استراتژی‌های J_6k_6 و J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. علاوه بر این تنها در سه استراتژی J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ بازده مازاد بازار به عنوان متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. همچنین، با توجه به نتایج بررسی این مدل تنها متغیر بازده عامل سودآوری در سطح اطمینان ۹۵ درصد در استراتژی $J_{12}k_{12}$ معنی‌دار می‌باشد. به طور خلاصه می‌توان گفت در صورتی فرضیه اول تایید می‌شود که پس از تعدیل اثر شتاب قیمت با مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) بازده اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به متغیرهای مستقل معنی‌دار باشد. بنابراین فرضیه اول رد خواهد شد و فرضیه جایگزین در حالتی تایید می‌گردد که هر دو شرط بالا تایید شود که این شرایط در هیچ یک از ۴ استراتژی دیده نمی‌شود.

فرضیه دوم در این پژوهش به این قرار است: واکنش کمتر از حد می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد. برای بررسی واکنش کمتر از حد، روند شتاب قیمت باید مرتبط با اطلاعات خاص شرکت باشد که به آن اثر راندگی پس از اعلام سود (شتاب سود) می‌گویند. در این پژوهش بر اساس پژوهش بوسایدی و همکاران

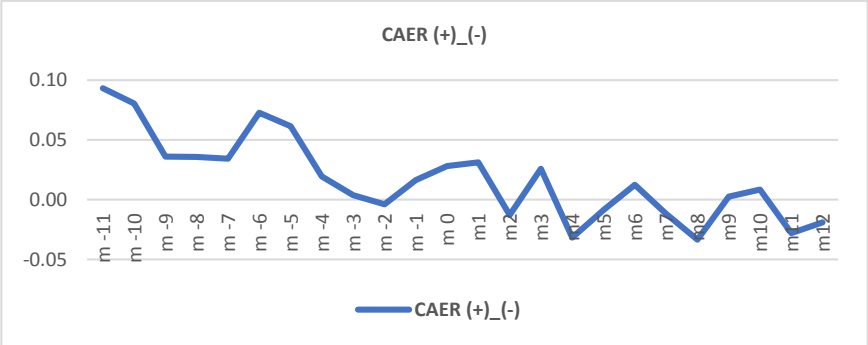
(۲۰۲۰)، عامل سود غیر منتظره به عنوان عامل شگفتی سود در نظر گرفته شده است. اگر سرمایه‌گذاران نسبت به چنین اطلاعاتی واکنش کمتر از حد از خود نشان دهند، نه تنها باید یک روند معنی‌دار از بازده غیرعادی پیدا شود بلکه یک واکنش همراه با تاخیر از قیمت سهام به اعلام سود نیز حاصل شود. در این پژوهش از روش مطالعه رویداد برای پیگیری واکنش بازار پیرامون اعلام سود استفاده می‌شود. جدول زیر نتایج معنی‌داری روند خرید شرکت‌های با سود غیرمنتظره بالا و فروش شرکت‌های با سود غیرمنتظره پایین را در طول ۱۰ سال دوره آزمون نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون تست فرضیه (معنی‌داری روند)

متغیر	آماره t	احتمال آماره t	نتیجه آزمون
اختلاف میانگین بازده تجمعی پرتفوی (SUE+) – (SUE-)	۲/۵۰۹	۰/۰۱۹	تایید روند

مأخذ: محاسبات پژوهش

برای بررسی معنی‌داری روند ACAER آزمون فرض نمونه[1] انجام شد. فرضیه صفر این آزمون این است که در مجموع تغییرات نمونه نسبت به میانگین صفر است و فرضیه مقابل آن، این است که تغییرات نمونه نسبت به میانگین مخالف صفر است یا به عبارت دیگر روند معنی‌دار می‌باشد. همانطور که در در جدول بالا ملاحظه می‌شود از آنجایی که مقدار احتمال آماره t کمتر از ۰/۰۵ درصد است، معنی‌داری روند شتاب سود در طول ۱۰ سال تایید می‌گردد. حال برای بررسی واکنش به اخبار اعلام سود سالانه، نمودار بازده اضافی تجمعی را در طول ۱۰ سال رسم می‌شود.



نمودار۱. میانگین بازده تجمعی اضافی برای شتاب سود قبل از اعلام سود، زمان اعلام سود و بعد از اعلام سود

نتایجی که از مشاهده نمودار حاصل می‌شود به قرار زیر می‌باشد:

نمودار شتاب سود روند نزولی دارد که نشان از بیش واکنشی می‌باشد چرا که پس از هر شوک، قیمت در ادامه روند تعدیل کوتاه و سریعی دارد و سپس با نزدیک شدن به زمان اعلامیه سود فصلی، شوکی دیگر اما با قدرتی کمتر به قیمت وارد می‌شود (به این دلیل که اثر مثبت یا منفی خبر اعلام سود فصلی تاثیرش

1. simple hypothesis test

را در اعلامیه قبلی گذاشته است یا اصطلاحا خبر پیش‌خور شده است). از این رو می‌توان نتیجه گرفت در طول ۱۲ ماه پس از اعلام سود سالانه روندی معنی‌دار وجود دارد اما با شوک‌های کمتر، که این مسئله نشان از ناکارایی بازار است ولی نمی‌توان دلیل ناکارایی را واکنش کمتر از حد دانست. در حقیقت اگر بازار کارآ بود قیمت سهام کاملا منعکس کننده اطلاعات سود غیرمنتظره مطلوب و نامطلوب در تاریخ اعلام خواهد بود و الگوهایی مانند تحلیل‌های فوق نباید وجود داشته باشد.

بال (۱۹۷۸) اظهار داشت که بازده اضافی مشاهده شده پس از اعلام سود، نشانگر ناکارامدی بازار نیست و بیشتر به دلیل نقص و ناکارایی CAPM است، از این رو مطالعات بیشتری نظیر رندلمن و همکاران (۱۹۸۲)، بر اهمیت تعدیل ریسک هنگام مطالعه چنین تورش‌هایی تاکید کردند. از آنجایی که در این آزمون تعدیل ریسک صریحی انجام نشده و بازده اضافی از تفاوت بازده سهام و بازده بازار به وجود آمده است بررسی می‌شود که آیا ریسک قادر به توضیح بازده شتاب سود می‌باشد؟ از این رو بازده پرتفوی PMN برای مدل پنج عاملی ریسک فاما و فرنچ به شرح زیر تعدیل می‌شود. در ابتدای برآورد مدل، از آنجایی که در دوره نگهداری ۶ ماهه، تنها مشکل ناهمسانی واریانس وجود داشت، با افزودن یک وقفه از جمله خطا به مدل این مشکل برطرف گردید. همچنین، در دوره نگهداری ۱۲ماهه نیز مشکل ناهمسانی واریانس وجود داشت که با افزودن یک وقفه از جملات خطا مشکل ناهمسانی واریانس برطرف شد. علاوه بر این مشکل خودهمبستگی در دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه بررسی شد که در هیچکدام از این دو دوره نگهداری مشکل خودهمبستگی یافت نشد. با توجه به آنچه بیان شد، نتایج تخمین مدل برای دوره نگهداری ۶ و ۱۲ ماهه پس از آزمون‌های برازش، به قرار زیر است:

جدول ۴. نتایج تخمین مدل برای دوره نگهداری ۶ و ۱۲ ماهه (۶ و ۱۲ = k) پس از آزمون‌های برازش

دوره نگهداری	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
دوره ۶ ماهه	-۰/۰۰۶ -۲/۶ *(۰/۰۱)	-۰/۰۶ -۲/۴۳ *(۰/۰۲)	۰/۱۳ ۲/۱۵ *(۰/۰۳)	۰/۲ ۲/۴۱ *(۰/۰۲)	۰/۱۹ ۲/۱۷ *(۰/۰۳)	۰/۰۸ ۱/۱۳ (۰/۲۶)	۰/۷۱ ۹/۱۸ (۰/۰۰)	۰/۴۷	۰/۴۴	۱۶/۲۷ (۰/۰۰)
دوره ۱۲ ماهه	-۰/۰۱ -۶/۵۷ *(۰/۰۰)	-۰/۰۶ -۲/۹۱ *(۰/۰۰۴)	۰/۱۷ ۳/۲۴ *(۰/۰۰۲)	۰/۰۰۸ ۰/۱۲ (۰/۹۱)	-۰/۰۷ -۱/۰۳ (۰/۳)	۰/۰۵ ۰/۸۶ (۰/۳۹)	۰/۶۸ ۹/۱۷ (۰/۰۰)	۰/۵	۰/۴۷	۱۸/۴۴ (۰/۰۰)

توجه: در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد.
مأخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود پس از برآورد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بر PMN از آنجایی که مقدار عرض از مبدا برای هر دو دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه معنی‌دار است، می‌توان نتیجه گرفت بازده اضافی شتاب سود پس از تعدیل برای پنج عامل ریسک همچنان وجود دارد. از طرفی در دوره نگهداری ۶ ماهه به جز متغیر بازده عامل سرمایه‌گذاری، ضرایب سایر متغیرهای مستقل در سطح ۹۵ درصد

معنی‌دار می باشند که نشان دهنده این است که وقتی رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس سود غیرمنتظره انجام شود چهار عامل بازده مازاد بازار، بازده عامل اندازه، بازده عامل ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سودآوری می‌توانند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد. همچنین، در دوره نگهداری ۱۲ ماهه ضرایب متغیرهای بازده مازاد بازار و بازده عامل اندازه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می باشند که در اینجا این دو عامل در واقع می‌توانند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد.

مدل اصلی مربوط به فرضیه دوم، مدل شش عاملی است. این مدل تعمیم یافته مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ است. بوسایدی و همکاران (۲۰۲۰) با افزودن PMN به عنوان عامل واکنش کمتر از حد، مدل شش عاملی را جهت بررسی شتاب قیمت بوجود آوردند. در فرضیه دوم تمامی استراتژی‌های J_6k_6 و J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه هستند که با افزودن یک وقفه از جمله خطا به استراتژی‌های J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و با افزودن دو وقفه از جمله خطا به استراتژی‌های J_6k_6 و $J_{12}k_{12}$ این مشکل برطرف شد. همچنین، در تمامی استراتژی‌ها نیز مشکل خود همبستگی بررسی شد که این مشکل در هیچ کدام از استراتژی‌ها یافت نشد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه دوم پژوهش، مدل و ضرایب آن به قرار زیر است:

جدول ۵. نتایج برآورد مدل فرضیه دوم پس از آزمون‌های برازش

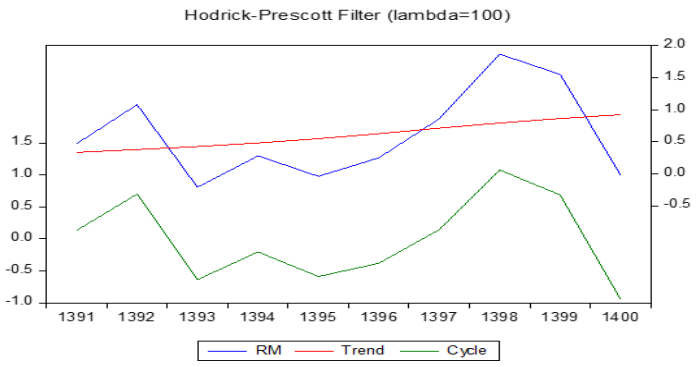
دوره نگهداری *دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	بازده عامل شتاب سود	وقفه اول جمله خطا	وقفه دوم جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۱ -۳/۲۱ (۰/۰۰۲)*	-۰/۰۰۰۲ -۰/۰۰۶ (۰/۹۹)	۰/۰۴ ۰/۴۴ (۰/۶۶)	-۰/۱۲ -۱/۱۳ (۰/۲۶)	۰/۰۸ ۰/۶۸ (۰/۵)	۰/۰۴ ۰/۴۵ (۰/۶۶)	۰/۲ ۲/۱۱ (۰/۱۵)	۰/۶۵ ۶/۷۴ (۰/۰۰)	-۰/۰۰۵ -۰/۰۶ (۰/۹۵)	۰/۴۵	۰/۴۱	۱۰/۸۷ (۰/۰۰)
۶*۱۲	-۰/۰۰۹ -۴/۱۹ (۰/۰۰)*	-۰/۰۴ -۱/۸۶ (۰/۰۷)	۰/۰۰۳ -۰/۰۵ (۰/۹۶)	-۰/۰۱ -۰/۲۱ (۰/۸۳)	۰/۰۴ ۰/۵۳ (۰/۶)	۰/۱ ۱/۷۱ (۰/۰۹)	۰/۴۶ ۶/۳۱ (۰/۰۰)*	۰/۵۸ ۷/۲۷ (۰/۰۰)	-	۰/۵۴	۰/۵۱	۱۸/۲۶ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۳ -۸/۵ (۰/۰۰)*	-۰/۰۶ -۱/۸۱ (۰/۰۷)	۰/۰۳ ۰/۳۴ (۰/۷۳)	-۰/۱۳ -۱/۳ (۰/۲)	-۰/۱۱ -۱/۰۷ (۰/۲۹)	-۰/۰۰۳ -۰/۰۴ (۰/۹۷)	۰/۱۸ ۲/۰۶ (۰/۰۴)*	۰/۷۳ ۱۰/۷۵ (۰/۰۰)	-	۰/۵۷	۰/۵۴	۲۰/۴۵ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۲ -۹/۸۴ (۰/۰۰)*	-۰/۰۸ -۳/۴۹ (۰/۰۰۱)*	-۰/۰۰۳ -۰/۰۶ (۰/۹۵)	-۰/۰۱ -۰/۱۷ (۰/۸۶)	-۰/۱۲ -۱/۷۷ (۰/۰۸)	۰/۰۶ ۱/۰۴ (۰/۳)	۰/۴۳ ۶/۱۵ (۰/۰۰)*	۰/۵۹ ۶/۳ (۰/۰۰)	۰/۲ ۲/۱۳ (۰/۰۳)	۰/۶۸	۰/۶۵	۲۸/۳۷ (۰/۰۰)

توجه: در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد.
مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود پس از بررسی فروض رگرسیون و انجام آزمون‌های برازش احتمال آماره F برای تمامی استراتژی‌ها معنی‌دار شده است. از طرفی مقادیر ضریب تعیین تعدیل شده در ۴ استراتژی بین ۰/۴۱ تا ۰/۶۵ است، یا به عبارت دیگر مدل بین ۴۱ تا ۶۵ درصد تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد که مقدار

قابل‌قبولی است. از طرفی در سه استراتژی J_6K_{12}، $J_{12}K_6$ و $J_{12}K_{12}$ عامل شتاب سود که به عنوان عامل واکنش کمتر از حد وارد مدل شده است در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. همچنین، تنها در استراتژی $J_{12}K_{12}$ ضریب بازده مازاد بازار در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. احتمال آماره t عرض از مبدا برای تمامی استراتژی‌ها مقداری معنی‌دار را نشان می‌دهد در حالی که برای تایید فرضیه دوم لازم است که پس از افزودن عامل واکنش کمتر از حد (PMN) به مدل بازدهی اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به PMN معنی‌دار باشد و فرضیه جایگزین در حالتی تایید می‌گردد که هر دو شرط بالا تایید شود.

در ادامه فرضیه‌های مدل در دوره‌های رونق و رکود بررسی خواهد شد. برای تشخیص دوره‌های رونق و رکود از فیلتر هودریک پرسکات[1] استفاده می‌شود. فیلتر هودریک پرسکات برای بدست آوردن برآوردی از روند بلندمدت اجزای یک سری استفاده می‌شود و با توجه به آن می‌توان چرخه‌های تجاری رونق و رکود را در تصویر زیر مشاهده کرد. دوره‌های رونق بورس شامل سال های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ و همچنین، دوره‌های رکود بورس شامل سال های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ و سال ۱۴۰۰ می‌باشد.



نمودار ۲. چرخه رونق و رکود/ هودریک پرسکات

در فرضیه اول برای دوره‌های رونق و رکود تمامی استراتژی‌های J_6K_6، $J_{12}K_6$، J_6K_{12} و $J_{12}K_{12}$، به جز استراتژی J_6K_{12} در دوره رونق با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه بودند که با افزودن یک وقفه از جمله خطا به مدل این مشکل برای استراتژی‌های ذکر شده در بالا برطرف شد. همچنین، در تمامی استراتژی‌ها نیز مشکل خود همبستگی بررسی شد که این مشکل تنها در استراتژی‌های J_6K_{12} در دوره رونق و J_6K_6 در دوره رکود یافت شد. برای رفع مشکل خودهمبستگی در این استراتژی‌ها با افزودن یک وقفه به متغیر وابسته، این مشکل برطرف شد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه اول پژوهش، مدل و ضرایب آن به قرار زیر است:

1. Hodrick-pres cott

جدول ۶. نتایج برآورد مدل فرضیه اول پس از آزمون‌های برازش برای دوران رونق

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده عامل بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول متغیر وابسته	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۱ -۱/۶۵ (۰/۱)	-۰/۰۶ -۱/۰۸ (۰/۲۸)	۰/۲۲ ۱/۲۷ (۰/۲۱)	-۰/۱۷ -۰/۷۷ (۰/۴۵)	۰/۲۴ ۱/۰۱ (۰/۳۲)	۰/۰۹ ۰/۵۷ (۰/۵۷)	–	۰/۶۳ ۵/۲۹ (۰/۰۰)	۰/۴۵	۰/۳۹	۷/۱۷ (۰/۰۰)
۶*۱۲	-۰/۰۰۶ -۱/۴۱ (۰/۱۶)	-۰/۰۷ -۱/۹۹ (۰/۰۵)*	۰/۰۸ ۰/۷۵ (۰/۴۶)	۰/۰۱ ۰/۰۹ (۰/۹۳)	۰/۱۴ ۰/۹۸ (۰/۳۳)	۰/۱۷ ۱/۸۲ (۰/۰۷)	۰/۶۳ ۶/۰۶ (۰/۰۰)*	–	۰/۵۶	۰/۵	۱۰/۸۷ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۳ -۴/۹۲ (۰/۰۰)*	-۰/۱۲ -۲/۱۲ (۰/۰۴)*	۰/۱۷ ۱/۰۸ (۰/۲۸)	-۰/۱۱ -۰/۵۱ (۰/۶۱)	۰/۱۱ ۰/۴۶ (۰/۶۵)	-۰/۰۰۹ -۰/۰۶ (۰/۹۵)	–	۰/۷ ۶/۷۱ (۰/۰۰)	۰/۵۴	۰/۴۸	۱۰/۰۷ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۳ -۸/۰۴ (۰/۰۰)*	-۰/۱۵ -۴/۰۱ (۰/۰۰)*	۰/۱۲ ۱/۱۷ (۰/۲۵)	۰/۱۸ ۱/۲۷ (۰/۲۱)	۰/۰۱ ۰/۰۸ (۰/۹۳)	۰/۱۵ ۱/۵ (۰/۱۴)	–	۰/۶۸ ۶/۴۳ (۰/۰۰)	۰/۶	۰/۵۵	۱۲/۸۲ (۰/۰۰)

(در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک ، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد).

(در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک ، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد).

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۷. نتایج برآورد مدل فرضیه اول پس از آزمون‌های برازش برای دوران رکود

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول متغیر وابسته	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۰۴ -۱/۱۴ (۰/۲۶)	۰/۱۲ ۲/۰۲ (۰/۰۵)*	-۰/۱۲ -۱/۲۹ (۰/۲)	۰/۰۱ ۰/۱۳ (۰/۸۹)	۰/۱۴ ۱/۱۱ (۰/۲۷)	-۰/۰۴ -۰/۳۷ (۰/۷۱)	۰/۳۹ ۳/۰۵ (۰/۷۱)	۰/۶۳ ۵/۲۹ (۰/۰۰۴)	۰/۲۸	۰/۲	۳/۲۸ (۰/۰۰۸)
۶*۱۲	-۰/۰۰۸ -۴/۰۲ (۰/۰۰)*	۰/۰۴ ۱/۱ (۰/۲۷)	۰/۰۲ ۰/۳۲ (۰/۷۵)	-۰/۰۶ -۱/۰۷ (۰/۲۹)	-۰/۰۲ -۰/۲۲ (۰/۸۳)	۰/۰۲ ۰/۳۲ (۰/۷۵)	–	۰/۷۳ ۷/۰۱ (۰/۰۰)	۰/۵۴	۰/۴۸	۹/۶۹ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۲ -۶/۳ (۰/۰۰)*	۰/۱ ۲/۰۰۷ (۰/۰۵)*	-۰/۰۱ -۰/۲۱ (۰/۸۳)	-۰/۰۹ -۱/۱۳ (۰/۲۶)	-۰/۱ -۰/۸۸ (۰/۳۸)	-۰/۰۰۷ -۰/۰۷ (۰/۹۴)	–	۰/۵۸ -۶/۳ (۰/۰۰)	۰/۴۴	۰/۳۸	۶/۶۶ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۲ -۹/۲۸ (۰/۰۰)*	۰/۰۴ ۱/۳۴ (۰/۱۸)	۰/۰۳ ۰/۷۲ (۰/۴۷)	-۰/۰۵ -۱/۰۶ (۰/۲۹)	-۰/۱۱ -۱/۷۲ (۰/۰۹)	-۰/۰۳ -۰/۵۴ (۰/۵۹)	–	۰/۷۹ ۸/۱۴ (۰/۰۰)	۰/۶۴	۰/۶	۱۴/۹۱ (۰/۰۰)

آماره فیشر و احتمال آن برای تمامی استراتژی‌ها در دوره‌های رونق و رکود در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد که در واقع نشان دهنده معنی‌دار بودن مدل می‌باشد. همچنین، مقادیر ضریب تعیین تعدیل شده در ۴ استراتژی

ذکر شده در بالا برای دوره‌های رونق و رکود بین ۰/۲ تا ۰/۶ است، یا به عبارت دیگر مدل بین ۲۰ تا ۶۰ درصد تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد که مقادیر قابل قبولی است. علاوه بر این در دوره رونق تنها در دو استراتژی J_6k_6 J_6k_{12} مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست و همچنین، مقدار احتمال آماره t برای متغیر مستقل بازده مازاد بازار در سطح ۹۵ درصد برای استراتژی J_6k_{12} معنی‌دار می‌باشد لذا در صورتی فرضیه اول تایید می‌شود که پس از تعدیل اثر شتاب قیمت با مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ بازده اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به متغیرهای مستقل معنی‌دار باشد. بنابراین فرضیه اول در دوره روتق برای استراتژی J_6k_{12} معنی‌دار است. از طرفی در دو استراتژی $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا معنی‌دار هست لذا برای تایید فرضیه اول در استراتژی‌های ذکر شده باید دو شرط عدم معنی‌داری عرض از مبدا و معنی‌داری ضریب مربوط به متغیرهای مستقل برقرار باشد. همچنین، برای دوره رکود در سه استراتژی $J_{12}k_6$ J_6k_{12} و $J_{12}k_{12}$ عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است و ضرایب متغیرهای مستقل در این سطح معنی‌دار نمی‌باشد لذا فرضیه اول برای این استراتژی رد می‌شود. همچنین، در استراتژی J_6k_6 مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست و همچنین، مقدار احتمال آماره t برای متغیر مستقل بازده مازاد بازار در سطح ۹۵ درصد برای استراتژی J_6k_6 معنی‌دار می‌باشد لذا در صورتی فرضیه اول تایید می‌شود که پس از تعدیل اثر شتاب قیمت با مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ بازده اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به متغیرهای مستقل معنی‌دار باشد. بنابراین فرضیه اول در دوره رکود برای استراتژی J_6k_6 معنی‌دار است.

در ابتدای برآورد مدل برای فرضیه دوم، از آنجایی که برای دوره‌های رونق و رکود در هر کدام از دوره‌های نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه، تنها مشکل ناهمسانی واریانس وجود داشت، با افزودن یک وقفه از جمله خطا به مدل این مشکل برطرف گردید. علاوه بر این مشکل خودهمبستگی در دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه برای دوران رونق و رکود بررسی شد که در هیچکدام از این دو دوره نگهداری مشکل خودهمبستگی یافت نشد. با توجه به آنچه بیان شد، نتایج تخمین مدل برای دوره نگهداری ۶ و ۱۲ ماهه در دوران رونق و رکود پس از آزمون‌های برازش، به قرار زیر است:

جدول ۸. نتایج تخمین مدل برای دوره ۶ و ۱۲ ماهه (۶ و ۱۲ = k) پس از آزمون‌های برازش برای دوران رونق

دوره نگهداری	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
دوره ۶ ماهه	-۰/۰۰۴ -۰/۸۷ (۰/۳۹)	-۰/۰۷ -۱/۵۶ (۰/۱۲)	۰/۱ ۰/۷۹ (۰/۴۳)	۰/۰۹ ۰/۵۱ (۰/۶۱)	۰/۰۳ ۰/۱۷ (۰/۸۶)	۰/۱۲ ۱/۰۴ (۰/۳)	۰/۷۱ ۶/۱۴ (۰/۰۰)	۰/۴۶	۰/۴	۷/۵۴ (۰/۰۰)
دوره ۱۲ ماهه	-۰/۰۲ -۳/۷۷ (۰/۰۰)*	-۰/۰۷ -۱/۷۹ (۰/۰۸)	۰/۲۲ ۱/۹۱ (۰/۰۶)	-۰/۰۵ -۰/۳۵ (۰/۷۳)	-۰/۱۳ -۰/۷۸ (۰/۴۴)	۰/۰۸ ۰/۷۷ (۰/۴۵)	۰/۶۳ ۵/۴۷ (۰/۰۰)	۰/۴۷	۰/۴۱	۷/۸۲ (۰/۰۰)

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۹. نتایج تخمین مدل برای دوره ۶ و ۱۲ ماهه (۶ و ۱۲ = k) پس از آزمون‌های برازش برای دوران رکود

دوره نگهداری	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
دوره ۶ ماهه	-۰/۰۰۶ -۳/۰۲ (۰/۰۰۴)*	-۰/۰۱ -۰/۳۷ (۰/۷۱)	۰/۰۷ ۱/۴۶ (۰/۱۵)	۰/۱۷ ۳/۰۷ (۰/۰۰۳)*	۰/۱۶ ۲/۲۵ (۰/۰۳)*	۰/۱ ۱/۶۵ (۰/۱)	۰/۷۵ ۷/۱ (۰/۰۰)	۰/۵۷	۰/۵۲	۱۱/۱۲ (۰/۰۰)
دوره ۱۲ ماهه	-۰/۰۰۸ -۵/۹۹ (۰/۰۰)*	۰/۰۲ ۰/۸۴ (۰/۴۱)	۰/۰۵ ۱/۵۷ (۰/۱۲)	۰/۰۲ ۰/۶۲ (۰/۵۳)	۰/۰۰۸ ۰/۱۶ (۰/۸۷)	۰/۰۴ ۰/۹۳ (۰/۳۵)	۰/۵۱ ۳/۷۷ (۰/۰۰)	۰/۲۷	۰/۱۸	۳/۰۴ (۰/۰۱)

مأخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول ۸ برای دوره رونق مشاهده می‌شود پس از برآورد مدل پنج عاملی برای PMN از آنجایی که مقدار عرض از مبدا در دوره نگهداری ۱۲ ماهه معنی‌دار است، می‌توان نتیجه گرفت بازده اضافی شتاب سود پس از تعدیل برای پنج عامل ریسک همچنان وجود دارد. از طرفی در هر دو دوره نگهداری ضرایب تمامی متغیرهای مستقل در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار نمی‌باشد که نشان می‌دهد وقتی رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس سود غیرمنتظره استاندارد شده انجام شود هیچ یک از پنج عامل ریسک نمی‌تواند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد و می‌توان نتیجه گرفت این بازده اضافی با فرضیه رفتار محوری سازگارتر است. از طرفی در دوره نگهداری ۶ ماهه برای دوران رکود، ضرایب متغیرهای مستقل بازده عامل ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده عامل سودآوری در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می باشند اما از آنجایی که ضریب عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است لذا مدل برای دوران رکود قابل تایید نیست.

در فرضیه دوم برای دوران رونق و رکود، تمامی استراتژی‌های J_6k_6 و J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ به جز استراتژی J_6k_{12} در دوره رونق و استراتژی J_6k_6 در دوره رکود با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه هستند که با افزودن یک وقفه از جمله خطا به این استراتژی‌ها مشکل ناهمسانی واریانس برطرف شد. همچنین، در تمامی استراتژی‌ها نیز مشکل خود همبستگی بررسی شد که این مشکل تنها در استراتژی J_6k_{12} در دوره رونق و استراتژی J_6k_6 در دوره رکود یافت شد. برای رفع مشکل خودهمبستگی در این استراتژی‌ها با افزودن یک وقفه به متغیر وابسته، این مشکل برطرف شد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه دوم پژوهش، مدل و ضرایب آن برای دوران رونق و رکود در جداول ۱۰ و ۱۱ گزارش شده است.

جدول ۱۰. نتایج برآورد مدل فرضیه دوم پس از آزمون‌های برازش برای دوره رونق

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	بازده عامل شتاب سود	وقفه اول متغیر وابسته	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۱ -۱/۵۵ (۰/۱۲)	-۰/۰۵ -۰/۸۲ (۰/۴۲)	۰/۱۹ ۱/۱۲ (۰/۲۶)	-۰/۱۸ -۰/۷۹ (۰/۴۳)	۰/۲۴ ۰/۹۹ (۰/۳۲)	۰/۰۷ ۰/۴۵ (۰/۶۵)	۰/۱۸ ۱/۳۱ (۰/۲)	-	۰/۶۴ ۵/۴ (۰/۰۰)	۰/۴۷	۰/۴	۶/۵۲ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۰۵ -۱/۰۵ (۰/۳)	-۰/۰۷ -۱/۹۲ (۰/۰۶)	۰/۰۳ ۰/۳۳ (۰/۷۴)	۰/۰۶ ۰/۴۶ (۰/۶۴)	۰/۱۶ ۱/۱۵ (۰/۲۶)	۰/۱۶ ۱/۸ (۰/۰۸)	۰/۲ ۱/۹۹ (۰/۰۵)*	۰/۵۳ ۴/۷۴ (۰/۰۰)	-	۰/۵۹	۰/۵۳	۱۰/۴۲ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۳ -۴/۸۶ (۰/۰۰)*	-۰/۱ -۱/۷۷ (۰/۰۸)	۰/۱۵ ۰/۹ (۰/۳۷)	-۰/۰۹ -۰/۴ (۰/۶۹)	۰/۱۱ ۰/۴۶ (۰/۶۵)	-۰/۰۲ -۰/۱۲ (۰/۹۱)	۰/۱۴ ۱/۰۴ (۰/۳)	-	۰/۷۲ ۶/۷۹ (۰/۰۰)	۰/۵۵	۰/۴۸	۸/۷۹ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۳ -۶/۴۵ (۰/۰۰)*	-۰/۱۲ -۳/۴۴ /۰۰۱)* ۰	۰/۰۴ ۰/۴۱ (۰/۶۸)	۰/۲ ۱/۴۹ (۰/۱۴)	۰/۰۶ ۰/۴۳ (۰/۶۷)	۰/۱۲ ۱/۲۶ (۰/۲۱)	۰/۳۸ ۳/۸۷ (۰/۰۰)*	-	۰/۶۹ ۶/۴۶ (۰/۰۰)	۰/۶۵	۰/۶۱	۱۳/۸۶ (۰/۰۰)

جدول ۱۱. نتایج برآورد مدل فرضیه دوم پس از آزمون‌های برازش برای دوره رکود

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	بازده عامل شتاب سود	وقفه اول متغیر وابسته	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۰۳ -۰/۸۸ (۰/۳۸)	۰/۱۲ ۲/۰۲ (۰/۰۵)*	-۰/۱۴ -۱/۵۲ (۰/۱۳)	-۰/۰۰۸ -۰/۰۸ (۰/۹۴)	۰/۱۳ ۰/۹۹ (۰/۳۲)	-۰/۰۵ -۰/۴۴ (۰/۶۶)	۰/۲۳ ۱/۲۳ (۰/۲۲)	۰/۳۵ ۲/۷۴ (۰/۰۰۸)*	-	۰/۳	۰/۲	۳/۰۶ (۰/۰۰۹)
۱۲*۶	-۰/۰۰۳ -۱/۴۳ (۰/۱۶)	۰/۰۴ ۱/۱۴ (۰/۲۶)	-۰/۰۳ -۰/۵۵ (۰/۵۸)	-۰/۰۹ -۱/۵۹ (۰/۱۲)	-۰/۰۱ -۰/۱ (۰/۹۲)	-۰/۰۲ -۰/۲۸ (۰/۷۸)	۰/۵۶ ۳/۰۲ (۰/۰۰۳)*	-	۰/۶۸ ۶/۳۹ (۰/۰۰)	۰/۶	۰/۵۴	۱۰/۳۸ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۲ -۵/۴۷ (۰/۰۰)*	۰/۱ ۲/۱۵ (۰/۰۴)*	-۰/۰۴ -۰/۵۸ (۰/۵۶)	-۰/۱۶ -۱/۹۳ (۰/۰۵)*	-۰/۱۶ -۱/۴۷ (۰/۱۵)	-۰/۰۵ -۰/۵۵ (۰/۵۸)	۰/۳۹ ۲/۵۷ (۰/۰۱)*	-	۰/۵۲ ۴/۱۵ (۰/۰۰)	۰/۴۸	۰/۴۱	۶/۴۷ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۱ -۵/۴۸ (۰/۰۰)*	۰/۰۵ ۱/۶۴ (۰/۱۱)	-۰/۰۱ -۰/۲۵ (۰/۸)	-۰/۰۹ -۱/۸۳ (۰/۰۷)	-۰/۰۹ -۱/۴۳ (۰/۱۶)	-۰/۰۷ ۱/۳۷ (۰/۱۸)	۰/۴۴ ۲/۵۱ (۰/۰۱)*	-	۰/۷۴ ۶/۲۱ (۰/۰۰)	۰/۶۵	۰/۶	۱۳/۰۰۷ (۰/۰۰)

توجه: در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک ، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد.

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود، پس از بررسی فروض رگرسیون و انجام آزمون‌های برازش احتمال آماره F برای تمامی استراتژی‌ها برای دوران رونق معنی‌دار شده است. از طرفی مقادیر ضریب تعیین تعدیل شده در ۴ استراتژی بین ۰/۴ تا ۰/۶۱ است، یا به عبارت دیگر مدل بین ۴۰ تا ۶۱ درصد تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد که مقدار قابل‌قبولی است. از طرفی در استراتژی J_6k_6 مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا و همچنین، PMN معنی‌دار نمی‌باشد و مقدار احتمال آماره t برای متغیر PMN تنها در استراتژی J_6k_{12} در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است و احتمال آماره t عرض از مبدا این استراتژی مقداری معنی‌دار را نشان نمی‌دهد در حالی که برای تایید فرضیه دوم لازم است که پس از افزودن عامل واکنش کمتر از حد (PMN) به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بازدهی اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به PMN معنی‌دار باشد و فرضیه جایگزین در حالتی تایید می‌گردد که هر دو شرط بالا تایید شود. لذا تنها در استراتژی J_6k_{12} هر دو شرط بالا برقرار می‌باشد بنابراین، بازده عامل شتاب سود می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران در دوران رونق توضیح دهد.

همچنین، طبق جدول ۱۱ مشاهده می‌شود، احتمال آماره F برای تمامی استراتژی‌ها برای دوران رکود معنی‌دار شده است. از طرفی مقادیر ضریب تعیین تعدیل‌شده در ۴ استراتژی بین ۰/۲ تا ۰/۶ است، یا به عبارت دیگر، مدل بین ۲۰ تا ۶۰ درصد تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد که مقدار قابل‌قبولی است. از طرف دیگر، در استراتژی J_6k_6 مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا و نیز، PMN معنی‌دار نمی‌باشد اما، مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای بازده مازاد بازار برقرار است. به علاوه، مقدار احتمال آماره t برای متغیر PMN تنها در استراتژی J_6k_{12} در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است و احتمال آماره t عرض از مبدا این استراتژی مقداری معنی‌دار را نشان نمی‌دهد در حالی که برای تایید فرضیه دوم لازم است پس از افزودن عامل واکنش کمتر از حد (PMN) به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بازدهی اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به PMN معنی‌دار باشد و فرضیه جایگزین در حالتی تایید می‌گردد که هر دو شرط بالا تایید شود. لذا تنها در استراتژی J_6k_{12} برای دوران رکود، هر دو شرط بالا برقرار می‌باشد. بنابراین، بازده عامل شتاب سود می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران در دوران رکود توضیح دهد.

بحث و نتیجه گیری و بحث

در این پژوهش به طور همزمان دو روش توضیحی بسیار با اهمیت، یعنی ریسک و واکنش کمتر از حد (رفتار محوری) برای بررسی اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره ۱۳۹۱-۱۴۰۰ اتخاذ شده‌اند.

در بررسی فرضیه اول، هنگام تحلیل نتایج اولیه مشاهده شد در سه استراتژی J6K12، J12K6 و J12K12 متغیر مستقل بازده مازاد بازار در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد و تنها در استراتژی J12K12 متغیر مستقل بازده عامل سودآوری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. همچنین، در

تمامی استراتژی‌ها عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد اما در استراتژی‌هایی که یک یا دو متغیر مستقل معنی‌دار می‌باشند، مدل دارای ضریب تعیین بالاتری است. با توجه به نتایج بیان شده در بالا می‌توان چنین نتیجه گرفت؛ در فرضیه اول، فرضیه صفر (H_0) تایید می‌گردد و فرضیه جایگزین (H_1)، مبنی بر توانایی مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ در توضیح اثر شتاب قیمت رد می‌شود (سازگار با نتایج پژوهش بوسایدی و مریدی، ۲۰۲۰).

همچنین، در ادامه این پژوهش، توضیح فرضیه ریسک برای دو دوره رونق و رکود بررسی شده است. در تحلیل نتایج بدست آمده برای دوره رونق مشاهده شد که در دو استراتژی J6K6 و J6K12 مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا معنی‌دار نمی‌باشد در حالی که، تنها در استراتژی J6K12 متغیر مستقل بازده مازاد بازار معنی‌دار می‌باشد. لذا در دوره رونق عامل بازده مازاد بازار توانایی توضیح اثر شتاب قیمت را دارد. همچنین، در دو استراتژی J12K6 و J12K12، مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است در حالی که مقدار احتمال آماره t برای متغیر مستقل بازده مازاد بازار مدل نیز معنی‌دار می‌باشد که بر این اساس نتیجه‌گیری شده است که مدل ریسک پنج عاملی توانایی توضیح اثر شتاب قیمت را ندارد لذا، فرضیه اول در دوره رونق تنها برای استراتژی J6K12 قابل تایید می‌باشد. در دوره رکود تنها در استراتژی J6K6 آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد و متغیر مستقل بازده مازاد بازار در این سطح معنی‌دار است لذا، فرضیه اول تنها در این استراتژی قابل‌تایید خواهد بود اما با توجه به پایین بودن ضریب تعیین مدل قابلیت توضیح بالایی نخواهد داشت.

با توجه به نتایج بیان شده برای فرضیه اول می‌توان گفت عوامل ریسک ناشناخته‌ای وجود دارد که با افزودن به مدل سطح توضیح و معنی‌دار مدل را بالا خواهد برد. در ادامه بررسی نموداری یافته‌ها، تاخیر در واکنشی هم‌جهت با اعلام سود غیرمنتظره مشاهده نگردیده است، چرا که در این صورت در ماه‌های پس از تاریخ اعلام سود نیز از طریق این استراتژی، بازدهی اضافی کسب می‌شد. همچنین، می‌توان نتیجه گرفت در طول ۱۲ ماه پس از اعلام سود سالانه روندی معنی‌دار وجود دارد اما، با شوک‌های کمتر که این مسئله نشان از ناکارایی بازار دارد ولی، نمی‌توان دلیل ناکارایی را واکنش کمتر از حد دانست.

در ادامه، جهت بررسی تاثیر تعدیل ریسک بر بازده شتاب سود، سهام بر اساس سود غیرمنتظره طبقه‌بندی شده و بازده آن با مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، تعدیل گردیده است. از آنجایی که مقدار عرض از مبدا برای هر دو دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه معنی‌دار است، می‌توان نتیجه گرفت بازده اضافی شتاب سود پس از تعدیل برای پنج عامل ریسک همچنان وجود دارد. از طرفی در دوره نگهداری ۶ ماهه به جز متغیر بازده عامل سرمایه‌گذاری، ضرایب سایر متغیرهای مستقل در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند که نشان‌دهنده این است چهار عامل بازده مازاد بازار، بازده عامل اندازه، بازده عامل ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سودآوری می‌توانند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد. به علاوه، در دوره نگهداری ۱۲ ماهه ضرایب متغیرهای بازده مازاد بازار و بازده عامل اندازه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند که در اینجا این دو عامل در واقع می‌توانند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد.

در قدم دوم، برای آزمون واکنش کمتر از حد در مدل، عامل شتاب سود (PMN) به عنوان عامل واکنش کمتر از حد وارد مدل شده است که در تمامی استراتژی‌ها مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است . در حالی که برای متغیر بازده عامل شتاب سود تنها در استراتژی J6K6 معنی‌دار نمی‌باشد. لذا، می‌توان نتیجه گرفت از آنجایی که شرط معنی‌داری ضریب عامل شتاب سود تایید شده است اما، ضریب عرض از مبدا آنها معنی‌دار می‌باشد لذا فرضیه صفر تایید و فرضیه جایگزین رد می‌شود. همانطور که در جدول ۵ نشان داده شده است، تنها در استراتژی J12K12 با افزودن عامل واکنش کمتر از حد به مدل ضرایب متغیرهای بازده مازاد بازار و بازده عامل سودآوری در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار می‌شود و مدل تا ۶۵ درصد قدرت توضیحی پیدا می‌کند ولی از آنجایی که عرض از مبدا همچنان معنی‌دار است فرضیه دوم رد می‌شود و واکنش کمتر از حد نمی‌تواند اثر شتاب قیمت را به خوبی توضیح دهد، که این نتایج با نتایج حاصل شده از بررسی نموداری سازگار است و می‌توان گفت PMN به عنوان عامل شتاب سود و عامل رفتاری مناسب برای توضیح اثر شتاب قیمت نمی‌باشد.

همچنین، در ادامه این پژوهش، توضیح فرضیه واکنش کمتر از حد برای دو دوره رونق و رکود بررسی شده است که در هر کدام از این دوره‌ها مشاهده شد مقدار عرض از مبدا برای هر دو دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه معنی‌دار است (به جز دوره ۶ ماهه رونق)، می‌توان نتیجه گرفت بازده اضافی شتاب سود پس از تعدیل برای پنج عامل ریسک همچنان وجود دارد. از طرف دیگر، در دوره ۶ ماهه رونق ضرایب تمامی متغیرهای مستقل در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد که نشان می‌دهد وقتی رتبه‌بندی شرکت‌ها براساس سود غیرمنتظره استاندارد شده انجام شود هیچ‌یک از پنج عامل ریسک نمی‌تواند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد و می‌توان نتیجه گرفت این بازده اضافی با فرضیه رفتار محوری سازگارتر است.

در نهایت، برای آزمون واکنش کمتر از حد برای دو دوره رونق و رکود عامل شتاب سود (PMN) به عنوان عامل واکنش کمتر از حد وارد مدل گردیده و در هر دو دوره فوق مشاهده شده است که در استراتژی J6K12 مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا معنی‌دار نمی‌باشد اما، برای متغیر بازده عامل شتاب سود معنی‌دار خواهد بود. در نتیجه، تنها در این استراتژی عامل شتاب سود (PMN) مناسب برای توضیح اثر شتاب قیمت برای دوره‌های رونق و رکود می‌باشد. یکی از نتایج بسیار با اهمیتی که می‌توان از فرضیه دوم در دوران رونق و رکود پژوهش گرفت این است که از میان ۴ استراتژی فقط در یک استراتژی بین مولفه سیستماتیک شتاب سود و شتاب قیمت رابطه مثبت و معنی‌داری یافت می‌شود و در باقی استراتژی‌ها رابطه معنی‌داری میان شتاب سود و شتاب قیمت دیده نمی‌شود.

به طورکلی، با وجود اینکه مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ و عامل PMN توانایی کافی را در توضیح اثر شتاب قیمت نداشتند، در واقع، نمی‌توان ریسک محور بودن یا رفتار محور بودن اثر شتاب قیمت را به طور قوی رد کرد. همچنین، با بررسی فرضیه ها در دو دوره رونق و رکود فرضیه اول همچنان رد خواهد شد اما، ضرایب تعیین بهتری را ایجاد خواهد کرد. همچنین، با بررسی فرضیه دوم در دو دوره رونق و رکود مشاهده شد که در استراتژی J6K12 فرضیه دوم معنی‌دار خواهد بود. از طرف دیگر، تئوری اثر شتاب قیمت می‌تواند حاصل ریسک‌های بالاتر باشد، چرا که عدم‌انتساب بازده اضافی شتاب قیمت به عوامل

ریسک، ناشی از نحوه تعدیل ریسک است و ممکن است عوامل ریسک دیگری توانایی بهتری در توضیح اثر شتاب قیمت داشته باشند که در مدل قرار نگرفته‌اند، از این رو می‌توان گفت وجود عوامل و تلفیق حالت‌های مختلف دیگری از مدل‌های ریسک و رفتار در کنار هم می‌تواند نتایج متفاوت‌تری ایجاد کند و باعث شود قدرت توضیحی مدل بالاتر رود.

محدودیت‌های پژوهش

به دلیل وجود دامنه نوسان روزانه از بازده ماهانه سهام شرکت‌ها برای بررسی واکنش کمتر از حد استفاده شده است که این نیز به نوبه خود می‌تواند بر نتایج حاصل از بررسی واکنش کمتر از حد تا حدودی موثر باشد. یکی دیگر از مسائل در راه پژوهش، وجود رکود شدید در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۶ وهم چنین سال ۱۴۰۰می‌باشد که تا حدودی تاثیر بسزایی بر نتایج پژوهش، بخصوص پرتفوی‌های برنده و بازنده در استراتژی‌های شتاب سود و قیمت داشته است، به طوری که طی این سال‌ها پرتفوی‌های برنده و بازنده تحت تاثیر رکود روند مشابهی داشته‌اند.

پیشنهادهای کاربردی

در راستای نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی موارد زیر مورد بررسی قرار گیرد:

۱- با توجه به اینکه مدل پنج عاملی فاما و فرنچ فقط در بخش‌های خاصی قابل اجرا می‌باشد، پیشنهاد می‌شود سایر مدل‌های عاملی نیز در یک تحقیق جامع‌تر، مورد مقایسه و بررسی قرار بگیرند تا این خلأ پر شود.

۲- باتوجه به اینکه در این پژوهش از رویکرد ۲*۲ در ساخت صرف‌ها در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ استفاده شده است، می‌توان این بررسی را با استفاده از رویکردهای ۳*۲ و ۲*۲*۲*۲ نیز انجام داد و نتایج حاصله را با هم مقایسه کرد.

۳- می‌توان با روش‌های نوین و متفاوت‌تری شتاب سود را بدست آورد و در کنار عوامل ریسک دیگری، اثر آنها را بر بازده اضافی شتاب قیمت بررسی کرد.

۴- در این پژوهش پرتفوی‌های مربوط به صرف‌های ریسک به صورت هم وزن تشکیل شده‌اند اما، سرمایه‌گذاران در دنیای واقعی وزن این پرتفوی‌ها را بر مبنای ریسک و بازده بهینه‌سازی می‌کنند. لذا پیشنهاد می‌شود از روش‌های ارزش وزنی برای ساخت صرف‌ها نیز استفاده شود.

ملاحظات اخلاقی

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

References

Abbasi, E., Shohrati, A. & Ghadakforoushan, M. (2015). The relationship between accounting conservatism and risk of stock price crash in information asymmetry condition in tehran stock exchange. *Journal of accounting knowledge*, 5(19), 141-162. (In Persian).

Agha Kouchaki, M. (2018). Explain Risk and Return with Respect to Momentum Strategy and Reverse. Master degree thesis field of financial management. College of Ershad Damavand. (In Persian).

Badri, A., & Fathullahi, F. (2013). Return momentum: Evidence from Tehran Stock Exchange. Journal of investment knowledge, 3(9), 1-20. (In Persian).

Badri, A., & Davallou, M., & Aghajani, F. (2018). Momentum sources; Evidence from Risk Adjustment. *Journal of financial management perspective*, 8(23), 9-31. (In Persian).

Ball, R., & Brown, P. (1978). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2), 159-178.

Bousaidi, R., & Dridi, G. (2020). The momentum effect in the Tunisian Stock Market: Risk Hypothesis vs. underreaction hypothesis. *Borsa Istanbul Review*, 20 (2), 178-195.

Boussaidi, R., AlSaggaf, M. I. (2017). A multidimensional-risk explanation of the momentum effect in the Tunisian stock market through the fivefactor model of Fama and French (2015). *MAGNT Research Report*, 4(3): 142-152.

Cao, j. (2014). Studies on the Momentum Effect in the UK Stock Market. Doctor of ection, Cardiff business school, Cardiff University.

Chordia, T., & Shivakumar, L. (2006). Earnings and Price Momentum. *Journal of Financial Economics*, 80, 627-656.

Elhai Sahar, M, Hijazi, R, Salehi, E, & Moltaft, H. (2020). Explaining the price acceleration of winning stocks in Iran. *Advances in Finance and Investment*, 2(3), 131-161. (In Persian).

Fama, E.F., & French, K.R. (2015), a five-factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, 47(2), 427-465

Fan, S., Opsal, S., & Yu, L. (2015). Equity Anomalies and Idiosyncratic Risk around the World. *Multinational Finance Journal*, 19(1), 33-75.

Fatallahi, F. (2013). Momentum Time and Thematic Strategies in Tehran Stock Exchange. Thesis Presented for the Degree of Master of finance. Shahid Beheshti university of Tehran. (In Persian)

Ghalibaf-asl, h., & Shams, sh, Sadehvand, M. (2009). A Study about the Excess Return of Earning and Price Momentum Strategy in Tehran Stock Exchange. Master degree thesis field of financial management. School of economic sciences department of financial management. (In Persian).

Ghazi, M. (2015). Investigating the Effect of Systematic Risk on the Profit of Momentum Strategy. Master degree thesis field of MBA. Kharazmi university of Tehran. (In Persian).

Hajian nejad, A., & Salavati, A. (2019). Analysis of the Effect of Momentum on Size in Listed Companies on the Tehran Stock Exchange. 4th national conference on management, accounting and economics. (In Persian).

Ghalibaf Asl, H, Kamali, H. 2018. Investigating acceleration and reversal strategies in Tehran Stock Exchange. Daneshwar Behavior 50. 43. (in Persian).

Jamshidi, N, Qalibaf Assal, H, & Fadainejad, M. (2018). Investigation of behavioral biases and performance of real investors of Tehran Stock Exchange. Financial Research, 21(2), 143. (In Persian).

Narasimhan, J & Sheridan, T. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

Mehrani, S., & Nonahal nahr, A. (2008). Investigating the Under Reaction of Investors in Tehran Stock Exchange. *Accounting and auditing review journal*, 4(15), 117-136. (In Persian)

Pani, B., & Fabozzi, F. J. (2021). Finding Value Using Momentum. *The Journal of Portfolio Management*, 48(2), 264-283.

Sadeghi Lafamjani, M, Ramezani, J, & Khalilpour, M. (2019). Explaining the moderating role of the investment horizon on the additional returns resulting from the application of acceleration-reverse strategies in stock price fluctuations. *Financial Engineering and Securities Management*, 11(44), 114-132. (In Persian).

Safari, A, & Ashna, M. (2018). Providing an optimal model for stock selection based on momentum trading strategy. *Financial knowledge of securities analysis*, 12(41), 143-153. (In Persian).

Sinaei, H, Neysi, Gh, & Neysi, m. (2016). Investigating the Information Efficiency of Tehran Stock Exchange at a Semi-strong Level. *National conference on management and humanistic science research in Iran.* (In Persian).

Taghian dinani, Z., & Farid, D. (2016). Investigate the Relationship Between the Additional Returns Resulting from the Momentum Srategy and Systematic Risk in Tehran Stock Exchange. *Journal of financial management perspective*, (6)16, 9-30. (In Persian).

Talebi, M, Aghababai, M, and Saidi Kosha, M. (2019). Examining the lack of reaction of the Tehran Stock Exchange after severe market events. *Financial Research*, 22(4), 521-541. (In Persian).

Tan, Y., Cheng, F. (2019). Industry- and liquidity-based momentum in Australian equities. Financial Innovation, 5: 43.

Teymouri Ashtiani, A., Hamidian, M., & Jafari, S. M. (2022). Providing the Optimal Model for Stock Selection Based on Momentum, Reverse and Hybrid Trading Strategies Using GWO Algorithm. *Financial Research Journal, 24*(4), 624-654. (In Persian).

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۷۰-۵۱

مقاله پژوهشی

مدل بلک شولز تعمیم یافته تحت نوسانات گارچ با محاسبه ارزش در معرض خطرشرطی در قیمت‌گذاری مشتقه[۱]

حسین نصرالهی[۲]، محمدرضا حدادی[۳]، منیژه گودرزی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۴

چکیده

بازارهای مالی نقش اساسی در توسعه اقتصادی هر کشوری دارد، لذا بررسی دقیق این بازارها از جنبه‌های مختلف ضروری به نظر می‌رسد. حضور در این بازارها همواره با ریسک بالایی همراه است و به منظور کاهش ریسک ابزارهای مختلفی پدید آمده است. اختیار معامله، متداول‌ترین ابزار معامله‌ای است که به بازارهای مالی معرفی شده است. مدل بلک شولز برای قیمت‌گذاری طیف وسیعی از قراردادهای اختیار معامله استفاده می‌شود. فرض اساسی در این مدل ثابت بودن نوسان بازده‌ها است که فرض مناسبی در دنیای واقعی نیست. هدف این پژوهش توسیع مدل بلک شولز تحت نوسانات تصادفی است. ابعاد نوآوری پژوهش شامل تحلیلی از عملکرد قیمت‌گذاری مدل‌ها در طول دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با ارزش در معرض خطر شرطی برای هر یک از قیمت‌ها است. برای این منظور، از داده‌های ایران‌خودرو در بازه ۱۳۹۹/۹/۱ تا ۱۴۰۱/۹/۲۳ مورد استفاده قرار گرفت و نوسانات گارچ استاندارد و گارچ آستانه محاسبه و در مدل توسعه‌یافته بلک شولز به‌کار گرفته شد. در ادامه قیمت اختیار خرید تحت مدل بلک شولز با نوسانات تاریخی، مدل بلک شولز توسعه‌یافته با گارچ استاندارد، گارچ آستانه و گارچ نمایی محاسبه شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که قیمت اختیار با نوسان تاریخی به قیمت واقعی بازار نزدیکتر است و همچنین، با توجه به ارزش‌در معرض خطر شرطی بیشتر، ریسک واقعی‌تر نشان می‌دهد. در نهایت، برای آزمون نتایج بدست آمده قیمت اختیار خرید در هر چهار نوسان مفروض با روش مونت کارلو محاسبه و نتایج بدست آمده برای قیمت‌ها تایید شد.

واژگان کلیدی: نوسانات گارچ ، قیمت‌گذاری اختیار، مدل بلک‌شولز، گارچ آستانه.
طبقه‌بندی موضوعی: *C13, C58, G17*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.43857.2828

۲. دانشجو، گروه ریاضی مالی، دانشکده علوم پایه، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران. Email: Nasrollahi_hossein@yahoo.com
۳. استادیار، گروه ریاضی مالی، دانشکده علوم پایه، دانشگاه آیت الله بروجردی(ره)، بروجرد، ایران. نویسنده مسئول. Email: haddadi@abru.ac.ir
۴. استادیار، گروه ریاضی و آمار، دانشکده علوم پایه، دانشگاه آیت الله بروجردی (ره)، بروجرد، ایران. Email: m.goudarzi@abru.ac.ir

مقدمه

ارزش‌گذاری دارایی‌ها از جمله اوراق بهادار یکی از اصول مهم و تاثیرگذار بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری است. ارزیابی بنیادی و صحیح دارایی‌ها منجر به تخصیص بهینه منابع سرمایه‌ای می‌شود. اتخاذ تصمیم‌های اساسی سرمایه‌گذاری مستلزم ارزش‌گذاری اوراق با استفاده از روش‌های معتبر علمی است(دارابی و معروفخانی، ۱۳۹۵). در این راستا، استفاده از ابزارهای مالی در دنیای سرمایه‌گذاری با سه هدف کلی مدیریت ریسک، کشف قیمت و کاهش هزینه‌های معاملاتی به طور مستمر در حال افزایش است (پاپانتونیز[1]، ۲۰۱۶).

بازارهای مالی جهان در طول چند دهه‌ی اخیر شاهد یک انقلاب بزرگ در تجارت اوراق مشتقه بوده است. اوراق مشتقه ابزاری برای کنترل ریسک می‌باشد که به‌عنوان یک راهبرد سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی شناخته شده است. در میان انواع مشتقات مالی، اختیارات یکی از مهم‌ترین ابزارهای مالی محسوب می‌شود. اختیار معامله، فراگیرترین ابزار معامله‌ای است که تاکنون در بازارهای مالی مورد استفاده قرارگرفته است. از آنجائی که اوراق اختیار، هزینه پایین‌تری در مقایسه با خود سهم دارد، به عنوان یک ابزار قدرتمند در معاملات به کار گرفته می‌شود و تا حد بسیار بالایی ریسک را کاهش داده و درنتیجه، درآمد را افزایش می‌دهد (حاجی‌زاده و ماهوتچی، ۱۳۹۸). قراردادهای اختیار معامله بر روی دارایی‌های مختلف مالی و کالاها معامله می‌شوند. امروزه سازمان‌های بورس و فرابورس بسیاری در دنیا در حال اجرای معاملات قراردادهای اختیار معامله بر روی سهام، ارز و دیگر دارایی‌های مالی هستند.

هدف اصلی قیمت‌گذاری اختیار معامله، محاسبه احتمال اجرای قرارداد یا در سود بودن آن در تاریخ انقضا و تخصیص ارزش دلاری به آن است. قیمت دارایی پایه، قیمت اعمال قرارداد، نوسانات، نرخ بهره و زمان باقیمانده تا انقضا که تعداد روزهای بین تاریخ انجام محاسبات و تاریخ اعمال قرارداد اختیار معامله است، متغیرهایی پرکاربردی در این زمینه هستند که به عنوان داده‌های ورودی مدل‌های ریاضی تعیین قیمت منصفانه قراردادهای اختیار معامله استفاده می‌شوند.

اهمیت و ضرورت پژوهش در موضوع قیمت‌گذاری اختیارها، به سبب چهار مزیت کلیدی است که به سرمایه‌گذار می‌دهد:

- اختیار باعث افزایش کارایی هزینه می‌شوند.
- اختیارها ریسک کمتری نسبت به سهام دارند.
- اختیارها پتانسیل ارائه درصد بازده بالاتری را دارند.
- ترکیب اختیارها استراتژیک ارزشمندی ارائه می‌دهند.

بلک[2] و شولز[3] (۱۹۷۳) استراتژی جدیدی را برای حل مسئله قیمت‌گذاری اختیار معامله اروپایی ارائه کردند که بر اساس تشکیل سبدی خودتامین در یک محیط بدون آربیتراژ بود. ایده آنها نشان می‌داد که

1. Papantonis
2. Black
3. Scholes

اگر شخصی در یک بازار کامل به جای خرید یک اختیار معامله، با همان مقدار پول سهام و اوراق قرضه بخرد می‌تواند سودی مشابه با اعمال این اختیار را در سررسید به دست آورد. برای انجام این کار آنها قیمت سهام را با استفاده از فرایند وینر مدل‌سازی کردند و با پوشش کامل سبد و حذف عامل‌های نوسان پذیر توانستند رابطه‌ای که به فرمول بلک شولز معروف است را استخراج کنند. معرفی این مدل کمک شایانی به بازار قیمت‌گذاری مشتقات با استفاده از دارایی پایه نمود (نیسی و همکاران، ۱۳۹۵). در مدل قیمت‌گذاری بلک شولز عواملی نظیر قیمت توافقی، قیمت پایه دارایی، نوسان پذیری انتظاری، زمان تا سررسید و نرخ بهره بدون ریسک تأثیرگذار می‌باشند.

از آنجایی که ثابت در نظر گرفتن نوسان در مدل بلک شولز فرض غیر واقعی و محدود کننده می‌باشد و با در نظر گرفتن این فرض قیمت اختیار با خطای چشمگیری همراه خواهد بود. بنابراین، توسیع مدل‌های بلک شولز با ضریب گارچ یک انتخاب مناسب برای مدل‌سازی واریانس‌های در حال تغییر است که افزایش دقت قیمت اختیار را به همراه دارد. این امر اهمیت پژوهش در این خصوص را به خوبی نشان می‌دهد. دوان[1] (۱۹۹۵) اولین کسی بود که یک پایه نظری محکم بر اساس مفهوم ارزیابی محلی ریسک خنثی برای ارزیابی اختیار معامله تحت مدل‌های گارچ با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو ارائه کرد.

پژوهش حاضر تحلیلی از عملکرد قیمت‌گذاری اختیار معامله تحت مدل بلک شولز با نوسانات گارچ در طول دوره‌های کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت همراه با تعیین مقدار ریسک ارزش در معرض خطر شرطی برای هر یک از قیمتها است. قیمت اختیار خرید اروپایی تحت مدل توسعه یافته بلک شولز با نوسانات گارچ استاندارد و گارچ آستانه محاسبه و در نهایت با قیمت بازار مقایسه می‌شود.

مدل بلک شولز برای قیمت‌گذاری طیف وسیعی از قراردادهای اختیار معامله استفاده می‌شود. فرض اساسی در این مدل ثابت بودن نوسان بازده‌ها است که فرض مناسبی در دنیای واقعی نیست. هدف این پژوهش توسیع مدل بلک شولز تحت نوسانات تصادفی است. در این خصوص قیمت اختیار برای نوسانات تاریخی، نوسان غیرشرطی مدل‌های گارچ استاندارد، گارچ آستانه و گارچ نمایی ارائه بشود تا تعیین شود کدام نوسان قیمت واقعی‌تری را بدست می‌آورد. در این پژوهش تحلیلی از عملکرد قیمت‌گذاری مدل‌ها در طول دوره‌های کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت با ارزش در معرض خطر شرطی صورت می‌پذیرد. در ادامه سئوالات اصلی پژوهش ارائه می‌شود:

- آیا خطای قیمت اختیار خرید اروپایی تحت مدل بلک‌شولز توسعه‌یافته با گارچ استاندارد نسبت به نوسان تاریخی کمتر است؟
- آیا خطای قیمت اختیار خرید اروپایی تحت مدل بلک‌شولز با نوسان گارچ آستانه نسبت به گارچ نمایی کمتر است؟
- تحت کدام نوسان گارچ نمایی، گارچ آستانه، گارچ استاندارد و تاریخی، ارزش در معرض خطر شرطی برای قیمت اختیار خرید کمترین مقدار را دارد؟

1. Duan

برای دستیابی به اهداف ذکر شده و پاسخ به سئوالات پژوهش، بخش‌های پژوهش به این صورت ساماندهی شده که ابتدا مروری بر پیشینه پژوهش ارائه شده است. سپس، روش‌شناسی پژوهش تشریح گردیده است. در این راستا، مدل پژوهشی بیان و پارامترهای موردنظر برآورد شده است. در ادامه، یافته‌های پژوهش مورد بحث و بررسی قرار گرفته و بر اساس نتیجه‌گیری به دست آمده، پیشنهاداتی ارائه می‌شود.

مبانی نظری

ابزارهای مشتقه را می‌توان بر حسب نوع دارایی پایه موضوع قرارداد به دو گروه کلی ابزارهای مشتقه کالایی[1] و ابزارهای مشتقه مالی[2] تقسیم بندی نمود. در ابزارهای مشتقه کالایی، دارایی پایه موضوع قرارداد یک کالا و یا شاخصی است که بر حسب کالا تعریف می‌شود. در ابزارهای مشتقه مالی، دارایی پایه شامل ابزارهای مالی، نرخ بهره، نرخ ارز و یا شاخص های مالی است. قراردادهای اختیار معامله یکی از ابزارهای مشتقه مالی است که اختیار خرید یا فروش دارایی پایه موضوع قرارداد را در قیمت ثابت در زمان مشخصی در آینده به دارنده آن می‌دهد. دارنده اختیار معامله را خریدار[3] و طرف مقابل آن که اختیار خرید یا فروش را واگذار کرده، فروشنده [4] اختیار معامله می‌نامند. قراردادهای اختیار معامله به دو نوع اختیار خرید[5] و اختیار فروش[6] تقسیم‌بندی می‌شود. اختیار خرید اختیار معامله‌ای است که به دارنده آن حق خرید یک دارایی را می دهد(هال، ۱۳۹۹).

روش‌های مدل‌سازی سری‌های زمانی بیشترین کاربرد را در مدل‌سازی نوسان دارند. این مدل‌ها امکان توضیح ویژگی خوشه‌ای بودن نوسان را دارند. دو ویژگی مهم داده‌های مالی یعنی نوسانات خوشه‌ای بازده‌ها و دنباله‌های پهن توزیع احتمال آن‌ها توجه بسیاری از تحلیلگران مالی را به خود معطوف داشته است. پدیده نوسانات خوشه‌ای به این موضوع اشاره دارد که نوسان بازده‌ها ثابت نیست و برحسب زمان تغییر می‌کند. اگرچه نوسانات در بازارهای مالی به‌طور مستقیم قابل‌مشاهده نیستند، ولی یافته‌های تجربی حاکی از وجود برخی ویژگی‌ها در آن‌ها است. یکی از مهم‌ترین این ویژگی‌ها، وجود رفتار خوشه‌ای در نوسانات است. در سری‌های زمانی تاکنون مدل‌ها و روش‌های مختلفی برای مدل‌سازی نوسان ارائه‌شده است که ازجمله آن‌ها می‌توان به مدل‌های نوسان اتورگرسیو شرطی اشاره کرد، یکی از مرسوم‌ترین مدل‌های توسعه یافته برای ثبت و تحلیل نوسان خوشه‌ای، مدل واریانس ناهمسان شرطی خود همبسته می‌باشد که به خانواده آرچ[7] معروف شده است. این مدل اولین بار توسط انگل[8] در سال ۱۹۸۲ پیشنهاد گردید. پس از آن، بلرسلو[9] در

1. Commodity Derivatives
2. Financial Derivatives
3. Buyer or Holder
4. Seller or Writer
5. Call
6. Put
7. ARCH
8. Engle
9. Bollerslev

سال ۱۹۸۶ به تعمیم این مدل توسط پرداخت که شامل وقفه در واریانس‌های شرطی بود. قابلیت ویژه‌ای از این دسته از مدل‌های آرچ که برای شناسایی الگوهای نوسان خوشه‌ای تعمیم‌یافته کاربرد دارد، منجر به استفاده گسترده آن برای بررسی بازده بازار سهام در بازارهای توسعه‌یافته و به میزان کمتر برای بازارهای در حال توسعه شده است. مدل‌های واریانس شرطی تاکنون مهم‌ترین و پرکاربردترین روش برای تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی سری‌های زمانی مالی شناخته شده‌اند.

مدل بلک شولز جز اولین مدل‌ها برای تعیین قیمت اختیار است که نوسان محاسبه شده به کمک سری‌های زمانی جهت پیش‌بینی قیمت اختیار در آن به کار می‌رود. اساس مدل بلک شولز بررسی چگونگی حرکت نوسانات قیمت سهام در طول زمان‌های آتی است. فرض اصلی در این مدل این است که قیمت سهام از یک گشت تصادفی پیروی می‌کند و توزیع لگ نرمال را برای تغییرات قیمت سهام در یک دوره زمانی کوتاه در نظر می‌گیرد. در مدل قیمت‌گذاری اختیار بلک شولز، ارزش اختیار یک تابع حرکت براونی است. با توجه به اینکه حرکت براونی بی‌حافظه است و گذشته خود را فراموش می‌کند، می‌توان گفت که مدل بلک شولز با رفتار بازارهای مالی ایده‌آل مطابقت دارد. این مدل توانست بازار قیمت‌گذاری مشتقات را با استفاده از دارایی پایه رونق ببخشد. قیمت دارایی پایه در مدل بلک شولز از معادله دیفرانسیل تصادفی زیر پیروی می‌کند:

$$dS_t = rS_t dt + \sigma S_t dw_t^Q \qquad (۱)$$

در این معادله، S_t قیمت سهم، r نرخ بهره کوتاه‌مدت، σ نوسان و w_t^Q فرایند براونی استاندارد تحت اندازه ریسک خنثی Q است. با توجه به معادله (۱) می‌توان گفت که σ تنها پارامتر غیرقابل مشاهده در این مدل است که می‌توان آن را با استفاده از سوابق تاریخیِ تغییرات قیمت دارایی پایه در زمان‌های $t_0 = ۰, t_1$,..., t_n =t، به‌صورت رابطه (۲) برآورد کرد.

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} ln\left(\frac{S_{t_k}}{S_{t_{k-1}}}\right)^2} \qquad (۲)$$

در مدل بلک شولز نوسان قیمت سهام، ثابت در نظر گرفته شده است، در صورتی که نتایج تجربی غیرثابت بودن نوسان قیمت دارایی‌های پایه را نشان می‌دهد. ایده‌ی نوسان تصادفی، به‌خصوص پس از رکود اقتصادی سال ۱۹۷۸ مورد توجه قرار گرفت و تا قبل از آن زمان مدل بلک شولز، بهترین و کارآمدترین مدل برای قیمت‌گذاری حرکت سهام به شمار می‌آمد.

قیمت اختیار خرید اروپایی تحت مدل بلک شولز به صورت رابطه (۳) است.

$$C=S_0\Phi(d_1)-Ke^{-rT}\Phi(d_2) \qquad (۳)$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left[r + \frac{1}{2}(\sigma^2)\right]T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left[r - \frac{1}{2}(\sigma^2)\right]T}{\sigma\sqrt{T}} = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

و $\Phi(x)$ تابع توزیع تجمعی برای متغیر تصادفی نرمال استاندارد و S_0 قیمت دارایی پایه، K قیمت اعمال، r نرخ بهره بدون ریسک و T زمان سررسید را نشان می دهد.

مدل قیمت‌گذاری بلک شولز در اختیار معاملات یک توصیف ریاضی از بازار مالی و ابزارهای سرمایه‌گذاری مشتقه است. در این مدل نوسان یک تابع، ثابت است که در آن اختیار به دلیل مولفه‌های تصادفی مانند نوسان، واقعاً مخاطره‌آمیز است. مفهوم نوسان غیر ثابت در فرآیندهای گارچ معرفی شد.

پیشینه پژوهش

با توجه به ماهیت نوپای مشتقات اختیار معامله در ایران، تحقیقات محدودی در این زمینه انجام شده است. با این حال، برخی از تحقیقاتی که در زمینه‌های مشابه در خارج و داخل ایران انجام شده است به شرح زیر است:

شراز[1] و همکاران (۲۰۱۴) نوسانات ضمنی در قیمت‌گذاری اختیار معامله تحت مدل بلک شولز را به روش گارچ به صورت تحلیلی بررسی کردند. وانگ[2] و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی قیمت‌گذاری و اتخاذ سیاست‌های ترکیبی قراردادهای اختیار معامله سهام و همچنینT رابطه بین مقیاس پرتفوی سهام و پوشش ریسک در بورس چین پرداخته‌اند. برای این منظور آنها داده‌های روزانه، هفتگی، دو هفته‌ای و ماهانه قیمت سهام را از طریق شبیه سازی مسیرهای نمونه یک حرکت هندسی براونی به دست آوردند. نتایج آنها نشان داد که اتخاذ سیاست‌های ترکیبی نسبت به سیاست‌های ساده و بدون پوشش، موجب کاهش ریسک می‌گردد. پاپانتونیز (۲۰۱۶) به بررسی نوسان قیمت اختیار در قراردادهای اختیار معامله به سبک اروپایی به روش گارچ پرداخته است. آنها سه مدل را با چارچوب دو متغیره خود به دو صورت تخمین زدند: ابتدا با در نظر گرفتن اینکه مؤلفه های احتمال بازده و نوسانات ناهمبسته هستند و دوم اینکه همبستگی همزمان بین آنها را اجازه دادند. کار[3] و همکاران (۲۰۱۶) چارچوب جدیدی را برای قیمت‌گذاری قیمت اختیار در بازار معاملات قراردادهای اختیار بورس اوراق بهادار نیویورک بررسی کرده اند تا ریسک سرمایه گذاران در این بازار در برابر نوسانات قیمت را پوشش دهند. با این مفهوم جدید، می‌توان به طور مستقیم حق بیمه ریسک نوسان موجود در هر قرارداد اختیار معامله را به عنوان تفاوت بین نوسانات ضمنی و مورد انتظار این قرارداد اندازه‌گیری کرد. آن‌ها از اختیارهای موجود در شاخص S&P 500 برای انجام یک تحلیل تجربی بر روی نظریه جدید خود استفاده می‌کنند و از داده‌های هفتگی شامل ۴۰ سری نوسانات ضمنی در ۹۳۰

1. Sheraz
2. Wang
3. Carr

هفته، در مجموع ۳۷۲۰۰ مشاهده نمونه‌برداری کردند. هریس[1] (۲۰۱۸) به بررسی قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار معامله به سبک اروپایی تحت مدل بلک شولز پرداخته است. در این پژوهش صرفاً به بررسی معادلات و روابط ریاضی و پارامترهای قیمت‌گذاری در مدل بلک شولز پرداخته شده است. همچنین، در قیمت‌گذاری اختیار معامله به‌جای توابع چگالی احتمال از توابع احتمال بیزی استفاده گردیده است. پن[2] و همکاران (۲۰۱۹) و ژانگ[3] و ژانگ (۲۰۲۰) از جمله افرادی هستند که از مدل‌های گارچ برای قیمت‌گذاری اختیار خرید استفاده کردند. آنها نشان دادند این مدل‌ها منجر به بهبود عملکرد پیش‌بینی نوسانات و افزایش دقت قیمت‌گذاری خواهند شد. ایلتوزر[4] (۲۰۲۲) عملکرد مدل‌های شبکه عصبی و بلک شولز را در قیمت‌گذاری اختیار خرید با رویکردهای مختلف نوسان را در بورس استانبول در سال ۲۰۲۱ پیش بینی و مقایسه کرد. او در یک تحلیل تجربی از هشت رویکرد مختلف پیش‌بینی نوسان برای مقایسه مدل‌ها استفاده نمود. نتایج نشان داد در زمانی که میزان نوسان کم می‌باشد مدل شبکه عصبی نسبت به بلک شولز بهتر عمل می‌کند در حالی که برای نوسانات بالا مدل بلک شولز عملکرد بهتری دارد.

کیمیاگری و آفریده ثانی (۱۳۸۷) به بررسی قیمت‌گذاری اختیار معامله تحت مدل بلک شولز و درخت دوتایی پرداخته‌اند. برای این منظور از تعدادی از سهم‌های بازار بورس اوراق بهادار به عنوان سهم‌های نمونه استفاده کردند و با محاسبه نوسان این سهم‌ها به مدل‌بندی آنها پرداخته شد. تحلیل مدل‌ها در پژوهش نشان می‌دهد که مدل بلک شولز مدلی مناسب، جهت قیمت‌گذاری اختیار معامله سهم‌های با نوسان پایین و مدل درخت دوتایی، مدلی مناسب جهت قیمت‌گذاری سهم‌ها با نوسان بالا می‌باشد. نیسی و همکاران (۱۳۹۵) پس از بررسی مزایا و معایب مدل هستون کلاسیک به این نتیجه رسیدند که مدل هستون توانایی پوشش تلاطم ضمنی بازارهای مالی در سررسیدهای کوتاه‌مدت را ندارد. بنابراین، با افزودن یک واریانس فرآیند اضافی به دینامیک دارایی پایه، به مدلی به نام هستون مضاعف رسیدند. باغستانی و همکاران (۱۳۹۷) به مطالعه و تعیین قیمت قرارداد اختیار معامله آسیایی پرداختند که از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای تعیین قیمت اختیار استفاده نمودند. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که اختیار آسیایی نسبت به اختیار معامله اروپایی ساده (مدل بلک شولز) ارزان‌تر می‌باشد. همچنین اثر تغییر در متغیرهایی همچون قیمت جاری دارایی، نرخ بهره بدون ریسک و نوسان قیمت دارایی بر قیمت اختیار معامله مثبت ارزیابی گردید. ابوالی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با تمرکز بر معادله شرودینگر شکل اصلی بلک شولز و حل این معادله با روشی متفاوت و جدید برای اثبات و بهبود معادله بلک شولز اجرا کردند. سپس امکان ارتقای معادله بلک شولز با این روش را بررسی و معادله جدیدی را برای قیمت‌گذاری اختیار معامله ارائه و آزمایش کردند. در این پژوهش از اطلاعات ۵۰ اختیار معاملاتی سکه طلا از فرابورس ایران در دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ برای آزمون مدل استفاده شد. افزایش دقت قیمت‌گذاری معاملات اختیار با استفاده از معادله ارائه شده به

1. Harris
2. Pan
3. Zhang
4. İltüzer

ویژه برای معاملات با قیمت بالا، بررسی راه حل منطقی به روش جدید، امکان مقایسه خروجی با حل عددی و نوآوری فرمول نهایی اختیار بر حسب توابع چند جمله ای لاگر از نتایج تحقیقات آنهاست. امیری (۱۳۹۹) قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار معامله سکه طلا با روش‌های مختلف از جمله مدل بلک‌شولز را بررسی نمود و با برآورد نوسان قیمت سکه در بازار به روش گارچ، به مقایسه قیمت‌های تئوریک اختیار معاملات بر اساس مدل‌های مختلف پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که مقایسه قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار معامله فروش حاکی است که در سطوح مختلف قیمت اعمال، در تمام روزهای سرمایه‌گذاری قیمت تئوریک اختیار معامله فروش بر اساس مدل بلک شولز کمتر از قیمت تئوریک اختیار معامله خرید بر اساس مدل دوجمله‌ای است. بهرادمهر و طهماسبی (۱۴۰۱) نیز قیمت‌گذاری اختیار معامله سکه طلا در بازار بورس کالای ایران از تاریخ ۱۳۹۵/۱۲/۱۶ تا ۱۳۹۶/۴/۱ را مورد مطالعه قرار دادند و از دو روش واریانس ناهمسانی و روش آماری برای محاسبه نوسانات بازده سکه طلا استفاده کردند. آنها از داده‌های شش قرارداد اختیار معامله سکه طلا در بازار بورس کالای ایران استفاده نمودند و نتایج نشان داد از هردو روش بلک شولز و برابری خرید و فروش، به سرمایه‌گذاران خرید اختیار خرید را توصیه می‌کنند.

روش شناسی پژوهش

فرآیند مدل‌سازی پژوهش حاضر مبتنی بر ۲ بخش اصلی است. بخش اول، ارائه مدل‌های سری زمانی شامل مدل ARCH، GARCH، TGARCH و EGARCH است و بخش دوم، شامل معرفی مدل تعمیم یافته بلک شولز می‌باشد.

- **مدل‌های سری زمانی**

اولین نمونه از مدل‌های آرچ مدل ARCH(q)، تابعی از توان دوم وقفه‌های پسماندها است. در مدل GARCH(p,q)، معادله واریانس شرطی علاوه بر توان دوم وقفه‌های پسماندها، به p وقفه گذشته واریانس‌های تحقق‌یافته نیز وابسته است مدل گارچ[1] نسبت به مدل‌های ARCH در عمل تعداد وقفه کوچک‌تری دارند مدل GARCH(p,q) به‌صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۴)$$

که در آن $a_t = \sigma_t \varepsilon_t$، $\{\varepsilon_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی iid با میانگین صفر و واریانس ۱، ω واریانس بلندمدت، α_i اثرات آرچ، β_j اثرات گارچ هستند که طبق شرایط زیر می‌باشند:

$$\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_j) < 1 \; \alpha_i \geq 0, \; \beta_j \geq 0 \; , \; , \omega > 0$$

مدل GARCH(۱،۱) معمول‌ترین ساختار مورد استفاده برای بسیاری ازسری‌های زمانی مالی است(تسای[2]، ۲۰۰۵).

1. GARCH
2. Tsay

مدل دیگری که اثرات نامتقارن شو کها بر واریانس شرطی را بررسی می کند مدل گارچ آستانه[1] که توسط زاکوئیان[2] (۱۹۹۴) و گلوستن[3] و همکاران (۱۹۹۹) ارائه شده است. طبق این مدل ، اگر نوسانات منفی شوک بیشتری نسبت به نوسانات مثبت به قیمت وارد کنند در این صو رت، مدل سازی نوسانات با این مدل مناسب خواهد بود. ساختار یک مدل (۱،۱)TGARCH را می‌توان به صورت زیر نشا ن داد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \qquad (۵)$$

که در آن ضریب γ اثرات نامتقارن شوک‌ها را اندازه می‌گیرد و d_{t-1} مقدار یک را برای مقادیر $\varepsilon_t < 0$ و مقدار صفر برای سایر مقادیر ε_t اختیار می کند. در این مدل تاثیر اخبار خوب برابر با α_1 و تاثیر اخبار بد به میزان $\alpha_1 + \gamma$ است. اگر $\gamma > 0$ باشد در این صورت می توان گفت که اثر اهرمی وجود دارد.

اثرات اهرمی را با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی نمایی[4] می‌توان مدل‌سازی کرد. مفهوم اثرات اهرمی پیشنهاد شده توسط بلک (۱۹۷۶) و فرنچ و همکاران (۱۹۸۷) همبستگی منفی بین تغییرات در قیمت یک دارایی با تغییرات نوسان آن دارایی را نشان می‌دهد (بلک[5]، ۱۹۷۶ و آنجلیدیس[6] و همکاران، ۲۰۰۴). در این مدل هیچ گونه محدودیتی روی علامت ضرایب وجود ندارد، چون در مدل σ_t^2 به صورت لگاریتمی وارد شده است. بنابراین، حتی اگر پارامترها منفی هم باشند، مثبت خواهد شد. بنابراین دیگر نیازی اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود نیست. دوم اینکه در مدل فوق می‌توان عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی ثباتی را در نظر گرفت. ساختار مدل (۱،۱) *EGARCH* ارائه شده توسط نلسون[7] (۱۹۹۱) به صورت زیر می‌باشد:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha_1 \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \qquad (۶)$$

اگر ضریب γ مخالف صفر باشد نشان دهنده وجود اثرات نامتقارن شوک‌ها بر نوسانات و اگر این ضریب مثبت باشد شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی با اندازه یکسان، تاثیر بیشتری برنوسانات شرطی دارند. لذا وجود اثرات اهرمی را می‌توان با فرض $\gamma < 0$ آزمون کرد.

- **مدل تعمیم یافته بلک شولز**

یک توسیع از مدل بلک شولز با نوسانات گارچ توسط گانگ[8] و همکاران (۲۰۱۰) معرفی شد و در ادامه توسط شراز و پریدا (۲۰۱۴) به کار گرفته شد. در ادامه، مدل توسعه یافته بلک شولز تحت نوسان گارچ با $\sigma = \theta_t$ ارائه شده است.

1. TGARCH
2. Zakoian
3. Glosten
4. EGARCH
5. Black
6. Angelidis
7. Nelson
8. Gong

$$dS_t = r\,S_t dt + \theta_t S_t dw_t \quad (۷)$$

$$y_t = \log\frac{S_t}{S_{t-1}} - E[\log\frac{S_t}{S_{t-1}}] = \theta_t Z_t$$

$$\theta_t^2 = \omega + \alpha y_{t-1}^2 + \beta\theta_{t-1}^2$$

که در آن Z_t توزیع نرمال استاندارد، S_0 قیمت دارایی پایه، K قیمت اعمال، r نرخ بهره بدون ریسک و T زمان سررسید، ω واریانس بلندمدت، α اثرات آرچ، β اثرات گارچ را نشان می دهد. فرآیند نوسان θ_t برای قیمت اختیار خرید به صورت زیر است:

$$C(S,T) = e^{-rT}E[\{S_T - K\}_+] \quad (۸)$$

$$= e^{-rT}E_{\theta_t}[E[\{S_T - K\}_+]] \quad = SE_{\theta_t}[f(E_{\theta_t})] - Ke^{-rT}E_{\theta_t}[g(E_{\theta_t})]$$

$$f(\theta_t)) = \Phi\left(\frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + rT + \frac{1}{2}\theta_t^2}{\theta_t}\right)$$

$$g(\theta_t) = \Phi\left(\frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + rT + \frac{1}{2}\theta_t^2}{\theta_t} - \theta_t\right)$$

که در آن $\{S_T - K\}_+ = max[\{S_T - K\},0]$ و θ_t فرآیند گارچ مانا با میانگین μ_θ ، واریانس σ_θ^2، چولگی γ^θ و کشیدگی $\kappa^{(\theta)}$ است.

قضیه ۱. قیمت اختیار خرید تحت مدل گارچ استاندارد است که به صورت زیر است:

$$C(S,T) = SE_{\theta_t}[f(\theta_t)] - Ke^{-rT}E_{\theta_t}[g(\theta_t)]$$

$$= S(f[E(\theta_t^2)] + \frac{1}{2}f''[E(\theta_t^2)][E(\theta_t^2) + E^2(\theta_t)]^2(\kappa^{(\theta)} + 4E^2(\theta_t) - 1)$$
$$- Ke^{-rT}(g[E(\theta_t^2)] + \frac{1}{2}g''[E(\theta_t^2)][E(\theta_t^2) + E^2(\theta_t)]^2(\kappa^{(\theta)} + 4E^2(\theta_t) - 1)$$

که کشیدگی از فرآیند نوسان به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\kappa^{(\theta)} = \frac{E[\theta_t - E(\theta_t)]^4}{E^2[\theta_t - E(\theta_t)]^2}$$

و

$$f(E(\theta_t^2)) = \Phi\left(\frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + rT + \frac{1}{2}E(\theta_t^2)}{\sqrt{E(\theta_t^2)}}\right)$$

و

$$g(E(\theta_t^2)) = \Phi\left(\frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + rT - \frac{1}{2}\theta_t^2}{\sqrt{E(\theta_t{}^2)}}\right)$$

اثبات. برای اثبات به گانگ و همکاران (۲۰۱۰) مراجعه شود.

قضیه ۲. تخمین مقدار $E(\theta_t{}^2)$ و $\kappa^{(y)}$ تحت گارچ نرمال به صورت زیر است:

$$E(\theta_t{}^2) = \frac{\omega}{1-\sum_{i=1}^{p}\alpha_i-\sum_{j=1}^{q}\beta_j}$$

$$\kappa^{(y)} = \frac{3}{1-2\sum_{j=1}^{\infty}\psi_j^2}$$

که ψ_j از رابطه $\psi(B)\phi(B) = \beta(B)$ با استفاده از روابط زیر به دست می‌آید:

$$\psi(B) = 1 + \sum_{i=1}^{\infty}\psi_j B^j$$

$$\phi(B) = 1 - \sum_{i=1}^{p}\alpha_i B^i - \sum_{j=1}^{q}\beta_j B^j$$

$$\beta(B) = 1 - \sum_{j=1}^{q}\beta_j B^j$$

که B عملگر برگشتی است و به صورت $y_{t-1} = By_t$ تعریف می‌شود.

اثبات. برای اثبات به گانگ و همکاران (۲۰۱۰) مراجعه نمایید.

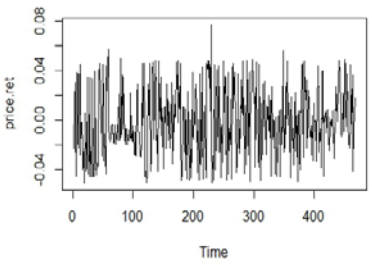
با توجه به قضیه ۲، $E(\theta_t{}^2)$ و $\kappa^{(y)}$ برای گارچ (۱و۱) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$E(\theta_t{}^2) = \frac{\omega}{1-\alpha-\beta}$$

$$\kappa^{(y)} = \frac{3}{1-\frac{2\alpha^2}{1-(\alpha+\beta)^2}}.$$

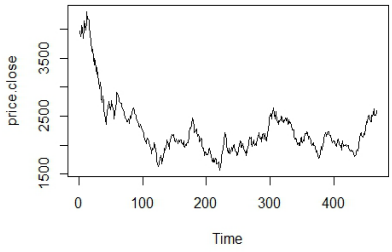
یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، با توجه به قیمت پایانی سهام ایران‌خودرو در بازار بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۹/۹/۱ تا ۱۴۰۱/۹/۲۳، قیمت اختیار خرید اروپایی تحت مدل توسعه یافته بلک شولز محاسبه و در نهایت با قیمت بازار مقایسه می‌شود. لازم به ذکر است برای محاسبه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار R نسخه ۱-۳-۴ استفاده شده است. سری زمانی متناظر با مقادیر روزانه قیمت سهام ایران‌خودرو و بازدهی آن در شکل ۱ و ۲ نشان داده شده است.



شکل ۲. بازدهی سهم ایران‌خودرو

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۲. بازدهی سهم ایران‌خودرو

منبع: یافته‌های پژوهش

نظر به اینکه عملکرد مدل‌های مختلف سری زمانی، با توجه به داده‌های مختلف می‌تواند تحت تأثیر قرار گیرد، پیش از انجام هر اقدامی، به بررسی آماره‌های توصیفی متغیرها در جدول ۱ پرداخته می‌شود. بر اساس نتایج ارائه‌شده جدول ۱ میانگین بازده سهام عددی منفی و بسیار نزدیک به صفر است. همچنین این متغیر دارای چولگی مثبت می‌باشد که نشان‌دهنده آن است که بازده مثبت محتمل‌تر از بازده منفی می‌باشد. ضریب کشیدگی نشان‌دهنده کشیدگی نسبت به توزیع نرمال است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی بازده سهم ایران‌خودرو

آماره توصیفی	چولگی	کشیدگی	ابر چولگی	میانگین	انحراف معیار
بازده	۰/۱۵۳۹۸	۲/۲۸۵۶۳	۰/۸۳۷۹۴	-۰/۰۰۰۹۱	۰/۰۲۷۲۲

منبع : یافته‌های پژوهش

در این راستا فرض نرمال بودن توزیع سری بازده روزانه سهم ایران‌خودرو با آزمون‌های جاک– برا[1] و شاپیرو – ویلک[2] بررسی گردید که با توجه به P-مقدار کمتر از ۰/۰۵ این فرض رد می‌شود. در ادامه قبل از مدل‌سازی برای جلوگیری از انجام رگرسیون‌های کاذب، مانایی سری بازده توسط دو نوع آزمون مانایی دیکی– فولر تعمیم‌یافته[3] و کواتکویسکی فیلپس- اشمیت - شین[4] مورد بررسی قرارگرفته است و مانایی سری بازده تایید شد. همچنین می‌توان از طریق آزمون آماره لیانگ -باکس[5] به بررسی ضرورت مدل کردن معادله میانگین و نیز وجود نوسانات خوشه‌ای در داده‌ها پرداخت.

1. Jarque-Bera test
2. Shapiro-Wilk test
3. Augmented Dickey–Fuller test
4. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) tests
5. Ljung–Box

جدول ۲. نتایج آزمون آماره لیانگ -باکس

	بازده	مجذور بازده
آماره لیانگ -باکس	۰/۰۰۷۷۵p-value =	p-value =۰
	باقی مانده بازده	مجذور باقی مانده بازده
	۰/۵۰۶۷p-value =	p-value =۰/۰۰۰۱۵

منبع : یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۲ دیده می‌شود که همبستگی سریالی بین داده‌ها در بازده تایید می‌شود و بیان می‌کند که مدل کردن معادله میانگین لازم است. همچنین، همبستگی سریالی بین داده‌ها در مجذورباقی مانده بازده تایید می‌شود. به عبارت دیگر، پدیده نوسانات خوشه‌ای درداده‌های مربوط به بازدهی روزانه مشاهده می‌شود و می‌توان از مدل‌های گارچ برای تخمین نوسان استفاده کرد. همچنین، وجود همبستگی سریالی بین داده‌ها در باقی مانده‌های بازده رد می‌شود ولی همبستگی سریالی بین داده‌ها در مجذور باقی مانده‌های رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، پدیده نوسانات خوشه‌ای در داده‌های مربوط به بازدهی روزانه مشاهده می‌شود و ضرورت استفاده از مدل‌های با نوسانات تصادفی قوت می گیرد. درادامه به انتخاب مدل مناسب میانگین پرداخته می‌شود. با توجه به اینکه تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی در تعیین مرتبه یک مدل ARIMA زیاد مفید نیستند، با استفاده از تابع خودهمبستگی بسط یافته[1] (EACF)، مدل‌های زیر انتخاب شده‌اند.

