بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال دوازدهم– شماره (۴۵)– تابستان ۱۴۰۳

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
اثر توسعه مالی بر جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی	سعید راسخی سارا قنبرتبار	۱-۲۶
بررسی رابطه متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی و ریسک سیستمی	یزدان گودرزی فراهانی محسن مهرآرا زلیخا مرسلی ارزنق	۲۷-۵۲
معرفی و آزمون مدل رشد ZZ برای ارزش‌گذاری سهام	میثم احمدوند حسن قالیباف اصل	۵۳-۸۶
هزینه‌های نمایندگی و ارتباط ریسک درماندگی مالی با ریسک سقوط قیمت سهام	رامین اسکندری غلامرضا کردستانی	۸۷-۱۱۲
بررسی تأثیر سوادمالی بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام با در نظر گرفتن گرایش و کنترل های رفتاری سرمایه‌گذاران و تاکید بر هنجارهای اخلاقی و ذهنی	مهدی مدنی احمد نبی زاده	۱۱۳-۱۳۲
تاثیر متغیر در زمان عوامل کلان اقتصادی بر احساس سرمایه‌گذار: بررسی نقش تحریم، برجام و کووید ۱۹	منیژه رامشه اسماعیل جلیلی محدثه یوسفی	۱۳۳-۱۵۶
طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت با نقش تعدیلی ویژگی‌های هیأت‌مدیره	رضا فلاح قاسم قاسمی علی نیرومندبیهقی	۱۵۷-۱۸۶
طراحی مدل انتخاب منابع تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی ایران با رویکرد ترکیبی ISM-MICMAC فازی	محسن شفیعیان مهدی همایون‌فر مریم اوشک‌سرائی محمد طالقانی مهدی فدائی	۱۸۷-۲۱۴
مدل احساس سرمایه‌گذار مبتنی بر شرایط نامتقارن استراتژی‌ها در بازی‌های روانشناختی قیمت سهام	همایون خسروی گلمت آبادی علی اصغر طاهر آبادی عطاءا.. محمدی ملقرنی احمدعلي جديديان	۲۱۵-۲۴۸
طراحی مدلی جهت پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی با تاکید بر شبکه عصبی مصنوعی GRU درصنایع فلزی، خودرو و قطعه سازی و مواد و فرآورده‌های دارویی	عادله بحرینی مریم اکبریان فرد مهدی خوشنود	۲۴۹-۲۷۴

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۶-۱

مقاله پژوهشی

اثر توسعه مالی بر جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی[۱]

سعید راسخی[۲]، سارا قنبرتبار[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۰۲

چکیده

ادبیات گسترده ای درباره اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی وجود دارد با این حال، به این سئوال مهم پاسخ داده نشده است که آیا توسعه مالی می‌تواند بر جداسازی مصرف انرژی از رشد اقتصادی موثر باشد؟ این در حالی است که جداسازی در جهت توسعه پایدار و به مثابه کربن‌زدایی فعالیت‌های اقتصادی و افزایش امنیت انرژی می‌باشد. هدف اصلی پژوهش حاضر، پاسخ به سئوال اخیر و آزمون این فرضیه است که توسعه مالی می‌تواند موجب بهبود جداسازی مصرف انرژی از رشد اقتصادی شود. برای این منظور، از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای ۶۴ کشور منتخب بر اساس حداکثر داده‌های قابل دسترس طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۲ استفاده شده است. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که وضعیت جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی در ناحیه اول تاپیو و در بازه جداسازی ضعیف قرار گرفته است. همچنین، بر اساس نتایج برآورد مدل پژوهش حاضر، توسعه مالی موجب بهبود جداسازی در ناحیه اول تاپیو می‌شود(تایید فرضیه پژوهش). بر اساس یافته های این مطالعه، اگرچه متغیرهای موثر بر مصرف انرژی(شامل؛ توسعه مالی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی) به جداسازی کمک کرده‌اند ولی در مجموع، اثرات این متغیرها نتوانسته است موجب تغییر اساسی در بازه جداسازی شود. به نظر می‌رسد جداسازی در کشورهای منتخب نیازمند انتقال بازه به ناحیه چهارم تاپیو می‌باشد که در آن مصرف انرژی کاهش و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و لازمه این مهم، اعمال سیاست‌های نرم به ویژه توسعه مالی هدفمند و کارایی انرژی محور و ارتقای سخت افزاری و فناورانه انرژی از طریق توسعه مالی برای کاهش شدت انرژی می‌باشد. در مجموع، بر اساس نتایج این پژوهش، اگرچه توسعه مالی موجب بهبود جداسازی شده است ولی ضروری است برای جداسازی قوی، توسعه مالی رویکرد توسعه پایدار داشته باشد.

واژگان کلیدی: توسعه مالی، مصرف انرژی، رشد اقتصادی، جداسازی، تاپیو، کشورهای منتخب.
طبقه‌بندی موضوعی: *G00, Q43, O47*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.46119.2894
۲. استاد، گروه اقتصاد و انرژی، دانشگاه مازندران، ساری، ایران. نویسنده مسئول. Email: srasekhi@umz.ac.ir
۳. کارشناسی‌ارشد، گروه اقتصاد و انرژی، دانشگاه مازندران، ساری، ایران. Email: sara95ghanbartabar@gmail.com

مقدمه

با توجه به نقش اساسی انرژی در عملکرد اقتصادی (اوکوانیا و اباح[1]، ۲۰۱۸، رحمان و همکاران[2]، ۲۰۲۰، زاهید و همکاران[3]، ۲۰۲۱)، به دلیل همراه بودن مصرف انرژی با زیان‌های اجتماعی (فنگ و همکاران[4]، ۲۰۲۰الف و ب؛ رجب و همکاران[5]، ۲۰۲۱) بسیاری از جوامع نگران اثرات مخرب مصرف انرژی بوده و بر این اساس، تلاش کرده‌اند رشد اقتصادی و کارایی مصرف انرژی را به طور همزمان بهبود بخشند. از طرف دیگر، کاهش شدت انرژی و جداسازی رشد اقتصادی از مصرف انرژی در تسریع روند دستیابی به رفاه اهمیت ویژه‌ای دارد (راسخی و همکاران، ۱۴۰۲). حال سئوال این است که چگونه می‌توان رشد اقتصادی و بهره‌وری انرژی را بطور همزمان افزایش داد؟

بر اساس ادبیات موجود، توسعه مالی موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود (گورو و یاداو[6] ۲۰۱۹؛ شارما و کائوتیش[7]، ۲۰۲۰). در این ارتباط، دلایل مختلفی از جمله بهبود تخصیص سرمایه (لوین[8]، ۱۹۹۷) و تخصیص پس‌انداز، تشویق نوآوری و تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های مولد (شومپیتر[9]، ۱۹۱۱)، افزایش نقدینگی و کاهش ریسک (لوین، ۱۹۹۱؛ سن پل[10]، ۱۹۹۲)، تخصیص در کارآفرینی و پذیرش فناوری‌های جدید (گرین وود و اسمیت[11]، ۱۹۹۷) ارایه شده است. از طرف دیگر، توسعه مالی به عنوان یک کاتالیزور برای توسعه تکنولوژی‌های مدرن، می‌تواند بطور مؤثر موجب بهبود بهره‌وری انرژی (شهباز و همکاران[12]، ۲۰۲۰) و بنابراین، صرفه‌جویی منابع و حفاظت از محیط زیست گردد (چن و همکاران[13]، ۲۰۱۹؛ ژانگ و ژو[14]، ۲۰۲۱). شواهد کشورهای دیگر نشان می‌دهد آنها با تکیه بر توسعه مالی توانسته‌اند فناوری‌های نوین را در جهت محصولات جدید با سطوح مصرف پایین انرژی و بهبود فرایند مصرف انرژی در محصولات قبلی توسعه دهند، تولید انرژی‌های تجدیدپذیر را گسترش دهند، منابع لازم مالی را برای توسعه بخش‌های اقتصادی با ارزش افزوده بیشتر فراهم کنند و توسعه مالی را در خدمت توسعه پایدار بکار گیرند (آنتون و نوکو[15]، ۲۰۲۰؛ شهباز و همکاران، ۲۰۲۱). جی و ژانگ[16](۲۰۱۹) نیز شواهدی از اهمیت توسعه مالی در توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در چین ارایه کرده‌اند.

1. Okwanya & Abah
2. Rahman et al.
3. Zahid et al.
4. Feng et al.
5. Rjoub et al.
6. Guru & Yadav
7. Sharma & Kautish
8. Levine
9. Schumpeter
10. Saint-Paul
11. Greenwood & Smith
12. Shahbaz et al.
13. Chen et al.
14. Zhang & zhou
15. Anton & Nucu
16. Ji & Zhang

با اینکه ادبیات اقتصاد مالی شواهد قابل توجهی درباره اثر مثبت توسعه مالی بر شاخص‌های اقتصاد کلان و رشد اقتصادی(کورای[1]، ۲۰۱۰؛ گورو و یاداو، ۲۰۱۹) و اثر منفی آن بر مصرف انرژی فراهم می‌کند (چیو و لی[2]، ۲۰۲۰؛ آدم و همکاران[3]، ۲۰۲۰)، ولی هنوز به این سئوال پاسخ داده نشده است که آیا توسعه مالی می‌تواند موجب بهبود جداسازی مصرف انرژی از رشد اقتصادی گردد؟ لازمه پاسخ به این سئوال، بررسی وضعیت بازه جداسازی و سپس اثرگذاری توسعه مالی بر این بازه است. با توجه به شکاف تجربی در ارتباط با اثر توسعه مالی بر جداپذیری مصرف انرژی و رشد اقتصادی، مطالعه حاضر به دنبال آزمون این فرضیه است که توسعه مالی می‌تواند جداسازی رشد اقتصادی از مصرف انرژی بهبود دهد. برای آزمون این فرضیه، از روش داده‌های تابلویی کشورهای منتخب[4] بر اساس حداکثر دسترسی به داده‌های آماری طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۲ استفاده شده است. پژوهش حاضر در دو مرحله انجام شده است. نخست، بر اساس رویکرد تاپیو[5]، بازه‌های جداسازی برای کشورهای مورد بررسی ترسیم شده است. در ادامه، اثر توسعه مالی بر بازه‌های جداسازی تاپیو بررسی و آزمون شده است.

سازماندهی پژوهش به این صورت است که پس از مقدمه که در بخش اول آمده، در بخش دوم، ادبیات نظری و بخش سوم ادبیات تجربی توسعه مالی و جداسازی رشد اقتصادی-مصرف انرژی مطرح شده است. بخش‌های چهارم و پنجم به روش شناسی پژوهش، تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها اختصاص دارند. در بخش ششم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارایه شده و در بخش انتهایی، منابع و مآخذ پژوهش آمده است.

مبانی نظری پژوهش

کارانفیل[6] (۲۰۰۹) معتقد است که رشد و توسعه بازارهای مالی می‌تواند با اثرگذاری بر رشد اقتصادی و همچنین، از طریق افزایش بودجه خانوارها، بر رشد تقاضای انرژی مؤثر باشد. مینییر[7] (۲۰۰۹) اشاره می‌کند که توسعه بازار سهام بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دو اثر دارد؛ اثر سطح[8] و اثر کارایی[9]. در

1. Cooray
2. Chiu & Lee
3. Adom et al.
4. الجزایر، ارمنستان، استرالیا، اتریش، آذربایجان، بنگلادش، بلژیک، برزیل، بلغارستان، شیلی، چین، کلمبیا، کاستاریکا، کرواسی، چک، دانمارک، اکوادور، مصر، استونی، فنلاند، فرانسه، گرجستان، آلمان، یونان، گواتمالا، هنگ کنگ، مجارستان، ایسلند، هندوستان، اندونزی، جامائیکا، ژاپن، اردن، کنیا، کره جنوبی، لتونی، لیتوانی، لوکزامبورگ، ماداگاسکار، مالزی، مکزیک، مولداوی، مراکش، هلند، نیوزلند، نروژ، پاکستان، پرو، فیلیپین، لهستان، پرتغال، رومانی، روسیه، سنگاپور، جمهوری اسلواکی، آفریقای جنوبی، اسپانیا، سری‌لانکا، سوئد، تایلند، ترکیه، اوکراین، ایالات متحده آمریکا، ویتنام.
5. Tapio
6. Karanfil
7. Minier
8. Level effect
9. Efficiency effect

چارچوب اثر سطح، با توسعه بیشتر بازار سهام، سرمایه‌گذاران می‌توانند بودجه بیشتری برای پروژه‌های سرمایه‌گذاری بدست آورند. بر اساس اثر کارایی، توسعه بازار سهام می‌تواند تنوع سرمایه‌گذاری و نقدینگی دارایی‌ها را افزایش دهد. بر این اساس، توسعه مالی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با بازده بالاتر و ریسکی‌تر می‌شود. بر اساس این دو اثر، اثر توسعه مالی می‌تواند موجب توسعه صنعتی شده و تقاضای زیرساخت‌های جدید را افزایش دهد و رشد اقتصادی را تشویق کند (سادورسکی[1]، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱). همچنین، سه کانال برای اثرگذاری توسعه مالی بر مصرف انرژی قابل شناسایی است: اثر مستقیم[2]، اثر تجاری[3] و اثر ثروت[4] (سادورسکی، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱؛ کوبان و توپکو[5]، ۲۰۱۳، آچامپونگ[6]، ۲۰۱۹). از یک سو، توسعه مالی موجب می‌شود مصرف‌کنندگان با دسترسی بیشتر به بازارهای مالی، به وجوه و وام‌های مصرفی بیشتری جهت خرید کالاهای بادوام مصرف‌کننده انرژی دست یابند و بر این اساس، توسعه مالی موجب افزایش تقاضای انرژی می‌شود(اثر مستقیم). از سوی دیگر، در یک سیستم مالی مناسب، شرکت‌ها به راحتی می‌توانند به وجوه مالی دسترسی پیدا کنند و پتانسیل‌های فعلی کسب و کار خود را توسعه دهند. گسترش عملیات موجود یا ساخت کارخانه‌های جدید با تأمین سرمایه مورد نیاز از بازارهای مالی باعث افزایش تقاضای انرژی برای تولید می‌شود (اثر تجاری). همچنین، افزایش فعالیت بازار سهام می‌تواند اعتماد مصرف‌کننده و صاحبان کسب و کار را بالا ببرد، فعالیت‌های اقتصادی را تشویق کند و مصرف انرژی را افزایش دهد. بخش مالی همچنین با تأمین بودجه کم هزینه برای بخش‌های صنعتی، رشد اقتصادی را از طریق توسعه فعالیت‌های اقتصادی مصرف‌کننده انرژی ارتقا داده و در این چارچوب، تقاضای انرژی را افزایش می‌دهد(اثر ثروت). در عین حال، توسعه مالی می‌تواند موجب گردد سازمان‌ها و صنایع روی فعالیت‌های پژوهش و توسعه برای نوآوری محصولات و خدمات جدید سرمایه‌گذاری کنند که نتیجه این فعالیت‌های نوآورانه می‌تواند افزایش بهره‌وری انرژی باشد. بدین ترتیب، تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی همواره مثبت نیست. در این رابطه و بر اساس اثر فناورانه، توسعه مالی موجب جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در فناوری پیشرفته و کارآمد شده و متعاقب آن، موجب کاهش مصرف انرژی می‌شود (تمازیان و همکاران[7]، ۲۰۰۹؛ شهباز و همکاران، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۷). این موضوع از آنجا که پیشرفت فنی و نوآوری فناوری تأثیر مثبتی بر کارایی انرژی دارد حائز اهمیت است (تان و ژانگ[8]، ۲۰۱۰؛ زینگ[9]،

1. Sadorsky
2. Direct effect
3. Business effect
4. Wealth effect
5. Çoban & Topcu
6. Acheampong
7. Tamazian
8. Tan & Zhang
9. Xing

۲۰۱۴؛ کاگنو و همکاران[1]، ۲۰۱۵؛ وی و همکاران[2]، ۲۰۱۶، احمد[3] ، ۲۰۱۷). همچنین، بخش مالی با افزایش کارایی و توانایی در توسعه خدمات به ویژه با هزینه پایین به کسب و کارها و افراد می‌تواند بطور مؤثر هزینه‌های تأمین مالی شرکت‌ها را کاهش دهد، محدودیت‌های بودجه را کاهش دهد و کمبود سرمایه-گذاری را برطرف کند و شرکت‌ها را در صنایع انرژی‌بر، به توسعه فناوری و تجهیزات کم انرژی مجهز کند (آنتون و نوکو[4]، ۲۰۲۰). در مجموع، توسعه مالی می‌تواند به عنوان یک روش مفید برای غلبه بر مشکلات بهره‌وری پایین بخش انرژی تلقی شود(کاکر و همکاران[5]، ۲۰۱۱).