جدول ۳. آزمون انتخاب مدل

مدل	معیار آکائیک(AIC)	معیار بیزین(BIC)
ARIMA(۰,۰,۱)	-۲۰۵۵/۷۵۷	-۲۰۴۳/۳۱۸
ARIMA(۰,۰,۲)	-۲۰۵۹/۸۷۱	-۲۰۴۳/۲۸۵
ARIMA(۱,۰,۱)	-۲۰۶۰/۴۴۷	-۲۰۴۳/۸۶۱
ARIMA(۳,۰,۱)	-۲۰۶۰/۲۴۵	-۲۰۳۵/۳۶۷
ARIMA(۱,۰,۲)	-۲۰۵۸/۷۷۳	-۲۰۳۸/۰۴۱
ARIMA(۲,۰,۲)	-۲۰۵۸/۸۸۸	-۲۰۳۴/۰۱۰

منبع : یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۳ دیده می‌شود مدل ARIMA(۱,۰,۱) ، مقادیر آکائیک و بیزین کوچکتری دارد، لذا نسبت به مدل‌های دیگر بهتر است.

بنابراین، مدل ARIMA(۱,۰,۱) برای سری بازده با میانگین صفر به صورت زیر می‌باشد.

$$y_t = -0.3742\, y_{t-1} - 0.6002\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t,\ \hat{\sigma} = 0.02648 \qquad (۹)$$

1. Extended Auto Correlation Function

پس از آنکه اثرات آرچ مورد تأیید قرار گرفت و آزمون واریانس ناهمسانی روی داده‌ها دال بر وجود یک همبستگی قابل‌توجه از مربع نوسانات انجام گرفت، نوبت به تخمین پارامترهای مدل GARCH می‌رسد. مدل GARCH(۱،۱) یک کاندید مناسب برای مدل‌سازی واریانس شرطی است. برای این منظور از یک برآورد توام مدل GARCH(۱،۱)-ARMA(۱,۱) استفاده می‌شود که φ_1 و θ_1 ضرایب مدل ARMA(۱,۱) هستند. تخمین پارامترهای مدل‌ها در جدول ۴ ارائه می‌شوند.

جدول۴. برآورد توام پارامترهای مدل‌های GARCH

پارامتر	مدل	EGARCH(1,1)	TGARCH(1,1)	SGARCH(1,1)
φ_1	مقدار	-۰/۳۸۶۳۷۸	-۰/۳۹۷۳۴۳	-۰/۴۰۱۶۵۹
	خطا	۰/۰۷۱۹۸۸	۰/۱۲۹۱۳۲	۰/۱۲۹۸۵۲
θ_1	مقدار	۰/۶۰۰۶۷۹	۰/۶۱۰۳۳۵	۰/۶۱۴۳۴۲
	خطا	۰/۰۶۲۳۷۱	۰/۱۰۸۹۶۶	۰/۱۰۹۴۵۴
ω	مقدار	-۰/۳۲۵۷۷۸	۰/۰۰۰۰۲۵	۰/۰۰۰۰۳۳
	خطا	۰/۰۲۲۱۸۲	۰/۰۰۰۰۲۰	۰/۰۰۰۰۲۸
α_1	مقدار	-۰/۰۱۶۵۳۶	۰/۰۲۳۹۰۹	۰/۰۵۱۸۲۱
	خطا	۰/۰۲۴۴۶۱	۰/۰۲۹۴۰۹	۰/۰۲۸۶۱۱
β_1	مقدار	۰/۹۵۵۶۴۹	۰/۹۱۹۸۸۳	۰/۹۰۱۱۴۵
	خطا	۰/۰۰۳۰۶۹	۰/۰۴۶۲۳۹	۰/۰۵۸۵۲۹
γ_1	مقدار	۰/۰۸۹۳۴۸	۰/۰۴۱۰۰۸	-
	خطا	۰/۰۳۰۶۳۹	۰/۰۳۴۰۸۹	-

منبع : یافته‌های پژوهش

برای بازبینی مدل‌ها، مقادیر آماره‌های لیانگ-باکس در وقفه‌های ۱۰ و ۲۵ برای فرآیند باقیمانده‌های استانداردشده و مجذور باقیمانده‌های استانداردشده در جدول ۵ ارائه شده است. لازم به ذکر است که عدد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح معنی‌داری است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که هیچ‌گونه همبستگی سریالی در باقیمانده‌های استاندارد شده مدل برازش شده وجود ندارد. پس مدل تخمین زده شده مناسب می‌باشد.

جدول۵. نتایج آزمون آماره لیانگ -باکس

فرآیند / مدل	EGARCH(1,1)	TGARCH(1,1)	SGARCH(1,1)
	(۰/۸۳۰۷)	(۰/۸۴۳۶)	(۰/۸۱۴۷)
باقیمانده‌های استانداردشده	Q(۱۰)=۵/۸۱۳۲	Q(۱۰)=۵/۶۵۲۳	Q(۱۰)=۶/۰۰۶۱
	(۰/۶۶۵۹)	(۰/۷۰۷۸)	(۰/۶۷۷۸)
	Q(۲۵)=۲۱/۴۷۳	Q(۲۵)=۲۰/۷۲۵	Q(۲۵)=۲۱/۲۶۴
	(۰/۵۲۸۹)	(۰/۵۷۱)	(۰/۵۱۲)
مجذور باقیمانده‌های استانداردشده	Q(۱۰)=۹/۰۳۳۷	Q(۱۰)=۸/۵۹۴۳	Q(۱۰)=۹/۲۱۲۸
	(۰/۵۶۹۷)	(۰/۶۰۵۷)	(۰/۶۳۰۳)
	Q(۲۵)=۲۳/۱۳۵	Q(۲۵)=۲۲/۵۱۷	Q(۲۵)=۲۲/۰۹۴

منبع : یافته‌های پژوهش

با توجه به این‌که هدف پژوهش محاسبه قیمت اختیار خرید اروپایی تحت مدل بلک‌شولز توسعه‌یافته با نوسانات مختلف است در جدول ۶ نوسان محاسبه شده تحت داده‌های تاریخی و همچنین، براساس معادله نوسانات، نوسان غیرشرطی مدل‌های گارچ استاندارد، گارچ آستانه و گارچ نمایی ارائه شده است. طبق نتایج به دست آمده نوسان محاسبه شده تحت گارچ نمایی، کمترین مقدار و برای تاریخی بیشترین مقدار است.

جدول۶. نوسان تاریخی و نوسان غیرشرطی مدل‌های گارچ

گارچ نمایی	گارچ آستانه	گارچ استاندارد	تاریخی
۰/۰۲۰۹۱۰۰۸	۰/۰۲۶۴۸۷۳۴	۰/۰۲۶۳۸۶۶۴	۰/۰۲۷۲۲۰۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

قیمت اختیار خرید اروپایی و خطای آن تحت مدل بلک‌شولز با نوسان تاریخی و گارچ استاندارد در جدول ۷ و با نوسان گارچ آستانه و نمایی در جدول ۸ ارائه شده است. لازم به ذکر است که قیمت و خطای محاسبه شده در سه بازه زمانی کوتاه‌مدت (۳۴ روز)، میان مدت (۴۶ روز) و بلندمدت (۹۴ روز) با سه قیمت اعمال متفاوت و تحت دو حالت حل تحلیلی و شبیه‌سازی مونت کارلو به دست آمده است. بر اساس چهار نوسان در نظر گرفته شده با مقایسه روش‌های تحلیلی و مونت‌کارلو مشاهده می‌شود که روش مونت‌کارلو خطای کمتری را نشان می‌دهد. همچنین، می‌توان دید که در بازه زمانی کوتاه‌مدت نسبت به بازه زمانی بلندمدت، مقدار خطای قیمت‌گذاری در هر دو روش تحلیلی و مونت‌کارلو کمتر است. طبق نتایج به دست آمده در بازه زمانی کوتاه‌مدت و با قیمت اعمال ۱۴۰۰، هر چهار نوسان در نظر گرفته شده منجر به قیمت اختیار خرید یکسان شده است و در میان‌مدت با قیمت اعمال ۲۰۰۰، گارچ استاندارد قیمت نزدیک‌تر به قیمت واقعی را نشان می‌دهد. در بلندمدت با قیمت اعمال ۲۰۰۰، نوسان تاریخی نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. با مقایسه سه بازه زمانی در نظر گرفته شده و در قیمت اعمال ۲۶۰۰ دیده می‌شود که قیمت به دست آمده با نوسان تاریخی به قیمت واقعی نزدیک‌تر است.

جدول ۷. قیمت اختیار خرید اروپایی و خطای آن تحت مدل بلک‌شولز با نوسان تاریخی و گارچ استاندارد

مونت کارلو بلک شولز با نوسان گارچ استاندارد		بلک شولز با نوسان گارچ استاندارد		مونت کارلو بلک شولز با نوسان تاریخی		بلک شولز با نوسان تاریخی		قیمت بازار	قیمت اعمال	قیمت سهم	تاریخ اعمال
درصد خطا	قیمت	درصد خطا	قیمت	درصد خطا	قیمت	درصد خطا	قیمت				
۰/۷۵	۱۲۲۵/۶	۰/۷۶	۱۲۲۵/۵	۰/۷۵	۱۲۲۵/۶۲	۰/۷۶	۱۲۲۵/۵۹	۱۲۳۵	۱۴۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۴۳/۶۰	۱۸۶/۱۰	۵۸/۴۷	۱۳۷/۰۲	۴۲/۱۱	۱۹۱/۰۳	۴۲/۱۶	۱۹۰/۸۷	۳۳۰	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۵۰/۰۰	۱۰۲/۴۹	۷۶/۰۱	۴۹/۱۶	۴۷/۶۲	۱۰۷/۳۶	۴۷/۶۸	۱۰۷/۲۴	۲۰۵	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۱۲/۶۸	۶۶۵/۳۱	۱۰/۸۰	۶۷۹/۶۶	۱۲/۵۰	۶۶۶/۷۰	۱۲/۵۱	۶۶۶/۶۳	۷۶۲	۲۰۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۳۸/۶۲	۲۲۲/۸۰	۵۸/۵۷	۱۵۰/۳۷	۳۷/۰۵	۲۲۸/۴۸	۳۷/۱۱	۲۲۸/۲۹	۳۶۳	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۵۳/۲۱	۱۳۶/۱۵	۷۹/۹۰	۵۸/۴۸	۵۱/۲۲	۱۴۱/۹۴	۵۱/۲۷	۱۴۱/۷۸	۲۹۱	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۱۶/۷۹	۷۴۸/۸۳	۱۸/۴۴	۷۳۳/۹۹	۱۶/۴۳	۷۵۲/۰۴	۱۶/۴۵	۷۵۱/۹۰	۹۰۰	۲۰۰۰	۲۵۹۲	۹۴
۳۱/۸۳	۳۴۴/۲۵	۵۷/۳۳	۲۱۵/۴۵	۳۰/۲۸	۳۵۲/۰۵	۳۰/۳۴	۳۵۱/۷۷	۵۰۵	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۹۴
۳۸/۴۰	۲۵۲/۵۳	۷۶/۵۴	۹۶/۱۸	۳۶/۳۷	۲۶۰/۸۷	۳۶/۴۳	۲۶۰/۵۹	۴۱۰	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۹۴

منبع : یافته‌های پژوهش

جدول ۸. قیمت اختیار خرید اروپایی و خطای آن تحت مدل بلک‌شولز با نوسان گارچ آستانه و نمایی

مونت کارلو بلک شولز با نوسان گارچ نمایی		بلک شولز با نوسان گارچ نمایی		مونت کارلو بلک شولز با نوسان گارچ آستانه		بلک شولز با نوسان گارچ آستانه		قیمت بازار	قیمت اعمال	قیمت سهم	تاریخ اعمال
درصد خطا	قیمت	درصد خطا	قیمت	درصد خطا	قیمت	درصد خطا	قیمت				
۰/۷۶	۱۲۲۵/۶۱	۰/۷۶	۱۲۲۵/۵۹	۰/۷۵	۱۲۲۵/۶۲	۰/۷۶	۱۲۲۵/۵۹	۱۲۳۵	۱۴۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۵۳/۳۷	۱۵۳/۸۶	۵۹/۳۳	۱۳۴/۱۹	۴۳/۴۲	۱۸۶/۷۰	۵۸/۴۴	۱۳۷/۱۴	۳۳۰	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۶۵/۳۳	۷۱/۰۶	۷۴/۶۸	۵۱/۹۰	۴۹/۷۱	۱۰۳/۰۸	۷۳/۵۴	۵۴/۲۴	۲۰۵	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۱۳/۵۲	۶۵۸/۹۷	۱۳/۵۶	۶۵۸/۶۵	۱۲/۶۶	۶۶۵/۴۷	۱۳/۲۹	۶۶۰/۷۱	۷۶۲	۲۰۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۴۸/۸۴	۱۸۵/۶۹	۵۹/۵۵	۱۴۶/۸۱	۳۸/۴۳	۲۲۳/۴۹	۵۸/۷۴	۱۴۹/۷۴	۳۶۳	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۶۶/۱۶	۹۸/۴۵	۷۹/۶۸	۵۹/۱۱	۵۲/۹۷	۱۳۶/۸۵	۷۸/۷۹	۶۱/۷۰	۲۹۱	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۱۸/۶۶	۷۳۲/۰۵	۱۹/۶۸	۷۲۲/۸۴	۱۶/۷۵	۷۴۹/۲۱	۱۹/۵۶	۷۲۳/۹۷	۹۰۰	۲۰۰۰	۲۵۹۲	۹۴
۴۱/۹۰	۲۹۳/۴۰	۵۹/۷۰	۲۰۳/۵۱	۳۱/۶۴	۳۴۵/۱۹	۵۹/۰۷	۲۰۶/۶۸	۵۰۵	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۹۴
۵۱/۷۷	۱۹۷/۷۰	۷۷/۱۲	۹۳/۷۸	۳۸/۱۶	۲۵۳/۵۴	۷۶/۳۹	۹۶/۷۸	۴۱۰	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۹۴

منبع : یافته‌های پژوهش

ارزش در معرض خطر شرطی برای قیمت اختیار خرید تحت مقادیر مختلف نوسان در جدول ۹ نشان داده شده است. همان طور که مشاهده می‌شود مقادیر ارزش در معرض خطر شرطی در حالت‌های یک درصد و پنج درصد بسیار نزدیک به هم هستند و می‌توان نتیجه گرفت مقادیر ارزش در معرض خطر بسیار نزدیک به ارزش در معرض خطر شرطی می‌باشد. نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد در بازه زمانی کوتاه و میان‌مدت گارچ نمایی بیشترین مقدار ارزش در معرض خطر شرطی را دارد در حالی که در بلندمدت با قیمت اعمال ۲۰۰۰، گارچ استاندارد بیشترین مقدار ارزش در معرض خطر شرطی را به خود اختصاص داده است. در حالی که در همه بازه‌های زمانی ارزش در معرض خطر شرطی برای نوسان تاریخی کمترین را دارد و می‌توان نتیجه گرفت استفاده از نوسان تاریخی در قیمت اختیار ریسک واقعی‌تری را ارائه داده است.

جدول۹. ارزش در معرض خطر شرطی برای قیمت اختیار خرید تحت مقادیر مختلف نوسان

ارزش در معرض خطر شرطی گارچ نمایی		ارزش در معرض خطر شرطی گارچ آستانه		ارزش در معرض خطر شرطی گارچ استاندارد		ارزش در معرض خطر شرطی تاریخی		قیمت بازار	قیمت اعمال	قیمت سهم	تاریخ اعمال
۵ درصد	۱ درصد	۵ درصد	۱ درصد	۵ درصد	۱ درصد	۵ درصد	۱ درصد				
۱۲۰۶/۴۲	۱۲۰۶/۳۹	۱۱۹۴/۹	۱۱۹۴/۸۶	۱۱۹۵/۱۳	۱۱۹۵/۰۹	۱۱۹۳/۱۸	۱۱۹۳/۱۴	۱۲۳۵	۱۴۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۳۵/۲۱	۳۵/۱۸	۲۳/۷۰	۲۳/۶۵	۲۳/۹۲	۲۳/۸۸	۲۲/۰۹	۲۱/۹۳	۳۳۰	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲۰۵	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۳۴
۶۳۰/۷۴	۶۳۰/۷۱	۶۱۵/۲۱	۶۱۵/۱۵	۶۱۵/۵۲	۶۱۵/۴۷	۶۱۲/۹۰	۶۱۲/۸۴	۷۶۲	۲۰۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۵۰/۱۳	۵۰/۱۰	۳۴/۶۰	۳۴/۵۵	۳۴/۹۱	۳۴/۸۶	۳۲/۲۹	۳۲/۲۴	۳۶۳	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲۹۱	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۴۶
۶۶۹/۲۲	۶۶۹/۱۵	۶۳۷/۹	۶۳۷/۸۰	۷۱۸/۶۰	۷۱۸/۵۹	۶۳۳/۵۰	۶۳۳/۱۶	۹۰۰	۲۰۰۰	۲۵۹۲	۹۴
۱۰۸/۱۸	۱۰۸/۱۲	۷۶/۸۷	۷۶/۷۶۸	۷۷/۴۹	۷۷/۳۹	۷۲/۲۳	۷۲/۱۲	۵۰۵	۲۶۰۰	۲۵۹۲	۹۴
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۴۱۰	۲۸۰۰	۲۵۹۲	۹۴

منبع : یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

با توجه به نقش اساسی بازارهای مالی در توسعه اقتصادی هر کشور، بررسی دقیق این بازارها از جنبه‌های مختلف ضروری به نظر می‌رسد. اختیار معامله، یکی از ابزارهای معامله‌ای است که به منظور کاهش ریسک به بازارهای مالی معرفی شده است. در این راستا، استفاده از مدل بلک شولز برای قیمت‌گذاری طیف وسیعی از قراردادهای اختیار معامله مرسوم است. در این مدل ثابت بودن نوسان بازده‌ها یک فرض اساسی است.

در این پژوهش به توسیع مدل بلک شولز تحت نوسانات گارچ پرداخته شده است. برای این منظور، از داده‌های ایران‌خودرو در بازه ۹/۱/ ۱۳۹۹ تا ۹/۲۳/ ۱۴۰۱ استفاده شد. درمجموع پژوهش‌های داخلی محدودی در خصوص قیمت‌گذاری اختیار معامله اروپایی صورت پذیرفته است و پژوهش‌های موجود متمرکز بر روی یکی از مدل‌های بلک‌شولز یا هستون می‌باشند. به‌عنوان نمونه نیسی و همکاران (۱۳۹۵) با افزودن فرایند واریانسِ افزون به دینامیک دارایی پایه، به مدل هستون مضاعف دست یافتند که نوسان در این مدل از روش گارچ محاسبه نشده است و یا باغستانی و همکاران (۱۳۹۷) از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای تعیین قیمت اختیار استفاده نمودند که در این پژوهش نیز نوسان ثابت در نظر گرفته شده است. ابوالی و همکاران (۱۳۹۸) نیز با ثابت در نظر گرفتن نوسان معادله‌ای جدید برای قیمت‌گذاری اختیار معامله ارائه و آزمون نمودند. اگر چه امیری (۱۳۹۹) و بهرادمهر و طهماسبی (۱۴۰۱) به قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار معامله در مدل بلک‌شولز با برآورد نوسان در بازار به روش گارچ پرداختند اما به مقایسه قیمت اختیار در روش‌های مختلف پرداخته نشده است و ضمن اینکه ریسک قیمت اختیار (ارزش در معرض خطر شرطی) در هیچ یک از پژوهش‌های داخلی تعیین نشده است. در پژوهش‌های خارجی نیز شراز و همکاران (۲۰۱۴) فقط به قیمت‌گذاری اختیار خرید به روش گارچ استاندارد پرداختند. در حالی که در پژوهش حاضر به عملکرد مدل‌های بلک شولز در قیمت‌گذاری اختیار خرید با رویکردهای مختلف نوسان تحت داده‌های تاریخی و مدل‌های گارچ پرداخته شده است و نتایج با هم مقایسه گردیده است. از آنجایی که نوسان، پارامتر کلیدی در قیمت‌گذاری اختیار است، نوسان تاریخی، گارچ استاندارد، گارچ نمایی و گارچ آستانه، برای تعیین بهترین رویکرد نوسان برای قیمت‌گذاری اختیارها استفاده شده‌اند تا اثر نامتقارنی شوک‌ها بر روی قیمت اختیار اعمال گردد. همچنین عملکرد قیمت‌گذاری مدل‌ها در طول دوره‌های کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت ارزیابی شد و در نهایت، ارزش در معرض خطر شرطی برای هر یک از قیمتها تعیین گردید که این موضوع نیز نوآوری دیگر این پژوهش نسبت به سایر پژوهش‌های موجود می‌باشد. نتایج مقایسه مقادیر قیمت اختیار خرید نشان می‌دهد ضمن اینکه قیمت اختیار با نوسان تاریخی نسبت به مدل‌های گارچ قیمت نزدیک‌تری به قیمت بازار نشان می‌دهد ریسک واقعی‌تری را نیز ارائه داده است و بنابراین، جهت قیمت‌گذاری اختیار خرید پیشنهاد می‌گردد.

در ادامه پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی از مدل گارچ ناپارامتریک برای مدلسازی و تحلیل داده‌ها استفاده گردد. همچنین، پیشنهاد می‌گردد ضمن به‌کارگیری نوسان تصادفی، جمله پرش نیز در مدل‌ها اضافه گردد تا به قیمت واقعی‌تری دست یافته شود. در حقیقت، مدل‌های فرایندهای لوی پرش انتشار

و پرش محض، فرایندهای پرش-انتشار مرتون و کو و فرایندهای پرش محض هذلولوی، گاوسی معکوس نرمال و سایر مدل‌ها را با نوسان تصادفی ترکیب نماییم که این موضوع می‌تواند تحولی در موضوع قیمت-گذاری اختیارها ایجاد نماید.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Abvali, M., Khalili Araghi, M., Hassanabadi, H., & Yaghoobnezhad, A., (2019). Optional Trading Pricing with a New Analytic Method for the Black-Scholes Equation. *Journal of Financial Management Strategy*, *7(26)*, 135-155. (In Persian)

Amiri, M. (2020). Option Pricing Under Black– Scholes, Boness and Binomial Tree Models-Evidence from the Gold Coin Option Contracts in Iran Mercantile Exchange.*Journal of Securities Exchange,13(50)*, 141-170. (In Persian)

Angelidis, T., Benos, A., & Degiannakis, S. (2004). The use of GARCH models in VaR estimation. *In Statistical Methodology* (Vol. 1, Issues 1–2, pp. 105–128).

Baghestani, M., Pishbahar, E., & Dahsti, G. (2018). The Pricing of Asian Options Using Monte Carlo Simulation (Case Study: Soybean Meal). Agricultural Economics: *Iranian Journal of Agricultural Economics (Economics and Agriculture Journal), 12(3)*, 1-26. (In Persian)

Bahradmehr, N., & Tahmasebi, N. (2022). Pricing The Gold Coin Options of Iran Mercantile Exchange Market: "Black Scholes" and "Put-Call Parity" Approaches. *Journal of Financial Economics (Financial Economics AND Development),* 16(3 (60)), 69-91. (In Persian)

Black, F. (1976). Studies of stock market volatility changes. Proceedings of the American statistical association bisiness and economic statistics section,177-181.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *In Journal of Econometrics* (Vol. 31, Issue 3, pp. 307–327).

Carr, P, & Wu, L. (2016). Analyzing volatility risk and risk premium in option contracts: A new theory. *In Journal of Financial Economics* (Vol. 120, Issue 1, pp.1–20).

Darabi, R., and Marufkhani, M. (2015). Valuation of new financial instruments. Auditor 18(82), 72-79. (In Persian)

Duan, J. C. (1995). The GARCH option pricing model. *Mathematical finance*, 5(1), 13-32.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *In Econometrica* (Vol. 50, Issue 4, p.987).

French , K. R., Schwert , G. W., & Staumbaugh, R. F. (1987). Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics(*Vol. 19, Issue 1, pp.3-29).

Glosten, L. R, Jagannathan, R, & Runkle, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *In The Journal of Finance* (Vol. 48, Issue 5, pp. 1779–1801).

Gong, H, Thavaneswaran, A, & Singh, J. (2010). Stochastic Volatility Models with Application in Option Pricing. *In Journal of Statistical Theory and Practice* (Vol. 4, Issue 4, pp. 541–557).

Hajizadeh, E., & Mahootchi, M. (2019). A Simulation Based Optimization Model for Pricing Basket Options. F*inancial Engineering and Securities Management (Portfolio Management),* 10(38), 306-327. (In Persian)

Harris , D. (2018). Pricing European Style Options, University of rovidence, 1-49.

Hall, J. (2002). Fundamentals of financial engineering and risk management. Translated by Salehabadi, Ali, Sayah. Sajjad (2019). Tehran: Bors *Information and Services Company*, Bors Publications. (In Persian).

İltüzer, Z. (2022). Option pricing with neural networks vs. Black-Scholes under different volatility forecasting approaches for BIST 30 index options. *In Borsa Istanbul Review* (Vol. 22, Issue 4, pp. 725–742).

Kimiagari, A. and Afride Sani, A. (2009), Presentation of an integrated method for option pricing based on two models, Black Shoeless and Binary Tree (Case Study of Iran Stock Exchange Market), I*nternational Quarterly Journal of Industrial Engineering and Production Management*, 19(4), 119-127. (In Persian)

Nissi, A, Maliki, B, and Rezaian, R. (2016). Estimating the parameters of the European option pricing model under the underlying asset with stochastic volatility using the loss function approach, *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 7(28), 91-115. (In Persian)

Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *In Econometrica* (Vol. 59, Issue 2, p. 347).

Pan, Z., Wang, Y., Liu, L., & Wang, Q. (2019). Improving volatility prediction and option valuation using VIX information: A volatility spillover GARCH model. In *Journal of Futures Markets* (Vol. 39, Issue 6, pp. 744–776).

Papantonis, I. (2016). Volatility risk premium implications of GARCH option pricing models. *In Economic Modelling* (Vol. 58, pp. 104–115).

Shahmoradi, A, & Zanganeh, M. (2016). Calculation of value at risk for major indices of Tehran Stock Exchange using parametric method. *Journal of Economic Research*, 42(79). 121-149. (In Persian)

Sheraz, M., & Preda, V. (2014). Implied Volatility in Black-scholes Model with Garch Volatility. *In Procedia Economics and Finan*ce (Vol. 8, pp. 658–663).

Tehrani, R., Mohammadi, S., & Porebrahimi, M. (2011). Modeling and forecasting the volatility of Tehran Exchange Dividend Price Index (Tedpix). *Financial Research Journal*, *12*(30), 23-36. (In Persian)

Wang, X.-T., Zhao, Z.-F., & Fang, X.-F. (2015). Option pricing and portfolio hedging under the mixed hedging strategy. In Physica A: Statistical Mechanics and its Applications (Vol. 424, pp. 194–206).

Tsay, R. S. (2005). Analysis of financial time series. John wiley & sons.

Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *In Journal of Economic Dynamics and Control* (Vol. 18, Issue 5, pp. 931–955).

Zhang, W., & Zhang, J. E. (2020). GARCH Option Pricing Models and the Variance Risk Premium. *In Journal of Risk and Financial Management* (Vol. 13, Issue 3, p. 51).

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۹۲-۷۱

مقاله پژوهشی

تاثیرانعطاف‌پذیری ارزش انعطاف‌پذیری ساختار مالی بر تقسیم سود نقدی و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران[۱]

سید محسن عقیلیان[۲]، حسین رحیمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۱۴

چکیده

پژوهش حاضر به دنبال بررسی تاثیرانعطاف‌پذیری ساختار مالی بر تقسیم سود نقدی و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران است. به‌منظور دستیابی به اهداف پژوهش از میان کلیه شرکت‌های بورسی نمونه‌ی آماری انتخاب‌شده و باروش حذف سیستماتیک ۱۰۳ شرکت که تاریخ پذیرش آن‌ها بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ و سال مالی منتهی به اسفندماه و بدون تغییر سال مالی، حذف شرکت‌های مالی، واسطه‌گری و سرمایه‌گذاری به علت متفاوت بودن صورت‌های مالی آن‌ها انتخاب‌شده است. برای جمع‌آوری اطلاعات از صورت‌های مالی حسابرسی شده و سایر گزارش‌های پذیرفته‌شده در بورس استفاده‌شده است. همچنین، به‌منظور جمع‌آوری داده‌ها برای آزمون فرضیات از صورت‌های مالی حسابرسی شده جامعه آماری و سایر گزارش‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام استفاده‌شده است. نحوه گردآوری این اطلاعات نیز با مشاهده صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها از طریق بانک‌های اطلاعاتی سازمان بورس نظیر نرم‌افزارهای رهآورد نوین، تدبیر پرداز و سایت کدال و مراجعه کتابخانه‌ای است. نتایج پژوهش نشان داد بین انعطاف‌پذیری ساختار مالی با تقسیم سود نقدی، رشد شرکت و ارزش ذاتی سهام شرکت رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد و متغیر کنترلی بازده دارایی و اهرم مالی دارای رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر سود نقدی و رشد شرکت می‌باشند. بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با هزینه سرمایه رابطه معنی‌دار وجود ندارد و متغیر کنترلی بازده دارایی و اهرم مالی دارای رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر هزینه سرمایه می‌باشند. همچنین، متغیر کنترلی ارزش دفتری به بازار و بازده دارایی و اهرم مالی به ترتیب دارای رابطه معنی‌دار منفی، مثبت و مثبت با متغیر ارزش ذاتی سهام شرکت می‌باشند. بین انعطاف‌پذیری ساختار مالی با نسبت بدهی رابطه معنی‌دار وجود ندارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت و بازده دارایی و اهرم مالی به ترتیب دارای رابطه معنی‌دار منفی، مثبت و مثبت، با متغیر نسبت بدهی می‌باشند.

واژگان کلیدی: انعطاف‌پذیری ساختار مالی، هزینه سرمایه، رشد شرکت، ارزش ذاتی، نسبت بدهی.

طبقه‌بندی موضوعی: *M40, M41*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.35909.2547

۲. کارشناسی‌ارشد، گروه مدیریت، دانشگاه علم و هنر، یزد، ایران. نویسنده مسئول. Email: Smag.1347@gmail.com

۳. مربی، گروه حسابداری، دانشگاه علم و هنر، یزد، ایران. Email: Rahimi.jd@gmail.com

مقدمه

انعطاف‌پذیری نقش مهمی در توانمند ساختن مدیران در خصوص سرمایه‌گذاری در آینده ایفا می‌کند. مشکلات بازار سرمایه، حفظ انعطاف‌پذیری را برای شرکت‌ها جهت استفاده از فرصت‌های سودآور الزامی کرده است (خدائی وله اقرد و زارع تیموری، ۱۳۸۹). انتخاب ساختار مطلوب سرمایه و شیوه‌های مختلف تأمین مالی، دغدغه اصلی مدیران مالی و اجرایی شرکت‌ها است. ساختار سرمایه مناسب در هر شرکتی زمینه‌های مختلف فعالیت شرکت را تحت تاثیرانعطاف‌پذیری قرار می‌دهد (حقیقت و بشیری، ۱۳۹۰). انعطاف‌پذیری مالی[1] به‌عنوان پلی بین تئوری و عمل تأمین مالی و تعیین ساختار سرمایه شرکت‌ها (مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده)، توان آن‌ها در تأمین منابع مالی جهت عکس‌العمل مناسب در برابر رویدادها و موارد پیش‌بینی‌نشده برای حداکثر کردن ارزش شرکت را فراهم می‌نماید (خالقی مقدم و همکاران، ۱۳۹۸). تصمیمات تأمین مالی در حوزه ساختار سرمایه و همچنین، تعیین و انتخاب بهترین شیوه تأمین مالی و ترکیب آن از تصمیمات اساسی شرکت‌ها هستند و معمولاً شامل استفاده از جریان‌های نقدی حاصل از عملیات فروش و تبدیل دارایی‌های شرکت به وجه نقد (به‌عنوان منابع درون‌سازمانی تأمین مالی)، استقراض از سیستم بانکی و اوراق قرضه مشارکت و انتشار سهام جدید (به‌عنوان منابع برون‌سازمانی تأمین مالی می‌باشند. مایرز[2] (۲۰۰۱) معتقد است تعیین و ترکیب ساختار سرمایه شرکت‌ها باوجود تئوری‌های زیاد در راستای آن معما باقی می‌ماند و هیچ‌کدام از تئوری‌ها و حتی ترکیبی از آن‌ها نیز، توانایی تبیین مسائل مالی را ندارند (شن هویی[3]، ۲۰۱۲).

ولیری و رابرتس،[4](۲۰۱۰) طی شواهدی نشان دادند که استفاده کمتر از استقراض در تأمین مالی ناشی از انعطاف‌پذیری مالی است و به نظر آنان مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر ساختار سرمایه و تصمیمات تأمین مالی مدیران شرکت‌ها، انعطاف‌پذیری مالی است. انعطاف‌پذیری مالی، توان شرکت‌ها در تأمین منابع مالی جهت عکس‌العمل مناسب در برابر رویدادها و موارد پیش‌بینی‌نشده برای حداکثر کردن ارزش شرکت را در برمی‌گیرد (بایون[5]، ۲۰۱۱). انعطاف‌پذیری مالی درواقع برای پر کردن فاصله بین تئوری و عمل تأمین مالی شرکت‌ها بوده و به دو بخش«انعطاف‌پذیری مالی درونی» و«انعطاف‌پذیری مالی بیرونی» تقسیم می‌شود. انعطاف‌پذیری مالی درونی از طریق دو مؤلف« ظرفیت بدهی» و « نگهداشت وجه نقدها» قابل‌اندازه‌گیری بوده و انعطاف‌پذیری مالی بیرونی نیز از طریق قابلیت نقد شوندگی سهام عادی در بازار قابل‌اندازه‌گیری است. انعطاف‌پذیری مالی درونی از طریق دو مؤلفه ظرفیت بدهی و نگهداشت وجه نقد به تبیین عمده رفتارهای سرمایه‌گذاری شرکت حتی در دوره‌های رکودی می‌پردازد. مطابق دیدگاه مودیگلیانی،[6] (۱۹۸۲) تورم بالا و مزمن (دورقمی) ضمن کاهش واقعی نرخ بهره، ارزش بدهی و نیاز کمتر

1.Finacial Flexibility
2.Myers
3.Shen hui
4.Valerie and Roberts
5.Bayon
6.Modigiliani

به وجه نقد واقعی جهت تسویه آن تمایل مدیران به استفاده بیشتر از ظرفیت بدهی نسبت به مؤلفه نگهداشت وجه نقد شرکت را در پی دارد (صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲). مطالعه و بررسی استفاده از نگهداشت وجه نقد و ظرفیت بدهی در شرکت‌های آمریکایی (دوره ۲۵ ساله تا سال، ۲۰۰۹) حاکی از افزایش مداوم وجه نقد و کاهش اهرم مالی فارغ از اندازه شرکت‌ها بوده است. عوامل تعیین‌کننده انعطاف‌پذیری مالی درونی شامل: نوسانات جریان‌های نقدی، جریان‌های نقدی شرکت، فرصت‌های رشد (نسبت کیوتو بین)، اندازه شرکت، خالص سرمایه در گردش، مخارج سرمایه‌ای، مخارج توسعه و سود سهام نقدی و غیره است. همچنین،، شاخص‌های نقد شوندگی سهام شامل: هزینه مؤثر معاملات سهام، قیمت سهام، استمرار معاملات سهام و گردش سهام شرکت و غیره در انعطاف‌پذیری مالی بیرونی شرکت‌ها تاثیرانعطاف‌پذیری می‌گذارند. با توجه به اهمیت این موضوع، هدف این پژوهش بررسی تاثیرانعطاف‌پذیری ساختارمالی بر تقسیم سود نقدی و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران است.

مروری بر پیشینه پژوهش

خالقی مقدم و همکاران، (۱۳۹۸) به ارائه مدلی برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها (متناسب با شرایط و وضعیت محیطی ایران) پرداخته‌اند. با اجماع نظر خبرگان و با استفاده از آزمون‌های آماری میانگین،[1](تحلیل عاملی تأییدی و ضریب هماهنگی کدال) به ارائه مدل پیشنهادی انعطاف‌پذیری مالی متناسب با شرایط و وضعیت محیطی ایران پرداخته است. مطابق اجماع نظر خبرگان، مدل فوق دارای دو بعد انعطاف‌پذیری مالی درونی و انعطاف‌پذیری مالی بیرونی و سه مؤلفه اساسی ظرفیت بدهی، نگهداشت وجه نقد و اندازه بازار سرمایه است. هریک از مؤلفه‌ها نیز از طریق شاخص‌ها و عوامل تعیین‌کننده متعددی قابل‌محاسبه و اندازه‌گیری هستند. زندی و تنانی (۱۳۹۶)، رابطه بین هزینه فرصت وجه نقد و انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت را موردبررسی قراردادند و به این نتیجه رسیدند که بین انعطاف‌پذیری مالی (از شاخص‌های مانده وجه نقد به دارایی‌ها و مانده بدهی‌ها به دارایی‌ها استفاده نمودند) و عملکرد شرکت رابطه مستقیم وجود دارد. به‌بیان‌دیگر با افزایش و بهبود عملکرد شرکت بر میزان انعطاف‌پذیری مالی افزوده می‌شود.

شعری و قربانی، (۱۳۹۴) در پژوهش خود به بررسی رابطه انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ایران از منظر بازار پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین انعطاف‌پذیری مالی (بازده جریان نقدی آزاد) و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری (محاسبه‌شده از طریق شاخص شارپ) و عدم وجود رابطه معنی‌دار بین انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری (محاسبه‌شده از طریق شاخص ترینر) است. شعری آنالیز و محسنی ملکی،(۱۳۹۴) در پژوهش خود به بررسی فرضیه‌های بین انعطاف‌پذیری مالی و اهرم مالی در هنگام تصمیم‌گیری درباره ساختار سرمایه پرداختند. نتایج آن‌ها بیانگر این است که انعطاف‌پذیری مالی دوره جاری دارای رابطه مثبت و معنی‌داری با ساختار سرمایه است. شعری آنالیز و قربانی (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی تاثیرانعطاف‌پذیری انعطاف‌پذیری مالی بر عملکرد بازار با استفاده از معیارهای شارپ و ترینر پرداختند. در این پژوهش انعطاف‌پذیری مالی با استفاده از بازده جریان نقدی آزاد اندازه‌گیری شده است. نتایج حاکی از وجود رابطه

مثبت و معنی‌دار بین انعطاف‌پذیری مالی (بازده جریان نقدی آزاد) و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری محاسبه‌شده از طریق شاخص شارپ و عدم‌وجود رابطه معنی‌دار بین انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری (محاسبه‌شده از طریق شاخص ترینر) است.

تاکامی،[2](۲۰۱۶) در پژوهش خود به دنبال بررسی این است که آیا در شرکت‌های ژاپنی مدل دی آن جلو و دی آن جلو تائید می‌شود. در این مدل فرض می‌شود در هنگامی‌که شرکت‌ها به‌طور غیرمنتظره با کمبود وجه نقد مواجه می‌شوند، انعطاف‌پذیری مالی را با افزایش ظرفیت بدهی استفاده‌نشده و پرداخت‌های سود تقسیمی بالا حفظ می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های ژاپنی به‌طور مؤثر از انعطاف‌پذیری مالی برای بالا بردن توان تأمین مالی خارجی خود در زمان بحران مالی سال ۲۰۰۸ استفاده نکرده‌اند. لامبرینا و همکاران،[1](۲۰۲۰) در پژوهشی به پیش‌بینی الگوی انعطاف‌پذیری مالی پرداختند که انتظارات در مورد شوکه‌ای سرمایه‌گذاری خاص شرکت در آینده بر اهرم شرکت تاثیرانعطاف‌پذیری می‌گذارد و انتظارات شوکه‌ای کوچک و بزرگ در آینده را از قیمت بازار، گزینه‌های سهام دریافت می‌کند و وقتی انتظارات مربوط به هر دو نوع از شوکه‌ای آینده افزایش یابد، اهرم کاهش می‌یابد و انتظارات برای شوکه‌ای آینده بخش بزرگی از تغییر اهرم را نسبت به بسیاری از تعیین‌کننده‌های استاندارد اهرم انجام می‌دهد .

کیم،[1] (۲۰۱۷) تأثیر وجه نقد و انعطاف‌پذیری مالی بر استراتژی‌های قیمت‌گذاری محصول با تأکید بر شرکت‌های هواپیمایی را موردبررسی قرارداد. وی نشان داد که شرکت‌های با وجه نقد و انعطاف‌پذیری مالی بیشتر نسبت به رقبا، وضعیت رقابتی را با قیمت‌گذاری فعالانه‌تر تشدید می‌نمایند. همچنین، شرکت‌ها با نگهداشت وجه نقد زیاد، سهم بزرگ‌تری از بازار، سود و رشد سودآوری در بلندمدت را تجربه می‌نمایند. فراندو و همکاران ،[2](۲۰۱۷) تاثیرانعطاف‌پذیری انعطاف‌پذیری مالی بر توانایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های اروپایی را موردبررسی قراردادند. آن‌ها دریافتند شرکت‌های کوچک، متوسط، در حال رشد و با دسترسی کمتر به بدهی، از سیاست اهرم مالی (بدهی) محافظه‌کارانه بهره می‌برند و با بررسی بحران سال ۲۰۰۷ نیز نشان دادند شرکت‌هایی که درجه انعطاف‌پذیری مالی بالاتری داشتند، تأثیرات منفی شوکه‌ای نقدینگی بر سرمایه‌گذاری را کاهش داده‌اند. لامیاجر، [3](۲۰۱۶) تاثیرانعطاف‌پذیری ارزش انعطاف‌پذیری مالی بر عملکرد شرکت‌های خریدار (جذب و تحصیل) سایر شرکت‌ها شامل تفاوت‌های فی‌مابین شرکت‌های درون‌گروهی و شرکت‌های مشابه خارج از گروه و همچنین، تأثیر بحران مالی (۲۰۰۸) را مورد ارزیابی قرارداد. اما شواهد اساسی نشان از تاثیرانعطاف‌پذیری مثبت ارزش انعطاف‌پذیری مالی بر شرکت‌های تلفیقی و شرکت‌های مشابه خارج از گروه را داشت.

چارچوب نظری پژوهش

امروزه با بزرگ شدن شرکت‌ها و توسعه فناوری، نیاز به منابع هنگفت سرمایه شدت گرفته است، این موضوع تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای و تأمین مالی شرکت‌ها را به یکی از اصلی‌ترین حوزه‌های

1. Confirmatory factor analysis and Kendall correlation coefficient
2.Takmi

تصمیم‌گیری مدیران مالی شرکت‌ها تبدیل کرده است(خدایی و زارع، ۲۰۰۹). تصمیمات تأمین مالی یکی از بزرگ‌ترین چالش‌ها در کشورهای درحال‌توسعه است. از دلایل مهم این است که بازارهای سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه نسبت توسعه‌نیافته‌اند، بی‌ثباتی جریان‌های نقدی یکی از موضوع‌های مهمی است که تأمین مالی خارجی شرکت‌ها در کشورهای درحال‌توسعه را تحت تاثیرانعطاف‌پذیری قرار می‌دهد (یونگ و همکاران[۴]، ۲۰۱۵). ازجمله عواملی که تاکنون در ادبیات دانشگاهی توجه کمی به آن شده است، انعطاف‌پذیری مالی است چراکه ارزش انعطاف‌پذیری مالی مستقیماً برای شرکت‌ها قابل‌مشاهده نیست (میر و همکاران[۵]، ۲۰۱۳).

طبق پژوهش گامبا وتریانت یس انعطاف‌پذیری مالی به‌عنوان «توانایی یک شرکت برای دست‌یابی و بازسازی ساختار مالی خود با کمترین هزینه» تعریف‌شده است. مطابق با این دیدگاه از دو بعد انعطاف‌پذیری مالی برای شرکت‌ها ارزشمند است.

اول: انعطاف‌پذیری مالی می‌تواند مشکلات سرمایه‌گذاری ناکافی در ارتباط با دسترسی محدود به منابع مالی را کاهش دهد.

دوم: اینکه در اجتناب از هزینه‌های مرتبط با بحران‌های مالی کمک می‌کند.

در این پژوهش یک رویکرد جدید برای برآورد ارزش انعطاف‌پذیری مالی از دیدگاه سهامداران پیشنهاد می‌شود. این پژوهش سیاست‌های مالی شرکت‌ها را در سه بخش؛ تصمیمات تقسیم سود، تصمیمات ساختار سرمایه و تصمیمات نگهداری وجه نقد توسعه می‌دهد که این امکان را فراهم می‌کند، تا درک بهتری از ارتباط انعطاف‌پذیری مالی و تصمیمات مالی شرکت‌ها ایجاد شود، همچنین، تاثیر انعطاف‌پذیری مالی بر هزینه سرمایه سهام نیز موردبررسی قرار می‌گیرد. نتیجه پژوهش‌های اخیر محققان نشان می‌دهد که مدیران به‌شدت نگران وضعیت انعطاف‌پذیری مالی در تصمیمات تأمین مالی خود می‌باشند. گامبا وتریانت یس،[۱](۲۰۰۸) در تعریف خود در رابطه با انعطاف‌پذیری چنین بیان نمودند ،«شرکت‌های انعطاف‌پذیر مالی می‌توانند در مواجه با بحران‌های مالی از تاثیرانعطاف‌پذیری مخرب شوکه‌ای منفی جلوگیری کنند و زمانی که فرصت‌های سودآور افزایش می‌یابد، با هزینه‌های پایین سرمایه‌گذاری نمایند». ازنظر آن‌ها انعطاف‌پذیری مالی از طریق کنترل سیاست‌های نقدینگی مهیا می‌شود و تاثیر انعطاف‌پذیری بسیار زیادی بر ارزش شرکت می‌گذارد.به‌طورکلی سیاست‌های شرکت در حوزه مالی را می‌توان به‌صورت سیاست‌های ساختار سرمایه، سیاست سرمایه در گردش و سیاست بودجه‌بندی سرمایه‌ای تقسیم‌بندی کرد. در این پژوهش سیاست‌های مالی شرکت از بعد ساختار سرمایه در دو بخش: اهرم مالی و تقسیم سود و در بعد سرمایه در گردش در بخش نگهداشت وجه نقد موردمطالعه و تاثیر ارزش انعطاف‌پذیری مالی بر هرکدام از این سیاست‌ها موردبررسی قرار می‌گیرد.

از جمله عواملی که تحت تاثیرانعطاف‌پذیری محدودیت مالی قرار می‌گیرد، هزینه سرمایه است. نرخ هزینه سرمایه حداقل نرخ بازدهی است که شرکت باید به دست آورد تا ارزش شرکت تغییر نکند. لین

وپراویزینی، (۲۰۱۳) استدلال کردند هنگامی‌که شرکت‌ها با محدودیت‌های مالی مواجه می‌شوند، نوسان جریان نقدی آن‌ها افزایش می‌یابد و همچنین، کمبود اعتبار موجب افزایش کوواریانس بین بازده سهام و بازده بازار شده است. درنتیجه، منجر به افزایش ریسک سیستماتیک شرکت شده و هزینه سرمایه شرکت را افزایش می‌دهد. بنابراین، محدودیت‌های مالی منجر به هزینه سرمایه بالاتر می‌شود. با توجه به مطالب بیان‌شده می‌توان رابطه بین محدودیت‌های مالی و هزینه سرمایه شرکت را موردبررسی قرارداد که در این پژوهش تأثیر محدودیت مالی از بعد انعطاف‌پذیری مالی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها موردبررسی قرار می‌گیرد. در ادامه به اهم پژوهش‌های مرتبط با موضوع پژوهش حاضر پرداخته می‌شود.

رپ و همکاران،[1] (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان «ارزش انعطاف‌پذیری مالی و سیاست‌های مالی شرکتی» با یک رویکرد جدید در اندازه‌گیری ارزشی که سهامداران شرکت به انعطاف‌پذیری مالی می‌دهند، تاثیرانعطاف‌پذیری این شاخص را بر سیاست‌های مالی شرکت بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که بین ارزش انعطاف‌پذیری مالی و پرداخت سود تقسیمی و مقدار سود سهام رابطه مستقیمی وجود دارد و شرکت‌های باارزش انعطاف‌پذیری مالی بالا، بازخرید سهام برای آن‌ها اهمیت بالاتری دارد و نسبت بدهی کمتری انتخاب می‌کنند تا درنهایت، باارزش انعطاف‌پذیری مالی بالاتر، ذخایر نقدی بیشتری را نگه‌داری کنند.

نتایج بیانگر این است که انعطاف‌پذیری مالی دوره جاری دارای رابطه مثبت و معنی‌داری با ساختار سرمایه دارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که برای شرکت‌هایی که دارای ارزش نهایی وجه نقد منفی هستند. انعطاف‌پذیری مالی در تصمیمات ساختار سرمایه دارای اولویت است. طبق پژوهش صورت گرفته، شرکت‌های جوان و با رشد بالا تمایل بیشتری دارند تا ظرفیت بدهی خود را حفظ نمایند و به عبارت بهتر، دارای انعطاف‌پذیری بیشتری باشند تا در مواجهه با فرصت‌های سرمایه‌گذاری جدید، واکنش مناسب نشان دهند و رشد شرکت را تضمین نمایند. درواقع شرکت‌ها باید با توجه به فرصت‌های آتی، ظرفیت‌ها و پتانسیل‌های شرکت را برای رشد آتی شرکت حفظ نمایند. به‌عبارت‌دیگر، مدیران اجرایی شرکت‌ها بایستی به انعطاف‌پذیری مالی توجه نمایند و تلاش نماید که میزانی از انعطاف‌پذیری برای شرکت و ظرفیت اخذ بدهی بیشتر برای شرکت وجود داشته باشد (دی آن جلو،[3] ۲۰۰۷). درواقع مشکل اصلی در این است که برخی از شرکت‌ها بدون توجه به این ظرفیت بدهی و فرصت‌های سودآور آینده، تصمیم‌گیری می‌نمایند.

در این پژوهش سیاست‌های مالی شرکت از بعد ساختار سرمایه در دو بخش اهرم مالی و تقسیم سود و در بعد سرمایه در گردش، در بخش نگهداشت وجه نقد موردمطالعه و تاثیرانعطاف‌پذیری ارزش انعطاف‌پذیری مالی بر هرکدام از این سیاست‌ها موردبررسی قرار می‌گیرد.

1. Gamba and Triantis
2. Rapp et al
3. DeAngelo

۱- انعطاف‌پذیری

پوسیا و جونز[1](۲۰۰۹) انعطاف‌پذیری مالی را چنین توصیف می‌نماید؛ «انعطاف‌پذیری مالی به توانایی شرکت در ایجاد مزیت از فرصت‌های غیرمنتظره با توجه به سیاست‌های مالی و ساختار مالی شرکت‌ها بستگی دارد». انعطاف‌پذیری مکانیسم کلیدی برای کنترل پویایی سرمایه‌گذاری‌هایی است که به علت عدم‌بارگذاری تصمیم‌گیری‌های مالی و عدم اطمینان مربوط به آن‌ها بروز می‌کند. انعطاف‌پذیری مالی بیشتر می‌تواند به‌عنوان توانایی شرکت‌ها به تخصیص دوباره جریان پول نقد بین اوراق قرضه و سهامداران در طول زمان برای تطابق بهتر ریسک عملیاتی و با خلق ارزش بلندمدت تعریف شود (دونالدسون[2]، ۱۹۶۹).

تهرانی و نوربخش (۱۳۸۶) سیاست‌های مالی (خط‌مشی مالی) را معیارهایی که بیانگر راه‌حل‌ها شرکت در ارتباط با ترکیب بدهی و حقوق صاحبان سهام، ساختار سررسید، روش‌های تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری و تصمیمات مربوط به پوشش ریسک باهدف حداکثرسازی ارزش شرکت برای سهامداران هستند، تعریف می‌کنند. درنتیجه، تصمیمات مربوط به سیاست‌های مالی شرکت تحت تاثیرانعطاف‌پذیری عوامل مختلفی قرار می‌گیرد که انعطاف‌پذیری مالی شرکت از آن جمله است.

طبق پژوهش‌های صورت گرفته شرکت‌های جوان و با رشد بالا تمایل بیشتری دارند تا ظرفیت بدهی خود را حفظ نمایند و به عبارتی بهتر دارای انعطاف‌پذیری بیشتری باشند تا در مواجهه با فرصت‌های سرمایه‌گذاری جدید واکنش مناسب نشان دهند و رشد شرکت را تضمین نمایند. درواقع شرکت‌ها باید با توجه به فرصت‌های آتی، ظرفیت‌ها و پتانسیل‌های شرکت را برای رشد آتی شرکت حفظ نمایند. به‌عبارت‌دیگر، مدیران اجرایی شرکت‌ها بایستی به انعطاف‌پذیری مالی توجه نمایند و تلاش نماید که میزانی از انعطاف‌پذیری برای شرکت و ظرفیت اخذ بدهی بیشتر برای شرکت وجود داشته باشد (دی آن جلو [3]، ۲۰۰۷). درواقع مشکل اصلی در این است که برخی از شرکت‌ها بدون توجه به این ظرفیت بدهی و فرصت‌های سودآور آینده تصمیم‌گیری می‌نمایند.

سئوال اصلی این است که آیا مدیران در تصمیم‌گیری‌های آتی خود به انعطاف‌پذیری توجه می‌نمایند؟ و آیا این انعطاف‌پذیری در بازار سرمایه از دید سرمایه‌گذاران دارای ارزش است؟

۲- ساختار مالی

تعاریف زیادی برای ساختار سرمایه وجود دارد در زیر به برخی از این تعریف‌ها در حیطه مبانی نظری ساختار سرمایه اشاره می‌شود. ساختار سرمایه عبارت است از ترکیبی از سهام عادی، سهام ممتاز و زیرمجموعه‌های مرتبط با آن، سود انباشته و بدهی که واحد تجاری جهت تأمین مالی دارایی‌های خود از آن استفاده می‌کند (دیمی‌تر یس و ماریا[4]، ۲۰۱۰). ساختار مالی بیانگر طرف چپ ترازنامه است. عده‌ای ساختار سرمایه را معادل ساختار مالی می‌دانند اما، گروهی دیگر میان این دو تمایز قائل می‌شوند. استدلال

1. Pusia and Jones
2. Donaldson
3. DeAngelo
4. Dimitris and Maria

گروه دوم بر این اساس است که ساختار سرمایه عبارت است از منابع تأمین مالی بلندمدت شرکت. ازآنجایی‌که صرف امور جاری شرکت می‌شود، تاثیرانعطاف‌پذیری بسزایی بر بازده حقوق صاحبان سهام و درنتیجه ارزش شرکت ندارد. به تعبیری ساختار سرمایه شرکت معرف وجوه بلندمدت مورداستفاده است (مشایخ، ۱۳۸۴).

بلکویی (۱۹۹۹) ساختار سرمایه را ادعای کلی بر دارایی‌های شرکت معرفی می‌کند. وی ساختار سرمایه را شامل اوراق بهادار منتشرشده عمومی، سرمایه‌گذاری خصوصی، بدهی بانکی، بدهی تجاری، قراردادهای اجاره، بدهی مالیاتی، بدهی‌های مزایای بازنشستگی، پاداش معوق برای مدیران و کارکنان، سپرده‌های حسن انجام کار، تعهدات مرتبط با کالا و سایر بدهی‌های احتمالی می‌داند (ستایش و همکاران، ۱۳۹۰). هدف از تعیین ساختار سرمایه، مشخص کردن ترکیب منابع مالی به‌منظور حداکثر کردن ثروت سهامداران یا همان مالکان واقعی شرکت است. البته تغییرات ثروت سهامداران تحت تاثیرانعطاف‌پذیری عوامل مختلفی است که ترکیبات ساختار سرمایه یکی از آن‌هاست. اگر شرکتی اوراق قرضه بیشتری منتشر نماید، نقطه سربه‌سر مالی و درجه اهرم مالی آن بالا خواهد رفت. اگر شرکت به نرخ بازدهی بیشتری از نرخ وام‌ها دست بیابد سود هر سهم افزایش خواهد یافت، در غیر این صورت با کاهش EPS مواجه خواهد شد (جهان‌خانی و دمنه، ۱۳۸۴).

۳- انعطاف‌پذیری مالی و ساختار مالی

انعطاف‌پذیری شرکت‌ها را می‌توان با سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی یا مالی ذخیره کرد. انعطاف‌پذیری مالی به علت اینکه تأمین مالی خارجی پرهزینه است می‌تواند برای سهامداران بسیار مفید باشد. انعطاف‌پذیری شرکت از یک‌سو، با افزایش نقدینگی و افزایش ارزش وثیقه‌گذاری دارایی‌ها خود، باعث افزایش ظرفیت بدهی و همچنین، کاهش هزینه‌های ورشکستگی می‌شود (ماور وتریانت یس، ۱۹۹۴). بااین‌حال اگرچه ممکن است شرکت‌ها از داشتن انعطاف‌پذیری زمانی که هزینه فرصت سرمایه‌گذاری در انعطاف‌پذیری کم است بهره ببرند، اما حفظ انعطاف‌پذیری خود نیز پرهزینه است. به‌طورکلی، وقتی عدم اطمینان در تصمیم‌گیری‌ها افزایش می‌یابد، ارزش دارایی‌های انعطاف‌پذیر نیز افزایش می‌یابد. ازاین‌رو، تغییر در سطوح بدهی، منعکس‌کننده تعدیلاتی است که می‌تواند اطلاعات در مورد انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها ارائه دهد. ارزش انعطاف‌پذیری مالی با افزایش تفاوت در هزینه‌های تأمین مالی خارجی و داخلی، افزایش می‌یابد. ازاین‌رو شرکت‌هایی که انعطاف‌پذیری مالی کمتری دارند ، احتمال بیشتری برای روبرو شدن با محدودیت‌های مالی هستند که ممکن است شرکت را مجبور به تعدیل سرمایه‌گذاری‌های ثابت خود و تبدیل آن‌ها به پول نقد در جریان‌های شوک نقدینگی کند. در اینجا انعطاف‌پذیری واقعی اشاره به منابع واقعی شرکت‌ها دارد که باعث بهبود توانایی شرکت برای انجام عملیات آتی، نیازهای سرمایه‌گذاری و فرصت‌های رشد می‌شود.

زمانی که ارزش نهایی انعطاف‌پذیری مالی بالا است، تاثیرانعطاف‌پذیری متغیرها (برای مثال سود، استهلاک و هزینه استهلاک، دارایی‌های ثابت و غیره) بر اهرم از اهمیت کمی برخوردار خواهد بود و تغییر

قابل‌مشاهده کمی بر اهرم می‌گذارند. مطابق با پیش‌بینی‌های دی آن جلو و روایند (۲۰۱۰) نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که دارای ارزش نهایی بالایی از انعطاف‌پذیری مالی می‌باشند، تمایل به حفظ ظرفیت بدهی در دوره فعلی دارند، اما به‌طور قابل‌توجهی این احتمال وجود دارد که در آینده نزدیک مبادرت به ایجاد انحرافات تعمدی اما موقتی، از نسبت‌های اهرمی مورد هدف خود نمایند. علاوه بر این، شرکت‌های که دارای ارزش نهایی بالایی در زمینه انعطاف‌پذیری مالی هستند و مقادیر زیادی از منابع مالی را در دوره جاری مصرف می‌کنند، به‌منظور حفظ ظرفیت بدهی به‌جای استفاده از اوراق بدهی موقتی به میزان قابل‌توجهی دست به انتشار سهام می‌زنند. درنهایت، انعطاف‌پذیری مالی به‌طور پویایی بر تطبیقت ساختار سرمایه تاثیرانعطاف‌پذیری می‌گذارد به این معنی که شرکت‌های دارای بالاترین ارزش نهایی از انعطاف‌پذیری مالی، وقتی که اهرم مالی مورد هدفشان پایین است، تمایلی به افزایش آن ندارند.

۴- تاثیرانعطاف‌پذیری انعطاف‌پذیری ساختار مالی بر تقسیم سود نقدی و هزینه سرمایه

انعطاف‌پذیری نقش مهمی در توانمند ساختن مدیران در خصوص سرمایه‌گذاری در آینده ایفا می‌کند. هدف از پژوهش حاضر بررسی تاثیرانعطاف‌پذیری ساختارمالی بر تقسیم سودن نقدی و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران است. انعطاف‌پذیری مالی توانایی شرکت را در پرداخت به‌موقع بدهی‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها بالا می‌برد. در یک نگاه اصلی‌ترین مطلب در شرکت‌ها بالا بردن ارزش شرکت و در حقیقت حقوق صاحبان آن شرکت است که این مطلب مهم‌ترین وظیفه مدیران مالی درروش انتخاب ساختارمالی آن شرکت است. تقسیم سود نقدی در شرکت‌ها به‌صورت قسمتی از سود تصویب‌شده است و بقیه آن به‌صورت سود انباشته برای استفاده به‌موقع از آن جمع‌آوری می‌شود. هزینه سرمایه همان هزینه تأمین مالی است که حداقل نرخ هزینه سرمایه که شرکت باید به دست آورد تا ارزش شرکت تغییر نکند.

تهرانی و نوربخش (۱۳۸۶) سیاست‌های مالی (خط‌مشی مالی) را معیارهایی که بیانگر راه‌حل‌های شرکت در ارتباط با ترکیب بدهی و حقوق صاحبان سهام، ساختار سررسید، روش‌های تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری و تصمیمات مربوط به پوشش ریسک باهدف حداکثرسازی ارزش شرکت برای سهامداران هستند، تعریف می‌کنند. درنتیجه، تصمیمات مربوط به سیاست‌های مالی شرکت تحت تاثیر انعطاف‌پذیری عوامل مختلفی قرار می‌گیرد که انعطاف‌پذیری مالی شرکت از آن جمله است. به‌طورکلی سیاست‌های شرکت در حوزه مالی را می‌توان به‌صورت سیاست‌های ساختار سرمایه، سیاست سرمایه در گردش و سیاست بودجه‌بندی سرمایه‌ای تقسیم‌بندی کرد.

دنیس و مکیون[1] (۲۰۱۱) در تعریف خود در رابطه با انعطاف‌پذیری مالی چنین بیان نمودند: «حلقه‌ای مفقوده در تئوری ساختار سرمایه است که ناشی از ظرفیت بدهی بدون استفاده به اندوخته‌های نقدی ذخیره‌شده است». انگیزه شرکت‌ها برای دستیابی به انعطاف‌پذیری مالی ناشی از نیاز شرکت‌ها به منابع مالی خارجی است که باعث افزایش توانایی شرکت به هنگام مواجه با رویدادهای غیرمنتظره می‌شود. انعطاف‌پذیری مالی به سیاست‌های تأمین مالی و تصمیمات نقدینگی نیز بستگی دارد. به‌طورکلی،

پرداخت‌های نقدی با سود و زیان شرکت مرتبط است. توزیع سود در میان سهامداران ممکن است این پیغام را برای سهامداران داشته باشد که شرکت ازنظر درآمدی چشم‌انداز خوبی دارد.

گامبا و تریانتیس (۲۰۰۸) معتقدند وجود هزینه‌های انتشار بدهی، شرکت‌ها را حتی با وجود بدهی‌های معوقه، به نگهداشت وجوه نقد به‌جای تقسیم سود هدایت می‌کند.

از دیدگاه رپ و همکاران[1] (۲۰۱۴) ذخایر نقدی هم مفید هستند هم مضر. ذخایر نقدی از یک‌سو می‌توانند زمینه‌ساز مشکلات نمایندگی بین مدیران و سهامدار باشند و از سوی دیگر، به شرکت‌ها این امکان را می‌دهد تا هنگامی‌که تأمین مالی خارجی زمان‌بر و پرهزینه است، تأمین مالی داخلی یک فرصت مناسب باشد. برخلاف تأمین مالی با بدهی، ذخایر نقدی هم سریع‌تر است و هم نسبت به نوسانات بالقوه بازار حساسیت کمتری دارد. از جمله عواملی که تحت تاثیرانعطاف‌پذیری محدودیت مالی قرار می‌گیرد، هزینه سرمایه است.

لین و پراویزینی [2](۲۰۱۳) استدلال کردند هنگامی‌که شرکت‌ها با محدودیت‌های مالی مواجه می‌شوند، نوسان جریان نقدی آن‌ها افزایش می‌یابد و همچنین، کمبود اعتبار موجب افزایش کوواریانس بین بازده سهام و بازده بازار شده، در نتیجه، باعث افزایش ریسک سیستماتیک شرکت شده و هزینه سرمایه شرکت را افزایش می‌دهد. بنابراین، محدودیت‌های مالی منجر به هزینه سرمایه بالاتر می‌شود. با توجه به مطالب بیان‌شده می‌توان رابطه بین محدودیت‌های مالی و هزینه سرمایه شرکت را مورد بررسی قرارداد که در این پژوهش تأثیر محدودیت مالی از بعد انعطاف‌پذیری مالی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

دیدگاه سنتی ساختار سرمایه مبتنی بر این فرض است که ساختار سرمایه بهینه وجود دارد و مدیریت می‌تواند با افزایش بدهی و کمک گرفتن از اهرم مالی، ارزش شرکت را افزایش دهد. این نظریه پیشنهاد می‌کند شرکت هزینه سرمایه خود را از طریق افزایش میزان بدهی‌ها کاهش دهد. اگرچه سهامداران عادی همگام با افزایش اهرم مالی بر نرخ بازده مورد انتظار خود می‌افزایند، لکن این افزایش تحت تاثیر انعطاف‌پذیری منابع بدهی مورداستفاده کمتر احساس می‌شود. هم‌زمان با به‌کارگیری اهرم سرمایه‌گذاران نیز هزینه سهام عادی را افزایش می‌دهند، تا جایی که این افزایش دیگر کاملاً با منافع بدهی ارزان‌تر خنثی نمی‌شود. التزام اصلی نگرش سنتی آن است که هزینه سرمایه‌بر ساختار سرمایه متکی بوده و ساختار سرمایه بهینه‌ای وجود دارد که هزینه سرمایه را حداقل می‌سازد؛ این ترکیبی از مدل سود خالص و سود عملیاتی است.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه و نمونه

روش پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر اجرا، توصیفی- همبستگی است و به لحاظ ماهیت داده‌ها پس از رویداد است، زیرا هدف پژوهش شناخت رابطه همبستگی بین متغیرهای مستقل و وابسته

1. Dennis et McKeon
2. Rapp et al
3.Lane and Pravisini

است. به‌علاوه، سعی شده است رابطه متغیرهای مختلف با استفاده از ضریب همبستگی کشف و تعیین شود. جامعه آماری موردمطالعه در این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است و نمونه به روش حذف سیستماتیک با اعمال شرایط زیر معادل ۱۰۳ شرکت انتخاب گردیده است:

۱- تاریخ پذیرش آن‌ها در بورس قبل از سال ۱۳۹۱ و تا پایان سال ۱۳۹۸ نیز در فهرست شرکت‌های بورسی باشند.

۲- سال مالی به پایان اسفند منتهی باشد و در دوره موردبررسی تغییر سال مالی نداده باشند.

۳- شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مالی و واسطه‌گری به دلیل اینکه نسبت‌های مالی متفاوتی نسبت به سایر شرکت‌ها دارند از نمونه انتخابی حذف می‌شوند.

۴- شرکت‌های که دارایی وقفه معاملاتی سهام به مدت سه ماه و بیشتر داشته باشند از نمونه انتخابی حذف می‌شوند.

گردآوری داده‌ها

به‌منظور جمع‌آوری داده‌ها برای آزمون فرضیات از صورت‌های مالی حسابرسی شده جامعه آماری و سایر گزارش‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده‌شده است. نحوه گردآوری این اطلاعات نیز مشاهده صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های از طریق بانک‌های اطلاعاتی سازمان بورس نظیر؛ نرم‌افزارهای ره‌آورد نوین و تدبیر پرداز و سایت کدال برای دوره مالی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ بوده است.

انعطاف‌پذیری مالی (MVOCe): برای مشخص شدن شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری مالی، شرکت‌هایی که در سه سال متوالی دارای نسبت اهرمی کمتر از میانه جامعه آماری می‌باشند، به‌عنوان شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری طبقه‌بندی می‌شوند (ماجیا ، ۲۰۰۷). البته در ایران نیز، این رابطه توسط خدایی ولەزاده قرد و همکاران بکار گرفته‌شده است (خدائی، ۱۳۸۹). انعطاف‌پذیری مالی (ارزش نهایی وجه نقد) است و به‌عنوان معیاری لحاظ می‌شود.

$$MVOCe = \alpha 1 + \alpha 2(Cit - 1/mit - 1) + \alpha 3(Cfit - 1/TAIT - 1) + \alpha 4(Dep/Ta) + sizei,t \quad (۱)$$

$$Sizeit = log\ (Sale1،t) \quad (۲)$$

اهرم مالی (DFL) [1]: در این پژوهش اهرم مالی شرکت به دو روش اندازه‌گیری شده است:

الف- ارزش دفتری جمع بدهی‌ها به ارزش دفتری جمع دارایی‌ها

ب-ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت بر ارزش دفتری جمع دارایی‌ها

افزایش بدهی در ساختار سرمایه ریسک مالی را افزایش می‌دهد، زیرا، بدهی همراه با پرداخت سود است و شرکت مجبور به پرداخت آن است. به میزان استفاده از بدهی برای تأمین مالی دارایی‌های یک شرکت اهرم مالی گویند و طبق رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

1 .Degree of Financial Leverage (DFL)

(۳) سود خالص قبل از مالیات (EBT)/ سود قبل از بهره و مالیات (EBIT) =(DFL) مالی اهرم

عدد حاصل از رابطه (۳) نشان‌دهنده عملکرد کلی شرکت است و باید با دقت محاسبه شود. تغییرات اهرم مالی در سود و زیان شرکت بسیار مؤثر است.

هزینه سرمایه (میانگین موزون هزینه سرمایه): هزینه سرمایه یک شرکت، نرخ متوسط بازده موردنظر سرمایه‌گذارانی است که در اوراق بهادار شرکت سرمایه‌گذاری کرده‌اند. به‌عبارت‌دیگر میانگین موزون هزینه تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های شرکت را هزینه سرمایه می‌گویند. منابع تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های شرکت، شامل بدهی‌های بلندمدت (نظیر وام و انواع مختلف اوراق قرضه)، سهام عادی و سهام ممتاز است. برای محاسبه نرخ هزینه سرمایه از میانگین موزون هزینه سرمایه استفاده‌شده است ،که برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ایران به‌صورت رابطه (۴) قابل‌محاسبه است:

$$WACC = (Ws + Ks) + (Wd + Kd) \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، W_s بیانگر وزن حقوق صاحبان سهام؛ W_d، وزن بدهی؛ K_d، نرخ هزینه بدهی و K_s ، نرخ هزینه حقوق صاحبان سرمایه است.

نرخ بازده موردنظر صاحبان سهام حداقل نرخی است که سهامداران انتظار دارند تا از سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده به دست آورند و به منظور تخمین آن اغلب از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای **(**CAPM) استفاده می‌شود. برای تعیین نرخ بازده بدهی‌ها نیز از نرخ بازاری که شرکت بدهی‌های خود را با آن نرخ بازپرداخت می‌کند، استفاده می‌شود.

قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

$$Ri = Rf + Bi\ (Rm - Rf) \quad (۵)$$

در رابطه فوق، R_i ، بازده مورد انتظار دارایی‌ها؛ R_m، بازده مورد انتظار بازار؛ R_f ، بازده بدون ریسک بازار و Bi ، بتای دارایی‌ها و همان ریسک سیستماتیک است، ریسکی که بر کل بازار بورس و اوراق بهادار حاکم است و هیچ ربطی به شرکت یا سهام به خصوصی ندارد. ریسک سیستماتیک را ریسک بازار یا ریسک غیرقابل‌حذف نیز، می‌گویند. این ریسک بر کل بازار حاکم بوده و در اکثر مواقع غیرقابل‌پیشگیری است. علاوه بر این ریسک، هر شرکتی می‌تواند یک ریسک مختص به خود را نیز تجربه کند.

Bi=بازده بازار / میانگین بازدهی (۶)

نکته مهمی که در استفاده از مدل‌های تنزیل شده جریانات نقدی باید رعایت کرد این است که با توجه به اینکه چه جریانات نقدی قرار است تنزیل شوند، باید نرخ تنزیل مناسب انتخاب شود. اگر جریانات نقدی پس از کسر هزینه‌های بدهی تخمین زده‌شده‌اند. این جریانات نقدی مربوط به سهامداران شرکت است و بنابراین، نرخ تنزیل مناسب همان نرخ بازده موردنظر سهام است، اما اگر جریانات نقدی هم شامل

پرداختی به بدهی‌ها و هم سهامداران باشد، نرخ تنزیل مناسب میانگین موزون هزینه سرمایه خواهد بود. رابطه محاسباتی این متغیر از مجموع میانگین هزینه سهام عادی و هزینه بدهی به شرح (۷) به دست می‌آید.

$$WACC = [Kd\,(1-t)] \times Wd + (Ke \times We) \qquad (۷)$$

هزینه بدهی

در این پژوهش نرخ بدهی حداقل نرخ سود تضمین‌شده اوراق مشارکت در قلمرو و زمانی پژوهش در نظر گرفته شده است که این نرخ تقریباً فاقد ریسک است. همچنین، با توجه به مفاد ۱۴۳ قانون مالیات‌های مستقیم که اشاره می‌کند«شرکت‌های که سهام آن‌ها برای معامله در بورس قبول می‌شود، از سال پذیرش تا سالی که فهرست نرخ در بورس حذف‌شده است درصورتی‌که کلیه نقل و انتقالات سهام از طریق کارگزاران بورس انجام و در دفاتر مربوطه ثبت گردد، از پرداخت ۱۰٪ مالیات شرکت معاف است». لذا نرخ مالیات یا t با توجه به معافیت مالیاتی مذکور به‌صورت ذیل مفروض شده است.

T= %25-10 %(25%) = 22/5%

هزینه سهام عادی با استفاده از مدل رشد گوردون و رابطه (۸) قابل‌محاسبه می‌شود.

$$Ke = Do\,(1+g)/po\ + g \qquad (۸)$$

برای محاسبه g از فرمول مقابل استفاده می‌شود:

در رابطه فوق، P_0 بیانگر ارزش سهام عادی در ابتدای سال مالی؛ D_0، سود تقسیمی هر سهم در سال گذشته؛ g، نرخ رشد سود تقسیمی سالانه؛ K_e، نرخ بازده مورد انتظار سهامداران عادی؛ D_1، سود تقسیمی هر سهم در پایان سال مالی و K_d، در این پژوهش نرخ هزینه بدهی حداقل نرخ سود تضمین‌شده اوراق مشارکت در قلمرو و زمانی پژوهش در نظر گرفته شده است که نرخ تقریباً فاقد ریسک ملحوظ گردید.

ارزش ذاتی سهام

مدل رشد گوردون را می‌توان طبق رابطه (۹) برای تعیین ارزش شرکت استفاده کرد:

$$V0 = DPS/\,(ke-g) \qquad (۹)$$

در این رابطه، V_0 بیانگر ارزش سهام؛ DPS، سود نقدی موردانتظار سال آینده؛ K_e، هزینه سرمایه صاحبان سهام و g، نرخ رشد سود نقدی است.

تقسیم سود نقدی: صورت جریان نقدی یا همان گردش وجوه نقد مشخص می‌کند یک واحد اقتصادی سرمایه خود را چطور خرج می‌کند، این سرمایه چطور وارد این کسب‌وکار می‌شود و درمجموع تحلیل صورت گردش وجوه نقد وضعیت کلی گردش وجوه نقد را در یک شرکت بررسی می‌کند و به

تصمیم‌گیری کمک می‌کند. تقسیم سود نقدی جز بورس به شمار می‌آید و به همین دلیل شرکت‌هایی که سود نقدی بالاتری تقسیم می‌کنند تقریباً قبل از برگزار مجمع عمومی عادی سالیانه رشد می‌کند و میزان سود نقدی احتمالی چند ماه قبل از برگزاری مجمع، در انتهای گزارش مالی برخی شرکت‌ها ذکر می‌شود. زمانی که یک شرکت بورسی بعد از سوددهی تصمیم می‌گیرد که پرداخت سود تقسیمی بیشتر را به حالت تعلیق دربیاورد، در این حالت سرمایه‌گذارانی که علاقه‌مند به سود نقدی هستند تمایل کمتری نسبت به نگهداری سهم در زمان برگزاری مجمع نشان می‌دهند. ازآنجا که سود سالانه شرکت به دو بخش؛ بخش اول، به‌عنوان سود صاحبان سهام و بخش دوم، به‌عنوان سود انباشته تقسیم می‌گردد. بخش مربوط به صاحبان سهام همان نرخ هزینه سرمایه و بخش دوم، به‌عنوان اندوخته‌ای به‌عنوان منبعی برای تأمین سرمایه به‌حساب می‌آید. نحوه اندازه‌گیری سود تقسیمی در این پژوهش سود تقسیمی هر سهم شرکت از طریق میزان سود تقسیمی هر سهم شرکت تقسیم بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره به ازای هر سهم به دست می‌آید و جهت محاسبه آن از رابطه (۱۰) استفاده می‌شود:

$$DIV* = DIV/TAi,t = 1 \qquad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، $DIV*$ معرف میزان سود تقسیمی هر سهم شرکت تقسیم‌بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره به ازای هر سهم؛ DIV، میزان سود تقسیمی هر سهم شرکت در دوره موردنظر و $Ta_{i,t}$، کل دارایی‌های ابتدای دوره به ازای هر سه است.

تحلیل داده‌ها

به‌منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌ها اطلاعات به‌دست‌آمده از نرم‌افزارهای ره‌آورد نوین و تدبیر پرداز و سایت اطلاعاتی بورس (کدال) در صفحه گسترده اکسل جمع‌آوری و سپس، جهت آزمون فرضیات و تجزیه‌وتحلیل از نرم‌افزار Eviews استفاده شده و برای آزمون فرضیه نیز از مدل رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. روش آماری مورداستفاده پژوهش داده‌های تلفیقی (پنل) می‌باشند. جهت تجزیه‌وتحلیل اطلاعات و داده‌ها از آماره‌های توصیفی شامل: میانگین، میانه، انحراف معیار و ... و آمار استنباطی شامل: همبستگی، رگرسیون، آزمون‌های مرتبط با رگرسیون اعم از آزمون **(T)**، **(F)** و دوربین واتسون استفاده‌شده است .

یافته‌های پژوهش

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه‌وتحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است.

جدول ۱ آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورداستفاده در پژوهش را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۰۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۸ ساله (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸) در جدول زیر ارائه‌شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	تعداد مشاهدات
سود نقدی	DPS	-۰/۰۱	-۰/۰۲	۳/۷۰	-۲/۳۶	۰/۹۹	۰/۰۹	۲/۹۵	۸۲۴
هزینه سرمایه	COFC	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۹	۰/۰۰	۰/۰۵	-۰/۳۶	۲/۱۱	۸۲۴
رشد شرکت	GROWTH	۰/۲۱	۰/۱۹	۱/۳۹	-۰/۹۶	۰/۳۶	۰/۷۷	۲/۸۹	۸۲۴
ارزش ذاتی سهام	V	۱/۴۶	۱/۳۵	۲۰/۵۴	-۱۵/۶۵	۰/۲۰	۱/۶۱	۱/۴۳	۸۲۴
نسبت بدهی	DEBT_RATIO	۰/۴۰	۰/۴۲	۰/۶۶	۰/۱۳	۰/۰۹	-۰/۲۸	۲/۳۵	۸۲۴
انعطاف‌پذیری مالی	FF	۰/۳۶	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۴۸	۰/۵۵	۱/۳۰	۸۲۴
اندازه شرکت	SIZE	۱۴/۲۳	۱۴/۱۱	۱۹/۲۴	۱۰/۵۰	۱/۴۶	۰/۵۳	۲/۰۳	۸۲۴
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۹۷	-۰/۹۳	۰/۳۲	-۰/۰۳	۲/۰۴	۸۲۴
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۴	۰/۱۱	۰/۴۸	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۹۴	۱/۲۳	۸۲۴
اهرم مالی	LEV	۰/۴۰	۰/۴۲	۰/۶۶	۰/۱۳	۰/۰۹	-۰/۲۸	۲/۳۵	۸۲۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، به‌منظور بررسی تحلیل همبستگی متغیرهای موردمطالعه از آزمون همبستگی استفاده‌شده است. اگر ضرایب همبستگی بین متغیرها نسبت بزرگ باشد، بیانگر هم خطی نسبت شدید است. جدول ۲ ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نمایش می‌دهد.

جدول ۲. همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	سود نقدی	هزینه سرمایه	رشد شرکت	ارزش ذاتی سهام	نسبت بدهی	انعطاف‌پذیری مالی	اندازه شرکت	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	بازده دارایی‌ها	اهرم مالی
سود نقدی	۱									
هزینه سرمایه	۰،۷۵۲	۱								
رشد شرکت	۰،۶۵۲	۰،۷۲۲	۱							
ارزش ذاتی سهام	۰،۵۴۲	۰،۶۲۳	۰،۳۲۰	۱						
نسبت بدهی	۰،۴۲۳	۰،۷۱۰	۰،۴۲۰	۰،۵۳۲	۱					
انعطاف‌پذیری مالی	۰،۳۲۵	۰،۶۲۰	۰،۳۳۵	۰،۴۲۳	۰،۵۱۰	۱				
اندازه شرکت	۰،۴۵۲	۰،۴۲۲	۰،۷۵۲	۰،۵۰۲	۰،۴۲۱	۰،۵۶۲	۱			
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰،۶۵۲	۰،۳۲۱	۰،۵۶۲	۰،۷۴۸	۰،۴۹۶	۰،۷۲۲	۰،۵۵۲	۱		
بازده دارایی‌ها	۰،۷۴۵	۰،۷۴۵	۰،۷۰۲	۰،۶۲۲	۰،۳۷۵	۰،۶۲۰	۰،۳۵۳	۰،۵۶۲	۱	
اهرم مالی	۰،۶۲۲	۰،۶۰۲	۰،۶۰۲	۰،۷۶۹	۰،۶۵۲	۰،۵۶۲	۰،۴۲۳	۰،۵۳۲	۰،۵۹۱	۱

*سطح خطای ۵ درصد منبع: یافته‌های پژوهش

در اینجا فرضیه H_0 این است که مشکل خودهمبستگی وجود ندارد. با توجه به احتمال آماره F که از ۵ درصد بیشتر است، فرضیه H_0 را پذیرفته و گفته می‌شود در این رگرسیون مشکل خودهمبستگی وجود ندارد. به‌علاوه طبق نتایج جدول ۲، ضرایب حاصل از ماتریس همبستگی بیانگر این است که ارتباط و همبستگی بین متغیرها در حد قوی است.

تعیین روش به‌کارگیری داده‌های پانل

تخمین مدل

در تخمین‌های تک معادله‌ای برای اخذ تصمیم اخیر از آماره آزمون F (لیمر) استفاده می‌شود. بر اساس نتایج این آزمون، درباره رد یا پذیرش فرضیه برابری آثار ثابت خاص شرکت‌ها و درنهایت، درباره انتخاب روش کلاسیک یا روش داده‌های پانل تصمیم‌گیری می‌شود.

جدول(۳) نتایج آزمون چاو (آماره F) مربوط به فرضیه فوق را در مورد مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون F (لیمر)برای انتخاب روش ترکیبی (Pooling) یا تلفیقی (Panel)

مدل	فرضیه صفر (H_0)	آماره F	p-value	نتیجه آزمون
مدل اول	اثرات خاص شرکت معنی‌دارS نیستند (روش Pooling مناسب است)	۲/۸۸	۰/۰۰	عدم تائید H_0 (روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود)
مدل دوم		۲/۶۵	۰/۰۰	عدم تائید H_0 (روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود)
مدل سوم		۱/۳۴	۰/۰۱	عدم تائید H_0 (روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود)
مدل چهارم		۳/۴۸	۰/۰۰	عدم تائید H_0 (روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود)
مدل پنجم		۳/۲۶	۰/۰۰	عدم تائید H_0 (روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود)

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۳) دیده می‌شود، در سطح اطمینان ۹۵ درصد در مدل پژوهش فرض صفر آزمون رد شده است، بنابراین، باید از روش داده‌های پانل استفاده نمود (در این آزمون با توجه به آماره F برای تمامی مدل‌های موردبررسی پژوهش روش داده‌های تابلویی موردپذیرش قرارگرفته است، زیرا در مدل موردنظر این احتمال صفر شده است). درنتیجه، بحث انتخاب از بین مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی پیش می‌آید که برای این منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

برای انتخاب بین مدل اثرات تصادفی یا اثرات ثابت از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌های پژوهش به شرح جدول(۴) است. نتایج جدول بیانگر آن است که در مدل پژوهش باید هم از روش اثرات ثابت و هم از روش اثرات تصادفی استفاده نمود.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

مدل	فرضیه صفر (H_0)	آماره‌ی χ^2	p-value	نتیجه آزمون
مدل اول	روش اثرات تصادفی مناسب است	۰/۷۷	۰/۹۷	تائید H_0 (روش اثرات تصادفی انتخاب می‌شود)
مدل دوم		۶/۶۵	۰/۲۴	تائید H_0 (روش اثرات تصادفی انتخاب می‌شود)
مدل سوم		۱۵/۸۳	۰/۰۰	عدم تائید H_0 (روش اثرات ثابت انتخاب می‌شود)
مدل چهارم		۱۰/۱۸	۰/۰۷	تائید H_0 (روش اثرات تصادفی انتخاب می‌شود)
مدل پنجم		۲۹۷۸/۲	۰/۰۰	عدم تائید H_0 (روش اثرات ثابت انتخاب می‌شود)

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

۱- بین انعطاف‌پذیری ساختار مالی با سود نقدی ارتباط معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه اول پژوهش بیان می‌دارد که بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با سود نقدی ارتباط معنی‌داری وجود دارد. همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، ضریب برآوردی (0/15)و آماره t (2/08) مربوط به انعطاف‌پذیری ساختارمالی (FF) مثبت و از نظر آماری معنی‌دار (0/03) است. بر این اساس، نتایج به‌دست‌آمده فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مورد تائید واقع می‌شود. بنابراین، می‌توان گفت بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با سود نقدی رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار وجود دارد و متغیر کنترلی بازده دارایی و اهرم مالی دارای رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر سود نقدی می‌باشند.

۲- بین انعطاف‌پذیری ساختار مالی با هزینه سرمایه ارتباط معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌دارد بین انعطاف‌پذیری ساختار مالی با هزینه سرمایه ارتباط معنی‌داری وجود دارد. همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، ضریب برآوردی (0/00-) و آماره t (1/06-) مربوط به انعطاف‌پذیری ساختارمالی (FF)، منفی و ازنظر آماری معنی‌دار (۰/۲۸) نیست. بر این اساس، نتایج به‌دست‌آمده فرضیه دوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد موردتائید واقع نمی‌شود. بنابراین، با توجه به این نتایج می‌توان گفت، بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با هزینه سرمایه رابطه معنی‌دار وجود ندارد و متغیر کنترلی بازده دارایی و اهرم مالی دارای رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر هزینه سرمایه می‌باشند.

۳- بین انعطاف‌پذیری ساختار مالی با رشد شرکت ارتباط معنی‌داری وجود دار.د

فرضیه سوم پژوهش بیان می‌دارد بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با رشد شرکت ارتباط معنی‌داری وجود دارد. همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، ضریب برآوردی (0/08) و آماره t (3/58) مربوط به

انعطاف‌پذیری ساختارمالی (FF) مثبت و ازنظر آماری معنی‌دار (0/00) است. بر این اساس، نتایج به‌دست‌آمده فرضیه سوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مورد تائید واقع می‌شود. بنابراین، با توجه به این نتایج می‌توان گفت بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با رشد شرکت رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد و متغیر کنترلی بازده دارایی و اهرم مالی دارای رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر رشد شرکت می‌باشند.

۴- بین انعطاف‌پذیری ساختار مالی باارزش ذاتی سهام شرکت ارتباط معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه چهارم پژوهش بیان می‌دارد بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی باارزش ذاتی سهام شرکت ارتباط معنی‌داری وجود دارد. همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، ضریب برآوردی (0/62) و آماره t (2/58) مربوط به انعطاف‌پذیری ساختارمالی (FF) مثبت و ازنظر آماری معنی‌دار (0/00) است. بر این اساس، نتایج به‌دست‌آمده فرضیه چهارم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مورد تائید واقع می‌شود. بنابراین، با توجه به این نتایج می‌توان گفت بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی باارزش ذاتی سهام شرکت رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد و متغیر کنترلی ارزش دفتری به بازار و بازده دارایی و اهرم مالی به ترتیب دارای رابطه منفی، مثبت و مثبت و معنی‌دار با متغیر ارزش ذاتی سهام شرکت می‌باشند.

۵- بین انعطاف‌پذیری ساختار مالی با نسبت بدهی ارتباط معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه پنجم پژوهش بیان می‌دارد بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با نسبت بدهی ارتباط معنی‌داری وجود دارد. همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود ضریب برآوردی (6/05-)و آماره t (1/90-) مربوط به انعطاف‌پذیری ساختارمالی (FF) منفی و ازنظر آماری معنی‌دار (0/05) نیست. بر این اساس، نتایج به‌دست‌آمده فرضیه پنجم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مورد تائید واقع نمی‌شود. بنابراین، با توجه به این نتایج می‌توان گفت، بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با نسبت بدهی رابطه معنی‌دار وجود ندارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت و بازده دارایی و اهرم مالی به ترتیب دارای رابطه منفی، مثبت و مثبت و معنی‌دار با متغیر نسبت بدهی می‌باشند. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش مدل‌های رگرسیونی برازش شده و به‌طور خلاصه در جدول ۵ ارائه‌شده است.

جدول ۵. خلاصه نتایج فرضیه‌های پژوهش

ردیف	فرضیه‌ها	رد یا تائید فرضیه	نوع رابطه
۱	بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با سود نقدی ارتباط معنی‌داری وجود دارد.	تائید	مثبت
۲	بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با هزینه سرمایه ارتباط معنی‌داری وجود دارد.	عدم تائید	-
۳	بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با رشد شرکت ارتباط معنی‌داری وجود دارد.	تائید	مثبت
۴	بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی باارزش ذاتی سهام شرکت ارتباط معنی‌داری وجود دارد.	تائید	مثبت
۵	بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با نسبت بدهی ارتباط معنی‌داری وجود دارد.	عدم تائید	-

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج پژوهش مشخص شد که بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با سود نقدی ارتباط معنی‌داری وجود دارد و این نتایج همسو با نتایج پژوهش نمازی و شیرزاد (۱۳۸۳) است. آن‌ها در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که به‌صورت کلی بین ساختار سرمایه شرکت و سودآوری آن رابطه مثبتی وجود دارد. اما این رابطه از نظر آماری در حد ضعیفی است. آن‌ها در تحلیل خود چنین استنباط کردند که رابطه بین ساختار سرمایه و سودآوری به نوع صنعت و تعریف سودآوری نیز بستگی دارد.

به علاوه، با توجه به نتایج پژوهش حاضر مشخص شد بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با هزینه سرمایه ارتباط معنی‌داری وجود ندارد. نتایج این پژوهش عدم‌همسویی با زندی و تنانی را نشان می‌دهد. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که بین انعطاف‌پذیری مالی (از شاخص‌های مانده وجه نقد به دارایی‌ها و مانده بدهی‌ها به دارایی‌ها استفاده نمودند) و عملکرد شرکت رابطه مستقیم وجود دارد. به‌بیان‌دیگر با افزایش و بهبود عملکرد شرکت بر میزان انعطاف‌پذیری مالی افزوده می‌شود. همچنین، نتایج این پژوهش عدم همسویی با نتایج گامبار و تریانتیس را نشان می‌دهد. آن‌ها در این پژوهش ارزش انعطاف‌پذیری را اندازه‌گیری نمودند و نشان دادند که ارزش انعطاف‌پذیری به هزینه تأمین مالی خارجی، نرخ مالیات شرکت، هزینه فرصت نگهداری وجه نقد، فرصت‌های رشد بالقوه شرکت و برگشت‌پذیری سرمایه بستگی دارد. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌هایی که با مشکلات مالی درگیر هستند، باید به‌طور هم‌زمان هم استقراض کرده و هم قرض دهند. همچنین، نتایج این پژوهش عدم همسویی با نصیرزاده و مستقیمان (۱۳۹۰) را نشان می‌دهد. نتایج به‌دست‌آمده توسط آن‌ها به شرح مقابل بود: "بین ساختار دارایی‌ها و فرصت‌های رشد شرکت با ساختار سرمایه رابطه معنی‌داری وجود ندارد، اما بین مؤلفه‌های سودآوری، نقدینگی و رشد شرکت با ساختار سرمایه رابطه معکوس معنی‌داری وجود دارد". به‌هرحال، نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش اگرچه قطعی نیست اما، بیشتر مؤید تئوری سلسله مراتبی است.