ارتباط میان مصرف انرژی و توسعه مالی در قالب فرضیه منحنی کوزنتس نیز قابل‌ارایه است. بر اساس این فرضیه، در سطوح پایین توسعه یافتگی، با توسعه مالی، مصرف انرژی افزایش می‌یابد. این رابطه مثبت می‌تواند به دلیل کارایی پایین هر دو بخش مالی و انرژی باشد. ولی در ادامه و در مراحل بالاتر توسعه یافتگی، افزایش توسعه مالی که حالا با تجربه قبلی همراه است موجب کاهش مصرف انرژی می‌شود. بدین ترتیب، رابطه میان توسعه مالی و مصرف انرژی به شکل غیرخطی و مشخصاً U وارونه برای منحنی کوزنتس خواهد بود (کوبان و توپکو، ۲۰۱۳؛ نتو-گیامفی و همکاران[6]، ۲۰۲۰، شهباز و همکاران، ۲۰۱۷؛ گیس و همکاران[7]، ۲۰۱۹؛ یو و همکاران[8]، ۲۰۱۹؛ وانگ و گونگ[9]، ۲۰۲۰). شاید به دلیل همین رابطه غیرخطی است که گروهی از مطالعات اثر مثبت توسعه مالی بر مصرف انرژی را تایید کردند (سادورسکی ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱؛ کوبان و توپکو، ۲۰۱۳؛ بوتابا[10]، ۲۰۱۴)، در حالی که برخی دیگر همچون دستک[11](۲۰۱۵) و شهباز و همکاران (۲۰۱۶) بر اثر منفی توسعه مالی بر مصرف انرژی تاکید دارند.

توسعه مالی بر گسترش انرژی‌های تجدیدپذیر و ارتقای ساختار انرژی نیز مؤثر است(جی و ژانگ[12]، ۲۰۱۹؛ آنتون و نوکو[13]، ۲۰۲۰). به ویژه در صورتی که سیستم مالی کارآ باشد می‌تواند وجوه مالی را به شکل بهینه‌ای تخصیص دهد (هی و همکاران[14]، ۲۰۱۹). هرچه توسعه مالی عمیق‌تر شود، کانال‌های تأمین مالی بیشتری را برای بخش انرژی تجدیدپذیر فراهم می‌کند و شرکت‌ها را به پژوهش و توسعه در این زمینه تشویق کند. در این راستا، توسعه مالی می‌تواند به پیشرفت فناوری و بهبود بهره‌وری انرژی (کاهش شدت

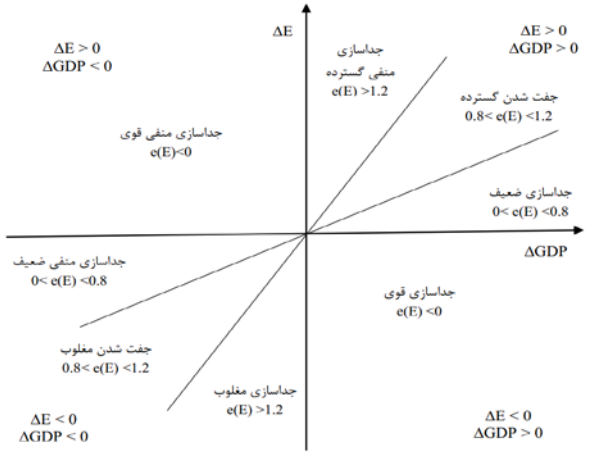
1. Cagno et al.
2. Wei et al.
3. Ahmed
4. Anton & Nucu
5. Kakar et al.
6. Ntow-Gyamfi et al.
7. Gaies et al.
8. Yue et al.
9. Wang & Gong
10. Boutabba
11. Destek
12. Ji & Zhang
13. Anton & Nucu
14. He et al.

انرژی) کمک‌کند (آلر و همکاران[1]، ۲۰۱۸، چن و همکاران[2]، ۲۰۱۹). در اقتصادهای غنی از نفت، تأثیر مثبت و قابل توجه توسعه مالی بر مصرف انرژی می‌تواند ناشی از قیمت‌های انرژی نسبتاً ارزان باشد (مختاروف و همکاران[3]، ۲۰۱۸). هر چند در این کشورها نیز مدیریت بهینه منابع ارزی و هدایت این منابع به بخش‌های پژوهش و توسعه، نوآوری و فناوری می‌تواند به بهبود شدت انرژی منجر شود. البته افزایش صادرات انرژی در این کشورها موجب گسترش فعالیت‌های اقتصادی شده و متعاقب آن، مصرف انرژی افزایش می‌یابد (کول[4]، ۲۰۰۶). این افزایش با اثر فعالیتی در تحلیل عاملی مطابقت دارد. از سوی دیگر، تغییر ساختار اقتصادی به معنای افزایش سهم بخش مولد در تولید ملی نیازمند انرژی بیشتری است و در این رابطه، هر میزان که رشد اقتصادی سریع‌تر باشد تقاضا برای انرژی نیز سریع‌تر خواهد بود (شهباز و لین[5]، ۲۰۱۲).

جداسازی به دو دسته نسبی و مطلق طبقه‌بندی می‌شود. زمانی که میزان استفاده از منابع یا اثرات مخرب آن کمتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، جداسازی نسبی و به معنای بهبود کارایی اقتصادی می‌باشد. در مقابل، جداسازی مطلق به نبود رابطه میان رشد اقتصادی و منابع یا ارتباط منفی میان آن‌ها اشاره دارد (وانگ و همکاران[6]، ۲۰۱۳؛ یو و همکاران[7]، ۲۰۱۳). ضمن اینکه، امکان جداسازی مطلق بعید به نظر می‌رسد و شواهد تجربی نیز به ندرت از جداسازی مطلق پشتیبانی کرده‌اند (شائو و رائو[8]، ۲۰۱۸). درباره اثر توسعه مالی بر جداپذیری مصرف انرژی و رشد اقتصادی، باید به این نکته اشاره کرد که اگر توسعه مالی موجب افزایش تولید ملی و مصرف انرژی شود، اثر توسعه مالی بر جداسازی می‌تواند محدود به ناحیه اول مختصات(نمودار ۱) گردد. به عنوان نمونه، رشد صنعتی در چین همراه با افزایش تقاضای مصرف انرژی (و جداسازی ضعیف میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی) بوده است (وانگ و همکاران[9]، ۲۰۱۹؛ راسخی و قنبرتبار، ۱۴۰۳). در مقابل، این امکان وجود دارد که توسعه مالی (و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) و تولید ناخالص داخلی باعث کاهش تقاضا انرژی شود (فرهانی و سولارین[10]، ۲۰۱۷). در این صورت می‌توان یک جداسازی قوی مصرف انرژی و رشد اقتصادی مشاهده کرد. از سوی دیگر، اگر توسعه مالی با کاهش هر دوی تولید ملی و مصرف انرژی همراه باشد، جداسازی بسته به میزان آن، به اشکال منفی ضعیف، جفت شدن مغلوب و جداسازی مغلوب خواهد بود(ناحیه سوم نمودار ۱). حالت دیگر این است که توسعه مالی با کاهش تولید ملی و افزایش مصرف انرژی همراه می‌شود، که در این صورت جداسازی منفی قوی برقرار است. اگرچه در تأیید این حالت، مطالعه تجربی یافت نشده است ولی با توجه به محاسبات جداسازی در

1. Aller et al.
2. Chen et al.
3. Mukhtarov et al.
4. Cole
5. Shahbaz & Lean
6. Wang et al.
7. Yu et al.
8. Shao & Rao
9. Wang et al.
10. Farhani & Solarin

پژوهش حاضر و در بعضی از سال‌ها، برزیل، روسیه، مصر، آرژانتین، اتیوپی، ایران، عربستان، امارات؛ جداسازی منفی قوی را تجربه کرده‌اند.



نمودار۱. حالات جداسازی تاپیو (۲۰۰۵)

مروری بر پیشینه پژوهش

همان گونه که عنوان شد مطالعه تجربی درباره اثر توسعه مالی بر جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی یافت نشده است ولی مطالعات مرتبط با موضوع پژوهش در ادامه ارایه شده‌اند.

اسدی و اسماعیلی (۱۳۹۲)، به بررسی ارتباط میان مصرف انرژی، توسعه مالی، رشد اقتصادی، صنعتی شدن و شهرنشینی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۴۹ با استفاده از مدل خود رگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد، تاثیر رشد اقتصادی، توسعه مالی، صنعتی‌شدن و شهرنشینی بر مصرف انرژی در بلندمدت مثبت می‌باشد. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۲)، به بررسی رابطه علی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۰ با استفاده از مدل ARDL و در چارچوب مدل VECM پرداختند. نتایج حاکی از تاثیر مثبت توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشینی بر مصرف انرژی است. نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که رابطه علی دوطرفه بین توسعه مالی و مصرف انرژی و نیز جمعیت شهرنشینی و مصرف انرژی در بلندمدت و همچنین رابطه علّی یک‌طرفه‌ای دربلندمدت و کوتاه‌مدت از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی وجود دارد. خورسندی و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی در دو گروه کشورهای نفتی و غیرنفتی در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۳ با روش گشتاورهای تعمیم یافته[1] پرداختند. نتایج نشان داده است که توسعه مالی (بخش بانکی؛ اعتبار داخلی برای بخش خصوصی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) در هر دو گروه

1. Generalized Method of Moments (GMM)

از کشورهای مورد مطالعه تاثیر مثبت بر مصرف انرژی دارد ولی این اثر در کشورهای در حال توسعه غیرنفتی بزرگ‌تر از کشورهای درحال توسعه نفتی است. نادمی و حسنوند (۱۳۹۸)، به بررسی ارتباط توسعه مالی و مصرف انرژی در اقتصاد ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳ با روش سری زمانی ساختاری پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد، شاخص توسعه مالی تاثیر غیرخطی و آستانه‌ای بر مصرف انرژی داشته است. یعنی، در ابتدا توسعه مالی تاثیر منفی بر مصرف انرژی و پس از عبور از حد آستانه تاثیر مثبت بر مصرف انرژی داشته است. بهرام بیگی و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی تاثیر توسعه مالی بر شدت انرژی در ایران طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۰ تحت شرایط رژیمی پرداخته‌اند. بدین منظور از روش مارکوف-سوئیچینگ خودرگرسیون برداری مبتنی بر تصحیح خطا (MS-VECM) استفاده کردند. نتایج این مطالعه حاکی از این است که بهبود توسعه مالی در رژیم صفر، موجب کاهش شدت انرژی، در رژیم یک، موجب افزایش شدت انرژی و در رژیم دو، منجر به کاهش شدت انرژی شده است.

کوبان و توپکو[1] (۲۰۱۳)؛ به بررسی رابطه بین توسعه مالی و مصرف انرژی در اتحادیه اروپا طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی تاثیر مثبت و معنی‌دار بر مصرف انرژی در کشورهای اروپای غربی(اعضای قدیمی) دارد. در کشورهای اروپای شرقی(اعضای جدید) تاثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی به نوع متغیر استفاده شده برای توسعه مالی بستگی دارد. بدین صورت که برای متغیرهای بانکی، یک الگوی U وارون بین توسعه مالی و مصرف انرژی وجود دارد. عالم و همکاران[2] (۲۰۱۵)؛ به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی، قیمت نسبی انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص‌های مختلف توسعه مالی (یعنی در عرضه گسترده پول، بدهی‌های نقدینگی، اعتبار داخلی ارایه شده توسط بخش بانکی و اعتبار داخلی به بخش‌خصوصی) در کشورهای منتخب SAARC (شامل؛ بنگلادش، هند، نپال، پاکستان، سریلانکا) در دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۵ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی بر مصرف انرژی مؤثر هستند. با این حال شاخص‌های توسعه مالی تأثیر بیشتری بر افزایش تقاضا انرژی دارند. پن و همکاران[3] (۲۰۱۹)؛ به بررسی پیوندهای علی همزمان میان توسعه مالی، باز بودن تجارت، نوآوری‌های تکنولوژیکی و شدت انرژی در بنگلادش برای دوره‌های ۲۰۱۴-۱۹۷۶ با استفاده از تکنیک نمودارهای غیرچرخه‌ای جهت دار (DAG) و مدل رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی، باربودن تجارت، رشد اقتصادی و نوآوری فناوری بر شدت انرژی تأثیر می‌گذارد. مختاروف و همکاران[4] (۲۰۲۰)؛ به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، توسعه مالی، رشد اقتصادی و قیمت انرژی در قزاقستان طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۳ با استفاده از تکنیک VECM پرداختند. نتایج بیانگر این است که قیمت انرژی اثر منفی بر مصرف انرژی دارد در حالی که توسعه مالی و رشد اقتصادی تأثیر مستقیم و معنی‌دار بر مصرف انرژی دارد. چیو و لی (۲۰۲۰)؛ به بررسی تأثیر ریسک‌های

1. Coban & Topcu
2. Alam et al.
3. Pan et al.
4. Mukhtarov et al.

کشور بر رابطه بین مصرف انرژی و توسعه مالی برای ۷۹ کشور طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۴ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTAR) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بخش بانکی تأثیر بیشتری نسبت به توسعه بازار سرمایه بر مصرف انرژی دارد. همچنین در شرایط ریسک یکسان، توسعه مالی می‌تواند به کاهش مصرف انرژی کمک کند. وانگ و همکاران[1] (۲۰۲۱)؛ به بررسی رابطه مصرف انرژی تجدیدپذیر با توسعه مالی و رشد اقتصادی در چین طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۷ با استفاده از مدل ARDL-PMG پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر و توسعه مالی منجر به کاهش مصرف آن شده است. خان و همکاران[2] (۲۰۲۱)؛ به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوآوری فناوری، مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی‌های تجدیدناپذیر و انتشار کربن دی اکسید در ۶۹ کشور در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پویا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نوآوری‌های فناوری، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر منفی بر انرژی‌های تجدیدپذیر دارند، در مقابل تحولات مالی تأثیر مستقیم بر مصرف انرژی تجدیدپذیر دارند. مختاروف و همکاران (۲۰۲۲)؛ به بررسی و ارزیابی تأثیر توسعه مالی، رشد اقتصادی و قیمت انرژی بر مصرف انرژی در ترکیه در سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۹۸ با استفاده از روش‌های VECM و ARDL پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر دارد.

روش شناسی پژوهش

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی اثر توسعه مالی بر جداسازی رشد اقتصادی-مصرف انرژی در کشورهای منتخب بر اساس حداکثر داده‌های قابل دسترس طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۲ می‌باشد. برای این منظور، بر اساس ادبیات موضوع پژوهش، الگو پژوهش بر اساس معادله (۱) با لگاریتم متغیرهای مصرف انرژی، رشد اقتصادی و نیز تعامل لگاریتم رشد اقتصادی با لگاریتم متغیرهای مستقل نظیر؛ توسعه مالی، آزادی اقتصادی، توسعه انسانی، ساختار اقتصاد، قیمت انرژی، تکنولوژی، شهرنشینی تصریح شده است. توصیف متغیرهای الگو در جدول (۱) ارایه شده است.

$$\begin{aligned}\log E_{it} = {} & \alpha_0 logE_{it-1} + \alpha_1 \log Y_{it} + \alpha_2 \log Y_{it} . logFD_{it} + \alpha_3 \log Y_{it} . log\ HDI_{it} \\ & + \alpha_4 \log Y_{it} . logFHI_{it} + \alpha_5 \log Y_{it} . logTEC_{it} \\ & + \alpha_6 \log Y_{it} . log\ IND_{it} + \alpha_7 \log Y_{it} . logURB_{it} \\ & + \alpha_8 \log Y_{it} . log\ PE_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (1)\end{aligned}$$

با توجه به اینکه در معادله (۱)، مشتق لگاریتم مصرف انرژی نسبت به لگاریتم تولید ناخالص داخلی معادل شاخص تاپیو (شاخص جداسازی مصرف انرژی از تولید ناخالص داخلی) می‌باشد، ضریب متغیر تعاملی تولید ناخالص داخلی و هر یک از متغیرهای پژوهش نشانگر اثر متغیر مورد نظر بر شاخص تاپیو

1. Wang et al.
2. Khan et al.

خواهد بود. بدیهی است با جمع شاخص تاپیو با میزان این اثر می‌توان اثر نهایی (بعد از ورود متغیر جدید) را محاسبه کرد. در ادامه با شناسایی مختصات شاخص تاپیو و بازه اولیه، مختصات نهایی (بعد از اعمال اثر ورود متغیر مورد نظر) و بازه نهایی تاپیو بدست می‌آید و در نمودار تاپیو نشان داده می‌شود.