همچنین، با توجه به نتایج مشخص شد بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی باارزش ذاتی سهام شرکت ارتباط معنی‌داری وجود دارد. نتایج این پژوهش همسویی با امیاجر (۲۰۱۶) را نشان می‌دهد. او تاثیر انعطاف‌پذیری ارزش انعطاف‌پذیری مالی بر عملکرد شرکت‌های خریدار (جذب و تحصیل)، سایر شرکت‌ها شامل تفاوت‌های میان شرکت‌های درون‌گروهی و شرکت‌های مشابه خارج از گروه و همچنین، تأثیر بحران مالی ۲۰۰۸ را مورد ارزیابی قرارداد. اطلاعات پژوهش حدفاصل سال‌های (۲۰۱۲-۲۰۰۵) که دربرگیرنده ۳۸۸۲ مورد جذب تحصیل سایر شرکت‌ها توسط شرکت‌های خریدار (منجر به توسعه شرکت‌های اروپایی و آمریکایی گردید) بود و تاثیرانعطاف‌پذیری ارزش انعطاف‌پذیری مالی بر بازده غیرعادی انباشته شرکت‌های خریدار (تلفیقی) مورد انتظار بود، اما شواهد اساسی نشان از تاثیرانعطاف‌پذیری مثبت ارزش انعطاف‌پذیری مالی بر شرکت‌های تلفیقی و شرکت‌های مشابه خارج از گروه را داشت.

در نهایت، با توجه به نتایج پژوهش مشخص شد بین انعطاف‌پذیری ساختارمالی با نسبت بدهی ارتباط معنی‌داری وجود ندارد. نتایج این پژوهش عدم همسویی را با پژوهش خالقی مقدم و همکاران (۱۳۹۸) نشان می‌دهد. مطابق اجماع نظر خبرگان، مدل آن‌ها دارای دو بعد انعطاف‌پذیری مالی درونی و

انعطاف‌پذیری مالی بیرونی و سه مؤلفه اساسی ظرفیت بدهی، نگهداشت وجه نقد و اندازه بازار سرمایه است. هریک از مؤلفه‌ها نیز از طریق شاخص‌ها و عوامل تعیین‌کننده متعددی قابل‌محاسبه و اندازه‌گیری هستند. همچنین، نتایج این پژوهش با عدم همسویی را نشان می‌دهد. آن‌ها نشان دادند رابطه معنی‌داری بین نسبت بدهی شرکت و ساختار دارایی، سودآوری، ارزش بازار به ارزش دفتری، نسبت آنی و بازده دارایی‌ها وجود دارد. همچنین، یرابطه مثبت و معنی‌داری بین ساختار سرمایه شرکت با اندازه شرکت و نسبت پوشش هزینه بهره وجود دارد.

پیشنهادهای کاربردی

با توجه با نتایج به‌دست‌آمده به سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه توصیه می‌شود اطلاعات مربوط به انعطاف‌پذیری مالی را مدنظر قرارداد و در تصمیم‌گیری‌های خود لحاظ کنند. به سازمان بورس و اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود به‌صورت ادواری شرکت‌ها را ازنظر معیارهای انعطاف‌پذیری مالی رتبه‌بندی نماید، تا هم بر شفافیت بازار افزوده شود و هم سرمایه‌گذاران بازار سرمایه بتوانند با اتکا بر آن‌ها تصمیمات بهتری اتخاذ نمایند. با توجه به اینکه در اقتصاد امروز شرکت‌ها بایستی از هر فرصتی سرمایه‌گذاری و کسب سود استفاده نمایند، لذا شرکت‌هایی که دارای انعطاف‌پذیری بیشتری باشند قادر خواهند بود سودآوری خود را در آینده افزایش دهند لذا، به مؤسسات تحلیل‌گری توصیه می‌شود، شرکت‌ها را ازنظر انعطاف‌پذیری رتبه‌بندی نمایند تا هم بر شفافیت بازار افزوده شود و هم سرمایه‌گذاران بازار سرمایه بتوانند با اتکا بر آن‌ها تصمیمات بهتری اتخاذ نمایند.

به مدیران شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود که با اتکا بر نتایج پژوهش ارزش نهایی وجه نقد را برای شرکت‌های خود محاسبه نمایند و آن را در تصمیمات اخذ بدهی و تسهیلات مالی مور نظر قرار دهند. با توجه به اهمیت انعطاف‌پذیری در شرکت و توان بالقوه شرکت‌های با انعطاف‌پذیری مالی بیشتر در مقابله با بحران‌های مالی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری، پیشنهاد می‌شود، مدیران شرکت‌ها تصمیمات ساختار سرمایه خود را با توجه به حفظ انعطاف‌پذیری مالی شرکت و یا افزایش انعطاف‌پذیری شرکت اتخاذ نمایند. ارائه آموزش‌های لازم از طرق سازمان بورس اوراق بهادار به سهامداران، سرمایه‌گذاران و همچنین، کارشناسان بورس و سایر علاقه‌مندان در جهت افزایش آمادگی عمومی و آشنایی با معیارهای انعطاف‌پذیری مالی نیز پیشنهاد می‌گردد.

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

Booth L, V. Aivazian, A. K, Demirguc & V. Maksimovic (2001). Capital Structure in developing Countries. The Journal of Finance, Vol. LVI, No .۱pp: 87-130.

youn, S. (2008), How and when do firms adjust their capital structures toward targets? The Journal of Finance, 63(6), 3069-3096

Clark, B. J., (2010). The Impact of Financial Flexibility on Capital Structure Decisions: Some Empirical Evidence. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1499497 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1499497

DeAngelo, H. & DeAngelo, L. (2007). Capital structure, payout policy, and financial flexibility. Marshall School of Business, *California. SSRN Electronic Journal*, 1-25.

DeAngelo, H. DeAngelo, L. & Whited, T. M. (2010) Capital structure dynamics and transitory debt, Journal of Financial Economics 99(2), 235-261.

Dastgir, M. (2014). The Basics of Financial Management, Volume II, *Nofardazan Publishing House*, Tehran.

Donaldson G. (1969), Strategy for Financial Mobility, Harvard Business School, Boston, Massachusetts.

Donaldson G. (1969), Strategy for Financial Mobility, Harvard Business School, Boston, Massachusetts.

Fama. E.F, & French. K.R, (1992), The cross-section of expected stock returns, *Journal of finance*, 47, 427-465

Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (2003). Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure. *Journal of Financial Economics*, 67 (2), 217–248.

Hong, Z & Jason, Z. X. (2006 .(The Financing Behavior of Listed Chinese Firms. *The British Accounting Review*, 38, 239-258.

Haqit, H. & Bashiri, W. (2019), Investigating the relationship between financial flexibility and capital structure, *Journal of Accounting Knowledge*, 3 (8), 49- 71. (In Persian).

Khodaee, M. & Zareteymori, M. (2010). Effect of Financial Flexibility on Investment Decisions, *Financial Engineering and Portfolio Management*, 4(3), pp.155-173. (In Persian)

Marchica, M. & Mura R., (2007). Financial Flexibility and Investment Decisions: Evidence from Low-Leverage Firms, SSRN Electronic Journal. DOI:10.2139/ssrn.1108544

Meier, I., Bozec, Y., & Laurin, C. (2013). Financial Flexibility and the Performance During the Recent Financial Crisis. *International Journal of Commerce and Management*, 23*(2):* 74- 46.

Pourzmani, Z. & Maleki, M. (2019), Investigation of the relationship between financial flexibility and capital expenditures, Master's thesis of Azad University, Tehran Branch (In Persian).

Rahmani, A. & Gholami, F. (2019). The effect of financial flexibility on the amount of investment and value creation of companies, Master's thesis, *Faculty of Economics and Finance* (In Persian).

Rapp, S.M., Schmid, T., & Urban, D. (2014). The Value of Financial Flexibility and Corporate Financial Policy. *Journal of Corporate Finance,* 24*:* 211-312.

Sajjadi, S. H., Mohammadi, K. & Abbasi S. (2019), Investigating the effect of capital structure selection on financial flexibility, *Journal of Accounting and Auditing*, 12(42), 95. (In Persian)

Smith, G. (2014). After a Market Panic: Cash is King. *Managerial Finance*, 41*(*5*),* 516-534.

Sheri Anaghiz, S. Ghorbauni, N. (2015). The Relation between Financial Flexibility and Performance of Iranian Investment Firms from the Market Point of View. Empirical Research in Accounting, 4(3), 165-180. (in persian)

Shyam Sunder, L. & Myers, S.C. (1999). Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure. *Journal of Financial Economics*, 51, 219- 244.

Takami, Shigoo. (2016). Preserving and Exercising Financial Flexibility in the Global Financial Crisis Period: The Japanese Example. Corporate *Accounting & Finance*, 27*(4),* 13- 25.

Yan, B. (2013). An Analysis of the Factors Affecting Debt Financing Structure, *International Conference on Advances in Social Science, Humanities and Management*, 931-937.

Yung, k., Diane Li, D., & Jian, Y. (2015). The Value of Corporate Financial Flexibility in Emerging Countries. *Journal of Multinational Financial Management*, 32, 25-41.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۱۸-۹۳

مقاله پژوهشی

بررسی اثر تعاملی محدودیت و توسعه مالی بر تبیین رابطه بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آینده شرکت[۱]

مهدی خرم آبادی[۲]، سهیلا لشگرآراء[۳]، مریم اسدی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۹

چکیده

هدف این پژوهش بررسی اثر تعاملی محدودیت و توسعه مالی بر رابطه بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آینده شرکت می‌باشد. بدین منظور، داده‌های ۱۱۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار طی بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ بر اساس الگوی رگرسیونی داده‌های ترکیبی تحلیل گردید. یافته‌ها بیانگر این است که معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود بر سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر مثبت و معنی‌داری دارد. بدین معنی که نقدشوندگی بالاتر سهام منجر به افزایش سطح سرمایه‌گذاری آتی شرکت شده و از این طریق جریان ورود وجه نقد، افزایش و هزینه سرمایه مرتبط با سرمایه‌گذاری های آتی، کاهش می یابد. همچنین مقدار ضرایب و جهت معیارهای مرتبط با سنجش متغیر تعاملی محدودیت مالی بیانگر نقش تعدیل گری مثبت و معنی‌دار این متغیر بر رابطه بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آتی شرکت می‌باشد. به علاوه، معیار مرتبط با سنجش شاخص توسعه مالی نیز، بر رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی، نقش تعاملی داشته و افزایش این شاخص منجر به تقویت شدت رابطه بین متغیر مستقل و وابسته می‌گردد. مدیریت و سیاست گذاران می‌توانند با شناخت وآگاهی از عوامل موثر بر نقدشوندگی سهام و فرصت‌های بهبود و رشد سرمایه‌گذاری آتی شرکت ، جریان ورود نقدینگی را تسهیل و کاهش هزینه سرمایه شرکت‌ها را امکان‌پذیر سازند.

واژگان کلیدی: نقدشوندگی، سرمایه‌گذاری، محدودیت مالی، توسعه مالی، نقدشوندگی چندبعدی آمیهود.
طبقه‌بندی موضوعی: *G11, G32, G33*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.41634.2733
۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. نویسنده مسئول.
Email: M.Khorramabadi@pnu.ac.ir
۳. مربی، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. Email: S.lashgarara@pnu.ac.ir
۴. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. Email: ma.asadi@urmia.ac.ir

مقدمه

یکی از قابل تأمل‌ترین و چالش برانگیزترین مسائل عصر حاضر، موضوع توسعه پایدار اقتصادی است؛ به نحوی که تحقق آن به یکی از اهداف اساسی و استراتژیک سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کشورها تبدیل شده است. از جمله مولفه‌های مؤثر بر توسعه پایدار اقتصادی، سرمایه‌گذاری کارا و اثربخش است. برای این منظور، یک واحد تجاری برای سرمایه‌گذاری در طرح‌ها و پروژه های مختلف، باید آستانه یا میزان سرمایه‌گذاری را با توجه به محدودیت منابع، مورد توجه قرار دهد (مرادی و همکاران، ۱۴۰۰). منظور از سرمایه‌گذاری، اختصاص یا تبدیل وجوه مالی به یک یا چند نوع دارایی است که برای مدتی در زمان آتی نگه‌داری خواهد شد. مفهوم سرمایه‌گذاری دامنه وسیعی از اقدامات و فعالیت‌ها را از جمله سرمایه‌گذاری در گواهی‌های سپرده، اوراق قرضه، سهام عادی یا صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک شامل می‌شود (چارلز، پی جونز[1]، ۲۰۱۰). با توجه به اهمیت رشد و توسعه بازار سرمایه در یک کشور، شناخت عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری افراد در سهام شرکت‌ها، می‌تواند باعث توسعه و رشد بازار سرمایه گردد (ابراهیمی سروعلیا و همکاران، ۱۳۹۹). با عنایت به اینکه فرصت‌های سرمایه‌گذاری موجب تخصیص منابع مالی شرکت به منظور تحصیل درآمد یا کاهش هزینه‌ها می‌شوند، از این رو، اتخاذ سیاست‌های مالی منظم و اصولی برای ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری به منظور تداوم فعالیت و استمرار رقابت پذیری رویکردی اجتناب ناپذیر است (محمدزاده سالطه، ۱۳۹۵). به عبارت دیگر، فرصت‌های سرمایه‌گذاری به خودی خود اتفاق نمی‌افتند، بلکه باید آنها را به وجود آورد. (شوروزی و همکاران، ۱۳۸۹). سرمایه‌گذاران به طور عام در پی آن هستند که بیشترین بازده، کمترین ریسک و بیشترین قدرت نقدشوندگی را داشته باشند (سعیدی و دادار، ۱۳۸۸). نقدشوندگی و تداوم نقدشوندگی در بازارهای مالی بالاخص در زمان ایجاد بحران‌های مالی از جمله عواملی است که همواره سرمایه‌گذاران به آن توجه می‌نمایند (وینفرد و خلیفا، ۲۰۱۸[2]). عموما افزایش در نقدشوندگی سهام به طور فزاینده ای توأم با افزایش سرمایه‌گذاری در بازار است، زیرا افزایش نقدشوندگی بازار سرمایه ، باعث می‌شود که دارایی‌های مالی شرکت‌ها در یک نرخ هزینه سرمایه پائین‌تری تنزیل شوند (آمیهود و مندلسون[3]، ۱۹۸۸). بنابراین نقدشوندگی سهام شرکت‌ها از طرف سرمایه‌گذاران خرد و عمده همواره مورد تاکید بوده و به‌عنوان محرک مهمی برای انتخاب سهام توسط سرمایه‌گذاران در نظر گرفته می‌شود. به طور مشابه، عدم نقدشوندگی سهام به نوعی ریسک سرمایه‌گذاری در سهام و مانع جدی برای جذابیت خرید سهام تلقی می‌گردد (قادری و همکاران، ۱۳۹۶).

با توجه به مبانی اظهار شده، یکی از اهداف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه-گذاری آتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. پژوهش‌های متعددی در حوزه نقدشوندگی انجام شده است که بعضاً نتایج متفاوتی را نیز به دست آورده‌اند. به عنوان مثال، نتایج پژوهش کلهر و همکاران (۱۴۰۰)، بیانگر این است که نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری های آتی شرکت تاثیر

1. Charlz P jounz
2. Winifred and Khelifa
3. Amihud & Mendelson

مثبت و معنی‌داری دارد، این در حالی است که ندافی و پورعلی (۱۳۹۹)، با بررسی تأثیر نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌ها نشان دادند که نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری آتی شرکت تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. به علاوه، بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آتی در شرکت‌های بزرگ و کوچک و همچنین، شرکت‌های دارای تقارن اطلاعاتی و عدم‌تقارن اطلاعاتی تفاوت معنی‌داری وجود ندارد. از این رو، یکی از وجوه تمایز پژوهش حاضر با پژوهش‌های پیشین این است که برای متغیر نقدشوندگی، از معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود، استفاده شده است. زیرا این معیار هر دو بعد نقدشوندگی (حجم و بازده) را مورد توجه قرار می‌دهد ولی سایر معیارها تنها بر یکی از ابعاد مذکورتأکید دارند. از این رو، بکارگیری این معیار از دقت بالاتری برخوردار است (روبین، ۲۰۰۷ ؛ بزرگ اصل و همکاران، ۱۳۹۷).

یکی از موضوعات چالش‌برانگیز دیگر در نظام‌های اقتصادی جهان، موضوع توسعه مالی و کمبود و یا محدودیت منابع مالی است. در نظام‌های سوسیالیستی، دولت نقش مهمی را در توزیع مناسب منابع به منظور ایجاد بسترهای لازم برای در اختیار قرار گرفتن منابع اقتصادی برای عموم مردم برعهده دارد. این در حالی است که در نظام‌های اقتصادی آزاد و بازار محور، این بازار است که از طریق تجمیع اطلاعات در قیمت‌ها، امکان تخصیص بهینه منابع را فراهم می‌آورد تا روند توسعه مالی شرکت‌ها را بهبود بخشد و باعث کمک در جهت جلوگیری از محدودیت‌های مالی در شرکت‌ها شود (مهرانی و همکارن، ۱۳۹۴). بنگاه‌ها زمانی با محدودیت تأمین مالی مواجه می‌شوند که بین مصارف داخلی و مصارف خارجی وجوه تخصیص داده شده، شکاف معنی‌داری داشته باشند. با تعریف ارائه شده تمام شرکت‌ها را می‌توان به نوعی دارای محدودیت مالی دانست، اما سطوح محدودیت مالی متفاوت است (حقیقت و زرگر، ۱۳۹۲). زمانی که تفاوت بین مصارف داخلی و خارجی وجوه سرمایه‌گذاری در یک شرکت بالا است، آن شرکت بدون محدودیت مالی و یا محدودیت مالی کمتر است و به طور نسبی از دارایی‌های با قابلیت نقدشوندگی بالاتر برخوردار است و خالص دارایی‌های آن ها بالاتر است. لذا محدودیت مالی یعنی محدودیت‌هایی که مانع تامین وجوه مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری های مطلوب می‌گردد (حیدری هراتمه و شیرین‌بخش، ۱۳۹۶). وجود محدودیت‌های تأمین مالی داخلی و خارجی تاثیر متفاوتی بر روی حساسیت سرمایه‌گذاری به نسبت جریان‌های نقدی نیز دارد. لذا در این پژوهش به بررسی این سئوال پرداخته می‌شود که، نقش تعاملی محدودیت مالی بر تبیین رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران به چه صورت می‌باشد؟ محدودیت‌های مالی مورد توجه در این پژوهش شامل اهرم مالی و نرخ سود پرداختی و شاخص کاپلان و زینگلاس[1] می‌باشد.

از سوی دیگر، از جمله عوامل کلانی که می‌تواند ساختار سرمایه بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، موضوع توسعه مالی می‌باشد. یک سیستم مالی توسعه یافته و انعطاف پذیر به عنوان سیستمی که وظیفه تخصیص اعتبار به سمت *فرصت‌های* سرمایه‌گذاری به صورت بهینه را بر عهده دارد، بسترهای سرمایه‌گذاری بیشتری را فراهم می کند. بازارهای سرمایه توسعه‌یافته به خوبی مکانیزم‌های مرتبط با نقدینگی،

1. KZ

سرمایه‌گذاری، فرصت‌های رشد، متنوع سازی، تحصیل اطلاعات و تجهیز منابع برای تأمین مالی شرکت ها را فراهم می‌آورند (دوکو و همکاران[1]، ۲۰۱۱). به عبارت دیگر توسعه مالی عاملی است که حجم تامین مالی و کارایی مالی در یک اقتصاد را مشخص می‌نماید. باتوجه به نقش توسعه مالی در ساختار سرمایه شرکت‌ها، در پژوهش حاضر به این سئوال که آیا توسعه مالی رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند یا خیر؟ پاسخ داده خواهد شد.

بنابر آنچه که شرح داده شد، به نظر می‌رسد که محدودیت مالی و توسعه مالی دو عنصر کلیدی بر تبیین رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌ها می باشند. نتایج پژوهش‌های صورت گرفته حکایت از پایین بودن شاخص توسعه مالی در کشور دارد. شاخص توسعه مالی برای کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ترکیه، مالزی، اندونزی و برزیل بالای ۰/۵ می‌باشد در حالی که مقدار این شاخص برای کشور ایران به عنوان کشوری با درآمد متوسط، حدود ۰/۳ می‌باشد (هر اندازه عدد این شاخص به ۱ نزدیکتر شود، بیانگر توسعه مالی کامل است)، که بیانگر درجه توسعه یافتگی مالی پایین تر نسبت به کشورهای نام برده محسوب می‌شود که عمدتاً می‌تواند از عمق و کارایی پایین‌تر بازارهای مالی و موسسات مالی در شرایط محیطی ایران نشأت گیرد (بهشتی و همکاران، ۱۴۰۱). همچنین، در زمینه محدودیت مالی نیز یافته‌های تجربی بیانگر این است که بیش از ۶۰ درصد شرکت‌ها در کشور درگیر محدودیت‌های مالی با سطوح متفاوت می باشند که از عمده دلایل آن می‌توان به شرایط بد اعتباری و عدم توانایی در گرفتن وام، عدم توانایی در انتشار سهام جدید یا وجود دارایی‌های غیرنقد شونده نام برد (سلمانیان و همکاران، ۱۳۹۷؛ عبدی و همکاران، ۱۳۹۷). این در حالی است که با بهره‌گیری از ظرفیت نقدینگی ۶۰۰۰۰ (هزار میلیارد ریالی) کشور که به طور متوسط سالانه نیز ۳۰ درصد به آن اضافه می‌گردد، می‌توان با جلب اعتماد و حمایت واقعی از سرمایه‌گذاران، بخش عمده ای از نقدینگی موجود را به سمت بازار سرمایه هدایت نموده، تا ضمن کنترل تورم و برطرف نمودن محدودیت مالی بنگاه‌های تجاری با هزینه سرمایه پایین‌تر، هم به عمق‌بخشی به بازار سرمایه کمک نموده و هم اینکه زمینه های تغییر نوع نگاه و فرهنگ حاکم بر سرمایه‌گذاری در کشور مبنی بر گرایش از سرمایه‌گذاری در دارایی های مصرفی به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی را فراهم نمود. با وجود اینکه ارزش بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران در پایان سال ۱۴۰۱ از مرز ۹۰۸۳۳ (هزار میلیارد ریال) عبور کرد و در سال مزبور حجم معاملات به میزان ۲۸۶۸ میلیارد سهم و به ارزش ۱۴۰۵۹ (هزار میلیارد ریال) رسید، که تا حدودی بیانگر نقدشوندگی مناسب بازار نیز می‌باشد، لکن کماکان به نظر می‌رسد که بازار سرمایه ایران به واسطه ظرفیت عظیم و جذابی که دارد به جایگاه واقعی خود در اقتصاد نرسیده و پتانسیل جذب و هدایت نقدینگی سرگردان در جامعه و امکان افزایش توسعه یافتگی مالی کشور را دارد. بررسی‌های صورت گرفته نشان می‌دهد تاکنون هیچ پژوهشی به بررسی همزمان اثر تعاملی محدودیت مالی و توسعه مالی بر تبیین رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی نپرداخته است. از آنجا که محدودیت‌های مالی عاملی است که در سطح خرد بر نحوه تامین مالی شرکت‌ها متمرکز است، توسعه

1. Doku et all.,

مالی می‌تواند به عنوان عامل اقتصاد کلان که مرتبط با تامین مالی و سرمایه‌گذاری است، در نظر گرفته شود. ضمن اینکه توسعه مالی به عنوان یک عامل اقتصاد کلان، بیشتر موضوع پژوهش‌های اقتصادی بوده است و تاکنون تاثیر آن بر متغیرهای مالی و حسابداری مورد توجه پژوهش‌های چندانی نبوده است. از این رو، بررسی تاثیر دو عامل، بااهمیت خرد (محدودیت مالی) و کلان (توسعه مالی) بر یک رابطه مهم مالی در کنار استفاده از متغیرهای نقدشوندگی در ابعاد چندبعدی با معیار آمیهود که از دقت و انعطاف‌پذیری بالاتری برخوردار است و متناسب بازارهای فاقد زیرساختارهای کلان بازار سرمایه است، از نوآوری‌های پژوهش حاضر به شمار می‌رود که می‌تواند با ارائه شواهد تجربی، سیاست‌گذاران، مدیران و سرمایه‌گذاران را برای تصمیم‌گیری اثربخش‌تر یاری کند.

مبانی نظری و بسط فرضیه‌ها

محیطی که شرکت‌ها در حال حاضر در آن فعالیت می کنند، محیط در حال رشد و رقابت می‌باشد و شرکت‌ها نیز جهت پیشرفت و تداوم فعالیت، نیاز به توسعه فعالیت‌های خود از طریق سرمایه‌گذاری‌های جدید دارند (هاوکیومین[1]، ۲۰۰۹). برای این منظور، یک واحد تجاری برای سرمایه‌گذاری بهینه و کسب حداکثر بازدهی در طرح‌ها و راهکارهای متفاوت سرمایه‌گذاری، باید آستانه یا میزان سرمایه‌گذاری را با توجه به محدودیت منابع، مورد توجه قرار دهد. منظور از سرمایه‌گذاری، مصرف پول‌های در دسترس برای دستیابی به پول‌های بیشتر در آینده است؛ به بیان دیگر سرمایه‌گذاری به معنی به تعویق انداختن مصارف فعلی برای دستیابی به امکان تصرف و تملک بیشتر در آینده است (مرادی و همکاران، ۱۴۰۰). فردیناند و همکاران[2] (۱۹۹۹)، بیان می‌کنند که هر اندازه توانایی انجام سرمایه‌گذاری شرکت در آینده بیشتر باشد، شرکت دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری است. فرصت‌های سرمایه‌گذاری در واقع توانایی بالقوه سرمایه‌گذاری‌های شرکت به منظور کسب *فرصت‌های* رشد را نشان می‌دهد.

با توجه به اهمیت رشد و توسعه بازار سرمایه در یک کشور، شناخت عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری افراد در سهام، می‌تواند باعث توسعه و رشد بازار سرمایه گردد (ابراهیمی سروعلیا و همکاران، ۱۳۹۹). نقدشوندگی و تداوم نقدشوندگی در بازارهای مالی بالاخص در زمان ایجاد بحران‌های مالی از جمله عواملی است که سرمایه‌گذاران به آن توجه می‌نمایند (وینفرد و خلیفا[3]، ۲۰۱۸).

نقدشوندگی یکی از ویژگی‌های دارایی‌های مالی است که مرتبط با خرید و فروش سریع با هزینه اندک و حتی المقدور بدون تغییر قیمت است. نقدشوندگی و کارکرد آن در بازار سرمایه، به ویژه پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸ بیشتر مورد توجه و تاکید قرار گرفته است (آلتی و کالگیک[4]، ۲۰۱۹). به طور مشخص نمی‌توان یک تعریف معین برای مفهوم نقدشوندگی ارائه داد، زیرا هم به طور مستقیم قابل مشاهده

1. Hovakimian
2 . Ferdinand et all.,
3. Winifred & Khelifa
4. Altay & Calgic

نیست، و هم اینکه ابعاد گوناگونی دارد که نمی‌توان آنها را با یک مقیاس واحد سنجش و اندازه گیری نمود. بنابراین، نقدشوندگی اگرچه مفهوم و پدیده جدیدی در ادبیات مالی نیست، اما با این وجود نمی‌توان تعریف حدی قابل قبولی از آن ارائه داد. آدلر[1] (۲۰۱۷) بیان می‌کند که فقدان تعریف توافقی، ناشی از این واقعیت است که مفهوم نقدشوندگی از دیدگاه‌های مختلف اقتصادی ناشی می‌شود. از این رو، کارکرد نقدشوندگی را می‌توان اینگونه بیان کرد که چگونه می‌توان یک سهم را به آسانی و با کمترین محدودیت مبادله کرد و همچنین اینکه چگونه می‌توان شرایط تامین مالی شرکت‌ها را تسهیل کرد، اولی ناظر بر نقدشوندگی بازار و دومی مرتبط با نقدشوندگی تامین مالی است (قجربیگی و نقاط، ۱۴۰۰).

اساسا، یکی از کارکردهای اصلی و مؤلفه‌های مهم بازار سرمایه، نقدشوندگی است و سرمایه‌گذاران به صورت سنتی همواره تمایل به سرمایه‌گذاری در سهامی را دارند که بتوانند با سریع ترین زمان و کمترین هزینه ممکن آن را معامله کنند. واضح است که عدم نقدشوندگی به معنای ریسک نقدشوندگی، توأم با تاثیر منفی بر ارزش و بازده سهام می‌باشد. سرمایه‌گذاران ریسک پذیر به منظور جبران ریسکی که متحمل می‌شوند، خواستار بازده مازادی به نام صرف ریسک هستند و ترجیح آنها نیز سرمایه‌گذاری در سهامی است که از نقدشوندگی بالاتری برخوردار می‌باشد. از این رو، ریسک نقدشوندگی یکی از پارادایم های اصلی بازارهای مالی است که حداکثرسازی ثروت سهامداران را تحت تاثیر قرار می دهد (سرات و همکاران[2]، ۲۰۱۷). همواره ارزیابی عملکرد سبد سهام برای سرمایه‌گذاران ازلحاظ نقدشوندگی مهم است، خواه یک فرد، به‌صورت انفرادی سبد سهام خود را بررسی کند و یا سبد سهام یک شرکت سرمایه‌گذاری را مورد بررسی و تحلیل قرار دهد. می‌توان ادعا کرد که چون هزینه سرمایه مولفه و معیار مهمی به منظور تنزیل جریان نقدی آتی است، از این رو منطقی می‌باشد که انتظار رود که کاهش هزینه سرمایه ناشی از افزایش نقدینگی سهام، درنهایت موجب رشد سرمایه‌گذاری‌های آتی شود (الحسن و ناکا[3]، ۲۰۲۰). طیف گسترده ای از مطالعات، این استدلال که نقدشوندگی ، عامل تعیین‌کننده مهمی برای رفتار سرمایه‌گذاری شرکت است را تأیید کرده‌اند (رحیمیان و جان‌فدا، ۱۳۹۳). به عنوان مثال، چوردیا و همکاران (۲۰۰۸)[4]، نشان دادند که نقدشوندگی سهام با ایجاد درجه بالایی از کارایی اطلاعاتی، انگیزه سرمایه‌گذاران را برای سرمایه-گذاری افزایش داده و نهایتاً به توسعه بازار کمک می‌کند. از این رو مبتنی بر مبانی نظری پیش گفته، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر ارائه شده است:

فرضیه اول: معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود بر سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر مثبت و معنی‌داری دارد.

بحث محدودیت مالی یکی از موضوعات مهم و اساسی پیش روی تمام شرکت‌ها است. منظور از محدودیت مالی، عواملی است که مانع از تأمین همه وجوه مورد نیاز برای انجام سرمایه‌گذاری‌های مطلوب در شرکت‌ها می‌شوند (ابراهیمی و همکاران، ۱۴۰۱). این عوامل محدود کننده ممکن است از موارد متعددی

1. Adler
2. Serat et al
3 . Alhassan & Naka
4. Choridia et al

نشأت گیرد. ناتوانی در تأمین وجوه برای سرمایه‌گذاری، ممکن است ناشی از شرایط نامناسب اعتباری، ناتوانی در گرفتن تسهیلات، ناتوانی در صدور و انتشار سهام و همچنین وجود دارایی‌های غیر نقدشونده باشد. اساسا شرکت‌ها زمانی دچار محدودیت تأمین مالی می شوند که بین مصارف داخلی و مصارف خارجی وجوه تخصیص داده شده، با یک شکاف معنی‌داری روبه رو شوند (لاری دشت بیاض و همکاران، ۱۳۹۵). شرکت‌ها به منظور تصمیمات مرتبط با تأمین مالی، با دو منبع تأمین مالی داخلی و تأمین مالی خارجی مواجه‌اند. منابع مالی داخلی، عمدتا شامل جریان‌های وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی، فروش دارایی‌ها و سود انباشته می‌باشد و منابع مالی خارجی دربرگیرنده وجوه تحصیل شده از طریق بازارهای مالی مانند انتشار اوراق مشارکت، صدور سهام جدید و دریافت تسهیلات مالی از طریق بانک است. مدیریت با تصمیمات بهینه و تحلیل شرایط باید تصمیم بگیرد که وجوه مورد نیاز را چگونه و از چه محلی تأمین کرده و همچنین منابع مالی در دسترس را چگونه و در چه زمینه‌هایی مصرف کند که ارزش شرکت و منافع سهامداران حداکثر و *هزینه‌های* تامین مالی حداقل گردد. آنها می‌توانند این منابع مالی را صرف اجرای پروژه‌های سرمایه‌گذاری سودآور، تسویه بدهی‌های موعد رسیده، افزایش سرمایه در گردش و یا صرف پرداخت سود به سهامداران کنند. بدیهی است که اتخاذ هر کدام یا ترکیبی از استراتژی های فوق، نتایج متفاوتی را برای شرکت و منافع سهامداران ایجاد خواهد نمود (مدانلو و همکاران، ۱۴۰۰).

پژوهش‌های تجربی و مبانی نظری موجود بیانگر این است که محدودیت‌های مالی، توانایی مدیریت را به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری محدود می‌سازد. یکی از استنباط‌هایی که در این زمینه می‌توان ارائه نمود این است که شرکت‌هایی که با محدودیت های تأمین مالی مواجه هستند، ممکن است به دلیل هزینه‌های زیاد تأمین مالی، از پذیرفتن و انجام پروژه‌های باارزش فعلی خالص مثبت صرفنظر کنند که این اقدام ممکن است به سرمایه‌گذاری کمتر از حد منجر شود (وردی[1]، ۲۰۰۶). همچنین، طالبی و همکاران (۱۳۹۸) نشان دادند که محدودیت مالی بر سرمایه گذاری و *فرصت‌های* سرمایه گذاری، تأثیر منفی و معنی‌دار دارد. مقدس (۱۳۹۰)، به این نتیجه دست یافت که در شرایطی که بازار کامل نیست، شرکت‌ها با محدودیت مالی مواجه هستند. باتوجه به اینکه محدودیت‌های مالی دسترسی به وجوه موردنیاز برای سرمایه‌گذاری را محدود می‌کند، می‌تواند مانع اتخاذ تصمیمات بهینه شود. لذا فرضیه دوم پژوهش که مبتنی بر معیارهای سنجش محدودیت مالی است، به شرح زیر است:

فرضیه اصلی دوم: محدودیت مالی در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و منفی دارد.

فرضیه فرعی اول: اهرم مالی در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و منفی دارد.

فرضیه فرعی دوم: نرخ سود پرداختی در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و منفی دارد.

1. Verdi

فرضیه فرعی سوم: معیار KZ در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و منفی دارد.

لازم به ذکر است به منظور تحلیل و ارزیابی درست شرکت‌ها، در کنار عوامل داخلی می‌بایست عوامل خارجی مؤثر بر تامین مالی به منظور سرمایه‌گذاری، از جمله شاخص توسعه مالی را نیز مورد توجه قرار داد (چیت‌سازان و همکاران، ۱۳۹۸). اساسا انتظار این است که بخش مالی (مشتمل بر بازار سرمایه و بازار پول)، مبتنی بر ظرفیت و کارکرد ذاتی خود امکانات و تسهیلاتی به منظور افزایش سرمایه و توسعه ظرفیت واحدهای تجاری از طریق افزایش بدهی یا سهام و یا ترکیبی از این دو راهکار فراهم آورند. در این بین، اگر این دو بازار مهم و تاثیرگذار از توسعه یافتگی لازم برخوردا باشند و کارکرد خود را در اقتصاد به نحو مطلوبی ایفا نمایند، شرایط و زمینه های مرتبط با افزایش نقدینگی، تأمین مالی، سرمایه‌گذاری و همچنین *فرصت‌های* رشد را برای شرکت‌ها فراهم می‌کنند، که مجموعه اقدامات فوق منجر به توسعه مالی می گردد. یک بازار سرمایه پویا و نقدشونده بصورت سیستماتیک و با ابزارهای مالی متنوع شرایط تامین مالی ارزان و نسبتا آسان را برای واحدهای تجاری از طریق سرمایه گذاری سهامداران فراهم می‌سازد (دوکو و همکاران۲۰۱۱). لذا بدیهی‌ترین کارکردی که می‌توان برای توسعه یافتگی بازار سرمایه متصور شد، افزایش تأمین مالی و توسعه ظرفیت واحدهای تجاری با هزینه سرمایه پایین‌تر و به تبع آن توسعه مالی و کاهش نسبت بدهی به سهام بنگاه‌ها است. توسعه بازار سرمایه به منظور افزایش شاخص توسعه مالی می‌تواند سه اثر مستقیم بر روی ساختار مالی و شیوه تامین مالی آن داشته باشد: ۱- سهام بیرونی می‌تواند جایگزین بدهی بنگاه شود؛ این اثر، نسبت بدهی به سهام بنگاه را کاهش خواهد داد. ۲- سهام بیرونی جایگزین سهام داخلی بنگاه خواهد شد که این اثر، تغییری در نسبت بدهی به سهام بنگاه ایجاد نخواهد کرد. ۳- ممکن است توانایی شرکت در متنوع سازی ریسک ها افزایش یابد؛ اثر چنین افزایشی روی نسبت بدهی، به ساختار مالی بهینه بنگاه بستگی دارد (دمیرجیوک- کنت و ماکسیمویک[1]، ۱۹۹۵).

براساس دیدگاه‌های نظری و تجربی موجود، سیستم‌های مالی توسعه‌یافته از طریق کاهش هزینه‌های نظارت، معاملات و اطلاعات، نقشی اساسی در بهبود وظیفه واسطه‌گری مالی ایفا می‌کنند. نظام‌های مالی کارآمد با شناسایی و تأمین مالی فرصت‌های مناسب کسب و کار، تجهیز پس‌اندازها، پوشش و متنوع‌سازی ریسک و همچنین، تسهیل مبادلات کالاها و خدمات موجب گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌گردند. از سوی دیگر، افزایش کارایی در سیستم مالی در نهایت، با بهبود تخصیص منابع، ارتقای سرمایه‌گذاری و تسریع در انباشت سرمایه، موجبات رشد بالاتر اقتصادی را فراهم می‌آورد (کرین و همکاران،[2] ۲۰۰۴).

توسعه بازارهای مالی در اقتصاد، ارتباط تنگاتنگی با توسعه کل کشور دارد. سیستم‌های مالی با عملکرد خوب، اطلاعات مناسب و در دسترس فراهم می‌کنند که باعث کاهش هزینه‌های تراکنش و در مقابل بهبود تخصیص منابع و افزایش رشد اقتصادی می‌شود. اگر بازارهای مالی توسعه یابند، به ثبات اقتصادی و سیاسی کشورها کمک می‌شود. اگر توسعه مالی کشور بتواند منجر به رفع محدودیت مالی شرکت‌ها و ساختار سرمایه

1. Demirguc Kunt & Maksimovic
2 .Creane et al

مناسب برای آن ها شود، دولت می‌تواند با افزایش توسعه مالی کشور به اهداف کلان اقتصادی خود دست یابد (چیت‌سازان و همکاران، ۱۳۹۸). بنابراین، هدف دیگر پژوهش حاضر بررسی نقش تعاملی توسعه مالی بر رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. از این رو، فرضیه سوم پژوهش به شرح زیر است:

فرضیه سوم: توسعه مالی در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و مثبت دارد.

مرادی و همکاران (۱۴۰۰)، به بررسی تأثیر اعتماد بیش از حد مدیران بر رابطه تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۶ با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تأمین مالی داخلی با کارایی سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معنی‌داری دارد؛ و با وجود اینکه تأمین مالی داخلی بر بیش سرمایه‌گذاری رابطه مثبت دارد، اما ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. همچنین، تأمین مالی داخلی بر کم سرمایه‌گذاری رابطه منفی و معنی‌داری دارد و اعتماد بیش ازحد مدیران بر تبیین رابطه بین تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه منفی و معنی‌داری ندارد.

بهاروند و همکاران (۱۴۰۰)، به بررسی تأثیر محدودیت مالی بر رابطه بین وجه نقد مازاد با نقدشوندگی و استمرار معاملات سهام در بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی بازه زمانی بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ و با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و داده‌های ترکیبی پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر این بود که وجه نقد مازاد بر نقدشوندگی سهام و استمرار معاملات سهام تاثیر منفی دارد. سایر یافته‌ها نشان داد که محدودیت مالی، رابطه بین وجه نقد مازاد با نقدشوندگی سهام و استمرار معامله را تضعیف می‌کند.

ندافی و پورعلی (۱۳۹۹)، در پژوهشی به بررسی تأثیر نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری آتی شرکت-ها (مورد مطالعه بازار سرمایه ایران) برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۱ با استفاده از رگرسیون چندگانه به روش پانل-دیتا پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری آتی شرکت تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آتی شرکت در شرکت‌های بزرگ و کوچک و همچنین شرکت‌های دارای تقارن اطلاعاتی و عدم‌تقارن اطلاعاتی تفاوت معنی‌داری وجود ندارد.

دستگیر و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر محدودیت مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن اثر اقلام تعهدی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش در بین ۹۸ شرکت بورسی با استفاده از روش رگرسیون چندگانه، طی دوره ۱۳۹۵ الی ۱۳۹۸ در بین شرکت‌هایی که با محدودیت تأمین مالی مواجه هستند نشان می‌دهد محدودیت تأمین مالی موجب افزایش احتمال ریزش قیمت سهام می‌گردد. هم‌چنین، تأثیر مثبت بین محدودیت تأمین مالی و احتمال خطر سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن اثر اقلام تعهدی تشدید می‌گردد.

مسببی و دارابی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری شرکتی با نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج پژوهش برای بازه زمانی بین سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ مبتنی بر برآورد روش رگرسیونی ols، بیانگر این است که بین سرمایه‌گذاری شرکتی با نقدشوندگی سهام، ارتباط معنی‌دار وجود دارد. همچنین، محدودیت مالی بر رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری شرکتی و نقدشوندگی سهام تأثیر معکوس و معنی‌داری دارد.

عسکرزاده (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی رابطه میان نقدشوندگی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نمونه پژوهش شامل ۱۵۴ شرکت طی سالهای ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۳ با استفاده از روش رگرسیون چند متغیری بوده است. نتایج حاصله حاکی از وجود رابطه معنی‌دار و مستقیم بین *فرصت‌های* رشد و سرمایه‌گذاری و اندازه شرکت با نقدشوندگی سهام شرکت است. بدین معنا که شرکت‌هایی که دارای فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری بالاتری هستند از نقدشوندگی سهام بیشتری برخوردار بوده ضمن آنکه شرکت‌های کوچکتری نسبت به شرکت‌های متوسط و بزرگ دارای نقدشوندگی کمتری می‌باشند.

رضایی و شهداد (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تاثیر شاخص محدودیت تامین مالی شرکت بر نقدشوندگی پرداخته‌اند. نمونه پژوهش شامل ۹۹ شرکت طی سالهای ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۳ بورش اوراق بهادار می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه نشان می‌دهد در شرکت‌های با محدودیت تامین مالی بیشتر، رابطه نقدشوندگی دارایی با نقدشوندگی سهام بیشتر است.

کاظمی و حیدری (۱۳۹۱) به بررسی رابطه بین نقدشوندگی سهام و فرصت‌های سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی بین سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۹ با استفاده از الگوی رگرسیون چند متغیره پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معنی‌داری بین نقدشوندگی سهام و فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت وجود دارد. همچنین، نتایج بیانگر این است که بین نقدشوندگی سهام و بازده مورد انتظار سهامداران رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، نقدشوندگی سهام یکی از مؤلفه‌های افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کاهش هزینه سرمایه شرکت‌ها می‌باشد.

الحسن و ناکا (۲۰۲۰)، در پژوهشی به بررسی سرمایه‌گذاری آینده شرکت و نقدشوندگی سهام پرداخته‌اند. نتایج پژوهش در بین ۲۱ کشور با بازارهای نوظهور در بین سال‌های ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۵ مبتنی بر روش رگرسیونی چندمتغیره بیانگر آن است که بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آینده رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد. یافته‌ها همچنین بیانگر آن است که اثر نقدشوندگی بر سرمایه‌گذاری آینده شرکت با در نظر گرفتن نقش محدودیت‌های تامین مالی و توسعه یافتگی مالی، تاثیر بیشتری دارد.

چن و همکاران[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی چگونگی تاثیر نقدشوندگی سهام بر تصمیمات اهرمی شرکت‌ها در طی دوره زمانی ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۸ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداختند. نتایج نشان می‌دهد به طور معنی‌داری نقدشوندگی بیشتر سهام، اهرم مازاد شرکت‌ها را به وسیله کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و افزایش تهدید خروج

1. Chen et al

سهامداران عمده (از سهام) کاهش می‌دهد. نتایج هنگام استفاده از معیارهای مختلف نقدشوندگی سهام و اهرم مازاد و هنگام کنترل مشکلات احتمالی درونی شرکت نیز قابل اتکا می‌باشد.

جینگ و همکاران[1] (۲۰۱۷) به بررسی رابطه میان ریسک نقدشوندگی و ریسک شرکت پرداخته‌اند. نتایج پژوهش در بین ۱۳۷۰ شرکت آمریکایی طی سالهای ۲۰۱۵- ۲۰۰۲، بیانگر وجود ارتباط مثبت و معنی‌دار میان ریسک نقدشوندگی و ریسک شرکت بوده است.

بالمیر و وایتدد[2] (۲۰۱۷) رویکرد جدیدی مبتنی بر استفاده از سه معیار دسترسی به بازارهای سهام، بازارهای بدهی و بازارهای مالی خارجی و ارتباط آنها با بازده سهام به منظور اندازه گیری محدودیت مالی ارائه نمودند. نتایج پژوهش با استفاده از این رویکرد و بر اساس تحلیل متنی گزارش‌های سالانه شرکت‌های بورس آمریکا طی بازه زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۹۴ بیانگر وجود ارتباط معنی‌دار بین محدودیت مالی و بازده سهام شرکت‌های نمونه مورد مطالعه با استفاده از روش مزبور دارد. این در حالی است که این یافته‌ها با بکارگیری مدل پنج عاملی فاما و فرنچ قابل تبیین نیستند. از این رو، بکارگیری روش مزبور نتایج بهتری ارائه می نماید. دوکو و همکاران[3] (۲۰۱۱) به بررسی ارتباط بین توسعه بازار مالی و نحوه تأمین مالی (از طریق بدهی و سهام) شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس کشور غنا پرداختند. رویکرد مورد استفاده، روش پانل دیتا به منظور تحلیل داده‌های ۲۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار کشور غنا طی دوره زمانی بین سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۰۵ بود. نتایج پژوهش نشان داد با وجود اینکه اثر جایگزینی سهام با بدهی به عنوان یک چشم انداز و استراتژی مالی عمدتا به نفع تامین مالی از طریق سهام است، لکن با این وجود، توسعه بازار سرمایه همانند توسعه بازار پول، منجر به افزایش نسبت بدهی به سهام بنگاه‌ها می‌شود، که بیانگر وجود یک رابطه مکملی بین توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس کشور غنا است.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع کمی و در گروه تحقیقات اثباتی است. همچنین از نظر ماهیت، در زمره پژوهش‌های توصیفی – همبستگی قرار می‌گیرد که با استفاده از رویکرد قیاسی اقدام به تدوین مبانی نظری و با رویکرد تفسیری به بیان نتایج پرداخته می‌شود. در این پژوهش ابتدا برای تکمیل مبانی نظری، از روش کتابخانه‌ای و مطالعه منابع معتبر استفاده شده است. سپس برای گردآوری داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش، از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سایت مدیریت تحقیق، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار و سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

قلمرو زمانی پژوهش، سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ است. نمونه پژوهش متشکل از ۱۱۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به روش حذف سیستماتیک انتخاب و شامل شرکت‌هایی است که ویژگی‌های زیر را دارند: ۱- به منظور همگن شدن نمونه آماری در سال‌های مورد بررسی، شرکت‌ها پیش از سال ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند و طی دوره مد نظر تغییر فعالیت و یا

1. Jing et al
2. Buehlmaier & Whited
3. Doku et al

تغییر سال مالی نداده باشند. ۲- سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد۳- اطلاعات مالی آنها برای کل بازه زمانی مورد بررسی در دسترس باشد. ۴- سهام شرکت‌ها در هریک از سال‌های دوره پژوهش، وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشد ۵- شرکت‌های نمونه جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ و واسطه‌گری مالی، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نباشند. در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل داده‌های جمع‌آوری شده، از نرم‌افزارهای Eviews12 و spss16 استفاده شده است.

مدل‌های تجربی پژوهش

در این پژوهش به منظور بررسی تاثیر متغیرهای پژوهش از تحلیل رگرسیون استفاده شده است. با عنایت به مبانی نظری و پیشینه‌های مطرح شده، به تبعیت از پژوهش الحسن و ناکا (۲۰۲۰) و ون ویس (۲۰۰۴)، از الگوهای زیر که به صورت پانل دیتا تخمین زده می‌شود، استفاده خواهد شد:

فرضیه اول: معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود[1] بر سرمایه‌گذاری آینده شرکت[2] اثر معنی‌دار و مثبت دارد.

$$Capex_{it} = a_0 + \beta_1 ILLIQ_{it} + \beta_2 FCF_{it} + \beta_3 sales_{it} + \beta_4 q_tobin_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

فرضیه اصلی دوم: محدودیت مالی[3] در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و منفی دارد.

فرضیه فرعی اول: اهرم مالی[4] در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و منفی دارد.

$$Capex_{it} = a_0 + \beta_1 ILLIQ_{it} + \beta_2 lev_h_{it} + \beta_3\, ILLIQ_{it} * leve_{h_{it}} + \beta_4 sales_{it} + \beta_5 q_{tobin_{it}} + \varepsilon_{it} \qquad (۲\text{-}۱)$$

فرضیه فرعی دوم: نرخ سود پرداختی[5] در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و منفی دارد.

$$Capex_{it} = a_0 + \beta_1 ILLIQ_{it} + \beta_2 pay_h_{it} + \beta_3\, ILLIQ_{it} * pay_{h_{it}} + \beta_4 sales_{it} + \beta_5 q_{tobin_{it}} + \varepsilon_{it} \qquad (۲\text{-}۲)$$

1 . Amihud’s Multidimensional illiquidity measure
2 . Corporate future investments
3 . Financial constraints
4 . Financial leverage
5 . Interest rate paid

فرضیه فرعی سوم: معیار KZ[1] در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و منفی دارد.

$$Capex_{it} = a_0 + \beta_1 ILLIQ_{it} + \beta_2 kz_{it} + \beta_3\ ILLIQ_{it} * kz_{it} + \beta_4 sales_{it} + \beta_5 q_{tobin_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (۲-۳)$$

فرضیه سوم: توسعه مالی[2] در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعاملی معنی‌دار و مثبت دارد.

$$Capex_{it} = a_0 + \beta_1 ILLIQ_{it} + \beta_2 FD_{it} + \beta_3\ ILLIQ_{it} * FD_{it} + \beta_4 sales_{it} + \beta_5 q_{tobin_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل

- **نقدشوندگی (ILLIQ۳)** : همه معیارهای مطرح برای نقدشوندگی قادر به اندازه‌گیری تمام ابعاد آن نیستند (روبین[4]، ۲۰۰۷). ون ویس (۲۰۰۴)، معیارهای نقدشوندگی را به دو دسته معیار نقدشوندگی تک بعدی و چندبعدی تقسیم کرد. معیارهای نقدشوندگی تک بعدی تنها مبتنی بر معیارهای مبتنی بر حجم یا قیمت می‌باشند در حالی که معیارهای چندبعدی از چندین عامل در یک معیار استفاده می‌نماید. در چندبعدی ها علاوه بر موارد مربوط به بحث بازده که شامل قیمت ابتدا و انتهای دوره و سود پرداختی می‌باشند، افزایش یا کاهش سرمایه را نیز اندازه‌گیری می‌کنند. در این پژوهش از معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود که یکی از انواع معیار نقدشوندگی چندبعدی (نسبت روزهای با بازده صفر[5]، نسبت آمیهود و نسبت آمیوست[6]) است، به شرح ذیل استفاده شده است. عمدتا این معیار برای بازارهایی مانند بازار سرمایه کشور ما مناسب و متناسب است که فاقد زیرساختارهای کلان بازار سرمایه هستند و بازار از توسعه یافتگی لازم برخوردار نمی‌باشد. این معیار نسبت قدر مطلق بازده روزانه را به ازای حجم مبادلات و اثر قیمتی میزان سفارشات نشان می‌دهد.

$$ILLIQ = Average\left(\frac{\text{abs}\left(\text{daily return}_{id}\right)}{\text{daily volume}_{id}}\right) \times 1000000 \quad (۴)$$

daily return_{it}: بازده سهام مشخص i در روز مشخص t

1 . KZ index
2 . Financial development
3. Liquidity
4 . Rubin
5 . PZR
6 . Amivest

$$daily - return_{it} = \frac{(p_t - p_{t-1}) + DPS}{p_{t-1}}$$

p_t[1]: قیمت سهم i در زمان t

p_{t-1}: قیمت سهم i در زمان t

DPS[2]: میزان سود نقدی پرداخت شده سهام i

$daily\ volume_{it}$: ارزش ریالی معاملات سهام سهام مشخص i در روز مشخص t

متغیر وابسته

- **سرمایه‌گذاری آینده شرکت (capex)**: برای اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری آینده شرکت از معیاری که در مقاله الحسن و ناکا(۲۰۲۰) به کار رفته است، استفاده می‌شود. معیار مذکور برابر تغییرات در دارایی‌های سرمایه‌ای شرکت (اموال، ماشین‌آلات، تجهیرات و غیره بجز هزینه استهلاک) نسبت به کل دارایی‌ها می‌باشد.

$$\boldsymbol{capex = \frac{I_{it}}{TA_{it}}} \quad (۵)$$

I_{it}[3]: تغییرات در دارایی شرکت i در دوره t

TA_{it}[4]: مجموع دارایی های شرکت i در دوره t

متغیرهای تعدیل‌گر

- **محدودیت‌های تأمین مالی**: برای تعیین شاخص‌های محدودیت‌های مالی مطابق مقاله الحسن و ناکا عمل شده است. شاخص‌های اندازه‌گیری محدودیت مالی در این پژوهش عبارتند از:

الف) اهرم (Lev-h[5]) : نسبت بدهی‌های بلندمدت به مجموع دارایی‌ها. براساس این نسبت، شرکت‌ها را چارک‌بندی نموده و شرکت‌هایی که در چارک چهارم قرار می گیرند عدد ۱ و در غیر این‌صورت عدد صفر به آن تعلق می‌گیرد.

ب) نرخ سود پرداختی(pay_h[6]): نسبت سود پرداختی به درآمدهای قبل از آیتم های غیر عادی است. براساس این نسبت، شرکتها را چارک بندی نموده و شرکت‌های که در چارک اول قرار می گیرند عدد ۱و در غیر اینصورت عدد صفر به آن تعلق می‌گیرد.

ج) شاخص محدودیت مالی مبتنی بر رویکرد کاپلان و زینگلاس (kz) : برای اندازه گیری و سنجش محدودیت در تامین مالی واحدهای تجاری، از شاخص کاپلان و زینگالس[7] (۱۹۹۷) استفاده

1. Price
2. Devidened Per Share
3. Investment
4. Total Assets
5. High Leverage
6. High payout rate
7 Kaplan and Zingales

شده است که قبلا الگوی تعدیل شده آن در بورس اوراق بهادار تهران و به شرح زیر مورد استفاده قرار گرفته است. در این الگو، شرکت‌هایی که در پنجک های چهارم و پنجم قرار می‌گیرند، شرکت‌های دارای محدودیت مالی محسوب می‌شوند.

$$KZ = 17.330 - 37.486 * C - 15.216 * DIV + 3.394 * LEV - \mathbf{1.402} * MT \quad (۶)$$

در این الگو C[1] بیانگر نسبت موجودی نقد، DIV[2] سود تقسیمی، LEV اهرم مالی و MTB[3] نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری می‌باشد.

- **توسعه مالی (FD[4])**: توسعه بازارهای مالی در اقتصاد، ارتباط تنگاتنگی با توسعه کل کشور دارد. توسعه مالی بستر ساز افزایش نقدینگی، تخصیص بهینه منابع، شناسایی و تامین مالی *فرصت‌های* مناسب سرمایه‌گذاری و پوشش و متنوع سازی ریسک است. در این راستا در سطح خرد، هرچند افزایش نقدشوندگی سهام، رشد و توسعه شرکت‌ها را تسهیل می‌کند، لکن در سطح کلان، توسعه یا عدم توسعه سطح مالی کشور می‌تواند روند رشد را تسریع یا مانعی برای آن باشد. زیرا کمبود توسعه سیستم مالی در سطح کشور ممکن است مانع انجام سرمایه‌گذاری‌های بهینه و سود آور در سطح شرکت‌ها و در سطح کل اقتصاد شود. از این رو در این پژوهش برای اندازه‌گیری توسعه مالی، از نسبت ارزش بازار کل سهام به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است (الحسن و ناکا،۲۰۲۰).

متغیرهای کنترلی

به پیروی از پژوهش الحسن و ناکا (۲۰۲۰)، متغیرهای کنترلی عبارتند از:

FCF_{it}[5]: سود قبل از بهره ومالیات و استهلاک منهای سود تقسیمی تقسیم بر دارایی‌های ابتدا دوره شرکت i در دوره t

$sales_{it}$: لگاریتم فروش شرکت i در دوره t

q-tobinit : نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به علاوه ارزش دفتری بدهی ها تقسیم بر جمع کل دارایی‌های شرکت i در دوره t

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه ها

به منظور نمایش ویژگی‌های کلی متغیرهای پژوهش، در جدول زیر برخی از آمارهای توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، انحراف معیار، حداقل وحداکثر، چولگی و کشیدگی مشاهدات در جدول ۱ ارائه شده است.

1. Cach rate
2. Devidened
3. Market value to Book value
4. Financial Development
5. Free Cash Flow

جدول ۱: جدول آماره‌های توصیفی

متغیر	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
معیار نقدشوندگی آمیهود (Amihud)	-۹/۹	-۰/۰۰۰۱	-۰/۶۲۵	۳/۳۷	-۳/۸۵	۱۶/۹۲
سرمایه‌گذاری آینده شرکت (Capex)	۰/۰۰۰۶	۰/۱۴۵	۰/۰۵۴	۰/۰۰۱	۰/۴۹	۲/۳۹
لگاریتم فروش شرکت (Sales)	۲/۱۶	۹/۸۹	۵/۹۷	۱/۸۳	-۰/۲۵	۳/۴۸
نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بعلاوه ارزش دفتری بدهی ها تقسیم بر جمع کل دارایی ها (Q_tobin)	۰/۰۹	۳/۷۹	۱/۳۲	۰/۴۲	۱/۳۰	۵/۱
سود قبل از بهره ومالیات و استهلاک منهای سود تقسیمی تقسیم بر دارای ها ابتدا دوره (FcF)	-۰/۲۶	۰/۳۳۹	۰/۱۱	۰/۰۱۴	-۰/۹۶	۴/۰۲
نسبت بدهی های بلند مدت به مجموع دارایی‌ها (Leverage_high)	۰	۱	۰/۱۵۹	۰/۲۸	-۰/۲۸	۱/۰۷
نسبت سود پرداختی به درآمدهای قبل از آیتم‌های غیرعادی (Payoutrate_high)	۰	۱	۰/۱۷۹	۰/۳۳	۱/۰۵	۲/۱۱
شاخص کاپلان و زینگلاس (kz)	۰	۱	۰/۲۰۲	۰/۳۷	۰/۳۸	۱/۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول فوق ملاحظه می‌شود، مقادیرآمار توصیفی برای معیارهای کمینه، بیشینه، میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی ارائه شده است. با توجه به جدول ۱، در بین متغیرهای پژوهش، بیشترین میانگین مربوط به متغیر شاخص کاپلان و زینگلاس و کمترین آن متعلق به نقدشوندگی آمیهود می‌باشد. میانگین عددی سایر متغیرهای پژوهش هم بین دو عدد مذکور قرار دارند. در این بین، بیشترین نوسان مربوط به نقدشوندگی آمیهود و کمترین آن مربوط به سرمایه‌گذاری آتی شرکت می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

قبل از تخمین و برآورد مدل‌های پژوهش، ابتدا بایستی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی، تعیین گردد. برای این منظور لازم است آزمون F لیمر انجام شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای مدل پژوهش در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول۲ . نتایج آزمون F لیمر برای مدل‌های پژوهش

مدل پژوهش	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته‌شده
مدل ۱	۲/۷۲۹	۰/۰۰۰	مدل اثرات ثابت
مدل ۲	۳/۶۱۹	۰/۰۰۰	مدل اثرات ثابت
مدل۳	۳/۷۱۵	۰/۰۰۰	مدل اثرات ثابت
مدل۴	۳/۳۱۴	۰/۰۰۰	مدل اثرات ثابت
مدل ۵	۱/۳۱۶	۰/۱۴۱	مدل تلفیقی

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آماره و سطح خطای به دست آمده برای آزمون F لیمر و همچنین رد فرضیه H_0 برای مدل‌های ۱ تا ۴ تحقیق لازم است برای انتخاب از بین مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یا داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی، آزمون هاسمن نیز انجام شود. نتایج مربوط به آزمون هاسمن نیز در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌های پژوهش

مدل پژوهش	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته‌شده
مدل۱	۵/۷۱۲	۰/۰۰۱	مدل اثرات ثابت
مدل ۲	۶/۶۵۲	۰/۰۰۱	مدل اثرات ثابت
مدل ۳	۸/۷۱۵	۰/۰۰۵	مدل اثرات ثابت
مدل۴	۵/۳۱۴	۰/۰۰۱	مدل اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول ۳ ملاحظه می‌گردد، نتایج بیانگر رد شدن فرضیه H_0 برای مدل‌های پژوهش بوده است. در نتیجه، مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. از این رو، برای برآورد مدل پژوهش از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شده است.

در ادامه با توجه به مرور مبانی نظری و پیشینه های پژوهش، به تخمین مدل های تجربی و آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته می‌شود.

فرضیه اول: معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود بر سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر مثبت و معنی‌داری دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون فرضیه اول

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آمارهt	prob
Amihud	۰/۰۱۲۹	۰/۰۰۸	۲/۳۲۵	۰/۰۲۵
FCF	۰/۰۴۰	۰/۰۱۲	۳/۳۶۶	۰/۰۰۰۸
Sales	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰۹	۱۱/۳۸۹	۰/۰۰۰۰
Q Tobin	۰/۰۱۹	۰/۰۰۲	۹/۳۲	۰/۰۰۰۰
_cons	-۰/۰۴۲	۰/۰۰۶	-۶/۸۶۶	۰/۰۰۰۰
آماره F	۶۵/۵۳۹		احتمال آماره F	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۶۹۲		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق رابطه ۱، فرضیه اول مورد آزمون و بررسی واقع شد. همان طوری که ملاحظه می گردد مقدار p-value مربوط به آماره F فیشر ۰/۰۰۰ می‌باشد،که بیانگر معنی‌دار بودن مدل رگرسیون در سطح

اطمینان ٪۹۵ می‌باشد. مقدار ضریب تعیین برابر ۰/۶۹۲ بوده که بیانگر این است که حدود٪۷۰ تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای مدل قابل تبیین است.

براساس نتایج حاصل از تخمین مدل به روش رگرسیون خطی که در جدول ۴ آمده است، ضریب متغیر معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود (amihud)، برابر با ۰/۰۱۲۹ و احتمال آماره t برابر ۰/۰۲۵ (با سطح خطای کوچکتر از ۵ درصد) است. بنابراین، فرضیه اول پژوهش تایید و می‌توان گفت که بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه دوم: محدودیت مالی در رابطه میان معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعدیلگری معنی‌دار و منفی دارد.

فرضیه فرعی ۱: اهرم مالی در رابطه میان معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعدیلگری معنی‌دار و منفی دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی ۱ که مطابق با رابطه ۱-۲ کسب گردیده در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول۵. نتایج آزمون فرضیه فرعی ۱

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	prob
amihud	۰/۰۲۱۸	۰/۰۰۵۸	۳/۷۶۷	۰/۰۰۰۲
Leverage high	۰/۰۲۷۱	۰/۰۰۲۳	۱۱/۳۲۴	۰/۰۰۰۰
Leverage high* amihud	۰/۴۶۴۵	۰/۱۰۸۴	۲/۲۳۷۴	۰/۰۰۰۰
Sales	۰/۰۰۷۲	۰/۰۰۰۷	۹/۲۲۳۳	۰/۰۰۰۰
Q tobin	۰/۰۲۶۳	۰/۰۰۱۶	۱۶/۳۳۱۷	۰/۰۰۰۰
_cons	-۰/۰۲۳۷	۰/۰۰۴۸	-۴/۸۸۶۹	۰/۰۰۰۰
آماره F	۱۴۳/۲۶۱۸		احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۷۰۲۸		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۹۷۹

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار p-value مربوط به آماره F فیشر ۰/۰۰۰ می‌باشد و بیانگر معنی‌دار بودن مدل رگرسیون در سطح اطمینان ٪۹۵ می‌باشد. ضریب تعیین برابر ۰/۷۰۲۸ است و حاکی از آن است ٪۷۰ تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای مدل قابل‌تبیین و پیش‌بینی است.

با توجه به اینکه سطح معنی‌داری متغیر تعاملی ۰/۰۰۰ (کمتر از ٪۵) است بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که اهرم مالی بر رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی نقش تعدیل‌کنندگی دارد و چون ضرایب متغیر مستقل و تعدیل‌گر هم‌علامت هستند، بنابراین اهرم مالی بالا منجر به تقویت شدت رابطه مثبت و معنی‌دار بین نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آتی شرکت می‌گردد.

فرضیه فرعی ۲: نرخ سود پرداختی در رابطه میان معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعدیل‌گری معنی‌دار و منفی دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی ۲ که براساس رابطه ۲-۲ بدست آمده در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول۶. نتایج آزمون فرضیه فرعی ۲

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	prob
amihud	۰/۰۳۰۱	۰/۰۰۶۱	۴/۹۴۳۱	۰/۰۰۰۰
pay high	۰/۰۵۳	۰/۰۰۳	۱۷/۵۹۰۴	۰/۰۰۰۰
pay high* amihud	۰/۳۵۲۱	۰/۱۲۳۵	۳/۳۲۴۵	۰/۰۰۰۰
Sales	۰/۰۱۰	۰/۰۰۰۷	۱۲/۶۰۵۶	۰/۰۰۰۰
Q tobin	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱۷	۶/۲۹۴۸	۰/۰۰۰۰
_cons	-۰/۰۲۶۰	۰/۰۰۵۱	-۵ /۰۶۱۲	۰/۰۰۰۰
آماره F	۱۲۲/۰۹۶۶۷		احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۶۶۸۴		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۶۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار p-value مربوط به آماره F که بیانگر معنی‌دار بودن مدل رگرسیون می‌باشد، ۰/۰۰۰ است، بنابراین می‌توان گفت که مدل در سطح اطمینان ٪۹۵ معنی‌دار است. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری متغیر تعاملی ۰/۰۰۰ (وکمتر از ٪۵) است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که نرخ سود پرداختی بر رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی نقش تعدیل‌کنندگی دارد و چون ضرایب متغیر مستقل و تعدیل‌گر هم‌علامت هستند، بنابراین نرخ سود پرداختی بالا منجر به تقویت شدت رابطه مثبت و معنی‌دار بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی شرکت می‌گردد.

فرضیه فرعی ۳: معیار KZ در رابطه میان معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعدیلگری معنی‌دار و منفی دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی ۳ که طبق رابطه ۲-۳ کسب شد در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول۷. نتایج آزمون فرضیه فرعی ۳

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	prob
amihud	۰/۰۳۰۰	۰/۰۰۵۶	۵/۳۱۰۴	۰/۰۰۰۰
KZ	۰/۰۵۴۹	۰/۰۰۲۵	۲۱/۳۸۰۲	۰/۰۰۰۰
KZ * amihud	۰/۳۶۵۴	۰/۱۰۲۱	۳/۲۱۵۰	۰/۰۰۰۰
Sales	۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۰۷	۱۰/۹۷۰۱	۰/۰۰۰۰
Q tobin	۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۱۶	۶/۰۳۹۳	۰/۰۰۰۰
_cons	-۰/۰۱۷۵	۰/۰۰۴۸	-۳/۶۳۴۴	۰/۰۰۰۳
آماره F	۱۵۵/۰۶۵۱		احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۷۱۹۱		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۱۴۵

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار p-value مربوط به آماره F که بیانگر معنی‌دار بودن مدل رگرسیون می‌باشد، ۰/۰۰۰ بوده، لذا بیانگر آن است که مدل در سطح اطمینان ٪۹۵ معنی‌دار است. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری متغیر تعاملی ۰/۰۰۰ (کمتر از ٪۵) است، نتیجه می‌شود که معیار KZ بر رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی نقش تعدیل‌کنندگی دارد و چون ضرایب متغیر مستقل و تعدیل‌گر هم‌علامت هستند، بنابراین شاخص KZ منجر به تقویت شدت رابطه مثبت و معنی‌دار بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی شرکت می‌گردد.

آزمون فرضیه سوم: توسعه مالی در رابطه میان معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعدیلگری معنی‌دار و مثبت دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم که براساس رابطه ۳ بدست آمده در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول۸. نتایج آزمون فرضیه سوم

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	prob
amihud	۰/۴۲۵۴	۰/۲۰۱۳	۲/۲۳۵۴	۰/۰۰۰۰
FD	۰/۴۷۹۸	۰/۰۳۷۱	۱۲/۹۲۱	۰/۰۰۰۰
FD * amihud	۰/۴۲۵۵	۰/۷۰۲۱	۰/۱۴۹	۰/۰۰۰۰
Sales	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۰۹	۷/۰۹۱۴	۰/۰۰۰۰
Q tobin	۰/۰۱۱۱	۰/۰۰۲۰	۵/۵۰۶۰	۰/۰۰۰۰
_cons	-۰/۰۴۰۷	۰/۰۰۵۵	-۷/۳۸۸۷	۰/۰۰۰۰
آماره F	۹۲/۶۳۷۹		احتمال آماره F	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۶۰۴۷		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۹۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار p-value مربوط به آماره F که بیانگر معنی‌دار بودن مدل رگرسیون می‌باشد، ۰/۰۰۰ بوده است. لذا بیانگر آن است که مدل در سطح اطمینان ٪۹۵ معنی‌دار است. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری متغیر تعاملی ۰/۰۰۰ (کمتر از ٪۵) است، نتیجه می‌شود که ارزش بازار به تولید ناخالص ملی (شاخص توسعه مالی) بر رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی نقش تعدیل‌کنندگی دارد و چون ضرایب متغیر مستقل و تعدیل‌گر هم‌علامت هستند، ارزش بازار به تولید ناخالص ملی منجر به تقویت شدت رابطه مثبت و معنی‌دار بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی شرکت می‌گردد.

بحث و نتیجه‌گیری

در شرایط فعلی، محیطی که شرکت‌ها در آن فعالیت می‌کنند، محیطی پویا، رقابت پذیر و در حال رشد می‌باشد و شرکت‌ها به منظور پیشرفت و بقا در شرایط رقابتی، نیاز به توسعه فعالیت‌های خود از طریق سرمایه‌گذاری جدید دارند (هاوکیومین، ۲۰۰۹). بنابرین لازم است که عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری شناسایی گردد. از جمله عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری، نقدشوندگی است. تا به حال پژوهش‌های متعددی در خصوص

رابطه بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری در داخل و خارج از کشور انجام شده است. پژوهش حاضر این رابطه را از جنبه‌های دیگری مورد بررسی قرار داد. اول اینکه برای نقدشوندگی از معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود استفاده شد. ثانیا نقش تعدیل‌گری محدودیت مالی و توسعه مالی به عنوان عوامل بااهمیت خرد و کلان اقتصادی، بر رابطه بین نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آتی سنجش و تحلیل شد.

نتایج حاصل از فرضیه اول پژوهش، بیانگر آن است که بین نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آتی شرکت، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. به طور کلی می‌توان بیان نمود که افزایش نقدشوندگی سهام به عنوان یکی از متغیرهای مورد نظر سرمایه‌گذاران، منجر به افزایش ورود جریان های نقدی بیشتر به شرکت شده که این موضوع خود باعث کاهش هزینه سرمایه و کاهش ریسک سرمایه‌گذاران خواهد شد، لذا، این موضوع منجر به افزایش نگرش شرکت‌ها به سرمایه‌گذاری در آینده خواهد شد. نتیجه حاصل از آزمون این فرضیه با نتایج حاصل از پژوهش الحسن و ناکا (۲۰۲۰) که بیان می‌کند نقدشوندگی سهام منجر به افزایش سرمایه‌گذاری آینده در شرکت‌ها خواهد شد، سازگار است. همچنین با نتیجه پژوهش آمیهود و همکاران (۲۰۱۵) که بیان داشتند افزایش نقدشوندگی در سهام شرکت‌ها منجر به کاهش هزینه سرمایه و درنهایت، افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری خواهد شد، مطابقت دارد. در پژوهش‌های داخلی نیز نتایج مربوطه با پژوهش مسببی و دارابی (۱۳۹۷) همسو می‌باشد. آنها در پژوهش خود بیان کردند که سرمایه‌گذاری‌های شرکت با نقدشوندگی سهام دارای ارتباط مثبت و معنی‌داری است. همچنین، با پژوهش عسکرزاده (۱۳۹۵) که نشان دادند بین فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری با نقدشوندگی سهام ارتباط معنی‌داری وجود دارد و اندازه شرکت‌ها نیز بر این رابطه اثر دارد، مطابقت دارد.

در فرضیه دوم بیان شد که محدودیت مالی بر رابطه بین نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه-گذاری آتی شرکت نقش تعدیل‌کنندگی دارد. در این خصوص، سه فرضیه فرعی موردآزمون قرار گرفت؛ فرضیه فرعی اول (اهرم مالی در رابطه میان معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعدیل‌گری معنی‌دار و منفی دارد) به لحاظ معنی‌داری رابطه تأیید ولی به لحاظ جهت رابطه رد شد. فرضیه فرعی دوم مبنی بر اینکه نرخ سود پرداختی در رابطه میان معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت اثر تعدیلگری معنی‌دار و منفی دارد، به لحاظ داشتن رابطه معنی‌داری تأیید ولی به لحاظ جهت رابطه رد شد. فرضیه فرعی سوم دلالت بر وجود رابطه تعدیل‌گری مثبت و معنی‌دار شاخص KZ بر رابطه بین نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آتی داشت. لذا به طور کلی می‌توان اینگونه استنباط نمود که محدودیت مالی بر رابطه بین نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آتی نقش تعدیل‌کنندگی دارد و منجر به تقویت شدت رابطه مثبت بین نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آتی خواهد شد. نتیجه بدست آمده با نتایج حاصل از پژوهش الحسن و ناکا (۲۰۲۰) که بیان کردند، محدودیت تامین مالی از طریق معیارهای پرداخت سود نقدی پایین تر، اهرم با درجه بالا داشتن و همچنین، سطح بالای معیار کاپلن و زینگلاس بر آن رابطه اثر گذار هستند، مطابقت ندارد. دلیل این مهم می‌تواند تفاوت بستر انجام تحقیق باشد. با توجه به شرایط محیطی ایران که عمدتاً از عمق و کارایی پایین بازارهای مالی و موسسات مالی برخوردار است و همچنین سایر عوامل دیگر از قبیل مسائل

سیاسی و تحریم ها که فعالیت شرکت‌ها را تحت تاثیر قرار می دهد، می‌تواند عاملی جهت همسو نبودن نتیجه کسب شده باشد. همچنین، با نتایج پژوهش چن و همکاران (۲۰۲۰)، مبنی بر اینکه نقدشوندگی سهام به عنوان عامل اثر گذار بر اهرم شرکت‌ها خواهد بود، نیز سازگار است. به علاوه، فرضیه سوم پژوهش، یعنی اثر تعاملی توسعه مالی در رابطه بین معیار نقدشوندگی چندبعدی آمیهود و سرمایه‌گذاری آینده شرکت، از لحاظ وجود اثر تعدیل کنندگی و شدت تاثیر بر رابطه تأیید شد.

نتایج حاصل از پژوهش حاضر می‌تواند برای سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی، مدیران شرکت‌ها و همچنین، سازمان بورس اوراق بهادار حائز اهمیت باشد. در شرایطی که شرکت‌ها اغلب در خصوص زمان، محتوا و تاثیر احتمالی استراتژی های مرتبط با نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آتی شرکت با عدم اطمینان مواجه هستند، از این رو موضوع بررسی تاثیر عوامل موثر در این زمینه، مهم جلوه می نماید. از کارکردهای اصلی بازارهای مالی، ایجاد تسهیل و تسریع در فرآیند تبدیل دارایی‌های مالی به نقد و برعکس آن، تبدیل وجه نقد به دارایی مالی است. این ویژگی که از آن به عنوان نقدشوندگی یاد می‌شود، شریان حیاتی بازارهای مالی و یکی از متغیرهای بسیار مهم در ارزیابی دارایی های مالی به شمار می‌رود. از این رو، نقدشوندگی سهام شرکت‌ها از ابعاد مختلفی هم در سطح خرد و هم در سطح کلان اهمیت دارد که از جمله آنها می‌توان به اهمیت تاثیر نقدشوندگی بر سرمایه‌گذاری‌های آتی شرکت و هزینه سرمایه، عامل بهبود عملکرد شرکت‌ها و کل اقتصاد، عامل مورد توجه در مدیریت سبد سهام به همراه ریسک و بازده و بطور کلی، ثبات سیستم‌های مالی اشاره کرد. کما اینکه در پژوهش حاضر، رابطه مثبت و معنی‌دار بین نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری شرکت از مجرای افزایش ورود جریان‌های نقدی، کاهش هزینه سرمایه و کاهش ریسک سرمایه‌گذاران و به تبع آن افزایش نگرش شرکت‌ها به سرمایه‌گذاری در آینده تایید شد. بر این اساس، به سرمایه‌گذاران و مدیریت شرکت‌ها پیشنهاد می‌گردد که ضمن توجه به اهمیت و کارکرد نقش نقدشوندگی سهام در تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری خود، در تحلیل‌های مرتبط با نقدشوندگی سهام و سرمایه-گذاری‌های آتی شرکت، از معیارهای چندمتغیره نقدشوندگی آمیهود که از دقت و انعطاف بالاتری برخوردار هستند، بهره گیرند. همچنین، شاخص محدودیت مالی را بر اساس معیارهای اهرم بالا، سود پرداختنی و معیار کاپلان و زینگلاس که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت، به همراه عامل توسعه مالی، در ارزیابی خود مورد توجه قرار داده تا نتیجه مطلوب‌تری حاصل گردد. در پایان، به سازمان بورس و اوراق بهادار پیشنهاد می‌گردد شرکت‌ها را بر اساس معیارهای محدودیت مالی و توسعه مالی رتبه بندی نموده تا سرمایه‌گذاران با آگاهی بیشتری نسبت به تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری اقدام نمایند.

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

Abdi, E., Khodadad Kashi, F., Mosavi Jahromi, Y. (2018). The Effect of Financial Development on the Investment of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange, *Economic Modeling Research Quartery, 33(9): 7-42.* (In Persian).

Alhassan, A., Naka, A. (2020). Corporate future investments and stock liquidity: Evidence from emerging markets, *international review of economics & finance*, 65(C): *69-83.* DOI: 10.1016/j.iref.2019.10.002

Altay. E., Çalgıcı, S. (2019). Liquidity adjusted capital asset pricing model in an emerging market: Liquidity risk in Borsa Istanbul, *Borsa Istanbul Review*, 19(4): 297-309.

Amihud, Y., Mendelson, H. (1988). Liquidity and asset prices: financial management implications, *Financial Management, 17*: 5–15.

Asgarzadeh, G. (2016). The relationship between liquidity and investment opportunities in the shares of companies listed on the Tehran Stock Exchange, *Fourth National Conference on Management, Economics and Accounting, Tabriz, East Azerbaijan Industrial Management Organization,https://www.civilica.com/Paper-NDMCONFT04-NDMCONFT04_242.html.*(In Persian).

Baharvand, A., Dastgir, M & Soroushyar, A. (2021). The Impact of Financial Constraints on the Relationship between Excess Cash with Trading Continuity and Stock Liquidity, *Accounting and Auditing Review, 28(1): 31-53*. (In Persian).

Beheshti, M., Memarnejad, A., Torabi, T & Hosseini, S. (2022). Analysis of the effect of financial development and trade liberalization on economic growth in emerging economies and low-income countries (with a new perspective on the financial development index), *Financial Knowledge and Securities Analysis*, 15(1): 79-96. (In Persian).

Biddlea, C., Hilary, G., Verdic, S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics*, 48: 112- 131.

Bozorg Asl, M., Marfoue, M., Arabi, M. (2017). the relationship between limits-to-arbitrage and asset grow anomaly in companies, *Financial Accounting and Audit Research*, 10(39):65-80. (In Persian).

Buehlmaier, M., & Whited, T. (2017). Are Financial Constraints Priced? Evidence from Textual Analysis, *The Review of Financial Studies*, 31(7): 2693–2728.

Chitsazan, H., Mirlohi, S., & Nezhadolhoseini, N. (2021). The effect of financial development on the financing of companies listed on the Tehran Stock Exchange with Club convergence approach, *Journal of Investment Knowledge,* 40: 331-352. (In Persian).

Creane. S., Goyal, R., Mobarak, A & Sab, R. (2004). Evaluating Financial Sector Development in the Middle East and North Africa: New Methodology and Some New Results, *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 6: 79-101.

Dastgir, M., Sakiyrani, A., Salehi, N. (2019), Effects of Financial Constraints on Crash Risk of Future Stock Price in View of the Effects of Abnormal Accruals, *Journal of Accounting Knowledge*, 10(1): 67-90.

Demirguc Kunt. A & Maksimovic, V. (1995). Stock Market Development and Firm Financing Choices, *The World Bank Economic Review*, 10(2): 341-369.

Di, J. and Wang, L.L. (2018) Application of Improved Deep Auto-Encoder Network in Rolling Bearing Fault Diagnosis. *Journal of Computer and Communications*, 6(7): 41-53.

Doku, J., Adjasi, C & Sarpong, E. (2011). Financial market development and capital structure of listed firms: Empirical evidence from Ghana, *Serbian Journal of Management, 6(2):155-168.*

Ebrahimi Sarv Olya, M., Salimi, M.j & Ghouchi Fard, H. (2020). The effect of myopic investors' avoidance losses on the Tehran Stock Exchange, *Journal of Experimental Studies in Financial Accounting, 17(17): 89-124.* (In Persian).

Ebrahimi, S. K, Bahrami Nasab, Ali & Mehrabi Hashtchin, N. (2022). Investigating the effect of political communication on the relationship between financial constraints and abnormal returns, *Financial Management Strategy*, 10(36): 113-132. (In Persian).

Ferdinand, A., gul-Burch, T & Kealey. (1999). Chaebol, Inivestment opportunity set and corporate Debt and dividend policies ofkoreancompanie, *review of Quantitativefinance and Accounting,* (13) 4: 401-416.

Ghajarbeigi, M & Nafat, Farzan. (2021). Investigate the relationship between liquidity, earnings management and expected stock returns, *new research approaches in management and accounting*,5(71): 194-211. (In Persian).

Ghaderi, K & Ghaderi, S. (2017). Impact of Stock Liquidity on Earnings Management Based on Discretionary Accruals and the Actual Items, *Journal of Accounting and Social Interests,*7(3) :21-40. (In Persian).

Haghighat, H & Zargar Fiugi, y. (2013). The effect of financial and cash constraints on investment sensitivity to cash flow, *Applied research in financial reporting,*2(3): 149-174. (In Persian).

Heidari Haratemeh, M & Shirinbakhsh, S. (2017). The Impact of the Dividend Policy and Ownership Structure on the Financing Constraints, *Journal of Accounting and Social Interests, 7* (4): 89-104. (In Persian).

Hovakimian, G. (2011). Financial constraints and investment efficiency: Internal capital allocation across the business cycle, *Journal of Financial Intermediation,* 20(2): 264-283.

Kalhor, S., Reiszadeh, M. & Alipour. (1400). The effect of stock liquidity on future investment considering the moderating role of economic sanctions, *New Achievements in Humanities Studies*, 4 (39): 105-119. (In Persian).

Kazemi, H & Heidari, A. (2012). The relationship between stock liquidity and investment opportunities, Quarterly Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis,5(4): 21-31. (In Persian).

Khajavi, S & Salehi nia, M. (2015). Financing Limitations and Company Growth (Case Study: Tehran Stock Exchange), *Financial Accounting Quarterly,*7(25): 29-48. (In Persian).

Lari Dasht Bayaz, M., Salehi, M & Sekhavatpour, M. (2018). The Relationship between Financial Constraints, the Structure of Assets and Financing in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Journal of Asset Management and Financing,* 6(1): 181-196. (In Persian).

Mehrani, K., Tahriri, A & Farhadi, S. (2016). Business cycle life cycle, capital structure and value of companies listed on the stock exchange. *Journal of Accounting knowledge*, 5(17) :163-180. (In Persian).

Mosabebi, S & Darabi, R. (2018). The Relationship between Corporate Investment and Stock Liquidity with Emphasis on Critique of Financial Constraints in the Iranian Capital Market, *Journal of Economics and Business*,9(19): 63-78. (In Persian).

Moradi, M., Oskou, V & Dalir, K. (2021). A survey the impact of Managerial overconfidence the Relationship between internal financing and investment efficiency, *Shabak specialized scientific journal*,7(5): 21-32. (In Persian).

Modanlou, F., Naderian, A., Khozin, A & Goganli Dooji, J. (2022). Investigating the relationship between free cash flow, investment sensitivity and the moderating role of financial constraints, *Financial Economics, 57: 309-331*. (In Persian).

Mohammadzadeh salteh, H. (2015). The impact of investment opportunities, company growth and capital productivity The performance of the company in the capital market of Iran, *Productivity management*, 9(36): 141-162. (In Persian)

Nadafi, Z & Pourali, M.R. (2020). The Effect of Stock Liquidity on Company´s Future Investment: A Study of the Iranian Capital Market, *Innovation management and operational strategies, 1(3):* 269-283. (In Persian).

Norouzi, M & Aflatouni, A. (2019). Investigating the existence of the optimal level of working capital management and the effect of financial constraints on the existing optimal level, *Empirical accounting research*,8(31): 1-22. (In Persian).

Rahimian, N & Janfada, R. (2014). Corporate governance system and financial constraints (investment sensitivity to cash flow), *Investment Knowledge Research*, 3(10): 25-45. (In Persian).

Rezae, N & Shahdad, M. (2016). The effect of corporate financing constraint index on liquidity, First International Conference on Management, Accounting, Educational Sciences and Resistance Economics; Action and practice, *Baran Andisheh Scientific Research Company.* https://www.civilica.com/Paper-MAESREAI01-MAESREAI01_135.html

Rubin, B. (2007). The design versus the analysis of observational studies for causal effects: parallels with the design of randomized trials, *Statistics in Medicine*, 26(1): 20-36.

Saedi, A & Dadar, O. (2009). Investigating the relationship between stock liquidity, especially the liquidity of previous periods in the Tehran Stock Exchange, *Journal of Management Studies*, 16: 75-98.

Saleh, I., Abu Afifa, M. (2020). The effect of credit risk, liquidity risk and bank capital on bank profitability: Evidence from an emerging market, *Cogent Economics & Finance*, 8(1): 1-13.

Salmanian, M., Vakili Fard, H., Hamidian, M., Saraf, F& Darabi, R. (2017). Presenting a forecasting model of financial constraints (case study: government companies admitted to the Tehran Stock Exchange), *Government Accounting*, 4(2): 93-104. (In Persian).

Searat, A., Benjamin, L & Jen, S. (2017). Corporate governance and stock liquidity dimensions: Panel evidence from pure orderdriven Australian market, *International Review of Economics and Finance.* 50(C): 275-304.

Shorouzi, M.R, Boroumand, R., Sadeghi Panah, J. (2010). Relationship between investment opportunities and deviden policy, *Quantitative studies in Abhar management*, 1(2): 110-130. (In Persian).

Talebi, B., Pakmaram, A., Mojarad alaea, M. (2018). The relationship between financial constraints and investment: with emphasis on the cash flow pattern life cycle, *perspective of accounting and management*, 2(15): 67-81.

Winifred, H & Khelifa M. (2018). Excess cash, tradingcontinuity, and liquidity risk, *Journal of Corporate Finance*, 48(C): 275-291.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۴۶-۱۱۹

مقاله پژوهشی

ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و ریسک سقوط آتی قیمت سهام: نقش تعدیلی عدم‌تقارن اطلاعاتی و چرخه عمر [۱]

اعظم پوریوسف [۲]، مهدی ثقفی [۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۰۱

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر سیاست تعیین ساختار سرمایه (سیاست محافظه‌کارانه و غیر محافظه‌کارانه) بر ریسک سقوط قیمت سهام می‌باشد. در این راستا، اطلاعات۱۴۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۴۰۰ با استفاده از رگرسیون چندگانه با کنترل اثرات ثابت سال و صنعت مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد ساختار سرمایه محافظه‌کارانه تاثیر معنی‌داری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام ندارد. همچنین، عدم‌تقارن اطلاعاتی، رابطه ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و ریسک سقوط آتی قیمت سهام را برجسته می‌کند؛ ولی چرخه عمر شرکت بر رابطه ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و ریسک سقوط آتی قیمت سهام تاثیر معنی‌داری ندارد. با توجه به یافته‌های فوق می‌توان گفت شرکت‌های دارای ساختار سرمایه محافظه کارانه، امکان بیشتری برای استفاده از فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری از یک طرف و کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه از طرفی دیگر، دارند و با احتمال کمتری با ریسک سقوط آتی قیمت سهام مواجه باشند. این نتیجه‌گیری در اقتصاد تورمی ایران نیز، صدق می‌کند.

واژگان کلیدی: سیاست مالی محافظه‌کارانه، ریسک سقوط قیمت سهام، انعطاف‌پذیری مالی، عدم‌تقارن اطلاعاتی و چرخه عمر.

طبقه‌بندی موضوعی: *G32, O16,D53*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.43675.2818

۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، حسابداری و اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. نویسنده مسئول.
Email: Pouryousof@pnu.ac.ir

۳. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، حسابداری و اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.
Email: Saghafi.mahdi@pnu.ac.ir

مقدمه

ناهمگونی هزینه‌های انتخاب نامطلوب و هزینه‌های تعدیل در شرکت‌ها باعث ایجاد اختلاف در ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌شود(مایر[1]، ۱۹۷۷). تئوری سلسله مراتب تأمین مالی[2]، تئوری زمان‌بندی بازار[3] و عدم ارتباط[4] بر این فرض استوارند که سطح بهینه‌ای از اهرم مالی (به عنوان شاخص ساختار سرمایه) وجود ندارد. با این وجود، شواهد تجربی بسیار زیادی در حمایت از وجود یک ساختار سرمایه بهینه وجود دارد(هوانگ و ریتر[5]،۲۰۰۹ و فالکندر، فلنری، هانکینز و اسمیت[6]،۲۰۱۲). بررسی‌های صورت‌گرفته در ایالات متحده نشان می‌دهد شرکت‌ها در سطوح و شرایط مختلف، انعطاف‌پذیری را در ساختار سرمایه هدف خود حفظ می‌کنند (گراهام و هاروی، ۲۰۰۱). انعطاف‌پذیری مالی همچنین در شرکت‌های اروپایی عاملی مهم در تعیین ساختار سرمایه به شمار می‌رود(برونن، دی‌جانگ و کوجیک[7]،۲۰۰۶). وجود هزینه‌های معاملات (لری و رابرتز[8]،۲۰۰۵) و هزینه‌های انتخاب نامطلوب(مایرز و ماجلوف[9]،۱۹۸۴) ممکن است انعطاف‌پذیری مالی یک شرکت را با حفظ ذخایر نقدی بالاتر و جلوگیری از تأمین مالی از طریق بدهی به منظور حفظ ظرفیت بدهی کافی و امکان استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی افزایش دهد. مودیلیانی و میلر[10](۱۹۵۸) بیان می‌دارند که شرکت‌ها حتی در دنیای بدون اصطکاک ظرفیت بدهی اضافی خود را حفظ می‌کنند. انعطاف‌پذیری مالی و محدودیت‌های مالی یکی از مهمترین دلایل اتخاذ رویکرد محافظه‌کارانه در ساختار سرمایه محسوب می‌شوند. مطابق با تئوری سلسله‌مراتب، جریان‌های نقدی ایجادشده توسط فعالیت-های داخلی شرکت‌ها می‌توانند به منظور تأمین سرمایه طرح‌های دارای ارزش فعلی خالص مثبت استفاده شوند. بنابراین، وجه‌نقد می‌تواند به عنوان جایگزین بدهی در نظر گرفته شود. پژوهش‌گران و شاغلان حرفه‌ای وجه نقد را به عنوان بدهی منفی در نظر می‌گیرند (گامبا و تریانتیس[11]، ۲۰۰۸؛ بیگلی، مارتین-کندو و سنچز-ویدال[12]، ۲۰۱۴). بنابراین، محافظه‌کاری مالی هم با نسبت بدهی کم و هم با سطح بالای نگهداشت وجه نقد حاصل می‌شود(بیگلی و همکاران، ۲۰۱۴). براین اساس، در این پژوهش پیش‌بینی می‌شود که اگر سیاست‌های محافظه‌کارانه شرکت نوعی تصمیم داوطلبانه آن شرکت باشد، در هر زمان که شرکت با کسری مالی روبرو شود از وجوه نقد و همچنین ظرفیت استقراض برای تحقق نیازهای مالی خود استفاده می‌کند. فالکندر و همکاران(۲۰۱۲) نشان می‌دهند که جریان‌های نقدی یک عامل مهم در تعدیل

1. Myers
2. pecking order theory
3. market timing theory
4. irrelevance theory
5. Huang & Ritter
6. Faulkender, Flannery, Hankins & Smith
7. Brounen, De Jong & Koedijk
8. Leary & Roberts
9. Myers, S. C; & Majluf
10. Modigliani & Miller
11. Gamba & Triantis
12. Bigelli, Martín-Ugedo & Sánchez-Vidal

ساختار سرمایه می‌باشند. نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها همچنین می‌تواند جایگزینی برای تأمین مالی خارجی باشد. به ویژه هنگامی که هزینه تأمین مالی در بازار سرمایه بالا باشد، ذخیره وجوه نقد محدودیت-های مالی مورد انتظار در آینده را کاهش می‌دهد (آلمیدا، کمپلو و ویسیچ [1]، ۲۰۰۴).

در این پژوهش، مطابق با مطالعاتی نظیر المدیا و کمپلو (۲۰۰۷) و بیگلی و همکاران(۲۰۱۴)، شرکت های دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه را با نسبت خالص بدهی مشخص می‌کنیم. برای در نظر گرفتن تداوم رفتار، شرکت‌هایی به عنوان محافظه‌کار مالی در نظر گرفته می‌شوند که به مدت دو سال پیاپی در پایین‌ترین پنچک نسبت تعدیل بدهی خالص صنعت قرار دارند و بقیه شرکت‌ها به عنوان غیر محافظه کار تعریف می‌شوند. شرکت‌های دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و شرکت‌های دارای ساختارسرمایه غیرمحافظه‌کارانه(جسورانه) با سطوح مختلفی از اصطکاک و محدودیت‌های تأمین مالی روبرو باشند، لذا انتظار می رود ریسک سقوط قیمت آتی سهام آنها متفاوت باشد. شرکت‌های دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه ترجیح می‌دهند ظرفیت بدهی و انعطاف‌پذیری مالی را در ساختار سرمایه خود حفظ کنند.

از طرفی سطح بالای بدهی و سطح کم وجه نقد، نشان از سرمایه‌گذاری های عمده شرکت دارد و به ساختار سرمایه جسورانه منجر می شود و بر اساس شواهد تجربی(هاتن، مارکوس و تهرانیان[2]،۲۰۰۹) احتمال رفتارهای فرصت طلبانه مدیر(در خصوص استفاده از وجوه نقد و ظرفیت تسهیلات دریافتنی) افزایش و به نوسانات قیمت سهام و بازده‌های غیرعادی به صورت سقوط قیمت سهام منجر می‌شود. بنابراین طبق متون نظری و تجربی انتظار بر این است شرکت‌های با ساختار سرمایه محافظه‌کارانه، امکان بیشتری برای استفاده از فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری از یک طرف و کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه از طرفی دیگر داشته و با احتمال کمتری با ریسک سقوط آتی قیمت سهام مواجه باشند. از این رو انتظار می‌رود محافظه‌کاری مالی، ریسک سقوط قیمت آتی سهام را کاهش دهد. ولی آیا در اقتصادهای تورمی نظیر ایران، نگهداری وجه نقد و عدم استفاده از ظرفیت‌های اخذ تسهیلات، به صرف استفاده از فرصت‌های آتی سرمایه-گذاری و کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران، کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام را به دنبال دارد؛ پرسشی است که تا کنون مورد بررسی قرار نگرفته است. همچنینT اینکه آیا عدم‌تقارن اطلاعاتی و چرخه عمر می‌توانند رابطه سیاست ساختار سرمایه و ریسک سقوط قیمت‌های آتی را تعدیل کنند یا خیر نیز سئوالی است که تا کنون بررسی نشده‌است و پاسخ به آن می‌تواند جالب باشد.

یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که ساختار سرمایه محافظه‌کارانه، ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد و شکاف قیمت به عنوان شاخص عدم‌تقارن اطلاعاتی، این رابطه را برجسته می‌نماید. همچنین چرخه عمر شرکت بر رابطه ساختار سرمایه مالی و ریسک سقوط قیمت سهام تاثیری ندارد.

این پژوهش از چندین طریق به افزایش جریان ادبیات در مورد محافظه‌کاری مالی کمک می‌کند. اول، عوامل تعیین کننده سیاست مالی محافظه‌کارانه را تجزیه و تحلیل می‌کند. دوم، اولین مطالعه‌ایی است که به بررسی تاثیر ساختار سرمایه محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط قیمت سهام و همچنین نقش تعدیل‌گنندگی

1. Almeida, Campello & Weisbach
2. Hutton, Marcus & Tehranian

چرخه عمر و عدم‌تقارن اطلاعاتی بر رابطه مدیریت ساختارسرمایه و ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته‌است. سوم، ادبیات موجود در خصوص محافظه‌کاری مالی و تاثیر متناقض آن در اقتصادهای تورمی را توسعه می‌دهد. این مطالعه با استفاده از تعریف منحصر به فرد از شرکت‌های محافظه‌کار مالی (بیگلی و همکاران، ۲۰۱۴)، ریسک سقوط قیمت آتی سهام برای شرکت‌های محافظه‌کار و غیر محافظه‌کار را با توجه بر تاثیر تورم قابل توجه اقتصاد ایران، مورد آزمون قرار می‌دهد و از این طریق ادبیات مرتبط با محافظه‌کاری مالی و ریسک سقوط قیمت اتی سهام را توسعه می‌دهد و رابطه مورد انتظار سیاست مالی محافظه‌کارانه بر قیمت‌های آتی سهام را در شرایط اقتصاد تورمی تعدیل می‌نماید و نهایتا بر اساس میانی نظری مرتبط، نقش عدم‌تقارن اطلاعاتی و چرخه عمر را در تاثیر محافظه‌کاری مالی بر ریسک سقوط قیمت آتی سهام تعیین می‌کند.

ادامه پژوهش، بدین صورت سازمان یافته‌است: بخش بعدی، به مبانی و پیشینه نظری و سپس، بسط فرضیه‌ها اختصاص یافته است. در بخش سوم، روش پژوهش شامل مدل‌های رگرسیونی و نحوه اندازه‌گیری متغیرها ارائه می‌شود. در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش ارائه شده و در نهایت در قسمت پنجم، به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته می‌شود.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

ساختار سرمایه محافظه‌کارانه

انعطاف‌پذیری مالی و محدودیت‌های مالی از مهمترین دلایل اتخاذ رویکرد محافظه‌کارانه در ساختار سرمایه محسوب می‌شوند. از این رو محافظه‌کاری مالی هم با نسبت بدهی کم و هم با سطح بالای نگهداشت وجه نقد حاصل می‌شود. در ادامه به انعطاف‌پذیری مالی از طریق نگهداری وجه نقد و سیاست‌های اهرمی پرداخته شده است.

با توجه بـه نقـش محـوری وجـه نقـد در تـداوم فعالیت، انعطاف‌پذیری مالی و استفاده از فرصتهای سرمایه‌گذاری، مدیران برای نگهداشت وجه نقد انگیزه کـافی دارنـد(افلاطونی، ۱۳۹۴). با وجود مزیت‌هایی که انباشت وجه نقد در شرکت دارد، می‌توان مشـکلاتی از قبیـل افـزایش بـالقوه سرمایه‌گذاری‌های غیربهینه به دلیل مسائل نمایندگی را برای نگهداری آن تصور کرد(بـاوم، سجلیان و رشید[1]،۲۰۱۷). در همین رابطه، اوپلر، پینکویتز، استالز و ویلیامسون [2](۱۹۹۹) معتقدند که برای دستیابی به سطح بهینه نگهداشـت وجه نقد، باید منافع و هزینه‌های نهایی نگهداری آن با هم برابر باشند (تئوری موازنه). از طرفی، مایرز و مجلوف (۱۹۸۴) در مطالعات خود بیان کردند که سطح بهینه‌ای برای وجه‌نقد نگهداری شده در شرکت‌ها وجود ندارد و واحدهای تجـاری به‌منظور برطرف کردن نیازهای نقدینگی خود، استفاده از منابع داخلی را بر منابع خارجی ترجیح می‌دهند (تئـوری سلسـله مراتبی). همچنین جنسن (۱۹۸۶) بر این باور

1. Baum, Caglayan & Rashid
2. Opler, Pinkowitz, Stulz & Williamson

است که بنگاه‌های اقتصادی به منظور جلوگیری از کنترل بازار بر شـرکت و نیاز نداشتن به تأمین مالی خارجی برای انجام پروژه‌ها، وجه نقد بیشتری نگهداری می‌کنند (تئوری جریان‌های نقد آزاد).

در خصوص سیاست های اهرمی، این یک واقعیت است که بسیاری از شرکت ها سیاست اهرمی پایین یا اهرم صفر را حفظ می‌کنند(گراهام[1]،۲۰۰۰؛ کورتویگ[2]،۲۰۱۰؛ لیمون و روبرتز و زندر[3]، ۲۰۰۸) و این باعث شده است که جریان متداول و فزاینده‌ای از ادبیات در مورد محافظه‌کاری مالی فراهم شود. در همین راستا، میگوئل و پینداوو[4](۲۰۰۱) شرکت‌های آمریکایی دارای رفتار مالی محافظه‌کارانه تجزیه و تحلیل نموده و دریافتند که شرکت‌ها در سیاست مالی از سبک سلسله مراتبی استفاده می‌کنند و ظرفیت بدهی‌های اضافی خود را برای انجام مخارج سرمایه در آینده در نظر می‌گیرند. مارسیکا و مورا[5](۲۰۱۰) شرکت‌های انگلستان را که سه سال متوالی تحت فشار اهرم بهینه بودند را تجزیه و تحلیل نمودند و نتیجه گرفتند که بنگاه‌های محافظه‌کار به دنبال انعطاف‌مالی برای افزایش توانایی سرمایه‌گذاری خود هستند. رفتارهای اقتصادی محافظه‌کارانه نیز توسط برخی مطالعات متمرکز بر بنگاه‌های اهرم صفر مورد بررسی قرار گرفته است. بسلر، درابز، هیلر و میر[6](۲۰۱۳) افزایش چشمگیر شرکت‌های لیست شده با اهرم صفر در بیست کشور توسعه یافته را از سال ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۰ را گزارش نمودند. آن‌ها دلیل اتخاذ سیاست اهرم صفر به دلیل امواج IPO، تغییر در ترکیب صنعت، افزایش نوسانات سرمایه‌گذاری و کاهش نرخ مالیات شرکت‌ها گزارش نمودند. استروبلاف و یانگ(۲۰۱۳) گزارش دادند که تقریباً ۱۰٪ از شرکت‌های فهرست شده در آمریکا هیچ بدهی ندارند و ۳۰٪ از آنها حداقل ۵ سال متوالی یک سیاست اهرم صفر را حفظ می‌کنند. در نمونه ۴۷ ساله ایالات متحده، سیاست بدهی صفر به طور قابل توجهی با بنگاه‌های خانوادگی در ارتباط است. این شرکت‌ها بعضا در شرایطی قرار داشتند که بایستی اهرم خود را افزایش دهند، ولی بسیاری از آنها با کمال تعجب سود سهام پرداخت نمودند. شرکتهای اهرمی صفر که سود سهام پرداخت نمودند، نیز توسط کورتوگ(۲۰۱۰) به عنوان شواهدی عجیب توصیف شده است. یکی دیگر از تحقیقات تجربی بر روی بنگاه‌های دارای اهرم صفر ایالات متحده، دویز، دیلون، جاجنین و کریشنامورتی[7](۲۰۱۲) است که نشان می‌دهد که سیاست بدهی صفر برای سه سال متوالی توسط بنگاه‌های اقتصادی استفاده شده‌است، که معمولاً جوان‌تر و کوچک‌تر از همتایان اهرمی خود هستند.

در متون مرتبط (بیگلی و همکاران، ۲۰۱۴؛ بسلر و همکاران، ۲۰۱۳) تمایز بین حقوق عادی و قانون مدنی را در راستای سیاست‌های اهرمی نیز مدنظر قرار گرفته‌است. از جمله حمایت از حقوق مالکان و

1. Graham
2. Korteweg
3. Lemmon, Roberts & Zender
4. Miguel & Pindado
5. Marchica & Mura
6. Bessler, Drobetz, Haller & Meier
7. Devos, Dhillon, Jagannathan & Krishnamurthy

بستانکاران(دجنکو، مک‌لیش و شلیفر[1]، ۲۰۰۷)، سطح اجرای قانون(دجنکو و همکاران، ۲۰۰۷ و دجنکو، لاپورتا، لاپز-دی-سیلنس و شلیفر[2]،۲۰۰۳) میزان اعتبارات عمومی (استرابلاف و یانک،۲۰۱۳[3]دجنکو و همکاران،۲۰۰۷) سیاست‌های مالیاتی(فان، تیتمن و ویت[4]، ۲۰۱۲) و حمایت بانک از اعتبار طلبکاران(گونزالز[5]، ۲۰۰۸). این تمایز لزوماً، تعیین کننده‌های محافظه‌کاری مالی نیستند. در حقیقت، ادبیات موجود متمرکز بر عوامل تعیین کننده نهادی و حقوقی امور مالی خارجی است که بر اجباری و داوطلبانه بودن سیاست محافظه‌کاری مالی موثر است. در کشورهای با حقوق عادی، دسترسی به اعتبار بانکی احتمالا آسان‌تر است و به طور غیر منتظره بالاترین درصد بنگاه‌های اهرم صفر را شاهد هستیم. نتایج این مقاله و مقالات مشابه بر این اساس است که محافظه‌کاری مالی نتیجه یک تصمیم خاص شرکت است.

برای توضیح رفتار"اهرم‌کم"، چندین تئوری از جمله نظریه سلسله مراتبی، نظریه محدودیت‌های مالی، تئوری توازن و فرضیه انعطاف‌پذیری مالی مطرح شده است. محافظه‌کاری مالی هم با یک سیاست اهرمی پایین و هم با سطح بالایی از دارایی‌های نقدی حاصل می‌شود. البته رفتار محافظه‌کارانه ممکن است به دلیل محدودیت‌های مالی باشد. محدودیت‌های مالی در شرکت‌های کوچک‌تر با دارایی‌های نامشهود کمتر و دارایی مشهود بیشتر، مشهودتر است. در حقیقت بیشتر این نوع شرکت‌ها از لحاظ اقتصادی محافظه-کار هستند. از دیدگاه رویکرد معامله‌ای نرخ‌های مالیاتی مؤثرتر نیز شرکت‌ها را وادار می‌کند تا از مزایای مالیاتی بدهی استفاده کنند و از نظر اقتصادی کمتر محافظه‌کار باشند. محافظه‌کاری مالی را همچنین می‌توان با سیاست‌های مالی سلسله مراتبی تعیین نمود. در حقیقت، بنگاه‌هایی که جریان نقدی بالاتری دارند و سرمایه‌گذاری فعلی کمتری دارند، احتمالاً از نظر اقتصادی محافظه‌کار هستند(بیگلی و سنچز-ویدال[6]، ۲۰۱۲). همچنین به نظر می‌رسد انعطاف‌پذیری مالی نقش مهمی را در تشریح سیاست‌های مالی ایفا کند. به نظر می‌رسد شرکت‌های محافظه‌کار مالی، منابع نقدی و پتانسیل اهرمی خود را برای تأمین اعتبار سرمایه‌گذاری‌های آینده ایجاد و حفظ می‌کنند.

متغیرهایی که در راستای انتظارات نظریه‌های مرتبط فوق در مطالعات مشابه مورد توجه قرار گرفته است، در ادامه به بحث و بررسی گذاشته شده‌است. در پژوهش حاضر از این متغیرها برای توضیح و آزمون تقسیم‌بندی شرکت‌ها به محافظه‌کار مالی و غیر محافظه‌کار مالی استفاده شده‌است.

سیاست مالی سلسله مراتبی: یک سیاست اقتصادی محافظه‌کارانه می‌تواند نتیجه سیاست‌های مالی سلسله مراتبی باشد(مایرز و ماجلوف،۱۹۸۴). زیرا شرکت ها نقدینگی و ظرفیت اخذ بدهی را برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری های آینده نگاه می‌دارند که نشان‌دهنده سیاست مالی محافظه‌کارانه است. در این راستا می‌توان متغیرهای زیر را به عنوان توضیح دهنده سیاست مالی محافظه‌کارانه در نظر گرفت:

1. Djankov, McLiesh & Shleifer
2. Djankov, La Porta, Lopez-de-Silanes & Shleifer
3. Strebulaev & Yang
4. Fan, J. P. H; Titman, S; & Twite, G
5. González
6. Bigelli and Sánchez-Vidal

- **وجه‌نقد:** انتظار می‌رود رابطه مثبت بین وجوه نقد شرکت و احتمال سیاست مالی محافظه‌کارانه وجود داشته باشد، زیرا با افزایش ایجاد سرمایه‌های داخلی، نیاز به تأمین اعتبار بدهی کمتر می‌شود.
- **سرمایه‌گذاری:** به عنوان یک پروکسی از جریان‌های نقدی منفی است که انتظار می‌رود منجر به نیاز بیشتر به تأمین مالی خارجی و احتمال کمتری برای یک سیاست مالی محافظه‌کار شود.
- **سود سهام پرداخت شده:** جریان نقدی مورد نیاز برای پرداخت سود سهام احتمالا به تأمین مالی بیشتر از طریق بدهی منجر می‌شئد و احتمال اتخاذ سیاست مالی محافظه‌کارانه را کاهش می‌دهد. با این حال، چنین انتظاراتی بیشتر برای شرکت‌های فهرست شده با ساختارهای مالکیت پراکنده در نظر گرفته می شود، زیرا آن‌ها خود را متعهد به پرداخت منظم سود سهام برای کاهش هزینه‌های نمایندگی می‌کنند (استربروک[1]، ۱۹۸۴) و وجه نقد کمتری دارند (اپلر و همکاران، ۱۹۹۹). ولی در شرکت‌های با ساختار مالکیت بسیار متمرکز که سالی یکبار به چند سهامدار خود سود سهام می‌پردازند (برو[2]، ۲۰۰۹) دارایی‌های نقدی در انتهای دوره مالی جمع می‌شود (بیگلی و همکاران، ۲۰۱۲) و این می‌تواند به یک موقعیت خالص مالی محافظه‌کارتر تبدیل شود. بنابراین انتظار بر این است که سطح بالاتری از پرداخت سود سهام با احتمال بالاتر سیاست مالی محافظه‌کارانه در ارتباط باشد.

محدودیت‌های مالی: شرکت‌ها ممکن است نتوانند از طریق بدهی تامین مالی نمایند. در صورت عدم‌تقارن اطلاعاتی زیاد، ممکن است با محدویت‌های اعتباری از طرف وام دهندگان روبرو شوند (استیگلیتز و ویز[3]،۱۹۹۱) یا هیچ دارایی‌ای جهت وثیقه برای تأمین بدهی مورد نیاز نداشته باشند (بنملیچ و برگمن[4]،۲۰۰۹) بنابراین، شرکت‌های دارای محدودیت مالی احتمالاً کوچک و جوان هستند (هدلوک و پرس[5]،۲۰۱۰) و نیز، دارایی‌های مشهود کم و دارایی‌های نامشهود زیاد دارند. بر این اساس متغیرهای زیر نشان‌دهنده سیاست مالی محافظه‌کارانه است:

- اندازه: انتظار می‌رود اندازه شرکت بر وجود محدودیت‌های مالی شرکت و احتمال اتخاذ سیاست مالی محافظه‌کارانه رابطه منفی داشته باشد.
- سن: انتظار می‌رود که سن شرکت بر وجود محدودیت‌های مالی و احتمال اتخاذ سیاست محافظه‌کارانه مالی رابطه منفی داشته باشد.
- عامل مشهود-نامشهود: بر اساس(میگوئل و پیندادو،۲۰۰۱) هرچه این عامل بیشتر باشد، محدودیت‌های مالی کمتر بوده و احتمال اتخاذ سیاست مالی محافظه‌کارانه کمتر است.

1. Easterbrook
2. Brav
3. Stiglitz & Weiss
4. Benmelech & Bergman
5. Hadlock & Pierce

نظریه موازنه: بر اساس سیاست مالی بهینه ایستا، سطح مطلوب بدهی ناشی از موازنه مزایای مالیاتی بدهی (کراز و لیتزنبرگر[1]، ۱۹۷۳) در برابر هزینه‌های مورد انتظار بحران‌های مالی است (وارنر[2]،۱۹۷۷). ادبیات نظری مرتبط (دنگ و گارت[3]، ۲۰۱۵ و هاریز و راوی[4]، ۱۹۹۱) موازنه مزایا و معایب بدهی بر سطح بهینه اهرم و اتخاذ سیاست مالی محافظه‌کارانه تأثیر می‌گذارد.

- ریسک. مطابق با دنگ[5](۲۰۱۳) انتظار می‌رود شرکت‌های ریسک پذیر، احتمال بیشتری برای ورود به بحران‌های مالی داشته باشند و از این رو انتظار می‌رود ساختار مالی محافظه‌کارانه‌تری اتخاذ کنند.
- نرخ مالیات مؤثر. هرچه نرخ مالیات مؤثر بالاتر باشد، مزایای مالیاتی بدهی نیز بیشتر و احتمال اتخاذ سیاست مالی محافظه‌کارانه کمتر می‌شود.

انعطاف‌پذیری مالی: شرکت‌های اقتصادی محافظه‌کار ممکن است ظرفیت بدهی خود را حفظ کنند تا انعطاف‌پذیری مالی داشته باشند و بتوانند فرصت‌های سرمایه‌گذاری آینده را تأمین کنند (مایرز، ۱۹۸۴). در حقیقت، شواهد پیمایشی(گراهام و هاروی[6]،۲۰۰۱) آن را به عنوان یکی از مهمترین فاکتورهای نشان داده شده توسط مدیران عامل، گزارش می‌دهند. گلداستین، جو و لیلند[7](۲۰۰۱) نشان می‌دهند که وقتی شرکت‌ها مجاز به افزایش بدهی در آینده باشند، ممکن است اهرم اولیه خود را در سطح پایین انتخاب کنند، در حالی که گامبا و ترایانتیس[8](۲۰۰۸) نشان می‌دهند که ارزش انعطاف‌پذیری مالی در صورت وجود فرصت‌های رشد و بی ثباتی درآمد بیشتر است. براساس استرابلاف و یانگ(۲۰۱۳)، شرکت‌های دارای اهرم صفر ممکن است ظرفیت بدهی را برای تأمین اعتبار پروژه‌های سرمایه‌گذاری حفظ کنند. مارتیکا و مورا(۲۰۱۰) شواهدی را ارائه دادند که بنگاه‌هایی با ظرفیت بدهی پایدار، ۳۷ درصد هزینه‌های سرمایه را افزایش می‌دهند و دیوس و همکاران(۲۰۱۲) گزارش دادند که بنگاه‌های اهرم صفر در دوره‌های افزایش هزینه‌های سرمایه شروع به استفاده از ظرفیت بدهی خود می‌کنند. از این رو متغیرهای زیر می‌تواند نشان-دهنده سیاست مالی محافظه‌کارانه باشد:

- فرصت‌های رشد. بیگلی و همکاران(۲۰۱۴) در بررسی محافظه‌کاری مالی در شرکت‌های خصوصی از رشد میانگین درصد فروش سالانه نسبت به سال قبل برای اندازه‌گیری فرصت‌های رشد استفاده نمودند. طیق یافته‌های آن‌ها، احتمال وجود اطلاعات نامتقارن در شرکت‌هایی که فرصت‌های رشد بیشتری دارند، افزایش می‌یابد. از این رو انتظار می‌رود سیاست بدهی محافظه-کارانه‌تری اتخاذ کنند تا از بروز مشکلاتی نظیر کاهش و جایگزینی سرمایه‌گذاری جلوگیری کنند(فاما و فرنچ، ۲۰۰۲).

1. Kraus & Litzenberger
2. Warner
3. Dang & Garrett
4. Harris & Raviv
5. Dang
6. Graham, J. R; & Harvey
7. Goldstein, Ju & Leland
8. Gamba & Triantis

- سرمایه‌گذاری‌های آینده. بیگلی و همکاران(۲۰۱۴) متوسط هزینه سرمایه سه سال آتی را در نظر گرفت و طبق آن گزارش نمود، شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری‌های بالاتری در آینده دارند، احتمالاً سیاست مالی محافظه‌کارانه اتخاذ کنند.

محافظه‌کاری مالی و ریسک سقوط قیمت های آتی سهام

پدیده ریسک سقوط قیمت سهام موضوع مهمی در بازارهای مالی و به ویژه در بازارهای پر نوسان مانند بازار سرمایه ایران است. ریسک سقوط قیمت سهام، به عنوان نوسانات کمتر از استاندارد در توزیع بازده تعریف شده است. ادبیات مربوط به ریسک سقوط قیمت سهام از زمان چن، هونگ و استین(۲۰۰۱) در حال رشد است. این پدیده، که به تعدیل ناگهانی و منفی قیمت سهام اشاره دارد، از به تاخیر انداختن اخبار بد توسط مدیران و رسیدن به سطح نهایی اخبار بد انباشته ایجاد می‌شود (کالن و فانگ[1]، ۲۰۱۱). در متون مرتبط، سه ویژگی برای پدیده سقوط قیمت سهام برشمرده شده‌است: اول، تغییر بزرگ و غیر معمول در قیمت سهام است که بدون وقوع اتفاق اقتصادی خاصی ایجاد شود. دوم، این تغییرات بسیار بزرگ به صورت منفی است. سوم، پدیده‌ای واگیردار در سطح بازار است و تمام سهام موجود در بازار را شامل می‌شود (چن، هانگ و استین[2]، ۲۰۰۱).

در بیشتر پژوهش‌های انجام گرفته در این خصوص(چن و همکاران،۲۰۰۱ و هاتن و همکاران، ۲۰۰۹)، به پدیده سقوط قیمت سهام به عنوان چولگی منفی بازده سهام اشاره شده‌است. در حمایت از این دیدگاه، یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که پاداش مدیران، گزارشگری غیرشفاف و اجتناب از پرداخت مالیات با ریسک سقوط قیمت سهام رابطه مثبت و معنی‌داری دارند(هاتن و همکاران،۲۰۰۹ و کیم و ژانگ[3]،۲۰۱۴). شواهد نظری و تجربی قابل توجهی بر اهمیت ریسک سقوط قیمت سهام از دیدگاه‌های مختلف، مانند تئوری‌های مختلف (هونگ و استین،۲۰۰۳)، اجتناب مالیاتی شرکت‌ها(کیم و ژانک، ۲۰۱۱)، مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها (کیم و ژانک، ۲۰۱۴)، سرمایه‌گذاران نهادی (آن و ژانک[4]، ۲۰۱۳)، هزینه تامین مالی(کالن و فانگ، ۲۰۱۵)، احساسات سرمایه‌گذاران (ین و تیان[5]، ۲۰۱۷) و رفاه کارمندان(بن ناصر و قوما[6]، ۲۰۱۸) متمرکز شده است و به طور کلی شواهد فراوان تجربی مؤید وجود و اهمیت ریسک سقوط قیمت سهام است.

شرکت‌هایی که در معرض ریسک سقوط قیمت سهام هستند، هزینه تامین مالی بیشتری دارند (آن وهمکاران، ۲۰۱۳). از این رو انتظار می‌رود شرکت‌هایی که در در معرض ریسک سقوط قیمت سهام هستند،

1. Callen & Fang
2. Chen, Hong & Stein
3. Kim & Zhang
4. An & Zhang
5. Yin & Tian
6. Ben-Nasr & Ghouma

سیاست مالی اهرم پایین یا محافظه‌کارانه داشته باشند. در پژوهش رشید[1](۲۰۱۶) نیز تصریح شده‌است محدودیت‌های مالی بعد از انعطاف‌پذیری مالی، مهمترین دلیل پیروی از سیاست ساختار سرمایه محافظه‌کارانه است. اگر شرکت‌های دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و شرکت‌های دارای ساختار سرمایه غیر محافظه‌کارانه (جسورانه) با سطوح مختلفی از اصطکاک و محدودیت‌های تأمین مالی روبرو باشند، سرعت تعدیل اهرم در انها متفاوت است و سرعت تعدیل اهرم در شرکت‌های محافظه‌کار مالی کمتر است. شرکت‌های دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه ترجیح می‌دهند ظرفیت بدهی و انعطاف‌پذیری مالی را در ساختار سرمایه خود حفظ کنند. آن و همکاران(۲۰۱۳) نیز نشان دادند شرکت‌هایی که سرعت تعدیل اهرم کمتری دارد در معرض ریسک بیشتری برای سقوط قیمت آتی هستند.

از طرفی سطح بالای بدهی و سطح کم وجه نقد، نشان از سرمایه‌گذاری‌های عمده شرکت دارد و به ساختار سرمایه جسورانه منجر می‌شود و بر اساس شواهد تجربی(جین و مایرز[2]،۲۰۰۶ و هاتن و همکاران، ۲۰۰۹) در شرایط عدم شفافیت کامل در خصوص عملکرد شرکت، احتمال رفتارهای فرصت طلبانه مدیر(در خصوص استفاده از وجوه نقد) افزایش می‌یابد و در این راستا بخشی از تغییرات عملکرد غیرقابل مشاهده می‌گردد. اگر مدیران نتوانند ضررهای ناشی از رفتارهای فرصت طلبانه خود را برای محافظت از شغل خود جذب کنند، همه شوک‌های منفی خاص شرکت که تاکنون مشاهده نشده‌اند، به یکباره عمومی می‌شوند و به نوسانات قیمت سهام و بازده‌های غیرعادی به صورت سقوط قیمت سهام منجر می‌شود.

بنابراین طبق متون نظری انتظار بر این است شرکت‌های با ساختار سرمایه محافظه‌کارانه، امکان بیشتری برای استفاده از فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری از یک طرف و کاهش رفتارهای فرصت طلبانه از طرف دیگر، داشته و با احتمال کمتری با ریسک سقوط آتی قیمت سهام مواجه باشند. از طرفی در اقتصادهای تورمی نظیر ایران، نگهداری وجه نقد، کاهش قدرت خرید آن را به دنبال دارد در صورتی که سرمایه‌گذاری آن در طرح‌های اقتصادی مناسب و سود آور باعث حفظ و حتی افزایش قدرت خرید آن می شود. از این رو در شرایط اقتصادی تورمی، استفاده از ظرفیت بدهی و افزایش بدهی، منطقی‌تر است، زیرا با پول با قدرت خرید کمتر، بازپرداخت و تسویه می‌شود. در چنین محیطی بر خلاف مبانی نظری مرتبط، افزایش انعطاف‌پذیری از طریق وجه نقد بالا و بدهی کم لزوما ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش نمی‌دهد و حتی ممکن است آن را افزایش دهد. تاثیر نااطمینانی نرخ تورم به عنوان یکی از متغیرهای کلان اقتصادی بر ساختار سرمایه در مطالعه تهرانی و نجف زاده خویی (۱۳۹۶) تایید شد. آنها نشان دادند نرخ تورم بر ساختار سرمایه تاثیر منفی و بر نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام تاثیر مثبت دارد. با این تفسیر، نااطمینانی نرخ تورم، تصمیمات ساختار سرمایه را به سمت تمرکز بر بدهی یا به عبارتی ساختار سرمایه جسورانه (محافظه‌کاری مالی کمتر) سوق می‌دهد. گرایش به محافظه‌کاری مالی کمتر در گراهام و لری[3](۲۰۱۱) مستند شده است. در این مطالعه شرکت‌های با ساختار سرمایه محافظه‌کارانه با داشتن اهرم

1. Rashid
2. Jin & Myers
3. Graham & Leary

کمتر و پول بیشتر، رشد کمتری را تجربه می‌کنند و بازار تا حدی از اثر محافظه‌کاری بر قیمت بدهی می‌کاهد. این شواهد نشان می‌دهد که بازارهای سرمایه زیاده‌روی در محافظه‌کاری را نمی‌پسندند. از این رو انتظار می‌رود ساختار سرمایه محافظه‌کارانه (محافظه‌کاری مالی)، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش دهد.

پیشینه تجربی مرتبط با ارتباط محافظه‌کاری مالی و عدم‌تقارن اطلاعاتی

تئوری‌های ساختار سرمایه نشان می‌دهند که عدم‌تقارن اطلاعاتی یکی از مهمترین تعیین‌کننده‌های سطح اهرم بهینه است. مایرز و ماجلوف(۱۹۸۴) نشان دادند عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های انتخاب نامطلوب ممکن است انعطاف‌پذیری مالی یک شرکت را با حفظ ذخایر نقدی بالاتر و جلوگیری از تأمین مالی از طریق بدهی به منظور حفظ ظرفیت بدهی کافی و امکان استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی افزایش دهد. جنسن[1](۱۹۸۶) معتقد است جریان‌های نقد آزاد (وجوه نقدی که بیش از آنچه برای تأمین مالی پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت مورد نیاز است) منبع ایجادکننده تعارضات نمایندگی بین مدیران و سهام‌داران است و وجود جریان‌های نقدی آزاد، مدیران را قادر می‌کند که در پروژه‌های غیرسودآور، بیشتر سرمایه‌گذاری کنند (هارفورد[2]،۱۹۹۹). مدیران این سرمایه‌گذاری‌ها را در جهت منافع خود انجام می‌دهند(یرماک[3]، ۲۰۰۶).

کوتاری، رامان و اسکینر[4](۲۰۱۰) و واتس[5](۲۰۰۳) نشان دادند عدم‌تقارن در سیاست حسابداری محافظه-کارانه باعث خنثی کردن گرایش مدیران به پنهان کردن اخبار بد و تسریع در تشخیص اخبار خوب در صورت‌های مالی حسابرسی شده می‌شود. کیم و ژانگ(۲۰۱۴) نیز نشان دادند که هر چه سیاست حسابداری یک شرکت محافظه‌کارانه‌تر باشد، احتمال پنهان و انباشته شدن اخبار بد مخصوص شرکت کاهش یافته و بنابراین، احتمال سقوط قیمت سهام در آینده کاهش می‌یابد. تاثیر مثبت عدم‌تقارن اطلاعاتی بر ریسک سقوط قیمت سهام در مطالعه پورحیدری، ضیاقاسمی و عبدزاده کنفی (۱۳۹۷) نیز مستند شده است.

از این رو، عدم‌تقارن اطلاعاتی به مدیران این امکان را می‌دهد که اخبار بد را به خاطر نگرانی‌های شغلی پنهان کنند. اگر مدیران دیگر قادر به پنهان کردن اخبار بد نباشند و این اخبار به حد آستانه برسد و به یکباره منتشر شود به سقوط قیمت سهام منجر می‌شود. بنابراین، طبق مبانی نظری، عدم‌تقارن اطلاعاتی با انعطاف‌پذیری بالاتر از طریق بدهی کم و وجه نقد بیشتر همراه است و مدیران مالی محافظه‌کار از سرمایه‌گذاری وجوه نقد مازاد و استفاده از ظرفیت بدهی اجتناب می‌کنند. از این رو انتظار می‌رود در شرکت‌های با عدم‌تقارن اطلاعاتی بیشتر، تاثیر ساختار سرمایه محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام برجسته‌تر باشد.

1. Jensen
2. Harford
3. Yermack
4. Kothari, Ramann & Skinner
5. Watts

پیشینه تجربی مرتبط با ارتباط محافظه‌کاری مالی و چرخه عمر شرکت

طبق نظریه چرخه عمر، شرکت‌ها در هر یک از مراحل چرخه عمر از نظر مالی و اقتصادی دارای رفتارهای متفاوتی هستند و ویژگی‌های مالی و اقتصادی شرکت تحت تاثیر مرحله چرخه عمر است که شرکت در آن قرار دارد. طبق این نظریه شرکت‌ها، همچون تمامی موجودات زنده، متولد می شوند، رشد می‌کنند و می‌میرند و بر مبنای قابلیت کنترل و انعطاف‌پذیری نمایان می‌شوند. در جوانی (دوران رشد) سازمان‌ها بسیار انعطاف‌پذیر، با افزایش عمر، کنترل افزایش و انعطاف‌پذیری کاهش می‌یابد (کرمی و عمرانی، ۱۳۸۹).

شواهد تجربی(هامرز، رندرز و ورست[1]،۲۰۱۶) نشان می‌دهد تحت شرایط عدم‌تقارن اطلاعاتی بالا، خطر ریسک سقوط قیمت سهام در مرحله معرفی و رشد بیشتر است. زو[2](۲۰۰۷) گزارش نمودند، میزان مربوط بودن و نیز توان توضیحی معیارهای ریسک در مراحل مختلف چرخه عمر تفاوت معنی‌داری بایکدیگر دارند و در مرحله افول، دارای بیشترین مقدار و درمرحله بلوغ دارای کمترین مقدار هستند. جووانویچ[3](۱۹۸۳) و دیکنسون[4](۲۰۱۱) نشان دادند که احتمال به خطر افتادن شرکت در مراحل معرفی و رشد بیشتر است و مدیران جسور(خوش‌بین) در مرحله معرفی و رشد برای جلوگیری از ورود رقبا، سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهند و در مرحله بلوغ نسبت به مرحله رشد و معرفی، سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. مطالعه سواری، رستمی و عباسی(۱۳۹۷) نیز نشان داد سرمایه‌گذاری و در نتیجه ریسک شرکت در مرحله رشد بیشتر است. ماندگاری و دموری(۱۴۰۲) نیز دریافتند که بیشترین تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر عملکرد مالی شرکت به ترتیب در مراحل بلوغ، افول و رشد می‌باشد. همچنین مهربان پور و همکاران(۱۴۰۲) دریافتند عدم انعطاف‌پذیری مالی، منجربه 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 انعطاف‌پذیری مالی به دست می‌آورند و تاثیر عدم انعطاف‌پذیری مالی بر صرف ریسک سهام در دوره ثبات و رکود شرکت بیشتر است.

بنابراین، انعطاف‌پذیری مالی، سطح بدهی و نگهداشت وجه نقد و در نتیجه مدیریت ساختار سرمایه تحت تاثیر چرخه عمر شرکت است. شرکت‌هایی که در مرحله رشد و معرفی هستند به خاطر افزایش سرمایه‌گذاری برای رشد و توسعه فعالیت‌ها، بدهی بالا و وجوه نقد کمتری دارند و مدیریت ساختار سرمایه آن‌ها جسورانه است. با توجه به نیاز شرکت‌ها به سرمایه‌گذاری در مرحله رشد و معرفی، ساختار سرمایه محافظه‌کارانه در این مراحل ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد. از این رو انتظار می‌رود در شرکت‌هایی که در مرحله معرفی و رشد هستند، تاثیر ساختار سرمایه محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام برجسته‌تر باشد.

پژوهش حاضر اولین مطالعه‌ای است که تاثیر ساختار سرمایه محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط قیمت سهام و همچنین، نقش تعدیل‌گنندگی چرخه عمر و عدم‌تقارن اطلاعاتی بر رابطه مدیریت ساختارسرمایه و ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی نموده است و ادبیات موجود در خصوص محافظه‌کاری مالی و تاثیر متناقض آن در اقتصادهای تورمی را توسعه می‌دهد.

1. Hamers, Renders &Vorst
2. Xu
3. Jovanovic
4. Dickinson

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱: ساختار سرمایه محافظه‌کارانه(محافظه‌کاری مالی)، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهد.

فرضیه ۲: در شرکت‌های با عدم‌تقارن اطلاعاتی بیشتر، تاثیر ساختار سرمایه محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام برجسته‌تر است.

فرضیه ۳: در شرکت‌هایی که در مرحله معرفی و رشد هستند، تاثیر ساختار سرمایه محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام برجسته‌تر است.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر فرآیند اجرا(نوع داده‌ها)، کمی؛ از نظر نتیجه اجرا، کاربردی؛ از نظر هدف اجرا، پژوهشی- تحلیلی؛ از نظر منطق اجرا، قیاسی- استقرایی و از نظر زمانی، پس‌رویدادی است. داده‌ها به روش سندکاوی و از طریق نرم افزار ره‌آورد نوین و مطالعه صورتهای مالی حسابرسی شده شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران جمع آوری شده است.جامعه آماری به روش حذف نظام‌مند و بر اساس محدودیت جدول شماره۱، انتخاب شده است. پس از اعمال این محدودیت‌ها، ۱۴۳ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده‌اند. لازم به ذکر است بازه زمانی پژوهش ۱۳۹۰تا۱۴۰۰ است، ولی فرضیه‌های پژوهش در دوره زمانی۱۳۹۴ تا۱۴۰۰آزمون شده‌اند. زیرا برای محاسبه شفافیت گزارشگری شرکت‌ها از داده‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳نیز استفاده شده است. مدلهای پژوهش نیز به روش رگرسیون چندمتغیره با در نظر گرفتن اثرات ثابت سال و صنعت برآورد شده است.

جدول۱. غربالگری شرکت‌های نمونه

کل شرکتهای فعال در سال ۱۳۹۰	۵۹۹
شرکتهایی که بعد از سال ۹۰پذیرش شده اند	-۷۶
وقفه معاملاتی بیشتر از ۳ ماه	-۵۵
تغییر سال مالی	-۱۲
لغو پذیرش	-۳۸
سرمایه‌گذاری، واسطه گرهای مالی، هلدینگ، بانک، بیمه و لیزینگ	-۱۶۱
صنایع غیر مرتبط	-۱۰۹
عدم دسترسی به اطلاعات مورد نیاز	-۵
تعداد شرکتهای باقیمانده	۱۴۳

مآخذ: محاسبات آماری

به منظور بررسی تأثیر محافظه‌کاری مالی بر ریسک سقوط قیمت آتی سهام (فرضیه اول)، شرکت‌ها به دو دسته شرکت‌های محافظه‌کار و شرکت‌های غیرمحافظه‌کار طبقه‌بندی می‌شوند و برای سنجش تأثیر سیاست محافظه‌کارانه ساختار سرمایه بر ریسک سقوط قیمت آتی سهام از مدل زیر استفاده شده است:

رابطه (۱)

$$Ncskew_{it}=\alpha_0+\alpha_1 \quad \mathrm{cct}_{it} + \alpha_2 \mathrm{Opaque}_{it} * \mathrm{cct}_{it} \quad +\alpha_3 Fsize_{it} + \sum \alpha_t\, year + \sum \alpha_t\, ind \quad +\varepsilon_{it}$$

همچنین، برای بررسی نقش عدم‌تقارن اطلاعاتی و چرخه عمر بر رابطه سیاست مالی محافظه‌کارانه و ریسک سقوط قیمت آتی از مدل‌های زیر استفاده شده است:

رابطه(۲)

$$Ncskew_{it\,it}=\alpha_0+\alpha_1 \mathrm{cct}_{it} + \alpha_2 \mathrm{Opaque}_{it} * \mathrm{cct}_{it} + \alpha_3 sp_{it} * ccs_{it} \quad +\alpha_4 Fsize_{it} + \sum \alpha_t\, year + \sum \alpha_t\, ind \quad +\varepsilon_{it}$$

رابطه(۳)

$$Ncskew_{it\,it}=\alpha_0+\alpha_1 \mathrm{cct}_{it} + \alpha_2 \mathrm{Opaque}_{it} * \mathrm{cct}_{it} + \alpha_3 ccs_{it}{}^{*} cl \quad +\alpha_4 Fsize_{it} + \sum \alpha_t\, year + \sum \alpha_t\, ind \quad +\varepsilon_{it}$$

جدول۲. متغیرها و نحوه اندازه گیری

نماد	نام متغیر	نحوه اندازه گیری
$Ncskew$	ریسک سقوط قیمت سهام	معیار ریسک چولگی منفی شرطی
ccs	نوع ساختار سرمایه	$\frac{\text{وجه نقد−بدهی ها}}{\text{دارایی ها}}$=نسبت خالص بدهی مطابق با مطالعاتی نظیر المدیا و کمپلو (۲۰۰۷) و بیگلی و همکاران(۲۰۱۴)، شرکت‌ها از لحاظ نسبت خالص بدهی به پنج دسته طبقه‌بندی شده و اگر یک شرکت حداقل در دو سال متوالی در پائین‌ترین پنجک قرار بگیرد، بعنوان شرکت دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه در نظر گرفته می‌شود. متغیر ساختگی است، به‌این‌صورت که اگر شرکت در دسته شرکت‌های دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه قرار داشته باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰
Opaque	شاخص گزارشگری مبهم	بر اساس جین و مایرز (۲۰۰۶)، کوتاری(۲۰۰۷) و هاتن و همکاران(۲۰۰۹) مهمترین عواملی که بر ریسک سقوط قیمت سهام موثر است، شفافیت گزارشگری مالی است. عدم شفافیت اطلاعات مالی(مدیریت سود) با افشای اطلاعات کم‌تر در ارتباط است. به علاوه شرکت‌هایی که دارای صورت‌های مالی غیر شفاف هستند، بیشتر در معرض ریسک سقوط قیمت سهام قرار می گیرند. از این رو ابهام در گزارشگری مالی به عنوان شاخصی برای شفافیت گزارشگری مالی به صورت متغیر اصلی و به صورت تعاملی با محافظه‌کاری مالی وارد مدل‌های آزمون فرضیه‌ها می‌شود. گزارشگری مبهم از طریق مدل تعدیل شده جونز مربوط به دیچو، اسلون و سوئینی(۱۹۹۵) اندازه‌گیری شده‌است.
sp	شکاف قیمت	شکاف نسبی)= بالاترین قیمت خرید-پایین‌ترین قیمت فروش/(میانگین روزانه قیمت شکاف موثر=۲|)آخرین قیمت معامله-میانگین روزانه قیمت/(| میانگین روزانه قیمت
cl	چرخه عمر	با اساس مدل دیکسون(۲۰۱۱) اندازه گیری شد و به صورت متغیر ساختگی وارد مدل شد،، اگر شرکت در مرحله معرفی و رشد است یک و در غیر این صورت صفر
Fsize	اندازه شرکت	لگاریتم فروش (بر حسب ریال) تعدیل شده بر اساس تورم

مآخذ: متسخرج از سوابق تجربی پژوهش

از آنجایی که تعداد شرکتهای صنعت باید حداقل ۱۵ شرکت باشد، صنایع ثبت شده در بازار بورس به شرح جدول زیر در غالب ۸ صنعت (بر اساس آزمون حساسیت) ترکیب شدند:

جدول۳. ترکیب صنایع

۱	دستگاههای برقی و ماشین آلات	۵	کانی غیرفلزی و کاشی و سرامیک
۲	خودرو و قطعات	۶	شیمیایی و فراورده های نفتی
۳	دارویی	۷	قند و شکر و غذایی به جز قند و شکر
۴	سیمان، آهک و گچ	۸	فلزات اساسی و استخراج کانه های فلزی

مآخذ: محاسبات آماری

اندازه گیری چرخه عمر

مطابق با دیکسون(۲۰۱۱) از مدل طبقه‌بندی چرخه عمر شرکت بر اساس جریان‌های نقد استفاده شده‌است. این مدل بر اساس بررسی نظریه اقتصادی مربوط به چرخه زندگی و پیش‌بینی‌های مربوط به انواع جریان‌های نقدی به شرح می‌باشد:

جدول۴. طبقه‌بندی مراحل چرخه عمر طبق مدل جریان‌های وجه نقد

افول	کاهش	بلوغ	رشد	معرفی	
-	+/-	+	+	-	جریانات نقد عملیاتی
+	+/-	-	-	-	جریانات نقد سرمایه‌گذاری
+/-	+/-	-	+	+	جریانات نقد تامین مالی

مآخذ: دیکسون، **۲۰۱۱**

در راستای فرضیه سوم، متغیر چرخه عمر به صورت ساختگی می‌باشد. به این صورت که شرکت‌ها از لحاظ چرخه عمر به دو گروه معرفی و رشد(یک) و سایر (صفر) تقسیم می‌شوند. از این رو طبق علامت جریان‌های نقد در جدول شماره۴، سال-شرکت‌های که در مرحله معرفی و رشد هستند، شناسایی شده و به آن‌ها عدد یک و به سایر سال-شرکت‌ها عدد صفر اختصاص می‌یابد.

اندازه گیری متغیر ابهام در گزارشگری مالی

طبق مبانی نظری و تجربی، یکی از مهمترین عواملی که بر ریسک سقوط قیمت سهام موثر است، شفافیت گزارشگری مالی است(جین و مایرز، ۲۰۰۶ ؛ کوتاری، ۲۰۰۷ و هاتن و همکاران، ۲۰۰۹). هاتن و همکاران(۲۰۰۹) نشان دادند که عدم شفافیت اطلاعات مالی(مدیریت سود) با افشای اطلاعات کم‌تر در ارتباط است. به علاوه شرکت-هایی که دارای صورت‌های مالی غیر شفاف هستند، بیشتر در معرض ریسک سقوط قیمت سهام قرار می گیرند. از

این رو ابهام در گزارشگری مالی به عنوان شاخصی برای شفافیت گزارشگری مالی به صورت متغیر اصلی و به صورت تعاملی با محافظه‌کاری مالی وارد مدل‌های آزمون فرضیه‌ها می‌شود.

مشابه پژوهش هاتن(۲۰۰۹) گزارشگری مبهم از طریق مدل تعدیل شده جونز مربوط به دیچو، اسلون و سوئینی(۱۹۹۵) اندازه‌گیری شده‌است. برای اندازه‌گیری مدیریت سود به عنوان یکی از متغیرهای اصلی طبق مدل تعدیل شده جونز(دیچو و همکاران،۱۹۹۵)، ابتدا رگرسیون مقطعی زیر برای شرکت‌های نمونه بر اساس صنعت برازش می‌شود:

$$\frac{TA_{it}}{Assets_{it-1}}=\alpha_0 \frac{1}{Assets_{it-1}}+\beta_1 \frac{\Delta\, Sales_{it}}{Assets_{it-1}}+\beta_2 \frac{PPE_{it}}{Assets_{it-1}}+\varepsilon_{it}$$ رابطه(۴)

سپس اقلام تعهدی غیر اختیاری به صورت مدل زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$DisAcc_{it}=\frac{TA_{it}}{Assets_{it-1}}-(\hat{\alpha}_0 \frac{1}{Assets_{it-1}}+\hat{\beta}_1 \frac{\Delta\, Sales_{it}}{Assets_{it-1}}+\hat{\beta}_2 \frac{PPE_{it}}{Assets_{it-1}})$$ رابطه(۵)

در نهایت گزارشگری مبهم از طریق مجموع ارزش‌های اقلام تعهدی غیر اختیاری سالانه طی سه سال اندازه گیری می‌شود:

$$\text{Opaque}= \text{Abs}(DisAcc_{t-1})+\text{Abs}(DisAcc_{t-2})+\text{Abs}(DisAcc_{t-3})$$ رابطه(۶)

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به شرح جدول شماره ۵ می باشد. برای کاهش اثر داده‌های پرت، داده ها در سطح یک درصد تعدیل[1] شده است.

جدول۵. آمار توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
ریسک سقوط قیمت سهام	-۰.۴۳۰	-۰.۴۱۱	۲.۳۷۰	-۲.۴۱۱	۰.۸۴۹	۱,۲۵	۰,۷۶
ابهام گزارشگری مالی	۰.۲۴۱	۰.۲۰۴	۰.۷۶۳	۰.۰۳۹	۰.۱۴۶	۲,۴۶	۰,۵۶
شکاف قیمت موثر	۰.۰۱۵	۰.۰۱۵	۰.۰۲۴	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴	۱,۵۶	۱,۰۷
شکاف قیمت نسبی	۰.۰۳۰	۰.۰۳۱	۰.۰۴۰	۰.۰۰۳	۰.۰۱۱	۰,۸۹	۰,۰۷
اندازه شرکت	۱۴.۲۱۸	۱۴.۰۵۱	۱۸.۶۲۳	۱۱.۲۲۰	۱.۴۵۲	۰,۶۵	۰,۹۷
	توزیع فراوانی						
	صفر			یک			
ساختار سرمایه محافظه‌کارانه	۸۰۴			۱۶۵			
چرخه عمر	۴۸۷			۴۸۲			

مآخذ: محاسبات آماری

1. winsorize

میانگین و میانه ریسک سقوط سهام به ترتیب ۰,۴۳ – و ۰,۴۱- است که اختلاف اندکی دارد. این مقادیر برای ابهام در گزارشگری مالی به ترتیب ۰,۲۴ و ۰,۲۰ است. همچنین میانگین و میانه در مورد شکاف قیمت موثر و شکاف قیمت نسبی کاملا یکسان است و برای سایر متغیرهای پژوهش اختلاف اندکی دارد که نشان می‌دهد متغیرهای پژوهش از توزیع مناسبی برخوردار هستند. همچنین از۹۶۹ مشاهده ، ۱۶۵سال-شرکت دارای ساختار سرمایه جسورانه (غیر محافظه‌کار مالی) و ۸۰۴ سال شرکت دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه (محافظه‌کار مالی) می‌باشد. با توجه به مطالبی که در مقدمه در خصوص اقتصادهای تورمی و مزیت بدهی در این بازار ها مورد اشاره قرار گرفت، نتیجه غیر قابل احتمالی در اقتصادهای تورمی است. در این خصوص توجه به محدودیت های بدهی شرکت ها شایان توجه است. آمار توصیفی همچنین، نشان می‌دهد از ۹۶۹ مشاهده، ۴۸۲ در مرحله معرفی و رشد بوده و ۴۸۷ در سایر مراحل که توزیع مناسبی است.

جدول۶. ماتریس همبستگی متغیرها

متغیر	ریسک سقوط قیمت سهام	ابهام گزارشگری مالی	شکاف قیمت موثر	شکاف قیمت نسبی	اندازه شرکت
ریسک سقوط قیمت سهام	۰۰۰.۱	۰۳۶.۰- (۰/۰۰)	۰۱۰.۰ (۰,۰۰۱)	۰۵۳.۰ (۰,۰۰۰)	۰۲۲.۰ (۰,۰۰۱)
ابهام گزارشگری مالی	۰۳۶.۰- (۰,۰۰۰)	۰۰۰.۱	۰۲۴.۰- (۰,۰۷۶)	۰۱۶.۰- (۰,۰۵۶)	۰۱۸.۰- (۰,۱)
شکاف قیمت موثر	۰۱۰.۰ (۰,۰۰۱)	۰۲۴.۰- (۰,۰۶۵)	۰۰۰.۱	۸۱۱.۰ (۰,۰۳۷)	۱۶۸.۰- (۰,۰۵۶)
شکاف قیمت نسبی	۰۵۳.۰ (۰,۰۰۲)	۰۱۶.۰- (۰,۹۸)	۸۱۱.۰ (۰,۰۰۱)	۰۰۰.۱	۰۵۰.۰- (۰,۰۲۵)
اندازه شرکت	۰۲۲.۰ (۰,۰۰۱)	۰۱۸.۰- (۰,۰۰۰)	۱۶۸.۰- (۰,۰۰۱)	۰۵۰.۰- (۰,۰۴۶)	۰۰۰.۱

مآخذ: یافته‌های پژوهش

همبستگی متغیرهای تحقیق که در جدول۶ ارایه شده است، نشان می‌دهد بین متغیرهای تحقیق همبستگی قابل توجهی وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

نتایج تخمین مدل‌های تحقیق در جدول شماره ۷ ارائه شده است. برای تخمین مدل های پژوهش از رگرسیون به روش خطای استاندارد مقاوم استفاده شده است. در این روش مشکلاتی نظیر ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی باقی مانده های مدل مرتفع می شود. همچنین در مدل های تحقیق برای شناسایی هم خطی بین متغیرهای مستقل، از معیار عامل تورم واریانس(VIF) استفاده شده است.

جدول۷. نتایج آزمون فرضیه ها

متغیر	مدل ۱	VIF	مدل ۲				مدل ۳	VIF
			ES	VIF	QS	VIF		
عرض از مبدا	-۰/۳۶۴ -۱/۲۴۶		-۰/۳۸۹ -۱/۳۱۹		-۰/۳۶۸ -۱/۲۵۰		-۰/۳۶۳ -۱/۲۴۲	
ساختار سرمایه محافظه‌کارانه	۰/۱۷۰ ۱/۴۰۹	۱/۲۹	-۰/۴۱۶ -۱/۳۳۳	۱/۳۷	۰/۰۴۵ ۰/۶۴۰	۱/۴۷	۰/۰۱۲ ۰/۱۳۹	۱/۹۸
اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و ابهام	-۰/۵۹۱ - ۱/۸۷۶*	۱/۲۵	-۰/۵۹۸ -۱/۹۲۲*	۱/۳۱	-۰/۷۴۵ -۲/۴۶۱**	۱/۳۰	-۰/۵۷۸ - ۱/۸۱۹*	۱/۲۷
اندازه شرکت	-۰/۰۰۹ (-۰/۴۸۳)	۱/۳۳	-۰/۰۰۵ (-۰/۲۸۳)	۱/۳۸	-۰/۰۰۷ (-۰/۳۷۸)	۱/۳۸	-۰/۰۰۹ (-۰/۴۸۴)	۱/۳۳
اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و شکاف قیمت موثر			۴۱/۰۰۸ (۲/۱۹۳**)	۱/۰۹				
اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه وشکاف قیمت نسبی					۱۸/۰۰۸ (۲/۲۴۳**)	۱/۱۷۰		
اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و چرخه عمر							۰/۰۳۷ (۰/۳۰۴)	۱/۶۷۳
تعداد مشاهدات			۹۶۹					
اثرات ثابت سال			کنترل شده					
اثرات ثابت صنعت			کنترل شده					
واریانس مستحکم			بله					
ضریب تعیین	۰/۱۲۳		۰/۱۲۹		۰/۱۳۰		۰/۱۲۲	
معنی‌داری آماره f	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	
آماره F والد	۱۰/۷۱۹		۹/۴۴۳		۹/۴۸۹		۱۰/۰۸۱	

ESشکاف موثر و QSشکاف نسبی

* معنی‌داری در سطح ۹۰درصد ** معنی‌داری در سطح ۹۵درصد *** معنی‌داری در سطح ۹۹درصد

مآخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به عامل تورم واریانس(vif<۱۰)، همبستگی قابل توجهی که بر نتایج تحقیق تاثیرگذار باشد، وجود ندارد. معنی‌داری آماره f فیشر نشان دهنده معنی‌داری کلی مدل ها در سطح ۹۹ درصد است. ضرایب آماره F والد نیز برای تمام مدل ها بیشتر از ۰/۰۵ است که نشان می‌دهد بین باقیمانده ها مشکل همسانی واریانس وجود ندارد و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی(OLS) برای برآورد مدل مناسب است. ضریب تعیین مدل ها نیز نشان می‌دهد مدل های تحقیق بیش از ۱۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را تبیین می کنند.

طبق نتایج تخمین مدل اول، ضریب مربوط به ساختار سرمایه محافظه کارانه ۰/۱۷ است که نشان دهنده تاثیر مثبت ساختار سرمایه بر ریسک سقوط قیمت سهام است؛ ولی این تاثیر معنی‌دار نیست و فرضیه اول پژوهش تایید نمی شود. در مدل اول پژوهش در خصوص تاثیر ساختار سرمایه محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط، ضریب مربوط به تاثیر توام ابهام گزارشگری مالی و ساختار سرمایه محافظه‌کارانه مقدار ۰/۵۹۱- و معنی‌دار است. این نتیجه نشان دهنده تاثیر منفی ساختار سرمایه محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط قیمت آتی سهام در شرایط ابهام در گزارشگری مالی است. در این مدل همچنین تاثیر اندازه شرکت به عنوان متغیر کنترل تایید نشد.

مدل دوم مربوط به بررسی تاثیر تعدیل کنندگی عدم‌تقارن اطلاعاتی بر رابطه ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و ریسک سقوط است. این مدل یک بار با شکاف قیمت نسبی و یکبار با شکاف قیمت موثر برازش شده است. طبق نتایج برآورد مدل دوم، ضریب اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و شکاف قیمت موثر بر ریسک سقوط قیمت سهام(۱۸/۰۰۸)، و ضریب اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و شکاف قیمت نسبی(۴۱/۰۰۸) است و هر دو مثبت و معنی‌دار می باشد. از این رو تاثیر ساختار سرمایه محافظه‌کارانه در شرایط عدم‌تقارن اطلاعاتی(با استفاده از معیار شکاف قیمت نسبی) برجسته تر است و فرضیه دوم تحقیق تایید می گردد. در این مدل همچنین تاثیر اندازه شرکت به عنوان متغیر کنترل تایید نشد.

با توجه به نتایج برآورد مدل سوم، ضریب مربوط به اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و چرخه عمر ۰/۳۷ می باشد که نشاندهنده تاثیر مثبت چرخه عمر شرکت بر رابطه ریسک سقوط قیمت و ساختار سرمایه محافظه‌کارانه است؛ ولی با توجه به سطح معنی‌داری، این تاثیر معنی‌دار نیست و فرضیه سوم تایید نمی شود. در این مدل نیز تاثیر اندازه شرکت به عنوان متغیر کنترل تایید نشد.

آزمون های تکمیلی

نتایج مورد انتظار پژوهش حاضر در خصوص تاثیر ساختار محافظه‌کارانه بر ریسک سقوط قیمت سهام و تاثیر تعدیل کنندگی چرخه عمر بر این رابطه تایید نشد. از این رو در این قسمت برای تحلیل بیشتر نتایج پژوهش، آزمونهای اضافی به شرح زیر انجام شده است.

استفاده از بدهی مربوط به تسهیلات در محاسبه ساختار سرمایه محافظه‌کارانه

در پژوهش حاضر مشابه پژوهش‌های قبلی، برای اندازه‌گیری سیاست محافظه‌کارانه در ساختار سرمایه از نسبت خالص بدهی‌ها استفاده گردید. در این قسمت برای تحلیل اضافی این نسبت بر اساس بدهی‌های

مربوط به تسهیلات دریافتی مجدد محاسبه و نتیجه آزمون فرضیه‌ها با این معیار به شرح زیر می‌باشد. نتایج تخمین مدل‌های تحقیق در جدول شماره ۸ ارائه شده است.

نتایج برآورد مدل‌ها در خصوص محاسبه محافظه‌کاری مالی بر اساس بدهی مربوط به تسهیلات مشابه نتایج برآورد مدل‌ها بر اساس نسبت خالص بدهی به عنوان محافظه‌کاری مالی است. ضرایب در جهت تایید فرضیه‌های پژوهش می‌باشد؛ ولی فقط تاثیر تعدیل‌کنندگی عدم‌تقارن اطلاعاتی بر اساس شکاف قیمت نسبی و شکاف قیمت موثر در مدل دوم تایید شد. بنابراین، استفاده از بدهی مربوط به تسهیلات در محاسبه ساختار سرمایه محافظه‌کارانه، تاثیری در تایید فرضیه‌های پژوهش ندارد.

جدول ۸. آزمون فرضیه ها-استفاده از بدهی تسهیلات در محاسبه محافظه‌کاری مالی

متغیر	مدل ۱	VIF	مدل ۲				مدل ۳	VIF
			ES	VIF	QS	VIF		
عرض از مبدا	-۰/۳۹۸ (-۱/۳۸۲)		-۰/۴۱۷ (-۱/۴۲۷)		-۰/۴۱۰ (-۱/۴۰۱)		-۰/۴۰۵ (-۱/۴۰۹)	
ساختار سرمایه محافظه‌کارانه	-۰/۰۵۴ (-۰/۵۱۷)	۱/۴۵	-۰/۰۱۳ (-۰/۱۲۷)	۱/۵۳	-۰/۰۲۸ (-۰/۲۷۵)	۱/۵۰	-۰/۰۵۹ (-۰/۵۵۵)	۱/۴۸
اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و ابهام	۰/۲۳۸ (۰/۵۸۴)	۱/۲۶	۰/۱۱۰ (۰/۲۷۸)	۱/۲۵	۰/۰۷۴ (۰/۱۹۶)	۱/۲۸	۰/۲۴۸ (۰/۶۰۷)	۱/۲۷
اندازه شرکت	-۰/۰۰۶ (-۰/۳۱۹)	۱/۲۷	-۰/۰۰۳ (-۰/۱۷۱)	۱/۳۲	-۰/۰۰۴ (-۰/۲۱۳)	۱/۳۴	-۰/۰۰۵ (-۰/۲۹۰)	۱/۲۸
اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و شکاف قیمت موثر			۳۹/۵۶۷ (۲/۰۴**)	۱/۱۶				
اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه وشکاف قیمت نسبی					۱۵/۸۵۹ (۱/۸۸۶*)	۱/۱۸۳		
اثر توام ساختار سرمایه محافظه‌کارانه و چرخه عمر							۰/۰۵۲ (۰/۵۱۵)	۱/۱۰۴
تعداد مشاهدات	۹۶۹							
اثرات ثابت سال	کنترل شده							
اثرات ثابت صنعت	کنترل شده							
واریانس مستحکم	بله							
ضریب تعیین	۰/۱۲۱		۰/۱۲۱		۰/۱۲۲		۰/۱۲۱	
معنی‌داری آماره f	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	
آماره F والد	۱۰/۴۸۴		۱۰/۰۵۶		۱۰/۱۴۱		۹/۸۶۱	

ESشکاف موثر و QSشکاف نسبی

* معنی‌داری در سطح ۹۰درصد ** معنی‌داری در سطح ۹۵درصد *** معنی‌داری در سطح ۹۹درصد

مآخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون معیارهای تفکیک شرکت ها بر اساس ساختار سرمایه محافظه‌کارانه

در متون مرتبط برای دو نوع سیاست ساختار سرمایه شامل؛ محافظه‌کار مالی و غیر محافظه‌کار مالی، ویژگی‌های پیشنهاد و تایید شده است. این ویژگی‌ها در قسمت مبانی نظری به بحث و تحلیل گذاشته شده است. با توجه به عدم‌تایید فرضیه‌های تحقیق، برای آزمون اضافی در خصوص اعتبار تفکیک شرکت‌ها به محافظه‌کار مالی و غیر محافظه‌کار مالی بر اساس نسبت خالص بدهی و همچنین، بر اساس نسبت بدهی خالص بر اساس بدهی مربوط به تسهیلات، ویژگی‌های این دو نوع سیاست ساختار سرمایه از طریق آزمون مقایسه میانگین در دو گروه شرکتهای محافظه‌کار مالی و غیر محافظه‌کار مالی بررسی شده است. در جدول شماره ۹ برای ساختار سرمایه محافظه‌کار از نسبت خالص بدهی و در جدول شماره ۱۰، از نسبت خالص بدهی بر اساس بدهی مربوط به تسهیلات استفاده شده است.

با توجه به جدول شماره ۹ میانگین متغیرهای مربوط به معیارهای تشخیص محافظه‌کاری مالی، نشان دهنده تایید انتظارات مربوطه است، ولی آزمون مقایسه میانگین نشان می‌دهد از این معیارها، سود سهام پرداخت شده، اندازه شرکت، وجه نقد و سرمایه‌گذاری ها در سطح یک درصد معنی‌دار است؛ سن شرکت، نسبت دارایی‌های مشهود به نامشهود در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است؛ ولی نرخ مالیات موثر، فرصت‌های رشد و ریسک معنی‌دار نیستند. در نتایج جدول شماره۱۰ نیز، مشابه نتایج جدول۹، میانگین متغیرهای مربوط به معیارهای تشخیص محافظه‌کاری مالی، نشان‌دهنده تایید انتظارات مربوطه است، ولی آزمون مقایسه میانگین نشان می‌دهد، از این معیارها، فقط ریسک در سطح یک درصد و سود سهام پرداخت شده در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است و مابقی معیارها معنی‌دار نیستند.

جدول ۹. آزمون مقایسه میانگین

متغیر	نحوه اندازه گیری	نتیجه مورد انتظار در شرکتهای محافظه‌کار مالی	شرکت‌های محافظه‌کار مالی	شرکت‌های غیر محافظه‌کار مالی	آماره t	سطح معنی‌داری
سود سهام پرداخت شده	سوه سهام پرداخت شده تقسیم بر دارایی‌های اول دوره	بیشتر	۰/۱۴۷	۰/۰۸۱	۸/۵۳۸	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	لگاریتم فروش گزارش شده در صورت سود و زیان (ریال)	کمتر	۱۳/۹۷۸	۱۴/۲۳۹	-۳/۳۱۸	۰/۰۰۱
سن	لگاریتم زمان فعالیت در بورس تا سال ۱۳۹۷	کمتر	۳/۶۲۶	۳/۶۷۰	-۱/۶۹۲	۰/۰۹۱
عامل مشهود به نامشهود	دارایی مشهود به دارایی‌های نامشهود تقسیم بر دارایی‌های اول دوره	کمتر	۱۵۷/۵۷۳	۱۹۴/۳۰۸	-۱/۷۳۶	۰/۰۸۳
وجه نقد	وجه نقد و معادل های نقدی تقسیم بر دارایی‌های اول دوره	بیشتر	۰/۰۶۱	۰/۰۴۰	۸/۶۱۳	۰/۰۰۰
ریسک	نوسانات فروش	بیشتر	۰/۱۸۰	۰/۱۵۴	۱/۵۹۵	۰/۱۱۱

متغیر	نحوه اندازه گیری	نتیجه مورد انتظار در شرکتهای محافظه‌کار مالی	شرکت‌های محافظه‌کار مالی	شرکت‌های غیر محافظه‌کار مالی	آماره t	سطح معنی‌داری
فرصت‌های رشد	ارزش دفتری به بازار	بیشتر	۰/۴۷۶	۰/۴۵۹	۰/۹۶۱	۰/۳۳۷
نرخ مالیات موثر	مالیات بر درامد تقسیم بر سود سود قبل از مالیات	کمتر	۰/۱۰۶	۰/۱۱۰	-۰/۷۲۸	۰/۴۶۷
سرمایه‌گذار ی‌ها	سرمایه‌گذاری های کوتاه مدت تقسیم بر دارایی‌های اول دوره	بیشتر	۰/۰۲۲	۰/۰۱۲	۵/۵۴۵	۰/۰۰۰

(بر اساس بدهی خالص تعیین ساختار سرمایه محافظه‌کارانه)

مآخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۰. آزمون مقایسه میانگین

متغیر	نحوه اندازه گیری	نتیجه مورد انتظار در شرکتهای محافظه‌کار مالی	شرکت‌های محافظه‌کار مالی	شرکت‌های غیر محافظه‌کار مالی	آماره t	سطح معنی‌داری
سود سهام پرداخت شده	سوه سهام پرداخت شده تقسیم بر دارایی های اول دوره	بیشتر	۰/۰۷۸	۰/۰۹۵	۱/۶۷۰	۰/۰۹۵
اندازه شرکت	لگاریتم فروش گزارش شده در صورت سود و زیان (ریال)	کمتر	۱۴/۱۰۲	۱۴/۱۹۹	۱/۰۷۶	۰/۲۸۲
سن	لگاریتم زمان فعالیت در بورس تا سال ۱۳۹۷	کمتر	۳/۷۰۱	۳/۶۶۴	-۱/۱۲۵	۰/۲۶۱
عامل مشهود به نامشهود	دارایی مشهود به دارایی‌های نامشهود تقسیم بر دارایی ای اول دوره	کمتر	۱۸۴/۶۳۵	۱۹۶/۰۳۰	۰/۴۲۷	۰/۶۷۰
وجه نقد	وجه نقد و معادل های نقدی تقسیم بر دارایی های اول دوره	بیشتر	۰/۰۴۶	۰/۰۴۲	-۱/۱۶۷	۰/۲۴۴
ریسک	نوسانات فروش	بیشتر	۰/۲۱۷	۰/۱۴۷	-۳/۵۰۱	۰/۰۰۱
فرصت‌های رشد	ارزش دفتری به بازار	بیشتر	۰/۴۶۷	۰/۴۶۲	-۰/۱۸۶	۰/۸۵۲
نرخ مالیات موثر	مالیات بر درامد تقسیم بر سود سود قبل از مالیات	کمتر	۰/۱۰۸	۰/۱۱۳	۰/۷۲۵	۰/۴۶۹
سرمایه‌گذاری‌ها	سرمایه‌گذاری های کوتاه مدت تقسیم بر دارایی‌های اول دوره	بیشتر	۰/۰۱۴	۰/۰۱۴	۰/۱۱۱	۰/۹۱۱

(بر اساس بدهی مربوط به تسهیلات در تعیین ساختار سرمایه محافظه‌کارانه)

مآخذ: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

طبق برخی متون و تحقیقات مرتبط، شرکت‌های دارای ساختار مالی محافظه‌کارانه بنا به دلایلی از جمله محدودیت‌های تأمین مالی ترجیح می‌دهند که ظرفیت بدهی خود را حفظ و انعطاف‌پذیری مالی بیشتری داشته باشند. این‌گونه شرکت‌ها سیاست محافظه‌کارانه را در ساختار سرمایه خود لحاظ می‌کنند تا در هر زمان که با کسری مالی روبرو شدند از وجوه نقد و همچنین، ظرفیت استقراض برای تحقق نیازهای مالی خود استفاده نمایند. و با ریسک کمتری در خصوص سقوط قیمت آتی سهام روبرو هستند. بررسی‌های آن و همکاران (۲۰۱۳) و رشید (۲۰۱۶) نیز مؤید این نتیجه است. از طرفی در برخی متون و پژوهش‌ها نظیر؛ جین و مایرز (۲۰۰۶) و هاتن و همکاران (۲۰۰۹) سطح بالای بدهی و سطح کم وجه نقد، نشان از سرمایه‌گذاری‌های عمده شرکت دارد و به ساختار سرمایه جسورانه منجر می‌شود و در شرایط عدم شفافیت کامل در خصوص عملکرد شرکت، احتمال رفتارهای فرصت طلبانه مدیر و ریسک سقوط قیمت آتی سهام را افزایش می‌دهد. بنابراین طبق متون نظری انتظار بر این بود شرکت‌های با ساختار سرمایه محافظه‌کارانه، امکان بیشتری برای استفاده از فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری از یک طرف و کاهش رفتارهای فرصت طلبانه از طرف دیگر، داشته و با احتمال کمتری با ریسک سقوط آتی قیمت سهام مواجه باشند. ولی در پژوهش حاضر به لحاظ شرایط تورمی حادی که بر اقتصاد ایران حاکم است، فرض شده است سیاست محافظه‌کارانه در ساختار سرمایه، ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد. زیرا نگهداری وجه نقد و عدم‌استفاده از ظرفیت بدهی، کاهش قدرت خرید وجه نقد و ظرفیت استقراض را را به دنبال دارد. در پژوهش حاضر، این انتظار(فرضیه اول) تایید نشد و نتیجه پژوهش در رابطه با این فرضیه مطابق با بخش عمده‌ای از پژوهش‌های قبلی نظیر آن و همکاران (۲۰۱۵)، رشید (۲۰۱۶)، جین و مایرز (۲۰۰۶) و هاتن و همکاران (۲۰۰۹) است. نتیجه پژوهش در خصوص تاثیر عدم‌تقارن اطلاعاتی بر رابطه محافظه‌کاری مالی و ریسک سقوط آتی قیمت (فرضیه دوم) موید انتظارات و نتایج تحقیقات قبلی نظیر مایرز و ماجلوف (۱۹۸۴)، جنسن (۱۹۸۶) هارفورد (۱۹۹۹)، یرماک (۲۰۰۶)، کوتاری و همکاران (۲۰۱۰)، واتس (۲۰۰۳) و کیم و ژانگ (۲۰۱۴) می‌باشد. همچنین، تأثیر چرخه عمر شرکت بر ربطه محافظه‌کاری مالی و ریسک سقوط (فرضیه سوم) تایید نشد. این نتیجه بر خلاف تحقیقات قبلی از جمله هامرز (۲۰۱۶)، زو (۲۰۰۷)، جووانویچ (۱۹۸۳) و دیکنسون (۲۰۱۱) می‌باشد.

همچنین، آزمونهای تکمیلی نشان داد نتایج فوق در صورت استفاده از بدهی مربوط به تسهیلات در محاسبه محافظه‌کاری مالی تاثیری بر نتایج ندارد. به علاوه، طبق نتایج مقایسه میانگین خصوصیات شرکتهای دارای ساختار سرمایه محافظه‌کارانه (محافظه‌کار مالی) و شرکتهای دارای ساختار سرمایه جسورانه (غیر محافظه‌کار مالی)، اعتبار نسبت خالص بدهی و نسبت بدهی بر اساس تسهیلات، برای تفکیک شرکتهای محافظه‌کار مالی و غیر محافظه‌کار مالی در شرکتهای ایرانی و در شرایط تحقیق حاضر مورد بحث است؛ و ممکن است نتایج پژوهش متاثر از روش اندازه‌گیری محافظه‌کاری مالی باشد.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها، پیشنهادات کاربردی مبتنی بر یافته‌ها و پیشنهادات برای پژوهش‌های آتی به شرح زیر است:

۱- به تحلیل‌گران و اعتباردهندگان توصیه می‌شود به نسبت بدهی و تسهیلات دریافتی شرکت به عنوان یکی از عوامل موثر بر ریسک سقوط آتی سهام توجه کنند.
۲- مدل پژوهش حاضر فقط از طریق اندازه شرکت کنترل شده است. از این رو توصیه می گردد در پژوهش‌های آتی برای افزایش توان توضیح‌دهندگی مدل، متغیرهای کنترلی دیگری که با توجه به سوابق نظری و پژوهشی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام موثر هستند، نیز در نظر گرفته شود.
۳-توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی در خصوص اندازه‌گیری محافظه‌کاری مالی بر اساس معیارهای مربوطه، از شاخص‌های دیگری نیز استفاده شود.

ملاحظات اخلاقی

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

References

Almeida, H; Campello, M; & Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777-1804.

An, Heng, Zhang, Ting, 2013. Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors. J. Corp. Finance 21, 1–15. An, Zhe; Li, Donghui; Yu, Jin, 2015. Firm crash risk, information environment, and speed of leverage adjustment. Journal of Corporate Finance 31, 132–151.

Baum, C. F; Caglayan, M; & Rashid, A. (2017). Capital structure adjustments: Do macroeconomic and business risks matter? *Empirical Economics*, 53(4), 1463-1502.

Ben-Nasr, H; & Ghouma, H. (2018). Employee welfare and stock price crash risk. *Journal of Corporate Finance*, *48*, 700–725.

Benmelech, E; & Bergman, N. K. (2009). Collateral pricing. Journal of Financial Economics, 91, 339–360.

Bessler, W; Drobetz, W; Haller, R; & Meier, I. (2013). The international zero-leverage phenomenon. Journal of Corporate Finance, 23, 196–221.

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

Bigelli, M; Martín-Ugedo, J. F; & Sánchez-Vidal, F. J. (2014). Financial conservatism of private firms. *Journal of Business Research*, 67(11), 2419-2427.

Brav, O. (2009). Access to capital, capital structure, and the funding of the firm. Journal of Finance, 64, 263–308.

Brounen, D; De Jong, A; & Koedijk, K. (2006). Capital structure policies in Europe: Survey evidence. *Journal of Banking & Finance*, 30(5), 1409-1442.

Byoun, S. (2008). How and when do firms adjust their capital structures toward targets? *The Journal of Finance*, 63(6), 3069-3096.

Callen, J. L; & Fang, X. (2015). Short interest and stock price crash risk. *Journal of Banking & Finance*, *60*, 181–194.

Chen, Joseph, Hong, Harrison, Stein, Jeremy C; 2001. Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. J. Finance. Econ. 61, 345–381.

Dang, V. A. (2013). An empirical analysis of zero-leverage firms: New evidence from the UK. *International Review of Financial Analysis*, 30, 189-202.

Dang, V. A; & Garrett, I. (2015). On corporate capital structure adjustments. *Finance Research Letters*, 14, 56-63.

Devos, E; Dhillon, U; Jagannathan, M; & Krishnamurthy, S. (2012). Why are firms unlevered? Journal of Corporate Finance, 18, 664–682.

Dickinson, V. (2011). Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. The Accounting Review 86 (6): 1969-1994.

Djankov, S; La Porta, R; Lopez-de-Silanes, F; & Shleifer, A. (2003). Courts. Quarterly Journal of Economics, 118, 453–517.

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

Easterbrook, F. H. (1984). Two agency-cost explanations of dividends. American Economic Review, 74, 650–659.

Fan, J. P. H; Titman, S; & Twite, G. (2012). An international comparison of capital structure and debt maturity choices. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 47, 23–56.

Faulkender, M; Flannery, M. J; Hankins, K. W; & Smith, J. M. (2012). Cash flows and leverage adjustments. *Journal of Financial Economics*, 103(3), 632-646.

Gamba, A; & Triantis, A. (2008). The value of financial flexibility. *The Journal of Finance*, 63(5), 2263-2296.

Gamba, A; & Triantis, A. (2008). The value of financial flexibility. Journal of Finance, 63, 2263–2296.

Goldstein, R; Ju, N; & Leland, H. (2001). An EBIT-basedmodel of dynamic capital structure. Journal of Business, 74, 483–512.

González, V.M; & González, F. (2008). Influence of bank concentration and institutions on capital structure: New international evidence. Journal of Corporate Finance, 14, 363–375.

Graham, J. R. (2000). How big are the tax benefits of debt? Journal of Finance, 55, 1901–1942.

Graham, J. R; & Harvey, C. R. (2001). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60(2), 187-243.

Graham, J. R; & Leary, M. T. (2011). A review of empirical capital structure research and directions for the future. *Annual Review of Financial Economic*s, 3(1), 309-345.

Hadlock, C. J; & Pierce, J. R. (2010). New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index. Review of Financial Studies, 23, 1909–1940.

Harford, J; (1999). Corporate cash reserves and acquisitions. *Journal of Finance*, 54, 1969-1997.

Hamers, L; Renders, A; Vorst, P. (2016). Firm Life Cycle and Stock Price Crash Risk, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2711170

Harris, M; & Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. Journal of Finance, 46, 297–355.

Huang, R; & Ritter, J. R. (2009). Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(02), 237-271.

Hutton, A. P; Marcus, A. J; & Tehranian, H. (2009). Opaque financial reports, R 2, and crash risk. *Journal of Financial Economics*, *94*(1), 67–86.

Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.

Jin, Li, Myers, Stewart C; 2006. R2 around the world: new theory and new tests. J. Financ. Econ. 79, 257–292.

Jovanovic, B. (1982). Selection and the evolution of industry. Econometrica 50 (3): 649-670.

Kim, J. B; Li, Y; & Zhang, L. (2011). Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis. *Journal of Financial Economics*, *100*(3), 639 662.

Kim, J-B, Zhang, L, 2013. Financial reporting opacity and expected crash risk: evidence from implied volatility smirks. Contemp. Account. Res. 31, 851–875.

Kim, J-B. Zhang, L. 2014. Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-level Evidence, Contemporary Accounting Research, https://doi.org/10.1111/1911-3846.12112.

Korteweg, A. (2010). The net benefits to leverage. Journal of Finance, 65, 2137–2170.

Kothari. S.P, RamannA, K. Skinner, D.J. (2010), Implications for GAAP from an analysis of positive research in accounting Journal of Accounting and Economics, 50, 246-286.

Kraus, A; & Litzenberger, R. H. (1973). A state preference model of optimal financial leverage. Journal of Finance, 28, 911–922.

Leary, M. T; & Roberts, M. R. (2005). Do firms rebalance their capital structures? *The Journal of Finance*, 60(6), 2575-2619.

Lemmon, M. L; Roberts, M. R; & Zender, J. F. (2008). Back to the beginning: Persistence and the cross-section of corporate capital structure. Journal of Finance, 63, 1575–1608.

Mandegari, A. Demouri, D (2023), Investigating the impact of financial flexibility, managerial efficiency and life cycle on the financial performance of companies listed on the Tehran Stock Exchange, *Financial Management Strategy*, 11(2), 97-128. (In persion).

Mehrabanpour, M. Alavi Nasab, S. M. Abbasian, E. Parkaush, T (2023). The role of financial inflexibility in explaining the value anomaly with emphasis on the business cycle. *Financial Management Strategy*, 11(1), 25-52. (In persion).

Marchica, M. T; & Mura, R. (2010). Financial flexibility, investment ability, and firm value: Evidence from firms with spare debt capacity. Financial Management, 39, 1339–1365.

Miguel, A; & Pindado, J. (2001). Determinants of capital structure: New evidence from Spanish panel data. Journal of Corporate Finance, 7, 77–99.

Modigliani, F; & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.

Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175.

Myers, S. C; & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221.

Opler, T; Pinkowitz, L; Stulz, R. M; & Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. Journal of Financial Economics, 52, 3–46.

Rashid, A. (2016). Does risk affect capital structure adjustments? *The journal of Risk Finance*, 17(1), 80-92.

Savari, Zoha, sacrifice. Rostami, Mohammadreza. Abbasi, Ebrahim (2017), investigating the impact of life cycle on financial policies, investment, debt and liquidity, *Experimental Accounting Research*, No. 30, 155-173. (In persion).

Stiglitz, J. E; & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. American Economic Review, 71, 393–410.

Strebulaev, I. A; & Yang, B. (2013). Themystery of zero-leverage firms. Journal of Financial Economics, 109, 1–23.

- Tehrani, Reza, Najafzadeh Khobi, Sara. (2016). Investigating the impact of inflation uncertainty on capital structure, *Financial Economy Quarterly*, No. 38, pp. 1-22. (In persion).

Yin, Y; & Tian, R. (2017). Investor sentiment, financial report quality and stock price crash risk: Role of short-sales constraints. *Emerging Markets Finance and Trade*, *53*(3), 493–510.

Yermack, D; (2006). Flights of fancy: Corporate jets, CEO perquisites, and inferior shareholder returns. *Journal of Financial Economics*, 80, 211-242.

Ziyaghasmi, Milad. Pourhydari, Omid. Abdzadeh Kanfi, Mohammad. (2017), Investigating the relationship between competition in the product market and the risk of falling stock prices, *Experimental Accounting Research*, No. 30, 299-320. (In persion).

Xu, Bixi. (2007). ‘‘Life Cycle Effect on the Value Relevance of Common Risk Factor’’, *Review of Accounting and Finance* Vol.6, pp.162-175.

Watts, R. L. 2003. Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. Accounting Horizons 17 (3): 207–21.

Warner, J. B. (1977). Bankruptcy costs: Some evidence. Journal of Finance, 32, 337–347.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۷۲-۱۴۷

مقاله پژوهشی

شناسایی و الگوسازی روابط بین مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه(رویکرد تلفیقی فراترکیب-دلفی‌فازی-دیمتل)[۱]

یوسف آزادیان[۲]،ایمان داداشی[۳]،یوسف تقی‌پوریان گیلانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۱۵

چکیده

هدف این مطالعه، شناسایی مؤلفه‌های موثر بر استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه و تبیین الگوی روابط بین مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی و پیامدهای ناشی از آن می‌باشد. برای شناسایی گویه‌های استرس مالی و پیامدهای ناشی از آن، به کمک منابع کتابخانه‌ای و میدانی از تکنیک فراترکیب استفاده شد؛ جهت تصمیم‌گیری گروهی و مؤلفه‌بندی گویه‌ها از شاخص لاوشه و تکنیک دلفی فازی؛ و با بکارگیری روش دیمتل روابط بین مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی الگوسازی شد. این پژوهش از لحاظ رویکرد، آمیخته اکتشافی از نظر استراتژی پژوهش، پیمایشی و از نظر زمان اجرا، تک مقطعی است و از نرم افزارهای MAXQDAv10، SPSS و Excel جهت تحلیل داده‌های جمع‌آوری شده در بازار اوراق بهادار کشور استفاده شده است. یافته‌های پژوهش شامل شناسایی الگوی روابط بین ۱۰مؤلفه (۵مؤلفه اقتصادی و ۵مؤلفه غیراقتصادی) برای متغیر استرس مالی و ۴ مؤلفه (۲مؤلفه اقتصادی و ۲مؤلفه غیر اقتصادی) برای متغیر پیامدهای ناشی از استرس مالی می باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مؤلفه «عوامل اقتصادی» با میزان خالص اثرگذاری ۱/۶۸۵۸ مهمترین مؤلفه استرس مالی سهامداران حقیقی و مؤلفه «پیامدهایی برای جامعه» با میزان خالص اثرگذاری ۲/۲۰۱۳- مهمترین مؤلفه پیامد(معلول) استرس مالی می‌باشد. با ریشه‌یابی عوامل استرس‌زای مالی سهامداران حقیقی زمینه بسیار موثری در راستای ایجاد افق‌های جدید تصمیم‌سازی در بازار سرمایه، زیربخش‌های اقتصادی و خصوصاً حوزه‌های سیاست‌گذاری بازار سرمایه برای سرمایه-گذاران حقیقی فراهم می‌آید.

واژگان کلیدی: استرس مالی، سرمایه‌گذاران ، بازار سرمایه.

طبقه‌بندی موضوعی: *M38 ،P43, G41*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.36833.2573

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. Email: Azd.imnd@gmail.com

۳. استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه قم، قم، ایران. نویسنده مسئول. Email: i.dadashi@qom.ac.ir

۴. گروه حسابداری، واحد چالوس، دانشگاه آزاد اسلامی، چالوس، ایران. Email: ytaghipouryan@gmail.com.

مقدمه

یکی از موضوعاتی که از ابتدای شکل‌گیری علم اقتصاد مورد توجه اقتصاددانان بوده مسئله رشد اقتصاد و نقش سرمایه مالی در فرآیند رشد اقتصادی است. نظریه‌پردازان اقتصادی همواره سعی نمودند که مشکلات و موانع اصلی بر سر راه بازار سرمایه را شناسایی و حل نمایند در نتیجه لازم است تا عوامل مختلف تأثیرگذار بر بازار سرمایه شناسایی و به دقت مورد بررسی قرار گیرند(فرمان‌آرا، ۱۳۹۸؛۲۱). با توجه به نقش و اهمیت افراد حقیقی در بازار سرمایه و اثر متغیرهای اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و...، بر رویکردهای معاملاتی آنها، باید ضمن شناخت دقیق‌تر عوامل روانشناختی و رفتارهای فردی سرمایه‌گذاران حقیقی به عوامل اقتصادی و غیراقتصادی موثر بر رفتار مالی و امور مالی شخصی پرداخت تا بتوان به صورت علمی و نظام‌مند برنامه‌هایی را برای جهت‌دهی به سرمایه‌گذاری این نوع از سرمایه‌گذاران پیاده نمود.(ابراهیمی‌و - همکار،۱۳۹۵؛۹۹). از آن جایی که استرس‌های فزاینده در بازارهای مالی از اهمیت زیادی جهت تحلیل و پیش‌بینی فعالیت‌های اقتصادی برخوردار بوده و می‌تواند در بسیاری از متغیرهای بازار مالی منعکس شود، شناخت منابع اصلی ایجاد کننده استرس مالی و اثرات آن بر فعالیت‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی به عنوان یکی از حوزه‌های مهم در مباحث مالی محسوب می‌شود. ایلینگ و لیو[1](۲۰۰۶ و ۲۰۰۲) معتقدند در حوزه استرس مالی باید بدنبال عوامل ایجاد استرس مالی و اثرات آن بر سیستم مالی و اقتصاد بود. آنها معتقدند استرس مالی عبارتست از شرایطی که در آن بازارهای مالی و اقتصاد به احتمال زیاد با آشفتگی مالی مواجه می باشند(ایلینگ و لیو،۲۰۰۶؛۲۵۲). لذا با توجه به اهمیت موضوع، هدف این پژوهش شناسایی و الگوسازی روابط بین مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی و پیامدهای آن در سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه می‌باشد. تعداد کدهای بورسی ابتدای سال ۹۲حدود ۷ میلیون بوده که در خرداد سال ۱۴۰۰ بدون احتساب سهامداران عدالت به ۳۷ میلیون رسیده است(پایگاه خبری بازار سرمایه ایران). با توجه به رشد محسوس تعداد سهامداران حقیقی و ارزش معاملات آنها در بازار سرمایه کشور، ریشه‌یابی عوامل استرس‌زای مالی سهامداران موجب شناخت و افزایش اعتماد عمومی در بازار اوراق بهادار شده که جهت رشد و توسعه اقتصادی کشور حائز اهمیت فراوان است. نوآوری پژوهش در مقایسه با پیشینه، این مطالعه اولین مطالعه داخلی و خارجی در حوزه موضوعی بوده که لیست جامعی از فاکتورهای موثر بر استرس مالی سرمایه گذاران حقیقی بورس اوراق بهادار تهران و پیامدهای ناشی از آن ارائه نموده است. به نظر می‌رسد تا به امروز در مطالعات داخلی و خارجی بازار سرمایه و حوزه های مرتبط، به این فاکتورها اشاره‌ای نشده است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

استرس مالی و پیامدها

مطالعات استرس مالی در حوزه های مختلف اجتماعی، جامعه، خانواده، بیماری، مشاغل و... انجام شده است که این مطالعات از اواخر قرن ۱۹ آغاز و همچنان در حال توسعه است. به‌طور کلی اختلال در عملکرد نرمال بازار مالی را می‌توان به‌عنوان استرس مالی تعریف کرد(لوزیز و وولدیس[2]، ۲۰۱۳). استرس مالی شرایطی است که در آن بازارهای مالی و اقتصاد به احتمال زیاد با آشفتگی مالی مواجه می‌شوند(ایلینگ و لیو،۲۰۰۶؛۲۳۸). از نظرایلینگ و لیو (۲۰۰۶) استرس مالی به‌عنوان شرایطی است که باعث کاهش ارزش اقتصادی و یا عدم اطمینان به سیستم مالی می‌شود و اثر

1. Illing & Lio
2. Louzis and Vouldis

معکوس معنادار بر بخش حقیقی اقتصاد دارد. اگرچه هنوز برای تعریف استرس مالی توافقی وجود ندارد، ولی عناصر مشترکی در این مفهوم وجـود دارد کـه اکثر اقتصاددانان بر اساس آن استرس مالی را ناشی از اختلالات عملکرد عادی در بازارهای مالی می‌دانند(مونین، ۲۰۱۷). برخی محققین مانند (وودیل[1] و همکاران،۱۹۹۸ – فریمن[2] و همکاران، ۱۹۹۳- بری[3]، ۲۰۰۱- کیم[4] و همکاران، ۲۰۰۳-ایلینگ، ۲۰۰۶-لتکویچ[5] و همکاران، ۲۰۰۸-کیتون[6]، ۲۰۰۹- نورثرن و همکاران،۲۰۱۰- بالاکریشمن[7]،۲۰۱۱- سیننکو[8]، ۲۰۱۲- هالا،۲۰۱۲ و.....) تعاریفی را بر اساس یافته‌ها انجام داده‌اند. هالاو همکاران[9](۲۰۱۲) استرس مالی را به عنوان اختلال در نظام مالی می‌دانند که به طور غیرمنتظره بر قیمت و گردش مالی ابزارهای مالی تأثیر گذاشته و نهایتا منجر به کاهش چشمگیر مطلوبیت اقتصادی می‌شود(هالا و همکاران،۲۰۱۲). نورثرن[10] و همکاران(۲۰۱۰) استرس مالی را ناتوانی در برآورده ساختن تعهدات مالی تعریف می‌کنند که می‌تواند اثرات روانی یا عاطفی نیز داشته باشد. متاسفانه، پیامدهای استرس مالی ممکن است به‌شدت فراتر از تنش ایجاد شده توسط خود استرس باشد. در حالی که برخی از افراد قادر به مقابله با استرس مالی و سازگاری با آن هستند، اما اغلب جامعه نمی‌توانند در مقابل استرس ایستادگی کنند. نتیجه اینکه پیامدهای بالقوه ناشی از ناتوانی در مقابله با عوامل استرس‌زای مالی ممکن است مشکل‌ساز باشد و منجر به چالش‌هایی شود که استرس مالی در آن رخ داده است. (ویدسپون[11]،۲۰۱۷).