جدول ۱. توصیف متغیرهای الگوی پژوهش حاضر

متغیر	نحوه اندازه‌گیری	منبع
مصرف انرژی[1] (E)	مصرف نهایی انرژی(انرژی تجدیدناپذیر شامل(زغال سنگ، گاز طبیعی، نفت و سایر سیالات)، انرژی تجدیدپذیر شامل انرژی هسته‌ای و تجدیدپذیر و غیره است که از مجموع آن‌ها، انرژی کل بدست می‌آید و واحد آن (quad Btu[2]) می‌باشند.)	سازمان اطلاعات انرژی[3]
رشد اقتصادی[4] (Y)	تولید ناخالص داخلی سرانه (ثابت دلار ۲۰۱۵ آمریکا)	بانک جهانی[5]
توسعه مالی[6] (FD)	سپرده‌های سیستم مالی به تولید ناخالص داخلی (درصد)	بانک جهانی
توسعه انسانی[7] (HDI)	این شاخص از سه شاخص آموزش، بهداشت و درآمدسرانه حاصل می‌شود.	برنامه توسعه سازمان ملل متحد[8]
آزادی اقتصادی[9] (FHI)	این شاخص از میانگین حقوق مالکیت، صداقت دولت، اثربخشی قضایی، بار مالیاتی، مخارج دولت، سلامت مالی، آزادی کسب و کار، آزادی نیروی کار، آزادی پول، آزادی تجارت، آزادی سرمایه گذاری، آزادی مالی اندازه گیری می‌شود.	بنیاد هریتیج[10]
تکنولوژی[11] (TEC)	درخواست‌های ثبت اختراع، ساکنین	بانک جهانی
ساختار اقتصادی[12] (IND)	ارزش افزوده صنعت (شامل ساخت و ساز)، بر حسب (ثابت دلار ۲۰۱۵ آمریکا) بر تولید ناخالص داخلی بر حسب (ثابت دلار ۲۰۱۵ آمریکا)	بانک جهانی
سهم شهرنشینی[13] (URB)	جمعیت شهری بر جمعیت کل	بانک جهانی
قیمت انرژی[14] (PE)	قیمت نفت نقطه‌ای برنت اروپا فوب (دلار در هر بشکه)	سازمان اطلاعات انرژی

منبع: یافته‌های پژوهش حاضر

1. Energy consumption
2. British Thermal Unit (BTU)
3. Energy Information Administration (EIA)
4. Economic growth
5. World Bank
6. Financial development
7. Human development
8. United Nations Development Programme (UNDP)
9. Economic freedom
10. Heritage Foundation
11. Technology
12. Economy structure
13. Share of urbanization
14. Energy price

جدول (۲) توصیف آماری متغیرهای پژوهش را برای کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۲ ارایه می‌کند.

جدول ۲. توصیف آماری متغیرهای الگو پژوهش

نام متغیر	واحد	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	انحراف معیار
مصرف انرژی	quad Btu	۰/۰۲	۱۶۵/۱۶	۱/۴۱	۶/۷۸	۱۹/۲۸
رشد اقتصادی	ثابت دلار ۲۰۱۵ آمریکا	۴۱۴/۶۹	۱۱۲۴۱۷/۸۸	۹۶۸۳/۶۱	۱۹۱۲۶/۹۷	۲۱۳۰۴/۲۰
توسعه مالی	درصد	۶/۴۱	۴۶۲/۱۳	۵۳/۹۷	۶۸/۶۳	۶۱/۴۸
توسعه انسانی	بدون واحد	۰/۴۵	۰/۹۶	۰/۸۰	۰/۷۹	۰/۱۲
آزادی اقتصادی	بدون واحد	۴۴/۲۱	۹۰/۲۰	۶۵/۷۰	۶۵/۶۱	۹/۳۷
تکنولوژی	عدد	۱	۱۴۲۶۶۴۴	۵۲۰/۵۰	۲۲۷۸۲/۳۷	۱۱۱۸۱۰/۷۳
ساختار اقتصادی	بدون واحد	۰/۰۶	۰/۵۳	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۰۸
سهم شهرنشینی	بدون واحد	۰/۱۸	۱	۰/۶۹	۰/۶۷	۰/۱۹
قیمت انرژی	دلار در هر بشکه	۲۴/۹۹	۱۱۱/۶۳	۶۴/۷۳	۶۷/۵۸	۲۶/۰۹

منبع: یافته‌های پژوهش حاضر

برای بررسی جداسازی رشد اقتصادی-مصرف انرژی از بازه‌های شاخص جداسازی تاپیو استفاده شده است. تاپیو (۲۰۰۵) شاخصی را برای بررسی جداسازی مصرف انرژی در حمل‌ونقل اروپا و انتشار دی‌اکسید کربن طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۱ مطرح کرد. جداسازی تاپیو عبارت بود از جداسازی منفی گسترده، جفت‌شدن گسترده، جداسازی ضعیف، جداسازی قوی، جداسازی مغلوب، جفت‌شدن مغلوب، جداسازی منفی ضعیف، و جداسازی منفی قوی. برای محاسبه جداسازی مصرف انرژی-رشد اقتصادی، بر اساس تاپیو، نخست ضریب کشش جداسازی مطابق با معادله (۲) محاسبه می‌شود.

$$e(E) = \frac{(\Delta E_t / E_{t-1})}{(\Delta G_t / G_{t-1})} \qquad (۲)$$

که در آن $e(E)$ ضریب کشش جداسازی میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی، ΔE_t نشان‌دهنده تغییرات مصرف انرژی طی دوره بررسی، E_{t-1} نشان‌دهنده مصرف انرژی در سال پایه، ΔG_t تغییر تولید ناخالص داخلی سرانه طی دوره بررسی، و G_{t-1} نشانگر تولید ناخالص داخلی سرانه در سال پایه است.

بر اساس روش تاپیو، هشت وضعیت جداسازی تشخیص داده می‌شود (نمودار۱ و جدول۳).

جدول ۳. حالت‌های جداسازی بر اساس شاخص جداسازی تاپیو

ردیف	حالت	ΔG	ΔE	e
۱	جداسازی منفی گسترده	ΔG>۰	ΔE>۰	e >۱/۲
۲	جفت‌شدن گسترده	ΔG>۰	ΔE>۰	۰/۸≤e≤۱/۲
۳	جداسازی ضعیف	ΔG>۰	ΔE>۰	۰≤e<۰/۸
۴	جداسازی قوی	ΔG>۰	ΔE<۰	e<۰
۵	جداسازی مغلوب	ΔG<۰	ΔE<۰	e>۱/۲
۶	جفت‌شدن مغلوب	ΔG<۰	ΔE<۰	۰/۸≤e≤۱/۲
۷	جداسازی منفی ضعیف	ΔG<۰	ΔE<۰	۰≤e<۰/۸
۸	جداسازی منفی قوی	ΔG<۰	ΔE>۰	e<۰

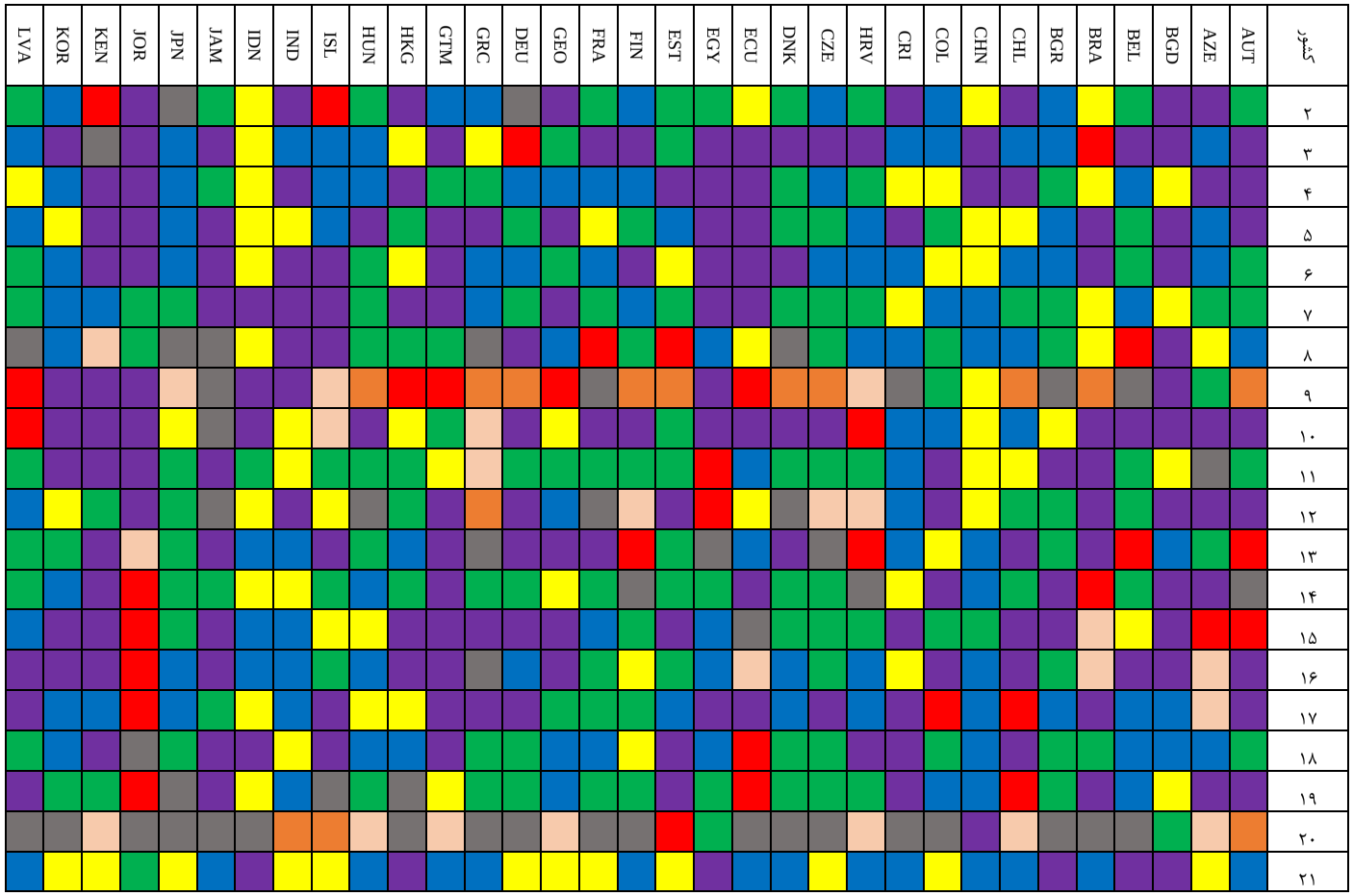
تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

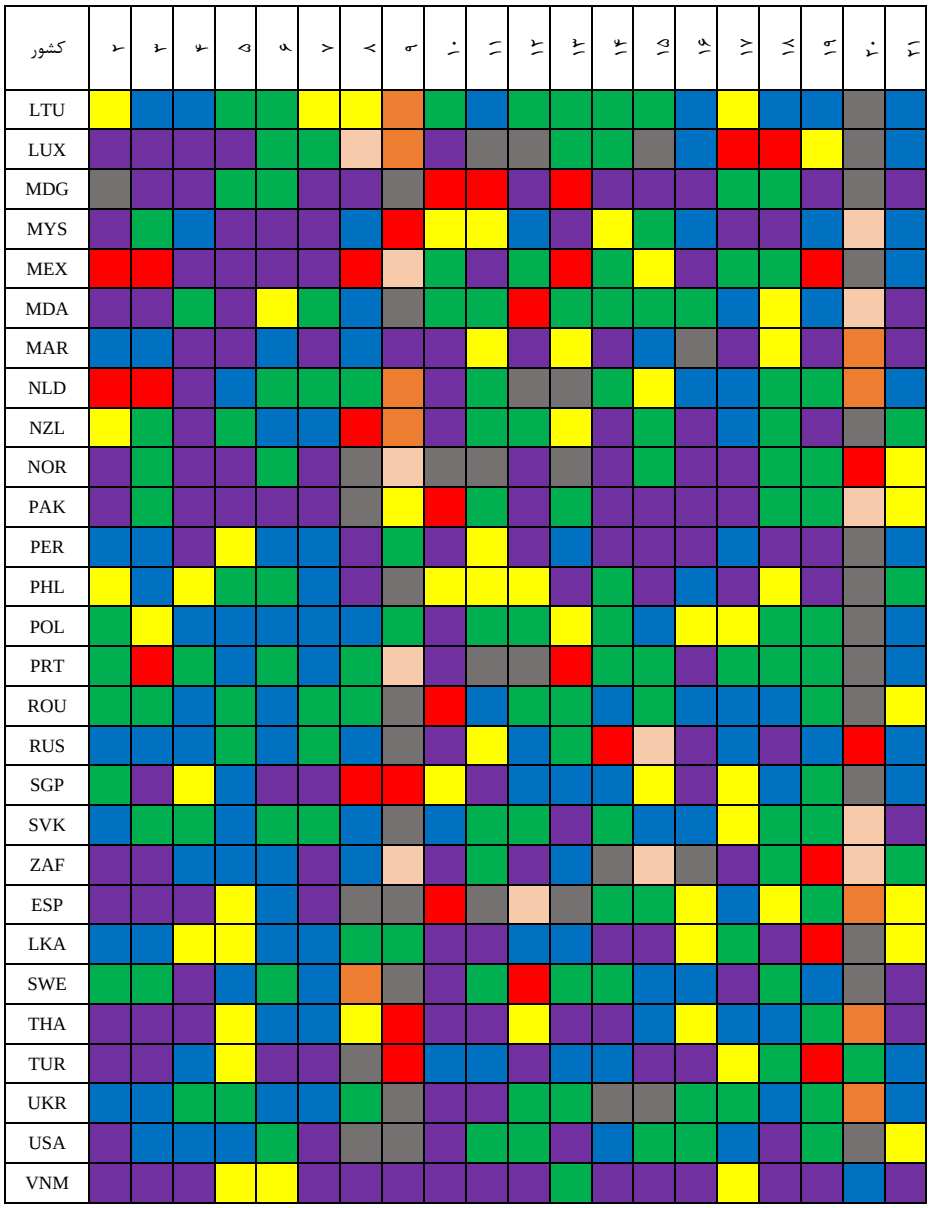
قبل از ارایه نتایج اقتصاد سنجی، بررسی وضعیت جداسازی رشد اقتصادی و مصرف انرژی کشورهای منتخب در نمودار (۲) ترسیم شده است. همانطور که این نمودار نشان می‌دهد، جداسازی کشورهای مورد بررسی در این پژوهش در وضعیت مطلوبی قرار ندارد. به عبارت دیگر، مصرف انرژی این کشورها متناسب با رشد اقتصادی یا بیش از آن افزایش یافته است. اگرچه جداسازی مثبت در کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۲ غالباً از نوع جداسازی ضعیف(رنگ آبی در نمودار ۲) بوده ولی نوع جداسازی برای این کشورها طی دوره زمانی مورد بررسی عموماً جداسازی منفی و مشخصاً جداسازی منفی گسترده (رنگ بنفش در نمودار ۲) بوده است. این یافته به همراه نوسانی بودن جداسازی طی دوره مورد مطالعه نشانگر عدم وجود اراده جدی در بخش‌های مختلف اقتصادی برای حفاظت از محیط زیست و همچنین راهبرد مطلوب برای جداسازی مصرف انرژی از رشد اقتصادی در کشورهای منتخب می‌باشد. در مقابل، اولویت گذاری در تامین مالی روی توسعه فناوری‌های پیشرفته و تجهیزات سبز و حذف فناوری‌های قدیمی در راستای ارتقای صنعتی می‌تواند در تسهیل جداسازی موثر باشد (وانگ و فنگ[1]، ۲۰۱۹).

نمودار ۲. وضعیت جداسازی رشد اقتصادی-مصرف انرژی کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۲

کشور	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰	۲۱
DZA																				
ARM																				
AUS																				

1. Wang & Fen


کشور
AUT
AZE
BGD
BEL
BRA
BGR
CHL
CHN
COL
CRI
HRV
CZE
DNK
ECU
EGY
EST
FIN
FRA
GEO
DEU
GRC
GTM
HKG
HUN
ISL
IND
IDN
JAM
JPN
JOR
KEN
KOR
LVA
۲
۳
۴
۵
۶
۷
۸
۹
۱۰
۱۱
۱۲
۱۳
۱۴
۱۵
۱۶
۱۷
۱۸
۱۹
۲۰
۲۱



اعداد ۲ تا ۲۱ به ترتیب نشان دهنده دوره‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱-۲۰۲۰ است.

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های بانک جهانی و سازمان اطلاعات انرژی

جداسازی منفی گسترده	جفت شدن گسترده	جداسازی ضعیف	جداسازی قوی
جداسازی مغلوب	جفت شدن مغلوب	جداسازی منفی ضعیف	جداسازی منفی قوی

برای تخمین الگو، ابتدا، مانایی[1] متغیرها از طریق آزمون‌های ریشه واحد[2] در داده‌های تابلویی شامل؛ آزمون لوین، لین و چو[3]، ایم، پسران و شین[4]، دیکی فولر تعمیم یافته[5] (فیشر-ADF) و فیلیپس پرون[6] (فیشر-PP) برای متغیرهای هر ۳ مدل آزمون شده است و نتایج آن در جدول (۴) ارایه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش حاضر

آزمون‌ها / متغیرها	لوین، لین و چو	ایم، پسران و شین	دیکی فولر تعمیم یافته	فیلیپس پرون
LE	-۷/۹۱۳۱۴ (۰/۰۰۰۰) I(0)	-۱۳/۳۳۰۱ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۴۳۰/۲۸۳ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۲۳۲/۶۱۳ (۰/۰۰۰۰) I(0)
LY	-۷/۳۵۷۷۲ (۰/۰۰۰۰) I(0)	-۲/۶۳۶۳۰ (۰/۰۰۴۲) I(0)	۱۶۸/۹۹۰ (۰/۰۰۸۹) I(0)	۳۰۲/۷۳۷ (۰/۰۰۰۰) I(0)
LYLFD	-۲/۷۸۵۱۳ (۰/۰۰۲۷) I(0)	-۱۱/۳۱۵۶ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۳۶۶/۳۱۸ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۱۵۷/۳۵۶ (۰/۰۳۹۹) I(0)
LYLFHI	-۴/۶۷۰۶۷ (۰/۰۰۰۰) I(0)	-۱۳/۴۶۱۱ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۴۲۲/۱۹۹ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۱۷۴/۴۳۴ (۰/۰۰۴۰) I(0)
LYLHDI	-۱۲/۱۴۷۴ (۰/۰۰۰۰) I(0)	-۳/۹۸۶۵۸ (۰/۰۰۰۰) I(0)	۲۰۵/۴۵۹ (۰/۰۰۰۰) I(0)	۳۵۶/۰۴۳ (۰/۰۰۰۰) I(0)
LYLIND	-۳/۷۵۷۵۵ (۰/۰۰۰۱) I(0)	-۱۱/۲۴۲۵ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۳۷۱/۱۹۵ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۷۵۱/۲۰۹ (۰/۰۰۰۰) I(1)
LYLPE	-۱۲/۳۴۸۱ (۰/۰۰۰۰) I(0)	-۱۰/۸۵۳۱ (۰/۰۰۰۰) I(0)	۳۳۴/۸۵۵ (۰/۰۰۰۰) I(0)	۳۰۸/۴۳۲ (۰/۰۰۰۰) I(0)
LYLTEC	-۵/۰۵۳۵۰ (۰/۰۰۰۰) I(0)	-۱۴/۵۷۴۸ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۴۶۰/۰۶۲ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۲۴۲/۱۸۳ (۰/۰۰۰۰) I(0)
LYLURB	-۵/۱۶۸۸۱ (۰/۰۰۰۰) I(0)	-۴/۷۵۴۳۵ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۲۰۶/۶۵۲ (۰/۰۰۰۰) I(1)	۶۵۷/۴۴۱ (۰/۰۰۰۰) I(0)

مقادیر داخل پرانتز مربوط به ارزش احتمال متغیر است.

منبع: یافته‌های پژوهش حاضر

1. Stationary
2. Unit Root Test
3. Levin, Lin & Chut
4. Im, Pesaran & Shin
5. Augmented Dicy Fuller (ADF)
6. Philips- Perron

با توجه به نتایج ارایه شده در جدول (۴)، همه متغیرها با مرتبه یکسان، مانا نیستند. برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو و اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون، از آزمون همجمعی کائو[1] در داده‌های تابلویی استفاده شده و نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۵) ارایه شده است. نتایج آزمون کائو در جدول (۵) رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی را نشان می‌دهد و بنابراین، رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر تایید می‌شود.

جدول ۵. نتایج بررسی وجود هم‌جمعی میان متغیرهای مدل

آماره	مقدار احتمال
-۴/۳۸۶۰۶۰	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش حاضر

در ادامه، آزمون‌های اعتبار سنجی تشخیص برآورد الگو پژوهش به روش گشتاورهای تعمیم یافته و نتایج تخمین مدل انجام شده است و نتایج آن در جدول (۶) ارایه شده است.

جدول ۶. نتایج تخمین الگو پژوهش به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

متغیرها	ضرایب برآوردی	احتمال
LE(-1)	۰/۶۲۵۰۵۶	۰/۰۰۰۰
LY	۰/۷۵۱۶۰۸	۰/۰۰۰۰
LYLFD	-۰/۰۲۱۹۳۰	۰/۰۰۰۰
LYLFHI	-۰/۰۹۸۵۱۹	۰/۰۰۰۰
LYLHDI	-۰/۳۰۲۸۰۹	۰/۰۰۰۰
LYLIND	۰/۰۲۹۳۱۱	۰/۰۰۰۰
LYLPE	۰/۰۰۲۵۳۲	۰/۰۰۳۶
LYLTEC	۰/۰۰۱۷۹۳	۰/۰۴۲۷
LYLURB	۰/۲۱۶۵۸۷	۰/۰۰۰۲
تعداد مشاهدات	۱۲۸۰	
آزمون سارگان	۰/۲۹۸۸۹۱	
AR(1)	۰/۰۰۰۰	
AR(2)	۰/۸۷۶۲	
آزمون والد	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش حاضر

1. Kao Test

آزمون‌های اعتبار سنجی مدل پژوهش به روش GMM و نتایج تخمین آن در جدول (۶) ارایه شده است. همان گونه که این جدول نشان می‌دهد، بر اساس احتمال آماره سارگان، فرضیه صفر مبنی بر معتبر بودن ابزارها در الگو مربوطه تایید می‌شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون‌های آرلانو-باند AR(1) و AR(2) فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی در مدل تایید می‌گردد. سرانجام، با توجه به سطح احتمال آزمون والد، فرضیه صفر بودن تمام متغیرها در سطح خطای یک درصد رد می‌شود و بر این اساس، اعتبار مدل پژوهش تایید می‌گردد.

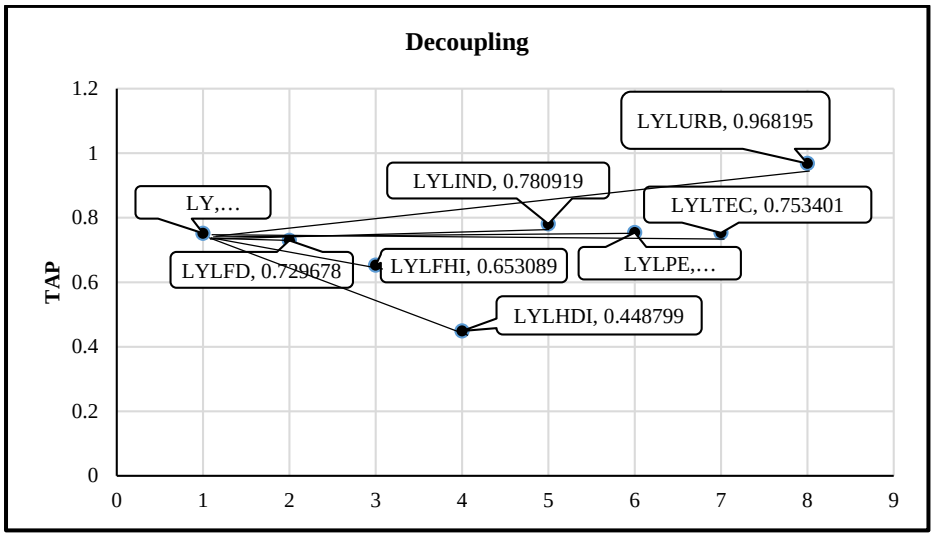
با توجه به نتایج برآورد مدل (۱) به روش گشتاورهای تعمیم یافته(GMM) برای کشورهای منتخب، ضریب متغیر لگاریتم مصرف انرژی دوره قبل مثبت و معنی‌دار برآورد شده است که نشانگر وابستگی مصرف انرژی دوره جاری به الگوی مصرف گذشته است.

در ادامه، همانگونه که در روش‌شناسی پژوهش عنوان شد، ابتدا بر اساس رویکرد تاپیو، مختصات اولیه جداسازی محاسبه شده و سپس این مورد ارزیابی می شود که آیا با ورود متغیر(های) جدید، شاخص تاپیو از بازه اولیه خارج شده و اصطلاحاً این متغیرها موجب تغییر اساسی در بازه اولیه می‌شوند یا خیر؟ در صورتی که با ورود متغیر(های) مورد نظر، بازه اولیه تاپیو حفظ شده باشد، تغییر اساسی در جداسازی رخ نداده و متغیر(های) مورد بررسی موجب تغییر اساسی در جداسازی نخواهد شد. همچنان که جدول(۶) نشان می‌دهد، ضریب متغیر لگاریتم تولید معادل ۰/۷۵۱۶۰۸ مثبت و معنی‌دار بدست آمده است. بر اساس این یافته، به ازای ۱ درصد افزایش تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی معادل ۰/۷۵۱۶۰۸ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به این نتیجه، میزان جداسازی رشد اقتصادی و مصرف انرژی برابر با ۰/۷۵۱۶۰۸ و در محدوده جداسازی ضعیف و در ناحیه اول مختصات تاپیو (نمودار ۱) قرار می‌گیرد. در صورتی که افزایش تولید با توسعه مالی همراه شود، از میزان جداسازی ضعیف کاسته می‌شود(بهبود روند جداسازی). در تایید این ادعا، حضور متغیر توسعه مالی در مدل پژوهش، موجب کاهش شاخص جداسازی از ۰/۷۵۱۶۰۸ به ۰/۷۲۹۶۷۸ شده است. با توجه به اینکه جداسازی نهایی در ناحیه اول تاپیو قرار دارد، نتیجه اخیر همچنان نشانگر جداسازی ضعیف می‌باشد. این یافته با مطالعات والیکووا و همکاران[1] (۲۰۱۵) سازگار است.

بر اساس دیگر نتایج برآورد مدل، آزادی اقتصادی موجب کاهش ۰/۰۹۸۵۱۹ درصدی در شاخص تاپیو شده و جداسازی ضعیف را به ۰/۶۵۳۰۸۹ کاهش می‌دهد(بهبود روند جداسازی). با این حال، بازه نهایی جداسازی در ناحیه اول مختصات تاپیو و دربازه جداسازی ضعیف قرار می‌گیرد. این یافته دور از انتظار نیست چون آزادی اقتصادی موجب تقویت مولفه‌های کارایی و افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر می‌شود(آموآه و همکاران[2]، ۲۰۲۰)، همچنین، نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد توسعه انسانی موجب جداسازی مصرف انرژی از رشد اقتصادی در ناحیه اول تاپیو و کاهش جداسازی ضعیف از ۰/۷۵۱۶۰۸ به ۰/۴۴۸۷۹۹ می شود. در توجیه این یافته، می‌توان به اثرات بهبود آموزش و وضعیت سلامت بر بهره‌وری عوامل تولید و همچنین کاهش شدت انرژی اشاره کرد. در مقابل، بر اساس نتایج پژوهش حاضر، ساختار اقتصادی(سهم بالاتر صنعت)، موجب

1. Valickova et al.
2. Amoah et al.

افزایش ۰/۰۲۹۳۱۱ درصدی در شاخص تاپیو و افزایش جداسازی ضعیف از ۰/۷۵۱۶۰۸ به ۰/۷۸۰۹۱۹ شده ولی بازه جداسازی را در ناحیه اول مختصات تاپیو حفظ کرده است. این یافته دور از انتظار نیست چون افزایش سهم صنعت اگر چه موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود ولی مصرف انرژی را نیز افزایش می‌دهد. همچنین، نتایج پژوهش حاضر نشان می دهد قیمت انرژی موجب افزایش ۰/۰۰۲۵۳۲ درصد در شاخص تاپیو در بازه جداسازی ضعیف می‌شود. با توجه به نقش مسلط سوخت‌های فسیلی و سهم پایین انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی جهانی، این یافته قابل توجیه می‌باشد. یافته اخیر با نتایج مطالعات ارشد و همکاران[1] (۲۰۱۶) سازگار است. همچنین، حضور تکنولوژی در مدل پژوهش موجب افزایش ۰/۰۰۱۷۹۳ درصدی در شاخص تاپیو شده و شاخص جداسازی را به ۰/۷۵۳۴۰۱ افزایش داده است. بر این اساس، هر چند در وضعیت جدید، جداسازی ضعیف حفظ شده ولی روند جداسازی ضعیف‌تر شده است. سرانجام، حضور شهرنشینی در مدل پژوهش، با ۰/۲۱۶۵۸۷ اثر مثبت و معنی‌دار بر مصرف انرژی موجب افزایش شاخص جداسازی ضعیف به ۰/۹۶۸۱۹۵ شده و منجر به تغییر بازه تاپیو از جداسازی ضعیف به جفت شدن گسترده شده است. این یافته با مطالعات لی و لین[2] (۲۰۱۵) سازگار است. در مجموع، حضور توام متغیرهای مدل موجب می‌شود جداسازی از ۰/۷۵۱۶۰۸ به ۰/۵۷۸۵۷۳ کاهش یابد. با این حال اثر همزمان متغیرهای پژوهش، تغییری در بازه جداسازی ایجاد نمی‌کند و با حفظ حالت جداسازی ضعیف، شرایط جداسازی بهبود یافته است خلاصه اثرات متغیرهای پژوهش بر جداسازی در نمودار ۳ ارایه شده است.



نمودار ۳. تغییرات جداسازی با متغیرهای مستقل مدل

منبع: یافته‌های پژوهش حاضر

1. Arshad et al.
2. Li & Lin

بحث، نتیجه گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی اثر توسعه مالی بر جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی با بکارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته برای ۶۴ کشور منتخب بر اساس حداکثر داده‌های قابل دسترس طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۲ می‌باشد. فرضیه پژوهش حاضر این است که توسعه مالی موجب جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌شود. برای آزمون این فرضیه، در مرحله نخست، جداسازی بر اساس رویکرد تاپیو، محاسبه و بازه آن برای کشورهای منتخب شناسایی و ترسیم شده است. سپس، با معادله مناسب اقتصاد سنجی، عوامل موثر بر این جداسازی (با تاکید بر توسعه مالی) مورد تحلیل قرار گرفته است.

نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی در ناحیه اول تاپیو قرار گرفته است. همچنین، محاسبات این پژوهش نشان می‌دهد توسعه مالی موجب بهبود جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب می‌شود. بر اساس این نتیجه، با حضور توسعه مالی و بهبود جداسازی، رشد اقتصادی بالاتر مستلزم رشد مصرف انرژی کمتری می‌باشد. بر اساس سایر نتایج پژوهش حاضر، علاوه بر توسعه مالی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی در بهبود جداسازی موثر می‌باشند هر چند موجب جداسازی قوی نمی‌شوند. در مقابل، ساختار اقتصادی، قیمت انرژی، تکنولوژی و سهم شهرنشینی منجر به بدتر شدن جداسازی رشد اقتصادی از مصرف انرژی می‌شوند. علیرغم این مطلب، در مجموع، هیچ کدام از متغیرهای پژوهش حاضر نتوانسته‌اند تغییر اساسی در بازه تاپیو ایجاد کنند به گونه‌ای که بعد از اعمال اثرات این متغیرها، بازه جداسازی در ناحیه اول تاپیو حفظ شده است. بدیهی است جداسازی قوی مستلزم رشد اقتصادی با مصرف انرژی کمتر است. خلاصه اثر توسعه مالی بر جداسازی در جدول (۷) ارایه شده است.

جدول ۷. خلاصه اثر توسعه مالی بر جداسازی

حدود مکانی	ضریب جداسازی	وضعیت نهایی در بازه تاپیو	وضعیت جداسازی	اثر توسعه مالی	تغییر بازه تاپیو
۶۴ کشور منتخب	۰/۷۵۱۶۰۸	ناحیه اول	جداسازی ضعیف	-۰/۰۲۱۹۳۰	بهبود جداسازی بدون تغییر در بازه جداسازی

از آنجا که جداسازی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در راستای توسعه پایدار است، انتظار می‌رود توسعه مالی نیز نقش فعال در این زمینه ایفا کند. با توجه به نتایج پژوهش حاضر، توسعه مالی تا حدودی توانسته است جداسازی رشد اقتصادی و مصرف انرژی را بهبود بخشد. البته این تغییر به گونه‌ای نبوده است که موجب جداسازی قوی شده و بازه جداسازی را تغییر اساسی دهد. اگرچه شاید برخی از متغیرهای دیگر پژوهش همچون ساختار اقتصادی و تکنولوژی مانع از نقش آفرینی جدی توسعه مالی شده‌اند ولی انتظار می‌رود توسعه مالی به صورت هدفمند و در راستای سیاست‌های نرم و سخت انرژی اثرات قوی‌تری بر جداسازی رشد اقتصادی و مصرف انرژی داشته باشد. ضمن اینکه توصیه می‌شود تغییرات ساختاری انرژی اندوز برای انتقال اساسی در بازه جداسازی مورد توجه قرار گیرد، توسعه مالی نیز به شکل سبز پیگیری

شود و منابع مالی در جهت کاهش مصرف انرژی و بهبود نوآوری و فناوری‌های سبز تخصیص یابد. بدیهی است آزادی اقتصادی، کاهش اثرات منفی توسعه شهرنشینی بر جداسازی(همچون توسعه ناوگان عمومی، ارتقای فرهنگ مصرف انرژی، ارتقای فناوری‌های سبز و سیاست‌های انرژی در جهت افزایش کارایی مصرف انرژی)، ارتقای ساختار صنعتی در جهت افزایش کارایی مصرف و تولید انرژی برای افزایش جداسازی ضروری هستند. با توجه به نتایج پژوهش حاضر و اثر توسعه مالی در بهبود جداسازی، به نظر می‌رسد توسعه مالی در صورتی که توسعه پایدار مورد تاکید سیاست‌گذاران باشد می‌تواند نقش شایسته و بایسته خود را ایفا کند. لازمه این امر، توجه و نظارت بیشتر بر توسعه مالی با رویکرد توسعه پایدار است. در این راستا، توسعه مالی با تاکید بر افزایش کارایی و بهره وری انرژی، کاهش شدت انرژی و همچنین بهبود کارایی محیط زیست توصیه می 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

Acheampong, A. O. (2019). Modelling for insight: does financial development improve environmental quality? *Energy Economics*, *83*, 156-179.

Adom, P. K; Appiah, M. O; & Agradi, M. P. (2020). Does financial development lower energy intensity? *Frontiers in Energy*, *14*, 620-634.

Ahmed, K. (2017). Revisiting the role of financial development for energy-growth-trade nexus in BRICS economies. *Energy*, *128*, 487-495.

Alam, A; Malik, I. A; Abdullah, A. B; Hassan, A; Awan, U; Ali, G; & Naseem, I. (2015). Does financial development contribute to SAARC′ S energy demand? From energy crisis to energy reforms. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *41*, 818-829.