عوامل و پیامدهای اقتصادی و غیر اقتصادی استرس مالی

از آن جایی که استرس‌های فزاینده در بازارهای مالی می‌تواند در بسیاری از متغیرهای بازار منعکس شود، شناخت منابع اصلی ایجاد کننده استرس مالی و اثرات آن بر فعالیت‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی به عنوان یکی از حوزه‌های مهم در مباحث مالی محسوب می‌شود(رضاقلی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۹). در حوزه بازار سرمایه عوامل زیادی مانند عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی، نوسان قیمت سهام، عدم تقارن اطلاعاتی، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی و نگهداری دارایی‌های غیرنقد، کیفیت دارایی‌های مالی و... به‌عنوان منابع ایجادکننده استرس مالی شناخته می‌شوند(معطوفی،۱۳۹۶؛۲۳۹) در بخش اقتصاد و تصمیمات دولت نیز مولفه‌های بسیاری وجود دارند که منجر به استرس مالی می‌شوند به‌طور مثال می‌توان نقدینگی، تعاملات بانکی، نرخ بهره، رکود(عمیق و پایدار)، تورم، افزایش بیکاری، خروج سرمایه از کشور، نوسان نرخ ارز، نااطمینانی از وضعیت اقتصادی، نوسان

1. Woodiel
2. Freeman
3. Bray
4. Kim
5. Letkiewicz
6. Keeton
7. Balakrishnan
8. Sinenko
9. Hollo
10. Northern
11. Witherspoon

قیمت‌های بازار، و... را نام برد(حیدریان و همکاران،۱۳۹۸؛۴۲۰). استرس مالی یکی از انواع استرس‌ها می-باشد که افراد در اجتماع، محیط کار و خانواده نیز با آن روبرو بوده برای مثال عوامل ایجاد استرس در این حوزه شامل، زندگی بدون امکانات مالی کافی، نبود غذا و سرپناه مناسب برای خانواده، بیکاری، عدم اشتغال، حقوق و مزایای زیر خطر فقر، عدم بیمه درمانی، بیماری، تحصیلات فرزندارن، خرید ملزومات زندگی، عدم پرداخت صورت‌حساب‌های خدمات دریافتی و... می‌باشد(پایدار و اشراقی، ۱۱۴؛۱۳۹۷). در ایجاد استرس و استرس مالی عوامل روانشناختی و فردی نیز بسیار موثر هستند. عوامل فردی مانند ازدواج، مرگ، تولد فرزند، از دست‌دادن شغل، فوت عزیزان، گرفتاری‌های روزانه، خطاها و اشتباهات فردی، کار سنگین، استراحت کم، بدبینی و... ، همین‌طور برخی از عوامل روانشناختی مثل عصبانیت، نگرانی، افسردگی، ترس، احساس ناامیدی و ناتوانی، تیپ‌های شخصیتی، درون یا برون‌گرایی، زودرنجی و... عوامل موثر بر استرس مالی و افزایش آن هستند (رحمتی،۱۳۸۹). بررسی ریسک سیاسی به‌عنوان یک فاکتور ایجاد استرس مالی در بازار سهام از اهمیت خاصی برخوردار است. متغیرهایی مانند برگزاری انتخابات ریاست جمهوری و اثر ریسک سیاسی در روزهای قبل و بعد از اعلام نتایج انتخابات، رویدادهای سیاست خارجی و روابط بین الملل، برنامه هسته ای و مذاکرات پیرامون آن، تحریم‌ها و قطعنامه‌های صادره از سوی شورای امنیت سازمان ملل، عدم قطعیت سیاسی و... را می توان به عنوان عوامل موثر در ایجاد ریسک سیاسی و استرس مالی در بازار سرمایه در نظر گرفت(کاظم نظیری و همکاران،۱۳۹۱). در فرآیند توسعه بحران مالی، نوسان‌ها از بخش بانکی شروع و به رکود اقتصای ختم می‌شوند بنابراین بحران مالی(اقتصادی) یکی از پیامدهای احتمالی استرس مالی است. از دیگر پیامدهای افزایش در استرس مالی کاهش فعالیت‌های اقتصادی از طریق سه کانال، اول افزایش نااطمینانی در ارزش دارایی‌های مالی و رفتار سرمایه‌گذاران. دوم افزایش در مخارج مالی کسب و کارها و خانوارها(پیامد غیراقتصادی). سوم تشدید استانداردهای اعتباری بانک‌ها می-باشد(حیدریان و همکاران، ۱۳۹۸؛۴۲۵). بخش عمده‌ای از ادبیات مربوط به استرس مالی بر نتایج و پیامدهای استرس مالی متمرکز است. برخی از پژوهش‌ها، مستقیما پیامدهای ناشی از استرس مالی را ذکر کرده‌اند مانند افسردگی: اندروز و وایلدینگ[1]،۲۰۰۴- کلارک‌لمپز[2] و همکاران،۱۹۹۰. اضطراب: اندروز و همکار،۲۰۰۴- الکساندر[3] و همکاران،۲۰۰۴- هاردینگ[4]،۲۰۱۱. ضعف سلامت: شمال[5] و همکاران،۲۰۱۰. مشکلات ادامه تحصیل: لتکویچ و همکاران، ۲۰۰۸- راب[6] و همکاران،۲۰۱۱ و... . استرس مالی منجر به گسترش بی‌ثباتی مالی شده و با اختلال در عملکرد سیستم مالی، به رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی آسیب می‌رساند(دوکا و پلتنن، ۲۰۱۱؛۱۰).

1. Andrews and Wilding
2. Clark Lampez
3. Alexander
4. Harding
5. Shemall
6. Rob

استرس مالی سرمایه‌گذران حقیقی، اقتصاد و تئوری انتظارات [1]

استرس مالی با تغییر رفتار اقتصادی می‌تواند بر اقتصاد واقعی اثرات جانبی داشته باشد. به طور کل استرس مالی یک متغیر پیوسته با طیفی از ارزش‌هاست که در آن ارزش‌های کرانی، بحران نامیده می‌شوند. استرس در بازارهای مالی، با نااطمینانی و تغییر انتظاراتی که ایجاد می‌کند و از راه‌های مختلفی مثل «کاهش تمایل به نگه‌داری دارایی‌های غیرنقدی و پرریسک»، «افزایش نااطمینانی نسبت به رفتار سرمایه‌گذاران»، «افزایش نااطمینانی نسبت به ارزش بنیادی دارایی‌ها» و «نااطمینانی نسبت به شرایط اقتصادی آینده» می تواند رفتار عاملان اقتصادی را تحت تاثیر خود قرار دهد(معطوفی و همکار، ۱۳۹۵؛۳۴). استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی، به عنوان درک ذهنی سرمایه‌گذارن از امور مالی شخصی در بورس اوراق بهادار تعریف شده که متاثر از متغیرهایی بوده و پیامدهایی را نیز در پی خواهد داشت. به اعتقاد وینر[2](۱۹۸۹) تمام تئوری‌های روانشناسی انگیزش مورد استفاده در مطالعات حسابداری از تئوری میدان لیوین[3] منتج شده‌اند. یکی از مفروضات این تئوری این است که وقتی افراد دچار استرس می‌شوند برای کاهش استرس عملکرد خود را تغییر داده و به همکاری و پشتکار روی می‌آورند؛ بنابراین ضمن اینکه افراد به اهداف دست می‌یابند، از استرس آنها نیز کاسته می‌شود. وقتی تضاد فکری بین افراد رخ می‌دهد فرض می‌شود که این افراد دچار تنش ذهنی ناخوشایندی شده‌اند که موجب استرس می‌گردد (رهنمای‌رودپشتی، ۱۳۹۴؛۵).

مروری بر پیشینه پژوهش های داخلی و خارجی

بررسی فاکتورهای استرس مالی در بازار سرمایه سابقه چندانی ندارد و اندک مطالعات موجود یا خارج از بازار سرمایه بوده و یا در حوزه سرمایه‌گذاران حقوقی و شرکت‌ها صورت گرفته است. یاو[4] و همکاران(۲۰۲۰) در مطالعه‌ایی با عنوان پویایی استرس مالی در چین، یک چشم انداز بهم پیوسته از استرس مالی را در اقتصاد نوظهور طی سال‌های ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۹ مورد توجه قرار داد. در این مقاله مشخص شده است که بازار بین بانکی و اوراق قرضه بسیار به هم مرتبط هستند و نقش اصلی در انتقال استرس دارند. سپس اثرات اقتصادی نامتقارن و غیرخطی استرس مالی مورد بررسی قرار گرفته و شاخص استرس مالی ساخته شده در این مقاله به طور مؤثری دوره‌های استرس‌زا را شناسایی و به هشدارهای اولیه و مدیریت ریسک‌های بعدی در چین کمک می‌کند.

بلات[5] و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی ارتباط بالقوه بین سیاست های پولی غیر متعارف و استرس مالی و کنترل چهار دسته اصول به شرح، اصول اقتصاد کلان ، اصول بین المللی ، اصول مالی و اصول انتظارات در کشورهای منطقه یورو طی سال‌های ۲۰۱۲ الی ۲۰۱۸ پرداختند. نتایج نشان داد که شوک‌های پولی

1. Expectancy theory
2. Weinner
3. Lewins Field Theory
4. Yao
5. Blot

غیرمتعارف سطح بازده حاکمیت را کاهش داده، در حالی که شوک‌های برون زا بر استرس مالی هیچ تاثیری نداشته است. همینطور استرس مالی تأثیر مثبتی در تغییر بازده‌های حاکمیتی داشته در حالی که شوک‌های پولی غیر متعارف تأثیر منفی دارند.

جورج اپستولاکس[1] (۲۰۱۴) وابستگی متقابل سه زیرمجموعه استرس مالی (بانکداری، اوراق بهادار و ارز خارجی) برای اقتصادهای پیشرفته در طول دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۱ را با استفاده از یک شاخص واحد بر اساس تقسیم واریانس تعمیم یافته توسعه یافته توسط دیبولد و ایلماز[2](۲۰۱۲) اندازه‌گیری کردند. یافته‌ها نشان داد که بازار اوراق بهادار، اصلی‌ترین فرستنده استرس به بازارهای دیگر است. تا حدی که ۴۲٫۸٪ از واریانس خطای پیش بینی در تمام بازارها از زیادی استرس بازار مالی ناشی می شود.

مهدیه رضاقلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های روزانه و با بکارگیری الگوهای اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، تاثیر استرس‌های مالی کل، بازار سرمایه، بازار پول و بازار ارز در کنار سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۴ را بررسی نمودند. نتایج نشان داد که در هر چهار مدل برآورد شده، تأثیر شاخص استرس مالی بر بازده سهام صنایع منفی و به لحاظ آماری نیز معنی دار بوده است.

عزیزمحمدلو (۱۳۹۵) به بررسی تاثیر استرس مالی و عدم قطعیت سیاسی بر سهام بازار فلزات و قیمت‌های آتی کالا برای پویای فلزات (طلا، نقره و مس) و انرژی (نفت خام و گاز) در ایران طی دوره ۱۰ساله ۱۳۹۴-۱۳۸۴پرداخت. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که فقط درباره دهک‌های بالاتر از میانه تا حدودی تاثیر ناشی از استرس مالی و عدم قطعیت مشاهده می شود.

علیرضا معطوفی و همکاران (۱۳۹۳) ویژگی‌های استرس مالی در بازار سرمایه ایران را طی دوره ۵ ساله ۱۳۹۳-۱۳۸۹ بررسی و از جمله این ویژگی‌ها، عدم اطمینان در مورد ارزش اساسی دارایی، عدم تقارن اطلاعات و کاهش میل به نگهداری دارایی‌های غیرجاری در چهار فرضیه را شناسایی می‌کنند. نتایج حاضر، فرضیه‌ای را نشان می‌دهد که تمام متغیرهای ذکر شده فوق، شاخص های استرس مالی در بازار سرمایه ایران هستند.

سئوالات پژوهش

۱- مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه و پیامدهای آن کدام هستند؟

۲- روابط بین مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه و پیامدهای آن چگونه است؟

1. George Apostolakis
2. Diebold & Yilmaz

روش‌شناسی پژوهش

روش این پژوهش از لحاظ رویکرد، آمیخته اکتشافی از نظر استراتژی پژوهش، پیمایشی و از نظر زمان اجرا، تک مقطعی است و از نرم افزارهای *MAXQDAv10*، SPSS و Excel جهت تحلیل داده‌ها استفاده شد. مراحل روش پـژوهش به شرح زیر است:

الف- تجمیع داده‌هـای کیفـی پـژوهش: شناسایی گویه‌های اقتصادی و غیراقتصادی موثر بر استرس مالی و پیامدهای ناشی از آن با استفاده از تکنیک فراترکیب هفـت مرحلـه‌ای سندلوسکی و باروسو[1] (۲۰۰۷) در پژوهش‌های گذشته نویسندگان انجام شده است(آزادیان و همکاران، ۱۴۰۰).

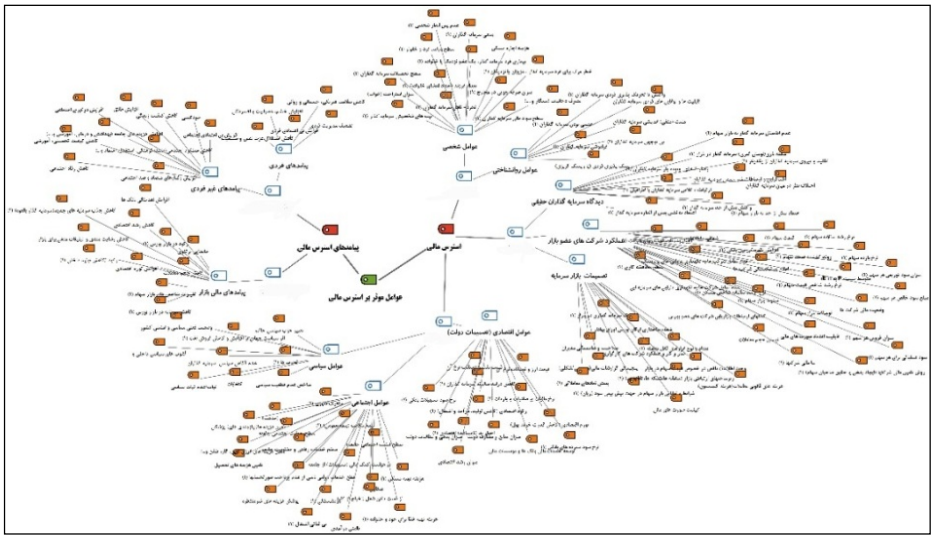
ب- مؤلفه‌بندی متغیرهای استخراج شده: در این گام با استفاده از تکنیک دلفـی فازی داده‌های ذهنی اعضای پانل خبرگان به داده‌های تقریبا عینی تبدیل شده (فرآیند مصاحبه) و از نسبت روایی محتوایی[2] لاوشه جهت تأیید یا رد مؤلفه‌های خبرگان استفاده شده است.

ج- شناسایی الگوی روابط مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی: در گام سوم تکنیک دیمتل با بهره‌مندی از اصول تئوری‌گراف به استخراج روابط و شدت تاثیرگذاری و تاثیرپذیری متقابل مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی در گراف مورد مطالعه می‌پردازد.

روش فراترکیب

از آنجا که استرس مالی سرمایه‌گذار و پیامدهای مخرب ناشی از آن نقش مهمی در تعاملات بورس اوراق بهادار و اقتصاد کشور دارد، استفاده از یک روند منظم و سیستماتیک برای شناسایی تمام عوامل مهم و مؤثر بر این نوع از استرس و پیامدهای آن در مطالعات گذشته که اولا شناخت کافی از این عوامل در حال حاضر وجود ندارد و ثانیا موضوع جدیدی که هنوز مطالعه‌ایی برروی آن صورت نگرفته، مناسب به نظر می‌رسد(ساینی[3]و همکار،۲۰۱۲؛۲۲۴). به باور بسیاری از محققین از جمله چنیل[4](۲۰۰۹)، روش هفت مرحله‌ای سندولوسکی و باروسو(۲۰۰۷) از برجسته‌ترین روش‌ها برای انجام فراترکیب است و نتایج بهتری را نسبت به مدل‌های دیگر ارائه می‌کند. آزادیان و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از این روش تکنیک فراترکیب را برای شناسایی گویه‌های مؤثر بر استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بورس اوراق بهادار و پیامدهای ناشی از آن بکار گرفته‌اند که در پایان گام هفتم، ۱۳۷گویه (۱۱۱ گویه برای استرس مالی و ۲۶ گویه برای پیامدها) شناسایی شدند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار MAXQDA v.۱۰استفاده و بر اساس آن کدها شناسایی و دسته‌بندی‌های توصیفی آنها انجام شده است. زیرکدهای اولیه و پیشنهادی توسط پژوهشگران تعریف و در شکل ۱ نشان داده شد (آزادیان و همکاران، ۱۴۰۰).

1. Sandelowski & Barroso
2. Content Validity Ratio
3. Saini et al
4. Chenail



شکل۱. یافته‌های تکنیک فراترکیب

ماخذ: آزادیان و همکاران، ۱۴۰۰

تشکیل پنل خبرگان و نتایج مصاحبه

گویه‌های استخراج و دسته‌بندی شده از روش فراترکیب طی فرآیند مصاحبه در اختیار پانل تخصصی خبرگان قرار گرفته است. اعضای پنل در فرایند مصاحبه و دلفی‌فازی نیازمند چهار ویژگی: دانش و تجربه در موضوع مورد نظر، تمایل به همکاری، زمان کافی برای شرکت در فرایند و مهارت‌های ارتباطی لازم هستند(لاندتا[1]، ۲۰۰۶؛۴۷۳). اعضای پنل خبرگان دو ویژگی بسیار مهم تجربه و دانش تخصصی دانشگاهی را دارا هستند. از بین سهامداران حقیقی، سرمایه‌گذارانی که دارای تجربه حداقل شش ساله در بورس اوراق بهادار و عضو هیات علمی دانشگاه در رشته‌های اقتصاد، حسابداری و مدیریت مالی بوده‌اند، به تعداد ۱۵نفر انتخاب شده‌اند. خبرگان پژوهش چندین گویه استخراج شده در فرآیند تکنیک فراترکیب را حذف یا تعدیل نموده و ۲۴گویه و ۳مؤلفه جدید پیشنهاد کرده‌اند. از بین گویه‌های پیشنهادی ۱۹گویه مربوط به استرس مالی و ۵گویه مربوط به پیامدهای استرس می‌باشد. همین‌طور از مؤلفه‌های پیشنهادی ۲مؤلفه مربوط به استرس مالی و یک مؤلفه مربوط به پیامدهای استرس مالی می‌باشد. مؤلفه "عوامل قانونی و استانداردهای مربوطه" به همراه ۶ گویه و مؤلفه "قیمت‌ها در بازار جهانی" با ۳ گویه پیشنهاد خبرگان در بخش استرس مالی؛ و مؤلفه "پیامدهایی برای اقتصاد" به همراه ۶ گویه پیشنهادات خبرگان در بخش پیامدهاست. جدول ۱مؤلفه‌بندی گویه‌ها توسط خبرگان را نشان می‌دهد.

1. Landeta

جدول۱. مؤلفه‌بندی اقتصادی و غیر اقتصادی گویه‌های استرس مالی و پیامدها

ردیف	مؤلفه‌بندی متغیر استرس مالی		تعداد گویه ها
۱	تعاملات سرمایه گذاران حقیقی	غیر اقتصادی	۱۴
۲	تصمیمات ارکان نظارتی بازار سهام	اقتصادی	۱۴
۳	عملکرد شرکت‌های عضو بازار	اقتصادی	۲۸
۴	عوامل اقتصادی (تصمیمات دولت)	اقتصادی	۱۸
۵	عوامل قانونی و استانداردهای مربوطه ***(مؤلفه پیشنهادی خبرگان)***	اقتصادی	۶
۶	عوامل سیاسی	غیر اقتصادی	۹
۷	عوامل اجتماعی	غیر اقتصادی	۲۲
۸	قیمتها در بازار جهانی ***(مؤلفه پیشنهادی خبرگان)***	اقتصادی	۳
۹	عوامل شخصی (فردی)	غیر اقتصادی	۵
۱۰	عوامل روانشناختی	غیر اقتصادی	۱۱
۱۰ مؤلفه			۱۳۰ گویه
ردیف	مؤلفه‌بندی متغیر پیامد استرس مالی		تعداد گویه‌ها
۱	پیامدهایی برای بازار اوراق بهادار	اقتصادی	۱۱
۲	پیامدهایی برای اقتصاد *(مؤلفه پیشنهادی خبرگان)*	اقتصادی	۶
۳	پیامدهایی برای افراد	غیر اقتصادی	۸
۴	پیامدهایی برای جامعه (غیر فردی)	غیر اقتصادی	۶
۴ مؤلفه			۳۱ گویه
۱۴ مؤلفه	مجموع مؤلفه‌ها و گویه‌های استرس مالی و پیامدهای آن		۱۶۱ گویه

منبع: یافته‌های پژوهش

نسبت روایی محتویی[1]

برای بررسی روایی محتوا به روش کمی، از شاخص نسبت روایی محتوا (CVR) استفاده می‌شود. این شاخص توسط لاوشه[2] (۱۹۷۵) طراحی شده و بر این عقیده است، هنگـامی که سطح انتزاعی و بینش بالایی در رابطه با قضاوت نیاز است و در حالتی که دامنه استنباط در محتوا و پیرامـون یک پیام گسترده است، محققان می‌بایسـت از نسبت روایی محتویی استفاده کنند (حسن‌زاده و همکاران، ۱۳۹۱؛ ۲۹). برای محاسبه شاخص CVR از نظرات اعضای تخصصی پانل خبرگان در زمینه محتوای آزمون مورد نظر استفاده می‌شود. محقق در این روش ابتدا اهداف آزمون را برای اعضاء تشریح نموده و با تعاریف عملیاتی مربوط به محتوای سئوالات، از اعضای پانل خواسته می‌شود تا سئوالات را براساس طیف لیکرت زیر پاسخ دهند: «گویه ضروری است»، «گویه مفید است ولی ضروری نیست» و «گویه ضرورتی ندارد». پس از استخراج پاسخ‌ها، براساس رابطه ۱ شاخص CVR محاسبه می‌شود:

$$CVR = \frac{n_e - n/_2}{n/_2} \qquad (1)$$

1. Content Validity Ratio (CVR)
2. Lawshe

در رابطه فوق، n_e، تعدادی از اعضای پانـل اسـت کـه آن بعـد یـا سـئوال را "ضروری "تشخیص داده‌اند. $n/_2$، نصف تعداد کل اعضای گروه و CVR، تبدیل صورت خطی و مستقیم اعضـای گـروه پانل است که عبارت "ضروری "را انتخاب کرده‌اند.

تعداد اعضای پانل تخصصی خبرگان جهت انجام فرآیند دلفی فازی ۱۵نفر تعیین شدند (آتش-سوز،۱۳۹۵؛ ۴۲-اکلی[1] و همکار،۲۰۰۴؛۱۸). لاوشی(۱۹۷۵) حداقل مقدار CVR قابل قبول جهت تأیید مؤلفه‌ها را براساس تعداد ۱۵ نفر اعضای پانل خبرگان را ۴۹/. تعیین نموده است. مقادیر CVR برای تمامی مؤلفه‌ها (۱۰مؤلفه استرس مالی و ۴مؤلفه پیامدهای استرس مالی) بالاتر از ۴۹/. بوده و نشان از پذیرش مؤلفه‌ها توسط اعضای پنل خبرگان و اتفاق نظر کامل آنها دارد. CVR محاسبه شده برای ۱۳۰گویه استرس مالی نشان می‌دهد که ۱۲۱گویه، و از ۳۱ گویه پیامدهای استرس مالی نیز ۲۷ گویه تأیید شد(جدول۲).

جدول۲. مقدار CVR مؤلفه‌های استرس مالی و پیامدهای آن

ردیف	مؤلفه های استرس مالی	مقدار CVR	گویه‌های متناظر	نتیجه
۱	تعاملات سرمایه‌گذاران حقیقی	۰/۹۹	گویه۱ الی ۱۱	تأیید
۲	تصمیمات ارکان نظارتی بازار سهام	۰/۹۷	گویه ۱۲ الی۲۵	تأیید
۳	عملکرد شرکت‌های عضو بازار	/۹۹	گویه۲۶ الی ۵۰	تأیید
۴	عوامل اقتصادی (تصمیمات دولت)	/۹۹	گویه۵۱ الی ۶۵	تأیید
۵	عوامل قانونی و استانداردهای مربوطه	۰/۹۱	گویه۶۶ الی ۷۱	تأیید
۶	عوامل سیاسی	/۹۹	گویه ۷۲ الی ۷۹	تأیید
۷	عوامل اجتماعی	۰/۸۷	گویه ۸۰ الی ۹۷	تأیید
۸	قیمت ها در بازار جهانی	۰/۹۶	گویه ۹۸ الی ۱۰۰	تأیید
۹	عوامل شخصی (فردی)	۰/۸۹	گویه۱۰۱ الی ۱۱۳	تأیید
۱۰	عوامل روانشناختی	۰/۹۲	گویه ۱۱۴ الی ۱۲۱	تأیید
	مؤلفه های پیامد استرس مالی			
۱۱	پیامدهایی برای بازار اوراق بهادار	۱	گویه ۱ الی ۹	تأیید
۱۲	پیامدهایی برای اقتصاد	۱	گویه ۱۰ الی ۱۳	تأیید
۱۳	پیامدهایی برای افراد	۰/۹۴	گویه ۱۴ الی ۱۸	تأیید
۱۴	پیامدهایی برای جامعه (غیر فردی)	۰/۸۵	گویه ۱۹ الی ۲۷	تأیید

منبع: یافته‌های پژوهش

نهایتا جهت تأیید یا رد مؤلفه‌های استرس مالی و پیامدهای آن، گویه‌های مورد تأیید پانل خبرگان وارد فرآیند دلفی فازی شده و مابقی حذف گردیده‌اند.

1. Okoli et al

تکنیک دلفی فازی

تکنیک دلفی فازی روشی است که در آن دیدگاه‌ها و پیشنهادات اعضای پانل تخصصی خبرگان در قالب اعداد قطعی بیان شده و با استفاده از مجموعه‌های فازی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. دلفی فازی از توابع عضویت برای نشان دادن نظر خبرگان استفاده می‌کند(لطیفی و همکاران ،۱۳۹۷؛۱۰۹). ایشیکاوا[1] و همکاران(۱۹۹۳) با به‌کارگیری تئوری‌های فازی در روش دلفی، الگوریتم یکپارچه دلفی فازی را گسترش دادند. جهت فازی‌سازی نظرات خبرگان از اعداد فازی استفاده می‌شود. در این پژوهش از اعداد فازی مثلثی چنگ و لی(۲۰۰۲) استفاده شده است. عدد فازی مثلثی(TFN) یک عدد فازی است که با سه عدد حقیقی به صورت M=(l,m,u) نمایش داده می‌شود. u کران بالا، بیشینه مقادیر عدد فازی F ، l کران پایین کمینه مقادیر عدد فازی F و M محتمل‌ترین مقدار یک عدد فازی است. تابع عضویت یک عدد فازی مثلثی به صورت رابطه ۲ است:

$$u_M(x) = \begin{cases} \dfrac{x-l}{m-l} & l \le x \le m \\ \dfrac{u-x}{u-m} & m \le x \le u \\ . & otherwise \end{cases} \qquad (۲)$$

مراحل اجرای روش دلفی فازی به شرح زیر می‌باشد (لطیفی و همکاران،۱۳۹۷؛۱۰۹) :

گام اول: در این گام، پرسشنامه‌ای دارای ساختار براساس نتایج و خروجی مرحله اول پژوهش(تکنیک فراترکیب) طراحی و از اعضای پانل خبرگان درخواست شده است با استفاده از متغیرهای کلامی خیلی‌کم، کم، متوسط، زیاد و خیلی‌زیاد میزان اهمیت هر یک از مراحل شناسایی شده را مشخص نمایند.

گام دوم: دراین مرحله متغیرهای کلامی با توجه به جدول ۳ به صورت اعداد فازی مثلثی تعریف شدند.

جدول۳. مقیاس بندی برای هر یک از متغیرهای زبانی

عبارات کلامی	اعداد فازی مثلثی
خیلی کم	(۰ ،۰ ،۳)
کم	(۰ ،۳ ،۵)
متوسط	(۲ ،۵ ،۸)
زیاد	(۷ ،۵، ۱۰)
خیلی زیاد	(۷ ،۱۰ ،۱۰)

منبع: چنگ و لی، ۲۰۰۲)

بدین صورت که اعداد فازی مثلثی به نظر هر یک از خبرگان داده شد و مجموعه اعداد فازی مثلثی برای هر خبره با استفاده از رابطه ۳ به دست می‌آید:

1. Ishikawa & et al

$$\tilde{A}^{(i)} = \left(\partial_{۱}^{(i)}, \partial_{۲}^{(i)}, \partial_{۳}^{(i)}\right) \qquad i = ۱,۲,۳, \dots, n \tag{۳}$$

سپس، برای هر خبره، مقدار اختلاف از میانگین با استفاده از رابطه ۴ محاسبه شد:

$$\begin{aligned}\left(\partial_{m۱} - \partial_{۱}^{(i)}, \partial_{m۲} - \partial_{۲}^{(i)}, \partial_{m۳} - \partial_{۳}^{(i)}\right) \\ = \left(\frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n} \partial_{۱}^{(i)}\right. \\ \left. - \partial_{۱}^{(i)}, \frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n} \partial_{۲}^{(i)} - \partial_{۲}^{(i)}, \frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n} \partial_{۳}^{(i)} - \partial_{۳}^{(i)}\right)\end{aligned} \tag{۴}$$

در مرحله دوم جهت بررسی میزان توافق بین اعضای پانل، پرسشنامه مرحله اول بعد از اعمال تغییرات لازم به همراه متوسط پاسخ خبرگان و اختلاف نظر قبلی هر یک از آنها با میانگین مجدداً برای اعضا پانل خبرگان ارسال و از آنها درخواست شد تا پاسخ‌ها را مرور نموده و در صورت لزوم در پاسخ‌ها و پیشنهادهای خود تجدید نظر کنند.

گام سوم: بعد از اینکه بازخورد اولیه به خبرگان داده شد و مرحله دوم دلفی انجام گرفت، نظرات اصلاح شده خبرگان در قالب اعداد فازی مثلثی به صورت رابطه ۵ درآمده است.

$$\tilde{B}^{(i)} = \left(b_{۱}^{(i)}, b_{۲}^{(i)}, b_{۳}^{(i)}\right) \qquad i = ۱,۲,۳, \dots, n \tag{۵}$$

در این مرحله نیز همانند گام دوم، میانگین نظرات اصلاح شده خبرگان در مرحله دوم دلفی از طریق رابطه ۶ محاسبه شد:

$$\tilde{B}_m = \left(b_{m۱}, b_{m۲}, b_{m۳}\right) = \left(\frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n} b_{۱}^{i}, \frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n} b_{۲}^{i}, \frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n} b_{۳}^{i}\right) \tag{۶}$$

گام چهارم: در این مطالعه جهت فازیزدایی از روش ساده مرکز ثقل براساس رابطه ۷ استفاده شده است(لطیفی و همکاران، ۱۳۹۷؛۱۱۰):

$$S_j = \frac{u_j + m_j + l_j}{۳} \tag{۷}$$

گام پنجم: در مرحله پنجم، میزان اختلاف نظر خبرگان در دو مرحله دلفی از طریق رابطه ۸ محاسبه می‌شود. تکرار مراحل دلفی تا آنجا پیش رفت که اختلاف نظر خبرگان بین دو مرحله نظر سنجی به کمتر از حد آستانه خیلی کم (۰/۲) برسد و در این صورت فرایند نظرسنجی متوقف می‌شود.

$$S(\tilde{B}_m, \tilde{A}_m) = \left| \frac{1}{3} \left[\left(b_{m1}, b_{m2}, b_{m3} \right) - \left(a_{m1}, a_{m2}, a_{m3} \right) \right] \right| \quad (8)$$

مراحل اول و دوم دلفی فازی

با توجه به نظرات ارایه شده در مرحله اول و مقایسه آن با نتایج مرحله دوم با استفاده از رابطه (۹) چنانچه اختلاف میانگین قطعی نظر خبرگان در دو مرحله از حد آستانه ۲/. کمتر باشد، فرآیند نظرسنجی متوقف می‌شود. طبق جدول۴ میانگین قطعی بدست آمده نشان دهنده میزان موافقت خبرگان با هر یک از عوامل شناسایی شده است.

جدول۴. نتایج دور اول و دوم دلفی فازی برای گویه‌های مربوط به استرس مالی

شماره گویه	گویه‌ها	میانگین فازی مثلثی دور اول			میانگین قطعی دور اول $x1$	میانگین فازی مثلثی دور دوم			میانگین قطعی دور دوم $x2$	$x2$-$x1$
		L	M	U		L	M	U		
۱	اختلاف نظر در میان سرمایه گذاران	۴۴	۸۰	۱۱۳	۰/۷۹۰۰	۵۰	۸۷	۱۱۹	۰/۸۵۳۳	۰/۰۶۳۳
۲	عدم اطمینان سرمایه گذار به بازار سهام	۵۵	۸۹	۱۳۰	۰/۹۱۳۳	۷۸	۱۱۲	۱۴۸	۱/۱۲۶۷	۰/۲۱۳۳
۳	اعتماد به بازار سهام	۴۹	۸۵	۱۱۵	/۸۳۰۰	۵۱	۹۳	۱۲۲	/۸۸۶۷	/۰۵۶۷
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
۱۲۰	قابلیت ها و توانایی‌های فردی سرمایه‌گذاران	۵۲	۹۴	۱۲۹	۰/۹۱۶۷	۵۸	۹۷	۱۳۶	۰/۹۷۰۰	۰/۰۵۳۳
۱۲۱	واکنش یا تحریک‌پذیری فردی سرمایه‌گذاران	۵۱	۸۵	۱۲۴	۰/۸۶۶۷	۷۶	۱۱۴	۱۴۴	۱/۱۱۳۳	۰/۲۴۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ نشان می‌دهد اختلاف میانگین ۱۲ گویه بیشتر از ۰/۲ است و این بدان معناست که خبرگان بر روی این گویه‌ها (گویه های شماره ۲، ۳۳ ، ۳۵، ۸۳، ۹۰، ۹۷، ۱۰۶، ۱۰۷، ۱۱۰، ۱۱۷، ۱۱۹، ۱۲۱) به اجماع نرسیده‌اند. لذا راند سوم دلفی فازی را برای این ۱۲گویه ادامه داده و مجدداً از نظرات خبرگان استفاده می‌گردد. جدول ۵ میانگین فازی مثلثی، میانگین قطعی و اختلاف میانگین دور اول و دوم دلفی فازی برای هر یک از گویه‌های مربوط به پیامدهای استرس مالی سرمایه گذاران حقیقی را نشان می‌دهد.

جدول۵. نتایج دور اول و دوم دلفی فازی گویه‌های مربوط به پیامدهای استرس مالی

شماره گویه	گویه ها	میانگین فازی مثلثی دور اول			میانگین قطعی دور اول $x1$	میانگین فازی مثلثی دور دوم			میانگین قطعی دور دوم $x2$	$x2-x1$
		L	M	U		L	M	U		
۱	کاهش سرمایه در بازار بورس	۴۹	۸۶	۱۱۲	۰/۸۲۳۳	۵۳	۹۳	۱۲۰	۰/۸۸۶۷	۰/۰۶۳۳
۲	تغییرات شاخص های بازار سهام	۳۲	۷۴	۱۱۰	۰/۷۲۰۰	۳۵	۷۶	۱۱۲	۰/۷۴۳۳	۰/۰۲۳۳
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
۲۶	افزایش درگیری اجتماعی	۵۱	۹۵	۱۲۷	۰/۹۱۰۰	۵۸	۹۹	۱۳۰	۰/۹۵۶۷	۰/۰۴۶۷
۲۷	کاهش رفاه اجتماعی	۱۶	۶۱	۹۹	۰/۵۸۶۷	۴۱	۸۱	۱۲۴	۰/۸۲۰۰	۰/۲۳۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول فوق نشان می‌دهد اختلاف میانگین بین ۲ گویه بیشتر از ۰/۲ است و این بدان معناست که خبرگان بر روی ۲ گویه (شماره۲۱ و ۲۷) از ۲۷ گویه مربوط به پیامدهای استرس مالی به اجماع نرسیده لذا راند سوم دلفی فازی را برای ۲ گویه ادامه داده و مجدداً از نظرات خبرگان استفاده می‌شود.

مرحله سوم دلفی فازی

جهت شروع دور سوم دلفی فازی، ۱۲ گویه استرس مالی که در دور اول و دوم مورد تأیید قرار نگرفته و خبرگان بر روی آنها به اجماع نرسیده‌اند در اختیار اعضای پنل قرار گرفته است. نتایج دور سوم دلفی فازی برای گویه‌های مربوط به استرس مالی و اختلاف میانگین قطعی شده بین دورهای دوم وسوم در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول۶. نتایج دور سوم دلفی فازی گویه‌های استرس مالی و اختلاف میانگین دور دوم و سوم

شماره گویه	گویه‌ها	میانگین فازی مثلثی دور سوم			میانگین قطعی دور سوم $x3$	میانگین قطعی دور دوم $x2$	$x3-x2$
		L	M	U			
۲	عدم اطمینان سرمایه گذار به بازار سهام	۲۶	۶۹	۱۰۹	۰/۶۸۰۰	۱/۱۲۶۷	-۰/۴۴۶۷
۳۳	سود عملیاتی برای هر سهم	۴۸	۸۸	۱۲۹	۰/۸۸۳۳	۱/۱۱۳۳	-۰/۲۳۰۰
۳۵	بتا مالی شرکتها	۵۱	۸۷	۱۲۹	۰/۸۹۰۰	۱/۱۰۳۳	-۰/۲۱۳۳
۸۳	پوشش هزینه های غیرمنتظره	۲۵	۶۶	۹۷	۰/۶۲۶۷	۱/۰۶۳۳	-۰/۴۳۶۷
۹۰	درخواست کمک مالی (تسهیلات) از جامعه	۲۷	۶۴	۱۰۱	۰/۶۴۰۰	۰/۸۵۳۳	-۰/۲۱۳۳
۹۷	دین (مذهب)	۲۷	۶۶	۱۰۶	۰/۶۶۳۳	۰/۹۲۶۷	-۰/۲۶۳۳
۱۰۶	بیماری فرد سرمایه گذار، یک عضو نزدیک	۳۷	۷۵	۱۱۳	۰/۷۵۰۰	۱/۰۶۶۷	-۰/۳۱۶۷
۱۰۷	خطر مرگ برای فرد سرمایه گذار، عزیزان	۳۰	۶۸	۱۰۸	۰/۶۸۶۷	۱/۰۸۰۰	-۰/۳۹۳۳
۱۱۰	میزان صرفه جویی در مصارف عمومی	۳۷	۷۴	۱۱۶	۰/۷۵۶۷	۰/۹۸۶۷	-۰/۲۳۰۰
۱۱۷	عصبی بودن سرمایه گذاران	۳۳	۷۶	۱۱۴	۰/۷۴۳۳	۱/۱۲۰۰	-۰/۳۷۶۷
۱۱۹	مثبت (منفی) اندیشی سرمایه گذاران	۳۲	۶۸	۱۰۶	۰/۶۸۶۷	۱/۰۶۶۷	-۰/۳۸۰۰
۱۲۱	واکنش یا تحریک پذیری فردی سرمایه‌گذاران	۳۵	۷۲	۱۱۳	۰/۷۳۳۳	۱/۱۱۳۳	-۰/۳۸۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که جدول۶ نشان می‌دهد، اعضای خبرگان مجدداً در دور سوم دلفی فازی بر روی گویه‌های رد شده استرس مالی در دور دوم به اجماع نرسیده و این ۱۲ گویه از ادامه فرآیند پژوهش حذف می‌گردند. لذا در پایان فرآیند دلفی فازی، ۵ مؤلفه اقتصادی و ۵ مؤلفه غیراقتصادی تاثیرگذار بر استرس مالی سرمایه گذاران حقیقی بازار سرمایه مجموعاً با ۱۰۹ گویه شناسایی و تأیید شده‌اند. ۲گویه از پیامدها که در دور اول و دوم مورد تأیید قرار نگرفته و خبرگان بر روی آنها به اجماع نرسیده‌اند در اختیار اعضای پنل قرار گرفته‌اند(جدول۷).

جدول۷. نتایج دور سوم دلفی فازی گویه‌های پیامد و اختلاف میانگین دوم و سوم

شماره گویه	گویه‌ها	میانگین فازی مثلثی دور سوم			میانگین قطعی دور سوم $x3$	میانگین قطعی دور دوم $x2$	$x3$-$x2$
		L	M	U			
۲۱	خودکشی	۶۰	۱۰۰	۱۳۶	۰/۹۸۶۷	۰/۶۸۰۰	۰/۳۶۰۷
۲۷	کاهش رفاه اجتماعی	۲۱	۶۲	۱۰۲	۰/۶۱۶۷	۰/۸۲۰۰	-۰/۲۰۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

اعضای خبرگان مجدداً در دور سوم دلفی فازی بر روی گویه‌های رد شده پیامدهای استرس مالی در دور دوم به اجماع نرسیده، لذا این ۲گویه از ادامه فرآیند پژوهش حذف می‌گردند. لذا در پایان فرآیند دلفی فازی ۲ مؤلفه اقتصادی و ۲ مؤلفه غیراقتصادی پیامدهای استرس مالی مجموعاً با ۲۵ گویه شناسایی و تأیید شده‌اند.

تکنیک دیمتل

استخراج مؤلفه ها و ساخت ماتریس نظرسنجی خبرگان: از هر خبره خواسته تا سطحی را که نشان دهنده تأثیرات مؤلفه i بر j است را مشخص کند. این مقایسه ها دوبه‌دو بین هر دو معیار با a_{ij} بیان شده و معیار رتبه‌بندی عدد صحیح از ۰ الی۴ می‌باشد. هر یک از اعداد میزان تأثیر معیار i بر j را تعیین کنند. جدول۸ معیار رتبه‌بندی پاسخ خبرگان را نشان می‌دهد(ملازاده و همکاران. ۱۳۹۸؛۱۴۴).

جدول۸. معیار رتبه‌بندی پاسخ خبرگان

تاثیر مؤلفه i بر مؤلفه j					
میزان تاثیر	بی تاثیر	خیلی کم	کم	متوسط	زیاد
عدد	۰	۱	۲	۳	۴

منبع: یافته‌های پژوهش

ساخت ماتریس تصمیم‌گیری اولیه: نمرات ارائه شده توسط هر خبره یک ماتریس غیرمنفی $X^k = [X_{ij}^k]_{n\times n}$ را با $1 \le K \le H$ می‌دهد که $x^1, x^2, \dots, x^H$ ماتریس‌های پاسخ برای هر H خبره و هر

عنصر X^K عدد صحیح ارائه شده توسط X_{IJ}^K است. عناصر قطری هر ماتریس X^K همه در جهت صفر تدوین می‌شوند. سپس میانگین $n * n$ ماتریس A را برای نظرات تمام خبره‌ها به وسیله میانگین نمرات H خبره به صورت رابطه۹ محاسبه می‌کنیم.

$$[a_{ij}]_{n\times n} = \frac{1}{H}\sum_{k=1}^{H}[X_{ij}^k]_{n\times n} \qquad (۹)$$

پس ماتریس میانگین $A = [a_{ij}]_{n\times n}$ ماتریس اولیه روابط مستقیم نامیده می‌شود. A نشان دهنده تأثیرات اولیه مستقیم است که یک معیار بر روی خود و سایر معیارها نشان می‌دهد. با تلفیق نظر اعضای پنل خبرگان، ماتریس تصمیم‌گیری به‌صورت جدول۹ حاصل می‌شود:

جدول۹. ماتریس تصمیم‌گیری اولیه

مؤلفه	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	جمع
۱	۰	۱۳۳۳/۲	۰۶۶۷/۲	۰۶۶۷/۲	۲/۲	۵۳۳۳/۳	۴۶۶۷/۳	۸۶۶۷/۳	۰۶۶۷/۲	۵۳۳۳/۳	۹۳۳۳/۳	۲/۳	۵۳۳۳/۳	۳۳۳۳/۳	۹۳۳۳/۳۸
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴	۳۳۳۳/۰	۴۶۶۷/۰	۷۳۳۳/۰	۳۳۳۳/۰	۰۶۶۷/۰	۹۳۳۳/۰	۳۳۳۳/۰	۵۳۳۳/۰	۷۳۳۳/۰	۵۳۳۳/۰	۷۳۳۳/۲	۹۳۳۳/۲	۷۳۳۳/۳	۰	۳۹۹۷/۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

محاسبه ماتریس اثر اولیه: ماتریس اثر اولیه از طریق نرمالایز کردن ماتریس تصمیم اولیه به‌دست می‌آید. با محاسبه ماتریس اثر اولیه می‌توان تأثیرات علی میان هر جفت معیار سیستم را با ترسیم نقشه تأثیر نشان داد.(رابطه ۱۰).

$$A[a_{ij}]_{n\times n} = \begin{bmatrix} a_{11} \dots a_{1j} \dots a_{1n} \\ \dots \dots \dots \dots \\ a_{i1} \dots a_{ij} \dots a_{in} \\ \dots \dots \dots \dots \\ a_{n1} \dots a_{nj} \dots a_{nn} \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

ماتریس تأثیر مستقیم X بوسیله نرمالیزه کردن ماتریس میانگین $A = [a_{ij}]_{n\times n}$ به دست می‌آید. عملیات نرمال‌سازی با استفاده از رابطه ۱۱ انجام می‌شود.

$$X = s.A$$

$$s = min\left[\frac{1}{\max\limits_{1\le i\le n}\sum_{j=1}^{n}\partial_{ij}}, \frac{1}{\max\limits_{1\le j\le n}\sum_{i=1}^{n}\partial_{ij}}\right] \qquad (11)$$

در این ماتریس درایه‌های قطر اصلی همگی برابر صفر می‌باشند. ماتریس D، اثرات اولیه یک عنصر اعم از اثرگذاری و اثرپذیری را نشان می‌دهد. برای نرمالایز کردن ماتریس تصمیم اولیه، مجموع اعداد هر سطر را محاسبه و سپس بزرگ‌ترین آن را انتخاب کرده و معکوس می‌کنیم و آن را α می‌نامیم و آن را در تک‌تک درایه‌های ماتریس تصمیم اولیه ضرب می‌کنیم. بدین ترتیب ماتریس اثر اولیه ایجاد می‌شود (جدول ۱۰).

جدول۱۰. ماتریس اثر اولیه (نرمال شده)

max	۴۴
α	۰۲۱۴۲۹/۰

مؤلفه‌ها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
۱	۰	۰/۴۵۷	۰/۴۴۳	۰/۴۴۳	۰/۴۲۱	۰/۷۵۷	۰/۷۴۳	۰/۸۲۹	۰/۴۴۳	۰/۷۵۷	۰/۸۴۳	۰/۶۸۶	۰/۷۵۷	۰/۷۱۴
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴	۰/۰۷۱	۰/۱۰	۰/۱۵۷	۰/۰۷۱	۰/۰۱۴	۰/۰۲	۰/۰۷۱	۰/۱۱۴	۰/۱۵۷	۰/۱۱۴	۰/۵۸۶	۰/۶۲۹	۰/۸	۰

منبع: یافته‌های پژوهش

استخراج ماتریس اثر کل (اثرات مستقیم و غیرمستقیم مؤلفه ها): مجموع دنباله نامحدود از آثار مستقیم و غیرمستقیم عناصر بر یکدیگر توأم با کلیه بازخوردهای ممکن، به صورت یک تصاعد هندسی و از توان‌های X و بر اساس قوانین موجود از گراف‌ها محاسبه می‌شود. همچنین آثار غیرمستقیم از عناصر موجود ماتریس معکوس همگرایی دارد، زیرا اثرهای غیرمستقیم در طول زنجیره‌ها از دیاگراف موجود به طور پیوسته کاهشی است؛ یعنی به صورت $X, X^2, X^3, \dots, X^k$ و $lim_{k\to\infty}X^k = [\cdot]_{n\times n}$ که $\sum_j x_{ij} < 1$ یا ≤ 0

$X = [x_{ij}]_{n\times n}$، $0 \le x_{ij} < 1$، $\sum_i x_{ij}$ و مجموع عناصر یک ستون یا سطر برابر یک می‌باشد. با توجه به شرایط و روابط ذکر شده ماتریس تاثیرکلی (جدول۱۳) به صورت رابطه۱۲ محاسبه می‌شود.

$$lim_{k\to\infty}X^k = [\cdot]_{n\times n}$$
$$lim_{k\to\infty}X^k = lim_{k\to\infty}(I + X + X^2 + X^3 + \cdots + X^k) = (I - X)^{-1} \quad (12)$$

که I ماتریس همانی است(جدول۱۱). ماتریس روابط کلی یک ماتریس $n * n$ بوده و به صورت رابطه۱۳ می‌شود.

$$T = \sum_{k=1}^{\infty} X^k$$

$$T = lim_{k\to\infty}X + X^2 + X^3 + \cdots + X^k = \quad (13)$$
$$lim_{k\to\infty}X\left(I + X + X^2 + X^3 + \cdots + X^{k-1}\right) = lim_{k\to\infty}X\Big[I + X + X^2 + X^3 + \cdots + X^{k-1})(I - X)\Big](I-X)^{-1} = X(I - X)^{-1}$$

جدول۱۱. ماتریس همانی

مؤلفه‌ها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۱۲. ماتریس معکوس

مؤلفه‌ها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
۱	۱/۰۹۹۵	۰/۱۰۹۶	۰/۱۲۲	۰/۱۲۶۱	۰/۱۲۸	۰/۱۸۴۶	۰/۱۷۹۵	۰/۱۸۸۵	۰/۱۳۰۳	۰/۱۷۳۶	۰/۲۱۵۷	۰/۲۱۶۴	۰/۲۲۷۱	۰/۲۰۴۹
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴	۰/۰۳۲۶	۰/۰۲۵۵	۰/۰۳۵۵	۰/۰۳۰۴	۰/۰۲۲۳	۰/۰۴۸۳	۰/۰۳۵۲	۰/۰۳۹۷	۰/۰۳۸۵	۰/۰۳۸۴	۰/۰۹۴۳	۰/۱۰۵۲	۰/۱۳۳۲	۱/۰۴۰۳

جدول۱۳. ماتریس اثر کل

مؤلفه	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	(R)
۱	۰/۰۹۹۵	۰/۱۰۹۶	۰/۱۲۲	۰/۱۲۶۱	۰/۱۲۸۱	۰/۱۴۱۶	۰/۱۲۹۵	۰/۱۲۸۵	۰/۱۳۰۳	۰/۱۲۳۶	۰/۲۱۵۷	۰/۲۱۶۴	۰/۲۲۸۱	۰/۲۰۴۹	۲/۳۰۵۶
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰/۰۳۲۶	۰/۰۳۵۵	۰/۰۳۵۵	۰/۰۳۰۴	۰/۰۲۳۳	۰/۰۳۵۲	۰/۰۳۶۳	۰/۰۳۶۷	۰/۰۳۷۵	۰/۰۳۸۴	۰/۰۹۴۳	۰/۱۰۵۲	۰/۱۳۲۲	۰/۲۰۴۳	۰/۹۰۷۵
۱/۸۰۲۹	۱/۱۹۱۸	۱/۴۵۵۸	۱/۵۱۴۴	۱/۴۷۵۷	۲/۰۳۵۷	۱/۹۶۹۳	۱/۹۸۷۷	۱/۵۷۴۳	۱/۸۴۸۹	۲/۴۱۱۸	۲/۶۳۹۸	۲/۷۱۵۶	۲/۴۱۷۲	

منبع: یافته‌های پژوهش

محاسبه مقادیر تاثیر و ارتباط و ترسیم نقشه تأثیر ارتباط[1]

بر اساس بیشترین مجموع ردیفی (R) و بیشترین مجموع ستونی (C)

در این مرحله محاسبات با استفاده از مقادیرC ,R که بیانگر مجموع ردیف‌ها و ستون‌ها است، صورت می‌گیرد. این مقادیر از رابطه۱۴ بدست می‌آید.

$$R = (r_i)_{n\times ۱} = \sum_{j=۱}^{n} t_{ij} \quad i = ۱,۲, \dots, n$$

$$C = (c_j)_{n\times ۱} = (c_j)'_{۱\times n} \left[\sum_{i=۱}^{n} t_{ij}\right]'_{۱\times n} \quad = ۱,۲, \quad \dots, n \qquad (۱۴)$$

R: از جمع سطری عناصر ماتریس اثر کل حاصل می‌شود و میزان تأثیرگذاری یک مؤلفه بر سایر مؤلفه‌های سیستم نشان را می‌دهد.

1. Impact-Relative Map (IRM)

C: از جمع ستونی عناصر ماتریس اثر کل حاصل می‌شود و میزان تأثیرپذیری یک مؤلفه از سایر مؤلفه‌های سیستم را نشان می‌دهد. جدول۱۴ رتبه‌بندی مؤلفه‌ها بر اساس بیشترین مجموع سطری و بیشترین مجموع ستونی را نشان می‌دهد. هر چه قدر R مربوط به یک مؤلفه بزرگ‌تر باشد، آن مؤلفه تأثیرگذارتر و هر چه قدر C مربوط به یک مؤلفه بزرگ‌تر باشد، آن مؤلفه تأثیرپذیرتر است.

جدول۱۴. رتبه‌بندی مؤلفه‌ها بر اساس بیشترین مجموع سطری (R) و مجموع ستونی (C)

متغیر	مؤلفه‌های اقتصادی و غیر اقتصادی	R	متغیر	مؤلفه‌های اقتصادی و غیر اقتصادی	C
متغیر استرس مالی	عوامل اقتصادی (تصمیمات دولت) (۲)	۲/۸۷۷۵	متغیر پیامد	پیامدهایی برای جامعه (غیر فردی) (۱۳)	۲/۷۱۵۶
	عوامل سیاسی (۵)	۲/۸۴۵		پیامدهایی برای افراد (۱۲)	۲/۶۳۹۸
	عوامل قانونی و استانداردهای مربوطه (۹)	۲/۷۴۷۱		پیامدهایی برای اقتصاد (۱۴)	۲/۴۱۷۲
	تصمیمات ارکان نظارتی بازار سهام (۳)	۲/۵۷		پیامدهایی برای بازار اوراق بهادار (۱۱)	۲/۴۱۱۸
	عملکرد شرکت‌های عضو بازار (۴)	۲/۴۳۹۱	متغیر استرس مالی	عوامل اجتماعی (۶)	۲/۰۳۵۷
	تعاملات سرمایه‌گذاران حقیقی (۱)	۲/۳۰۵۶		عوامل روانشناختی فرد (۸)	۱/۹۸۷۷
	قیمت‌ها در بازار جهانی (۱۰)	۲/۱۷۹۲		عوامل شخصی (فردی) (۷)	۱/۹۶۹۳
	عوامل شخصی (فردی) (۷)	۲/۰۷۱۴		قیمت‌ها در بازار جهانی (۱۰)	۱/۸۴۸۹
	عوامل اجتماعی (۶)	۲/۰۷۰۸		تعاملات سرمایه‌گذاران حقیقی (۱)	۱/۸۰۲۹
	عوامل روانشناختی فرد (۸)	۲/۰۳۶۸		عوامل قانونی و استانداردهای مربوطه (۹)	۱/۵۷۴۳
متغیر پیامد	پیامدهایی برای بازار اوراق بهادار (۱۱)	۰/۷۶۲۵		عملکرد شرکت‌های عضو بازار (۴)	۱/۵۱۴۴
	پیامدهایی برای افراد (۱۲)	۰/۷۳۲۱		عوامل سیاسی (۵)	۱/۴۷۵۷
	پیامدهایی برای اقتصاد (۱۴)	۰/۷۰۹۵		تصمیمات ارکان نظارتی بازار سهام (۳)	۱/۴۵۵۸
	پیامدهایی برای جامعه (غیر فردی) (۱۳)	۰/۶۹۴۳		عوامل اقتصادی (تصمیمات دولت) (۲)	۱/۱۹۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس بیشترین تعامل در سیستم (R+C) و بر اساس خالص اثرگذاری (R-C)

R+C: مجموع میزان تأثیرگذاری و تأثیرپذیری مؤلفه موردنظر در سیستم نشان را می‌دهد. یعنی هر مؤلفه‌ای که دارای (R+C) بزرگ‌تری باشد، دارای تعامل بیشتری در سیستم بوده و نشان دهنده میزان وزن آن مؤلفه در سیستم است.

R-C: خالص اثرگذاری در سیستم را نشان می‌دهد.

(R-C) >۰ باشد، مؤلفه موردنظر بر سایر مؤلفه‌ها اثرگذار و یک متغیر علت است.

(R-C)<۰ باشد، مؤلفه موردنظر از سایرمؤلفه‌ها تأثیرپذیر و یک متغیر معلول است.

جدول۱۵ رتبه‌بندی مؤلفه‌ها بر اساس بیشترین تعامل و خالص اثرگذاری در سیستم را نشان می‌دهد.

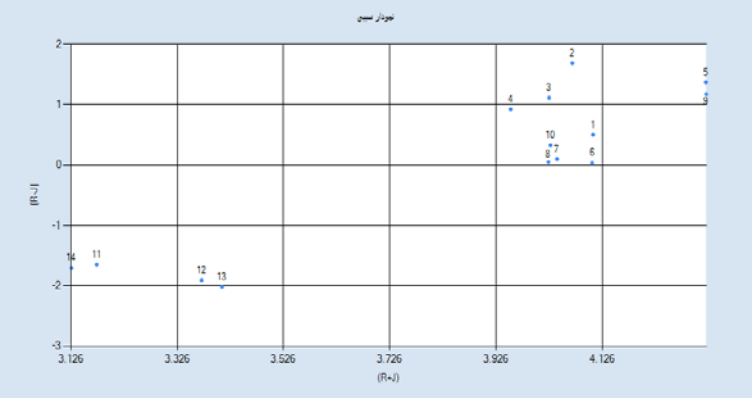
جدول۱۵. رتبه‌بندی مؤلفه‌ها بر اساس بیشترین تعامل (R+C) و خالص اثرگذاری (R-C) در سیستم

متغیر	مؤلفه‌های اقتصادی و غیر اقتصادی		R+C	متغیر	مؤلفه‌های اقتصادی و غیر اقتصادی		R-C
متغیر استرس ملی	عوامل قانونی و استانداردهای مربوطه (۹)	اقتصادی	۴/۳۲۱۴	متغیر استرس ملی	عوامل اقتصادی (تصمیمات دولت) (۲)	اقتصادی	۱/۶۸۵۸
	عوامل سیاسی (۵)	غیر اقتصادی	۴/۳۲۰۷		عوامل سیاسی (۵)	غیر اقتصادی	۱/۳۶۹۳
	تعاملات سرمایه‌گذاران حقیقی (۱)	غیر اقتصادی	۴/۱۰۸۵		عوامل قانونی و استانداردهای مربوطه (۹)	اقتصادی	۱/۱۷۲۸
	عوامل اجتماعی (۶)	غیر اقتصادی	۴/۱۰۶۶		تصمیمات ارکان نظارتی بازار سهام (۳)	اقتصادی	۱/۱۱۴۲
	عوامل اقتصادی (تصمیمات دولت) (۲)	اقتصادی	۴/۰۶۹۳		عملکرد شرکت‌های عضو بازار (۴)	اقتصادی	۰/۹۲۴۷
	عوامل شخصی (فردی) (۷)	غیر اقتصادی	۴/۰۴۰۷		تعاملات سرمایه‌گذاران حقیقی (۱)	غیر اقتصادی	۰/۵۰۲۷
	قیمت‌ها در بازار جهانی (۱۰)	اقتصادی	۴/۰۲۸۲		قیمت‌ها در بازار جهانی (۱۰)	اقتصادی	۰/۳۳۰۳
	تصمیمات ارکان نظارتی بازار سهام (۳)	اقتصادی	۴/۰۲۵۷		عوامل شخصی (فردی) (۷)	غیر اقتصادی	۰/۱۰۲۱
	عوامل روانشناختی فرد (۸)	غیر اقتصادی	۴/۰۲۴۵		عوامل روانشناختی فرد (۸)	غیر اقتصادی	۰/۰۴۹۱
	عملکرد شرکت‌های عضو بازار (۴)	اقتصادی	۳/۹۵۳۵		عوامل اجتماعی (۶)	غیر اقتصادی	۰/۰۳۵۱
متغیر پیامد	پیامدهایی برای جامعه (غیر فردی) (۱۳)	غیر اقتصادی	۳/۴۱	متغیر پیامد	پیامدهایی برای بازار اوراق بهادار (۱۱)	اقتصادی	-۱/۶۴۹۳
	پیامدهایی برای افراد (۱۲)	غیر اقتصادی	۳/۳۷۱۸		پیامدهایی برای اقتصاد (۱۴)	اقتصادی	-۱/۷۰۷۷
	پیامدهایی برای بازار اوراق بهادار (۱۱)	اقتصادی	۳/۱۷۴۳		پیامدهایی برای افراد (۱۲)	غیر اقتصادی	-۱/۹۰۷۷
	پیامدهایی برای اقتصاد (۱۴)	اقتصادی	۳/۱۲۶۷		پیامدهایی برای جامعه (غیر فردی) (۱۳)	غیر اقتصادی	-۲/۰۲۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار علی بر اساس زوج مرتب های($r_k + c_k$ ، $r_k - c_k$) به دست می‌آید که می‌تواند یک درون بینی با ارزشی برای تصمیم‌گیری فراهم کند. برای این منظور یک دستگاه مختصات دکارتی با محور طولی $(r_k + c_k)$ و محور عرضی $(r_k - c_k)$ رسم می شود که موقعیت هر معیار را نشان می‌دهد (ملازاده و همکاران. ۱۳۹۸). نمودار۱ موقعیت نهایی مؤلفه ها را با توجه به بیشترین تعامل و خالص اثرگذاری در

سیستم نشان می‌دهد. مؤلفه‌هایی که خالص اثرگذاری منفی دارند در منطقه منفی خط R+C قرار دارند و عواملی که خالص اثرگذاری مثبت دارند، در منطقه مثبت خط R+C قرار گرفتند.



نمودار۱. نقشه تأثیر- ارتباط و موقعیت نهایی مؤلفه‌ها با توجه به (R+C) و (R-C)

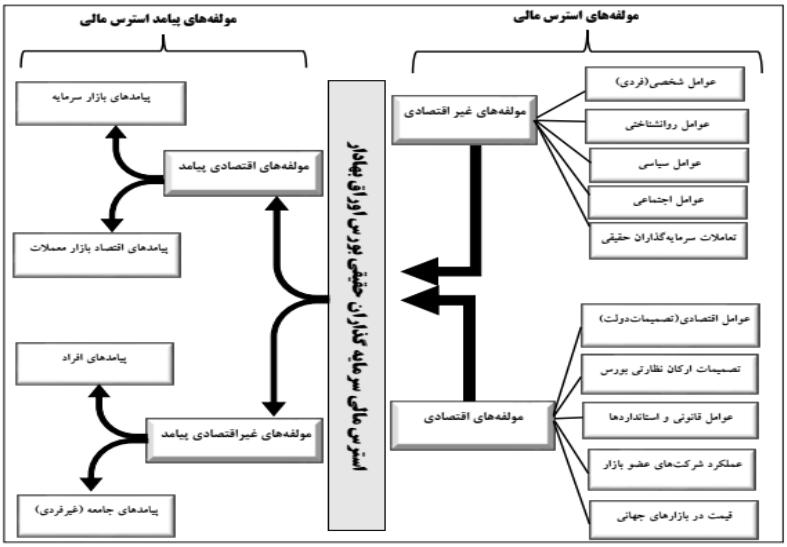
منبع: یافته‌های پژوهش

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه با کمک تکنیک‌های فراترکیب، دلفی‌فازی و دیمتل ضمن شناسایی مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه، مطابق با نمودار ۱ به الگوسازی و تعیین شدت اثرگذاری و اثرپذیری روابط بین مؤلفه‌های مذکور پرداخته شده است. مطابق با جدول۱۴، مؤلفه «عوامل اقتصادی(تصمیمات دولت)» با میزان اثرگذاری۲/۸۷۷۵ موثرترین مؤلفه اقتصادی استرس مالی سهامداران حقیقی و در عین حال با میزان تاثیرپذیری ۱/۱۹۱۸ کمترین اثرپذیری را از سایر مؤلفه‌ها دارد. مؤلفه غیراقتصادی «پیامدهایی برای جامعه(غیر فردی)» با میزان اثرگزاری۰/۶۹۴۳بی‌تاثیرترین مؤلفه بر استرس مالی و در عین حال با میزان تاثیرپذیری۲/۷۱۵۶ بیشترین تاثیرپذیری را در بین مؤلفه‌ها دارد. نتایج تکنیک دیمتل نشان می‌دهد که پیامدهای استرس مالی از لحاظ شاخص R کمترین شدت تاثیرگذاری و در مقابل از لحاظ شاخص Cبیشترین تاثیرپذیری را از مؤلفه‌های استرس مالی دارند که با واقعیت‌های مالی و اقتصادی نیز منطبق می‌باشد. نتایج جدول۱۵ نیز بیانگر آن است که مؤلفه اقتصادی «عوامل قانونی و استانداردهای مربوطه» با میزان۴/۳۲۱۴ بیشترین وزن و اهمیت را در بین مؤلفه های موثر بر استرس مالی سهامداران حقیقی و مؤلفه اقتصادی «پیامدهایی برای اقتصاد» با میزان۳/۱۲۶۷ کمترین وزن و اهمیت را در بین مؤلفه‌های پیامد استرس مالی دارد. مؤلفه «عوامل اقتصادی(تصمیمات دولت)» با میزان خالص اثرگذاری ۱/۶۸۵۸ مهمترین مؤلفه علت استرس مالی می‌باشد و مؤلفه «پیامدهایی برای جامعه (غیر فردی)» میزان خالص اثرگذاری ۲/۲۰۱۳- مهمترین مؤلفه معلول استرس مالی شده است. از لحاظ خالص اثرگذاری، مؤلفه‌های متغیر استرس مالی بزرگتر از صفر بوده و نشان‌دهنده آن است که بر مؤلفه‌های متغیر پیامد استرس مالی اثرگذارند و از طرف دیگر همه مؤلفه‌های متغیر پیامد استرس مالی کوچکتر از صفر بوده و نشان‌دهنده آن است که از مؤلفه‌های متغیر استرس مالی اثر می‌پذیرند. در این مطالعه لیست جامعی از گویه‌ها و مؤلفه‌های موثر بر

استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه و پیامدهای ناشی از آن ارائه شده است. بر اساس بررسی پیشینه پژوهش، هیچ یک از پژوهش‌ها، استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار سرمایه را بررسی نکرده‌اند.

در مطالعات مرتبط با استرس مالی، برخی از پژوهشگران استرس مالی ناشی از تحصیل(هالیدی، ۲۰۱۴)، استرس مالی ناشی از بیماری‌ها(فرنچ، ۲۰۱۷)، استرس مالی مشاغل (جورج، ۲۰۱۵) برخی بر عوامل استرس زای مالی خانواده ها (پونت، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۶) را بررسی کرده‌اند. بعضی از مطالعات نیز صرفا بر پیامدهای استرس مالی در زندگی شخصی و تربیت فرزندان (ویی، ۲۰۱۴) تأکید نموده اند و در مطالعات مختلف مرتبط با موضوع پژوهش حاضرکه در حوزه بازار سرمایه و بازارهای مالی صورت گرفته فقط به شاخص‌های استرس مالی کشورها (ربوردو، ۲۰۱۵- هواتاری، ۲۰۱۵- آپوستولاکیس، ۲۰۱۶ و...) اشاره شده و اندک مطالعاتی نیز استرس مالی را از دیدگاه های کلان اجتماعی و اقتصادی (امراه و همکاران، ۲۰۱۵- کمنیتز، ۲۰۱۷) بررسی‌کرده‌اند که با توجه به موضوع مطالعه حاضر قابلیت مقایسه چندانی نداشته‌اند. مؤلفه‌های شناسایی شده و ریشه‌یابی عوامل استرس‌زای مالی سهامداران حقیقی گامی بسیار موثر در راستای ایجاد افق‌های جدید تصمیم‌سازی در بخش‌های اقتصادی و خصوصاً حوزه‌های سیاست‌گذاری بازار سرمایه برای سرمایه گذاران حقیقی فراهم می‌نماید. همچنین می‌تواند سرآغازی جهت تحلیل و بررسی استرس مالی سهامدار در بورس اوراق بهادار کشورمان شود تا مشاوران مالی و مسئولین حوزه‌های اقتصادی و بازار سرمایه، پرتفویی متناسب با اهداف و گرایش‌های هر سرمایه‌گذار ارائه دهند. ریشه‌یابی عوامل استرس-زای افراد حقیقی سرمایه‌گذار در بازار اوراق بهادار موجب افزایش اعتماد عمومی به بازار سرمایه، جذب سرمایه‌گذاران بالقوه، ورود نقدینگی بازارهای موازی به بورس و حفظ سرمایه‌های موجود خواهد شد که جهت رشد و توسعه اقتصادی کشور حائز اهمیت فراوان است. باتوجه به جداول ۱۴ و ۱۵ و مؤلفه‌های شناسایی شده استرس مالی و پیامدهای آن، مدل مفهومی مؤلفه‌های اقتصادی و غیراقتصادی استرس مالی سهامداران حقیقی و پیامدهای آن مطابق با شکل ۲ ارائه می‌گردد.



شکل۲. مدل مفهومی مؤلفه‌های اقتصادی و غیر اقتصادی استرس مالی و پیامدهای آن

منبع: یافته‌های پژوهش

۱- با توجه به عوامل شناسایی شده استرس مالی سهامداران، ایجاد یک "سامانه بانک اطلاعات سرمایه‌گذاران حقیقی" پیشنهاد می‌شود. سازمان بورس اوراق بهادار قبل از ورود سرمایه‌گذاران حقیقی به بازار سرمایه، آنها را ملزم به تکمیل اطلاعات سامانه مذکور نمایند تا دانش مالی، بازخورد رفتاری و سطح ریسک‌پذیری افراد، تعیین و سپس با ابزار مهندسی مالی، پرتفویی متناسب با هر سرمایه‌گذار ارائه شود.

۲- بر اساس نتایج پژوهش، مؤلفه "عوامل اقتصادی(تصمیمات دولت)" مهمترین علت استرس مالی است. لذا پیشنهاد می‌گردد، دولت با ایجاد طرح‌های اقتصادی کوتاه‌مدت مانند: مدیریت نرخ سپرده، مهار نقدینگی در دست مردم و هدایت آن به سمت بازار سرمایه، کنترل و مدیریت نرخ ارز، کاهش مصارف و بدهی‌های دولت در بازار پول و سرمایه به کنترل متغیرهای کلان اقتصادی مانند: نرخ تورم، رکود اقتصادی، قیمت کالاهای ضروری و املاک و مستغلات، نرخ رشد اقتصادی پرداخته و اخبار اقتصادی شرکت‌ها و بازار سرمایه در بستری واحد، شفاف و فراگیر ارائه گردد. ضمناً نقش و کنترل فضای مجازی در برهم زدن تعادل اقتصادی مورد توجه قرار گیرد.

۳- مؤلفه "پیامدهایی برای جامعه (غیر فردی)" بیشترین تاثیر پذیری را از استرس مالی دارد لذا پیشنهاد می‌شود با توجه به رشد چشمگیر تعداد سرمایه‌گذاران حقیقی در بازار سرمایه، دولت زیرساخت‌های فنی، آموزشی، نرم‌افزاری و سخت افزاری مشارکت مردم در بازار سرمایه را فراهم نماید و با ایجاد نهادهای آموزشی در کنار کارگزاری‌ها به ارائه مشاوره‌های سرمایه‌گذاری و انتقال حداکثری تجربه مفید بپردازد تا تصمیمات هیجانی سهامداران ناآگاه منجر به پیامدهای اجتماعی در سطح جامعه نشود.

۴- جهت دستیابی به نتایج کامل‌تر و وسیع‌تر، پیشنهاد می‌شود تا پژوهش حاضر در سال‌های آینده و با روش‌های کیفی و کمی دیگر صورت پذیرد تا اعتبار نتایج افزایش یافته و یک پرسشنامه استاندارد استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی بازار اوراق بهادار و پرسشنامه پیامدهای استرس مالی سرمایه‌گذاران حقیقی تهیه 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

Atashsuoz, A. Faizi, K. Kazazi, A & Ulfat, L. (2016). Interpretive-structural modeling of supply chain risks in the petrochemical industry. *Journal of Industrial Management Studies*. 14(14). 39-63. (In Persian).

Azadian, Y. Dadashi, I & Taghipourian, Y. (2021). Factors affecting the financial stress of Individual stock market investors and its consequences: the Meta-Synthesis technique. *Quarterly Journal of Financial Engineering and Securities Management.* 12(47). 112-136. (In Persian).

Duca, M.L., & Peltonen, T.A. (2011). Macro-Financial Vulnerabilities and Future Financial Stress Assessing Systemic Risks and Predicting Systemic Events. *European Central Bank.*Working Paper No. 1311.

Ebrahimi, M. Babajani, J & Ebadpour, B. (2016). Decision model of Individual shareholders of the stock exchange. *Quarterly Journal of the Stock Exchange*. 9(36). 97-115. (In Persian).

Farmanara, V. Komijani, A. Farzinoush, A. & Ghaffari, F. (2019). The Role of Capital Markets in Financing and Economic Growth (A Case Study of Iran and a Selection of Developing Countries). *Financial Economics Quarterly*. 13(47). 19-37. (In Persian).

Hassanzadeh Rangi, N. Alhayari, T. Khosravi, Y. Zairi, F & Saremi, M. (2012). Design of Occupational Cognitive Failure Questionnaire: Determining the Validity and Reliability of Tools. *Iranian Occupational Health Quarterly*. 9(1). 29-40. (In Persian).

Heidarian, M. Falahati, A. & Sharif Karimi, M. (2019). Calculation of the Financial Stress Index and its Impact Analysis on Iran's Economic Growth; Application of the Markov-Switching Autoregressive Model. *Financial Research Journal*. 21(3). 417-447. (In Persian).

Illing, M & Liu, Y. (2006). Measuring Financial Stress in a developed Country: An Application to Canada. *Journal of Financial Stability*. 2(3). 243-265.

Naziri, K. Mohammad Jafari Seresht, D. & Sharifi, M. (2012). The effect of political variables on the volatility of the return of the total index of Tehran Stock Exchange. *Thesis for a bachelor's degree in economics*. Bu Ali Sina University. Faculty of Economics and Social Sciences. (In Persian).

Latifi, S. Raheli, H. Yadavar, Ho. Saadi, H &Shahrestani, S Ali. (2018). Identification and explanation of the implementation stages of conservation agriculture development in Iran with fuzzy Delphi approach. *Iranian Journal of Biosystem Engineering*. 9(1). (In Persian).

Landeta, J. (2006). Current validity of the Delphi method in social sciences. *Technological Forecasting and Social Change*. 73(5). 467-482.

Louzis, D.P. & Vouldis, A.T. (2013). A Financial Systemic Stress Index for Greece. *European Central Bank.* Working Paper Series No. 1563.

Matoufi, A & Babakordi, S. (2016). Study of the effect of earnings quality and financial stress on companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Master Thesis. Jorjani Institute of Higher Education*. 1-118. (In Persian).

Ma'toufi, A. (2018). The Features of Financial Stress in Iran's Capital Market. *Journal of Investment Knowledge*. 7(26). 237-258. (In Persian).

Miran Dumicic, MSc (2015). Financial stress Indicators for small, open, highly euroized countries: the case of Croatia. *Financial theory and practice. Croatian National Bank*.Trg hrvatskih velikana 3, Zagreb, Croatia. 39(2). 171-203.

Monin, P. (2017). The OFR Financial Stress Index. *OFR 17-04. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3062143* or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn

Northern, J., O'Brien, W. H., & Goetz, P. W. (2010). The development, evaluation, and validation of a financial stress scale for undergraduate students. *Journal of College Student Development*. 51(1). 79-92.

Okoli, C., & Pawlowski, S. (2004). The Delphi method as a research tool: an example, design considerations and applications. *Information & Management*. 45(1). 15-29.

Paydar, M & Ishraqi Samani, R. (2019). Investigating the relationship between financial stress and quality of working life of villagers (Case study of your city of Ilam). *Journal of Village and Scholarship*.21 (4). 113-133. (In Persian).

Razmi, Z. Haji Heydari, N & Hosseini Kia, A. (2014).A study on the impact of the value proposition of the customer interface to design a business model with a BMO approach. *Journal of Development Management Process*. 27(4). 129. (In Persian).

Rahmati, K. (2010). The Relationship between Individual Factors in Creating Stress and Manpower Productivity: A Case Study: Kermanshah Disciplinary Command Police Station Staff. *Journal of Social Order*. 2 (1). 99-124. (In Persian).

Rezagholizadeh, M. Milaelmi, Z & Mohammadi majd, S. (2021). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. *Journal of Economics Quarterly*. Doi:10.22055/jqe.2021.35405.2284. (In Persian).

Roodpashti Rahnama, F & Rostami Mazooi, N. (2015). Review of Psychological Theories in Management Accounting Research. *Journal of Management Accounting*. 8(26). 1-21. (In Persian).

Sandelowski, M., & Barroso, J. (2007). Handbook for synthesizing qualitative research. *New York: Springer publishing company*. Inc.P 1-273.

Saini, M. and Shlonsky, A. (2012). Systematic Synthesis of Qualitative Research.Oxford University Press, New York. *http://dx.doi.org /۱۰.۱۰۹۳ /acprof: oso/۹۷۸۰۱۹۵۳۸۷۲۱۶.۰۰۱.۰۰۰۰* p ۲۲۴.

Witherspoon, D, R. (2017). The effects of financial strain on health, morale, and social functioning. School of Family Studies and Human Services. College of Human Ecology Kansaz State University. *http://hdl.handle.net /20 97/38206.*

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۹۶-۱۷۳

مقاله پژوهشی

شاخص چندبعدی ارزیابی انعطاف‌پذیری مالی[۱]

وحید تقوی فردود[۲]، رسول برادران حسن‌زاده[۳]، احمد محمدی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۲

چکیده

شواهد مبتنی بر مطالعات پیشین در اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی اصولا مبتنی بر متون غربی است که لزوما مناسب اقتصاد در حال توسعه کشورهایی از جمله ایران نمی‌باشد. بنابراین، هدف پژوهش حاضر ایجاد یک شاخص انعطاف‌پذیری مالی تعدیل‌شده (FFI) و چندبعدی برای منعکس کردن ویژگی‌های جاری بورس اوراق بهادار ایران می‌باشد. به همین منظور به پیروی از پژوهش‌های گامبا و تریانتیس (۲۰۰۸)، رپ و همکاران (۲۰۱۴) و چانگ و ما (۲۰۱۸) تلاش شده است مدلی از انعطاف‌پذیری مالی ارائه شود که به صورت شاخصی ترکیبی باشد و بر اساس نظرات خبرگان بتوان برای ترکیبات این شاخص وزن تعیین کرد. این پژوهش در دو مرحله اساسی انجام شده است. در مرحله اول شاخص‌های انعطاف‌پذیری مالی با استفاده از روش کتابخانه‌ای استخراج، سپس برای اعتبار سنجی و ارزیابی این شاخص‌ها که متناسب بازار مالی ایران باشد با استفاده از تکنیک AHP (تحلیل سلسله مراتبی)، توسط نمونه‌ای از ۱۵ خبره دانشگاهی و سپس با استفاده از ضریب تغییرات اولویت‌بندی (وزن‌دهی) شدند. نتایج بدست آمده از اجماع نظر صاحبنظران و خبرگان در زمینه وزن‌دهی به شاخص‌ها نشان داد که در مدل چندبعدی انعطاف‌پذیری مالی استخراج شده اول نگهداشت وجه نقد، دوم توانایی تامین مالی، سوم هزینه تامین مالی و چهارم محدودیت مالی دارای اولویت در وزن تأثیر می‌باشند. بر اساس نتایج، تئوری سلسله مراتبی ساختار سرمایه در محیط ایران و طبق نظر خبرگان پیاده می شود زیرا شاخص چند بعدی انعطاف‌پذیری مالی استخراج شده گویای این مطلب است.

واژگان کلیدی: انعطاف‌پذیری مالی، تحلیل سلسله مراتبی، خبرگان.
طبقه‌بندی موضوعی: *G17, G01, M41*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.30323.2327

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. Email: taghavi.vahid@gmail.com

۳. دانشیار، گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. نویسندهٔ مسئول. Email: baradaran313@iaut.ac.ir

۴. استادیار، گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. Email: ahmad.mohammady@iaut.ac.ir

مقدمه

وجه نقد اولین و مهم‌ترین عامل بقای هر بنگاه اقتصادی است. در اصل تنها بنگاه‌هایی می‌توانند به حیات خود ادامه دهند که بتوانند منابع نقدی خود را به موقع تأمین کنند (رحیمیان و همکاران، ۱۳۹۱). مدیریت وجه نقد، از مهم‌ترین وظایف در فرآیند مدیریت مالی است، زیرا از یک طرف کمبود وجه نقد باعث بروز مشکل برای شرکت در برآورده کردن نیازهای روزمره اش می شود و از طرف دیگر، نگهداری میزان بالایی از وجه نقد برای شرکت هزینه فرصت به همراه خواهد داشت. با وجود این، تعداد زیادی از شرکت‌ها به علت انعطاف‌پذیری در نشان دادن واکنش‌های مناسب نسبت به موقعیت‌های پیش‌بینی نشده و همچنین، نیازهای روزمره، تمایل به نگهداری مقادیر زیادی وجه نقد دارند. انعطاف‌پذیری به یکی از موضوعات با اهمیت در نظریه ها و سیاست‌های مالی مبدل شده است. بیشتر بحث‌های موجود پیرامون الگوهای انعطاف‌پذیری، بر سیاست‌های مالی متمرکز است، به طوری که این الگوها یکی از جنبه‌های مهم مدیریت منابع مالی می‌باشند (زندی و تنانی، ۱۳۹۶).

نظریه انعطاف‌پذیری مالی بر عناصر هر دو نظریه ساختار سرمایه شامل موازنه ایستا و تئوری سلسله مراتب برمی‌گردد. در اصل این نطریه ترکیب عدم اطمینان آتی شرکت و تلاش برای تعدیل ساختار سرمایه و نگهداری وجه نقد است. شرکت‌ها ممکن است به وسیله حفظ انعطاف‌پذیری مالی قادر به واکنش موفقیت‌آمیز به فرصت‌های سرمایه‌گذاری باشند هرچند که مدیران و پژوهشگران هنوز در انتظار یک نظریه قوی و قابل تعمیم‌تر جهت توضیح تصمیمات ساختار تامین مالی شرکت هستند (خدائی وله زاقرد و زارع تیموری، ۱۳۹۸). شرکت‌ها برای تامین مالی مورد نیاز خود جهت راه‌اندازی و اجرای پروژه‌های خود گزینه‌های مختلفی پیش رو دارند. انعطاف‌پذیری مالی ارتباط نزدیک در رویارویی با نیازهای سرمایه‌گذاری آتی و سایر موارد مشابه دارد. میزان وجه نقد موجود در شرکت و میزان استفاده از ظرفیت بدهی، از منابع اصلی انعطاف‌پذیری مالی است که بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد. در حقیقت شکل هیبریدی (ترکیبی) روشی برای افزایش انعطاف‌پذیری مالی است که در کانون توجه قرار می‌گیرد. زیرا ترکیب های مختلف میزان بدهی و وجه نقد ممکن است منجر به تفاوت اساسی در ارزش شرکت گردد (قوی، ۱۳۹۰).

موضوع دیگر بحث نحوه اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی می‌باشد که بر طبق تعریف ول بردا[1] (۱۹۹۸) انعطاف‌پذیری مالی توانایی شرکت در پیاده‌سازی فعالیت‌های سودآور پس از تغییراتی است که در محیط تجاری آن رخ می‌دهد و همچنین، تطابق با تغییرات پیش‌بینی‌شده که اهداف شرکت را شامل می‌شود، است. انعطاف‌پذیری مالی دربرگیرنده دو بُعد است:

۱. انعطاف‌پذیری مالی داخلی (درونی): مانند میزان ظرفیت شرکت جهت تطابق با نیازهای محیط؛
۲. انعطاف‌پذیری مالی خارجی (بیرونی): مانند میزان ظرفیت شرکت جهت تأثیرگذاری بر محیط و در نتیجه کاهش آسیب‌پذیری آن. انعطاف‌پذیری مالی درونی از طریق دو مولفه "ظرفیت بدهی" و "نگهداشت وجه نقد" قابل اندازه‌گیری بوده و انعطاف‌پذیری بیرونی از طریق "قابلیت نقدشوندگی سهام عادی در بازار" قابل اندازه‌گیری است.

1. Velberda

بنابراین، لازم است که یک مدل تعدیل‌شده از انعطاف‌پذیری مالی متناسب با شرایط و وضعیت محیطی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران ارائه شود تا بر اساسِ آن مدل، انعطاف‌پذیری مالی قابل سنجش باشد. شواهد مبتنی بر مطالعات پیشین اصولا مبتنی بر متون غربی است که لزوماً مناسب اقتصاد در حال توسعه کشورهایی از جمله ایران نمی‌باشد. بنابراین، هدف پژوهش حاضر ایجاد یک شاخص انعطاف‌پذیری مالی تعدیل‌شده (FFI) برای منعکس کردن ویژگی‌های جاری بورس اوراق بهادار می‌باشد. پژوهش‌های قبلی عموما از "تک شاخص" برای معیاربندی انعطاف‌پذیری مالی استفاده نموده‌اند. برای مثال، برخی از اهرم برای نشان دادن ظرفیت بدهی (بیلت، کینگ و مآاور[1] ، ۲۰۰۷؛ دنیس و مککون[2]، ۲۰۱۲؛ مارچیکا و مورا[3]، ۲۰۰۹)، و برخی از نگهداری وجه نقد (چن، هارفورد و لین[4]، ۲۰۱۷؛ هابرگ، فیلیپس و پرابهالا[5]، ۲۰۱۴؛ ریدیک و وایتد[6]، ۲۰۰۹) و برخی دیگر از مطالعات از متغیرهای چندگانه برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی از طریق یک شاخص ترکیبی اقدام کرده‌اند (آرسلان-آیایدین، فلوراکیز و اوزکان[7]، ۲۰۱۴؛ گامبا و تریانتیس[8]، ۲۰۰۸؛ رپ، اشمید و اوربان[9]، ۲۰۱۴). با توجه به اینکه انعطاف‌پذیری مالی توانایی یک شرکت را به صورت کارا در واکنش به شوک‌های پیش‌بینی نشده و فرصت‌های سرمایه‌گذاری و توانایی تحصیل سرمایه با هزینه کم نشان می‌دهد، بنابراین، مطابق پژوهش چانگ و ما[10] (۲۰۱۸) نگهداری وجه نقد، جریان بالقوه ورود وجه نقد به منظور ایجاد جریانات نقدی با هزینه کم و هزینه تامین مالی برای حفظ امنیت مالی شرکت‌ها و محدودیت مالی به عنوان عوامل تعیین کننده در ایجاد شاخص انعطاف‌پذیری مالی تعدیل‌شده شناسایی می‌شود که متناسب با بازار مالی مربوطه باشد. به همین منظور بر اساس تحلیل سلسله مراتبی، اوزانی به معیارهای شاخص سطح اول تخصیص داده می‌شود و سپس ضریب تغییرات برای اختصاص اوزان به معیارهای شاخص سطح دوم بکار می‌رود و نهایتا شاخص انعطاف‌پذیری مالی تعدیل شده ایجاد می‌گردد (چنگ و ما، ۲۰۱۸).

بر این اساس، پژوهش حاضر به دنبال یافتن پاسخی علمی و درخور به این پرسش اساسی است که: مدل بهینه انعطاف‌پذیری مالی در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران چگونه است؟ آنچه که ضرورت انجام پژوهش حاضر را دوچندان می‌کند، وجود تفاوتهای بنیادین در نوع کسب وکار، وابستگی شرکت‌ها به تامین مالی بیشتر از طریق بانک‌ها، اقتصاد تقریباً دولتی و تورم در سطح بالا است که باعث می‌شود مدل‌ها و معیارهای انعطاف‌پذیری مالی پژوهش‌های کشورهای دیگر به صورت کامل برای ما مناسب و پاسخگو نباشد.