Aller, C; Herrerias, M. J; & Ordonez, J. (2018). The effect of financial development on energy intensity in China. *The Energy Journal*, *39*, 25-38.

Amoah, A; Kwablah, E; Korle, K; & Offei, D. (2020). Renewable energy consumption in Africa: the role of economic well-being and economic freedom. *Energy, Sustainability and Society*, *10*(1), 1-17.

Anton, S. G; & Nucu, A. E. A. (2020). The effect of financial development on renewable energy consumption. A panel data approach. *Renewable Energy*, *147*, 330-338.

Arshad, A; Zakaria, M; & Junyang, X. (2016). Energy prices and economic growth in Pakistan: A macro-econometric analysis. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *55*, 25-33.

Asadi, A; & Esmaeili, S. (2013). Investigate the Dynamic Relationship between Energy consumption and financial development in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, *1*(Vol1-No3), 17-38. (In Persian)

Bahrambeigi, F; Fotros, M. H; Haji, G; & Torkamani, E. (2023). The Effect of Financial Development Regimes on Energy Intensity in Iran: Markov-Switching Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *20*(2), 32-71. doi: 10.22055/jqe.2021.36681.2345. (In Persian)

Boutabba, M. A. (2014). The impact of financial development, income, energy and trade on carbon emissions: evidence from the Indian economy. *Economic Modelling*, *40*, 33-41.

Cagno, E; Ramirez-Portilla, A; & Trianni, A. (2015). Linking energy efficiency and innovation practices: Empirical evidence from the foundry sector. *Energy Policy*, *83*, 240-256.

Canh, N. P; Thanh, S. D; & Nasir, M. A. (2020). Nexus between financial development & energy intensity: two sides of a coin? *Journal of Environmental Management*, *270*, 110902.

Chen, Z; Huang, W; & Zheng, X. (2019). The decline in energy intensity: does financial development matter? *Energy Policy*, *134*, 110945.

Chiu, Y. B; & Lee, C. C. (2020). Effects of financial development on energy consumption: The role of country risks. *Energy Economics*, *90*, 104833.

Çoban, S; & Topcu, M. (2013). The nexus between financial development and energy consumption in the EU: A dynamic panel data analysis. *Energy economics*, *39*, 81-88.

Cole, M. A. (2006). Does trade liberalization increase national energy use? *Economics Letters*, *92*(1), 108-112.

Cooray, A. (2010). Do stock markets lead to economic growth? *Journal of Policy Modeling*, *32*(4), 448-460.

Destek, M. A. (2015). Energy consumption, economic growth, financial development and trade openness in Turkey: Maki cointegration test. *Bulletin of Energy*, *3*(1), 162-168.

Farhani, S; & Solarin, S. A. (2017). Financial development and energy demand in the United States: new evidence from combined cointegration and asymmetric causality tests. *Energy*, *134*, 1029-1037.

Feng, Y; Liu, R; Chiu, Y. H; & Chang, T. H. (2020a). Dynamic Linkages among Energy Consumption, Environment and Health Sustainability: Evidence from the Different Income Level Countries. *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 57, 0046958020975220.

Feng, Y; Yu, X; Chiu, Y. H; & Lin, T. Y. (2020b). Energy efficiency and health efficiency of old and new EU Member States. *Frontiers in Public Health*, 8, 168.

Gaies, B; Kaabia, O; Ayadi, R; Guesmi, K; & Abid, I. (2019). Financial development and energy consumption: Is the MENA region different? *Energy Policy*, *135*, 111000.

Greenwood, J; & Smith, B. D. (1997). Financial markets in development, and the development of financial markets. *Journal of Economic dynamics and control*, *21*(1), 145-181.

Guru, B. K; & Yadav, I. S. (2019). Financial development and economic growth: panel evidence from BRICS. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, *24*(47), 113-126.

He, L; Liu, R; Zhong, Z; Wang, D; & Xia, Y. (2019). Can green financial development promote renewable energy investment efficiency? A consideration of bank credit. *Renewable Energy*, *143*, 974-984.

Ji, Q; & Zhang, D. (2019). How much does financial development contribute to renewable energy growth and upgrading of energy structure in China? *Energy Policy*, *128*, 114-124.

Kakar, Z. K; Khilji, B. A; & Khan, M. J. (2011). Financial development and energy consumption: empirical evidence from Pakistan. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, *2*(6), 469.

Karanfil, F. (2009). How many times again will we examine the energy-income nexus using a limited range of traditional econometric tools? *Energy Policy*, *37*(4), 1191-1194.

Khan, A; Chenggang, Y; Hussain, J; & Kui, Z. (2021). Impact of technological innovation, financial development and foreign direct investment on renewable energy, non-renewable energy and the environment in belt & Road Initiative countries. *Renewable Energy*, *171*, 479-491.

Khorsandi, M; Mohammadi, T; Khazaei, M; & Behrooz, A. (2016). The Effect of Financial Development on Energy Consumption by Using the Generalized Method of Moment. *Financial Economics*, *9*(33), 15-34. (In Persian)

Li, K; & Lin, B. (2015). Impacts of urbanization and industrialization on energy consumption/CO2 emissions: does the level of development matter? *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *52*, 1107-1122.

Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of economic literature*, *35*(2), 688-726.

Levine, R. (1991). Stock markets, growth, and tax policy. *The journal of Finance*, *46*(4), 1445-1465.

Mahmood, M. T; Shahab, S; & Shahbaz, M. (2022). The relevance of economic freedom for energy, environment, and economic growth in Asia-Pacific region. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(4), 5396-5405.

Minier, j; 2009. Opening a stock exchange. Journal of development economics 90, 1355-143.

Mohammadzadeh, P; Behboudi, D; & Ebrahimi, S. (2014). The Relationship between Energy Consumption and Financial Development in Iran. QEER; 9 (39): 77-104. (In Persian)

Mukhtarov, S; Humbatova, S; Seyfullayev, I; & Kalbiyev, Y. (2020). The effect of financial development on energy consumption in the case of Kazakhstan. *Journal of Applied Economics*, *23*(1), 75-88.

Mukhtarov, S; Mikayilov, J. I; Mammadov, J; & Mammadov, E. (2018). The impact of financial development on energy consumption: evidence from an oil-rich economy. *Energies*, *11*(6), 1536.

Mukhtarov, S; Yüksel, S; & Dinçer, H. (2022). The impact of financial development on renewable energy consumption: Evidence from Turkey. *Renewable Energy*, *187*, 169-176.

Nademi Y, Hasanvand D. (2019). The Threshold Financial Development and Energy Consumption in Iran. Qjfep 2019; 7 (25):59-78 URL: http://qjfep.ir/article-1-684-fa.html. (In Persian)

Ntow-Gyamfi, M; Bokpin, G. A; Aboagye, A. Q; & Ackah, C. G. (2020). Environmental sustainability and financial development in Africa; does institutional quality play any role? *Development Studies Research*, *7*(1), 93-118.

Okwanya, I; & Abah, P. O. (2018). Impact of energy consumption on poverty reduction in Africa. *CBN Journal of Applied Statistics (JAS)*, 9(1), 5, Article 5.

Pan, X; Uddin, M. K; Han, C; & Pan, X. (2019). Dynamics of financial development, trade openness, technological innovation and energy intensity: Evidence from Bangladesh. *Energy*, *171*, 456-464.

Rahman, ZU; Khattak, SI; Ahmad, M; & Khan, A. (2020) a disaggregatedlevel analysis of the relationship among energy production, energy consumption and economic growth: Evidence from China. *Energy*, 194:116836.

Rasekhi, S; & Ghanbartabar, S. (2024). Energy security and the hypothesis of decoupling: A case study of Russia-Ukraine war. *Journal of Countries Studies*, *2*(1), 91-115. doi: 10.22059/jcountst.2023.367548.1073. (In Persian)

Rjoub, H; Odugbesan, J. A; Adebayo, T. S; & Wong, W. K. (2021). Sustainability of the moderating role of financial development in the determinants of environmental degradation: evidence from Turkey. *Sustainability*, 13(4), 1844.

Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy policy*, *38*(5), 2528-2535.

Sadorsky, P. (2011). Financial development and energy consumption in Central and Eastern European frontier economies. *Energy policy*, *39*(2), 999-1006.

Saint-Paul, G. (1992). Technological choice, financial markets and economic development. *European Economic Review*, *36*(4), 763-781.

Schumpeter, J. A. (1911). The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credits, interest, and the business cycle. *Harvard Economic Studies, Translated by Opie, R*, 1934.

Shahbaz, M; Khan, S; & Tahir, M. I. (2013). The dynamic links between energy consumption, economic growth, financial development and trade in China: fresh evidence from multivariate framework analysis. *Energy economics*, *40*, 8-21.

Shahbaz, M; Haouas, I; Sohag, K; & Ozturk, I. (2020). The financial development-environmental degradation nexus in the United Arab Emirates: the importance of

growth, globalization and structural breaks. *Environmental Science and Pollution Research*, *27*, 10685-10699.

Shahbaz, M; & Lean, H. H. (2012). Does financial development increase energy consumption? The role of industrialization and urbanization in Tunisia. *Energy policy*, *40*, 473-479.

Shahbaz, M; Mallick, H; Mahalik, M. K; & Sadorsky, P. (2016). The role of globalization on the recent evolution of energy demand in India: Implications for sustainable development. *Energy Economics*, *55*, 52-68.

Shahbaz, M; Topcu, B. A; Sarıgül, S. S; & Vo, X. V. (2021). The effect of financial development on renewable energy demand: The case of developing countries. *Renewable Energy*, *178*, 1370-1380.

Shahbaz, M; Van Hoang, T. H; Mahalik, M. K; & Roubaud, D. (2017). Energy consumption, financial development and economic growth in India: New evidence from a nonlinear and asymmetric analysis. *Energy Economics*, *63*, 199-212.

Shao, Q; & Rao, L. (2018). The rebound effect of dematerialization and decoupling: a case of energy efficiency. *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, *16*(4), 299-313.

Sharma, R; & Kautish, P. (2020). Linkages between financial development and economic growth in the middle-income countries of South Asia: a panel data investigation. *Vision*, *24*(2), 140-150.

Tamazian, A; Chousa, J. P; & Vadlamannati, K. C. (2009). Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from BRIC countries? *Energy policy*, *37*(1), 246-253.

Tan, Z. F; & Zhang, J. L. (2010). Research on the dynamic relationship between energy efficiency and its influencing factors in China. *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, *20*(4), 43-9.

Tapio, P. (2005). Towards a theory of decoupling: degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001. *Transport policy*, 12(2), 137-151.

Valickova, P; Havranek, T; & Horvath, R. (2015). Financial development and economic growth: A meta-analysis. *Journal of economic surveys*, *29*(3), 506-526.

Wang, Z; Bu, C; Li, H; & Wei, W. (2019). Seawater environmental Kuznets curve: evidence from seawater quality in China's coastal waters. *Journal of Cleaner Production*, *219*, 925-935.

Wang, M; & Feng, C. (2019). Decoupling economic growth from carbon dioxide emissions in China's metal industrial sectors: A technological and efficiency perspective. *Science of the Total Environment*, *691*, 1173-1181.

Wang, Y; & Gong, X. (2020). Does financial development have a non-linear impact on energy consumption? Evidence from 30 provinces in China. *Energy Economics*, *90*, 104845.

Wang, H; Hashimoto, S; Yue, Q; Moriguchi, Y; & Lu, Z. (2013). Decoupling analysis of four selected countries: China, Russia, Japan, and the United States during 2000–2007. *Journal of Industrial Ecology*, *17*(4), 618-629.

Wang, J; Zhang, S; & Zhang, Q. (2021). The relationship of renewable energy consumption to financial development and economic growth in China. *Renewable Energy*, *170*, 897-904.

Wei, W. X; Chen, D; & Hu, D. (2016). Study on the evolvement of technology development and energy efficiency-A case study of the past 30 years of development in Shanghai. *Sustainability*, *8*(5), 457.

Xing, X. L. (2014). Analysis of the effect of technological innovation on energy efficiency: a case study of Henan pharmaceutical industry. *Resour. Dev. Market; 30*(10), 1178-1180.

Yu, Y; Chen, D; Zhu, B; & Hu, S. (2013). Eco-efficiency trends in China, 1978–2010: Decoupling environmental pressure from economic growth. *Ecological indicators*, *24*, 177-184.

Yue, S; Lu, R; Shen, Y; & Chen, H. (2019). How does financial development affect energy consumption? Evidence from 21 transitional countries. *Energy Policy*, *130*, 253-262.

Zahid, T; Arshed, N; Munir, M; & Hameed, K. (2021). Role of energy consumption preferences on human development: A study of SAARC region. *Economic Change and Restructuring*, 54(1), 121-144.

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۵۲-۲۷

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی و ریسک سیستمی[۱]

یزدان گودرزی فراهانی[۲]، محسن مهرآرا[۳]، زلیخا مرسلی ارزنق[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۱۸

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی با ریسک سیستمی در نظام بانکی کشور بوده است. در این راستا، بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد ارزیابی قرار گرفتند. به منظور برآورد ریسک سیستمی از معیار ارزش در معرض خطر شرطی استفاده شد. همچنین، در راستای برآورد تاثیر متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی بر ریسک سیستمی از روش داده‌های پنلی و رگرسیون کوانتایل در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۱ برای منتخبی از بانک‌های کشور استفاده گردید. نتایج بدست آمده از این پژوهش بیانگر این بود که متنوع‌سازی منابع و مصارفی بانکی به دلیل اینکه منجر به وابستگی بیشتر بین نهادهای مالی و همچنین، ترکیب مختلفی از دارایی‌های مالی می‌شود منجر به افزایش در ریسک سیستمی و سرایت آن به سایر نهادهای مالی می‌شود. در مدل برآورد شده ضریب اثرگذاری شاخص متنوع‌سازی منابع بانک بر ریسک سیستمی در مدل رگرسیونی داده‌های پنلی معادل با ۱/۴۵ و در رگرسیون کوانتایل معادل ۱/۳۳ بوده است. علاوه بر این، با توجه به نتایج رگرسیون کوانتایل می‌توان بیان کرد که اثر گذاری شاخص تنوع‌سازی منابع و مصارف در گروه‌های مختلف بانکی با توجه به میزان ریسک سیستمی متفاوت بوده است. بالا بودن ریسک سیستمی در ایران نشان می‌دهد به‌رغم وجود نظارت بر بخشی از نهادهای مالی، ریسک سیستمی فعالیت‌های مالی بیش از اندازه بوده و همین امر شاید لزوم وجود مرجع ناظر مؤثر را مطرح می‌کند.

واژگان کلیدی: متنوع‌سازی، ریسک سیستمی، سیستم بانکی، ارزش در معرض خطر شرطی، داده‌های پنلی.
طبقه‌بندی موضوعی: *E32، O29، E52، E30، C30.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.45357.2874
۲. استادیار، گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. نویسنده مسئول. Email: y.gudarzi@qom.ac.ir
۳. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email: m.mehrara@ut.ac.ir .
۴. مدرس، گروه مدیریت و حسابداری، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران. Email: zmorsali93@gmail.com

مقدمه

صنعت بانکداری از مهمترین بخش‌های هر اقتصادی به شمار می‌رود و مهمترین نقش آن، واسطه‌گری پولی است. بانک‌ها در کنار بورس و بیمه، از ارکان اصلی بازارهای مالی محسوب می‌شوند. به دلیل عدم توسعه لازم بازار سرمایه در ایران، این بخش از اهمیت بالایی برخوردار است (پورمقدم، ۱۳۹۶). طی سال‌های اخیر، صنعت بانکداری تغییرات زیادی را تجربه کرده است و عوامل مختلفی بر عملکرد و ساختار بانک‌ها تأثیر گذاشته است؛ با وجود این تغییرات، بانک‌ها همچنان نقش مهمی در انتقال منابع از پس‌اندازکنندگان به واحدهای سرمایه‌گذاری دارند (کاشی،۱۳۹۶).

در بیشتر کشورها، به ویژه کشورهای درحال توسعه، بانک‌ها نقش اساسی در تأمین مالی اقتصاد و ارتقاء رشد اقتصادی خود ایفا می‌کنند. از این رو، نکته مورد توجه و اهمیت مسئله متنوع‌سازی در منابع درآمدی و هزینه‌های بانک است. متنوع‌سازی برای یک بانک به صورت تنها، مفید و سودمند است، زیرا می‌تواند مقاومت بانک را در برابر شوک‌ها افزایش دهد. با این حال، اگر همه بانک‌ها اقدام به متنوع‌سازی پرتفوی خود بکنند، ممکن است در نهایت پرتفوی‌های مشابهی داشته باشند. از این رو، زمانی که اقتصاد تحت یک شوک قوی قرار بگیرد، ممکن است همه بانک‌ها در همان زمان تحت تأثیر این شوک قرار بگیرند و ورشکست شوند یا با مشکلاتی مواجه شوند. بنابراین، یک پیامد ناخواسته تنوع در سطح هر بانک، می‌تواند افزایش ریسک سیستمی باشد. طبق تعریف موسسه CFA[1]، در امور مالی ریسک سیستمی، خطر فروپاشی کل یک سیستم مالی یا کل بازار در مقابل ریسک مربوط به هر واحد، گروه یا جزء منفرد یک سیستم است که می‌تواند بدون آسیب رساندن به کل سیستم در آن مهار شود (مقیره و یمنی[2]، ۲۰۲۲).