1. Billet , King & Mauer
2. Denis & McKeon
3. Marchia & Mura
4. Chen, Harford & Lin
5. Hoberg, Philips & Prabhala
6. Riddick & Whited
7. Arslan-Ayaydin, Florackis & Ozkan
8. Gamba & Triantis
9. Rapp, Schmid & Urban
10. Chang & Ma

لذا، بهینه‌سازی مدل‌های اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی در بازار سرمایه ایران امری ضروری است. بنابراین، آنچه در پژوهش حاضر متفاوت از پژوهش‌های دیگر در این حوزه صورت گرفته است، در مرحله اول انتخاب متغیری مهم و کلیدی در مطالعات مالی یعنی؛ متغیر انعطاف‌پذیری مالی و سپس، استخراج مدلی تعدیل‌شده برای انعطاف‌پذیری است که برخلاف پژوهش‌های قبلی مبتنی بر یک شاخص نمی‌باشد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در ادبیات دانشگاهی، دانشمندان انعطاف‌پذیری مالی را به اشکال متفاوت و در گستره‌ای وسیع بر اساس انگیزه‌ها و اغلب با توجه به همبستگی با موضوع مورد بررسی تعریف می‌نمایند. اولین مطالعات به وسیله دونالدسون[1] (۱۹۷۱)، با استفاده از اصطلاح "پویایی مالی[2]" انجام شده که آن را این‌گونه توضیح می‌دهد: "ظرفیت غیرمستقیم استفاده از منابع مالی، به شیوه‌ای سازگار با اهداف در حال تکامل مدیریت، در راستای پاسخگویی به اطلاعات جدید مورد نیاز شرکت". دونالدسون پویایی مالی را در ارتباط با تصمیمات ساختار سرمایه دانسته است، به خصوص هنگامی‌که هدف شرکت یافتن نقطه بهینه ترکیب منابع مالی باشد. آثار دونالدسون را به نوعی می‌توان توسعه تئوری چاندلر[3] (۱۹۶۲)، دانست که به عنوان شواهد اولیه از مفهوم و نظریه انعطاف‌پذیری مالی در طی دهه‌های گذشته بوجود آمده است (زمانی راد، ۱۳۹۵). در سال ۱۹۷۸ نیز هیث[4]، انعطاف‌پذیری مالی شرکت را توانایی اقدام اصلاحی برای برطرف کردن مازاد پرداختی وجوه نقد بر دریافت‌های نقدی برآوردی دانسته به نحوی که حداقل تأثیر را بر درآمد فعلی و آینده یا ارزش بازار سهام شرکت داشته باشد، لذا در تعریف وی، انعطاف‌پذیری مالی به جریان‌های نقدی مربوط می‌شود. بر اساس تعریف هیث، انجمن حسابداران خبره آمریکا[5] (۱۹۹۳)، انعطاف‌پذیری مالی را اینگونه تفسیر می‌کند: "توانایی انجام اقدامات لازم و ضروری در جهت از بین بردن مقدار اضافی پرداخت‌های نقدی، مازاد بر منابع مورد انتظار". تعریف متناظری توسط هیات استانداردهای حسابداری مالی[6] (۱۹۸۴) بیان شده است که در آن انعطاف‌پذیری مالی عبارت است از "توانایی یک شرکت، در راستای اقدامات مؤثر برای تغییر حجم و زمان‌بندی جریان‌های نقدی است که با آن بتواند به نیازهای غیرمنتظره و فرصتها پاسخگو باشد".

بیشتر تعاریف انعطاف‌پذیری مالی در ادبیات مالی در مورد توانایی یک شرکت برای مواجهه با نیازهای آینده از جمله جریانات نقدی و ظرفیت بدهی استفاده نشده (ظرفیت مازاد بدهی) می‌باشد (ملکی، ۱۳۹۰). از آنجا که تمامی کاربردهای انعطاف‌پذیری در ادبیات مالی وابسته به جنبه‌های ماهیت واکنشی و محافظتی آن می‌باشد از اینرو انعطاف‌پذیری مالی میزانی از ظرفیت یک شرکت تعریف می‌شود که بتواند منابع مالی

1. Donaldson
2. Financial Mobility
3. Chandler
4. Heath
5. AICPA
6. FASB

خود را در جهت فعالیت‌های واکنشی تجهیز کرده و ارزش شرکت را به بالاترین حد برساند (بایون[1]، ۲۰۰۷). ترکیبی از جنبه‌های واکنشی و محافظتی انعطاف‌پذیری مالی در دیدگاه ولبردا[2] (۱۹۹۸) وجود دارد، که انعطاف‌پذیری را به عنوان توانایی انجام دادن واکنش مقرون به صرفه به تغییرات در محیط کسب و کار و پذیرفتن تأثیر تغییرات در اهداف شرکت می‌داند. از نظر ولبردا انعطاف‌پذیری دارای دو چشم‌انداز است: (۱) انعطاف‌پذیری داخلی مانند میزان ظرفیت شرکت برای سازگاری با نیازهای محیط و (۲) انعطاف‌پذیری خارجی مانند میزان ظرفیت شرکت برای تأثیرگذاری در محیط و در نهایت کاهش آسیب‌پذیری. پیرو دیدگاه ولبردا (۱۹۹۸)، مفهوم انعطاف‌پذیری به معنای وجود انباشت منابع نیست بلکه به معنای میزانی از ظرفیت و سرعت است که شرکت می‌تواند منابع مالی خود را تجهیز نماید تا به منظور اقدامات واکنشی و محافظتی ارزش شرکت را به حداکثر برساند. انتخاب انعطاف‌پذیری مالی از دیدگاه عملی نسبی است. اقدامات ابتکاری که در هر زمان صورت می‌گیرد به‌واسطه شرایط معین یا به منظور تلاش برای تغییر قواعد بازی صورت می‌گیرد.

به طور کلی، طبق نظر فرانک[3] (۲۰۱۲)، انعطاف‌پذیری مالی به دو صورت کلی مطرح می‌شود؛ در یک مورد، برخی شرکت‌ها سعی می‌کنند تا با سیاست‌های مربوط به نگهداشت وجه نقد به حفظ انعطاف‌پذیری مالی خود بپردازند و در مورد دیگر، از طریق سیاست محافظه‌کارانه مبتنی بر ظرفیت مازاد بدهی، انعطاف‌پذیری مالی را اعمال می‌کنند (ملکی، ۱۳۹۰).

بر طبق پژوهش‌های دی‌آنجلو و دی‌آنجلو[4] (۲۰۰۷)، دانیل و همکاران[5] (۲۰۰۸)، کمیته تدوین استانداردهای حسابداری (۱۳۸۶) و ... انعطاف‌پذیری مالی از منابع مختلفی نشات می‌گیرد که شامل: کسب سرمایه جدید در کوتاه‌مدت از طریق صدور اوراق بهادار؛ توان میل به بهبود سریع در خالص جریان‌های نقدی ناشی از عملیات ؛ افزایش حقوق صاحبان سهام از طریق آورده نقدی بین سهام‌داران (تامین مالی داخلی)؛ کاهش یا عدم پرداخت سود سهام بین سهام‌داران؛ توان دستیابی به وجه نقد از طریق فروش دارایی‌ها بدون اختلال در عملیات در حال تداوم با انقطاع سرمایه‌گذاران؛ نگهداری وجه‌نقد در دسترس در سطح بالا؛ حفظ ظرفیت استقراض (تامین مالی خارجی یا سهام‌داران خارجی) (زمانی راد، ۱۳۹۵).

مدل‌های انعطاف‌پذیری مالی:

در اینجا بر اساس تاریخچه و تعاریف انعطاف‌پذیری مالی، تلاش شده است پژوهش‌های صورت گرفته در معیاربندی انعطاف‌پذیری مالی در جدول (۱) ارائه شود تا بر اساس آن بتوان در ارائه مدل بهینه انعطاف‌پذیری مالی اقدام کرد:

1. Byoun
2. Velberda
3. Frank
4. DeAngelo & DeAngelo
5. Daniel et al

جدول ۱. پژوهش‌های صورت گرفته در معیاربندی انعطاف‌پذیری مالی

پژوهش‌هایی که از "تک شاخص" برای معیاربندی انعطاف‌پذیری مالی استفاده نموده‌اند:
برگر و همکاران[1] (۱۹۹۶)، ظرفیت بدهی را با استفاده از ارزش تصفیه پیش‌بینی شده دارایی‌ها (به جز وجه نقد) اندازه‌گیری نموده است: کل دارایی‌ها/ اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات + موجودی کالا + حساب‌های دریافتنی = ظرفیت بدهی
اپلر و همکاران[2] (۱۹۹۹)، نگهداشت وجه نقد را بر اساس نسبت مجموع وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت بر کل دارایی‌های شرکت منهای مجموع وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت اندازه‌گیری نموده‌اند.
اوزکان و اوزکان[3] (۲۰۰۴)، برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی با استفاده از مفهوم نگهداشت وجه نقد، نسبت مجموع وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت بر کل دارایی‌های شرکت را به کار بسته‌اند.
مارچیکا و مورا[4] (۲۰۰۷)،برای مشخص کردن شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری مالی، شرکت‌هایی که در سه سال متوالی دارای نسبت اهرمی کمتر از میانه جامعه آماری بودند را به عنوان شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری مالی طبقه‌بندی کردند. در این مدل اهرم مالی به صورت میزان استفاده از بدهی‌ها برای تامین مالی دارایی‌ها تعریف می‌شود.
دنیس و مککون[5] (۲۰۱۲)، از ظرفیت استفاده نشده بدهی برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی استفاده کرده‌اند. معیار آن‌ها بر اساس اهداف بلند مدت نسبت اهرم بازار به شرح مدل زیر طراحی شده است: $ML_{i,t} = \alpha + \beta_1[Med\ Ind\ ML]_{i,t-1} + \beta_2[M/B]_{i,t-1} + \beta_3[FA/TA]_{i,t-1} + \beta_4[OI/TA]_{i,t-1} + \beta_5[\ln(TA)]_{i,t-1} + \varepsilon$ بر اساس این مدل بیشتر عوامل تأثیرگذار مرتبط با تصمیمات اهرمی شرکت‌ها در بین شرکت‌های بورسی ایالات متحده شامل $Med\ Ind\ ML$: میانه اهرم بازار در صنعت؛ M/B: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام؛ FA/TA: نسبت مشهود بودن دارایی‌ها؛ OI/TA: سودآوری که از نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها؛ و $\ln(TA)$: اندازه شرکت است. آن‌ها در مدل خود برای محاسبه نسبت اهرمی از اهرم بازار (ML) استفاده نموده‌اند که از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارائی‌ها بر مبنای ارزش بازار بدست می‌آید. کل بدهی‌ها بر مبنای ارزش بازار از جمع کل بدهی‌ها و ارزش بازار سهام عادی در پایان سال بدست می‌آید. در مدل آن‌ها برای محاسبه انعطاف‌پذیری مالی (ظرفیت مازاد بدهی)، ابتدا با استفاده از رگرسیون چندمتغیره و با استفاده از وقفه یک ساله متغیر وابسته، مقدار بدهی مورد انتظار (هدف) شرکت‌ها برآورد و سپس این مقادیر برآوردی با مقادیر واقعی (سمت چپ رگرسیون) مقایسه می‌شود و شرکت‌هایی دارای ظرفیت مازاد بدهی در نظر گرفته می‌شوند که انحراف منفی بین مقادیر واقعی و مقادیر برآوردی داشته باشند (مقادیر واقعی کم تر از مقادیر مورد انتظار باشد).
چن و همکاران[6] (۲۰۱۷)، انعطاف‌پذیری مالی را بر اساس مدل بیتس و همکاران[7] (۲۰۰۹) به شرح مدل زیر اندازه‌گیری کرده‌اند. مدل طراحی شده توسط بیتس و همکاران (۲۰۰۹) به پیش‌بینی وجه نقد نگهداری شده توسط شرکت‌ها می‌پردازد که با در نظر گرفتن عوامل موثر بر میزان وجه نقد طراحی شده است: $CASH_{i,t} = \alpha + \beta_1 size_{i,t} + \beta_2 M/B_{i,t} + \beta_3 Leverage_{i,t-1} + \beta_4 Investment_{i,t} + \beta_5 Div_{i,t} + \beta_6 CF_{i,t} + \beta_7 NWC_{i,t} + \beta_8 Acquisition\ intensity_{i,t} + \beta_9 R\&D/Sales_{i,t} + \beta_{10} Ind\ Cash\ Flow\ Risk_{i,t} + \varepsilon$ بر اساس این مدل $\Delta(CASH)$: تغییرات نسبت وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت به کل دارایی‌های شرکت نسبت به سال قبل؛ $size$: اندازه شرکت که از لگاریتم دارایی‌های شرکت بدست می‌آید؛ M/B: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام؛ $Leverage$: اهرم شرکت که از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها بدست می‌آید؛ $Investment$: سرمایه‌گذاری که از تقسیم مخارج سرمایه‌ای بر کل دارایی‌ها بدست می‌آید؛ Div: شاخص سود تقسیمی که در صورت پرداخت سود تقسیمی توسط شرکت مقدار ۱ و در غیر اینصورت صفر اختیار می‌کند؛ CF: جریانات نقدی که از تقسیم جریان نقدی به کل دارایی‌ها بدست می‌آید، NWC: سرمایه در گردش خالص؛ $Acquisition\ intensity$: شدت تحصیل که از تقسیم میزان دارایی‌های تحصیل شده بر کل دارایی‌ها بدست می‌آید؛ $R\&D/Sales$: نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به فروش شرکت که از این معیار نیز برای بررسی اثر فرصت‌های رشد استفاده شده؛ $Ind\ Cash\ Flow\ Risk$: ریسک جریان نقدی صنعت که به صورت انحراف معیار متوسط نسبت جریان نقدی به کل دارایی‌های صنعت در طول ۱۰ سال گذشته اندازه‌گیری می‌شود. بر اساس این مدل و برآورد رگرسیون بر اساس سال- صنعت میزان بهینه نگهداری وجه نقد

1. Berger et al
2. Opler et al
3. Ozkan & Ozkan
4. Marchika & Mura
5. Denis & McKeon
6. Chen et al
7. Bates et al

پژوهش‌هایی که از "تک شاخص" برای معیاربندی انعطاف‌پذیری مالی استفاده نموده‌اند:

در هر صنعت اندازه‌گیری سپس مقدار وجه نقد واقعی شرکت با میزان برآوردی مقایسه می‌شود هر چه مقدار واقعی جریان نقد نگهداری شده شرکت بیشتر از مقدار بهینه برآوردی باشد انعطاف‌پذیری مالی شرکت بیشتر خواهد بود.

شعری آناقیز و محسنی ملکی (۱۳۹۴)، برای محاسبه انعطاف‌پذیری مالی با استفاده از شاخص ارزش نهایی وجه نقد از مدل فالکندر و وانگ (۲۰۰۶) استفاده نموده‌اند:

$$R_{i,t} - \bar{R}_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_2 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t}} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_4 MB_{i,t} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_5 \frac{Dep_{i,t}}{TA_{i,t}} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_6 Size_{i,t} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_7 \frac{FA_{i,t}}{TA_{i,t}} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_8 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_9 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{10} \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{11} \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{12} \frac{NF_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{13} \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{14} \frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t}} + \gamma_{15} MB_{i,t} + \gamma_{16} \frac{Dep_{i,t}}{TA_{i,t}} + \gamma_{17} Size_{i,t} + \gamma_{18} \frac{FA_{i,t}}{TA_{i,t}} + \epsilon_{i,t}$$

در ادامه با استفاده از ضرایب رگرسیونی از مدل بالا ارزش نهایی وجه نقد به منظور تعیین انعطاف‌پذیری مالی در مدل زیر قرار داده می‌شود:

$$MVOC_C = \gamma_1 + \gamma_2 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{CF_{i,t}}{TA_{i,t}} + \gamma_4 MB_{i,t} + \gamma_5 \frac{Dep_{i,t}}{TA_{i,t}} + \gamma_6 Size_{i,t} + \gamma_7 \frac{FA_{i,t}}{TA_{i,t}}$$

پژوهش‌هایی که از متغیرهای چندگانه برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی استفاده نموده‌اند (شاخص ترکیبی "چندبعدی"):

مدل انعطاف پذیری مالی ارائه شده توسط گامبا و تریانتیس[1] (۲۰۰۸)، انعطاف‌پذیری مالی را برگرفته از ۵ عامل سودآوری، نرخ موثر مالیاتی، فرصت‌های رشد، هزینه تامین مالی خارجی و نسبت مشهود بودن دارایی‌ها می‌دانستند و انعطاف پذیری مالی را با دادن وزن‌هایی به هر یک از این ۵ عامل به دست آوردند. آن ها عقیده داشتند که این مدل علاوه بر اطلاعات و عملکرد گذشته، چشم‌انداز آتی شرکت‌ها را نیز در نظر می‌گیرد و برای سنجش انعطاف پذیری مالی مناسب‌تر است.

رپ و همکاران[2] (۲۰۱۴)، برای ارائه مدل انعطاف‌پذیری مالی ۵ عامل پیشنهادی گامبا و تریانتیس را لحاظ می‌کنند منتهی برای وزن دادن به این عوامل از رویکرد فالکندر و ونگ (۲۰۰۶) استفاده نموده‌اند: آن‌ها در مرحله اول به شرح مدل زیر واکنش بازار سرمایه به تغییرات وجه نقد در ارتباط با این ۵ عامل را به پیروی از رویکرد فالکندر و ونگ (۲۰۰۶) برآورد می‌کنند.

$$r_{i,t} - R^B_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_2 SGR_{i,t} + \gamma_3 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_4 T_{i,t} + \gamma_5 Spread_{i,t} + \gamma_6 Tang_{i,t} + \gamma_7 SGR_{i,t} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_8 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_9 T_{i,t} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{10} Spread_{i,t} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{11} Tang_{i,t} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{12} \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{13} \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{14} \frac{\Delta RD_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{15} \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{16} \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{17} L_{i,t} + \gamma_{18} \frac{NF_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{19} Z_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

بر اساس این مدل: $r_{i,t} - R^B_{i,t}$: بازده مازاد سهام شرکت i در دوره مالی t؛ ΔCi,t : تغییرات نگهداری وجه نقد (وجه نقد به اضافه اوراق بهادار سریع‌المعامله در بازار)؛ SGRi,t : فرصت‌های رشد؛ Ti,t : نرخ موثر مالیاتی؛ ΔEi,t : تغییرات در سودآوری شرکت؛ Spreadi,t : هزینه تامین مالی خارجی که از طریق شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام اندازه‌گیری می‌شود؛ Tangi,t : نسبت مشهود بودن دارایی‌ها؛ ΔNAi,t : تغییرات در سیاست سرمایه‌گذاری شرکت که به صورت خالص دارایی‌های شرکت (کل دارایی‌ها به کسر از نگهداری وجه نقد) در دوره t منهای خالص دارایی‌های شرکت در دوره t-1 محاسبه می‌شود؛ ΔRDi,t : تغییرات هزینه تحقیق و توسعه؛ ΔIi,t : تغییرات در هزینه بهره شرکت؛ ΔDi,t : تغییرات در سود تقسیمی پرداختی شرکت؛ Li,t : نسبت بدهی بازار یا اهرم بازار شرکت؛ NFi,t : خالص تامین مالی شرکت که به صورت اوراق سهام به اضافه بدهی بلندمدت به کسر از بازپرداخت بدهی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود؛ Mi,t-1 : ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت. در مرحله دوم با استفاده از ضریب تعاملی استخراجی از مدل زیر برای این ۵ عامل، ارزش انعطاف‌پذیری مالی را بر اساس جمع وزنی این ۵ عامل بدست می‌آورند.

$$VOFF_{i,t} = \gamma_1 + \gamma_7 SGR_{i,t} + \gamma_8 T_{i,t} + \gamma_9 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_{10} Spread_{i,t} + \gamma_{11} Tang_{i,t}$$

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Gamba & Triantis
2. Rapp et al

چان آی[1] (۲۰۱۰)، در پژوهشی با عنوان تجزیه و تحلیل تجربی انعطاف‌پذیری مالی بر اساس شاخص‌های انعطاف‌پذیری مالی، به بررسی ۴۳۹ شرکت تولیدی در کشور چین پرداخته‌اند. آن‌ها عوامل و شاخص‌های اصلی انعطاف‌پذیری مالی را به طور کلی سه مورد وجه نقد در دسترس، ظرفیت استقراضی استفاده نشده است و نمره Z در نظر گرفته‌اند. آن‌ها دریافتند که شاخص انعطاف‌پذیری مالی اغلب شرکت‌های چینی از حد استاندارد پایین‌تر است. کلارک[2] (۲۰۱۰)، به این نتیجه دست یافت که انعطاف پذیری مالی در تصمیمات ساختار سرمایه به عنوان اولویت اول می‌باشد. همچنین، شرکت‌هایی با سطح بالایی از انعطاف‌پذیری مالی، تمایل به حفظ ظرفیت بدهی خود در دوره جاری داشته، از طرف دیگر شروع به انحراف عمدی و موقتی از نسبت اهرم هدف در آینده نزدیک دارند. از سوی دیگر، شرکت‌هایی که اقدام به تامین مالی بالایی در سالی که انعطاف‌پذیری مالی بالایی دارند، می‌کنند، تمایل بیشتری به انتشار سهام نسبت به بدهی‌های موقت دارند. هو چو[3] (۲۰۱۲) در تحقیقی ارتباط متقابل مهم‌ترین اجزای انعطاف‌پذیری مالی داخلی (ظرفیت بدهی و میزان نگهداشت منابع نقدی) شرکت‌های مالزی را در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. آن‌ها ظرفیت بدهی را به عنوان یک عامل مؤثر در پیش‌بینی سطح نگهداشت وجه نقد نشان دادند؛ همچنین ثابت کردند منابع نقدی نیز یک عامل اثرگذار در پیش‌بینی میزان ظرفیت بدهی شرکت‌های مالزی است. هس و ایمنکوتر[4] (۲۰۱۴)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین ظرفیت بدهی شرکت‌ها و انعطاف‌پذیری مالی پرداختند. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌های با ظرفیت بالای بدهی استفاده نشده، برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری خود، اقدام به استقراض بیشتر و انتشار بالای بدهی می‌کنند. از سوی دیگر شرکت‌هایی که دارای ظرفیت کامل بدهی می‌باشند، اقدام به انتشار سهام می‌کنند. به طور کلی نتایج این پژوهش بیانگر اهمیت بالای انعطاف‌پذیری مالی در تامین مالی شرکت‌ها می‌باشد. تاکامی[5] (۲۰۱۶)، در پژوهش خود به دنبال بررسی این است که در شرکت‌های ژاپنی مدل دی آنجلو و دی آنجلو[6] تأیید می‌شود یا خیر. در این مدل فرض بر این است که شرکت‌ها در هنگام مواجهه غیرمنتظره با کمبود وجه نقد، انعطاف‌پذیری مالی را با افزایش ظرفیت بدهی و پرداخت‌های سود تقسیمی بالا حفظ می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد شرکت‌های ژاپنی به‌طور تأثیر گذاری از انعطاف‌پذیری مالی برای بالابردن توان تأمین مالی خارجی خود در زمان بحران مالی سال ۲۰۰۸ استفاده نکرده‌اند. چنگ و ما (۲۰۱۸)، در پژوهشی بر روی شرکت‌های چینی به بازسازی شاخص انعطاف‌پذیری مالی سنتی که از متون غربی گرفته شده پرداختند. آن‌ها شواهد تجربی بر اساس مفاهیم شرقی جمع‌آوری و بر اساس آن معیار تعدیل‌شده‌ای برای انعطاف‌پذیری مالی به صورت یک معیار ترکیبی ایجاد نمودند. از نظر آن‌ها نگهداری وجه نقد، جریان بالقوه ورود وجه نقد به منظور ایجاد جریانات نقدی با هزینه کم و هزینه تامین مالی برای حفظ امنیت مالی شرکت‌ها به عنوان عوامل تعیین کننده در ایجاد شاخص انعطاف‌پذیری مالی تعدیل‌شده می‌باشند.

1. Chun-ai
2.Clark
3. Hwee Chua
4. Hess & Immenkotter
5. Takami
6. DeAngelo & DeAngelo

سعیدی و آبشت (۱۳۹۲)، در پژوهش خود تمامی ظرفیت بدهی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (به استثنای شرکت‌های دارای جریمه تاخیر در بازپرداخت دیون) را بین سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در این پژوهش به تجزیه و تحلیل اطلاعات ۱۲۸ شرکت با استفاده از مدل داده‌های تلفیقی نامتوازن پرداختند. مدل حداقل مربعات تعمیم یافته، مدل رگرسیون استفاده شده توسط آن‌ها است که با استفاده از تخصیص اوزان به داده‌های مقطعی، موزون شده‌اند . نتایج پژوهش آن‌ها وجود ارتباط معنی‌دار بین ظرفیت بدهی و پنج متغیر مورد نظر یعنی نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها، ارزش روز شرکت، مبلغ فروش، نوع صنعت و نسبت کل بدهی به کل دارایی دوره قبل را نشان می‌دهد. پیری و صدقیانی (۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی رابطهٔ اجزای انعطاف‌پذیری مالی داخلی در ۶۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ پرداختند. از نظر آن‌ها مدیریت انعطاف‌پذیری مالی داخلی، مستقیما به نحوه استفاده از وجه نقد، ظرفیت بدهی و اثر متقابل آن‌ها در موقعیت‌های روبرویی با بحران و شوکهای برون سازمانی بستگی دارد. بر اساس نتایج آن‌ها ظرفیت بدهی در پیش‌بینی میزان نگهداشت منابع نقدی تأثیری ندارد، اما میزان نگهداشت منابع نقدی را می‌توان یکی از عوامل مؤثر در تعیین ظرفیت بدهی شرکت‌ها معرفی کرد. شعری آناقیز و قربانی (۱۳۹۴)، در پژوهشی که به بررسی رابطه انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ایران پرداخته‌اند، برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی از معیار بازده جریان نقد آزاد استفاده کرده‌اند. از نظر آن‌ها نسبت بازده جریان نقد آزاد نشان‌دهنده قدرت پرداخت دیون، نقد شوندگی، بقا یا دوام می‌باشد.

پیری و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی تأثیر سطح نگهداشت منابع نقدی بر ظرفیت بدهی ۶۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ پرداختند. آن‌ها با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی اثبات کردند سطح نگهداشت منابع نقدی به عنوان یکی از عوامل مؤثر در تعیین ظرفیت بدهی شرکت‌ها می‌باشد. به این معنی که وجوه نقد نه تنها یکی از عوامل اصلی ایجاد انعطاف‌پذیری مالی داخلی می‌باشد، بلکه به عنوان دیگر عامل ایجاد انعطاف‌پذیری مالی داخلی یعنی، ظرفیت بدهی نقش مهمی دارد. فتحی و همکاران (۱۳۹۷)، از یک رویکرد جدید برای اندازه‌گیری ارزشی که سهام‌داران شرکت‌ها به انعطاف‌پذیری مالی می‌دهند، ارائه و ارتباط میان انعطاف‌پذیری مالی و سیاست‌های مالی شامل؛ تقسیم سود، ساختار سرمایه و نگهداشت وجه نقد و نیز، هزینه سرمایه سهام را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از مدل گامبا و تریانتیس[1] (۲۰۰۸)، به‌عنوان معیار انعطاف‌پذیری مالی استفاده کرده و تأثیر منفی و معنی‌دار متغیر ارزش انعطاف‌پذیری مالی بر متغیر اهرم مالی و متغیر هزینه سرمایه سهام، تأثیر مثبت و معنی‌دار آن بر متغیر نگهداشت وجه نقد و همچنین، عدم‌تأثیر قابل‌توجه آن بر تصمیمات تقسیم سود شرکت‌ها را نشان دادند. بهبانی‌نیا و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی به بررسی پیش‌بینی‌های نظریه سلسله مراتب در میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداختند. به این منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۴۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های

1. Gamba & Triantis

۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ مورد آزمون قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که شرکت‌های پذیرفته شده در بورس از نظریه سلسله مراتب پیروی نمی‌کنند و شرکت‌های کوچک، نسبت به شرکت های بزرگ، برای تأمین مالی بیشتر از انتشار سهام استفاده می‌کنند.

روش‌شناسی پژوهش

با توجه به هدف پژوهش که تعیین معیار بهینه انعطاف‌پذیری مالی که متناسب با بازار مالی ایران است، می‌باشد پژوهش حاضر از نظر هدف توسعه‌ای- کاربردی است چرا که به طراحی معیار تعدیل‌شده انعطاف‌پذیری مالی پرداخته که با استفاده از آن می‌توان انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌های ایرانی را بررسی نمود و به لحاظ روش اجرا، توصیفی است زیرا، به وضعیت آنچه رخ داده است، توجه دارد. به منظور گردآوری داده‌ها و اطلاعات از روش اسنادی و کتابخانه‌ای استفاده شده است. بدین گونه که اطلاعات مورد نیاز جهت ادبیات پژوهش و مبانی نظری آن‌ها از طریق کتاب‌ها، مجلات خارجی و داخلی جمع آوری شده است. سپس برای استخراج مدل تعدیل شده انعطاف‌پذیری مالی از پرسشنامه برای وزن‌دهی به روش AHP به شاخص‌ها استفاده شده و همچنین، داده‌های آماری مورد نیاز نیز از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین، ناز رم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است که پس از انتقال به صفحه گسترده Excel پردازش شده‌اند. این صورت‌های مالی از طریق سایت اینترنتی کدال و سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران قابل مشاهده می‌باشد. جامعه آماری کلیه شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ می‌باشد که از این میان، نمونه‌گیری به روش حذفی سیستماتیک به شرح جدول (۲) صورت پذیرفت و در نهایت، با توجه به شرایط مذکور، ۱۸۰ شرکت به عنوان نمونه آماری تحقیق انتخاب و مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول ۲. نحوه انتخاب نمونه پژوهش

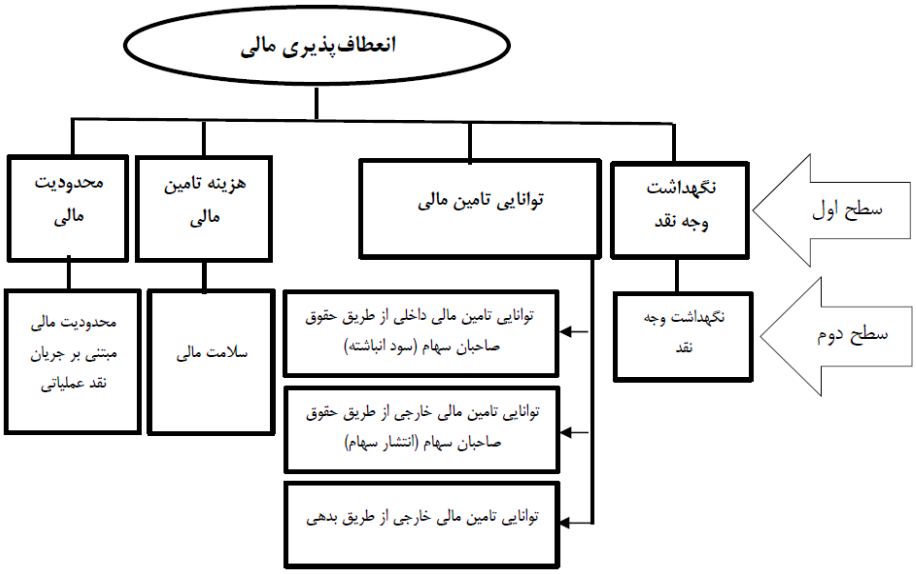
کل شرکت‌های بورسی و فرابورسی در پایان سال ۱۳۹۶	۶۵۲
- تعداد شرکت‌های فرابورسی در پایان سال ۱۳۹۶	(۳۱۳)
تعداد شرکت‌های بورسی	۳۳۹
- شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه، بانک‌ها، واسطه‌گری‌های مالی و موسسات تامین مالی	(۴۱)
- شرکت‌هایی که در طی دوره مورد بررسی (۱۳۸۵-۱۳۹۶) تغییر سال مالی داشته‌اند و یا سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه (برای داشتن قابلیت مقایسه بیشتر) نبود.	(۹۱)
- شرکت‌هایی که بین سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ در لیست بورس نباشند (یعنی بین سال‌ها حذف شده‌اند یا در سال‌هایی بعد از سال ۱۳۸۵ عضو بورس شده‌اند).	(۲۷)
نمونه مطالعه بر اساس آزمون برای کل شرکت‌های بورسی	۱۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش

به طور کلی، روش‌شناسی پژوهش به ترتیب شامل مراحل زیر است:

۱. پس از مطالعه و جستجوی اکتشافی در متون مربوطه چارچوب اولیه پژوهش بر اساس تعاریف انعطاف‌پذیری مالی استخراج شده است. این چارچوب اولیه به شرح شکل (۱) زیر به پیروی از روش‌شناسی پژوهش چانگ و ما (۲۰۱۸)، نگهداری وجه نقد، جریان بالقوه ورود وجه نقد به منظور

ایجاد جریانات نقدی با هزینه کم و هزینه تامین مالی برای حفظ امنیت مالی شرکت‌ها و محدودیت مالی را به عنوان عوامل تعیین کننده در ایجاد شاخص انعطاف‌پذیری مالی تعدیل‌شده شناسایی می‌کند.



شکل ۱. ساختار مدل انعطاف‌پذیری مالی تعدیل شده

۲. برای اعتبارسنجی و ارزیابی این عوامل به عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی که متناسب با بازار مالی ایران باشد از تحلیل سلسله مراتبی استفاده شده است، تا اوزانی به معیارهای شاخص سطح اول تخصیص داده شود. فرآیند تحلیل سلسله مراتبی یکی از جامع‌ترین روش‌های طراحی شده برای تصمیم‌گیری با معیارهای چندگانه است. این رویکرد اولین بار توسط توماس ساعتی[1] (۱۹۷۰) توسعه پیدا کرد. این روش مانند انچه در مغز انسان انجام می‌شود، به تجزیه و تحلیل مسائل می‌پردازد و تصمیم‌گیرندگان را قادر می‌سازد تا تأثیرات متقابل و همزمان بسیاری از وضعیت‌های پیچیده و نامعین را تعیین کنند. این فرآیند، تصمیم‌گیرندگان را یاری می‌کند تا اولویت‌ها را بر اساس اهداف، دانش و تجربه خود تنظیم کنند به گونه‌ای که احساسات و قضاوت‌های خود را به طور کامل در نظر بگیرند. شرط اساسی استفاده از تحلیل سلسله مراتبی، استفاده از طیف دوقطبی برای ارزیابی زوجی است. در بسیاری از مسائل، تصمیم‌گیرنده به مواردی برخورد می‌کند که می‌خواهد به طور دقیق اهمیت نسبی گزینه‌ها را مقایسه کند و بر مبنای تفکر ذهنی خود آن‌ها را رتبه‌بندی نماید (تقی‌زاده و ضیائی حاجی‌پیرلو، ۱۳۹۴).

1. Thomas Saaty

بنابراین، در این مرحله برای اختصاص اوزان به شاخص‌های سطح اول از نظرات خبرگان دانشگاهی و حرفه‌ای بهره گرفته شده است. با توجه به اینکه تصمیم‌گیری در خصوص اولویت شاخص‌های انعطاف‌پذیری مالی به سوابق علمی و پژوهشی و تجربی به طور همزمان نیازمند است. لذا تلاش شد که خبرگان از بین اعضای هیات علمی دارای مدرک دکترای حسابداری و سوابق پژوهشی در حوزه انعطاف‌پذیری مالی بودند و یا اعضای هیات علمی با مدرک دکتری حسابداری و مدرک حسابدار رسمی با سابقه کافی انتخاب شوند. در واقع، از رویکرد هدفمند در نمونه‌گیری از خبرگان دانشگاهی استفاده شده است. لذا بر اساس این بررسی‌های انجام شده و پس از تدوین پرسشنامه سلسله مراتبی، بین ۳۴ نفر از خبرگان انتخابی پخش که از بین آن‌ها ۱۵ پرسشنامه با پاسخ دریافت شد (که ۹ مورد آن‌ها فقط هیات علمی با مدرک دکترای حسابداری بودند و ۶ نفر آن‌ها هیات علمی با مدرک دکتری و مدرک حسابدار رسمی)، قبل از استفاده از پرسشنامه‌ها نرخ ناسازگاری آن‌ها محاسبه گردید و در ادامه کار از پرسشنامه‌هایی استفاده شد که نرخ ناسازگاری آن‌ها کمتر از ۰/۱ بود.

خبرگان بر اساس اطلاعات و تجربه فردی به سطح اهمیت هر شاخص در اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی، آن‌ها را درجه‌بندی می‌کنند. برای این منظور یک سری از قضاوت‌ها بر مبنای مقایسات زوجی شاخص‌ها صورت می‌گیرد و ماتریسی که به صورت عددی ارجحیت نسبی شاخص‌ها را نسبت به یکدیگر نشان می‌دهد ایجاد می‌گردد. این مرحله بسیار مهم است زیرا هر جفت از شاخص‌ها در ماتریس قضاوتی (مقایسات زوجی) بر اساس مربوط بودنشان مورد مقایسه قرار گرفته‌اند. این قضاوت‌ها توسط ساعتی به مقادیر کمی مابین ۱ تا ۹ به شرح جدول (۳) تبدیل شده‌اند:

جدول ۳. روش ارزش‌گذاری نسبی ساعتی مابین عناصر تصمیم در مقایسات زوجی

ارزش ترجیحی	وضعیت مقایسه i نسبت به j	توضیح
۱	اهمیت یکسان	شاخص i نسبت به j اهمیت برابر دارد و یا ارجحیتی نسبت به هم ندارند.
۳	نسبتا مرجح (نسبتا مهم‌تر)	شاخص i نسبت به j نسبتا ترجیح داده می‌شود (i کمی مهم‌تر از j است).
۵	ترجیح زیاد (مهم‌تر)	شاخص i نسبت به j مهم‌تر است (i به j زیاد ترجیح داده می‌شود)
۷	ترجیح بسیار زیاد (خیلی مهم‌تر)	شاخص i دارای ارجحیت خیلی بیشتری از j است (i نسبت به j بسیار زیاد ترجیح داده می‌شود).
۹	ترجیح فوق‌العاده زیاد (کاملا مهم)	شاخص i از j مطلقا مهم‌تر بوده و قابل مقایسه با j نیست (i نسبت به j ترجیح فوق‌العاده زیادی دارد).
۲ و ۴ و ۶ و ۸	ارزش‌های میانی بین ارزش‌های ترجیحی را نشان می‌دهد مثلا ۸ بیانگر اهمیتی زیادتر از ۷ و پایین‌تر از ۹ می‌باشد.	
همچنین هنگامی که شاخص i با j مقایسه می‌شود و یکی از اعدا بالا به آن اختصاص می‌یابد در مقایسه j با i مقدار معکوس آن عدد اختصاص می‌یابد ($X_{ij} = \frac{1}{X_{ji}}$)		

منبع: تقی‌زاده و ضیائی حاجی‌پیرلو (۱۳۹۴)

بر این اساس خبرگان ارجحیت عوامل تعیین‌کننده انعطاف‌پذیری مالی مورد بررسی در پژوهش را بر طبق جدول ارزش‌گذاری نسبی ساعتی که در بالا آورده شده در جدول ماتریسی شماره (۴) زیر که در قالب پرسشنامه به آن‌ها ارسال می‌شود، وارد می‌نمایند:

جدول ۴. ماتریس مقایسات زوجی شاخص‌های سطح اول انعطاف‌پذیری مالی

شاخص‌های اصلی (سطح اول) انعطاف‌پذیری مالی	نگهداشت وجه نقد	توانایی تامین مالی	هزینه تامین مالی	محدودیت مالی
نگهداشت وجه نقد	۱			
توانایی تامین مالی		۱		
هزینه تامین مالی			۱	
محدودیت مالی				۱

نکته: (۱) در مقایسات زوجی سطر با ستون مقایسه می‌شود. (۲) به عنوان نمونه: اگر در مقایسه نگهداشت وجه نقد با توانایی تامین مالی وضعیت مقایسه ۷ یعنی ترجیح بسیار زیاد باشد، در اینصورت در مقایسه توانایی تامین مالی با نگهداشت وجه نقد وضعیت مقایسه $\frac{1}{7}$ می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجا که در این پژوهش از نظر چندین خبره جهت تصمیم‌گیری چندشاخصه استفاده شده است که باید نظرهای همگی آن‌ها در ماتریس مقایسه لحاظ شود. در واقع،، تحلیل سلسله مراتبی گروهی مدنظر است و از میانگین هندسی برای عناصر ماتریس مقایسات زوجی به شرح رابطه (۱) استفاده می‌شود:

$$\acute{X}_{ij} = \sqrt[k]{\prod_{j=1}^{k} X_{ijl}} \quad i \neq j \quad \text{و} \quad \mathrm{i,j} = 1,2,3,\dots,\mathrm{n} \quad \text{و} \quad l = 1,2,3,\dots,k \qquad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن: l: شماره خبره (تصمیم‌گیرنده)؛ k: تعداد خبرگان (تصمیم‌گیرندگان) و $\mathrm{i,j}$: شاخص‌های مورد مقایسه است.

نهایتاً، بر مبنای این ماتریس قضاوتی (مقایسات زوجی) اوزان برای چهار شاخص سطح اول محاسبه می‌شود.

۳. در مرحله سوم، فقط لازم است که مقادیر شاخص‌های سطح اول برای هر سال شرکت محاسبه شود تا بر اساس آن بتوان مقدار انعطاف‌پذیری مالی را بر اساس اوزان محاسبه شده برای چهار شاخص در مرحله دوم و طبق رابطه (۱) محاسبه نمود. به عبارت دیگر، در این مرحله به اعمال معیارهای شاخص سطح دوم پرداخته می‌شود. این معیارها همانطور که در شکل (۱) نشان داده شده است شاخص‌های فرعی (سطح دوم) می‌باشند که با استفاده از آن‌ها شاخص‌های اصلی (سطح

اول) قابل‌محاسبه می‌باشند. از آنجا که شاخص اصلی دوم (توانایی تامین مالی) از طریق سه معیار فرعی توانایی تامین مالی داخلی از حقوق صاحبان سهام، توانایی تامین مالی خارجی از حقوق صاحبان سهام و توانایی تامین مالی خارجی از طریق بدهی قابل دستیابی است برای محاسبه شاخص اصلی لازم است که ضریب تغییرات هر یک از معیارهای فرعی محاسبه و اوزان آن‌ها از طریق تقسیم ضریب تغییرات هر یک بر مجموع ضریب تغییرات سه شاخص فرعی بدست آید و نهایتا بتوان شاخص سطح اول توانایی تامین مالی را محاسبه نمود که به ترتیب مراحل با روابط ذیل تشریح می‌شود:

الف) محاسبه ضریب تغییرات هر شاخص فرعی که مطابق رابطه شماره (۲) از تقسیم انحراف معیار شاخص i بر میانگین آن شاخص فرعی حاصل می‌گردد:

$$\vartheta_i = \frac{\sigma_i}{\overline{X_i}} \qquad \text{رابطه (۲)}$$

در رابطه (۲)، ϑ_i: ضریب تغییرات برای شاخص فرعی i می‌باشد؛ σ_i: انحراف معیار برای شاخص فرعی i می‌باشد و $\overline{X_i}$: میانگین برای شاخص فرعی i می‌باشد، که این iها نماینده سه معیاری است که با استفاده از آن‌ها شاخص توانایی تامین مالی قابل اندازه‌گیری می‌باشند که شامل: توانایی تامین مالی داخلی از حقوق صاحبان سهام، توانایی تامین مالی خارجی از حقوق صاحبان سهام و توانایی تامین مالی خارجی از طریق بدهی هستند.

ب) محاسبه اوزان شاخص‌های فرعی که طبق رابطه شماره (۳) از تقسیم ضریب تغییرات هر شاخص فرعی بر مجموع ضریب تغییرات سه شاخص فرعی اندازه‌گیری کننده شاخص اصلی توانایی تامین مالی محاسبه می‌شود:

$$\omega_i = \frac{\vartheta_i}{\sum_{i=1}^{3} \vartheta_i} \qquad \text{رابطه (۳)}$$

در این رابطه، ω_i: وزن هر شاخص فرعی توانایی تامین مالی را نشان می‌دهد.

ج) نهایتا شاخص "توانایی تامین مالی" به شرح رابطه شماره (۴) محاسبه می‌گردد:

$$P_j = \omega_i \sum_{i=1}^{3} I_{i,j} \qquad \text{رابطه (۴)}$$

در رابطه فوق، P_j: توانایی تامین مالی برای شرکت j می‌باشد؛ $I_{i,j}$: ارزش شاخص فرعی i برای شرکت j می‌باشدکه از طریق فرمول‌های محاسباتی ارائه شده در جدول (۴) قابل محاسبه می‌باشد.

تعریف عملیاتی شاخص‌های انعطاف‌پذیری مالی: در جدول شماره (۵) ساختار کلی و جزئیات هر شاخص انعطاف‌پذیری مالی نشان داده شده است:

جدول ۵. ساختار شاخص انعطاف‌پذیری مالی تعدیل‌شده

شاخص‌های عمده و اساسی	سطح اول	سطح دوم	فرمول محاسبه
نگهداشت وجه نقد مبنا	۱. ذخایر نقدی (انباشت یا نگهداشت وجه نقد)	۱. نگهداشت وجه نقد	$\frac{(\text{سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت} + \text{وجه نقد})}{\text{کل دارایی‌ها}}$
جریان بالقوه وجه نقد به داخل شرکت	۲. توانایی تامین مالی	۲-۱. توانایی تامین مالی داخلی از حقوق صاحبان سهام (سود انباشته)	$\frac{\text{جریان نقد ناشی از عملیات}}{\text{کل دارایی‌ها}}$
		۲-۲. توانایی تامین مالی خارجی از حقوق صاحبان سهام (انتشار سهام)	بر اساس معیار میانگین موزون بازده دارایی‌ها اختصاص مقادیر ۱، ۰/۶ ، ۰/۳ و ۰
		۲-۳. توانایی تامین مالی خارجی از طریق بدهی	$1 - \frac{(\text{بدهی‌ها})}{\text{کل دارایی‌ها}}$
هزینه تامین مالی	۳. هزینه تامین مالی	۳. سلامت مالی	معیار Z_Score آلتمن
محدودیت مالی	۴. محدودیت مالی	۴. محدودیت مالی مبتنی بر جریان نقد عملیاتی	مدل BNPO

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. نگهداشت وجه نقد[1]

وجه نقد نگهداری‌شده عموماً دربرگیرنده سپرده‌های نقدی شرکت نزد بانک‌ها و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدتی که با هدف دریافت بازدهی بیشتر از سپرده‌ها در بانک نگهداری می‌شود و این سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت باید به اندازه کافی نقدشونده باشند تا به راحتی به وجوه نقد مورد نیاز تبدیل شوند (لی[2]، ۲۰۰۵). برای اندازه‌گیری این متغیر مجموع وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت بر کل دارایی‌های شرکت تقسیم می‌شود.

۲. توانایی تامین مالی[3]

۲-۱. توانایی تامین مالی داخلی[4]: تامین مالی داخلی اشاره به شرکتی دارد که سود انباشته خود را به عنوان یک منبع سرمایه داخلی که از عملیات شرکت ناشی شده است و طبق تئوری سلسله مراتبی کم‌هزینه‌تر از بدهی و سرمایه سهام می‌باشد، استفاده می‌کند (مایرز و مازلوف[5]، ۱۹۸۴). برای اندازه‌گیری این متغیر مشابه پژوهش چانگ و ما (۲۰۱۸) از نسبت جریان نقد ناشی از عملیات بر کل دارایی‌های شرکت استفاده می‌شود (چنگ و ما، ۲۰۱۸).

1. Cash reserves
2. Lie
3. Financing Ability
4. Internal Equity Financing Capability
5. Myers & Majluf

۲-۲. توانایی تامین مالی خارجی از حقوق صاحبان سهام (انتشار سهام)[1]: تئوری سلسله مراتبی بیان می‌دارد که انتشار سهام برای افزایش وجوه (تامین مالی)، آخرین گزینه است مگر اینکه انتشار بدهی بسیار هزینه‌بر باشد. این معیار از توانایی تامین مالی، نشان دهنده توانایی شرکت در جذب سرمایه‌گذار و تولید جریان نقدی می‌باشد. معیاری که به بهترین شکل می‌تواند این توانایی را نشان دهد میانگین موزون بازده دارایی‌ها در طی سه سال مالی اخیر می‌باشد. به همین منظور بازده دارایی‌ها برای شرکت‌های نمونه در سه سال اخیر محاسبه می‌شود و پس از چارک‌بندی بازده دارایی‌ها در هر سال به بازده دارایی‌های چارک اول وزن صفر، به به بازده دارایی‌های چارک دوم وزن ۰/۳، به بازده دارایی‌های چارک سوم وزن ۰/۶ و به بازده دارایی‌های چارک چهارم وزن ۱ اختصاص داده می‌شود. سپس برای هر شرکت میانگین موزون بازده دارایی‌ها در این سه سال محاسبه می‌شود. هرچه میانگین موزون بازده دارایی‌ها بیشتر باشد توانایی تامین مالی خارجی شرکت از طریق انتشار سهام بالاتر خواهد بود (چنگ و ما، ۲۰۱۸).

۲-۳. توانایی تامین مالی خارجی از طریق بدهی[2]: شرکت‌ها در مواجهه با کمبود وجه نقد به تامین مالی از طریق بدهی برای تامین نقدینگی روی می‌آورند. هرچه شرکت‌ها از اهرم بیشتری در ساختار سرمایه خود استفاده کنند انعطاف‌پذیری مالی شرکت کاهش می‌یابد بنابراین، هر چه ظرفیت مازاد بدهی افزایش یابد انعطاف‌پذیری مالی نیز افزایش می‌یابد که برای معیاربندی این متغیر از ۱ منهای نسبت اهرمی (نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها) استفاده می‌شود (چنگ و ما، ۲۰۱۸).

۳. سلامت مالی[3]: از آنجا که در انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها هزینه تامین مالی مهم است که آن هم به نوبه خود با سلامت مالی شرکت‌ها در ارتباط است (گامبا و تریانتیس[4]، ۲۰۰۸)، معیار سلامت مالی Z آلتمن به عنوان شاخصی برای سلامت مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل آلتمن یکی از ساده‌ترین و معروف‌ترین مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی است که هر استفاده کننده به راحتی می‌تواند آن را به کارگیرد. اما ضرایب این مدل در محیط اقتصادی دیگری تعیین شده و ممکن است مناسب محیط اقتصادی ایران نباشد. از این رو در پژوهش حاضر، از مدل تعدیل‌شده آلتمن (رابطه شماره ۵) که مطابق با محیط اقتصادی ایران توسط کردستانی و همکاران (۱۳۹۳) تعدیل شده است استفاده می‌شود:

$$T-score\ A = 0.291\left(\frac{WC}{TA}\right) + 2.458\left(\frac{RE}{TA}\right) - 0.301\left(\frac{EBIT}{TA}\right) - 0.079\left(\frac{BVE}{TL}\right) - 0.05\left(\frac{TS}{TA}\right)$$

رابطه (۵)

در رابطه فوق، $T-score\ A$: معیار سلامت مالی شرکت؛ $\frac{WC}{TA}$: نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها؛ $\frac{RE}{TA}$: نسبت سود (زیان) انباشته به کل دارایی‌ها؛ $\frac{EBIT}{TA}$: سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها؛

1. External Equity Financing Capability
2. External Spare Debt Capability
3. Financial Safety
4. Gamba & Triantis

$\frac{BVE}{TL}$: نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به کل بدهی‌ها؛ $\frac{TS}{TA}$: نسبت فروش خالص به کل دارایی‌ها می‌باشد.

۴. محدودیت مالی مبتنی بر جریان نقد عملیاتی[1]: برای اندازه‌گیری محدودیت مالی مطابق پژوهش پورعلیرضا و همکاران (۱۳۹۶)، از مدل محدودیت مالی مبتنی بر جریان نقد عملیاتی با نام BNPO به شرح رابطه شماره (۶) استفاده شده است که این مدل یک مدل بهینه برای محدودیت مالی برای شرکت‌های ایرانی است:

$$BNPO = 1.774 - 1.831\ ROA - 0.212\ Size + 0.072\ Q + 4.037\ Cash - 0.192\ SG - 0.544\ WC + 4.522\ OP + 0.396\ SAL + 2.308\ INT$$ رابطه (۶)

در رابطه (۶)، BNPO: شاخص تشخیص محدودیت مالی؛ ROA: بازده دارایی‌ها که از نسبت سود خالص به میانگین مجموع دارایی‌ها بدست می‌آید؛ Size: اندازهٔ شرکت که با استفاده از لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود؛ Q: معیارکیو توبین که از نسبت مجموع ارزش بازارحقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها بدست می‌آید؛ Cash: نسبت مجموع وجه نقد و موجودی نزد بانک‌ها به مجموع دارایی‌ها؛ SG: رشد فروش شرکت که از نسبت فروش سال جاری منهای فروش سال قبل تقسیم بر فروش سال قبل بدست می‌آید؛ WC: نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها؛ OP: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها؛ SAL: نسبت جمع فروش خالص و درآمد ارائهٔ خدمات به مجموع دارایی‌ها؛ INT: نسبت هزینه‌های مالی به کل بدهی‌های شرکت.

یافته‌های پژوهش

استخراج مدل تعدیل‌شده انعطاف‌پذیری مالی بر اساس روش‌شناسی پژوهش: در مرحله اول پس از جمع‌آوری ماتریس مقایسات زوجی مربوط به شاخص‌های انعطاف‌پذیری مالی سطح اول که توسط ۱۵ خبره تکمیل شده بود به منظور پیاده‌سازی تحلیل سلسله‌مراتبی گروهی از درایه‌های نظیر به نظیر ماتریس‌های مقایسات زوجی، مشابه مدل (۱) که در بخش روش‌شناسی آورده شده است، میانگین هندسی گرفته شده است که نتیجه به شکل جدول (۶) زیر درآمده است:

جدول ۶. ماتریس مقایسات زوجی بر اساس میانگین هندسی نظرات خبرگان

شاخص‌های اصلی (سطح اول) انعطاف‌پذیری مالی	نگهداشت وجه نقد	توانایی تامین مالی	هزینه تامین مالی	محدودیت مالی
نگهداشت وجه نقد	۱	۴/۴۰۳	۴/۹۹۰	۶/۲۶۵
توانایی تامین مالی	۰/۲۲۷	۱	۳/۰۵۳	۵/۸۴۰
هزینه تامین مالی	۰/۲۰۰	۰/۳۲۷	۱	۲/۳۰۵
محدودیت مالی	۰/۱۴۷	۰/۱۷۱	۰/۴۳۴	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Financial Constraint

در ادامه ماتریس مقایسات زوجی شاخص‌ها به روش نرم ساعتی بی‌مقیاس شده (مطابق روش بی‌مقیاس‌سازی نرم ساعتی، مجموع اعداد هر ستون ماتریس مقایسات زوجی محاسبه و سپس هر عنصر ستون بر مجموع اعداد آن ستون تقسیم می‌شود)، سپس میانگین سطری ماتریس بی‌مقیاس برای هر شاخص به دست می‌آید که نتیجه در جدول (۷) ارائه شده است:

جدول ۷. ماتریس مقایسات زوجی بهنجار یا نرمال شده (مطابق روش بی‌مقیاس سازی نرم ساعتی)

شاخص‌های اصلی (سطح اول) انعطاف‌پذیری مالی	نگهداشت وجه نقد	توانایی تامین مالی	هزینه تامین مالی	محدودیت مالی	میانگین سطری (بردار اوزان نسبی شاخص‌ها)
نگهداشت وجه نقد	۰/۶۳۵	۰/۷۴۶	۰/۵۲۶	۰/۴۰۶	۰/۵۷۹
توانایی تامین مالی	۰/۱۴۴	۰/۱۶۹	۰/۳۲۲	۰/۳۷۹	۰/۲۵۴
هزینه تامین مالی	۰/۱۲۷	۰/۰۵۵	۰/۱۰۵	۰/۱۵۰	۰/۱۰۹
محدودیت مالی	۰/۰۹۳	۰/۰۲۹	۰/۰۴۶	۰/۰۶۵	۰/۰۵۸

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۷) ملاحظه می‌شود نگهداشت وجه نقد با ضریب ۰/۵۷۹ دارای بیشترین اولویت بر اساس نظر خبرگان و پیاده‌سازی روش تحلیل سلسله مراتبی در الگوی چند بعدی انعطاف‌پذیری مالی بازار سرمایه ایران می‌باشد. شاخص‌های توانایی تامین مالی، هزینه تامین مالی و محدودیت مالی به ترتیب با ضریب ۰/۲۵۴ ، ۰/۱۰۹ و ۰/۰۵۸ در رده‌های بعدی اهمیت قرار دارند. با توجه به نتایج بدست آمده امتیاز ارزیابی شرکت‌ها در سطح شاخص‌های سطح اول از طریق رابطه (۷) بدست خواهد آمد:

$$FFI_j = 0.579\ CashRes_j + 0.254\ FinAb_j + 0.109\ FinCost_j + 0.058\ FinConst_j$$

رابطه (۷)

که در آن: FFI_j: انعطاف‌پذیری مالی برای شرکت j؛ $CashRes_j$: معیار نگهداشت وجه نقد؛ $FinAb_j$: توانایی تامین مالی؛ $FinCost_j$: هزینه تامین مالی و $FinConst_j$: محدودیت مالی می‌باشد.

با توجه به اینکه تحلیل داده‌ها براساس فرآیند تحلیل سلسله مراتبی می‌باشد، لذا در ابتدا بعد از تعیین وزنهای نسبی، ناسازگاری مقایسه‌های زوجی خبرگان مورد بررسی قرار گرفت. نتایج میزان ناسازگاری شاخص‌های سطح اول مورد مطالعه ۰/۰۶۹ گردید. استفاده از نرخ سازگاری برای بررسی قضاوت‌های خبرگان در مقایسات دو به دو عناصر تصمیم و معیارها ضروری است، زیرا ممکن است در انجام دادن مقایسه، تجربه و تخصص کافی وجود نداشته باشد که لازم است مجددا این مقایسه تجدید نظر و اصلاح گردد. میزان ضریب سازگاری معیارها در این مدل کوچکتر از ۰/۱ به دست آمد که نشان دهندهٔ سازگاری قابل قبول سیستم است.

حال برای محاسبه میزان انعطاف‌پذیری مالی نیاز به محاسبه (اندازه‌گیری) شاخص‌های سطح اول بر اساس شاخص‌های سطح دوم است که به این منظور تعریف عملیاتی این شاخص‌ها مطرح شد. از بین ۴ شاخص اصلی تنها شاخص توانایی تامین مالی توسط سه شاخص فرعی قابل اندازه‌گیری بود که به

همین‌منظور از ضریب تغییرات برای محاسبه اوزان این سه شاخص فرعی مطابق روابط ۲، ۳ و ۴ استفاده شد. که نتایج به شرح جدول شماره (۸) قابل مشاهده است:

جدول ۸. اوزان شاخص‌های فرعی توانایی تامین مالی

شاخص‌های فرعی توانایی تامین مالی	توانایی تامین مالی داخلی	توانایی تامین مالی خارجی از طریق سهام	توانایی تامین مالی خارجی از طریق بدهی
اوزان	۰/۳۳۴	۰/۳۲۷	۰/۳۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

ضرایب (اوزان) بدست آمده برای شاخص‌های فرعی توانایی تامین مالی در جدول (۸) منجر به ارائه رابطه (۸) مربوطه در سطح شاخص‌های فرعی خواهد شد:

$$FinAb_j = 0.334\ IEFC_j + 0.327\ EEFC_j + 0.339\ ESDC_j$$ رابطه (۸)

که در آن: P_j: شاخص اصلی توانایی تامین مالی؛ $IEFC_j$: توانایی تامین مالی داخلی؛ $EEFC_j$: توانایی تامین مالی خارجی از طریق سهام؛ و $ESDC_j$: توانایی تامین مالی خارجی از طریق بدهی.

بر اساس ضرایب (اوزان) بدست آمده در نمونه مورد بررسی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مشاهده می‌شود که توانایی تامین مالی خارجی از طریق بدهی دارای بیشترین وزن تأثیر (۰/۳۳۹) و توانایی تامین مالی خارجی از طریق سهام دارای کمترین وزنِ تأثیر (۰/۳۲۷) بر شاخص توانایی تامین مالی شرکت است. بنابراین، در یک دید کلی می‌توان گفت که در بازار سرمایه ایران توانایی تامین مالی شرکت‌ها از طریق بدهی بیشتر است. با ترکیب رابطه (۷) با رابطه (۸) می‌توان به مدل امتیاز ارزیابی چند بعدی انعطاف‌پذیری مالی بر اساس شاخص‌های فرعی (سطح دوم) به شرح رابطه (۹) دست یافت:

$$FFI_j = 0.579\ CashRes_j + 0.085\ IEFC_j + 0.083\ EEFC_j + 0.086\ ESDC_j + 0.109\ FinCost_j + 0.058\ FinConst_j$$ رابطه (۹)

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای شاخص سطح دوم و معیار تعدیل‌شده انعطاف‌پذیری محاسبه شده بر اساس مدل بدست آمده به شرح جدول (۹) زیر می‌باشد. این جدول آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد، که بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزا است. برای مثال میانگین متغیر نگهداشت وجه نقد برابر با ۰/۰۵۰ است و بیانگر آن است که در نمونه مورد بررسی شرکت‌ها به طور متوسط ۵ درصد از کل دارایی‌هایشان دارای وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت هستند میزان چارک اول نیز نشان می‌دهد که ۲۵ درصد از مشاهدات دارای نگهداشت وجه نقد کمتر از ۰/۰۱۴ هستند و چارک سوم نشان می‌دهد که ۷۵ درصد از مشاهدات دارای نگهداشت وجه نقد کمتر از ۰/۰۶۶ هستند. شاخص انعطاف‌پذیری مالی چند بعدی تعدیل‌شده که از مدل طراحی شده در پژوهش حاصل شده نشان می‌دهد که در نمونه مورد بررسی به طور متوسط میزان انعطاف‌پذیری مالی ۱۰ درصد است و نزدیک بودن عدد میانه (۰/۰۹۳) به عدد میانگین، نشان از مناسب بودن توزیع داده‌های انعطاف‌پذیری مالی دارد.

جدول ۹. آمار توصیفی شاخص‌های انعطاف‌پذیری مالی مورد استفاده در پژوهش

متغیر تعداد مشاهدات ۱۹۸۰	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	چارک اول	چارک سوم
توانایی تامین مالی داخلی	۰/۱۱۴	۰/۰۹۹	۰/۱۰۸	۰/۴۶۱	-۰/۴۹۸	۰/۰۳۶	۰/۱۸۳
توانایی تامین مالی خارجی (حقوق صاحبان سهام)	۰/۲۸۴	۰/۱۶۰	۰/۳۰۹	۱/۱۰۶	-۰/۰۰۲	۰/۰۳۸	۰/۴۴۲
توانایی تامین مالی خارجی (بدهی)	۰/۳۶۴	۰/۳۶۵	۰/۲۱۷	-۰/۱۷۹	-۰/۴۷۵	۰/۲۲۷	۰/۵۱۵
نگهداشت وجه نقد	۰/۰۵۰	۰/۰۳۳	۰/۰۵۰	۱/۵۰۳	۱/۴۹۹	۰/۰۱۴	۰/۰۶۶
توانایی تامین مالی	۰/۲۵۴	۰/۲۱۹	۰/۱۷۶	۰/۵۸۷	-۰/۳۸۷	۰/۱۲۹	۰/۳۶۰
سلامت مالی	۰/۱۳۲	۰/۱۸۵	۰/۴۹۴	-۰/۹۰۸	۰/۷۱۶	-۰/۰۶۳	۰/۴۵۴
محدودیت مالی	-۰/۱۴۶	-۰/۱۹۹	۰/۵۳۹	۰/۲۱۰	-۰/۶۸۲	-۰/۵۱۰	۰/۲۳۴
انعطاف‌پذیری مالی تعدیل‌شده	۰/۱۰۱	۰/۰۹۳	۰/۱۱۴	۰/۱۸۹	-۰/۳۶۸	۰/۰۲۸	۰/۱۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که مشاهده می‌شود مدل تعدیل‌شده انعطاف‌پذیری مالی استخراج شده در پژوهش حاضر از متغیرهای چندگانه مشابه رویکرد گامبا و تریانتیس (۲۰۰۸)، رپ و همکاران (۲۰۱۴) و چنگ و ما (۲۰۱۸) برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی استفاده شده است که یک شاخص چندبعدی از انعطاف‌پذیری مالی می‌باشد. با بررسی مدل مشاهده می‌شود در این شاخص چند بعدی (ترکیبی)، به ترتیب معیار نگهداشت وجه نقد با وزن تأثیر (۰/۵۷۹)، توانایی تامین مالی با وزن تأثیر (۰/۲۵۴)، هزینه تامین مالی با وزن تأثیر (۰/۱۰۹)، و محدودیت مالی با وزن تأثیر (۰/۰۵۸) انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تبیین می‌نمایند. نتایج یافته‌های پژوهش حاضر در مقایسه با یافته‌های چنگ و ما (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که در شاخص ترکیبی آن‌ها به ترتیب توانایی تامین مالی با وزن تأثیر (۰/۴۹)، نگهداشت وجه نقد با وزن تأثیر (۰/۴۴)، و هزینه تامین مالی با وزن تأثیر (۰/۰۷) انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌های چینی را نشان می‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر ایجاد یک شاخص بهینه انعطاف‌پذیری مالی برای منعکس کردن ویژگی‌های جاری بورس اوراق بهادار ایران می‌باشد. به همین منظور به پیروی از پژوهش‌های گامبا و تریانتیس (۲۰۰۸)، رپ و همکاران (۲۰۱۴) و چانگ و ما (۲۰۱۸) تلاش شد که مدلی از انعطاف‌پذیری مالی ارائه شود که به صورت شاخصی ترکیبی باشد و بر اساس نظرات خبرگان بتوان برای ترکیبات این شاخص وزن تعیین کرد. این پژوهش در دو مرحله اساسی انجام شده است. در مرحله اول شاخص‌های انعطاف‌پذیری مالی با استفاده از روش کتابخانه‌ای استخراج شد که بر اساس مطالعات انجام شده شامل چهار شاخص اصلی نگهداشت وجه نقد، توانایی تامین مالی، هزینه تامین مالی و محدودیت مالی گردید، سپس این شاخص‌ها با استفاده از تکنیک AHP (تحلیل سلسله مراتبی)، اولویت بندی (وزن‌دهی) شدند. نتایج بدست آمده از اجماع نظر صاحبنظران و خبرگان در زمینه وزن‌دهی به شاخص‌ها نشان داد که در مدل ترکیبی انعطاف‌پذیری مالی استخراج شده اول نگهداشت وجه نقد، دوم توانایی تامین مالی، سوم هزینه تامین مالی و چهارم محدودیت مالی دارای اولویت در وزن تأثیر می‌باشند. این امر نشان می‌دهد که طبق نظر خبرگان در تعیین انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها نگهداشت وجه نقد

بیشترین نقش و ۵۷/۹ درصد از وزن شاخص انعطاف‌پذیری را به خود اختصاص داده است. از طرف دیگر، در بین این شاخص‌های اصلی که توسط خبرگان مورد وزن‌دهی قرار گرفته بود، شاخص توانایی تامین مالی خود از طریق سه شاخص فرعی دیگر یعنی توانایی تامین مالی داخلی، توانایی تامین مالی خارجی از طریق سهام و توانایی تامین مالی خارجی از طریق بدهی قابل‌تبیین بود که با استفاده از ضریب تغییرات به این معیارهای فرعی نیز وزن اختصاص داده شد تا بر اساس آن بتوان توانایی تامین مالی را اندازه‌گیری کرد. نتایج حاصل از اوزان این سه شاخص فرعی جالب بود. زیرا نشان داد در بازار سرمایه ایران توانایی تامین مالی از طریق بدهی دارای بیشترین وزن و توانایی تامین مالی خارجی از طریق سهام دارای کمترین وزنِ تأثیر بر شاخص توانایی تامین مالی شرکت دارد. به احتمال زیاد شرکت‌ها تامین مالی از طریق بدهی را راحت‌تر انجام می‌دهند. این نتایج با تئوری سلسله مراتبی ساختار سرمایه هم‌خوانی دارد. زیرا نشان می‌دهد شرکت‌ها تامین مالی از طریق بدهی را به تامین مالی از طریق سهام که پرهزینه‌تر است ترجیح می‌دهند.

پیشنهادهای کاربردی و پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی:

با توجه به اولویت نگهداشت وجه نقد از نظر خبرگان در تبیین انعطاف‌پذیری مالی به مدیران و سیاست‌گذاران مالی شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود استراتژی سازمان را در جهت نگهداشت وجه نقد سوق دهند تا در زمان بروز مشکلات و شوک‌های پیش‌بینی نشده بتوانند واکنش مناسب نشان دهند. همچنین، به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود بر اساس چنین مدل‌های چند شاخصه، میزان انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها را اندازه‌گیری و بر اساس آن شرکت‌ها را به لحاظ انعطاف‌پذیری مالی رتبه‌بندی نماید تا سرمایه‌گذاران بالقوه و سهام‌داران بر اساس آن بتوانند تصمیمات آگاهانه‌تری اتخاذ نمایند.

در واقع، پژوهش حاضر که در تلاش برای ارائه یک مدل بهینه برای انعطاف‌پذیری مالی می‌باشد تا بتواند انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌های ایران را بر طبق محیط اقتصادی ایران اندازه‌گیری نماید، نقشه راهی برای پژوهش‌های آتی می‌باشد تا بحث در حوزه انعطاف‌پذیری مالی را بر اساس مفاهیم غربی پایه‌ریزی ننمایند. بر این اساس پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی چنین شاخص انعطاف‌پذیری مالی را بر اساس روش‌های آماری دیگر مانند داده‌کاوی یا نظریه‌پردازی زمینه‌بنیان ارائه نمایند.

محدودیت اصلی در انجام پژوهش حاضر عدم دسترسی به برخی افراد خبره برای ارائه پرسشنامه بود که حتی در صورت دسترسی، برخی از آن‌ها از پاسخگویی امتناع داشتند.

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

Arslan-Ayaydin, Ö; Florackis, C. & Ozkan, A. (2014). Financial flexibility, corporate investment and performance: evidence from financial crises. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 42(2), 211-250.

Behbahaninia, P. S; Akbarian Shurkaei, R; & Hosseinzadeh, F. (2019). Relationship of capital structure choice, information asymmetry, and debt capacity in Tehran Stock Exchange listed companies. Financial Management Perspective, 8 (24): 9-34. (In Persian).

Berger, P. G; Ofek, E; & Swary, I. (1996). Investor valuation of the abandonment option. *Journal of Financial Economics*, 42(2), 257-287.

Billet, M. T; King, T. D. & Mauer, D. C. (2007). Growth opportunities and the choice of leverage, debt maturity, and covenants. *Journal of Finance*, 62(2), 697-730.

Byoun, S. (2007). Financial flexibility, leverage, and firm size, working paper, Baylor University.

Chang, h, Y; & Ma, Ch. A. (2018). Financial flexibility, managerial efficiency and firm life cycle on firm performance: An empirical analysis of Chinese listed firms. *Journal of Advances in Management Research*, https://doi.org/10.1108/JAMR-06-2017-0072.

Chen, T; Harford, J. & Lin, C. (2017). Financial flexibility and corporate cash policy, working paper, available at: https://ssrn.com/abstract=2938306; http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2938306.

Chun-ai, M. (2010). Design and empirical analysis of corporate financial flexibility index. Available at: http://en.cnki.com.cn/Article_en/CJFDTotal-GCXT201010011.htm.

Clark, B. J. (2010). The impact of financial flexibility on capital structure decisions: Some Empirical Evidence. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=1499497.

DeAngelo, H; & DeAngelo, L. (2007). Capital structure, payout policy, and financial flexibility. Marshall School of Business Working Paper No. FBE 02-06. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=916093 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.916093.

Denis, D.J. & McKeon, S.B. (2012). Debt financing and financial flexibility: evidence from proactive leverage increases. *Review of Financial Studies*, 25(6), 1897-1929.

Donaldson, G. (1971). Strategy for financial mobility. Home wood: Richard Irwin.

Fathi, S; Googerdchian, A; & Behzadi, A. (2019). The impact of the value of financial flexibility on the financial policies and the cost of equity capital using Gamba and Triantis Model. *Financial Management Perspective*, 7(21), 29-50. (In Persian).

Gamba, A. & Triantis, A. (2008). The value of financial flexibility. Journal of Finance, 63(5), 2263-2296.

Ghavi, K. (2012). The impact of accounting conservatism on financial flexibility in Tehran Stock Exchange Listed Companies. Master Thesis on Accounting, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran. (In Persian).

Hess, D; & Immenkötter, P. (2014). How Much Is Too Much? Debt capacity and financial flexibility. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1990259

Hoberg, G; Phillips, G. & Prabhala, N. (2014). Product market threats, payouts, and financial flexibility. *Journal of Finance*, 69 (1), 293-324.

Hwee Chua, Sh. (2012). Cash holdings, capital structure and financial flexibility. Thesis submitted to the University of Nottingham.

Khodaei Valezagherd, M; & Zare Teimoree, M. (2010). Effect of financial flexibility on investment decisions. *Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management*), 1(3), 155-174. (In Persian).

Kordestani, Gh; Tatli, R; & Kosarifar, H. (2014). The evaluate ability of Altman's Adjusted Model to prediction stages of financial distress Newton and Bankruptcy. *Investment Knowledge*, 3(9), 83-100. (In Persian).

Lie, E. (2005). Financial flexibility, performance, and the corporate payout choice. *Journal of Business*, 78(6), 1-24.

Maleki, M. (2012). The relationship between financial flexibility and capital expenditures. Maste Thesis on Accounting, Faculty of Economics and Accounting, Islamic Azad University, Central Tehran Branch. (In Persian)

Marchica, M. & Mura, R. (2010). Financial flexibility, investment ability, and firm value: evidence from firms with spare debt capacity. *Financial Management*, 39(4), 1339-1365.

Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221.

Opler, T; L. & Pinkowitz, et al. (1999). The determinants and implications of corporate cash holding. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 46-3.

Ozkan, A; & Ozkan N. (2009). Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking & Finance*, 28(9), 2103– 2134.

Piri, P; & Barzgari Sadaghiani, S. (2015). A review of the relationship between components of internal financial flexibility at Tehran Stock Exchange (TSE) listed companies. *Accounting & Auditing Review*, 22(3), 319-336. (In Persian).

Piri, P; Mansourfar, Gh; & Barzgari Sadaghiani, S.)2017). Review the influence of cash holding on the debt capacity and providing a new model for determination of debt capacity (Case study Tehran Stock Exchange (TSE) listed companies). *Journal of Empirical Research in Accounting*, 6(4), 219-236. (In Persian).

Pouralireza, K; Baradaran Hasanzadeh, R; Badavar Nahandi, Y; & Zeynali, M. (2017). Apattern for financial constraint in Iranian firms. Financial Research Journal, 19 (3): 365-388. (In Persian).

Rahimian, N; Kakavand, H; & Hasanzadeh, M. (2012). Cash held and stock portfolio returns. *Financial Accounting Knowledge*, 2(3), 78-92. (In Persian).

Rapp, M.S; Schmid, T. & Urban, D. (2014). The value of financial flexibility and corporate financial policy. *Journal of Corporate Finance*, 29, 288-302.

Riddick, L.A. and Whited, T.M. (2009). The corporate propensity to save. *Journal of Finance*, 64(4), 1729-1766.

Saeedi, A; & Abesht, K. (2013). Factors explaining debt capacity in Tehran Stock Exchange listed companies. *Accounting and Auditing Review*, 20(2), 43-64. (In Persian).

Sheri Anaghiz, S; & Ghorbani, N. (2015). The relationship between financial flexibility and performance of Iranian investment firms from the Market point of view. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 4(3), 165-180. (In Persian)

Sheri Anaghiz, S; & Mohseni Rastaghi, B. (2015). Financial flexibility and capital structure decisions in Tehran Stock Exchange Listed Companies. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 12(46), 9-26. (In Persian).

Taghizadeh, H; & Zyaei Hajipirlu, M. (2015). Application of decision-making theory in management, Tabriz, Islamic Azad University of Tabriz Publication. (In Persian).

Takami, S. (2016). Preserving and exercising financial flexibility in the global financial crisis period: The Japanese example. *Corporate Accounting & Finance*, 27(4), 13- 25.

Velberda, H. W. (1998). Building the Flexible Firm: How to Remain Competitive. Oxford University Press.

Zamani Rad, H. (2017). The relationship between financial flexibility and firm performance indicators. Master Thesis in Accounting, Management and Accounting Department, Allameh Tabatabaei University, Tehran. (In Persian).

Zandi, A; & Tanani, M. (2017). The relationship between opportunity cost of cash and financial flexibility with corporate performance, *Financial Accounting and Auditing Researches*, 9(35), 1-22. (In Persian).

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۲۱۸-۱۹۷

مقاله پژوهشی

تأثیر هوش فرهنگی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها[۱]

حسن احمدی[۲]، هاشم ولی پور[۳] و غلامرضا جمالی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۳۰

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر هوش فرهنگی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. ابزارهای این پژوهش شامل پرسشنامه استاندارد هوش فرهنگی دیویدلیورمور و اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران جهت بررسی کیفیت گزارشگری مالی بوده است. برای این منظور داده‌های مربوط به ۹۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ جمع‌آوری و مورد پردازش قرارگرفت. در این پژوهش برای اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی از مدل تعدیل‌شده جونز استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان داد که هوش فرهنگی مدیران مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کیفیت گزارشگری مالی دارد به‌گونه‌ای که به ازای هر میزان تغییر در هریک از مؤلفه‌های هوش فرهنگی (هوش فرهنگی انگیزشی، هوش فرهنگی شناختی، هوش فرهنگی فرا شناختی و هوش فرهنگی رفتاری) موجب تغییرات عمده‌ای درجهت مثبت و معنی‌دار درکیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها شده است.

واژگان کلیدی: هوش فرهنگی، کیفیت گزارشگری مالی، بورس اوراق بهادار.
طبقه‌بندی موضوعی: *M14، L25، E44*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2019.25367.2030
۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یاسوج، یاسوج، ایران. Email: Ahmadihassan80@yahoo.com.
۳. دانشیار، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزآباد، فارس، ایران. نویسنده مسئول. Email: h.valipour@gmail.com.
۴. دانشیار، گروه مدیریت صنعتی، دانشگاه خلیج‌فارس بوشهر، بوشهر، ایران. Email:gjamali@pgu.ac.ir.

مقدمه

در دنیای امروز با توجه به گسترش بازارهای سرمایه و افزایش میزان سرمایه‌گذاری، یکی از مسائل مهم مطرح، کیفیت اطلاعات مالی گزارش‌شده توسط شرکت‌ها است. کیفیت گزارشگری مالی سبب پیش‌بینی بهتر جریان‌های نقدی آتی شرکت برای سرمایه‌گذاران و سایراستفاده‌کنندگان صورت‌های مالی می‌شود. علاوه بر این اعتقاد غالب بر این است که کیفیت گزارشگری مالی مستقیماً روی بازارهای سرمایه اثر می‌گذارد. هر چه قدر کیفیت اطلاعات بالاتر باشد، تصمیمات صحیح گرفته شده و نهایتاً، باعث تخصیص مناسب منابع مالی و افزایش رفاه خواهد شد (لویت[1]، ۱۹۹۸).

ازآنجایی‌که بسیاری از سازمان‌ها چند فرهنگی هستند. محیط بازارهای جهانی، نیاز به مدیرانی دارد که با فرهنگ‌های گوناگون آشنا باشند و بتوانند با افراد سایر فرهنگ‌ها ارتباط مناسبی برقرار کنند. برای این منظور، مدیران به هوش فرهنگی نیاز دارند. هوش فرهنگی یکی از مطلوب‌ترین ابزارها برای انجام اثربخش وظایف در محیط‌های مختلف با نیروی کار متنوع و ناهمگون است؛ زیرا هوش فرهنگی بیانگرتوانایی و مهارت ویژه‌ای است که به فرد این امکان را می‌دهد تا بتواند در موقعیت‌های چند فرهنگی به‌طور اثربخش به انجام وظیفه بپردازد (پیترسون[2]، ۲۰۰۴). به‌عبارت‌دیگر، هوش فرهنگی نوعی بدیع از هوش است که ارتباط بسیار زیادی با محیط‌های کاری متنوع فرهنگی دارد (ارلی و آنگ[3]، ۲۰۰۳). هوش فرهنگی این امکان را به مدیران مالی می‌دهد که رفتارهای هیجانی خود را در عرصه فرهنگ‌های متفاوت تفسیر کنند و عکس‌العمل عاطفی مناسبی را بر اساس هنجارهای فرهنگی خاص هر جامعه نشان دهند و در عرصه رقابت با دیگر مدیران، پیشی گیرند. مدیران مالی و سرپرستانی که تأثیر فرهنگ‌های بین‌المللی و شرکتی را در تصمیم‌گیری و تصمیم سازی‌های خود نادیده می‌گیرند در هنگام تلاش برای بهبود کیفیت با شکست مواجه خواهند شد، مگر این‌که بهبود کیفیت و توسعه را با توسعه فرهنگ همگام سازند (خوشبخت، ۱۳۹۰).

بورس اوراق بهادار، یک بازار اقتصادی است که در آن، خریدوفروش اوراق بهادار تحت ضوابط و قوانین خاص صورت می‌گیرد. تصمیمات سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل در این بازار صرفاً بر مبنای تجزیه‌وتحلیل کمی و عقلانی انجام نمی‌شود، بلکه کیفیت گزارشگری مالی نیز تأثیر زیادی بر تصمیم‌گیری آن‌ها نسبت به فعل‌وانفعالات بازار خواهد داشت. علاوه بر این تحقیقات انجام شده در زمینه هوش فرهنگی بیانگر آن است که مدیران مالی، در تجزیه‌وتحلیل‌های خود جهت اتخاذ تصمیمات بهینه از هوش فرهنگی تأثیر می‌پذیرند. با وجود اینکه هوش فرهنگی به عنوان منبع بهبود قابلیت‌های تصمیم‌گیری موردتوجه محققان و متخصصان زیادی قرارگرفته است، اما هیچ‌گونه تلاشی برای ارزیابی تأثیر هوش فرهنگی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی صورت نگرفته است. به‌عبارت‌دیگر، نقش هوش فرهنگی به عنوان یک پارادایم جدید در حوزه سازمان و مدیریت و در حوزه مالی به‌طور خاص، به‌خوبی تبیین نشده است. به حساب نیاوردن تفاوت‌های فرهنگی و عدم توانایی درک و سازگاری با آن درگذشته دلیل بسیاری از ناکامی‌ها در

1. Levitt
2. Peterson
3. Earley and Ang

گزارشگری مالی سازمان‌ها بوده است. در فرهنگ‌های متفاوت و حتی در خرده‌فرهنگ‌ها و در درون یک فرهنگ ملی طیف گسترده ای از احساسات و عواطف وجود دارد، به‌نحوی‌که تفاوت‌های موجود در زبان، قومیت، سیاست و بسیاری از خصوصیات دیگر، می‌تواند به عنوان منابع تعارض بالقوه نمایان شوند و در صورت نبودن درک صحیح و منطقی، توسعه روابط کاری مناسب را با مشکل اساسی مواجه سازد و درنتیجه، ممکن است بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها تأثیر بگذارد. ازاین‌رو، این پژوهش به دنبال پاسخگویی به این سئوال است که آیا هوش فرهنگی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معنی‌داری دارد، یا خیر؟

نوآوری پژوهش حاضر در این است که برای نخستین بار تأثیر هوش فرهنگی مدیران مالی که تجربه کار در محیط‌های چند فرهنگی را دارند برکیفیت گزارشگری مالی مورد بررسی قرار داده است. از آنجا که در کشور ما مدیران و کارکنانی با فرهنگ‌ها و خرده فرهنگ‌های متفاوت و از اقوام محلی و مناطق مختلف در سازمان‌ها در کنار یکدیگر گردآمده‌اند، انتظار می‌رود که پژوهش حاضر به مدیران مالی در درک سایر فرهنگ‌ها و برقراری ارتباط مناسب با سایر کارکنان جهت بهبود کار گروهی و درنتیجه، کیفیت گزارشگری مالی کمک نماید. ادامه پژوهش بدین‌صورت است که ابتدا مبانی نظری پژوهش مطرح‌شده و پس از مرور پیشینه و طرح فرضیه‌ها، به تحلیل داده‌ها پرداخته شده است. درنهایت، پس از تخمین مدل و آزمون فرضیه‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای برگرفته از نتایج پژوهش ارائه شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

هوش فرهنگی: هوش یکی از مباحث اصلی و مهم روانشناسی را تشکیل می‌دهد که دارای ابعاد و جنبه‌های مختلفی است که هریک نقش مهمی در موفقیت افراد و سازمان برجای می‌گذارند. ازجمله هوش فرهنگی که در خلال سال‌های اخیر، به یکی از مفاهیم مهم مدیریت تبدیل‌شده و با فرهنگ شرکت‌های پیشرو عجین گشته است. مفهوم هوش فرهنگی برای اولین بار توسط ارلی و آنگ (۲۰۰۳) از پژوهشگران دانشکده کسب‌وکار لندن مطرح شده است. آن دو، هوش فرهنگی را قابلیت یادگیری الگوهای جدید در تعاملات فرهنگی و ارائه پاسخ‌های رفتاری صحیح و منطقی به این الگوها تعریف کرده‌اند. اکثر سازمان‌ها و افراد، هوش فرهنگی را یک مزیت رقابتی و دارای قابلیت استراتژیک می‌دانند. در محیط‌ها و بازارهای جهانی، هوش فرهنگی اهرم مورد نیاز رهبران و مدیران مالی تلقی می‌شود. سازمان‌ها و مدیرانی که ارزش استراتژیک هوش فرهنگی را درک نمایند، می‌توانند از تفاوت‌ها و تنوع فرهنگی موجود در جهت ایجاد مزیت رقابتی و برتری در بازار های جهانی استفاده کنند. از نظر ون داین و انگ[1] (۲۰۰۵) هوش فرهنگی عبارت است از توانایی برای رشد خود از طریق یادگیری پیوسته و درک مطلوب تنوعات فرهنگی، ارزش‌ها و تعقل گرایی. بسیاری از محققان، هوش فرهنگی را توانایی فرد برای انجام وظیفه، به‌طور اثربخش، در موقعیت‌های متفاوت فرهنگی معرفی می‌کنند (رحیم نیا، مرتضوی و دلارام، ۱۳۸۸). درواقع، فردی که از توانایی هوش فرهنگی

1. Van Dyne and Ang

بالایی برخوردار است، قابلیت یادگیری در محیط فرهنگی جدید را دارد و از رویارویی و مواجه با فرهنگ‌های جدید، لذت می‌برد. به‌طور مشخص، می‌توان گفت که هوش فرهنگی، شیوه‌هایی از تفکر و عمل را به مدیران و افراد آموزش می‌دهد؛ به‌طوری‌که آنان بتوانند به سهولت در هر بستر فرهنگی، به‌طور اثربخش تری عمل کنند. فردی که از هوش فرهنگی برخوردار است، در درک روش‌های تصمیم‌گیری و معیارهایی که در سایر فرهنگ‌ها به کار می‌رود، تواناتر است (توماس و اینکسن،۲۰۰۴[1]).

دیوید لیورمور[2] (۲۰۰۹) نظریه جدیدی بر اساس تئوری هوش فرهنگی ارلی و انگ (۲۰۰۳) ارائه نمود که چهار عامل را برای سنجش و اندازه‌گیری هوش فرهنگی پیشنهاد نمود که این عوامل عبارتند از:

هوش فرهنگی انگیزشی: میزان علاقه و تمایلات فرد را برای آزمودن فرهنگ‌های دیگر و تعامل با افرادی از فرهنگ‌های متفاوت را نشان می‌دهد. در واقع این انگیزه شامل ارزش درونی افراد برای تعاملات چند فرهنگی و اعتماد به نفس مثبتی است که به فرد این امکان را می‌دهد تا در موقعیت‌های فرهنگی متفاوت به شکلی اثربخش عمل کند. به‌طور اخص، هوش فرهنگی انگیزشی به انگیزه درونی و خود کارایی در انطباق با فرهنگ‌های جدید اشاره دارد (آنگ، وندایین و کُه[3]، ۲۰۰۷).

هوش فرهنگی شناختی: بیانگر درک و فهم افراد از تشابهات و تفاوت‌های فرهنگی است و دانش عمومی و نقشه‌های ذهنی و شناختی افراد از فرهنگ‌های دیگر را نشان می‌دهد. همچنین جنبه شناختی هوش فرهنگی، بیانگر شناخت و آگاهی فرهنگی افراد از هنجارها، آداب و عرف در محیط‌های مختلف فرهنگی است. با در نظر گرفتن تنوع گسترده فرهنگ‌ها در جهان کنونی، هوش فرهنگی شناختی بر شناخت قضایای کلی و عمومی فرهنگی و همچنین شناخت تفاوت‌های فرهنگی دلالت دارد. عامل شناختی هوش فرهنگی، رکن اساسی است؛ زیرا آگاهی درباره شباهت‌ها و تفاوت‌های فرهنگی اساس تصمیم‌گیری و فعالیت در موقعیت‌های میان فرهنگی است (آنگ، وندایین و کُه، ۲۰۰۷).

هوش فرهنگی فرا شناختی: هوش فرهنگی فراشناختی روشی است که بر اساس آن یک فرد تجارب بین فرهنگی را از آن طریق استدلال می‌کند. در حقیقت این عنصر از هوش فرهنگی، فرآیندی را مورد توجه قرار می‌دهد که افراد برای درک و فهم دانش فرهنگی آن را بکار می‌گیرند. این شرایط زمانی رخ می دهد که افراد در مورد فرآیندهای فکری خود و دیگران قضاوت می‌کنند. یک نمونه برای این مورد زمانی است که فرد مفاهیم و تصاویر ذهنی خود را بر اساس تجربه‌ای واقعی که با انتظاراتش هماهنگ نیست، تعدیل و اصلاح می‌کند. عامل فراشناختی هوش فرهنگی حداقل به سه دلیل، حائز اهمیت است: اول اینکه این عامل، تفکر فعال درباره افراد و محیط‌هایی را ارتقا می‌بخشد که زمینه فرهنگی متفاوتی دارند. دوم تفکر نقادانه درباره عادات، باورها و افکار محدود شده به هر فرهنگ را به تحرک وا می‌دارد. سوم اینکه به افراد این اجازه را می‌دهد تا نقشه‌های ذهنی خود را ارزشیابی و بازنگری کنند و درنتیجه به افزایش درستی درک و شناخت آن‌ها کمک می‌کند (آنگ، وندایین و کُه، ۲۰۰۷).

1. Thomas and Inkson
2. Livermore
3. Ang, Van Dyne and Koh

هوش فرهنگی رفتاری: هوش فرهنگی رفتاری، توانایی و قابلیت افراد برای سازگاری با آن دسته از رفتارهای کلامی و غیرکلامی را در بر می‌گیرد که برای برخورد با فرهنگ‌های متفاوت مناسب هستند. به عبارت دیگر هوش فرهنگی رفتاری، مجموعه‌ای از پاسخ‌های رفتاری منعطفی را شامل می‌شود که در موقعیت‌های متفاوت به کار می‌روند و متناسب با تعاملات خاص یا موقعیت ویژه از قابلیت اصلاح و تعدیل برخوردار هستند. هوش فرهنگی رفتاری، مؤلفه اساسی هوش فرهنگی است، زیرا رفتار غالباً بارزترین ویژگی تعاملات اجتماعی است. علاوه بر آن، رفتارهای غیرکلامی حائز اهمیت فوق‌العاده است، چرا که نقش «زبان غیرکلامی» را دارد که معنی را به شکل ظریف و در لفافه انتقال می‌دهد. (آنگ، وندایِن و کُه، ۲۰۰۷).

کیفیت گزارشگری مالی: از اوایل سال ۱۹۹۰ میلادی وظایف و مهارت‌های لازم برای شاغلان حرفه حسابداری در محیط کسب‌وکار جهانی به‌طور قابل توجهی تغییر نموده است که در این تغییر جهت، موضوع کیفیت گزارشگری مالی بسیار حائز اهمیت است. از آن زمان به بعد، کیفیت گزارشگری مالی بر مبنای دو رویکرد نیازهای استفاده‌کننده و حمایت از سرمایه‌گذار تعریف می‌شود. رویکرد اول بر مبنای نیازهای استفاده‌کننده است و کیفیت با توجه به سودمندی گزارش‌ها برای استفاده‌کنندگان تعیین می‌شود. در رویکرد دوم، بر حمایت از سرمایه‌گذاری تأکید شده و کیفیت به‌طور عمده برحسب «افشای کامل و منصفانه» برای سهامداران تعریف می‌شود. این دو رویکرد تفاوت بنیادی دارند. رویکرد نیازهای استفاده‌کننده، بیشتر به تأمین اطلاعات مالی برای تصمیم‌های ارزشیابی و تخصیص سرمایه تمرکز دارد، ولی رویکرد حمایت از سرمایه‌گذار به دنبال اطمینان دادن به استفاده‌کنندگان است که اطلاعات به مقدار کافی (کفایت اطلاعات) و به شکل شفاف (کامل بودن اطلاعات) ارائه شده است؛ بنابراین کیفیت گزارشگری مالی از یک‌سو، به ویژگی‌های عملیاتی و معاملاتی شرکت و از سوی دیگر، به نحوه ارائه و انعکاس این ویژگی‌ها در گزارش‌های مالی بستگی دارد. شناسایی معیار برای اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی مشکل است. در مطالعات حسابداری، از کیفیت سود به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی استفاده شده است، زیرا سود بخش اصلی از خروجی‌های فرآیند گزارشگری مالی است (فرانسیس، اولسون و شپر[1]، ۲۰۰۶)؛ بنابراین گزارشگری مالی بایستی در بردارندهٔ اطلاعات مربوط، قابل‌اعتماد، قابل‌مقایسه و قابل‌فهم باشد (کاماروزمن، مازلیفا و مایسارا[2]، ۲۰۰۹). قابل‌اعتماد بودن مربوط به کیفیت اطلاعات است و این اطمینان را ایجاد می‌کند که اطلاعات منطقاً عاری از خطا و تعصب است و صادقانه هر آنچه را که انتظار می‌رود بیان و بازگو می‌نماید.