قبل از دهه ۱۹۹۰، ریسک‌هایی که مؤسسات متقبل می‌شدند عموماً منحصر به هر مؤسسه مالی تلقی می‌شد، اما اصلاحات سیاستی در دهه ۱۹۹۰ و استراتژی‌های متنوع‌سازی دارایی‌ها که به دنبال آن انجام شد، وضعیت کسب و کار بانکی را تغییر داد (ابراگیموف و همکاران، ۲۰۱۱)[3]. از لحاظ نظری، تنوع دارایی‌ها توسط مؤسسات مالی می‌تواند ریسک فردی نهفته در پرتفوی دارایی‌های مالی آن‌ها را کاهش دهد و از کاهش ارزش دارایی‌های بانک‌ها به زیر بدهی‌ها و کاهش احتمال شکست جلوگیری کند (آچاریا، حسن و ساندرز، ۲۰۰۶؛ بک، دمیرگوچ-کانت و لوین، ۲۰۰۶؛ بجر و آفک، ۱۹۹۵؛ کامپا و کدیا، ۲۰۰۲؛ دمستز و استراهان، ۱۹۹۷؛ نگوین، اسکالی، و پررا، ۲۰۱۲)[4]. اگرچه این مطالعات قبلی درباره مزایای متنوع‌سازی گفته‌اند، استیرو و رامبل (۲۰۰۶)[5] بیان می‌کنند که مزایای متنوع‌سازی با افزایش هزینه‌های آشکار شده برای فعالیت‌های ناپایدار[6]، خنثی می‌شوند. علاوه بر این، شافر[7] (۱۹۸۵) و اسلیجکرمن، شون میکر و دی

1 . CFA Institute
2 . Maghyereh & Yamani
3. Ibragimov & et al
4 . Acharya, Hasan & Saunders, 2006; Beck, Demirguc-Kunt & Levine, 2006; Beger & Ofek, 1995; Campa & Kedia, 2002; Demsetz & Strahan, 1997; Nguyen, Skully & Perera, 2012
5 . Stiroh & Rumble
6 . Volatile activities
7 . Shaffer

ورایز[1] (۲۰۱۳) همچنین به این موضوع اشاره می‌کنند که متنوع‌سازی ممکن است برای مؤسسات به تنهایی مفید باشد، اما اغلب ریسک سیستمی را افزایش می‌دهد.

متنوع‌سازی به عنوان یک استراتژی تجاری محبوب برای موسسات بانکی در نظر گرفته می‌شود، اما همپوشانی فعالیت‌های تجاری مرتبط در بین بانک‌ها، به دلیل پرتفوی‌های مشابه، را افزایش می‌دهد که منجر به قرار گرفتن در معرض ریسک بزرگتر ناشی از سرایت خارجی[2] می‌شود. ابراگیموف، جافی و والدن (۲۰۱۱) بیان می‌کنند که وابستگی متقابل بین بانک‌ها که ناشی از متنوع‌سازی دارایی‌ها است، نه تنها به سرایت ریسک منجر می‌شود، بلکه ممکن است به ریسک سیستمی نیز کمک کند، که نقش مهمی در بحران اعتباری اخیر ۲۰۰۷-۲۰۰۹ ایفا کرد (دراکوس و کورتاس، ۲۰۱۵).[3] علاوه بر این، دی جانگ[4] (۲۰۱۰) و اسلیجکرمن و شون میکر و دی ورایز (۲۰۱۳) اشاره کردند که در شروع بحران اعتباری، بانک‌ها در مواجهه با متنوع‌سازی در بین موسسات مالی بودند. همچنین واگنر[5] (۲۰۱۰) بیان می‌کند که متنوع‌سازی ممکن است مطلوب نباشد، زیرا مستلزم هزینه‌ای است که خطرات سیستمی را محتمل‌تر می‌کند و ریسک‌های سیستمی مستلزم هزینه‌های اضافی، فراتر از شکست‌های فردی است. بنابراین به نظر می‌رسد سطح متنوع‌سازی اثرات متضادی دارد و باعث ایجاد ریسک‌های بانکی می‌شود (ما و همکاران[6]، ۲۰۲۰).

پژوهش‌های زیادی درباره مدل‌های نظری ریسک سیستمی توسعه داده شده‌اند که در آن‌ها میزان متنوع‌سازی نقشی حیاتی را ایفا می‌کند. آلن و گیل[7] (۲۰۰۵)، آلن و کارلتی[8] (۲۰۰۶) و بگین، بودرو، دولیانو و گوتیر[9] (۲۰۱۷) نشان دادند که شکست یک مؤسسه مالی، زمانی که موسسات مالی دیگری نیز در همان دارایی‌هایی سرمایه‌گذاری کرده باشد، به دنبال انتقال ریسک اعتباری، می‌تواند منجر به قفل شدگی[10] مالی شود. واگنر (۲۰۱۰) و اسلیجکرمن و شون میکر و دی ورایز (۲۰۱۳) مباحث نظری را ارائه می‌کنند مبنی بر اینکه متنوع‌سازی ریسک، در موسسات مالی می‌تواند نامطلوب باشد زیرا احتمال وقوع بحران‌های سیستمی را بیشتر می‌کند. همچنین، ابراگیموف و جافی و والدن (۲۰۱۱) مدلی را توسعه دادند که در آن نشان می‌دهند که اثرات خارجی منفی ناشی از متنوع‌سازی با ریسک‌های خاص نسبتاً سنگین برای واسطه‌های مالی فردی بهینه، و برای کل سیستم مالی نابهینه است.

---

1. Slijkerman, Schoenmaker & de Vries
2. External contagion
3. Drakos & Kouretas
4. De Jonghe
5. Wagner
6. Ma & et al
7. llen & Gale
8 . Allen & Carletti
9. Bégin, Boudreault, Doljanu & Gauthier
10 . Spillback

یک مدل ساده دو دوره‌ای از آلن، بابوس و کارلتی[1] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که مشترک بودن دارایی‌ها و سررسید بدهی‌های کوتاه‌مدت بانک‌ها، با اثرمتقابل بر یکدیگر، باعث ایجاد ریسک سیستمیک بیش از حد از طریق اثر سرایت[2] در بین موسسات مالی می‌شوند و در نتیجه، باعث می‌شوند گروهی از بانک‌هایی که پرتفوی مشابه با هم داشتند، همگی با همدیگر نکول کنند، و زمانی که اکثر موسسات مالی به طور همزمان شکست بخورند، ریسک سیستمی به احتمال زیاد از دل ریسک‌های معمول یا یک فرآیند سرایت به وجود آید (دی‌جانگ، ۲۰۱۰؛ هلویگ، ۲۰۱۰؛ دی یانگ، ۲۰۱۲)[3]. این استدلال‌های نظری این فرضیه را در ما شکل می‌دهد که، ریسک سیستمی زمانی رخ می‌دهد که بانک‌ها، دارایی‌های متنوع‌سازی شده مشابهی را با سایر بانک‌ها اتخاذ کنند که از نظر ریسک‌های خاص با یکدیگر مشترک باشند.

با توجه به نکات ذکر شده سوال اصلی پژوهش به این صورت بوده است که رابطه متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی و ریسک سیستمی در سیتسم بانکی کشور به چه صورت بوده است. نوآوری پژوهش حاضر در مقایسه با سایر مطالعات در بررسی موضوع متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی و همچنین استفاده از روش رگرسیون کوانتایل پنلی به منظور بررسی این رابطه در بخش‌های مختلف از مدل رگرسیونی بوده است.

ساختار پژوهش حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در ادامه، در بخش دوم ادبیات نظری در زمینه ارتباط بین متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی و ریسک سیستمی و پیشینه پژوهش ذکر شده است. بخش سوم به ارائه روش‌شناسی پژوهش در زمینه مدلسازی و معرفی متغیرهای و نحوء اندازه گیری آنها اختصاص داشته و در بخش چهارم الگوی تجربی در قالب روش داده‌های پنلی و رگرسیون کوانتایل برآورد شده است. در انتها در بخش پنجم نیز به ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته شده است.

ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

ریسک سیستمی

نظام بانکی نقش مهمی در اقتصاد دارد و از مهمترین و قدیمی‌ترین واسطه‌های مالی میان استقراض کنندگان و پس‌انداز کنندگان است. بانک‌ها در نهایت باعث برقراری نظم مالی میشوند. حتی در کشورهای توسعه یافته، بانک‌ها در کانون فعالیت‌های اقتصادی و مالی هستند و در کشورهای در حال توسعه، بانک‌ها نقش اساسی در تأمین مالی بنگاه‌ها ایفا می‌کنند (گلمرادی و همکاران، ۱۳۹۹).

ریسک سیستمی بیانگر احتمال بحرانی شدن کل سیستم مالی در شرایطی است که یک یا چند بخش از بازار دچار بحران شده باشد. اهمیت ریسک سیستمی در این است که با بالا رفتن ریسک سیستمی، احتمال وقوع بحران و بی‌ثباتی مالی افزایش یافته و آثار منفی اقتصادی آن بر بخش واقعی اقتصاد افزایش می‌یابد.

1. Allen, Babus & Carletti
2. Contagion effect
3. De Jonghe, 2010; Helwege, 2010; DeYoung, 2012

با مقایسه سرایت ریسک بینش جالبی در مورد ارتباطات موجود بین ریسک سیستمی و استانداردهایی که موسسات مالی انتظار تامین آن‌ها را دارند، به‌دست می‌آید (اسکار و جین یوز،۲۰۱۴).[1] از آنجا که سیاستگذاران حوزه بانکی به دنبال تدوین سیاست‌هایی برای کاهش هزینه‌های بحران‌های پولی و بانکی و نیز جلوگیری از سرایت بحران و مقابله با آن‌ها هستند، توجه به این موضوع برای سیاستگذاران این حوزه مفید خواهد بود. به ویژه برای ایران به دلیل بزرگ شدن موسسات مالی فعال در بازار، وابستگی و افزایش تعاملات پیچیده بین آن‌ها، پیچیده‌شدن نهادهای مالی و خدمات قابل ارائه توسط آن‌ها، افزایش تعداد نهادهای مالی، افزایش نوآوری مالی، پیچیده شدن ابزارهای معاملات و بزرگ شدن بازارهای مالی در اقتصاد کشور، پایش مستمر بر ریسک سیستمی روز به روز اهمیت بیشتری می‌یابد (صادقی و شمس قهفرخی، ۱۳۹۳).

متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی

استراتژی متنوع‌سازی بانکی تحت تأثیر سطوح مختلف تنوع سایر بانک‌ها یا سیستم بانکی قرار می‌گیرد، واگنر (۲۰۱۰) اشاره می‌کند که تنوع بانکی برای به حداکثر رساندن ارزش بانک است. اگر سهامداران انتخاب‌های متنوع‌سازی را انجام دهند که اثرات آن را بر سپرده گذاران درونی نکند، تنوع تعادلی ممکن است بیش از سطح کارآمد باشد. کمپا و کدیا (۲۰۰۲) و لاون و لوین (۲۰۰۷) پیشنهاد می‌کنند که بانک‌هایی که سودآوری پایینی دارند در عملیات جاری خود ممکن است در جستجوی فرصت‌های توسعه، بیشتر متنوع شوند. با این حال، مجموعه‌ای از ابزارهای دیگر برای تنوع در کامپا و کدیا (۲۰۰۲) گنجانده نشده‌اند، زیرا عامل صنعت فقط به مؤسسات مالی محدود می‌شود و متغیر زمان به عنوان اثرات ثابت در مدل رگرسیون کنترل می‌شود. علاوه بر این، مخارج سرمایه‌ای به عنوان ابزار مورد استفاده در کامپا و کدیا (۲۰۰۲) برای بخش‌های بانکی مناسب نیست (ما و همکاران، ۲۰۲۰).

طبق نظریه تنوع‌بخشی پرتفوی میتوان ریسک غیرسیستماتیک را از بین برد اما ریسک سیستماتیک کماکان باقی می‌ماند. پرتفوی ریسک کمتری نسبت به مجموعه ریسک تک تک دارایی‌ها دارد. بنابراین نظریه پرتفوی شکلی از تنوع بخشی است که بهترین استراتژی را در انتخاب سبدی با ریسک بهینه ارائه می‌دهد. از این رو تنوع خدمات ارائه شده توسط بانک‌ها، باعث کاهش ریسک عملیاتی بانکی میگردد و میتوان ترکیبی از فعالیت‌های وام‌دهی و فعالیت درآمدی غیربهره‌ای را بیان کرد که منافع تنوع بخشی و ماهیت ریسک را نشان می‌دهد (آدم[2]، ۲۰۲۳).

بر اساس طبقه‌بندی مرسیِ‌سا و همکاران[3] (۲۰۰۷) متنوع‌سازی در بخش بانکداری دارای ۳ بعد است. الف) متنوع‌سازی در محصولات و خدمات مالی، ب) متنوع‌سازی جغرافیایی و ج) ترکیبی از متنوع‌سازی جغرافیایی و خطوط کسبوکار. متنوع‌سازی درآمد در بخش بانکداری به افزایش سهم کارمزدها، خالص سود تجارت و مبادلات و دیگر درآمدهای غیربهره ای در خالص درآمد عملیاتی یک بانک اشاره دارد. در نظریه

1. Oscar & Jean-Yves
2. Adem
3. Mercieca & et al

مالی، متنوع‌سازی منابع درآمدی در یک بانک بایستی منجر به این شود که سطح ریسک پایین‌تری داشته و عملکرد تعدیل شده با ریسک بالاتر ایجاد کند. از آنجایی که کارمزد خدمات، سود خالص تجارت و دیگر درآمدهای غیربهره‌ای با خالص درآمد بهره‌ای غیر همبسته و یا به طور ناقص همبسته‌اند، لذا متنوع‌سازی منابع درآمدی بایستی ثبات بیشتری را در خالص درآمد عملیاتی بانک ایجاد کند. در هر صورت بعضی از مطالعات اثرات متنوع‌سازی درآمد را روی عملکرد تعدیل شده با ریسک می‌آزمایند و اثبات می‌کنند که متنوع‌سازی می‌تواند نوسانات درآمد عملیاتی بانک را افزایش دهد. دی یانگ و ریس[1] (۲۰۰۴) بر سه دلیل اینکه چرا ممکن است درآمد غیربهره‌ای، نوسانات درآمد عملیاتی بانک را افزایش دهد، تأکید کرده‌اند:

نخست اینکه فراریت درآمدهای حاصل از فعالیت‌های مبتنی بر کارمزد ممکن است بیش از درآمدهای حاصل از بهره باشد، زیرا که روابط بین مشتری بانک در کسب و کارهای سنتی قویتر است؛ به عنوان مثال برای مشتریان در بسیاری از فعالیت های جدید کارمزد محور بسیار آسانتر است که بانک خود را عوض کنند. دوم، گسترش خدمات کارمزد محور، می‌تواند به طور قابل‌توجهی هزینه های ثابت را افزایش دهد (به عنوان مثال با سرمایه‌گذاری در تکنولوژی و منابع انسانی)، در حالی که اگر یک رابطه تسهیلات محور تاکنون ایجاد شده باشد، تنها هزینه یک وام اضافه، هزینه‌های بهره آن بانک خواهد بود. سوم، در مقابل کسب و کار وامدهی، فعالیت‌های کارمزد محور نیازمند سرمایه نظارتی کمتری است، که این ارائه دهنده نسبت بالاتری از اهرم مالی بوده و بنابراین، منجر به نوسانات بیشتری در درآمدها می شود.

روش‌شناسی پژوهش

مروری بر مطالعات پیشین

واگنر[2] (۲۰۰۸، ۲۰۱۰) رابطه بین ناهمگونی بانک و ریسک سیستمی ناشی از سرریز نقدینگی را بررسی کرده است. او بیان می‌کند که متنوع‌سازی در واقع ریسک خاص بانک‌ها را کاهش می‌دهد و پرتفوی آنها را مجدداً بهینه می‌کند. با این حال، تنوع، در عین حال، بانک‌ها را نیز وادار می‌کند که دارایی‌های نقدینگی خود را کاهش دهند و نقدینگی خود را مجدداً در بخش مالی به عنوان یک کل توزیع کنند. این به نوبه خود، احتمال عدم‌نقدینگی و ریسک سیستمی را افزایش می‌دهد. از آنجایی که تنوع، ریسک بانک‌ها را با نگهداری دارایی‌های نقد کاهش می‌دهد و سایر بانک‌ها ترکیبی از نقدینگی را در اختیار دارند. بنابراین، تنوع اثرات منفی بر ثبات سیستمی دارد.

فنگ یانگ و همکاران[3] (۲۰۱۹) به بررسی اثرات تنوع بانکی بر ریسک سیستمی پرداخته‌اند. در این پژوهش با استفاده از روش داده‌های پنلی برای بانک‌های تجاری در بازه زمانی ۲۰۰۰ – ۲۰۱۳ به بررسی رابطه بین متغیرها پرداخته شد. نتایج این پژوهش نشان داد که تنوع بانکی با افزایش ریسک سیستمی مرتبط است. همچنین دریافته‌اند که چنین تأثیری از تنوع بر ریسک سیستمی، در بانک‌های بزرگتر و متوسط قابل توجه است. این تأثیرات همچنین، در طول بحران اعتباری ۲۰۰۷-۲۰۰۹ و بحران بدهی اروپا

1 . DeYoung & Rice
2 . Wagner
3 . Feng Yang & et al

در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۳ قابل توجه است و از این ایده حمایت می‌کند که تنوع بانک‌ها نقش مهمی در تأثیرگذاری بر ریسک سیستمی ایفا می‌کند.