پیشینه پژوهش

با مرور پیشینه موضوع پژوهش در داخل و خارج از کشور، مطالعه‌ای که به‌صورت منسجم به بررسی تأثیر هوش فرهنگی و ابعاد آن برکیفیت گزارشگری مالی پرداخته باشد، یافت نشد؛ اما در سال‌های اخیر

1. Francis, Olsson and Schipper
2. Kamaruzaman, Mazlifa and Maisarah

پژوهش‌هایی در رابطه با هوش فرهنگی به صورت مجزا به عنوان یک ویژگی و یا ارتباط آن با برخی از متغیرهای مدیریتی و مالی، صورت گرفته است.

وارما (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان آیا حسابداران مدیریت از طریق هوش فرهنگی دانش بیشتری را به اشتراک می‌گذارند؟ با تأکید بر نقش میانجی تعاون و با استفاده از نرم‌افزارهای PLS SEM وfsQCA، به این نتیجه دست یافت که حسابداران مدیریت برای به اشتراک‌گذاری دانش، یادگیری و بینش خود با دیگران از طریق هوش فرهنگی سهم عمده‌ای ایفا می‌کنند. علاوه بر این نتایج پژوهش وی نشان داد، علیرغم وجود تنوع فرهنگی و رقابت بین شرکت‌ها، حسابداران مدیریت جهت بهبود ارزش شرکت با به اشتراک گذاشتن دانش خود همکاری خوبی با یکدیگر دارند. ولاجیچ،کاپوتو، مرزی و دابیچ[1] (۲۰۱۹) پژوهشی با عنوان هوش فرهنگی مدیران مهاجر عامل مروج انتقال دانش در شرکت‌های چندملیتی، بر روی ۱۰۳ نفر از مدیران ارشد مهاجر به کروسی انجام دادند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که هوش فرهنگی مدیران مالی موجب انتقال دانش به شرکت‌های چندملیتی از طریق کلیه ابعاد هوش فرهنگی (فرا شناختی، شناختی، رفتاری و انگیزشی) شده است. پتریک و سدلیاشیکووا[2] (۲۰۱۶) در پژوهشی تحت عنوان هوش فرهنگی مدیران مالی به عنوان عامل تعیین‌کننده رقابت شرکت‌ها، به این نتیجه دست یافتند که مدیران مالی نیز مانند مدیران بخش‌های بازاریابی، تدارکات و فروش به سطح بهینه هوش فرهنگی نیاز دارند، به عقیده آنان هوش فرهنگی مدیران مالی عامل اصلی در اثربخشی مذاکرات بین فرهنگی و یکی از فاکتورهای مهم در قدرت رقابت‌پذیری شرکت‌ها است. رز و رامالو[3] (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان ارتباط هوش فرهنگی با عملکرد نشان دادند که افراد خارجی که در مالزی زندگی می‌کنند، جنبه‌های فراشناختی و رفتاری هوش فرهنگی آن‌ها قوی‌تر است و در عملکرد بهترند. همچنین بین هوش فرهنگی و عملکرد شغلی ارتباط مثبتی وجود دارد.کارنزا و اگری[4] (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان رابطه هوش فرهنگی مدیران با بهره‌وری سازمان نشان دادند که هوش فرهنگی مدیران می‌تواند اثر مثبتی بر عملکرد شرکت داشته باشد. آن‌ها همچنین استدلال کردند که مدیران دارای هوش فرهنگی در موقعیتی قرار دارند که می‌توانند روابط کسب‌وکار مؤثرتری ایجاد کنند که این می‌تواند عملکرد سازمان را تقویت کند و به بهبود بهره‌وری در کل سازمان منجر شود. احمدی زاد، موسوی و شبرند (۱۳۹۷) پژوهشی با عنوان رابطه هوش فرهنگی با عملکرد مدیران صدا و سیمای جمهوری اسلامی ایران (مطالعه موردی: شبکه‌های استانی مراکز غرب کشور) انجام دادند، یافته‌های پژوهش آنان نشان داد که هریک از ابعاد هوش فرهنگی شامل ابعاد فراشناختی، شناختی، انگیزشی و رفتاری بر عملکرد مدیران صدا و سیمای جمهوری اسلامی رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد، همچنین در میان ابعاد هوش فرهنگی بعد انگیزشی بیشترین میزان تأثیر بر عملکرد مدیران داشته است. قادری و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین هوش فرهنگی مدیران با بهره‌وری شعبه های

1. Vlajcic, Caputo, Marzi and Dabic
2. Petrik and Seddiacikova
3. Rose and Ramalu
4. Carranza and Egri

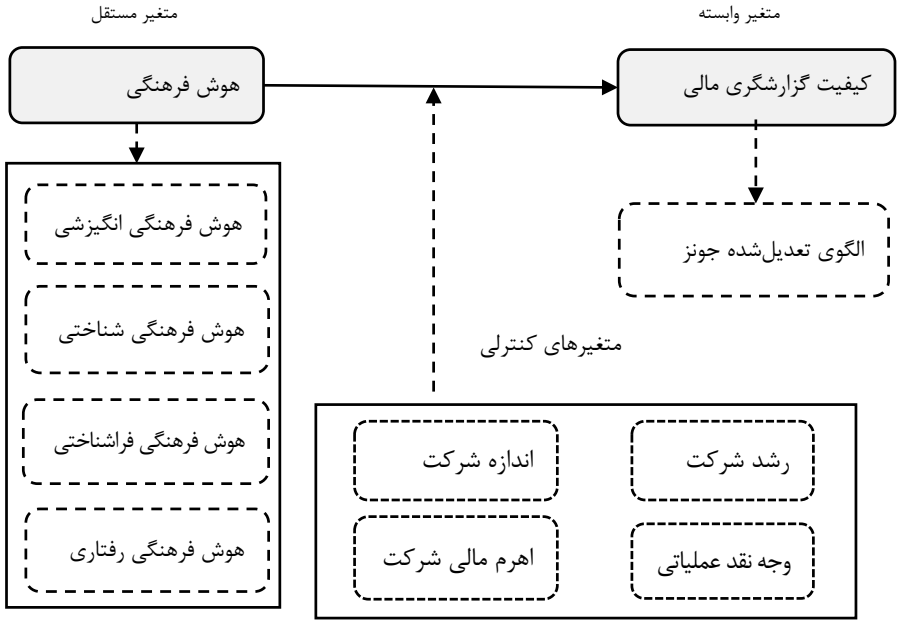
بانک مسکن شهرستان ارومیه به این نتایج دست یافتند که بین هوش فرهنگی مدیران و مؤلفه‌های آن با بهره‌وری شعب رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. صادقیان (۱۳۹۰) در پژوهشی نشان داد، ابعاد شناختی انگیزشی و رفتاری هوش فرهنگی بر جنبه‌های اثربخشی سازمانی ایران‌خودرو (مالکیت و قابلیت‌ها، اثربخشی عملیاتی، رهبری، راهبرد، اعتماد و انگیزش) اثرگذار است. ابزری و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تأثیر هوش فرهنگی بر اثربخشی گروهی که در شرکت فولاد مبارکه اصفهان بر روی ۴۷ گروه کاری انجام دادند، به این نتایج دست یافتند که بین هوش فرهنگی و مؤلفه‌های آن (شامل هوش فرهنگی فراشناختی، شناختی، انگیزشی و رفتاری) با اثربخشی گروهی رابطه معنی‌داری وجود دارد. علاوه بر این از بین این مؤلفه‌ها، مؤلفه انگیزشی و رفتاری، قابلیت پیش‌بینی اثربخشی گروهی را دارا بودند. پرهیزگاری (۱۳۸۹) در پژوهشی به این نتیجه دست یافتند که بین مؤلفه‌های فراشناختی و انگیزشی هوش فرهنگی با اثربخشی مدیران، رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد. این در حالی است که بین مؤلفه‌های شناختی و رفتاری هوش فرهنگی با اثربخشی مدیران، رابطهٔ معنی‌داری وجود نداشت. نتایج بررسی رحیم نیا و همکاران (۱۳۸۸) در بین مدیران مالی شعبه‌های بانک اقتصاد نوین استان تهران نشان داد که بین هوش فرهنگی و عملکرد وظیفه‌ای مدیران مالی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد و این تأثیرگذاری ناشی از وجود بعدهای دانش و رفتار هوش فرهنگی مدیران مالی است. عباسعلی زاده، (۱۳۸۷) در پژوهش خود هوش فرهنگی را به عنوان یک عامل حیاتی موفقیت برای افراد و سازمان‌هایی که در محیط‌های پویا و چند فرهنگی به فعالیت مشغول هستند معرفی نمود. همچنین در تحلیل روابط علی پژوهش نشان داد، هوش فرهنگی شناختی و هوش فرهنگی رفتاری به عنوان متغیرهای پیش‌بین برای شناسایی کارآفرینان، مطرح هستند. به‌عبارت‌دیگر، می‌توان انتظار داشت افراد با هوش فرهنگی شناختی و رفتاری بالاتر، احتمالاً از ویژگی‌های کارآفرینی بیشتری نیز برخوردارند.

کاظمی (۱۳۸۷) در پایان‌نامه خود با موضوع «بررسی ارتباط هوش فرهنگی و عملکرد کارکنان جامعه المصطفی العالمیه» که در سطح بین‌المللی انجام پذیرفته است، نشان داده که بین هوش فرهنگی و ابعاد هوش فرهنگی (فراشناختی، شناختی، انگیزشی، رفتاری) با عملکرد کارکنان ارتباط معنی‌داری وجود دارد. مشبکی و راموز، (۱۳۸۵) در پژوهشی تحت عنوان «هوش فرهنگی اکسیر موفقیت مدیران در کلاس جهانی» چنین استنباط نمودند که اطلاعات و انگیزه مدیران ایرانی با تعاملات بین‌المللی جهت آشنایی با سایر فرهنگ‌ها تقریباً مناسب است، همچنین متغیرهای پژوهش در دو بخش صنعتی و خدماتی نشان داد که هوش فرهنگی مدیران مالی بخش خدماتی بالاتر از مدیران مالی بخش صنعتی است و شاخص تکانه فرهنگی در بخش خدمات نیز پایین‌تر از بخش صنعتی است.

مدل مفهومی پژوهش

در پژوهش حاضر هوش فرهنگی به عنوان متغیر مستقل شامل چهار مؤلفه انگیزشی، شناختی، فراشناختی و رفتاری است. علاوه بر این، کیفیت گزارشگری مالی متغیر وابسته و در نهایت اندازه شرکت، رشد شرکت، وجه نقد عملیاتی و اهرم مالی متغیرهای کنترلی قلمداد می‌شوند. در پژوهش‌های علمی و

نظام‌مند، چارچوبی علمی و نظری مورد نیاز است که اصطلاحاً مدل مفهومی نامیده می‌شود، بر این اساس مدل مفهومی این پژوهش در شکل ۱ طراحی شده است.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش (مأخذ: پژوهشگر)

فرضیه‌های پژوهش

به منظور تبیین مسئله پژوهش و دستیابی به اهداف مطالعه، فرضیه‌های پژوهش را می‌توان به صورت زیر مطرح کرد.

فرضیه اصلی: هوش فرهنگی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها تأثیر دارد.

فرضیه فرعی اول: هوش فرهنگی انگیزشی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی دوم: هوش فرهنگی شناختی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی سوم: هوش فرهنگی فراشناختی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی چهارم: هوش فرهنگی رفتاری مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر دارد.

مدل آزمون فرضیه‌ها و اندازه‌گیری متغیرها

با توجه به روابط بین متغیرها و مدل مفهومی پژوهش می‌توان مدل رگرسیونی پژوهش حاضر را به منظور استخراج نتایج پژوهش ارائه نمود.

رابطه (۱)

$$FRQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 MO_{it} + \beta_2 C0_{it} + \beta_3 ME_{it} + \beta_4 BE_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 SALE_{it} + \beta_7 CFO_{it} + \beta_8 LEV_{it} + \varepsilon_{it}$$

نحوه اندازه‌گیری و تعاریف عملیاتی هریک از متغیرهای مربوط به مدل رگرسیونی پژوهش به‌طور خلاصه در ادامه بیان شده است.

متغیر وابسته: در این پژوهش اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی (FRQ) به عنوان متغیر وابسته، مشابه پژوهش وردی[1] (۲۰۰۶)، بر اساس کیفیت اقلام تعهدی اختیاری است. برای تخمین میزان کیفیت اقلام تعهدی اختیاری شرکت‌ها از الگوی تعدیل‌شده جونز[2] داده‌شده در مقاله کوتاری، لئون و وسلی[3] (۲۰۰۵) استفاده شده است که از رابطه (۲) به دست می‌آید.

رابطه (۲)

$$DA_{it} = \left(\frac{TA_{it}}{A_{it-1}}\right) - NDA_{it}$$

DA_{it} : اقلام تعهدی اختیاری.

TA_{it} : مجموع اقلام تعهدی که از تفاوت سود خالص و وجوه نقد عملیاتی به دست می‌آید.

A_{it-1} : کل دارایی‌های شرکت i در پایان سال t-1.

NDA_{it} : اقلام تعهدی غیر اختیاری که از طریق رابطه (۳) به دست می آید.

رابطه (۳)

$$NDA_{it} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{it-1}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it}$$

ΔREV_{it} : تفاوت میزان درآمد شرکت i در پایان سال t و t-1.

ΔREC_{it} : تفاوت حساب‌های دریافتنی شرکت i در پایان سال t و t-1.

PPE_{it} : خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در پایان سال t.

ε_{it} : مجموع خطای رگرسیون.

متغیر مستقل: در این پژوهش جهت اندازه‌گیری متغیر مستقل، از پرسشنامه هوش فرهنگی بر اساس شاخص‌های مطرح‌شده توسط لیورمور (۲۰۰۹) استفاده شده است. پرسشنامه هوش فرهنگی لیورمور شامل مؤلفه‌های هوش فرهنگی انگیزشی (MO[4])، هوش فرهنگی شناختی (CO[5])، هوش فرهنگی فرا شناختی (ME[6]) و هوش فرهنگی رفتاری (BE[7]) است.

1. Verdi
2. Jones
3. Kothari, Leone and Wasley
4. Motivational cultural Intelligence
5. Cognitive cultural Intelligence
6. Metacognitive cultural Intelligence
7. Behavioral cultural Intelligence

متغیرهای کنترلی: متغیرهای کنترلی استفاده شده در این پژوهش به عنوان سایر عوامل تأثیرگذار بر کیفیت گزارشگری مالی عبارت‌اند از:

اندازه شرکت (SIZE): مطابق پژوهش‌های بردبری[1] (۲۰۰۶)، فرث[2] (۲۰۰۷)، کوک[3] (۱۹۹۱)، مهدوی و کرمانی (۱۳۹۴) ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) به این نتیجه رسیدند که اندازه شرکت بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیرگذار است، به‌گونه‌ای که شرکت‌های بزرگ ترکیفیت گزارشگری مالی بهتری نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر دارند. اندازه شرکت از طریق لگاریتم طبیعی فروش شرکت سنجیده می‌شود (پرساکیس و ایاتریدیس[4] ، ۲۰۱۵).

رشد فروش (SALE): شرکت‌هایی که نتوانند به رشد فروش مناسبی دست یابند برای جلوگیری از نارضایتی سهامداران و اجتناب از کاهش سود اقدام به دستکاری و افزایش سود از طریق اقلام تعهدی اختیاری می‌نمایند (پرساکیس و ایاتریدیس،۲۰۱۵). ازآنجاکه در این پژوهش کیفیت گزارشگری مالی از طریق اقلام تعهدی اختیاری اندازه‌گیری می‌شود، لذا رشد فروش به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است که از طریق تقسیم تغییرات فروش بر فروش سال قبل به دست می‌آید (ابراهیمی و همکاران،۱۳۹۵).

وجه نقد عملیاتی (CFO): پایین بودن و یا منفی بودن جریان‌های نقد عملیاتی شرکت‌ها می‌تواند از نشانه‌های مضیقه مالی آن‌ها باشد. لذا انتظار می‌رود که میزان جریان‌های نقدی بر استفاده از اقلام تعهدی اختیاری و کیفیت سود تأثیرگذار باشد که درنتیجه کیفیت گزارشگری مالی را تحت تأثیر قرار دهد. در همین راستا در این پژوهش از این متغیر به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است که از تقسیم وجه نقد عملیاتی به جمع دارایی‌ها محاسبه می‌شود (پرساکیس و ایاتریدیس،۲۰۱۵).

اهرم مالی (LEV): اهرم مالی بالا در شرکت‌ها باعث افزایش استفاده از اقلام تعهدی اختیاری و سایر انتخاب‌های حسابداری افزایش‌دهنده سود می‌شود، همچنین افزایش اهرم مالی با کاهش رفتار فرصت‌طلبانه مدیران باعث کاهش مدیریت سود و درنتیجه افرایش کیفیت سود می‌شود (احمدی مقدم، ۱۳۹۴). علاوه بر این شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری مالی پایین‌تری دارند، بیانگر این است که اهرم مالی پایین‌تری دارند. مجموع این دلایل باعث شد تا اهرم مالی در این پژوهش به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شود که از تقسیم بدهی‌های بلندمدت بر جمع دارایی‌ها به دست می‌آید (پرساکیس و ایاتریدیس، ۲۰۱۵).

به‌طور خلاصه، ازآنجاکه کلیه متغیرهای فوق می‌توانند اقلام تعهدی اختیاری را تحت تأثیر قرار دهند و در این پژوهش نیزکیفیت گزارشگری مالی از طریق شاخص اقلام تعهدی اختیاری اندازه‌گیری می‌شود، لذا به همین دلیل متغیرهای مزبور به عنوان متغیرهای کنترلی در نظرگرفته شدند.

1. Bradbury
2. Firth
3. Cooke
4. Persakis and Iatridis

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی است؛ زیرا از طریق بررسی روابط بین متغیرها سعی می‌شود به تبیین این روابط و ارائه پیشنهادهای لازم پرداخته شود. از لحاظ ماهیت نیز پژوهشی توصیفی از نوع همبستگی است.

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ است. برای انتخاب نمونه از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است، بدین صورت که برای انتخاب نمونه طی دوره زمانی مورد بررسی شرایط زیر در نظر گرفته شده است و شرکت‌هایی که فاقد شرایط زیر بودند از نمونه آماری حذف شدند. اولاً جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی و شرکت‌های بیمه نباشند، زیرا این شرکت‌ها به علت ماهیت فعالیت خود دارای نسبت‌های بدهی بالاتری در مقایسه با سایر شرکت‌ها هستند. ثانیاً اطلاعات مالی شرکت‌ها باید در دسترس باشد، ثالثاً دسترسی به مدیران مالی جهت تکمیل پرسشنامه‌ها امکان‌پذیر باشد. شرکت‌های حائز ویژگی‌های مذکور، شامل ۲۲۳ شرکت بود، اما درنهایت مدیران مالی ۹۸ شرکت به پرسشنامه‌ها پاسخ دادند و ازاین‌رو ۹۸ شرکت در تحلیل‌های آماری پژوهش لحاظ شدند. لازم به ذکر است که قلمرو زمانی این پژوهش جهت تکمیل پرسشنامه‌ها یک‌ساله (۱۳۹۶) است؛ در هنگام تکمیل پرسشنامه‌ها از پاسخ‌دهندگان خواسته شده است که با در نظر گرفتن ویژگی های سؤالات و بازه زمانی پژوهش به سؤالات پاسخ دهند. مقیاس اندازه‌گیری مؤلفه‌های پرسشنامه طیف لیکرت پنج گزینه‌ای بوده است که در این پژوهش به‌منظور تعیین پایایی آزمون از روش آلفای کرونباخ استفاده گردیده و مقدار آلفای کرونباخ پرسشنامه این پژوهش ۸۶٪ به‌دست‌آمده که نشان‌دهنده پایایی خوبی است. در خصوص روایی پرسشنامه، با توجه به استاندارد جهانی بودن پرسشنامه روایی آن می‌تواند مورد قبول باشد. در این پژوهش به‌منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌های آماری و آزمون فرضیه‌ها از نرم‌افزار E-views نسخه ۸ بهره گرفته شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش حاضر در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	ضریب تغییرات
کیفیت گزارشگری مالی	۲/۷۶	۲/۵۴	۴/۹۵	۱/۱۳	۱/۱۹	۰/۴۳
هوش فرهنگی انگیزشی	۳/۶۱	۳/۶۷	۴/۸۳	۱/۱۷	۰/۵۹	۰/۱۶
هوش فرهنگی شناختی	۴/۰۹	۴/۲۰	۵		۰/۴۱	۰/۱۰
				۲/۴۰		
هوش فرهنگی فرا شناختی	۳/۷۲	۳/۸۷	۴/۷۵	۲	۰/۷۶	۰/۲۰
هوش فرهنگی رفتاری	۳/۱۶	۳/۲۰	۴	۲۰/۲	۰/۶۲	۰/۱۹
اندازه شرکت	۱۴	۱۴	۱۸/۴۳	۹/۷۲	۱/۲۱۸	۰/۰۹
رشد فروش شرکت	۰/۱۶۶	۰/۱۳۱	۰/۹۸۷	-۰/۳۸۶	۰/۲۸۸	۱/۷۳
وجه نقد عملیاتی	۰/۱۳۰	۰/۱۰۵	۰/۴۵۲	۰/۰۱۳	۰/۰۹۹	۰/۷۶
اهرم مالی شرکت	۰/۰۹۴	۰/۰۶۳	۰/۶۲۹	۰/۰۱۲	۰/۰۹۱	۰/۹۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقادیر جدول ۱ ملاحظه می‌شود بیشتر متغیرها از پراکندگی متوسطی برخوردارند که این موضوع را می‌توان از روی مقدار ضریب تغییرات (تقسیم انحراف معیار بر میانگین) استنباط کـرد. همچنین از روی فاصله میانه و میانگین می‌توان متقارن بودن یا نبودن متغیرها را نتیجه گرفت که همه متغیرها دارای تقارن نسبی هستند. میانگین کیفیت گزارشگری مالی برابر با ۲/۷۶ است که این مقدار می‌تواند مبنای مناسبی برای تبیین متغیر وابسته پژوهش باشد. هوش فرهنگی فراشناختی با ضریب ۰/۲۰ بیشترین پراکندگی و هوش فرهنگی شناختی با ضریب ۰/۱۰ دارای کمترین پراکندگی در بین متغیرهای هوش فرهنگی برخوردار هستند، کلیه ضرایب هوش فرهنگی برای تبیین متغیر وابسته در بازه زمانی مدنظر مطلوب هستند. اهرم مالی با میانگین۰/۰۹۴ بیانگر اهرمی بودن ۹/۴ درصد شرکت‌های نمونه است. میانگین متغیر اندازه شرکت برابر با ۱۴ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانگین وجه نقد عملیاتی معادل ۱۳ درصد دارایی‌ها است. نتایج این محاسبات نشان می‌دهد درآمد فروش شرکت‌های منتخب در بازه زمانی مدنظر به‌طور میانگین ۱۶ درصد رشد داشته است. نکته مهمی که از مقایسه میانگین و میانه می‌توان استنباط کرد، موضوع نرمال بودن داده‌ها است. اگر مقادیر میانگین و میانه به هم نزدیک باشند، می‌توان گفت متغیرهای پژوهش از توزیع آماری مناسب برخوردار هستند. بنابراین، با توجه به نزدیک بودن میانگین و میانه متغیرهای این پژوهش گفته می‌شود فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها برقرار است.

آزمون ایستایی (پایایی) متغیرهای پژوهش

در ابتدا لازم است که قبل از تخمین مدل، به بررسی ایستایی یا پایایی متغیرهای پژوهش پرداخته شود. پایایی بدین معنی است که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در این پژوهش، به‌منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های «دیکی – فولر پیشرفته» و «لوین، لین وچو» استفاده شده است. بر اساس نتایج این آزمون‌ها مقدار احتمال همه متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده است. بنابراین، همه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی در دوره پژوهش در سطح پایا بوده‌اند. درنتیجه، مشکل رگرسیون کاذب در ضرایب برآوردی وجود نخواهد داشت.

جدول ۲. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	دیکی- فولر پیشرفته		لوین، لین و چو		نتایج
	آماره	p-value*	آماره	p-value*	
کیفیت گزارشگری مالی	-۸۱۰/۱۷	۰/۰۰۰	-۷۲/۵۰۷۲	۰/۰۰۰	مانا
هوش فرهنگی انگیزشی	-۶۴۱/۵	۰/۰۰۰	-۶۳/۲۰۷۹	۰/۰۰۰	مانا
هوش فرهنگی شناختی	-۸۸۲/۶	۰/۰۰۰	-۲۷/۷۹۶۸	۰/۰۰۰	مانا
هوش فرهنگی فرا شناختی	-۲۶۲/۹	۰/۰۰۰	-۴۱/۸۶۳۴	۰/۰۰۰	مانا
هوش فرهنگی رفتاری	-۵۳۴/۲۲	۰/۰۰۰	-۴۷/۷۸۰۲	۰/۰۰۰	مانا
اندازه شرکت	-۷/۵۶۷	۰/۰۰۰	-۱۷/۵۷۶۴	۰/۰۰۰	مانا
رشد فروش شرکت	-۸/۰۳۸	۰/۰۰۰	-۴۸/۲۷۲۶	۰/۰۰۰	مانا
وجه نقد عملیاتی	-۱۴/۵۲۵	۰/۰۰۰	-۳۹/۸۲۹۲	۰/۰۰۰	مانا
اهرم مالی شرکت	-۱۲/۵۸۴	۰/۰۰۰	-۴۹/۶۶۲۶	۰/۰۰۰	مانا

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون همخطی بین متغیرهای پژوهش

همخطی به معنای وجود رابطه شدید بین متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل است. در صورت وجود همخطی، ضرایب برآوردی الگو دارای خطای معیار بالایی خواهد بود و درنتیجه، این مسئله باعث می‌شود که تعداد متغیرهای معنی‌دار در معادله کاهش یابد. در این پژوهش برای بررسی عدم وجود همخطی از معیار عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است. وقتی‌که شاخص تورم واریانس کمتر از ۵ باشد، نشان‌دهنده عدم وجود همخطی است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۳ نشان می‌دهد که در مدل پژوهش، میزان تورم واریانس متغیرهای مستقل و کنترلی مدل پژوهش در حد مجاز خود قرار داشته و لذا از این بابت مشکلی وجود ندارد.

جدول ۳. نتایج آزمون عامل تورم واریانس

متغیرها	واریانس ضریب	عامل تورم واریانس
هوش فرهنگی انگیزشی	۰/۰۱۳۱۴۵	۱/۶۵۹۸۳۵
هوش فرهنگی شناختی	۰/۰۱۷۷۳۸	۱/۱۱۵۸۵۷
هوش فرهنگی فرا شناختی	۰/۰۰۶۹۶۰	۱/۴۵۶۴۹۶
هوش فرهنگی رفتاری	۰/۰۰۹۱۳۵	۱/۲۸۹۸۳۲
اندازه شرکت	۰/۰۰۱۹۳۵	۱/۰۴۹۷۲۸
رشد فروش شرکت	۰/۰۳۴۸۱۰	۱/۰۵۵۳۸۰
وجه نقد عملیاتی	۰/۲۸۵۳۹۹	۱/۰۲۶۵۸۱
اهرم مالی شرکت	۰/۳۳۶۳۹۴	۱/۰۳۰۰۴۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه‌های پژوهش

در این پژوهش داده‌ها از نوع داده‌های ترکیبی هستند. در روش داده‌های ترکیبی به منظور انتخاب بین روش تلفیقی و روش تابلویی در برآورد مدل، از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. در صورت انتخاب روش تابلویی جهت انتخاب از بین روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی آزمون هاسمن انجام می‌شود. نتایج حاصل از آزمون‌های انجام شده در خصوص مدل پژوهش در جدول (۴) منعکس‌شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

عنوان	آزمون F لیمر			آزمون هاسمن		
	آماره	p-value*	نتیجه	آماره	p-value*	نتیجه
مدل	۲/۸۶۶	۰/۰۰۰	روش تابلویی	۷/۲۶۹	۰/۵۰۸	اثرات تصادفی

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به برازش کلی مدل پژوهش، مقدار آماره F و سطح معنی‌داری مربوط به این آماره، نشان می‌دهد که مدل رگرسیونی برآورد شده در کل معنی‌دار است. در این مدل ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر ۴۲ درصد است. این موضوع بدین معنی است که ۴۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. علاوه بر این، مقدار آماره دوربین – واتسون که برابر با ۲/۱۸ است، در فاصله بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد و بیانگر این است که بین خطاهای مدل خود همبستگی وجود ندارد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از برازش کلی مدل پژوهش

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	*معنی‌داری آماره F	آماره دوربین- واتسون
۰/۵۴۱۴	۰/۴۱۶۰	۴/۳۱۸	۰/۰۰۰	۲/۱۸

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مدل رگرسیونی ضرایب متغیرها میزان تأثیرگذاری متغیرهای مستقل و کنترلی بر روی متغیر وابسته را نشان می‌دهد. این موضوع با انضمام معنی‌دار بودن و یا معنی‌دار نبودن این ضرایب با استفاده از P-Value به دست آمده در جداول ۶ مربوط به فرضیه‌های پژوهش مشخص‌شده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرهای پژوهش

متغیرها	ضرایب	آماره t	معنی‌داری*
مقدار ثابت	۴/۰۰۱۰	۱/۸۳۶۰	۰/۰۶۷۱
هوش فرهنگی انگیزشی	۰/۰۰۹۵	۰/۰۹۳۰	۰/۰۲۵۹
هوش فرهنگی شناختی	۰/۰۱۹۴	۰/۱۵۹۱	۰/۰۱۳۷
هوش فرهنگی فرا شناختی	۰/۰۱۸۹	۰/۲۳۵۹	۰/۰۱۴۶
هوش فرهنگی رفتاری	۰/۰۷۴۰	۰/۸۸۰۷	۰/۰۰۹۰
اندازه شرکت	-۰/۱۱۲۶	-۰/۷۴۹۶	۰/۴۵۳۹
رشد فروش شرکت	۱/۸۴۰۴	۱۰/۶۹۵	۰/۰۰۰۰
وجه نقد عملیاتی	۰/۵۱۳۷	۰/۷۸۹۹	۰/۰۳۰۰
اهرم مالی شرکت	۰/۸۷۰۶	۱/۲۰۳۶	۰/۲۲۹۵

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول۶، ازآنجایی‌که احتمال آماره t برای متغیر هوش فرهنگی انگیزشی کمتر از ۰/۰۵ است (۰/۰۲۵۹)، درنتیجه تأثیر متغیر هوش فرهنگی انگیزشی بر کیفیت گزارشگری مالی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تائید قرار می‌گیرد. مثبت بودن ضریب این متغیر حاکی از آن است که با افزایش ۱ واحدی هوش انگیزشی مدیران مالی، کیفیت گزارشگری مالی به میزان (۰/۰۰۹۵) واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه بیانگر این موضوع است که علاقه و انگیزه‌های درونی مدیران مالی موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی شده است؛ به‌عبارت‌دیگر، هوش فرهنگی انگیزشی از طریق انگیزه‌های درونی و خود کارایی در انطباق با فرهنگ‌های جدید سبب تقویت کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های نمونه شده است.

همان‌گونه که در جدول۶ مشاهده می‌شود، تأثیر متغیر هوش فرهنگی شناختی برکیفیت گزارشگری مالی با ضریب (۰/۰۱۹۴) و احتمال (۰/۰۱۳۷) در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته‌شده است؛ یعنی با افزایش ۱ واحدی هوش شناختی مدیران مالی کیفیت گزارشگری مالی به میزان (۰/۰۱۹۴) واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان داد که درک مدیران مالی از تشابهات و تفاوت‌های فرهنگی موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی شده است؛ به‌عبارت‌دیگر، شناخت و آگاهی فرهنگی مدیران مالی از هنجارها، آداب و عرف در محیط‌های مختلف فرهنگی شرکت‌های نمونه موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی شده است.

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که هوش فرهنگی فرا شناختی با ضریب (۰/۰۱۸۹) و احتمال (۰/۰۱۴۶) تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر کیفیت گزارشگری مالی دارد. مثبت بودن ضریب این متغیر حاکی از آن است که با افزایش ۱ واحدی هوش فرا شناختی مدیران مالی، کیفیت گزارشگری مالی به میزان (۰/۰۱۸۹) واحد افزایش می‌یابد. این موضوع بدین معنی است که تجارب بین فرهنگی مدیران مالی باعث افزایش کیفیت گزارشگری مالی شده است؛ به‌عبارت‌دیگر، مدیران مالی از طریق تعدیل تصاویر ذهنی خویش بر اساس تجارب واقعی موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی شده‌اند.

بر اساس نتایج جدول ۶ ملاحظه می‌شود که هوش فرهنگی رفتاری با ضریب (۰/۰۷۴۰) و احتمال (۰/۰۰۹۰) تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر کیفیت گزارشگری مالی دارد. ضریب مثبت این متغیر نشان می‌دهد که با افزایش ۱ واحدی هوش رفتاری مدیران مالی، کیفیت گزارشگری مالی نیز به میزان (۰/۰۰۹۰) واحد افزایش می‌یابد. این بدین معنی است که رفتارهای کلامی و غیرکلامی مدیران مالی در شرکت‌های نمونه باعث افزایش کیفیت گزارشگری مالی شده است؛ به‌عبارت‌دیگر، پاسخ‌های رفتاری مدیران مالی در حوزه هوش فرهنگی موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی شده است.

در بررسی معنی‌داری ضرایب در جدول۶، ازآنجایی‌که احتمال آماره t برای ضرایب متغیرهای کنترلی رشد فروش شرکت و وجه نقد عملیاتی کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، درنتیجه متغیرهای مزبور در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کیفیت گزارشگری مالی دارند، اما متغیرهای کنترلی اندازه شرکت و اهرم مالی برکیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های مورد مطالعه تأثیر معنی‌داری ندارند.

در نهایت، با عنایت به ضرایب و احتمال آماره t مربوط به هریک از متغیرهای هوش فرهنگی، می‌توان بیان نمود که ابعاد هوش فرهنگی مدیران مالی شامل؛ بعد شناختی، فراشناختی، انگیزشی و رفتاری بر کیفیت اطلاعات مالی اثر معنی‌داری به لحاظ آماری دارد و با توجه به ضرایب مثبت و معنی‌داری این رابطه مشخص می‌شود که هرچه هوش فرهنگی مدیران مالی بیشتر شود، به همان اندازه و در قالب یک معادله خطی، کیفیت گزارشگری مالی بهبود می‌یابد. لذا هوش فرهنگی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های مورد بررسی تأثیر معنی‌داری دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

مدیران مالی مسئولیت حساس و دشواری در تفسیر مبادلات و ارائه آن‌ها به شکل گزارش‌های مالی قابل استفاده برای گروه‌های ذینفع جهت ارزیابی عملکرد شرکت‌ها دارند. علاوه بر این، ارائه اطلاعات مالی باکیفیت نامطلوب می‌تواند اعتماد عموم را نسبت به مدیران مالی از بین ببرد. بنابراین، مطالعه موضوع‌هایی که موجب فراهم ساختن زمینه بهبود کیفیت گزارشگری مالی می‌شوند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در همین راستا، هدف از این پژوهش بررسی تأثیر هوش فرهنگی مدیران مالی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها بوده است. برای رسیدن به این هدف اطلاعات مربوط به ۹۸ شرکت در طی قلمرو زمانی پژوهش (۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶) مورد مطالعه قرار گرفت.

یافته‌های فرضیه فرعی اول پژوهش نشان داد هوش فرهنگی انگیزشی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کیفیت گزارشگری مالی دارد، یعنی میزان علاقه و انگیزه‌های درونی مدیران مالی در شرکت‌های مورد بررسی، موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی شده است. علاوه بر این، زمانی که مدیران مالی از انگیزش کافی برخوردار باشند، برخورداری از یک انگیزش درونی برای تعامل و برقراری روابط با سازمان‌های فرهنگی و تعامل مثبت و مؤثر با افراد از فرهنگ‌های مختلف شرایطی را به وجود می‌آورد که کارکنان بتوانند در انجام امور شغلی با یک برنامه‌ریزی منطقی و مدیریت روابط مفید و مؤثر با دیگران، یک عملکرد مطلوب را در سازمان بر جای بگذارند و درنهایت، موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی شوند. نتایج به دست آمده از این فرضیه با نتایج پژوهش‌های وارما (۲۰۱۹)، کارنزا و اگری (۲۰۱۰)، احمدی‌زاد (۱۳۹۷)، صادقیان (۱۳۹۰)، ابزری و همکاران (۱۳۸۹)، پرهیزگاری (۱۳۸۹)، رحیم نیا و همکاران (۱۳۸۸)، کاظمی (۱۳۸۷)، مشبکی و همکاران (۱۳۸۵) همسو است.

نتایج فرضیه فرعی دوم پژوهش نشان می‌دهد هوش فرهنگی شناختی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کیفیت گزارشگری مالی دارد. درواقع درک و شناخت مدیران مالی از تشابهات و تفاوت‌های فرهنگی موجب بهبود بخشیدن عملکرد شغلی کارکنان و درنتیجه، ارتقاء کیفیت گزارشگری مالی شده است. نتایج به‌دست‌آمده از این فرضیه با نتایج پژوهش‌های ولاجیچ و همکاران (۲۰۱۹)، قادری و همکاران (۱۳۹۲)، ابزری و همکاران (۱۳۸۹)، عباسعلی زاده (۱۳۸۷) و کاظمی (۱۳۸۷) همخوانی دارد.

بر اساس نتایج فرضیه فرعی سوم پژوهش، می‌توان گفت هوش فرهنگی فرا شناختی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کیفیت گزارشگری مالی دارد. مدیر مالی که مؤلفه فراشناختی هوش فرهنگی را در خود رشد داده است در یک فرهنگ سازمانی مبتنی بر بازار، به شیوه بهتری قادر به نظارت، تجربه و تجزیه‌وتحلیل و تنظیم رفتارهای خود در موقعیت‌های مختلف فرهنگی است؛ که این امر موجب بهبود بخشیدن عملکرد شغلی کارکنان و درنتیجه ارتقاء کیفیت گزارشگری مالی شده است. نتایج به دست آمده در این فرضیه با نتایج پژوهش‌های پتریک و همکاران (۲۰۱۶)، رز و رامالو (۲۰۱۰)، صادقیان (۱۳۹۰)، پرهیزگاری (۱۳۸۹)، ابزری و همکاران (۱۳۸۹)، عباسعلی زاده (۱۳۸۷)، مشبکی و همکاران (۱۳۸۸) و کاظمی (۱۳۸۷)، سازگار است.

نتایج فرضیه فرعی چهارم پژوهش حاکی از این است که هوش فرهنگی رفتاری بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. نتایج این فرضیه نشان داد که واکنش‌های مناسب کلامی و غیرکلامی مدیران مالی که بر خواسته از هوش فرهنگی مدیران مالی است بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیرگذار بوده است. درواقع بعد رفتاری هوش فرهنگی موجب تعامل و سازگاری در رفتارهای کلامی و غیرکلامی مدیران مالی شده است که در این شرایط مدیران مالی به این قابلیت و توانایی دست‌یافته‌اند که در هر شرایط و موقعیتی با افراد گوناگون و فرهنگ‌های متفاوت، خود را سازگار کنند و به‌راحتی با دیگران ارتباط برقرار نمایند، بر همین اساس، این تعاملات و سازگاری با موقعیت‌ها و شرایط مختلف موجب شده است که مدیران مالی برای امور شغلی یک برنامه‌ریزی صحیح و سازمان‌دهی منطقی و منطبق با شرایط و موقعیت در سازمان داشته باشند و به بهترین نحو وظایف شغلی محوله را انجام دهند که نتیجه این امر بهبود یافتن کیفیت گزارشگری مالی بوده است. نتایج به دست آمده از این فرضیه مشابه نتایج پژوهش‌های رز و رامالو (۲۰۱۰)، صادقیان (۱۳۹۰)، ابزری و همکاران (۱۳۸۹)، عباسعلی زاده (۱۳۸۷)، رحیم‌نیا و همکاران (۱۳۸۸) و کاظمی (۱۳۸۷) است.

به طورکلی، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد هوش فرهنگی مدیران مالی برکیفیت گزارشگری مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. بنابراین، علاقه و انگیزه‌های درونی مدیران مالی، درک مدیران مالی از تشابهات و تفاوت‌های فرهنگی، تجارب بین فرهنگی و سرانجام رفتارهای کلامی و غیرکلامی مدیران مالی باعث شده است که میزان عملکرد آنان را بهبود بخشد و موجب گردد

تا تصمیمات آن‌ها نتایج سودبخشی برای سازمان به دنبال داشته باشد؛ همچنین مدیرانی که از هوش فرهنگی بالاتری برخوردار بوده‌اند، سازگاری و رابطهٔ بیشتری با شرایط سازمان داشته‌اند و عملکرد به مراتب بهتری را ارائه نموده‌اند که این عملکرد موجب رشد و تعالی سازمان از طریق کیفیت گزارشگری مالی شده است.

نتایج مربوط به متغیرهای کنترلی نشان داد، شرکت‌هایی که اندازه بزرگ‌تری دارند و میزان دارایی‌های زیادی دارند، یا از رشد فروش برخوردارند. با در اختیار داشتن منابع مالی کافی، مدیران مالی با سطح هوش فرهنگی بالاتری جهت اداره امور مالی شرکت به خدمت می‌گیرند که این مدیران به دلیل داشتن توانایی‌هایی در حوزه تعاملات فرهنگی، موجب بهبود عملکرد شرکت و درنتیجه، گزارشگری مالی می‌شوند. علاوه بر این، شرکت‌هایی که اهرم مالی بالاتری دارند به دلیل مواجهه با محدودیت مالی نمی‌توانند از طریق تعاملات فرهنگی با سایر شرکت‌ها از فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری استفاده کنند و مجبورند منابع مالی شرکت را صرف بازپرداخت بدهی‌ها نمایند. این امر موجب کاهش عملکرد شرکت می‌شود. بر این اساس، کاهش سودآوری می‌تواند مدیران را وادار به مدیریت سود، دستکاری در گزارشگری مالی و سعی در خوب جلوه دادن عملکرد مالی شرکت نماید و این امر کیفیت گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد.

بر اساس نتایج کلی فرضیه‌های پژوهش، به مدیران ارشد شرکت‌ها توصیه می‌شود که در چشم‌انداز آتی واحدهای تجاری، هوش فرهنگی را در قالب سیاست‌های بخش منابع انسانی، به عنوان شاخص اثرگذار در استخدام، ارزیابی عملکرد و ارتقاء مدیران مالی شرکت‌ها در نظرگیرند، زیرا برخورداری از مدیران مالی با هوش فرهنگی بالا، موجب سازگاری و موفقیت بیشتر آنان در درک سایر فرهنگ‌ها، برقراری ارتباط مناسب با سایر کارکنان، ارتقاء کار گروهی، اثربخشی سازمان و تصمیم‌گیری مطلوب می‌شود. همچنین، مدیران مالی با هوش فرهنگی بالا، قادرند اثر قابل توجهی بر راهبردهای بازاریابی، توسعه محصول و بهبود گزارشگری مالی واحدهای تجاری داشته باشند. علاوه بر این، با توجه به نتایج پژوهش در زمینه‌های هوش فرهنگی شناختی و هوش فرهنگی رفتاری، به مدیران ارشد توصیه می‌شود که جایگاه ویژه‌ای در برنامه‌ریزی‌های آموزشی و راهبردی خود برای تقویت مهارت‌های شناختی و رفتاری مدیران مالی در نظر داشته باشند. چرا که با گسترش و توسعه فعالیت‌های تجاری در سطح بین‌المللی، نیاز به قابلیتی که مدیران مالی را در برخورد و مواجهه با پیچیدگی‌های فرهنگی پیش رو یاری رساند بیش از پیش احساس می‌شود.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش مبنی برتاثیر ابعاد هوش فرهنگی برکیفیت گزارشگری مالی، به سازمان بورس اوراق بهادار تهران توصیه می‌شود از طریق به‌کارگیری سامانه آموزش هوش فرهنگی موجب افزایش میزان آگاهی مدیران مالی در خصوص تنوع فرهنگی، تشابهات و تعاملات فرهنگی، ارزش‌ها

و باورهای فرهنگی شود؛ زیرا سازمان‌ها و مدیرانی که بتوانند ارزش استراتژیک هوش فرهنگی را بهتر درک کنند، می‌توانند از تفاوت‌ها و تنوع فرهنگی در جهت ایجاد مزیت رقابتی و برتری در محیط های اقتصادی و بازارهای جهانی استفاده کنند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Ahmadi Moghadam, M. (2015). The relationship between restrictions on financing, financing decisions and risk-free cash flow with earnings management. M.Sc Thesis, University of Semnan. (In Persian).

Ahmadzad, A; Mosavi, S. S. A; & Nadia, S. (2018). Relationship between Cultural intelligence with Manager's Performance (case study: the Provincial television networks of Islamic Republic of Iran West Region). *Journal of Cultural Management*, 12(40), pp, 1-14. (In persion).

Abbas Ali Zazadeh, M. (2008). Investigating the Effect of Cultural Intelligence on Leadership Succession Motivation, Master's Degree, Islamic Azad University, *Science and Research Branch*. (In persion).

Abzari, M; Etebarian, A; & Khani, A. (2010). The effect of cultural intelligence on group effectiveness, *Journal of Change Management*, 2(4), PP. 25-45. (In Persian).

Ang, S; Van Dyne, L. & Koh, C. (2007). Cultural intelligence: its measurement and effects on cultural judgment and decision making. *Cultural Adaptation and Task performance*, 3(3), 335-371.

Bradbury, M; Mak, Y. & Tan, S. (2006). Board characteristics, audit committee characteristics and abnormal accruals. *Journal of Pacific Accounting Review*, 18(2), PP. 47-68.

Carranza, M. & Egri, C. (2010). Managerial cultural intelligence and small business in Canada. *Journal of Management Revue-Socio-Economic Studies*, 21 (3), PP. 353-371.

Cooke, D; Ledoux, M.J.E; Magnan, M. & Aerts, W. (2010). Corporate Governance and Information Asymmetry between Managers and Investors, *Corporate Governance*. 10(5), PP. 574-589.

Earley, P.C. & Ang, S. (2003). Cultural Intelligence: Individual Interactions across, Culture. Stanford Business Books, Stanford, pp. 12-18.

Ebrahimi, S.K; Bahraminasab, A; &Ahmadi Moghadam, M. (2016). The realtion between financing financing decisions earnings management. *Research in Financial Accounting and Auditing*, 8(30), PP. 83-102. (In Persian).

Firth, M; Fung, PM. Y. & Rui, O.M. (2007). Ownership, two-tier Board structure, and the informativeness of earnings evidence from China, *Journal of Accounting and Public Policy*, 26 (4), PP. 463–496.

Francis, j; Olsson, P. & Schipper. K. (2006). Foundation and Trends in Accounting, *Journal of Earnings Quality* 4 (1), PP. 259–340.

Kamaruzaman, A.J; Mazlifa, M.D. & Maisarah, A.R. (2009). The Association between Firm Characteristics and Financial Statements Transparency: The Case of Egypt, *International Journal of Accounting*, 18 (2), PP. 211-223.

Kazemi, M. (2008). Investigating the Relationship between Cultural Intelligence and Employees' Performance in Al-Mustafa Al-Alamieh Society, Master's Thesis, and University of Tehran. (In persion).

Khoshbakht, A. (2011). Effect of Cultural Intelligence on Managers Effectiveness, Case Study of West Azarbaijan Gas Company, Master's Thesis, Industrial Management, Tabriz Azad University. (In persion).

Kothari, S.P; Leone, A.J. & Wasley, C.E. (2005) Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), PP. 163-197.

Levitt, A. (1998). The Importance of High-Quality Accounting Standards, *Journal of Accounting Horizons* 12(1), PP. 79-82.

Livermore, D. (2009). Leading with cultural Intelligence: The New Secret to Success, Published October 1st 2009 by Amacom/American Management Association. 220 P.

Mashbaki, A. & Najmeh, R. (2006). Cultural Intelligence of Excellence in managers' Leadership in the Global Classroom, *Fourth Conference International Management,* Tehran. (In persion).

Mahdavi, G. H. & Kermani, E. (2015). The Study of the Effect of the Board of Directors' Independency on the Relationship between Information Asymmetry and Financial Reporting Quality of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Journal of Financial Management Strategy*, 3(11), PP. 1-26. (In persion).

Parhizgari, J. (2011). Examine the relationship between cultural intelligence and effectiveness of conflict management styles of manager's universities and higher education centers in Urmia, Master thesis, University of Urmia. (In Persian).

Persakis, A; & Iatridis, G.E. (2015). Earnings quality under financial crisis: A global empirical investigation. *Journal of Multinational Financial Management,* 30(3), PP. 1-35.

Peterson, B. (2004). Cultural Intelligence: A Guide to Working with People from Other Cultures Training for the global manager, Academy of Management Learning and Education, 3(1), PP. 100-115.

Petrik, V. & Seddiacikova, M. (2016). Cultural Intellgence of SMES' Financial Managers as a Determinant of and Organizations Competiveness, https://www.researchgate.net.

Qaderi, V. Iravani, M. & M. A. Farnia. (2013). Investigating the Relationship Between Managers' Cultural Intelligence and Productivity of Maskan Bank Branches in Urmia. *Quarterly Journal of Productivity Management*, 7(25), PP. 33-52. (In persion).

Rahimnia, F. Mortazavi. S. & Delaram, T. (2009). Investigating the Impact of Cultural Intelligence on Task Performance. *Scientific Journal of Management of Tomorrow*, 8 (22), PP. 67-78. (In persion).

Rose, R. C; Ramalu, S. S; Uli, J; and Kumar, N. (2010). Expatriate performance in international assignments: The role of cultural intelligence as dynamic intercultural competency. *International Journal of Business and Management*, 5 (8), PP. 76-85.

Sadeghian, E. (2011). Presentating of the Effectual Cultural Intelligence Model of Manager on Effectiveness Iran Khodro Organization of Iran. *European Journal of Scientific Research*, 61(3), PP. 401- 414.

Thomas, D. C. & Inkson. K. (2004). Cultural intelligence: People skills for Global business, 2nd Ed, Published by Berrett-Koehler Publishers, 221 P.

Van Dyne, L. and Ang, S. (2005). Cultural Intelligence: An Essential Capability for individuals in contemporary organizations, http:// globaledge.msu.edu/countries/armenia/tradestats.

Verdi, R.S. (2006). Financial Reportiny Quality and Efficency. Unpublished Ph. D Dissertation, Faculties of the University of Pennsylvania in Partial Fulfillment, OR Working Paper. http:// papers. Ssrn. com/So13/Papers, cfm abstract_id=930922. [Online][30 October 2010].

Varma, A. (2019). Do Culturally Intelligent Management Accountants Share More Knowledge? The Mediating Role of Coopetition as Evident from PLS SEM and fsQCA. *Theoretical Economics Letters*, 9 (1), PP. 100-118.

Vlajcic, D; Caputo, A; Marzi, G; & Dabic, M. (2019). Expatriates managers' cultural intelligence as promoter of knowledge transfer in multinational companies, *Journal of Business Research*, 94 (1), PP. 367-377.

COPYRIGHTS

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۲۴۰-۲۱۹

مقاله پژوهشی

ارائه یک مدل بهینه سازی برای ارزیابی ریسک ورود ارز دیجیتال به پرتفوی ارزی بانکداری اسلامی در کشور ایران[۱]

احمد آقامحمدی[۲] ، فریدون اوحدی[۳]، محسن صیقلی[۴] و بهمن بنی مهد[۵]

تاریخ دریافت:۱۴۰۱/۰۵/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۱۷

چکیده

ارز دیجیتال نوعی پول مجازی متکی بر اصول رمزگذاری است که موجب معتبر ساختن تراکنش‌ها می‌شود. در واقع اولین سیستم پرداخت الکترونیک غیرمتمرکز است که توانسته مشکل دو بار خرج شدن یک واحد پول مجازی را حل کند. یکی از اهداف مهم روی کار آمدن پول‌های مجازی، تسهیل انجام امور مالی و ایجاد پولی بدون حضور واسطه‌ها و بانک‌ها می‌باشد، به طوری که امکان دست‌کاری این پول‌ها توسط دولت وجود ندارد و بانک‌ها هم نمی‌توانند ارزش آن را کم یا زیاد کنند. در حال حاضر در بانکداری اسلامی‌کشور ایران، قوانین مربوط به استفاده از ارزهای دیجیتال تصویب نگردیده است و استفاده از ارزهای خارجی ریسک‌های متعددی را برای بانک‌ها و کشور به وجود آورده است. در پژوهش حاضر، ابتدا ریسک مربوط به یک پرتفوی ارزی مورد استفاده بانک‌ها در ایران با استفاده از روش ارزش در معرض خطر محاسبه شده و سپس، با اضافه نمودن ارز دیجیتال به پرتفوی، مجددا ریسک مربوط به آن محاسبه شده است و در نهایت، مدل بهینه پرتفوی ارائه گردیده است. نتایج حاصل از پژوهش، حاکی از کاهش ریسک پرتفوی است.

واژگان کلیدی: ارز دیجیتال، بانکداری اسلامی، بهینه‌سازی، پرتفوی ارزی، ریسک.
طبقه‌بندی موضوعی: *G110 ,E40 ,F310*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2019.24952.2003

۲. دانشجوی دکتری، گروه مهندسی مالی، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران. Email:ahmad.aghamohammadi59@gmauil.com
۳. استادیار، گروه مهندسی صنایع، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران. نویسنده مسئول. Email:fohadi31@ kiau.ac.ir
۴. استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران جنوب، ایران. Email:seighaly@gmail.com
۵. دانشیار، گروه حسابداری، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران. Email:dr.banimahd@gmail.com

مقدمه

در دنیای امروز هر نظام اقتصادی که بخواهد به سمت اقتصاد دیجیتال حرکت کند، چاره‌ای جز شناخت ارزهای رمزنگاری شده و حرکت به سمت آن نخواهد داشت .با ورود ارزهای رمزنگاری شده یک ابزار مالی جدیدی به وجود آمده است که می‌توان از آنها در بازار پول و سرمایه استفاده نمود. ازاین‌رو، در برخی مراکز و فروشگاه‌ها می‌توان با ارزهای دیجیتال نسبت به خرید کالا و خدمات اقدام نمود یا اینکه مانند یک کالای سرمایه‌ای در بازارهای بورسی بر روی آن سرمایه‌گذاری کرد.

ارز دیجیتال[1] به عنوان یکی از ارزهای رمزنگاری شده در پاسخ به بحران اقتصادی آمریکا در سال ۲۰۰۸ به وجود آمد که به دنبال آن بسیاری از بانک‌های بزرگ ورشکست شدند. در آن سال یک بی‌اعتمادی گسترده به نظام پولی جهانی بین مردم و سرمایه داران به وجود آمد. در این بین جای خالی یک سیستم پولی امن و شفاف که دچار کمبود نشود، کاملاً احساس می‌شد. سیستمی که نه بهره بانکی داشته باشد و نه هزینه تراکنش‌هایش بالا باشد. یک سیستم پولی که ارزش پول درآن افت نکند و تورم بر آن تاثیر نداشته باشد. این جای خالی با ارز دیجیتال پر شد و اولین کاربرد بزرگ تکنولوژی بلاک‌چین به ظهور رسید.

در بانکداری اسلامی کشور ایران، روش نقل‌وانتقال ارزهای خارجی[2] به دلیل قیمت‌های متفاوت ارز، طولانی بودن روند انتقال و هزینه‌ی بالای کارمزدهای سوئیفت[3]، ریسک‌های[4] متعددی را برای بانک‌ها به‌وجود آورده‌است. در استفاده از ارز دیجیتال می‌توان تمام پرداخت‌ها را بدون توجه به موقعیت جغرافیایی مشتری‌ها انجام داد و با استفاده از اینترنت، این روند با سرعت بسیار بالا و کارمزد پایین انجام خواهد شد. از آنجایی که ردیابی معاملات و انتقالات در ارز دیجیتال کار آسانی نیست، نقل و انتقالات بین‌المللی-مالی جمهوری اسلامی راحت‌تر می‌تواند در شرایط تحریم انجام پذیرد. همچنین، برخی از مراجع تقلید استفاده از ارز دیجیتال را مشروط به مفسده اقتصادی نداشتن و خلاف قانون نبودن، پذیرفته‌اند.

با توجه به مطالب عنوان شده سرمایه‌گذاری مطمئن بر روی ارز دیجیتال به عنوان یک سرمایه‌گذاری با کمترین میزان ریسک و بیشتری بازدهی در بانکداری اسلامی کشور ایران نیازمند پژوهش و بررسی میزان اثر این نوع ارز بر پرتفوی[5] ارزهای خارجی است و می‌بایست در سیستم بانکداری، اثرات ترکیب ارزهای دیجیتال بر سایر ارزهای خارجی از لحاظ ریسک، بازدهی[6] و بهینه‌سازی[7] مورد ارزیابی قرار گیرد.

هدف اصلی پژوهش، ارائه یک پرتفوی بهینه از ترکیب ارز دیجیتال با سایر ارزهای خارجی مورد استفاده بانک‌ها در ایران است که پاسخگویی به سئوالات ذیل امکان‌پذیر می‌باشد:

---

۱. در این پژوهش با توجه به قانونی نبودن بیت کوین، کلمه "بیت کوین" به "ارز دیجیتال" تغییر یافته است.

2. Foreign Exchange
3. Swift
4. Risk
5. portfolio
6. Return
7. Optimization

- میزان ریسک و بازدهی مربوط به پرتفوی ارزهای خارجی چقدر است؟
- اثر اضافه نمودن ارز دیجیتال به پرتفوی ارزهای خارجی از نظر ریسک و بازدهی چقدر است؟

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ارز دیجیتال

برای توضیح مفهوم ارز دیجیتال، ابتدا باید مفهوم بلاک‌چین[1] را مورد بررسی قرار داد. فرض کنید سه شخص حساب و کتابی باهم دارند. روزانه مقداری پول بین آنها جا به جا می‌شود. این حساب و کتاب‌ها می‌تواند به اشکال مختلفی ثبت شود؛ یکی از روش‌ها این است که به تعداد این افراد، دفترچه حساب وجود داشته باشد. هر زمان تراکنشی بین دو شخص انجام می‌شود، همه افراد جمع شوند و این تراکنش را در دفترچه خود بنویسند. نحوه ثبت اطلاعات به شکلی است که به دلیل ارتباط و ترتیب مشخصی که در آنها وجود دارد، هیچ‌یک قابل تغییر یا حذف نیستند. به این دفترچه حساب‌های همگام توزیع شده که حاوی اطلاعات مرتبط، مرتب، و تغییرناپذیر هستند، بلاک‌چین یا زنجیره بلوکی می‌گویند. این زنجیره بلوکی تمام تراکنش‌هایی که تا به حال اجرا شده است را به صورت زنجیره‌وار و براساس تاریخ در خود نگه می‌دارد و همواره با اضافه شدن تراکنش‌های جدید درحال رشد است. تمام اعضای شبکه ارز دیجیتال (گره‌ها[2])، بعد از پیوستن به شبکه، به صورت خودکار، یک کپی از زنجیره بلوکی را دریافت می‌کنند. به دلیل استفاده از رمزنگاری مطمئن و نیز ثبت در تمام رایانه‌های عضو شبکه، امنیت اطلاعات در بلاک‌چین بسیار بالا است وگزارشات ثبت شده قابل هک یا حذف نیستند.

ارز دیجیتال اولین کاربرد از فناوری بلاک‌چین است؛ یک فایل دیجیتالی حاوی "مانده حساب" افرادی که در این شبکه مالی آنلاین، پول مبادله می‌کنند. فردی که مانده حساب او ده ارز دیجیتال است، با هدف خرید یک کالا به ارزش دو ارز دیجیتال، درخواست تراکنشی می‌دهد که در آن مانده حساب وی هشت ارز دیجیتال می‌شود و مانده حساب فروشنده هم دو ارز دیجیتال افزایش می‌یابد. هیچ‌گونه طلا یا پولی که توسط دولتی ثبت شده باشد، پشت این اعداد و ارقام نیست.

ارز دیجیتال اولین شبکه مالی کاملاً باز دنیاست. افراد نیازی به هیچ مجوزی جهت ایجاد یک شبکه مالی جدید بر پایه ارز دیجیتال ندارند. یکی از اهداف ارز دیجیتال دوری از هرگونه کنترل متمرکز است. در ارز دیجیتال، همه پرداخت‌ها به صورت همتا به همتا، معمولا، در حدود یک الی ده ساعت انجام می‌شوند ورایانه‌های سراسر شبکه وظیفه تایید تراکنش‌ها را به عهده دارند. از ویژگی‌های شگفت‌آور این رویه این است که همه می‌توانند مانده حساب‌ها را ببینند. البته نامی از افراد در این اطلاعات دیده نمی‌شود. مفاهیم اصلی در ارز دیجیتال عبارتند از :

- کیف پول[3] ارز دیجیتال مانند حساب بانکی است. هنگامی که یک شماره حساب جدید در شبکه ارز دیجیتال به وجود می‌آید، یک رشته کاراکتر منحصر بفرد به نام «کلید خصوصی» به همراه

1 .Block chain
2. Node
3. wallet

آن ساخته می‌شود که با شماره حساب ارتباط ریاضی دارد. کلید خصوصی همان چیزی است که در کیف پول‌های ارز دیجیتال از آن نگهداری می‌شود و با استفاده از درج این آدرس در نشانی مقصد، انتقال رمزینه ارز صورت می‌پذیرد. در ارز دیجیتال نوعی امضای ریاضی وجود دارد که ثابت می‌کند فرستنده پول همان صاحب اصلی حساب است. برای ایجاد امضا، کلید خصوصی به همراه متن تراکنش (شامل مبدا، مقصد، مبلغ و...) وارد تابع رمزنگاری و تولید امضا[1] می‌شود. امضای ایجاد شده قابلیت استفاده مجدد ندارد، زیرا مختص یک تراکنش خاص ساخته شده است. تابع دیگری[2] نیز وجود دارد که به وسیله آن افراد امضای ایجاد شده را بررسی می‌کنند تا مطمئن شوند توسط صاحب حساب و برای تراکنش مورد نظر ایجاد شده است.

- بلوک‌های ارز دیجیتال، داده‌های متعلق به شبکه ارز دیجیتال را به صورت دائمی در خود ثبت می‌کنند. یک بلوک، تعدادی از سوابق تراکنش‌های شبکه ارز دیجیتال در یک بازه زمانی که در بلوک‌های قبلی وارد نشده است را ثبت می‌کند؛ بنابراین، یک بلوک مانند صفحه‌ای از یک دفتر کل یا دفتر ثبت اسناد است. هربار که یک بلوک کامل می‌شود، ساخت بلوک بعدی در زنجیره بلوکی آغاز می‌شود. هر بلوک ذره‌ای از بلوک‌های قبلی و آدرس بلوک بعدی را در خود قرار می‌دهد تا امکان دستکاری بلوک‌ها یا حذف یک بلوک وجود نداشته باشد. حدود هر ۱۰ دقیقه، بلوک جدیدی از تراکنش‌ها تولید می‌شود و بلوک‌های قبلی به بلاک‌چین می‌پیوندند. از آنجا که درخواست‌های تراکنش از سرتاسر جهان و با برچسب زمانی‌های مختلف وارد شبکه می‌شود، بین بلاک‌ها برای ملحق شدن به زنجیره، یک فضای رقابتی شکل می‌گیرد. (نوری و نواب پور،۱۳۹۶: ۵۶-۵۵)
- استخراج ارز دیجیتال مفهومی است که به رفع این مشکل کمک کرده است. یک مسئله ریاضی به هریک از بلوک‌ها پیوند زده شده است. در پروتکل ارز دیجیتال، افراد مختلفی در سراسر جهان رایانه‌های قدرتمند خود را در اختیار شبکه قرار می‌دهند. استخراج گران[3] از برنامه رایانه‌ای متن باز[4] برای تأیید اعتبار و به جریان انداختن تراکنش‌ها استفاده می‌کند. آنها به طور مداوم درحال رقابت بر سر پردازش و ثبت تراکنش‌ها هستند و تلاش می‌کنند سریع تر از بقیه، با حل مساله ریاضی بلوک حاضر، زنجیره را تکمیل کنند. زمانی که استخراج گر اقدام به حل مسئله کند، جواب مسئله بین گره‌های استخراج به اشتراک گذاشته می‌شود[5] و سپس، تأیید اعتبار می‌گردد. هر بار که یک استخراج‌گر یک مسئله را حل کند، علاوه بر کارمزد تراکنش، مقدار مشخصی ارز دیجیتال به عنوان پاداش دریافت می‌کند. اولین مدرک ثبت شده در بلوک بعدی، تراکنش مربوط به پاداشی است که استخراج‌گر برنده بلوک قبلی

1. Signature Creator
2. Signature Checker
3. Miners
4. Open-Source
5. Vote

دریافت کرده است. در واقع با هر استخراج، ارز دیجیتال جدیدی وارد شبکه می‌شود که به استخراج کننده تعلق دارد. می‌توان گفت بیت‌کوین‌ها از طریق استخراج، که فرآیندی رقابتی و تمرکززدایی شده است، (از هیچ!) تولید می‌شوند. همچنین، تا زمانی که مسائل حل نشده است، ساخت بلوک جدید در شبکه آغاز نمی‌شود. در پروتکل طراحی شده ارز دیجیتال، تعداد ارز دیجیتال محدود شده است. یعنی وقتی تعداد ارز دیجیتال میزان محدودیت خود برسد، تولید متوقف خواهد شد و استخراج‌گران صرفا کارمزد تراکنش‌ها را دریافت خواهند کرد (نوری و نواب پور،۱۳۹۶: ۵۷).

به طور کلی راه‌های تهیه ارز دیجیتال عبارت است از :

- استفاده از روش پرداخت ارز دیجیتال و فروش کالا و خدمات به افراد دیگر

بسیاری از فروشگاه‌های بزرگ آنلاین، کالاهای خود را در ازای دریافت ارز دیجیتال به فروش می‌رسانند. به عنوان مثال مشتریان می‌توانند از ارز دیجیتال برای خرید نرم‌افزارها، تجهیزات و کالاهای الکترونیکی از شرکت‌هایی مثل مایکروسافت[1]، نیواگ[2]، اورستاک[3] و دل[4] استفاده کنند.

- دریافت ارز دیجیتال به عنوان دستمزد یک فعالیت

امروزه فریلنسرها[5] می‌توانند از ماهیت بدون مرز بودن رمز ارزها استفاده کنند و به راحتی در ازای خدماتی که انجام می‌دهند از هر جای دنیا دستمزد خود را دریافت کنند. از طرفی امروزه افرادی که ارز دیجیتال یا رمز ارزهای دیگر را بپذیرند نیز بیشتر شده و از این طریق فریلنسرها به‌راحتی می‌توانند ارز دیجیتال خود را به ارز رمز دیگر یا هر ارز دیگری تبدیل کنند.

- خرید از صرافی ها

یکی از روش های تهیه نمودن ارز دیجیتال خرید از صرافی‌ها می‌باشد. صرافی های ارز دیجیتال، مجموعه ای از ارز های دیجیتال را برای خرید و فروش ارائه می‌دهند.در این روش بابت خرید ارز دیجیتال کارمزد پرداخت می‌گردد .

- مبادله مستقیم

در روش مبادله مستقیم می‌توان ارز دیجیتال را از طریق سایت‌های فروشنده و یا به‌طور مستقیم از افراد دیگر با استفاده از روش‌های مختلفی مانند کارت‌های اعتباری، حساب‌های اینترنتی و یا حتی با سایر

1. Microsoft
2. Newegg
3. Overstock
4. Dell

۵. فریلنسر (Freelancer)کسی است که یک حرفه مثل عکاسی، نویسندگی، طراحی وب و دیگر خدمات، گرافیک و .. دارد و به صورت پروژه‌ای و آزاد با دیگران کار می‌کند.

روش‌ها، خریداری نمود. برای خرید ارز دیجیتال ابتدا باید کیف پول را در سیستم نرم‌افزاری نصب نمود. سپس، یک فروشنده معتبر ارز دیجیتال را پیدا نموده و با انتقال پول به فروشنده و دادن آدرس کیف پول برای دریافت ارز دیجیتال خریداری شده (بعضی از سایت‌ها خودشان دارای کیف پول هستند) به کیف پول شخصی خود اقدام نمود (نوری و نواب پور،۱۳۹۶ : ۵۹-۵۸).

-استخراج ارز دیجیتال

ارز دیجیتال در شبکه مخصوص به خود به عنوان پاداش پردازش تراکنش‌های ارزهای دیجیتال تولید می‌شوند. در این فرایند، کاربران قدرت محاسباتی رایانه خود را به پردازش و ثبت تراکنش‌ها در بلاک‌چین اختصاص می‌دهند. این کار استخرا ، توسط اشخاص یا شرکت‌ها برای بدست آوردن ارزهای دیجیتال تازه تولید شده و نیز کارمزدهای پرداخت شده در شبکه انجام می‌شود.

ریسک ها و مزایای ارزهای دیجیتال

از زمان به‌وجود آمدن ارزهای دیجیتال تاکنون متاسفانه کمتر مرجع معتبری به شکل دقیق و علمی به بررسی مخاطرات آنها پرداخته است، در نتیجه بررسی دقیق این موضوع ضروری به نظر می‌رسد. این ریسک‌ها عبارتند از :

- **نوسانات قیمتی و عدم‌ثبات:** با توجه به عمق کم بازار رمز ارزها و افزایش آگاهی و اقبال متقاضیان جدید، قیمت رمز ارزها بسیار حساس به اخبار جدید بوده و هر خبر مثبت و یا منفی می‌تواند قیمت را براحتی تغییر دهد.
- **مشخص نبودن هویت فرستنده و گیرنده:** ارزهای دیجیتال از سازوکار رمزنگاری شده برای ایجاد امنیت در شبکه استفاده می‌کند، لذا هیچ فرستنده و گیرنده‌ای قابل شناسایی نیست و این مورد می‌تواند باعث ب اقدامات مجرمانه شود.
- **امکان فرار مالیاتی، پولشویی و گسترش بخش غیررسمی اقتصاد:** به دلیل ماهیت رمزنگاری شده این پول و عدم شناسایی طرفین معامله، انگیزه برای انتقال بخشی از معاملات و نگهداری درآمد و ثروت توسط این سیستم وجود داشته و درنتیجه فرار مالیاتی امکان‌پذیر خواهد بود.
- **بروز مشکلات امنیتی:** بودن رمزینه ارز چالش‌های امنیتی مانند گم شدن، هک شدن حساب کاربر و سرقت را به همراه دارد. به‌علاوه، اگر کاربر اطلاعات حساب و رمز عبور خود را فراموش کند، پول‌های او برای همیشه از بین می‌رود.
- **عدم‌حفظ ارزش:** یکی از مشکلات جدی که درخصوص نگه‌داری رمزینه ارزها وجود دارد، عدم‌حفظ ارزش آن در گذر زمان است. زیرا حداقل انتظار خریداران ارز این است که بتوانند آن را در آینده خرج کنند و همان ارزش اقتصادی زمان قبلی را دریافت کنند. برای فهم بهتر این موضوع در یک پژوهش انجام شده همبستگی بین ارز دیجیتال و تعدادی از ارزهای منتخب مورد بررسی قرار گرفت و نتایج

حکایت از منفی بودن این رابطه داشت و این نشانه عدم‌حفظ ارزش در ارز دیجیتال در طول زمان است. البته شایان ذکر است که از نگاه دیگر و با توجه به محدود بودن خلق این پول، قیمت آن به سمت افزایش گرایش داشته و می‌تواند به عنوان ذخیره ارزش قرار گیرد.

- **برگشت‌ناپذیری وجه:** در رمزینه ارز چون هیچ نهادمرکزی و واسطی وجود ندارد و همچنین، هویت دارندگان کیف پول مشخص نیست، چنانچه وجهی به طور اشتباه به یک کیف پول دیگر واریز شود، به هیچ عنوان قابل شناسایی و بازگشت نیست.

مزایای ارزهای دیجیتال

به طور خلاصه مزایای ارزهای دیجیتال عبارتند از :

- آزادی در پرداخت و دسترسی بین‌المللی و سرعت بالا در انتقالات بین‌المللی و فرامرزی؛
- هزینه عملیاتی پایین و انجام قراردادهای هوشمند بدون دخالت اشخاص ثالث؛
- استفاده از رمزینه ارز در شرایط تحریمی ایران و ناتوانی دولت‌ها در مصادره و بلوکه کردن؛
- امکان ایجاد رمزینه ارزهای منطقه‌ای و تسهیل در پیمان‌های پولی دو و چندجانبه؛
- تسهیل در جهانی شدن کسب وکارها و امکان افزایش سرمایه‌گذاری خارجی (نوری و نواب پور، ۱۳۹۶: ۶۰).

پرتفوی ارزهای دیجیتال

تئوری انتخاب پرتفوی در سال ۱۹۵۲ توسط هری مارکویتز[1] ایجاد شد. مارکویتز پایه این تئوری را مبتنی بر بهینه‌سازی ریسک و بازده پرتفوی متشکل از چند دارایی مالی در نظر گرفت. مدل انتخاب پرتفوی، از تخصیص وجوه نقد بین اوراق‌بهادار مختلف به گونه‌ای که ریسک و بازده پرتفوی بهینه شود؛ بنا نهاده شده است (اونی[2] ۲۰۰۹). مارکویتز در تئوری انتخاب پرتفوی خود فرض می‌کند که همه سرمایه‌گذاران، انتخاب‌های خود را براساس دو معیار ریسک و بازده انجام می‌دهند. پرتفوی بهینه، یکی از موضوعات مهم در ادبیات مالی است که اهداف حداکثر کردن بازده و حداقل نمودن ریسک سرمایه گذاری و در نظر گرفتن سایر ترجیحات را به همراه دارد. (یحیی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۷۸)

فرضیات اصلی نظریه پرتفوی عبارت است از:

- سرمایه‌گذاران، ریسک گریزند و برای سطح معینی از ریسک، بازده بیشتری را ترجیح می‌دهند و یا با پذیرفتن ریسک کمتر به بازده مشخصی اکتفا می‌کنند.
- معمولاً بازده اوراق بهادار دارای پراکندگی (توزیع) عادی است.این فرض مهم است، زیرا می‌توان بازده اوراق بهادار را بر اساس میانگین توزیع و ریسک را بر اساس واریانس اوراق بهادار محاسبه کرد. (یحیی زاده و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۷۸)

1. Harry Markowitz
2. Aouni

سرمایه‌گذارانی که نظریه پرتفولیو را پذیرفته‌اند و بکار می‌برند، بر این باورند که حریف بازار نیستند، بنابراین انواع گوناگونی از اوراق بهادار را نگه‌داری می‌کنند تا بازده‌شان با متوسط بازده بازار برابر شود (سایت مدیریت توسعه فرهنگ سرمایه‌گذاری بورس اوراق بهادار تهران).

در انجام این پژوهش، برای اینکه بازدهی سرمایه‌گذاری در ارزهای دیجیتال، با متوسط بازده بازار برابر شود، اقدام به تشکیل پرتفویی از ارزهای دیجیتال شده است.

ارزش در معرض خطر

مفهوم ارزش در معرض خطر(VaR)، اولین بار توسط بامول[1] درسال ۱۹۶۳به هنگام بررسی مدلی با عنوان (معیارحد اطمینان بازدهی مورد انتظار) پیشنهاد شد و مبدع واژه ارزش در معرض خطر، گولدیمان[2]، مدیر بخش تحقیقات بانک جی.پی مورگان[3]، در اواخرسال۱۹۸۰ بود. این مدل برای اولین بار در سال ۱۹۹۶توسط همین بانک معرفی شد. این معیار، تمامی انواع ریسک را در یک عدد خلاصه نموده و مقدار سرمایه مورد زیان قرار گرفته را تعیین می‌نموده است. این معیار ریسک، معیاری جذاب بوده و هر روز به کاربردها و روش‌های محاسباتی آن افزوده می‌شود. ارزش درمعرض خطر(VaR) به عنوان یک معیار اندازه-گیری ریسک، قابلیت اندازه‌گیری انواع ریسک را دارد و فقط مختص به اندازه‌گیری ریسک بازار نیست. به عنوان مثال، در حیطه ریسک اعتباری، ارزش در معرض خطر اعتباری و در حیطه ریسک عملیاتی، ارزش در معرض خطر عملیاتی وجود دارد. در حال حاضر، ارزش در معرض خطر (VaR)، توسط شخصیت‌های حقوقی فعال در بازار پول و سرمایه ترویج یافته و به عنوان راهی جهت نظارت و مدیریت ریسک بازار پذیرفته شده است. کمیته ی بال[4](کمیته نظارت بر بانک‌داری) ،بانک‌ها را به استفاده از این معیار با افق زمانی ۱۰روز و سطح اطمینان ۹۵ درصد ملزم نموده است (سجادی و فتحی، ۱۳۹۲: ۶)

تعریف ارزش در معرض خطر

ارزش در معرض خطر(VaR) معیاری کمی است که حداکثر زیان مورد انتظاریک دارایی یا یک سبد از دارایی‌ها را در یک دوره زمانی مشخص و برای یک سطح اطمینان معین نشان می‌دهد. (یاکیده و همکاران، ۱۳۹۶) برای مثال یک بانک ممکن است اعلام کند ارزش در معرض ریسک روزانه خریدوفروش پرتفوی بانک، در سطح اطمینان ۹۵درصد، ۱۰میلیون است و این یعنی تنها در ۵ مورد از ۱۰۰ معامله روزانه، ممکن است زیانی بیش از ۱۰میلیون اتفاق افتد.

ارزش در معرض خطر(VaR) شاخص آماری سنجش ریسک می‌باشد و تخمین زننده بالاترین حد مرزی در یک سبد سرمایه‌گذاری با سطح معینی از اطمینان می‌باشد (محمدیان امیری و ابراهیمی ،۱۳۹۷:

1. Bamul
2. Guldiman
3. JP Morgan
4. Basel

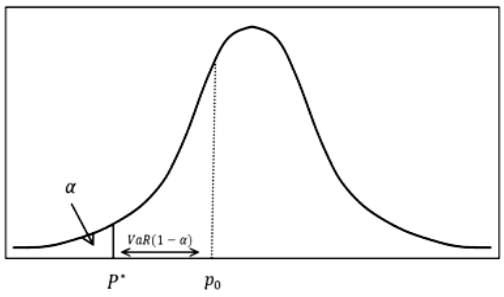
۹۸). از لحاظ آماری تعریف دو پارامتر در اندازه گیری ارزش در معرض خطر(VaR) از اهمیت بالایی برخوردار است:

الف) سطح اطمینان α-۱ (سطح معنی داری): سطح معنی‌داری α معمولا بین ۱ تا ۱۰ درصد انتخاب می‌شود.

ب) افق زمانی موردنظر (دوره نگه‌داری): افق زمانی در نظر گرفته شده بر اساس اهداف مدیریت ریسک و ویژگی‌های پرتفوی، می‌تواند متفاوت باشد. این دوره زمانی معمولا بین یک‌روز تا دو هفته تعیین می‌گردد که البته در شرایطی تا یک سال نیز، قابل قبول است (سجادی و فتحی،۱۳۹۲: ۷). محاسبه VaR کار دشواری نیست. اگر تابع توزیع ارزش پرتفوی دارایی‌ها نرمال و سطح معنی‌داری α در نظر گرفته شود، با توجه به شکل (۱)، *Pکمترین مقداری است که پرتفوی در طی دوره زمانی $(0\ ,\ 1]$ ممکن است اختیار کند. بنابراین، در رابطه (۱) داریم (سجادی و فتحی،۱۳۹۲: ۷)

$$VaR = P_0 - P_0^{-1}(\alpha) = P_0 - P^* \qquad (۱)$$

*P ارزش بحرانی پرتفوی نامیده می‌شود و در نهایت، مقدارVaRبه عنوان یک معیارمناسب اندازه-گیری ریسک بازار به دست می‌آید. در یک تعریف ساده، مفهوم ارزش در معرض خطر را می‌توان این‌گونه بیان کرد. X درصد اطمینان وجود دارد که طی Tروز آتی، شرکت قطعاً بیشتر از مبلغ Vمتحمل زیان نخواهد شد. در شکل ۱ متغیر V همان ارزش درمعرض خطر پرتفوی دارایی‌ها است که دو پارامتر Tیعنی افق زمانی و Xیعنی سطح اطمینان را در بر می‌گیرد (سجادی و فتحی،۱۳۹۲: ۶).



شکل ۱. نمایش VaR

روش های اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر(VaR)

برای سال‌های متمادی، مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری[1] از سنجه‌های مختلف ریسک را اندازه‌گیری نموده‌اند. برای مثال، برای پرتفوی‌های سهامی از ضریب بتا، برای پرتفوی‌های متشکل از ابزارهای

1. Fund Managers

مالی با درآمد ثابت[1] از مفاهیم دیرش[2] و برای تمامی پرتفوی‌ها از انحراف معیار تاریخی برخی ازاین سنجه‌ها بوده‌اند. ارزش در معرض خطر اخیراً به عنوان یک رویکرد جدید برای محاسبه ریسک پرتفوی مورد توجه و علاقه گسترده مدیران قرار گرفته است.

روش‌های محاسبه ارزش در معرض ریسک عبارتند از :

۱-روش‌های پارامتریک که به روش واریانس -کوواریانس[3] معروف است.

۲-روش‌های ناپارامتریک[4] مانند شبیه‌سازی تاریخی[5] و شبیه‌سازی مونت کارلو[6].

کاربرد هر یک از این روش‌ها به میزان زیادی تحت تأثیر نیازهای تحلیلگران و مقامات تصمیم‌گیرنده سازمان، نوع دارایی‌های مورد بررسی، میزان دقت و سرعت مورد نظر در محاسبات و سایر ملاحظات است. در این پژوهش رویکرد اصلی برای محاسبه ارزش در معرض خطر(VaR) با استفاده از روش واریانس ـ کواریانس استوار است (راغفر وآجرلو، ۱۳۹۵: ۱۱۸).

مفروضات روش واریانس ـ کواریانس به شرح زیر است:

۱) بازده سرمایه‌گذاری از توزیع نرمال پیروی می‌کند.

۲) بازده سرمایه‌گذاری به لحاظ زمانی مستقل است.

۳) دوره زمانی یک روز، بازه مناسبی برای محاسبه ارزش در معرض خطر(VaR) می‌باشد.

۴) بین عوامل ریسک بازار و ارزش دارایی‌ها رابطه خطی وجود دارد.

۵) براساس نرخ بازده مورد انتظار، انحراف معیاردارایی‌های منفرد تشکیل‌دهنده پرتفوی، همبستگی میان ترکیب دوبه دوی دارایی‌ها و وزن دارایی‌های منفرد موجود در پرتفوی توزیع بازده را می‌توان محاسبه کرد.

با توجه به توزیع نرمال، احتمال قرار گرفتن بازدهی (زیان) در قسمت گوشه سمت چپ منحنی توزیع نرمال برابر است با احتمال نرمال استاندارد $Z\alpha = P[Z < z]$. بر اساس مفهوم ارزش در معرض خطر، احتمال اینکه ارزش پرتفوی با انحراف معیار بازدهی و سطح احتمال معین از ارزش مفروض کمتر باشد، از طریق رابطه ۲ قابل اندازه‌گیری است (راغفر وآجرلو، ۱۳۹۵: ۱۱۹). با فرض نرمال بودن توزیع بازده ارزش در معرض خطر با استفاده از رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$VaR_t = -P_{t-1}(\mu_t - \sigma_t Z_\alpha) \qquad (۲)$$

به طوری که: VaR_t : ارزش در معرض خطر دوره جاری، P_{t-1} :قیمت قبلی سهم، μ_t : میانگین بازده در دورهt، σ_t :انحراف معیار بازده، Z_α :مقدار متغیر نرمال استاندارد در سطح اطمینانα-۱ است.

1. Fixed Income Portfolios
2. Duration
3. Mean- Variance Model
4. Nonparametric
5. Historical Simulation
6. Monte-Carlo simulation

برای محاسبه پارامترهای موردنیاز ماتریس واریانس – کواریانس، با استفاده از روش پارامتریک می-توان برای میانگین و انحراف معیار، از اطلاعات تاریخی گذشته استفاده نمود. این اطلاعات معمولاً موجود می‌باشد. همچنین، در این روش برای محاسبه، ارزش در معرض خطر (VaR) نیازی به دانستن ارزش هریک از دارایی‌های موجود در پرتفوی نیست و تنها پارامترهای مورد نیاز، انحراف معیار و ضریب همبستگی دارایی‌ها است. در روش پارامتریک محاسبه (VaR) نسبتاً آسان است و به قدرت محاسباتی چندانی نیاز ندارد. این ویژگی‌ها باعث گردیده است تا روش پارامتریک به عنوان رایج‌ترین روش محاسبه ارزش در معرض خطر (VaR) مطرح شود (راغفر وآجرلو، ۱۳۹۵: ۱۲۰).

مسئله تعیین سبد بهینه

الگوی حل مسئله انتخاب سبد مالی بهینه، اولین بارتوسط مارکویتز ارائه شده است (محمد[1]،۲۰۰۵). مدل میانگین واریانس مارکویتز، براساس سطح مشخصی از مقادیر بازده، مقادیر بهینه ریسک را بر اساس حداقل کردن واریانس مجموع دارایی‌های موجود در پرتفوی به دست می‌آورد (میر محمدی و همکاران،۲۰۱۳)[2]. تحلیل سبد بهینه مارکویتز بر مبنای فرضیات زیر استوار است (کلارک و تیلور[3]، ۲۰۰۰):

- سرمایه‌گذاران در پی حداکثر نمودن بازده مورد انتظار هستند و در یک سطح مشخصی ازریسک، بازده بالاتری را ترجیح می‌دهند و بالعکس، برای یک سطح معین از بازدهی، خواهان حداقل ریسک هستند.
- سرمایه‌گذاران ریسک گریزند و دارای مطلوبیت مورد انتظار صعودی می‌باشند و منحنی مطلوبیت نهایی ثروت آنها کاهنده است.
- اتخاذ تصمیم سرمایه‌گذار بر اساس بازدهی و انحراف معیار مورد انتظار است. بنابراین، منحنی بی‌تفاوتی سرمایه‌گذاران، تابعی از نرخ بازده و انحراف معیار موردانتظار است.
- سرمایه‌گذاران افق سرمایه‌گذاری یک دوره‌ای داشته و این برای همه سرمایه‌گذاران یکسان است.
- بازارها کامل هستند (هزینه مالیات و معاملات وجود ندارد).

مارکویتز فرض کرد که برای سرمایه‌گذاران، علاوه بر بازده، ریسک هم مهم است. سبد بهینه، سبدی است که برای بازده معین، کمترین ریسک و یا برای ریسکی معین بیشترین بازده را داشته باشد. به مجموعه این سبدهای بهینه، مرز کارا[4] گفته می‌شود، که سرمایه‌گذار از میان آنها سبدی را انتخاب می‌کند که بیشترین تناسب را با وضعیت او یعنی تابع مطلوبیت وی دارد. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران درانتخاب‌های خود به دو عامل توجه می‌کنند:

الف) بازده مورد انتظار بالا؛ که عامل مطلوب است.

ب) عدم اطمینان بازده؛ که عامل نامطلوب است (کمپبل و همکاران[5]، ۲۰۰۱).

1. Mohamed
2. Mir Mohammadi Sadrabadi et al
3. Clark and Taylor
4. Efficient Frontier
5. Campbell et al

مهمترین ایراد مدل مارکویتز تعداد بالای تخمین‌های مورد نیاز است و این باعث شده است هزینه استفاده از مدل وی بالا باشد. برای به دست آوردن پرتفوی بهینه در روش مارکویتز که حداقل واریانس برای یک سطح‌معینی از بازده است، مدل برنامه‌ریزی خطی (۱) استفاده می‌شود.

$$\text{Min} \quad S_p^2 \quad = \quad \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} X_i X_j \sigma_{ij}$$

$$S.t$$

$$\bar{r}_p = \sum_{i=1}^{n} X_i \bar{r}_i \qquad \text{مدل}(۱)$$

$$\sum_{i=1}^{n} X_i = 1$$

$$X_I \geq 0 \qquad \forall_i = 1,2,\dots,n$$

به طوری که :

- $i=۲،۱،...،n$ بیانگر تعداد دارایی‌های موجود در پرتفوی است.
- $Min\ S_p^2$ حداقل‌سازی ریسک سرمایه‌گذاری در دارایی‌های موجود در پرتفوی مربوط می‌شود.

محدودیت‌ها نیز از سه قید تشکیل شده‌اند که عبارتند از :

- $\bar{r}_p = \sum_{i=1}^{n} x_i \bar{r}_i$ بازده مورد انتظارپرتفوی که توسط سرمایه‌گذارتعیین می‌شود.
- $\sum_{i=1}^{n} X_i = 1$ مجموع وزنهای کل دارایی‌های موجود در سبد برابر یک است
- قیود $x_i \geq 0$ هم نامنفی بودن وزن هر یک از دارایی‌ها در سبد مالی را تضمین خواهد کرد. یعنی حداقل سهم هر دارایی در سبد برابر صفر خواهد بود.

در این روش سرمایه‌گذار به دنبال ارزش در معرض خطر کمتر و بازده بیشتر می‌باشد (اصغرپور و رضازاده، ۱۳۹۴: ۲)

پیشینه پژوهش

پژوهش های خارجی

آندریانتو و دپورتا[1] (۲۰۱۷) پژوهشی با موضوع «تاثیر ارزهای دیجیتال بر کارایی پرتفوی سرمایه گذاری» را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش، محقق سرمایه‌گذاری بر روی تعدادی از ارزهای دیجیتال را با یک پرتفوی سرمایه‌گذاری که متشکل از ارزهای خارجی، سهام و کالاها ترکیب

1. Andrianto & Diputra

کرد. نتیجه پژوهش باعث کاهش انحراف معیار و افزایش اثربخشی بین ۵ تا ۲۰ درصد پرتفوی گردید. دودبیر[1] (۲۰۱۷) پژوهشی با «موضوع آیا ارزهای دیجیتال دریک پرتفوی سرمایه گذاری اروپایی تاثیرگذار است» انجام داده است. در این پژوهش ۵٪ از پرتفوی را به ارزهای دیجیتال اختصاص داده شد. سپس، همبستگی متحرک ۳۰ روزه بین اقلام پرتفوی مورد بررسی قرار گرفت و با تحلیل واریانس پرتفوی این نتیجه حاصل گردید که ارزهای دیجیتال دارای نوسانات شدید قیمتی و بازگشت تاریخی هستندکه با اقلام پرتفوی سرمایه‌گذاری همخوانی ندارد ولی، باعث پوشش ریسک پرتفوی می‌شوند. در این پژوهش ارزهای دیجیتال بر یک نمونه پرتفوی اروپایی با عث افزایش بازده مورد انتظار بین۱۱,۴۴ تا ۱۷,۲۷ درصد گردید. انی فانتکی[2] (۲۰۱۸) موضوع تنوع بخشی، یکپارچگی بازارهای ارز دیجیتال در بخش تخصصی پژوهش تحلیل اقتصادی بانک مرکزی یونان را مورد پژوهش قرار داد. در این پژوهش یک پرتفوی سرمایه‌گذاری با ارزهای دیجیتال و یک پرتفوی بدون ارزهای دیجیتال مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه پژوهش نشان از کاهش ریسک و افزایش بازدهی پرتفوی دارای ارز دیجیتال نسبت به پرتفویی که در آن ارز دیجیتال وجود نداشت، بوده است.