ما و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی ارتباط بین متنوع‌سازی و ریسک سیستمی پرداختند. در این پژوهش از روش رگرسیون داده‌های پنلی و اطلاعات آماری بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۷ استفاده شد. آن‌ها در پژوهش خود یک مدل جامع با یک شبکه بین بانکی ناهمگن و پرتفوی‌های همپوشانی به منظور پژوهش سرایت ریسک سیستمی را ارائه می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که تنوع سبد سرمایه‌گذاری در موارد خاصی که دارایی‌های غیر نقدشونده نسبت به فروش فوری حساس هستند مؤثرتر است. علاوه بر این، یک نسبت اهرمی بالا برای هر بانک به ثبات سیستم بانکی و نسبت ذخیره به سپرده کمک می‌کند. سیستم بانکی زمانی پایدارتر است که شبکه بین بانکی دارای ناهمگونی بالا و ضریب خوشه‌بندی پایین باشد.

لی و وانگ[2] (۲۰۲۱) تأثیر تنوع پرتفوی را بر ریسک سیستمی بانکی، که در آن اثر شبکه گنجانده شده است، بررسی کرده‌اند. در این پژوهش با استفاده از روش داده‌های پنلی برای بانک‌های تجاری در بازه زمانی ۲۰۰۰ – ۲۰۱۹ به بررسی رابطه بین متغیرها پرداخته شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهند که تأثیر تنوع پرتفوی بر ریسک سیستمی بانکی به ساختارهای شبکه بین بانکی و انواع شوک بستگی دارد. علاوه بر این نتایج این پژوهش به این شرح بوده است: ۱- ریسک سیستمی ابتدا افزایش می‌یابد و سپس با افزایش سطح تنوع پرتفوی در مورد شوک اختصاصی کاهش می‌یابد،۲- در مورد شوک سیستمی، ریسک سیستمی با افزایش سطح تنوع پرتفوی کاهش می‌یابد، ۳- سیستم‌های بانکی با ساختار شبکه‌ای بدون مقیاس، پایدارترین و سیستم‌های با ساختار شبکه‌های کوچک جهان آسیب‌پذیرترین هستند.

مائِهاشی (۲۰۲۱)[3] ناشی از نگهداری وام‌های شرکتی تعهدات وام وثیقه‌شده[4] (CLO) را با استفاده از روش بازسازی شبکه و آزمون‌های استرس مورد پژوهش قرار می‌دهد. به دلیل نیاز به تنوع پرتفوی که بر مدیریت CLOها تحمیل شده است، برخی از وام‌های شرکتی توسط چندین CLO نگهداری می‌شوند. این اشتراک وام‌های شرکتی در بین پرتفوی‌های CLO این احتمال را مطرح می‌کند که تنوع ریسک در هر از دیدگاه کل بازارCLO آنقدر که ممکن است بالا به نظر نمی‌رسد. آزمون‌های استرس نشان می‌دهند که تنوع سبد اوراق بهادار همانطور که در دارایی‌های وام CLO مشاهده می‌شود، لزوماً در افزایش استحکام سیستم در برابر نکول‌های خاص دارایی‌های اساسی مؤثر نیست.

مقیره و یمنی[5] (۲۰۲۲) به بررسی تاثیر متنوع‌سازی درآمدی بانک بر ریسک سیستمی پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات آماری ۴۲ بانک از کشورهای حوزه خلیج فارس در بازه زمانی ۲۰۰۸-۲۰۲۰ و مدل رگرسیونی داده‌های پنلی استفاده شد. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که متنوع‌سازی درآمدی منجر به

1. Ma & et al
2. Li & Wang
3. Maehashi
4. Collateralized loan obligations
5. Maghyereh & Yamani

کاهش در ریسک سیستمی بانک شده است. علاوه بر این نتایج بیانگر این بود که اثرات متنوع‌سازی بر ریسک سیستمی در بانک‌های اسلامی قوی‌تر از بانک‌های متعارف بوده است.

وانگ و همکاران[1] (۲۰۲۲) به بررسی اثر متنوع‌سازی بر ریسک سیستمی پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات آماری بانک‌های کشور چین در بازه زمانی ۲۰۰۷-۲۰۱۸ و روش رگرسیون داده‌های پنلی استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که دلیل سرایت ریسک سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مشابه بوده است. علاوه بر این نتایج بیانگر این بود که یک رابطه غیرخطی بین متنوع‌سازی و ریسک سیستمی وجود داشته است.

پام و نگوین[2] (۲۰۲۳) به بررسی تاثیر تنوع منابع درآمدی بانک بر ریسک و بازدهی آنها پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات آماری ۲۷ بانک تجاری کشور ویتنام در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۲۱ و روش رگرسیون داده‌های پنلی استفاده شد. نتایج این پژوهش بیانگر این بود که بانک‌های دارای منابع درآمدی متنوع‌تر سودآوری و ریسک بالاتری را دارند.

آدم[3] (۲۰۲۳) به بررسی اثر متنوع‌سازی بر ثبات مالی و ریسک سیستم بانکی پرداخت. در این پژوهش از ۴۵ کشور در بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۷ و روش رگرسیونی داده‌های پنلی پویا استفاده گردید. نتایج نشان داد که منابع درآمدی متنوع منجر به افزایش در ثبات مالی و همچنین کاهش ریسک کمتر می‌شود.

حسینی و مصطفوی (۱۳۹۵) به بررسی اثر اندازه و تنوع درآمدها بر ریسک سیستمی بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش ریسک سیستمی با شاخص کمبود مورد انتظار نهایی (MES) سنجیده شد. داده‌های ترکیبی ۸ بانک پذیرفته‌شده در بورس در سال‌های ۸۸-۹۳ جهت تخمین رابطه رگرسیونی به کار گرفته شدند. یافته‌های پژوهش نشان داد تنوع درآمدهای بانک که با شاخص NII (درآمد غیر از بهره) سنجیده می‌شود، بر ریسک سیستمی آن اثر معکوس دارد. به‌عبارت دیگر، بانک‌هایی که درآمد بهره در پرتفوی درآمدی آن‌ها سهم بیشتری داشته باشند، ریسک سیستمی بالاتری خواهند داشت. همچنین اثر تنوع درآمدها بر کاهش ریسک سیستمی در بانک‌های بزرگ‌تر بیشتر است. درواقع بانک‌های بزرگ‌تر با افزایش درآمد غیر از بهره، ریسک سیستمی را به میزان بیشتری کاهش می‌دهند. نتایج حاکی از آن است که نمی‌توان به‌طور قوی اثر اندازه را بر ریسک سیستمی بانک‌های نمونه پذیرفت.

محمدی اقدم و همکاران (۱۳۹۶) به سنجش ریسک سیستمی ناشی از شوک ارزی در بازارهای مالی ایران پرداختند. در این پژوهش با انتخاب سنجهٔ دلتای ارزش در معرض ریسک شرطی و برآورد آن با استفاده از مدل رگرسیون چندکی، تخمینی از ریسک سیستمی براساس تواتر فصلی، از فصل دوم ۱۳۷۹ تا فصل چهارم ۱۳۹۵ بدست آمد. نتایج این پژوهش نشان داد که فرضیهٔ اثر شوک ارزی در افزایش متفاوت ریسک تائید شده همچنین سنجش ریسک سیستمی نیز نشان داد بازار بیمه در مقایسه با دو بازار دیگر یعنی بازار پول و سرمایه، در معرض بیشترین شدت سرایت نوسان‌ها قرار دارد و شدت انتقال نوسان‌ها در بازار سرمایه و بازار پول در رتبه‌های بعدی قرار گرفته است.

1. Wand & et al
2. Pham & Nguyen
3. Adem

حکمتی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی تحت عنوان برآورد ریسک سیستمی در بخش‌های مالی اقتصاد ایران و با به کارگیری روش ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی ارائه شده توسط آدریان و برونرمیر (۲۰۱۱) و استفاده از داده‌های مربوط به بخش‌های مالی بانک، بورس و بیمه طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۴ ریسک سیستمی را برآورد کردند. نتایج تحلیل رگرسیون چارکی (کوانتیل) و آزمون‌های پسین بیانگر اختلاف معنادار ریسک سیستمی با جمع جبری ریسک هر یک از زیربخش‌های مالی بانک، بیمه و بورس است. افزون بر این، نتایج آزمون رتبه‌بندی فریدمن نشان می‌دهد صنعت بیمه بیشترین و بخش بانکی کمترین سهم را درایجاد ریسک سیستمی دارد.

رحیمی باغی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به ارزیابی ریسک سیستمی در نظام مالی کشور با استفاده از روش شبکه علیت گرنجر پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات آماری بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ استفاده شد. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که بخش بانکی و بیمه به ترتیب دارای بیشترین و کمترین میزان ریسک سیستمی هستند. همچنین، مشخص شد که میزان ارتباط سیستمی بین نهادهای مالی در گذر زمان تغییر می‌کند.

تهرانی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثر ریسک سیستمی در بانک‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات آماری ۱۳۸۷-۱۳۹۷ و روش SRISK استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که بین ریسک سیستمی و تولید ناخالص داخلی رابطه منفی وجود داشته است. همچنین، نتایج نشان داد که با افزایش در شاخص ریسک سیستمی متغیر سرمایه‌گذاری در بلندمدت به شدت دچار افت می‌شود.

رادفر و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی رابطه اندازه بانک و سرمایه با ریسک سیستمی پرداختند. در این پژوهش از شاخص سنجهٔ دلتای ارزش در معرض خطر شرطی و اطلاعات بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ استفاده شد. نتایج بدست آمده نشان داد که ریسک سیستمی با اندازه بانک افزایش پیدا می‌کند و این ریسک در بانک با سرمایه بیشتر، کمتر و با سرمایه کمتر، بیشتر می‌شود.

نوآوری پژوهش حاضر در برآورد ریسک سیستمی و همچنین شاخص متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی و ارتباط بین این متغیرها در سیستم بانکی کشور با استفاده از داده‌های پنلی و رگرسیون کوانتایل بوده است که تا کنون بر اساس مطالعات پیشین در داخل کشور مورد توجه قرار نگرفته است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر دسته بندی پژوهش‌های بر حسب گردآوری داده‌ها، پژوهش توصیفی به شمار میرود. زیرا به توصیف و تفسیر شرایط و روابط موجود می‌پردازد. پژوهش‌های توصیفی خود بر چند دسته هستند که در این پژوهش، نوع همبستگی آن به کار رفته است. به عبارتی پژوهش حاضر از نظر روش و ماهیت از نوع توصیفی-همبستگی است. همچنین، این پژوهش در دسته مطالعات پس رویدادی قرار میگیرد زیرا متغیر مستقل و وابسته در گذشته رخ داده اند. روش این پژوهش بر مبنای هدف، کاربردی است و نتایج مورد انتظار آن می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. جامعه آماری این پژوهش شامل بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و فرابورس است. قلمرو زمانی پژوهش نیز به دلیل اینکه تعداد مشاهدات برای

بانک‌ها یکسان و به روز باشد بازه زمانی بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ انتخاب شده است. لازم به ذکر است که بازه زمانی ذکر شده به دلیل به‌روز بودن و در دسترس بودن اطلاعات آماری بانک‌ها بوده است.

در این پژوهش به منظور رابطه بین متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی با ریسک سیستمی از پژوهش ما و همکاران (۲۰۲۰) استفاده شده است. با پیروی از آدریان و برونرمایر[1] (۲۰۱۱) ابتدا ارزش در معرض ریسک غیرشرطی[2] کل بازار سهام توسط رگرسیون کوآنتایل[3] تخمین زده شده است. در واقع تحت شرایطی که جملات اخلال در مدل رگرسیون دارای توزیع نرمال نبوده و واریانس ناهمسان هستند استفاده از رگرسیون کوانتال نتایج مناسب‌تری نیست به رگرسیون‌های خطی ارائه می‌کند. برای کنترل اثرات احتمالی اقتصاد کلان و متغیرهای بازار بازده شاخص کل بورس را با نرخ بهره، نرخ اسناد خزانه و نرخ ارز در معادله رگرسیون قرار داده شده است:

$$R_t^i = \theta_t^i + X\Theta + \varepsilon_t^i$$ رابطه ۱)

که i به شاخص کل بورس اشاره دارد. X بردار متغیرهای وضعیت بازار است که شامل تفاوت نرخ اسناد خزانه ۳ ماهه (IR) و تفاوت نرخ بهره سالانه (ER) است. پس از به دست آوردن تخمین‌های به دست آمده از رگرسیون کوانتایل از رابطه (۱) داده‌های تاریخی را جایگزین داده‌های به دست آمده کرده که از شاخص کل بورس استخراج شده‌اند.

$$VaR_t^i(q) = \hat{\theta}_t^i + X\widehat{\Theta}_i + \varepsilon_t^i$$ رابطه ۲)

که در این رابطه (q) برابر با ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است. در مرحله بعدی معیار VaR بانک را زمانی که بازار تحت فشار است محاسبه کرده، که VaR بانک j است. بازده سهام بانک j را با بازده شاخص کل در رگرسیون قرار داده و همچنین ER و IR به عنوان متغیرهای کنترل در معادله قرار می‌گیرد. در ادامه با استفاده از تخمین‌هایی که از مدل (۳) انجام می‌شود از داده‌های پیش‌بینی شده VaR شاخص کل بورس و متغیرهای تاریخی IR و ER برای برازش مقدار پیش بینی شده CoVaR استفاده شده است.

$$CoVar_t^{j|tepix}(q) = \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_{j|TEPIX}^{-} VaR_t^{TEPIX}(q) + \hat{\delta}_1 IR_{t-1} + \hat{\delta}_2 ER_{t-1}$$ رابطه ۳)

CoVaR تعریف شده در اینجا، حداکثر زیان مورد انتظار یک بانک برای یک سطح اطمینان و افق زمانی معین، با توجه به حداکثر زیان مورد انتظار کل سیستم مالی است. بانک برای درک ریسک‌های اضافی باید در نظر بگیرد که، در اینجا تفاوت بین CoVaR ریسکی و سیستم‌های مالی معمولی در نظر گرفته شده است که در آن‌ها بازده بازار میانه آن‌هاست یعنی CoVar (۵۰٪):

1. Adrian & Brunnermeier
2. Unconditional VaR
3. Quantile regression

رابطه ۴)
$$\Delta CoVar_t^{J|TEPIX} = CoVaR_t^{j|TEPIX}(q) - CoVaR_t^{j|TEPIX}(50\%) = \left[\hat{\delta}^{-}_{j|TEPIX} VaR_t^{TEPIX}(q) - \hat{\delta}^{+}_{j|TEPIX} VaR_t^{TEPIX}(50\%)\right]$$

تعریف CoVaR نشان دهنده VaR موسسه j مشروط به عملکرد بازار مالی است. اندازه‌گیری ریسک سیستمیک نشان می‌دهد که اگر تفاوت ($\Delta CoVar_t^{J|TEPIX}$) بیشتر باشد، ریسک سرایت اضافی منتشر شده از سیستم مالی بیشتر است. همچنین، می‌توان آن را به‌عنوان میزان ریسک اضافی در نظر گرفت که سیستم مالی زمانی که بانک‌های دیگر در مضیقه هستند یا به VaR خود رسیده‌اند، بر بانک خاصی تحمیل می‌کند. چنین ریسک سیستمی مشروط به این است که بازارها در شرایط نابسامانی قرار داشته باشند و بانک‌ها نتوانند متنوع‌سازی کنند. سایر رگرسیون‌ها در برآورد مرحله دوم نیز شامل می‌شوند. رگرسیون مرحله اول به صورت معادله (۵) مشخص می‌شود:

رابطه ۵)
$$Diversification_{i,t} = \alpha + \gamma_1 Diversification_{i,t-1} + \gamma_2 EBIT_{i,t} + \gamma_3 EBIT_{i,t-1} + \gamma_4 Asset_{i,t} + \gamma_5 Asset_{i,t-1} + \beta_1 LLRR_{i,t} + \beta_2 LAR_{i,t} + \beta_3 EAR_{i,t} + \beta_4 CIR_{i,t} + \beta_5 PMR_{i,t} + \beta_6 LIQ_{i,t} + \beta_7 SDR_{i,t} + \beta_8 MA_{i,t} + \beta_9 EM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$Diversification_{i,t}$ یعنی متنوع‌سازی دارایی، منابع مالی یا درآمد بانک i است. با پیروی از مرسیکا و همکاران[1] (۲۰۰۷)، استیرو و رامبل (۲۰۰۶)، الساس و همکاران (۲۰۱۰) و کیوری و و همکاران[2] (۲۰۱۵)، $Diversification_{i,t}$ با دارایی، منابع مالی و تنوع درآمد بانک i اندازه‌گیری می‌شود که با روابط زیر مشخص شده‌اند.