پژوهش های داخلی

طهماسبی (۱۳۹۴) پژوهشی با موضوع «برآورد ریسک سرمایه‌گذاری در یک پورتفوی دارایی در ایران» انجام داد. این پژوهش از روش ارزش در معرض ریسک برای محاسبهٔ ریسک سرمایه‌گذاری در یک سبد دارایی نوعی خانوار شامل سپرده‌های بانکی، اوراق مشارکت، سهام، ارز، سکه، مسکن و زمین استفاده شده است. بدین منظور، از داده‌های مربوط به قیمت دارایی‌های مذکور طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۷۶ استفاده شد. پس از محاسبهٔ بازدهی، انحراف معیار بازدهی و ضرایب همبستگی بین بازدهی دارایی‌ها و همچنین، ارزش در معرض ریسک هر دارایی، با به کارگیری الگوی میانگین- واریانس ترکیب بهینهٔ دارایی‌ها استخراج شد. ریسک سبد دارایی‌ها به روش ارزش در معرض ریسک در سطوح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد در افق‌های زمانی یکساله و چهارده ساله محاسبه شد. نتایج نشان می‌دهد در افق زمانی چهارده ساله بیشترین ریسک پورتفوی ۴۳/۷۷ درصد با احتمال ۹۹ درصد برای افراد با درجهٔ ریسک‌پذیری بالاست و افراد با درجهٔ ریسک‌پذیری پایین ریسکی را در این دوره در هیچ سطح اطمینانی متحمل نمی‌شوند. همچنین، در افق زمانی یکساله بیشترین ریسک پورتفوی ۱۶/۹۲ درصد با احتمال ۹۹ درصد برای افراد با درجهٔ ریسک‌پذیری بالا و کمترین ریسک ۰/۱۳ درصد با احتمال ۹۰ درصد برای افراد با درجهٔ ریسک‌پذیری پایین است. دایی کریم‌زاده (۱۳۹۶) پژوهشی با موضوع «پرتفوی ارزی بهینه ذخائر بانک مرکزی ج.ا. ایران (رهیافت فرا مدرن پرتفوی)» انجام داد. در این پژوهش ترکیب ارزی بهینه چهار ارز دلار آمریکا، یورو، پوند و ین در سبد ارزی ذخائر استراتژیک بانک مرکزی کشورمان مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. همچنین، با استفاده از تئوری فرامدرن پرتفوی، داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۱۱ تا

1. Dodebier
2. Anyfantaki

۲۰۱۴ مورد بررسی قرار گرفت و نمودار مرز کارایی بانک مرکزی استخراج گردید. نتایج نشان از وجود سهم دلار، یورو و ین در سبد ذخایر ارزی استراتژیک بانک مرکزی به ترتیب برابر ۳۵، ۲۹ و ۴۸ درصد است. بر این اساس، در صورتی که سهم ارزهای مذکور در سبد ذخایر بیش از ارقام حاصل باشد، ارزش ذخائر کاهش می‌یابد. همچنین، بر اساس نتایج حاصل، پوند ارزی پرخطر است. بنابراین، بانک مرکزی برای نگه‌داری این ارز، بیشتر باید بر اساس نیازهای مبادلاتی خود برنامه‌ریزی کند. رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی کارایی بهینه‌سازی پرتفوی، با استفاده از ماکزیمم نسبت شارپ[1] پایدار در مقایسه با بهینه‌سازی مارکویتز پرداختند. این پژوهش یک مدل بهینه‌سازی پایدار پرتفوی بر اساس نسبت شارپ را ارائه کرده است که نتایج بهینه‌سازی پرتفوی با فرمول‌بندی پایدار متناظر براساس مدل عاملی، با استفاده از داده‌های شاخص بازار و آزمون پایداری پارامترهای ورودی در مقایسه با نتایج فرمول‌بندی بهینه‌سازی مارکویتز (مدرن) نشان داده شده است. برای این منظور، ورودی‌ها در یک فاصله اطمینان داده شده براساس بدبینانه‌ترین سناریو، جهت ماکزیمم‌سازی نسبت شارپ انتخاب می‌شوند. بدین منظور پرتفوی‌های ماهانه در ۱۵ سال از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است. سپس، ریسک و بازدهی هر پرتفوی براساس دو مدل بهینه‌سازی شارپ و مارکویتز (مدرن) محاسبه شده و در مرحله بعد، با استفاده از آزمون میانگین تفاوت، به بررسی وجود تفاوت معنی‌داری بین ریسک و بازدهی واقعی دو مدل پرداخته شده است. نتایج حاکی از آن است که بازده واقعی در مدل شارپ با بازده واقعی در مدل مارکویتز (مدرن) تفاوت معنی‌داری ندارد؛ ولی ریسک واقعی در مدل شارپ در مقایسه با ریسک واقعی در مدل مارکویتز (مدرن) تفاوت معنی‌داری با هم دارند.

روش شناسی و داده های پژوهش

در این پژوهش از روش پارامتریک برای برآورد ریسک، بازدهی وایجاد پرتفوی بهینه استفاده شده است، برای محاسبه پارامترهای مورد نیاز ماتریس واریانس - کواریانس، از جمله میانگین و انحراف معیار، از اطلاعات تاریخی گذشته استفاده شده است. این اطلاعات معمولاً در دسترس هستند.

داده های پژوهش

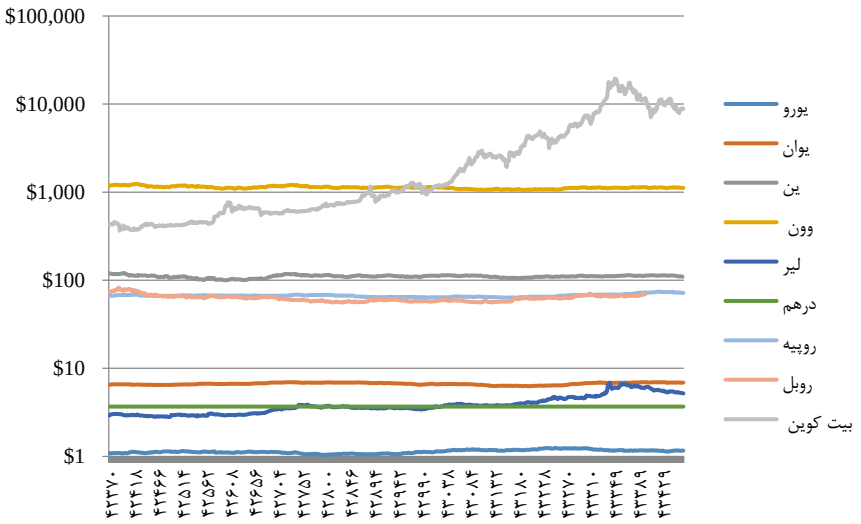
اطلاعات مربوط به این پژوهش از سایت اینترنتی کوین مارکت[2] استخراج گردیده است. در این سایت اطلاعات تاریخی و نمودار تغییرات مربوط به قیمت ارزدیجیتال برحسب مبلغ دلار درج گردیده است. برای انجام پژوهش ۸ مورد از ارزهای خارجی مهم مورداستفاده بانکهای ایران جهت واردات و صادرات (یورو، یوان چین، ین ژاپن، وون کره جنوبی، لیر ترکیه، روپیه هندوستان، روبل روسیه و درهم امارات) انتخاب

1. Sharpe ratio
2. www.coinmarketcap.com

گردید و از نرم‌افزار اکسل و لینگو[1] برای انجام محاسبات آماری و بهینه‌سازی استفاده شده است. به علاوه، برای برآورد ریسک و ایجاد پرتفوی بهینه از اطلاعات تاریخی روزانه مربوط به قیمت‌های ارزهای انتخابی در یک بازه زمانی سه ساله (۲۰۱۶ - ۲۰۱۸) مورد بررسی قرار گرفته است.

روش انجام پژوهش

نمودار مربوط به تغییرات قیمت ارز ارز دیجیتال و سایر ارزهای خارجی که در بانکداری ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد در ذیل ارائه گردیده است. با توجه به استخراج قیمت های ارز دیجیتال، یورو، یوان، لیر، درهم، روپیه، روبل، وون و ین بر حسب دلار، نمودار تغییرات قیمتی در بازه ۳ ساله از سال ۲۰۱۶ تا ۲۰۱۸ در شکل ۲ نشان داده شده است.



شکل۲. تغییرات قیمت ارز دیجیتال، یورو، یوان، لیر، درهم، روپیه، روبل، وون و ین بر حسب دلار از سال ۲۰۱۶ تا پایان ۲۰۱۸

طبق نمودار تغییرات قیمت ارائه شده می‌توان گفت که در هریک از نمودارهای مربوط به نرخ ارزها یک موج سینوسی دیده می‌شود که بیانگر روندی طبیعی است. با توجه به نوسانات نرخ ارزها طی بازه سه‌ساله، هدف تخمین میزان VaRبرای یک افق زمانی ۱۰ روزه در آینده است. همچنین، فرض می‌شود سطح اطمینان مورد نظر ۹۵٪ باشد. مراحل اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر و ایجاد پرتفوی بهینه برای سرمایه‌گذاری در ارزهای دیجیتال به صورت زیر خواهد بود (راعی و سعیدی،۱۳۸۳: ۲۸۷):

1. Lingo

مرحله ۱) میزان بازدهی بر اساس قیمت روزانه به صورت گسسته بر اساس فرمول رابطه (۴) محاسبه می‌گردد؛ $R_{i,t}$، بازده داراییiام در روزt ام است و$P_{i,t}$، قیمت داراییiام در روزtام است.

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \qquad (۴)$$

مرحله ۲) پس از محاسبه بازده روزانه هر ارز، شاخص‌های آماری میانگین[1] و انحراف معیار[2] بازده روزانه ارزها تعیین خواهند شد.

مرحله۳) با استفاده از رابطه (۵) ارزش در معرض خطر محاسبه می‌گردد :

$$VAR_i = M_i \sigma_i Z_\alpha \sqrt{T} \qquad (۵)$$

i,j ها شماره ارزها (دارایی‌ها)، VAR_iارزش در معرض خطر برای سرمایه‌گذاری در ارز شماره iام، M_iارزش بازار ارز شماره iام یا نرخ ارز شماره iام در آخرین روزی که اطلاعات آن در دست است، σ_iانحراف معیار بازده روزانه برای ارز شماره iام ، Z_α نقطه‌ای روی نمودار احتمال نرمال که به ازای آن خطای مورد نظر αدرصدخواهد بود ($Z_\alpha = Z_{0/05} = ۱/۶۴۵$)، $\sqrt{T}$ افق زمانی مورد مطالعه در آینده ($\sqrt{T}$برابر با ۱۰روز آینده در نظر گرفته شده است).

مرحله ٤) محاسبه کواریانس[3] بازده روزانه دو به دوی ارزها

مرحله ٥) محاسبه بازده کل پرتفوی موجود با استفاده از رابطه (۶)

$$R_T = \sum_{i=1}^{5} W_i \overline{R}_{i.} \qquad (۶)$$

R_T، بازده کل پرتفوی ارزی موجود؛ W_iسهم (وزن) کنونی ارز iام (برای i= ۱ ، ۲،...،۵) درپرتفوی ارزی، $\overline{R}_i$، میانگین بازده روزانه ارز iام (برای i= ۱ ، ۲،...،۵)

مرحله٦) ارزش در معرض خطر بهینه برای کل پرتفوی ارزی موجود با استفاده از رابطه (۷) قابل محاسبه است:

$$VaR = \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^{5} \sigma_i^2 W_i^2 + \sum_{j=1}^{5} \sigma_j^2 W_j^2 + 2 \sum_{i=1}^{5} \sum_{j=1}^{5} W_i W_j COV(i,j) \qquad (۷)$$

$VaR = \sigma_p^2$، ارزش در معرض خطر کل پرتفوی ارزی؛ $\sum W_i$ مجموع سهم یا وزن ارزها (داراییi ام برای، i= ۱ ،۲،...،۵) در پرتفوی بهینه که باید محاسبه گردد (راعی و سعیدی،۱۳۸۳: ۲۸۸).

مرحله ۷) محاسبه مقدار بهینه σ_p^2 وW_i با استفاده از مدل (۲)

در اجرای مدل برنامه‌ریزی خطی مدل (۲) هدف این است که با در نظر گرفتنسهم (وزن) هر ارز و محاسبه بازده کل پرتفوی ارزی موجود (R_T) وزن هر ارز (w_i) چقدر باشد تا ریسک کل سرمایه گذاری در

1. Average
2. Standard deviation
3. Covariance

پرتفوی ارزی به کمترین میزان برسد. از این رو با جای گذاری اعداد مربوطه در مدل بالا می‌توان در پرتفوی ارزی مقدار ریسک سرمایه‌گذاری را حداقل نمود (راعی و سعیدی،۱۳۸۳: ۲۸۸).

$$Min \quad S_P^2$$

S.t

$$\sum_{i=1}^{5} W_i \bar{R}_i \geq R_T$$

$$\sum_{i=1}^{5} W_i = 1 \qquad \text{مدل ۲}$$

$$w_i \geq 0 \qquad i = 1,2,\dots,n$$

پس از بدست آورن مقدار وزن بهینه مورد استفاده در پرتفوی ارزها بر اساس ضرایب کوواریانس با استفاده از نرم‌افزار لینگو، در فرمول ارزش در معرض خطر $VAR_{\mathrm{i}} = M_{\mathrm{i}}\sigma_{\mathrm{i}}Z_{\alpha}\sqrt{\mathrm{T}}$، جای‌گذاری نموده و حداقل زیان یا ریسک بر اساس افق زمانی مورد نظر بدست می‌آید.

یافته های پژوهش

میانگین، انحراف معیار بازده روزانه و ارزش در معرض خطر مربوط به ۸ ارز خارجی و ارز دیجیتال به تفکیک در جدول (۱) با استفاده از نرم‌افزار اکسل محاسبه گردیده است.

در جدول (۱) ارز دیجیتال دارای بالاترین میانگین بازده روزانه است. همچنین، میزان ارزش در معرض خطر مربوط به ۸ ارز خارجی و ارز دیجیتال را با خطای ۰/۵٪ در افق زمانی مورد مطالعه ۱۰ روز آینده با استفاده از آخرین نرخ روز سال ۲۰۱۸ برحسب ارز دلار محاسبه شده است.

جدول ۱. شاخص‌های آماری و ارزش در معرض خطر ارزهای خارجی و ارز دیجیتال در بازه زمانی۳ ساله از سال ۲۰۱۶تا ۲۰۱۸ (10^{-3})

نام ارز	یورو	یوان	ین	وون	لیر	روبل	روپیه	درهم	ارز دیجیتال
روزهای مورد مطالعه	۱۰۹۷	۱۰۹۷	۱۰۹۷	۱۰۹۷	۱۰۹۷	۱۰۹۷	۱۰۹۷	۱۰۹۷	۱۰۹۷
میانگین بازده روزانه	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۶	۰/۶	۰/۰	۰/۰	۲/۷
انحراف معیار بازده	۳/۴	۴/۵	۰/۴	۱۰/۸	۴/۳	۲/۲	۷/۳	۰/۱	۴۰/۷
ارزش در معرض خطر	۱۵/۶	۱۶۱/۷	۲۷۷/۵	۶۲۹۶	۱۱۹/۸	۸۲۳/۲	۲۶۵۷	۲/۹	۷۹۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از محاسبه ارزش در معرض خطر، کوواریانس مربوط به بازدهی دو به دوی ارزها محاسبه گردیده که در جدول (۳) مشاهده می‌گردد .

جدول ۳ . ماتریس واریانس -کوواریانس بازده روزانه ارزها و ارز دیجیتال ازسال ۲۰۱۶تا ۲۰۱۸ (10^{-6})

ارز دیجیتال	درهم	روپیه	روبل	لیر	وون	ین	یوان	یورو
۲/۹	۰/۰	-۰/۳	-۱/۷	-۵/۰	۱۱/۷	۹/۱	۳/۹	۲۱/۵
-۱/۴	۰/۰	۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۲۶	۰/۴۸	۰/۲۰	۵/۶	یوان
-۳/۶	۰/۰	۰/۱	-۲/۸	-۱/۰	۶/۱	۳۳/۳	ین	
۵/۴	۰/۰	۱/۲	-۰/۳	-۹/۸	۳۰/۳	وون		
-۴۸/۶	۰/۰	-۱/۱۳	-۱/۵	۱۳۱/۵	لیر			
-۱۰/۷	۰/۰	۱/۱	۸۴/۶	روبل				
-۳/۶	۰/۰	۹/۵	روپیه					
۰,۰	۰/۰۰۲	درهم						
۱۶۵۸	ارز دیجیتال							

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از محاسبه ماتریس واریانس - کوواریانس، ابتدا بازده کل و مقادیر بهینه ریسک مربوط به وزن‌های ۸ ارز خارجی را با استفاده از نرم‌افزار لینگو اندازه‌گیری نموده، سپس ارز دیجیتال را در پرتفوی ۸ ارز خارجی اضافه نموده و مجدداً بازده کل و مقادیر بهینه ریسک پرتفوی ایجادشده محاسبه شده است. نتایج محاسبات در جدول (۴) ارائه گردیده است. لازم به ذکر است وزن مربوط به ۸ ارز خارجی را به میزان برابر ۰/۱۲۵ و وزن مربوط به ۸ ارز خارجی با ارز دیجیتال به میزان برابر ۰/۱۱۱ در نظر گرفته شده است.

جدول ۴ . بازده کل پرتفوی و مقادیر بهینه‌سازی شده استخراجی از نرم افزار لینگو برای ارزهای خارجی با ارز دیجیتال در بازه سالهای ۲۰۱۶تا ۲۰۱۸

نام ارز	یورو	یوان	ین	وون	لیر	روبل	روپیه	درهم	ارز دیجیتال	جمع کل
بازده ارزهای خارجی ($W_i\bar{R}_i(10^{-4})$)	۰/۱۲۵	۰/۱۲۵	۰/۱۲۵	۰/۱۲۵	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۰	۰/۰	-	۲,۰
وزن‌های بهینه ارزهای خارجی (W_i^*)	۰/۰	۰,۵۹۵	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۲۳۴	۰/۰	۰/۱۷۰	-	۶/۳۷۹
بازد پرتفوی با ارز دیجیتال ($W_i\bar{R}_i(10^{-4})$)	۰/۱۱۱	۰/۱۱۱	۰/۱۱۱	۰/۱۱۱	۰/۶۶۷	۰/۶۶۷	۰/۰	۰/۰	۳/۰	۴/۷۸
وزن‌های بهینه پرتفوی با ارز دیجیتال (W_i^*)	۰/۰	۰,۵۱۱	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۳۳۲	۰/۰۸۳	۰/۰	۰,۰۷	۱/۸۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقادیر بهینه حاصل شده در جدول (۴) اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر مربوط به ۸ ارز خارجی و پرتفوی ایجادی با ارز دیجیتال طبق محاسبات ذیل خواهد بود.

- ارزش در معرض خطر مربوط به ۸ ارز خارجی:

$$VAR = \sqrt{6.3795} \times 1/645 \times \sqrt{10} = \text{۱۳/۱۳۹۰ دلار}$$

ارزش در معرض خطر مربوط به پرتفوی ایجادی با ارز دیجیتال:

$$VAR = \sqrt{1.861} \times 1/645 \times \sqrt{10} = \text{۷/۰۹۸۱ دلار}$$

نتایج بالا بیانگر آن است که با احتمال ۹۵٪ در یک افق زمانی ۱۰ روز آینده برای پرتفوی ۸ ارز خارجی به میزان ۱۳/۱۳۹۰ دلار، و برای پرتفوی ایجادی در ترکیب با ارز دیجیتال به میزان ۷/۰۹۸۱ زیان بیشتر به همراه نخواهد داشت. اختلاف این دو مقدار ارزش در معرض خطر، نشان‌دهنده آن است که با اضافه شدن ارز دیجیتال به پرتفوی ارزهای خارجی، میزان ریسک به مقدار ۶/۰۴۰۹ دلار کاهش یافته است.

جدول ۶. میزان اختلاف ارزش در معرض خطر مربوط به پرتفوی ۸ ارز خارجی و پرتفوی ایجادی با ارز دیجیتال

VAR (۸ ارز خارجی)	VAR (۸ ارز خارجی در ترکیب با ارز دیجیتال)	میزان اختلاف
۱۳/۱۳۹۰ دلار	۷/۰۹۸۱ دلار	۶/۰۴۰۹ دلار

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

همان‌طور که در محاسبات مربوط به یافته‌های پژوهش مشاهده گردید، اثر اضافه شدن ارز دیجیتال بر پرتفوی ارزهای خارجی بانک‌های ایرانی، باعث کاهش میزان ریسک پرتفوی گردید. در واقع، نتایج حاصل از پژوهش، سرمایه‌گذاری نمودن در ارزهای دیجیتال توسط بانک‌های ایرانی را تائید می‌نماید و بانک‌ها می‌توانند در سرمایه‌گذاری‌های ارزی خود از ترکیب نمودن ارز دیجیتال با پرتفوی ارزهای خارجی، میزان ریسک را کاهش دهند. طبق نتایج حاصله از پژوهش، ترکیب نمودن ارز دیجیتال در پرتفوی ارزهای خارجی، باعث کاهش ارزش در معرض خطر به میزان ۶/۰۴۰۹ دلار گردید.

عدم‌تصویب قوانین مربوط به معاملات ارزهای دیجیتال در ایران می‌تواند سرمایه گذاران را از ویژگی‌های عنوان شده این ارزها محروم نماید؛ تصویب قوانین مربوط به استفاده از ارزهای دیجیتال، می‌تواند میزان ریسک و بازدهی پرتفوی ارزهای خارجی بانک‌ها را تحت تاثیر قرارداده و در شرایط سیاسی تحریم می‌توان از مزایای این نوع ارزها برای بی اثر کردن محدودیت های سیاسی استفاده نمود.

برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد:

- با سایر روش‌های ارزش در معرض خطر ریسک مربوط به پرتفوی ارزهای دیجیتال محاسبه گردد و با روش حاضر مقایسه گردد.
- انواع مختلفی از ارزهای دیجیتال در پرتفوی ارزهای خارجی بانک‌ها از لحاظ کاهش یا افزایش میزان ریسک و بازدهی مورد ارزیابی 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

Aouni, B. (2009). Multi-attribute portfolio selection. *New perspectives*. INFOR, 47 (1), 1-4.

Anyfantaki, S. (2018)," Economic Analysis & Research Department, Bank of Greece, 21, El. "Venizelos Ave, 10250, Athens, Greece, ISSN 1109-6691, APRIL

Asgharpur, H., & Rezazadeh, A. (2017). Determining the Stock Optimal Portfolio using Value at Risk. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *2*(4), 93-118. (In Persian)

Daei Karimzadeh, S. (2017), Optimal Currency Exchange Portfolio of Central Bank of Iran (Supermarket Portfolio Approach), Financial Engineering and Management of Securities, 8 (32):151-170. (In Persian).

Dodebier, D. (2017). Could cryptocurrencies contribute to a well-diversified portfolio for European investor "Master Thesis Finance *Tilburg School of Economics and Management*, Administration numbers: U1237083|814869, November 16,

Harjunpää, R. A. (2017) " Criptocurrency Correlation Analysis", Bachelor's thesis, Programmed: Business Administration, specialization: Finance and Accounting, Supervisor: Pavlov Vlasenkos.

Kazemi Miyangaskari, Mina, Yakidah, K. & Gholizadeh, M. H. (2017). Portfolio Optimization (The Application of Value at Risk Model on Cross Efficiency). Journal of Financial Management Strategy, 5(2 (17)), 159-183. (In Persian)

Matrix of Complex Systems Analysts (2009), Market Risk for Extreme Value Risk, First Edition, Future Publishing. (In Persian)

Management Development of Investment Culture in Tehran Stock Exchange, Theory of Portfolio, Year of Extraction (2018), retrieved from: http://tse.ir/cms/Portals/1/Amouzesh/62-theory%20portfolio.pdf. (In Persian)

Mohammadian Amiri, E. & Ebrahimi, S. B. (2017), Multi-step Forward Forecasting of Value at Risk Based on the Exponential Hole-Winters Method", Financial Management Strategy, 6 (20), 93-114. (In Persian)

Mohamed, A. R. (2005) "Would students T-GARCH improve VaRestimates"Master Thesis, University of Jyvaskyla, Finland.

Mirmohammadi Sadrabadi, M., Moinaddin, M., & Nayebzadeh, S. (2013). Determining the optimal portfolio in Iran stock exchange by value at riskapproach." Journal of basic and applied scientific research, 3(3), 813-820.

Noori, M, & Navabpour, A (2017), "Designing the Conceptual Framework of Virtual Curricular Policies in Iranian Economy," General Policy, 3 (4), 51-78. (In Persian).

Raei, R and Saeedi, A. (2004). "Fundamentals of Financial Engineering and Risk Management", Tehran, Ministry of Culture and Guidance Publications. (In Persian).

Raghfar, H and Ajrulo, N (2016), "Estimating the Value at Risk of Currency Portfolio of a Sample Bank by the GARCH-EVT-Copula Method", Iranian Economic Research, 21(67): 141-113. (In Persian).

Rahnamay Roodposhti, F., Nikoomaram, H, Toloie Eshlaghi, A, Hosseinzadeh Lotfi, F, & Bayat, M. (2015). Portfolio Optimization Model to Optimize the Performances of Classical Forecasting Stable Portfolio Risk and Return. Financial

Engineering and Securities Management (Portfolio Management), 6(22), 29-59. (In Persian).

Sajjadi Z, & Fathi, S. (2013). "Explaining the Four-Step Process of Calculating Value at Risk as a Measure for Risk Measurement and its Implementation in an Investment Optimization Model", Financial Knowledge Analysis of Securities, 6 (20)):1-14. (In Persian).

Seyyed Hosseini, M M and Prayah, M (2014), "Bitcoin the First Virtual Money", Gazette Monthly, 114, 115: 84-88. (In Persian).

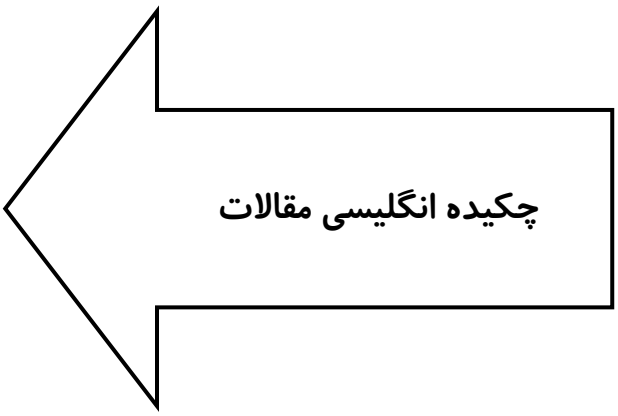
Tahmasbi, F. (2015), Estimating the Investment Risk in a Property Portfolio in Iran, Economic Research, 50 (4): 903-923. (In Persian).

Yahazadehfar, M., Safaie Ghadikolaie, A., & Khakpour, M. (2011). A Comparison Portfolio Selection Models Based on the Random and the Fuzzy Random Security Returns in Tehran Stock Exchange. Journal of Accounting Advances (JAA) (Journal of Social Sciences and Humanities), 3(1 (60/3)), 23-196. (In Persian).

Yanuar A. & Diputra, Y. (2017). “The Effect of Cryptocurrency on Investment Portfolio Effectiveness”, Journal of Finance and Accounting. 5 (6), 229-238. doi: 10.11648/j.jfa.20170506.1.

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
Explaining the Nonlinear Response of Tehran Stock Exchange Price Index to Oil Price Shocks Using Markov Switching Regime	Alireza Saranj Milad Rafiee	**1-6**
Investigating the Effect of Price Acceleration in Tehran Stock Exchange based on Risk and Under Reaction	Hasanali Sinaei Rahim Ghasemiyeh Mahtab Eslahi Seyedeh Yeganeh Hosseini	**7-10**
Generalized Black-Scholes Model under Garch Volatility with Conditional value-at-risk Calculation in Derivative Pricing	Hossein Nasrollahi Mohammadreza Haddadi Manizheh Goudarzi	**11-12**
Investigating the Impact of Financial Structure Flexibility on the Distribution of Cash Profit and Cost of Capital in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange	Seyed Mohsen Aqiliyan Hossein Rahimi	**13-14**
Investigating the Interactive Effect of Financial Constraints and Development on the Relationship between Stock Liquidity and the Company's Future Investment	Mehdi KhorramabadiSoheila Lashgarara Maryam Asadi	**15-18**
Conservative Capital Structure and Stock Price Crash Risk: The Moderating Role of Information Asymmetry and Firm Life Cycle	Azam Pouryousof Mehdi Saghafi	**19-20**
Identifying and Modeling the Relationships Between Economic and Non-economic Components Financial Stress of Individual Investors of the Capital Market (Integrated Approach of Techniques Meta-Synthesis - Fuzzy Delphi - Dematel)	Yousef Azadian Iman Dadashi Yousef Taghipouryan Gilani	**21-24**
Multidimensional Index of Financial Flexibility Assessment	Vahid Taghavi Fardoud Rasoul Baradaran Hasanzadeh Ahmad Mohammadi	**25-28**
The Impact of Cultural Intelligence of Financial Managers on Corporates Financial Reporting Quality	Hassan Ahmadi Hashem Valipour Gholamreza Jamali	**29-32**
Provide an Optimization Model for Assessing Entry Risk Digital Currency to the Islamic Banking Currency Portfolio in Iran	Ahmad Aghamohammadi Fereydoon Ohadi Mohsen Seighaly Bahman Banimahd	**33-38**

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 11, No. 43, Winter 2023

pp. 1-6

Research Paper

Explaining the Nonlinear Response of Tehran Stock Exchange Price Index to Oil Price Shocks Using Markov Switching Regime[1]

Alireza Saranj[2], Milad Rafiee[3]

Received: 2023/01/30 Accepted: 2023/06/12

INTRODUCTION

The research focuses on understanding the complexities and factors influencing the dynamics of the capital market, which is considered a critical infrastructure for economic growth. Analyzing stock price behavior is crucial due to the tendency of economic time series, especially stock prices, to undergo significant changes over different periods. The impact of oil price fluctuations on stock prices and other macroeconomic indicators has been widely recognized, as crude oil plays a pivotal role as a primary energy source for oil-importing countries and a substantial revenue generator for oil-exporting nations. However, the existing literature on the role of oil price fluctuations in economic indicators tends to be more prevalent in crude oil-importing countries, with fewer studies conducted from the perspective of oil-exporting nations. Notably, the effects of oil price fluctuations in crude oil exporting and importing countries differ. In major oil-exporting countries like Iran, oil price changes are recognized as one of the most influential factors affecting macroeconomic indicators, particularly stock market indexes. Due to the economic dependence of crude oil-exporting nations on revenue generated from oil exports, the response of stock prices to oil price shocks is typically more pronounced in these countries compared to oil-importing nations. Moreover, higher uncertainty in developing countries, including

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.42752.2782

2. Assistant Professor, Department of Finance and Accounting, Faculty of Management and Accounting, Farabi College, Tehran University, Qom, Iran. Corresponding Author. Email: alisaranj@ut.ac.ir.

3. Ph.D. Student, Department of Finance, Management Faculty, Tehran University, Tehran, Iran. Email: miladrafiee@ut.ac.ir.

oil-exporting nations, contributes to a stronger response of stock returns to oil price shocks when compared to developed countries. The paper aims to reconcile conflicting empirical evidence regarding the impact of oil prices on Tehran Exchange stock prices by employing a two-regime Markov process. This approach is designed to provide a more nuanced and comprehensive understanding of how oil price changes influence stock prices in the Tehran Exchange under different regimes or conditions.

MATERIALS AND METHODS

In order to model the dynamics of the real stock price and experimentally investigate the asymmetric effect of oil price on the stock price, first, the dynamics of the real stock price should be decomposed into the following two separable components according to equation (1):

1) $stock_t = stock_t^p + stock_t^T$

Here $stock_t$ is the logarithm of the real stock price index. On the right side of the equation, $stock_t^p$ is the stable component of the stock price index, while $stock_t^T$ is the transient component. The stable component is modeled as a random step according to equation (2):

2) $stock_t^P = \mu_t + stock_{t-1}^P + v_t$

In this random step formula, the vector autoregressive term must have a coefficient of one, which makes v_t shocks have a stable effect on the stock price, which is a random step without drift. Here v_t and ω_t are independent and identically distributed random variables (i.i.d) with the same distribution. The prediction function will also have a time variable period μ_t according to equation (3):

3) $\mu_t = \mu_{t-1} + \omega_t$

The reaction analysis of the logarithm of the real stock price to the logarithm of the real oil price (oil_t) is modeled by the autoregressive process of equation (4) and equation (5):

4) $\varphi(L) . stock_t^T = \gamma_0(L) . oil_t + \gamma_1(L) . oil_t . S_t + \varepsilon_t$

5) $\varphi(L) = \sum_{k=0}^{K} \varphi_k . L^k;\ \varphi = 1;\ \gamma_i(L) = \sum_{j=0}^{J} \gamma_{j,i} . L^j$

In the above equation, all the roots of φ(L) are placed outside the unit circle. Like the previous virtual variables, we assume that ε_t is an independent random variable with a uniform distribution that follows a normal distribution. The S_t variable in equation (4) captures the regime changes of stock price reactions to oil prices.

Also, to calculate the impact of oil supply shocks, oil demand shocks and global total demand shocks, a structural vector autoregression is used, the simplest form of this approach is:

$$B_0 y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} B_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

The matrix form of the structural vector autoregression model is as equation (6):

$$6) e_t \equiv \begin{pmatrix} e_{1t}^{\Delta global\ oil\ production} \\ e_{2t}^{global\ real\ activity} \\ e_{3t}^{real\ price\ of\ oil} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}^{\Delta\ oil\ supply\ shocks} \\ \varepsilon_{2t}^{aggreate\ demand\ shocks} \\ \varepsilon_{3t}^{oil-specific\ demand\ shock} \end{pmatrix}$$

We now factor the e_t shocks obtained from equation (6) into real stock prices obtained from the regime switching models presented in equations (1) to (5). In addition, to obtain the e_t shocks, the constraints of equation six from Killian (2009) are followed; The nonlinear model allows to investigate the reactions of the two upper and lower regimes. According to whether the S_t Variable is zero or one, in equation (4), it obtains the regime type (high/low). Hamilton (1989) captures the type of transition between upper and lower regimes by a Markov modeling process. In the vector of constant transition probabilities, the St Variable takes the value of zero or one according to the modeling of equation (7):

$$7)\ P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = \frac{\exp(c_0)}{1+\exp(c_0)}$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) = 1 - P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = \frac{\exp(c_1)}{1+\exp(c_1)}$$

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) = 1 - P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$$

The model of fixed transition probabilities means that the probabilities of changing the regime or staying in the regime are fixed. Another flexible method is to model the transition probabilities between regimes as a function of some observable variables.

$$8)\ P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = \frac{\exp(c_0 + z'_t . a_0)}{1+\exp(c_0 + z'_t . a_0)}$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = \frac{\exp(c_1 + z'_t . a_1)}{1+\exp(c_1 + z'_t . a_1)}$$

RESULTS AND DISCUSSION

The initial step in estimating the model involves determining whether the response of the Tehran Stock Exchange's price index to oil price changes can be characterized by a two-regime Markov model. To assess this, we need to test the

significance of the fixed transition probabilities model proposed by Hamilton (1989). The asymmetric reaction can be specified in both upper and lower regimes, as outlined in equation 7.

Table 1. Fixed transition probabilities and duration of regimes

Fixed transition probabilities and duration of regimes		
Low	High	Regimes
0.964231	0.035769	High
0.959349	0.040651	Low
Duration of Regimes		
Low Response	High Response	Regimes
24.59955	1	Ratio

The main feature of the time-varying probabilities model invented by Filardo (1989) is the possibility of floating transition probabilities between regimes using different data. First, it is investigated whether dummy variables including REC, SIGN, SIZE1 and SIZE2 can provide a basis for modeling the origin of the asymmetric response of the price index to oil shocks.

In the table below, the various indices of the z_t vector in equation 8 and the results of the point estimates of the community parameter with the maximum likelihood test from the fixed transition probabilities model are given in the first column. Among all the indices, the parameters of the $Stock_t^p$ component show that the growth of the real stock price index is usually constant and sometimes has slight changes that can indicate periods of stock market decline, and also the σ_ω parameter is statistically significant, i.e. the trend component The stock price does not fluctuate much, so it has a stable effect on the price growth rate. Nevertheless, the parameter σ_v is not statistically significant, that is, when we model the low volatility of prices, we find that there is no significant permanent change in the real stock price.

Table 2. Estimation of statistical population parameters

Time-varying transition probabilities			Fixed transition probabilities	
REC	SIZE	SIGN		z_t
(4)	(3)	(2)	(1)	Parameters
0.0004	0.0002	0.0001	0.0000	σ_v
(0.0012)	(0.002)	(0.00022)	(0.0014)	
0.0443	0.0414	0.0442	0.0476	σ_ε
(0.0031)	(0.0014)	(0.0012)	(0.012)	
0.0015	0.0012	0.0014	0.0021	σ_ω

Time-varying transition probabilities			Fixed transition probabilities	
REC	SIZE	SIGN		z_t
(0.0003)	(0.0006)	(0.0004)	(0.0077)	
1.5122	1.5330	1.5384	1.5018	$\emptyset_1$
(0.0444)	(0.0412)	(0.0401)	(0.0465)	
-0.3789	-0.3995	-0.3921	-0.40	$\emptyset_2$
(0.0356)	(0.0332)	(0.0387)	(0.0252)	
-0.0721	-0.0687	-0.0783	-0.4121	$\gamma_{o.o}$
(0.0576)	(0.0710)	(0.0632)	(0.1952)	
0.0800	0.2456	0.0777	-0.114	$\gamma_{1.o}$
(0.0712)	(0.0635)	(0.0882)	(0.2587)	
1.0014	1.0021	1.1002	0.6891	$\gamma_{o.1}$
(0.3137)	(0.2654)	(0.3021)	(0.3001)	
1.2544	1.0711	1.0905	0.6846	$\gamma_{1.1}$
(0.2887)	(0.2186)	(0.3974)	(0.2232)	
6.2819	4.2234	7.3564	0.4912	c_o
(0.9227)	(8.6541)	(0.6902)	(0.32)	
-0.8221	0.75472	-0.45629	2.0119	c_1
(0.7213)	(0.9772)	(0.6761)	(1.2548)	
-5.1649	-4.729	-6.7534	-	a_{o1}
(2.0111)	(6.7624)	(0.1005)		
0.3642	-5.1764	0.8754	-	a_{o2}
(1.2374)	(9.0192)	(2.8030)		
145.5403	145.0104	141.8624	134.8469	Log Likelihood

CONCLUSION

The results of the current study, employing Hamilton's (1989) method, align with those obtained by Liu et al. (2022), indicating the presence of a non-linear relationship between the Tehran Stock Exchange's price index (weight-value) and oil price shocks. The findings suggest that the reaction of the Tehran Stock Exchange's price index to oil price shocks can be effectively explained using a two-dimensional model. Notably, previous studies have identified two regimes-recession and boom-for the stock market's reaction. However, the present study's results indicate a less distinct connection between the reaction regimes and business cycles. According to the findings, the reaction of the stock market's price index is more closely tied to changes in oil prices than being influenced by the recession or boom variable. This relationship is particularly pertinent given that a significant portion of the study's timeframe coincided

with the embargo on the sale of Iranian oil and an economic recession, leading to a reduced explanatory power of the recession variable.

Although the duration of the low reaction regime exceeds that of the high reaction regime during the studied period, recent years have seen a substantial increase in the establishment of the high reaction regime compared to previous years. The rate of change in the reaction regime in the late 1990s has been significantly higher than in the early years of that decade.

Furthermore, while the increase in oil prices positively affects the Tehran Stock Exchange's price index in both regimes, the extent and durability of the reaction of the stock price index are greater in the high reaction regime. In other words, although a price increase in both regimes is favorable for the stock price index, stock prices in the late 1990s react more robustly to oil price changes-especially positive oil price shocks. This underscores the potential for heightened market reactions in the Tehran stock market, necessitating careful consideration from policymakers and precision from market investors, especially in shares with low market value. Overall, it appears that factors such as oil embargoes, reductions in government income and investment, decreased demand in the entire economy, and increased inflationary expectations towards the end of the decade have intensified reactions and fluctuations in the market.

Keywords: Oil Price Shocks, Asymmetric Effect, Stock Price Index, Markov Switching, Structural VAR.
JEL Classification: G18, C13, C24.

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. 43, Winter 2023

pp. 7-10

Research Paper

Investigating the Effect of Price Acceleration in Tehran Stock Exchange based on Risk and Under Reaction[1]

Hasanali Sinaei[2], Rahim Ghasemiyeh[3], Mahtab Eslahi[4], Seyedeh Yeganeh Hosseini[5]

Received: 2023/04/25 Accepted: 2023/11/15

INTRODUCTION

The purpose of this research is to investigate the impact of price acceleration on the Tehran Stock Exchange. The study utilizes data from 60 companies listed on the stock exchange over a 10-year period (2012-2021) and employs the time series data method to test the regression model. The hypotheses of the research are examined in both boom and recession periods. To assess the risk factor, the five-factor model proposed by Fama and French is employed to elucidate the effect of price acceleration. The findings indicate that this model fails to explain the impact of price acceleration, a result that remains consistent in both boom and recession periods, despite exhibiting higher explanatory power during the boom. In the investigation of the second hypothesis, the five-factor model is extended by introducing the profit acceleration factor to assess its ability to explain the effect of price acceleration. The results of the hypothesis test reveal that the 6-factor model lacks sufficient capability to explain the

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.43538.2814

2. Professor, Department of Management, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. Email: H.sinaei@scu.ac.ir.

3. Associate Professor, Department of Management, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. Email: r.ghasemiyeh@scu.ac.ir.

4. Master of Financial Management, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. Email: m.eslahi73@yahoo.com.

5. Master's student in financial management, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. Corresponding Author. Email: yeganeh137810@gmail.com.

impact of price acceleration. This outcome persists even in the examination of events such as a downward trend in profit acceleration, where the reaction to profit news is less evident. These results remain valid in both boom and recession periods. However, it is noteworthy that the second hypothesis is confirmed in the j6k12 strategy during both periods. In this strategy, profit acceleration emerges as a viable behavioral factor to explain the effect of price acceleration, as evidenced by a model with an explanatory power of up to 59% upon the addition of this factor.

MATERIALS AND METHODS

In terms of its purpose, this research is practical, and regarding the method of data collection, it is descriptive. The study utilizes correlation and regression analysis to observe and investigate the impact of independent variables on the dependent variable. Additionally, it is post-event in nature, where the researcher explores potential causes that may influence the dependent variable. Regression analysis is employed to either confirm or reject the research hypotheses. The time series data from the Tehran Stock Exchange is examined using Eviews version 10 software, encompassing the complete dataset of 60 companies listed on the stock exchange.

To gather information, the research employs library research methods, consulting articles and theses available on various platforms such as the Giga Digital Library, Iran Information Science and Technology Research Institute (Irandoc), Science Direct, etc. Financial information related to securities is collected by referring to websites like the Financial Information Processing Center site (Fipiran), Tehran Stock Exchange site, Kodal, and others.

RESULTS AND DISCUSSION

In the examination of the first hypothesis, upon analyzing the initial results, it was observed that in the three strategies (J6K12, J12K6, and J12K12), the independent variable of market surplus return is significant at the 95% confidence level. Only in the J12K12 strategy, the independent variable of profitability factor return is significant at the 95% confidence level. Additionally, in all strategies, the width from the origin is significant at the 95% confidence level. However, in strategies where one or two independent variables are significant, they contribute to a higher coefficient of determination for the model. Based on the results mentioned above, it is concluded that in the first hypothesis, the null hypothesis (H_0) is confirmed, and the alternative hypothesis (H_1), which posits the ability of Fama and French's five-factor risk model to explain the effect of price acceleration, is rejected.

In the analysis of the results obtained for the boom period, it was observed that the market excess return factor exhibits the ability to explain the effect of price acceleration. However, in the recession period, only in the J6K6 strategy, the t-statistic of the width from the origin is not significant at the 95% confidence level, while the

independent variable of market excess return is significant at this level. Consequently, the first hypothesis can only be confirmed in this specific strategy, although the model's explanatory power remains low. Based on the results outlined for the first hypothesis, it can be inferred that there may be unknown risk factors that, if added to the model, could enhance its explanatory and meaningful levels.

In the second hypothesis, aimed at testing under-reaction in the model, the profit acceleration factor (PMN) was introduced as the under-reaction factor. It was observed that in all strategies, the probability value of the t-statistic for the profit acceleration factor is significant at the 95% confidence level. However, for the return variable, the profit acceleration factor is not significant only in the J6K6 strategy. Therefore, it can be concluded that while the significant condition of the profit acceleration factor coefficient is confirmed, and the width coefficient is significant away from the origin, the null hypothesis is confirmed, and the alternative hypothesis is rejected. This suggests that PMN, as a factor of profit acceleration and a behavioral factor, is not suitable for explaining the effect of price acceleration.

Finally, to assess under-reaction during both boom and recession periods, the profit acceleration factor (PMN) was incorporated into the model as the under-reaction factor. In both periods, it was observed that in the J6K12 strategy, the probability value of the t-statistic at the 95% confidence level is not significant for the width from the origin. However, it is significant for the return variable of the profit acceleration factor. Consequently, only in this strategy, the profit acceleration factor (PMN) is deemed suitable for explaining the effect of price acceleration during both boom and recession periods. A noteworthy result from the second hypothesis over the research period's boom and recession is that out of the four strategies, only one exhibits a positive and significant relationship between the systematic component of profit acceleration and price acceleration. In the remaining strategies, there is no significant relationship between profit acceleration and price acceleration.

CONCLUSION

Although Fama and French's five-factor risk model and the PMN factor did not exhibit sufficient ability to explain the price acceleration effect, it cannot be decisively rejected that the price acceleration effect is either risk-oriented or behavior-oriented. Examining the hypotheses in two periods of boom and recession reveals that the first hypothesis will still be rejected, but it yields better coefficients of determination.

Furthermore, in the examination of the second hypothesis during both boom and recession periods, it was observed that the second hypothesis becomes significant in the J6K12 strategy. On the other hand, the theory that the price acceleration effect may result from higher risks is plausible. The non-attribution of the additional return of the price acceleration to the risk factors is attributed to the risk adjustment method, and there may be other risk factors with better ability to explain the effect of price

acceleration, which are not currently included in the model. Consequently, it can be asserted that the presence of additional factors and the integration of various risk and behavior models can yield different results and enhance the explanatory power of the model.

Keywords: Effect of Price Acceleration, Profit Acceleration, Efficient Market Hypothesis, Risk, Under Reaction.

JEL Classification: G10, G11, 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. 43, Winter 2023

pp. 11-12

Research Paper

Generalized Black-Scholes Model under Garch Volatility with Conditional value-at-risk Calculation in Derivative Pricing[1]

Hossein Nasrollahi[2], Mohammadreza Haddadi[3], Manizheh Goudarzi[4]

Received: 2023/05/21 Accepted: 2023/11/15

INTRODUCTION

The capital market plays a crucial role in the economic growth and progress of any country. Given the inherent high risks associated with investments in this market, the development of tools to mitigate risk is essential. Option contracts have emerged as valuable tools in risk management, and their pricing is a critical aspect. The Black-Scholes model is widely used for pricing various option contracts, relying on factors such as the strike price, asset base price, expected volatility, time to maturity, and risk-free interest rate. However, a significant limitation of this model is the assumption of constant returns volatility. This research aims to enhance the accuracy of forecasting European call option prices by addressing the limitation of the constant volatility assumption and replacing it with time series models. Specifically, the research explores the extension of the Black-Scholes model under GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) volatilities to capture the stochastic nature of volatilities and provide a more realistic representation of option prices.

MATERIALS AND METHODS

This research adopts an analytical-applied approach, utilizing data on Iran Khodro's share prices from 9/1/1399 to 9/23/1401. The analysis is conducted using R software version 1-3-4. The methodology involves calculating volatility through standard GARCH, threshold GARCH, exponential GARCH, and historical data. Subsequently, the Black-Scholes model

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.43857.2828

2. M.Sc. Student, Department of Financial Mathematics, Ayatollah Borujerdi University, Borujerd, Iran. Email: Nasrollahi_hossein@yahoo.com.

3. Assistant Professor, Department of Financial Mathematics, Faculty of Basic Sciences, Ayatollah Borujerdi University, Borujerd, Iran. Corresponding Author. Email: haddadi@abru.ac.ir.

4. Assistant Professor, Department of Statistics, Faculty of Basic Sciences, Ayatollah Borujerdi University, Borujerd, Iran. Email: m.goudarzi@abru.ac.ir.

is extended under these stochastic volatilities. The research calculates call option prices using this extended model and compares them across different volatilities.

An innovative aspect of this article lies in the performance analysis of pricing models over short-term, medium-term, and long-term periods, incorporating conditional value-at-risk for each price under analytical and simulation models. Additionally, the research aims to utilize the conditional value-at-risk criterion to analyze the pricing performance of these models.

FINDINGS

The research presents calculated prices and errors in three distinct periods: short-term, medium-term, and long-term, considering three different prices. The analysis is conducted through two methods: analytical solution and Monte Carlo simulation. A comparative assessment of the four volatilities reveals that the Monte Carlo method exhibits a lower error. Additionally, the research indicates that pricing errors are lower in the short term compared to the long term, irrespective of the analytical or Monte Carlo methods. Furthermore, the study finds that the values of value at risk closely align with conditional value at risk. In the short and medium term, exponential GARCH demonstrates the highest conditional value at risk, whereas standard GARCH achieves the highest in the long term. Notably, historical volatility consistently produces the lowest conditional value at risk across all time periods, suggesting that its use in option pricing yields a more realistic risk profile. To validate the results, call option prices were calculated using the Monte Carlo method in all scenarios, confirming the obtained results.

CONCLUSION

The Black-Scholes model, commonly employed for pricing various options contracts, relies on the assumption of constant return fluctuation. This research aims to predict and compare the performance of Black-Scholes models in call option pricing, employing different volatility approaches, including historical data and GARCH models. Given the pivotal role of volatility in option pricing, historical volatility, standard GARCH, exponential GARCH, and threshold GARCH were utilized to identify the optimal volatility approach based on monetary value and time to maturity. The research further evaluated the pricing performance of the models across short-term, medium-term, and long-term periods, concluding by determining the conditional value at risk for each of the prices. The results indicate that, while the option price under the Black-Scholes model aligns more closely with the market price than GARCH models with historical volatilities, it also offers a more realistic risk assessment, making it a recommended approach for call option pricing.

Keywords: GARCH Volatility, Option Pricing, Black-Scholes Model, TGARCH.

JEL Classification: C13, C58, G17.

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. 43, Winter 2023

pp. 13-14

Research Paper

Investigating the Impact of Financial Structure Flexibility on the Distribution of Cash Profit and Cost of Capital in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange[1]

Seyed Mohsen Aqiliyan[2], Hossein Rahimi[3]

Received: 2023/04/30 Accepted: 2023/11/05

INTRODUCTION

The purpose of this research is to investigate the impact of the flexibility of the financial structure on the distribution of cash profit and the cost of capital in companies admitted to the Tehran Stock Exchange. Flexibility plays an important role in enabling managers to invest in the future. Capital market problems have made it necessary for companies to maintain flexibility to take advantage of profitable opportunities. Choosing the optimal capital structure and different methods of financing is the main concern of financial and executive managers of companies. The appropriate capital structure in any company affects different areas of the company's activity. Financial flexibility acts as a bridge between the theory and practice of financing and determining the capital structure of companies, which is the most important determining factor in their ability to provide financial resources to react appropriately to unforeseen events and cases, aiming to maximize the company's value. Financing decisions in the field of capital structure, as well as determining and choosing the best financing method and its combination, are among the basic decisions of companies. These decisions usually include the use of cash flows from operations, sales, and conversion of company assets into cash as internal sources of financing, as well as borrowing from the banking system and issuing new shares as external sources of financing.

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.35909.2547

2. M.Sc. Department of Management, Science and Art University, Yazd, Iran. Corresponding Author. Email: Smag.1347@gmail.com.

3. Instructer, Department of Accounting, Science and Art University, Yazd, Iran. Email: Rahimi.jd@gmail.com.

MATERIALS AND METHODS

The statistical community studied in this research comprises companies admitted to the Tehran Stock Exchange, and the sample was selected using the systematic elimination method, resulting in 103 companies. Information in the literature and theoretical foundations of the research was collected through library references and the compilation of relevant sources. Additionally, to test the hypotheses, audited financial statements of the statistical population and other reports of companies admitted to the Tehran Stock Exchange were utilized. The data gathering method involved examining the audited financial statements of the companies through databases of the stock exchange organization, such as Rahavard Navin software, Tadbir Pardaz, and the Kodal website, along with library references for the financial period from 2011 to 2018. For data analysis, the information obtained from Rahavard Navin and Tadbir Pardaz software, as well as the stock exchange information site named Kodal, was collected in an Excel spreadsheet. Subsequently, Eviews software was employed for hypothesis testing and analysis.

RESULTS AND DISCUSSION

The research findings indicate a positive and significant relationship between the flexibility of the financial structure and cash profit, company growth, and the intrinsic value of the company's shares. Additionally, the control variables of asset return and financial leverage exhibit a positive and significant relationship with the cash profit variable and company growth. However, no significant relationship was observed between the flexibility of the financial structure and the cost of capital. The control variables of asset return and financial leverage, on the other hand, demonstrated a positive and significant relationship with the cost of capital variable. Furthermore, the control variables of book value to market, return on assets, and financial leverage were found to have a negative, positive, and positive and significant relationship with the intrinsic value of the company's shares, respectively. In terms of the relationship between the flexibility of the financial structure and the debt ratio, no significant relationship was identified. The control variables of company size, asset return, and financial leverage, however, showed a negative, positive, and positive and significant relationship with the debt ratio variable, respectively.

Keywords: Financial Structure Flexibility, Cash Dividend, Cost of Capital, Company Growth, Intrinsic Value, Debt Ratio.

JEL Classification: M40, M41.

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. 43, Winter 2023
pp. 15-18

Research Paper

Investigating the Interactive Effect of Financial Constraints and Development on the Relationship between Stock Liquidity and the Company's Future Investment[1]

Mehdi Khorramabadi[2], Soheila Lashgarara[3], Maryam Asadi[4]

Received: 2022/09/04 Accepted: 202۳/06/19

INTRODUCTION and THEORETICAL FOUNDATIONS

Based on financial theories, several factors influence the liquidity of shares and the future investment of a company. Understanding these factors is crucial for evaluating and allocating the optimal level of the company's resources to investment projects. An increase in stock liquidity is positively associated with a rise in market investment, as the financial assets of companies are discounted at a lower cost of capital rate when the liquidity of the capital market increases (Amihud and Mendelson, 1988). Efficient and effective investment is a key factor for sustainable economic development. To achieve this, economic units seeking to invest in various plans and projects must carefully consider the threshold or amount of investment in accordance with their limited resources (Moradi et al., 1400). Financial development is also a critical consideration in the world's economic systems, where the issue of limited

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.41634.2733
2. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Management, Economics and Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: M.Khorramabadi@pnu.ac.ir.
3. Instructer, Department of Accounting, Faculty of Management, Economics and Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran. Email: S.lashgarara@pnu.ac.ir.
4. Ph.D. Student, Department of Accounting, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. Email: Ma.asadi@urmia.ac.ir.

financial resources or financial constraints is a significant challenge. Companies encounter funding restrictions when there is a substantial gap between internal and external expenditures of allocated funds (Heidari Heratmeh and Shirin Bakhsh, 2016). The financial constraints examined in this research encompass financial leverage, interest rates, and the Kaplan and Zinglas index. Furthermore, financial development plays a major role in influencing the capital structure of companies. The development of financial markets in an economy is closely linked to the development of the entire country. Financial development serves as the foundation for enhancing liquidity, optimizing resource allocation, identifying and financing suitable investment opportunities, and managing and diversifying risk (Duko et al., 2011). Therefore, the objective of this research is to investigate the interactive effect of financial restrictions and development on the relationship between stock liquidity and the future investment of a company.

In alignment with the research goals and grounded in theoretical foundations, the research hypotheses were formulated as follows:

Hypothesis 1: Amihud's multidimensional liquidity measure has a positive and significant effect on the company's future investment.

Hypothesis 2: Financial constraint has a significant and negative interactive effect on the relationship between Amihud's multidimensional liquidity criterion and the company's future investment.

Hypothesis 3: Financial development has a significant and positive interactive effect on the relationship between Amihud's multidimensional liquidity measure and the company's future investment.

METHOD

The study is based on the regression model of combined data. Data from 111 companies admitted to the Tehran Stock Exchange during the period from 1394 to 1398 have been collected and utilized to test the research hypotheses.

DISCUSSION AND FINDINGS

Regarding the first hypothesis, the research findings indicate that Amihud's multidimensional liquidity criterion has a positive and significant effect on the company's future investment. In general, it can be stated that the increase in share liquidity contributes to higher cash flows for the company, leading to a reduction in the cost of capital and decreased investor risk. Consequently, this trend results in an

increased inclination of the company towards future investments. For the second hypothesis, which posited that financial constraints moderate the relationship between Amihud's multidimensional liquidity and the company's future investment, three sub-hypotheses related to financial leverage, interest rate paid, and the KZ index were tested. While the sub-hypotheses were confirmed in terms of the significance of the relationship, they were rejected in terms of the direction of the relationship. This suggests that the interactive variable of financial constraints amplifies the relationship between Amihud's multidimensional liquidity and the company's future investment. Additionally, the interactive variable of financial development strengthens the relationship between Amihud's multidimensional liquidity and the company's future investment.

CONCLUSION

Based on the research results, higher share liquidity induces a change in the company's future investment level, specifically an increase. This change is attributed to increased cash flow, reduced costs of capital associated with future investments, and improved overall financial conditions. Additionally, the coefficients and directions associated with the measurement criteria of the interactive financial constraint variable-such as financial leverage, interest rate paid, and the Kaplan and Zinglas index (KZ)-indicate a positive and significant moderating role of this variable in the relationship between share liquidity and the company's future investment. Higher values of these criteria intensify this relationship. Furthermore, the market value to GDP (financial development index) exhibits an interactive role in the relationship between liquidity and future investment. An increase in this index strengthens the relationship between the independent variable (liquidity) and the dependent variable (future investment). Therefore, based on the research findings, which highlight the positive and meaningful relationship between liquidity and company investment, it is recommended to investors and company management to consider the importance and role of stock liquidity in their investment decisions. Additionally, the financial restriction index and financial development factor should be taken into account for a more comprehensive evaluation and achieving more favorable results. Finally, the research suggests that stock exchanges and securities organizations should rank companies based on criteria related to financial constraints and financial development. This ranking can provide

investors with more informed decision-making tools when considering investment opportunities.

Keywords: Liquidity, Investment, Financial Limitation, Financial Development, Multidimensional Liquidity of Amihud.

JEL Classification: G11, G32, G33.

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. 43, Winter 2023

pp. 19-20

Research Paper

Conservative Capital Structure and Stock Price Crash Risk: The Moderating Role of Information Asymmetry and Firm Life Cycle[1]

Azam Pouryousof[2], Mehdi Saghafi[3]

Received: 2023/05/06 Accepted: 2023/11/22

INTRODUCTION

The research aims to explore the impact of capital structure determination policies, specifically conservative and non-conservative policies, on the risk of stock price crashes. Existing empirical and theoretical evidence suggests that companies favoring financial conservatism tend to have lower leverage, higher cash reserves, experience slower growth, and may face market repercussions due to excessive conservatism. Capital markets often react negatively to extreme conservatism. Consequently, it is hypothesized that a conservative capital structure increases the risk of future stock price crashes. Moreover, empirical findings indicate that information asymmetry allows managers to conceal unfavorable news, potentially resulting in a sudden stock price drop when the news is eventually disclosed. Theoretically, information asymmetry is linked to financial flexibility through reduced debt and increased cash, and conservative financial practices involve avoiding excessive investment of surplus cash and utilization of debt capacity. Therefore, it is anticipated that companies characterized by higher information asymmetry will exhibit a more pronounced effect of a conservative capital structure on the risk of future stock price crashes. Additionally, companies in the growth and introduction stages often prioritize investments for expansion, resulting in higher debt levels and lower cash reserves. In these growth stages, management is more likely to adopt a bold approach to capital structure. Given this context, a conservative capital structure in growth and introduction stages is expected to heighten the risk of stock price crashes. The research aims to investigate and analyze these expected impacts across different stages of a company's life cycle.

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.43675.2818

2. Assistant Profesor. Faculty of Management, Economic & Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: Pouryousof@pnu.ac.ir.

3. Assistant Profesor, Faculty of Management, Economic& Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran, Email: Saghafi.mahdi@pnu.ac.ir.

MATERIALS AND METHODS

The current research is a quantitative, applied, and post-event study. Data were collected using the document mining method through the new Rahvard software, specifically by studying the audited financial statements of companies listed on the Tehran Stock Exchange. The statistical population was determined using the systematic elimination method, resulting in a sample of 143 companies after applying sampling restrictions. The research period spans from 2012 to 2021, and multivariable regression models were estimated, taking into account the fixed effects of both the year and industry.

RESULTS AND DISCUSSION

The findings of the research suggest that a conservative capital structure does not exert a significant impact on the stock price crash risk. Despite emphasizing the role of information asymmetry in the relationship between conservative capital structure and stock price crash risk, the life cycle of the company does not appear to have a significant effect on this relationship.

CONCLUSION

The research suggests that companies with a conservative capital structure are more likely to seize suitable investment opportunities, reduce opportunistic behavior, and face a lower risk of stock price crashes. This conclusion holds true even in Iran's inflationary economy. Supplementary tests indicate that the results remain consistent when debt related to facilities is considered in the calculation of financial conservatism.

The research further suggests that the average characteristics of companies with conservative and non-conservative capital structures, as measured by credit of net debt ratio and debt ratio based on facilities, can influence the results. Therefore, analysts and creditors are advised to take into account these ratios when assessing the risk of future stock price falls.

Additionally, the research model only considers the size of the company as a control variable. Future research is recommended to incorporate other control variables that may affect the risk of future stock price falls, thereby enhancing the explanatory power of the model. Moreover, using alternative indicators for measuring financial conservatism based on relevant criteria is suggested for future studies.

INNOVATION

The current study represents a pioneering analysis of the determinants of conservative financial policy. It breaks new ground by investigating the influence of a conservative capital structure on the risk of stock price crashes, incorporating considerations of life cycle adjustment and information asymmetry. This research contributes to the existing literature on financial conservatism, particularly in the context of inflationary economies, and sheds light on its nuanced effects.

Keywords: Conservative Financial Policy, Stock Price Crash Risk, Financial Flexibility, Information Asymmetry and Life Cycle.
JEL Classification: G32, O16, D53.

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. 43, Winter 2023
pp. 21-24

Research Paper

Identifying and Modeling the Relationships Between Economic and Non-economic Components Financial Stress of Individual Investors of the Capital Market (Integrated Approach of Techniques Meta-Synthesis - Fuzzy Delphi - Dematel)[1]

Yousef Azadian[2], Iman Dadashi[3], Yousef Taghipouryan Gilani[4]

Received: 2022/09/24 Accepted: 2023/11/06

INTRODUCTION[5]

The study aims to explore the various factors influencing the financial stress of individual investors in the capital market and elucidate the intricate relationships between economic and non-economic components of financial stress, along with their consequences. The significance of public participation in the capital market is emphasized, as the accumulation of micro-savings from individuals plays a crucial role in forming capital—a pivotal factor in economic development. Economists have historically focused on understanding economic growth and the role of financial capital in this process. Identifying and addressing challenges in the capital market has been a constant endeavor. Given the increasing number of individual shareholders and the

1. DOI: 10.22051/JFM.2023.36833.2573
2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Email: Azd.imnd@gmail.com.
3. Assistant Professor, Department of Economics and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Corresponding Author. Email: i.dadashi@Qom.ac.ir.
4. Assistant Professor, Department of Accounting, Chalus Branch, Islamic Azad University, Chalus, Iran. Email: ytaghipouryan@gmail.com.
5. This article is based on the thesis conducted by Yousef Azadian, Dr. Iman Dadashi (the supervisor), Dr. Yousef Taghipouryan Gilani (the advisors)

substantial value of their transactions in the country's capital market, understanding the psychological factors and behaviors of these investors becomes imperative. Economic, social, political, and other variables can impact their trading approaches. Consequently, a precise understanding of the factors affecting the financial behavior of individual investors is essential for implementing effective programs to guide their investments in a scientific and systematic manner. By delving into the components influencing the financial stress of individual investors, the research aims to contribute to the recognition and understanding of the public's concerns in the securities market. Addressing these financial stressors is crucial for building and enhancing public confidence in the capital market, ultimately fostering economic growth and development.

MATERIALS AND METHODS

The research method is characterized by a mixed exploratory approach, utilizing a survey strategy within a single-section timeframe. Data analysis was conducted using MAXQDAv10, SPSS, and Excel software. The research method involves the following steps:

A. Consolidation of qualitative research data: Identification of economic and non-economic factors influencing financial stress and its consequences was achieved through the meta-synthesis technique, following the seven stages proposed by Sandelowski and Barroso (2007). This stage involved reviewing 204 studies from 1989 to 2019 and extracting relevant factors from 59 selected studies.

B. Compilation of extracted variables: Using the fuzzy Delphi technique, mental data from panel members of experts were converted into nearly objective data through an interview process. The content validity ratio (Lawshe) was employed to confirm or reject the components identified by panel members.

C. Identifying the pattern of relationships between economic and non-economic components of financial stress: In the third step, the Demetel technique, based on the principles of graph theory, was employed to extract relationships and determine the intensity of interaction and mutual influence among economic and non-economic components of financial stress within the studied graph.

RESULTS AND DISCUSSION

The findings of the research indicate the identification of 137 items (111 items related to financial stress and 26 items related to outcomes) through the Meta-Synthesis method. Subsequently, through expert interviews, an additional 24 items and 3 new

components were suggested. Among the proposed items, 19 are associated with financial stress, and 5 are linked to the consequences of financial stress. Regarding the proposed components, 2 are related to financial stress, and one component is related to the consequences of financial stress.

The content validity index calculation demonstrates the acceptance of these components by the panel of experts, with complete consensus. Following the fuzzy Delphi process, a total of 5 economic and 5 non-economic components affecting the financial stress of individual capital market investors were identified, comprising 109 items. Additionally, 2 economic components and 2 non-economic components related to the consequences of financial stress were confirmed, totaling 25 items.

CONCLUSION

The research findings reveal that the economic component "government decisions" has the highest impact with a score of 2.8775 and, simultaneously, the least influence among the economic components with a degree of impact of 1.1918. On the non-economic side, the component "Implications for society (non-individual)" is the most ineffective with an impact of 0.6943, while also having the highest impact among the components with a score of 2.7156. The results obtained from the Demetel technique suggest that the consequences of financial stress exhibit the least intensity in terms of the R index, but conversely, they have the most impact on financial stress components according to the C index. This observation aligns with financial and economic realities. Moreover, the economic component "legal factors and related standards" holds the highest weight and importance among components influencing the financial stress of individual shareholders, with a rate of 4.3214. Conversely, the economic component "consequences for the economy" has the lowest weight and importance among the outcome components of financial stress, with a rate of 3.1267. The component "government decisions" emerges as the most important cause of financial stress with a net impact of 1.6858, while the component "consequences for society (non-individual)" has a net impact of -2.2013, signifying its significance as the most crucial component of financial stress. In terms of net effect, variables related to financial stress are greater than zero, indicating their influence on outcome variables of financial stress. Conversely, all components of the outcome variable of financial stress are less than zero, suggesting their susceptibility to the influence of financial stress components. This study contributes a comprehensive list

of items and components affecting the financial stress of real capital market investors and its consequences.

Keywords: Financial Stress, Individual Investors, Capital Market.

JEL Classification: G41, P43, M38.

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. 43, Winter 2023

pp. 25-28

Research Paper

Multidimensional Index of Financial Flexibility Assessment[1]

Vahid Taghavi Fardoud[2], Rasoul Baradaran Hasanzadeh[3], Ahmad Mohammadi[4]

Received: 2023/02/16 Accepted: 2023/11/13

INTRODUCTION

The evidence from previous studies on measuring financial flexibility has primarily relied on Western literature, which may not necessarily be suitable for developing economies such as Iran. Previous research has often employed "single indicators" to measure financial flexibility. For instance, some studies used leverage to indicate debt capacity (Billet, King & Mauer, 2007; Denis & McKeon, 2012; Marchia & Mura, 2009), while others utilized cash holdings (Chen, Harford & Lin, 2017; Hoberg, Phillips & Prabhala, 2014; Riddick & Whited, 2009). Additionally, certain studies employed multiple variables to measure financial flexibility through a composite index (Arslan-Ayaydin, Florackis & Ozkan, 2014; Gamba & Triantis, 2008; Rapp, Schmid & Urban, 2014). Recognizing that financial flexibility signifies a company's ability to effectively respond to unexpected shocks, exploit investment opportunities, and acquire capital at low cost, the study by Chang & Ma (2018) highlights the importance of considering cash retention and potential cash inflow in creating low-cost cash flows. This, in turn, helps in maintaining financial security and addressing financial constraints. Consequently, the current research aims to develop a

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.30323.2327
2. Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.E mail: taghavi.vahid@gmail.com
3. Associate Prof., Department of Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran. (Corresponding Author),Email: drh313@gmail.com
4. Assistant Prof., Department of Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.E mail: ahmad.mohammady@iaut.ac.ir

multi-dimensional adjusted Financial Flexibility Index (FFI) that accurately reflects the specific characteristics of the Iranian stock exchange.

MATERIALS AND METHODS

Based on the research's purpose of determining the optimal measure of financial flexibility suitable for the financial market of Iran, the study can be classified as developmental-applicative in terms of its objective and descriptive in terms of its implementation method. The data collection methods employed include documentary and library methods. Information required for the research literature and theoretical foundations has been gathered through books, both foreign and domestic magazines.

To extract the modified model of financial flexibility, the researchers utilized a questionnaire to weight the indicators using the Analytic Hierarchy Process (AHP) method. Additionally, the necessary statistical data were extracted from the financial statements of companies listed on the Tehran Stock Exchange. The research focused on a sample of 180 companies over the period from 2007 to 2017.

The overall research methodology encompasses several steps:

1. Conducting an exploratory search in relevant texts to extract the initial framework of the research based on definitions of financial flexibility. The primary framework was developed following the research methodology outlined by Chang and Ma (2018).

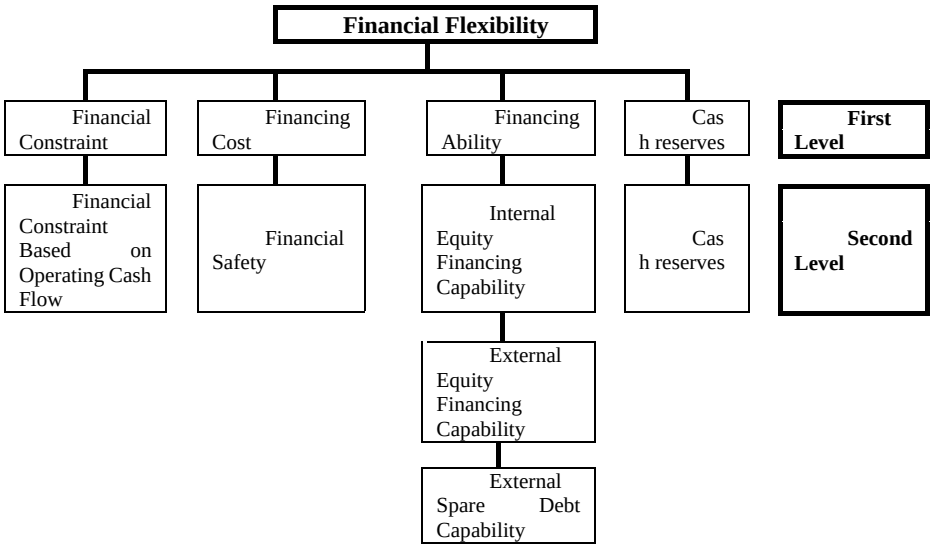


Figure 1. The basic framework of determinants of adjusted financial flexibility index

2. The researchers employed hierarchical analysis to validate and assess factors as indicators of financial flexibility suitable for Iran's financial market, assigning weights to the criteria of the first-level index. At this stage, the opinions of 15 academic and professional experts were gathered and utilized to assign weights to the first-level indicators.
3. In the third stage, the researchers calculated the values of the first-level indicators for each year of the company. This calculation allows for the determination of the amount of financial flexibility based on the weights assigned to the four indicators in the second stage. Essentially, at this stage, the second-level index criteria are applied. These criteria, as illustrated in Figure (1), serve as secondary indicators (second level) used to calculate the main indicators (first level).

3. RESULTS AND DISCUSSION

The results obtained from the consensus of experts regarding the weighting of indicators revealed that, in the multi-dimensional model of financial flexibility extracted, cash retention takes the first priority, followed by financing ability, financing cost, and financial constraints. This indicates that, according to experts, cash reserves play the most significant role, comprising 57.9% of the weight in the flexibility index. Furthermore, among the main indicators weighted by experts, the financing ability index is measured through three sub-indices: Internal Equity Financing Capability, External Equity Financing Capability, and External Spare Debt Capability. The weights assigned to these sub-criteria were determined using the coefficient of variation to measure the financing ability based on them. The results showed that, in Iran's capital market, External Spare Debt Capability carries the highest weight, while External Equity Financing Capability has the least impact on the company's ability to finance. This suggests that companies in Iran's market may find it easier to secure financing through debt.

CONCLUSION

The research results align with the hierarchical theory of capital structure, indicating a preference among companies for debt financing over equity financing, which is perceived as more costly. Given the emphasis on Cash reserves in explaining financial flexibility according to expert opinions, it is recommended to managers and financial policy makers of companies to orient the organization's strategy towards maintaining ample cash reserves. This strategic move enables companies to respond appropriately to unforeseen problems and shocks. Furthermore, it is suggested to the

stock exchange organization to assess the financial flexibility of companies based on such multi-indicator models. Ranking companies according to their financial flexibility could provide valuable information for potential investors and shareholders. This approach allows stakeholders to make more informed decisions, considering the financial flexibility of companies, thus contributing to a more transparent and well-informed investment environment.

Keywords: Academic Experts; Analytic Hierarchy Process (AHP); Financial Flexibility.

JEL Classification: G17, G01, M41.

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. 43, Winter 2023

pp. 29-32

Research Paper

The Impact of Cultural Intelligence of Financial Managers on Corporates Financial Reporting Quality[1]

Hassan Ahmadi[2], Hashem Valipour[3], Gholamreza Jamali[4]

Received: 2022/04/01 Accepted: 2023/11/21

INTRODUCTION and THEORETICAL FOUNDATIONS

Cultural intelligence is a crucial tool for effectively navigating tasks within diverse and heterogeneous work environments. This form of intelligence represents a distinct ability and skill that empowers individuals to perform tasks adeptly in multicultural settings. Having cultural intelligence enables managers to interpret emotional behaviors within different cultural contexts and respond appropriately based on specific cultural norms. This capability positions them to stay competitive and excel in comparison to other managers.

In the current globalized business landscape, "cultural intelligence" has emerged as an essential lever for leaders and managers. Organizations and managers who recognize the strategic value of cultural intelligence can leverage cultural differences and diversity to gain a competitive edge and establish superiority in the global market. Cultivating cultural intelligence is not just about understanding diverse cultures but also about utilizing that understanding to drive success in a multicultural and interconnected world.

In today's globalized business environment, characterized by the expansion of capital markets and increased investment, the quality of financial information reported

1. DOI: 10.22051/JFM.2019.25367.2030

2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Yasooj Branch, Islamic Azad University, Yasooj, Iran. Email: ahmadihassan80@yahoo.com.

3. Associate Professor, Department of Accounting, Islamic Azad University, Yasooj Branch, yasooj, Iran. Corresponding Author. Email: h.valipour@gmail.com.

4. Assistant Professor, Department of Industrial Management, Faculty Member of Persian Gulf University, Bushehr, Iran. Email: gjamali@pgu.ac.ir.

by companies has become a crucial concern. The significance of high-quality information lies in its role in facilitating accurate decision-making, ensuring the proper allocation of financial resources, and contributing to overall economic welfare. Against this backdrop, the cultural intelligence of financial managers emerges as a key factor shaping the competitive landscape in the business environment. Companies are continually compelled to monitor the business environment, make timely decisions, and respond swiftly to emerging opportunities and threats.

The ability to collaborate with individuals from diverse cultural backgrounds is contingent upon recognizing and understanding cultural differences, encompassing various ethnic and national groups. Across most countries, achieving a balance between work and personal life is considered a pivotal factor influencing job satisfaction. Neglecting the quality of work life for an organization's employees can significantly diminish the overall effectiveness and efficiency of the organization. In essence, the cultural intelligence of financial managers has become instrumental in navigating the complexities of today's business world, fostering adaptability, and ensuring that companies remain agile in the face of dynamic challenges and opportunities.

The stock exchange serves as an economic market where securities are bought and sold in accordance with established rules and regulations. The decisions made by both potential and existing investors in this market extend beyond quantitative and rational analyses alone. The quality of financial reporting significantly influences their decisions concerning market interactions. Research in the realm of cultural intelligence indicates that financial managers are impacted by cultural intelligence in their analyses, contributing to the optimization of decision-making processes.

Despite cultural intelligence being a focal point for numerous researchers and experts as a means of enhancing decision-making capabilities, there has been a lack of comprehensive efforts to assess cultural intelligence. In other words, the role of cultural intelligence as a novel paradigm in the domain of organization and management, particularly in finance, has not been adequately elucidated. Consequently, the present research aims to investigate the impact of cultural intelligence among financial managers on the quality of financial reporting for companies listed on the Tehran Stock Exchange.

MATERIALS AND METHODS

The research utilized David Livermore's standard cultural intelligence questionnaire alongside information from the financial statements of companies listed on the Tehran Stock Exchange to assess the quality of financial reporting. Data pertaining to 98 companies admitted to the Tehran Stock Exchange from 1392 to 1396 were collected and processed for analysis. The modified Jones model was employed to gauge the quality of financial reporting in this study.

With a practical orientation, the research aimed to elucidate relationships between variables, offering insights and recommendations. It assumed a correlational descriptive nature. E-views version 8 software facilitated the statistical data analysis and hypothesis testing.

Research findings indicated that cultural intelligence enhances the judgment capabilities of financial managers, contributing to improved performance and favorable

outcomes for the organization. Managers exhibiting higher cultural intelligence demonstrated greater adaptability to organizational conditions, resulting in enhanced performance and organizational excellence. The results further suggested that companies surveyed are increasingly incorporating new tools, including cultural intelligence, to aid financial managers in analysis, decision-making, reporting, and inquiry. This integration is aimed at facilitating appropriate and timely decisions, ultimately enhancing the quality of financial reporting.

RESULTS AND DISCUSSION

The study's findings revealed several key insights. Firstly, the motivational dimension of cultural intelligence highlighted that the interest and career aspirations of financial managers in the surveyed companies positively impacted the quality of financial reporting. Adequate motivation among financial managers, driven by an internal desire to engage and build relationships with cultural organizations, facilitated positive and effective interactions with individuals from diverse cultures. This motivation created an environment conducive to employees performing their work with logical planning, managing productive relationships, and delivering favorable outcomes in the organization. The manager's understanding of cultural similarities and differences played a crucial role in enhancing employee job performance and, consequently, improving the overall quality of financial reporting.

Moreover, the research indicated that financial managers who developed the metacognitive component of cultural intelligence within a market-based organizational culture exhibited better abilities to monitor, experience, analyze, and regulate their behavior in various cultural situations. These managers, equipped with a suitable strategy, were adept at anticipating cross-cultural encounters, scrutinizing assumptions during such encounters, and adjusting mental maps if real experiences diverged from prior expectations. This heightened metacognitive awareness empowered managers to navigate cultural complexities, gaining a competitive edge and influencing the market.

Furthermore, the study underscored the significance of the behavioral dimension of cultural intelligence. The appropriate verbal and non-verbal reactions of financial managers when interacting with individuals from diverse cultures were identified as influential factors on the quality of financial reporting. The behavioral dimension fostered consistency in the verbal and non-verbal behaviors of financial managers, enabling them to adapt seamlessly to different people and cultures in various situations. This adaptability facilitated effective communication and interactions, allowing financial managers to approach their job responsibilities with logical planning and organization, aligned with organizational conditions and positions. Consequently, this adaptive behavior positively impacted the performance of assigned job duties, ultimately contributing to the enhancement of the quality of financial reporting.

CONCLUSION

The study highlights the existing gap between scientific exploration of cultural intelligence and its practical implementation within organizations. While numerous scientific studies have detailed the concept of cultural intelligence and its advantages, the practical application of cultural intelligence has received limited attention. This research aims to bridge the divide between theoretical knowledge and practical

implementation, presenting experimental results that encourage organizations to adopt and apply cultural intelligence.

In a diverse country like Iran, where individuals from various cultures, subcultures, local tribes, and regions converge in organizational settings, cultural intelligence becomes pivotal. It enhances people's adaptability, fosters successful interactions with individuals from different cultural backgrounds, improves teamwork, and contributes to overall effectiveness and performance. The research underscores that elevating the cultural intelligence of financial managers can predict their alignment with the desired organizational culture. This predictive capability aids both managers and job applicants in anticipating the cultural fit before joining an organization. Consequently, it enables managers to make informed decisions, avoiding the recruitment of individuals whose cultures may not align with the organization's cultural values.

Given the absence of prior research on the relationship between cultural intelligence and the quality of financial reporting in Iran, this study pioneers in exploring this connection using Jones' modified model. Future researchers are encouraged to employ various tools and models to measure financial managers' cultural intelligence comprehensively. Comparing and analyzing the outcomes of their studies with the findings of this research can contribute to a deeper understanding of the role of cultural intelligence in financial and accounting variables within the Iranian context. This collaborative effort may facilitate the development of effective strategies for integrating cultural intelligence into financial management practices, ultimately enhancing organizational performance.

Keywords: Cultural Intelligence, Financial Leverage, Firm Size, Financial Reporting Quality, Stock Exchange.

JEL Classification: G41, C58, L11, L25, E44.

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. 43, Winter 2023

pp. 33-38

Research Paper

Provide an Optimization Model for Assessing Entry Risk Digital Currency to the Islamic Banking Currency Portfolio in Iran[1]

Ahmad Aghamohammadi[2],Fereydoon Ohadi[3], Mohsen Seighaly[4], Bahman Banimahd[5]

Received: 2022/08/04 Accepted: 2023/12/08

ABSTRACT

Digital currency is a virtual form of currency that relies on encryption principles to authenticate transactions. It represents the first decentralized electronic payment system, successfully addressing the challenge of double-spending in virtual currencies. The primary objective of digital currency is to streamline financial and monetary processes without the need for intermediaries like banks. In this context, governments and banks are unable to exert significant control over this form of currency. As of now, Iranian Islamic banking lacks established regulations regarding the use of digital currencies, leading to various risks associated with the use of foreign currencies by banks and the country as a whole. The research conducted initially evaluates the risks linked to a currency portfolio utilized by banks in Iran, employing the value-at-risk approach. Subsequently, the study incorporates digital currency into the portfolio and reassesses the associated risks, ultimately presenting an optimal hybrid portfolio model. The research findings indicate a reduction in the risk of the hybrid portfolio compared

1. DOI: 10.22051/JFM.2019.24952.2003

2 Ph.D. Student, Department of Financial Engineering, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran. Email: ahmad.aghamohammadi59@gmail.com.

3 Assist Professor, Department of Industrial Engineering, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran. Corresponding Author. Email: fohadi31@kiau.ac.ir.

4 Assist Professor, Department of Financial Management, Tehran South Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:seighaly@gmail.com.

5 Associate Professor, Department of Accounting, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran. Email:dr.banimahd@gmail.com.

to the original mixed portfolio. This suggests that the inclusion of digital currency in the portfolio has a risk-mitigating effect, emphasizing its potential benefits in financial strategies and risk management.

INTRODUCTION

The adoption of digital currency in Islamic banking in Iran aims to address the risks associated with traditional currency transfer methods, such as different prices, lengthy transfer processes, and high SWIFT fees. Digital currency offers advantages such as enabling quick and low-cost payments irrespective of geographical locations through the internet. Moreover, the decentralized nature of digital currency transactions makes them less susceptible to tracking, potentially easing international financial transfers under sanctions.

Some authorities have acknowledged the use of digital currency as a means of ensuring economic integrity and compliance with the law. Given these considerations, the research seeks to explore the potential of safe investment in digital currency within the context of Islamic banking in Iran. This involves evaluating the impact of digital currency on currency portfolios within Iranian banks, considering factors such as risk, efficiency, and optimization.

The primary objectives of the research are as follows:

1. Assess the risk and return associated with the existing currency portfolio.
2. Examine the impact of incorporating digital currency into the currency portfolio in terms of risk and return.

By addressing these questions, the research aims to provide insights into the optimal combination of digital currency with other currencies in the portfolios of Iranian banks. This analysis will contribute to understanding the risk-return profile and potential benefits of integrating digital currency into traditional currency portfolios.

MATERIALS AND METHODS

To conduct the research, first, the price changes of digital currency and other currencies used in Iranian banking have been extracted. Then, the price changes of digital currency and the currencies of EUR, CNY, TRY, AED, INR, RUB, KRW, and JPY were extracted in terms of USD in the 3-year period from 2016 to 2018. Considering the fluctuations of exchange rates during a three-year period, the aim is to estimate the amount of VaR for a time horizon of 10 days in the future. It is also assumed that the desired level of confidence is 95%. The steps of measuring the value at risk and creating an optimal portfolio for investing in digital currencies will be as follows (Rai and Saeedi, 2013).

Step 1) The rate of return based on the daily price is calculated discretely based on the formula of equation (4) $R_{i,t}$ is the return of asset (i) on the (t) day and $P_{i,t}$ is the price of the asset (i) on the (t) day

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \qquad (4)$$

Step 2) After calculating the daily yield of each currency, the statistical indicators of the mean and standard deviation of the daily yield of currencies will be determined.

Step 3) Using equation (5), the value at risk is calculated:

$$VAR_{\mathrm{i}} = M_{\mathrm{i}}\sigma_{\mathrm{i}}Z_{\alpha}\sqrt{\mathrm{T}} \qquad (5)$$

(i,j) are the number of currencies (assets), $\mathrm{VAR_I}$ is the value at risk for investing in the (i) currency, $\mathrm{M_i}$ is the market value of the (i) currency or the (i) currency rate on the last day for which information is available, σ_{i} is the standard deviation of the daily return for the (i) currency, Z_{α} is a point on the normal probability diagram for which the desired error will be α% ($Z_{0/05}$ = Z_{α} =1/645) = 1.645), $\sqrt{\mathrm{T}}$ is the studied time interval in the future ($\sqrt{\mathrm{T}}$ is equal to 10 days in the future has been)

Step 4) Calculating the covariance of the daily return of two currencies

Step 5) Calculate the total return of the existing portfolio using equation (6)

$$\mathrm{R_T} = \sum_{\mathrm{i=1}}^{5} \mathrm{W_i}\,\overline{\mathrm{R}}_{\mathrm{i}} \qquad (6)$$

$\mathrm{R_T}$ is the total return of the existing currency portfolio, $\mathrm{W_I}$ is the current share (weight) of the (i) currency (for i=1,2,3,3,4,5) in the currency portfolio, $\overline{\mathrm{R}}_{\mathrm{i}}$ is the average daily return of the (i) currency (for i=1,2,3,3,4,5)

Step 6) The optimal value at risk for the entire currency portfolio can be calculated using the following relationship (7):

$$VaR = \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^{5} \sigma_i^2\, W_i^2 + \sum_{j=1}^{5} \sigma_j^2\, W_j^2 + 2\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{5} W_i\, W_j COV(i,j) \qquad (7)$$

$VaR = \sigma_p^2$ value at risk of the entire currency portfolio, $\sum \mathrm{W_i}$, the total share or weight of currencies (assets (i) (for i = 1,2,3,4,5) in the optimal portfolio that must be calculated. (Rai and Saeedi, 2013).

Step 7) Calculate the optimal value of σ_p^2 and $\mathrm{W_i}$ using model (2)

In the implementation of the linear programming model (2), the goal is to take into account the share (weight) of each currency and calculate the total return of the existing currency portfolio (R_{T}), what is the weight of each currency (w_i) so that the total risk of investment in the currency portfolio reaches the lowest level. Therefore, by placing the relevant numbers in the above model, it is possible to minimize the amount of investment risk in the currency portfolio. (Rai and Saeedi, 2013).

$$Min \quad S_P^2$$

S.t

$$\sum_{i=1}^{5} W_i \bar{R}_i \geq R_T$$

$$\sum_{i=1}^{5} W_i = 1 \qquad \text{(2)Model}$$

$$w_i \geq 0 \qquad i = 1,2,\dots,n$$

After obtaining the optimal weight value used in the portfolio of currencies based on covariance coefficients using Lingo software, it is placed in the value at risk formula $VAR_{\mathrm{i}} = M_{\mathrm{i}}\sigma_{\mathrm{i}}Z_{\alpha}\sqrt{\mathrm{T}}$ and The minimum loss or risk is obtained based on the desired time horizon.

RESULTS AND DISCUSSION

The average, standard deviation of daily returns, and value at risk related to 8 currencies and digital currencies separately have been calculated using Excel software and are presented in Table (1). In Table (1), digital currency exhibits the highest average daily return. Additionally, the value at risk for 8 foreign currencies and digital currency, with an error margin of 0.5% over the next 10 days, has been calculated using the last daily rate of 2018 and is expressed in USD.

Table 1. Statistical indicators and value at risk of foreign currencies and digital currency in the period of 3 years from 2016 to 2018 (10^{-3}) (research findings)

Name of Currency	AED	INR	RUB	TRY	KRW	JPY	CNY	EUR	Digital Currency
Days studied	1097	1097	1097	1097	1097	1097	1097	1097	1097
Average daily yield	0/0	0/0	0/6	0/6	0/1	0/1	0/1	0/1	2/7
Standard deviation	0/1	7/3	2/2	4/3	10/8	0/4	4/5	3/4	40/7
Value at risk	2/9	2657	823/2	119/8	6296	277/5	161/7	15/6	7933

After calculating the value at risk, the covariance related to the return of two currencies was calculated, which can be seen in table (3).

Table 2. Variance-covariance matrix of daily returns of currencies and digital currency from 2016 to 2018 (10^{-6}) (research findings)

	EUR	CNY	JPY	KRW	TRY	RUB	INR	AED	Digital Currency
EUR	21/5	3/9	9/1	11/7	-5/0	-1/7	-0/3	0/0	2/9
CNY		5/6	0/20	0/48	-0/26	-0/05	0/04	0/0	-1/4
JPY			33/3	6/1	-1/0	-2/8	0/1	0/0	-3/6
KRW				30/3	-9/8	-0/3	1/2	0/0	5/4
TRY					131/5	-1/5	-1/13	0/0	-48/6
RUB						84/6	1/1	0/0	-10/7
INR							9/5	0/0	-3/6
AED								0/002	0.0
Digital Currency									1658

After calculating the variance-covariance matrix, we first measured the total return and optimal risk values related to the weights of 8 currencies using Lingo software. Then, we added the digital currency to the portfolio of 8 currencies and again calculated the total return and optimal risk values of the created portfolio. The results of the calculations are presented in Table (4). It should be noted that the weight of the 8 currencies is considered equal to 0.125, and the weight of the 8 currencies with the digital currency is considered equal to 0.111.

Table 3. Total portfolio return and optimized values extracted from Lingo software for currencies with digital currency between 2016 and 2018 (research findings)

Name of Currency	AED	INR	RUB	TRY	KRW	JPY	CNY	EUR	Digital Currency	Total
Currency return $W_i\bar{R}_i(10^{-4})$	0/0	0/0	0/75	0/75	0/125	0/125	0/125	0/125	-	2.0
optimal weights of currencies (W_i^*)	0/170	0/0	0/234	0/0	0/0	0/0	0.595	0/0	-	6/379
portfolio return with digital currency $W_i\bar{R}_i(10^{-4})$	0/0	0/0	0/667	0/667	0/111	0/111	0/111	0/111	3/0	4/78
Optimum portfolio weights with digital currency (W_i^*)	0/0	0/083	0/332	0/0	0/0	0/0	0.511	0/0	0.07	1/861

According to the optimal values obtained in table (4), the measurement of the value at risk related to 8 currencies and the portfolio created with digital currency will be according to the following calculations:

Value at risk related to 8 currencies:

VAR= $\sqrt{6/3795} \times 1/645 \times \sqrt{10}$ = \$13.1390

Value at risk related to the portfolio created with digital currency:

VAR= $\sqrt{1/861} \times 1/645 \times \sqrt{10}$ = \$7.0981

The above results indicate that with a 95% probability in a time horizon of 10 days in the future for the portfolio of 8 currencies in the amount of 13.1390 dollars, and for

the portfolio created in combination with digital currency in the amount of 7.0981 will not bring more losses.

The difference between these two values at risk indicates that, with the addition of digital currency to the portfolio of foreign currencies, the amount of risk has decreased to 6/0409$.

Table 4. The amount of difference in the value at risk related to the portfolio of 8 currencies and the portfolio created with digital currency (research findings)

VAR (8 currencies)	VAR ((8 currencies in combination with digital currency	Amount of difference
13/1390$	7/0981$	6/0409$

CONCLUSION

As observed in the calculations related to the findings of the research, adding digital currency to the portfolio of currencies in Iranian banks reduced the overall risk of the portfolio. The research results confirm that investing in digital currencies by Iranian banks can help reduce the risk in their currency investments when combined with foreign currency portfolios. According to the research, incorporating digital currency into the portfolio of foreign currencies led to a reduction in the value at risk by $6.0409.

The absence of laws related to digital currency transactions in Iran may prevent investors from benefiting from the advantages of these currencies. The enactment of laws pertaining to the use of digital currencies can influence the risk and return of the bank's currency portfolio. In times of political sanctions, these types of currencies can be leveraged to counteract political restrictions.

Suggestions for future research:

- Calculate the value at risk related to the digital currency portfolio using different methods and compare them with the current method.
- Evaluate different types of digital currencies in the currency portfolio of banks in terms of their impact on risk and return.

Keywords: Digital currency, Islamic Banking, Portfolio Optimization, Foreign Exchange Portfolio, Risk.

JEL Classification: G110, E40, F310.

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.43, Winter 2023

Chief Editor: Abolfazl Shahabadi

Managing Director: Mohammadreza Rostami

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. 43

Winter 2023