رابطه ۶)
$$ADIV_{i,t} = 1 - \left[\left(\frac{IBLOAN_{i,t}}{ER_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{CLOAN_{i,t}}{ER_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{GSEC_{i,t}}{ER_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{FISEC_{i,t}}{ER_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{OSEC_{i,t}}{ER_{i,t}}\right)^2\right]$$

رابطه ۷)
$$FDIV_{i,t} = 1 - \left[\left(\frac{EQUI_{i,t}}{FUND_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{IBDEP_{i,t}}{FUND_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{CDEP_{i,t}}{FUND_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{CERDEP_{i,t}}{FUND_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{SDEBT_{i,t}}{FUND_{i,t}}\right)^2\right]$$

رابطه ۸)
$$RDIV_{i,t} = 1 - \left[\left(\frac{NIR_{i,t}}{TOR_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{NFC_{i,t}}{TOR_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{OOI_{i,t}}{TOR_{i,t}}\right)^2 + \left(\frac{NGT_{i,t}}{TOR_{i,t}}\right)^2\right]$$

متغیرهای کنترلی بر اساس ادبیات نظری مرتبط و مطالعات پیشین از قبیل ما و همکاران (۲۰۲۰)، وانگ و همکاران (۲۰۲۲) و مقیره و یمینی (۲۰۲۲) انتخاب شده‌اند تا تأثیرات برون‌زای احتمالی را از سایر عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستمی در سطح شرکت کاهش دهند. LLPR نسبت تامین ضرر وام به وام است و برای نشان دادن کیفیت پرتفوی اعتبار بانکی، LAR نسبت کل وام‌ها به کل دارایی‌ها، EAR نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها، LAR و EAR هر دو معیاری برای این منظور است که آیا سود

1 . Mercieca et al
2 . Curi & et al

بانک‌ها از پذیرش ریسک‌های بیشتر تامین مالی است یا خیر، CIR نسبت هزینه عملیاتی به درآمد عملیاتی، PMR نسبت حاشیه قبل از مالیات است که با نسبت سود قبل از مالیات به درآمد عملیاتی، LIQ نسبت پول نقد و بدهی بانک‌ها به کل سپرده‌های مشتریان و SDR نسبت وام‌های کوتاه‌مدت به کل دارایی‌ها بوده است. متغیرهای کنترلی لحاظ شده در این پژوهش از طریق تعدیل کنندگی اثرات متنوع‌سازی منابع درآمدی بانک بر ریسک سیستمیک اثرگذار هستند.

علاوه بر این، سطح غیرشفاف بودن یک بانک به عنوان متغیر کنترل در نظر گرفته می‌شود، زیرا باعث ایجاد تغییرات در ریسک سیستمی می‌شود (فلانری و همکاران، ۲۰۱۳)[1]. بنابراین، با استفاده از پژوهش هانتون و همکاران[2] (۲۰۰۶) و جو و کیم[3] (۲۰۰۷) مدیریت سود به عنوان نماینده افشای بانک در نظر گرفته شده است. به پیروی از کورنتا، مکنات و تهرانیان (۲۰۰۹) و بیتی، که و پترونی (۲۰۰۲)، مدیریت سود بانک i در سال t ($EM_{i,t}$) با تفاضل بین مولفه احتیاطی سود و زیان اوراق بهادار محقق شده[4] بانک i در سال t ($DRSGL_{i,t}$) و مولفه احتیاطی ذخایر زیان وام[5] ($DLLP_{i,t}$) بانک i در سال t محاسبه می‌شود.

$$EM_{i,t} = DRSGL_{i,t} - DLLP_{i,t}$$ رابطه ۹)

مؤلفه احتیاطی سود و زیان اوراق بهادار محقق شده بانک i در سال t (DRSGLi,t) با خطای مدلی اندازه گیری می‌شود که در آن سود و زیان اوراق بهادار تحقق یافته بانک i در سال t رگرسیون شده و ضرایب توسط رگرسیون OLS با اثرات ثابت سال تخمین زده شده‌اند:

$$RSGL_{i,t} = \alpha_t + \beta_1 LASSET_{i,t}\beta_2 URSGL_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه ۱۰)

که در آن $RSGL_{i,t}$ نسبت مجموع سود و زیان اوراق بهادار محقق شده، اوراق بهادار در دسترس برای فروش و اوراق بهادار نگهداری شده تا سررسید به کل دارایی‌ها است. $LASSET_{i,t}$ لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها است. $URSGL_{i,t}$ نسبت مجموع سودها و زیان‌های اوراق بهادار تحقق نیافته به کل دارایی‌ها است.

جزء احتیاطی ذخایر زیان وام بانک i در سال t (DLLPi,t) با تبدیل عبارت خطا اندازه گیری می‌شود:

$$DLLP_{i,t} = \varepsilon_{i,t} \times LOANS_{i,t}/ASSETS_{i,t}$$ رابطه ۱۱)

عبارت خطا از مدلی است که در آن ذخایر زیان وام بانک i در سال t رگرسیون شده است و ضرایب توسط رگرسیون OLS با اثرات ثابت منطقه زمانی تخمین زده می‌شود:

$$LOSS_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 LASSET_{i,t} + \beta_2 NPL_{i,t} + \beta_3 LLR_{i,t} + \beta_4 LOANR_{i,t} + \beta_5 LOANC_{i,t} + \beta_6 LOAND_{i,t} + \beta_7 LOANA_{i,t} + \beta_8 LOANI_{i,t} + \beta_9 LOANF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه ۱۲)

1. Flannery & et al
2. Hunton & et al
3. Jo & Kim
4. Discretionary component of realized security gains and losses
5. Discretionary component of loan loss provisions

که در آن $LOSS_{i,t}$ نسبت ذخایر زیان وام به کل وام است. $LASSET_{i,t}$ لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها است. $NPL_{i,t}$ نسبت وام‌های غیرجاری شامل وام‌های سررسید ۹۰ روزه یا بیشتر، هنوز بهره تعلق‌گرفته، و وام‌هایی در وضعیت غیرتعهدی به کل وام‌ها است. $LLR_{i,t}$ نسبت هزینه ضرر وام[1] به کل وام، $LOANR_{i,t}$ نسبت وام املاک و مستغلات به کل وام، $LOANC_{i,t}$ نسبت کل وام تجاری و صنعتی به کل وام، $LOAND_{i,t}$ نسبت وام به موسسات سپرده‌گذاری به کل وام، $LOANA_{i,t}$ نسبت وام کشاورزی به کل وام، $LOANI_{i,t}$ نسبت وام مصرف به کل وام، $LOANF_{i,t}$ نسبت وام به دولت‌های خارجی به کل وام، $LOANS_{i,t}$ کل وام‌ها و $ASSETS_{i,t}$ کل دارایی‌ها است.

بر اساس پژوهش دمرجیان و همکاران[2](۲۰۱۲) از توانایی مدیریتی یک بانک به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است، زیرا باعث رفتار ریسک پذیر یک بانک می‌شود (اندرو و همکاران، ۲۰۱۶)[3]. برای اندازه‌گیری توانایی مدیریتی[4] (MA) از باقی‌مانده مدل رگرسیون توبیت استفاده شده که در آن امتیاز کارایی سود بانک توسط متغیرهای توضیحی خاص بانک و اثرات ثابت سال رگرسیون می‌شود:

$$\pi - eff_{SFA,i,t} = \alpha + \beta_1 BKSIZE_{i,t} + \beta_2 NUMEMP_{i,t} + \beta_3 AGE_{i,t} + \beta_4 LEVRAGE_{i,t} + \beta_5 FCF_{i,t} + \sum_{t=1}^{T} \theta_t d_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۱۳)}$$

در آن $BKSIZE_{i,t}$ لگاریتم کل دارایی‌های ناخالص $NUMEMP_{i,t}$ لگاریتم تعداد کارمندان تمام وقت، $AGE_{i,t}$ لگاریتم سن بانک به سال، $LEVRAGE_{i,t}$ نشان‌دهنده اهرم، $FCF_{i,t}$ یک متغیر شاخصی است و وقتی که جریان نقدی سال مثبت باشد، عدد یک و در غیر اینصورت، عدد صفر را به خود می‌گیرد. d_t نشان‌دهنده تمام دامی‌های سال است. MA همه اثرات بهره‌وری عملیاتی را که می‌توان به توانایی مدیران و نه ویژگی‌های بانک نسبت داد را در بر می‌گیرد.

متغیر مستقل $\pi - eff_{SFA,i,t}$ نشان دهنده کارایی سود است که توسط تحلیل مرز تصادفی (SFA) محاسبه شده است که نیازی به مشاهده داده‌ها بدون خطا ندارد. بازده سود بالاتر نشان می‌دهد که بانکی که به خوبی اداره می‌شود می‌تواند با استفاده از ورودی‌ها و خروجی‌ها نسبت به بهترین عملکرد سود ایجاد کند. برای پارامتری کردن مرز کارآمد با استفاده از اطلاعاتی در مورد نحوه استفاده بانک از منابع (ورودی‌ها و خروجی‌ها) در دسترس، کارایی سود در سطح بانک را با استفاده از فرم تابعی ترانسلوگ با همگنی در قیمت‌های اعمال شده تخمین زده می‌شود (کوئلی و همکاران، ۲۰۰۵)[5].

از نتایج رگرسیون مرحله اول در تخمین متغیر ابزاری استفاده می‌شود. در مرحله دوم، اثرات ثابت شرکت را برای کنترل ویژگی‌های بانکی غیرقابل مشاهده و اثرات سال ثابت را برای کنترل اثراتی که بر

1 . loan loss allowance
2 . Demerjian & et al
3 . Andreou & et al
4 . Managerial ability
5 . Coelli & et al

تصمیم متنوع‌سازی تأثیر می‌گذارند، بیان می‌گردد. مدل رگرسیونی این پژوهش اساس ادبیات نظری مرتبط و مطالعات پیشین از قبیل ما و همکاران (۲۰۲۰)، وانگ و همکاران (۲۰۲۲) و مقیره و یمینی (۲۰۲۲) انتخاب شده است:

$$CoVaR_{i,t} = \alpha + \gamma_1 \widehat{Diversification}_{i,t} + \beta_1 LLRR_{i,t} + \beta_2 LAR_{i,t} + \beta_3 EAR_{i,t} + \beta_4 CIR_{i,t} + \beta_5 PMR_{i,t} + \beta_6 LIQ_{i,t} + \beta_7 SDR_{i,t} + \beta_8 MA_{i,t} + \beta_9 EM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه ۱۴

که $CoVaR_{i,t}$ ریسک سیستمی بانک i در سال j است. بر اساس بحث قبلی، انتظار بر این است که سطح بالاتری از تنوع منجر به ریسک سیستمی شدیدتر شود. با افزایش ارزش ADIV، FDIV، DIV، یا DHHI، بانک بیشتر بر کسب و کارهای مالی غیرسنتی و منابع درآمد متنوع تمرکز می‌کند (بائلی و همکاران، ۲۰۰۷)[1]. این موسسات مالی بیشتر شبیه به سایرین و از نظر سیستمی ریسک بیشتری دارند. بنابراین، پارامترهای γ_1 در رابطه بالا را می‌توان به عنوان درجه‌ای توضیح داد که افزایش یک درصدی در تنوع منجر به افزایش ریسک سیستمی می‌شود.

یافته‌های پژوهش

هدف این پژوهش بررسی رابطه متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی و ریسک سیستمی بوده است. این بخش به بررسی داده‌های حاصل از اجرای این پژوهش پرداخته است. برای این منظور موضوع ابتدا ریسک سیستمی با روش CoVaR محاسبه شده سپس با استفاده از روش داده‌های پنلی رابطه متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی با ریسک سیستمی برآورد خواهد شد. در این راستا از نرم افزارهای Matlab و Stata استفاده شده است.

در بخش اول، به‌منظور برآورد شاخص ریسک سیستمی از مدل خودهمبسته میانگین متحرک و خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی استفاده شده است. برای این منظور مدل با وقفه‌های مختلف بر اساس آماره شوارتز برازش گردید. نتایج مربوط به برآورد مدل در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج تخمین مدل همبستگی پویا

Volatility					ARMA			
GJR(2)	GJR(1)	GARCH(2)	GARCH(1)	ARCH(1)	MA(2)	MA(1)	AR(2)	AR(1)
-۰/۰۷	۰/۰۵	-۰/۱۸	-۰/۵۱	۰/۱۴	-۰/۱۲	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با استفاده از اطلاعات بدست آمده در جدول (۱) به برآورد شاخص کسری مورد انتظار نهایی برای هر بخش مالی پرداخته شد. جدول (۲) مقادیر پارامترهای تخمین زده شده اعم از مدل‌های میانگین شرطی، انحراف معیار شرطی و ضریب همبستگی شرطی را نشان داده است. پس از برآورد شاخص ریسک سیستمی

1. Baele et al

به ارائه به نتایج حاصل از بررسی آمار توصیفی از شاخص صنعت مؤسسات مالی و شرکت‌های انتخاب شده پرداخته شده است. جدول (۲) آمار توصیفی از نمونه‌های استفاده شده اعم از میانگین بازدهی، انحراف معیار، ضریب همبستگی هر مؤسسه با شاخص کل را برای بازدهی طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. بیش‌ترین میانگین بازدهی مربوط به بانک کارآفرین و کم‌ترین آن مربوط به بانک سرمایه است.

جدول ۲. آمار توصیفی

نام	میانگین بازدهی	انحراف معیار	همبستگی	میانگین ریسک سیستمی
شاخص کل	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۸		۰/۰۵۷
شاخص صنعت بانکی	۰/۰۰۰۹	۰/۰۱۴	۰/۴۴	۰/۰۴۸
بانک ملت	۰/۰۰۱۲	۰/۰۱۹	۰/۳۶	۰/۰۳۵
بانک کارآفرین	۰/۰۰۱۴	۰/۰۱۴	۰/۲۵	۰/۰۶۸
بانک اقتصاد نوین	۰/۰۰۰۶	۰/۰۱۸	۰/۱۸	۰/۰۶۲
بانک سینا	۰/۰۰۰۸	۰/۰۲۱	۰/۲۹	۰/۰۴۲
بانک سرمایه	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۲۵	۰/۴۲	۰/۰۸۸
بانک پارسیان	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۷	۰/۳۲	۰/۰۴۸
بانک پاسارگاد	۰/۰۰۰۵	۰/۰۱۵	۰/۲۸	۰/۰۷۱
بانک تجارت	۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۷	۰/۳۰	۰/۰۴۱
بانک دی	۰/۰۰۰۹	۰/۰۲۴	۰/۲۲	۰/۰۵۹
بانک صادرات	۰/۰۰۵	۰/۰۱۷	۰/۳۵	۰/۰۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج بدست آمده مشاهده گردید که کمترین میانگین ریسک سیستمی مربوط به بانک ملت با مقدار ۰/۰۳۵ و بیشترین مقدار آن مربوط به بانک سرمایه با مقدار ۰/۰۸۸ بوده است. در ادامه برای سال ۱۴۰۱ مقدار ریسک سیستمی و سیستماتیک برای بانک‌های نمونه آورده شده است.

جدول ۳. مقادیر برآوردی ریسک سیستمی و سیستماتیک برای بانک‌های نمونه در سال ۱۴۰۱

نام	ریسک سیستماتیک	ریسک سیستمی
بانک ملت	۰/۰۳۹	۰/۰۲۸
بانک کارآفرین	۰/۰۴۸	۰/۰۵۴
بانک اقتصاد نوین	۰/۰۴۰	۰/۰۶۲
بانک سینا	۰/۰۴۱	۰/۰۵۸
بانک سرمایه	۰/۰۶۸	۰/۰۹۶
بانک پارسیان	۰/۰۴۷	۰/۰۴۴
بانک پاسارگاد	۰/۰۵۲	۰/۰۷۴
بانک تجارت	۰/۰۵۹	۰/۰۵۵
بانک دی	۰/۰۷۵	۰/۰۷۹
بانک صادرات	۰/۰۶۲	۰/۰۴۶

منبع: یافته‌های پژوهش

ریسک سیستماتیک مربوط به تمام بازار است نه یک بانک به خصوص و بر کل بازار تأثیر می‌گذارد. ضمن اینکه، سرمایه‌گذاران یا شرکت‌های بورسی در شکل‌گیری این ریسک یا حذف آن نقشی ندارند و این سیاست‌های کلان یک کشور است که باعث بروز این ریسک یا رفع آن می‌شود این در حالی است که ریسک سیستمی مربوط به نهاد مالی است. همان‌گونه که در مقادیر برآوردی مشاهده می‌شود ریسک سیستماتیک در اکثر بانک‌های بالاتر از مقدار ریسک سیستمی است که بیان کننده وجود عوامل مخاطره آمیز در اقتصاد بوده که این موضوع بر عملکرد نهادهای مالی اثر گذار بوده است.

آزمون تشخیصی

در ادامه پژوهش قبل از تحلیل‌های هم انباشتگی، ابتدا مانا یا نامانا بودن کلیه متغیرهای مدل به وسیلهٔ آزمون ایم، پسران و شین (IPS) و لوین، لین و چو (LLC) بررسی می‌شود. آزمون ریشه واحد در سطح و با وجود عرض از مبداء و روند در مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. آماره‌های آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش

آماره	شاخص ریسک سیستمی	متنوع‌سازی	نسبت ذخیره زیان وام به وام	نسبت کل وام به کل دارایی	نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی	نسبت هزینه عملیاتی به درآمد عملیاتی	نسبت پول نقد و متعلقات مربوط به آن بانک به کل سپرده	نسبت استقراض کوتاه مدت به کل دارایی	مدیریت سود بانک	نسبت حاشیه قبل از مالیات
IPS	۰/۱۵	۰/۴۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۴۴	۰/۰۰
LLC	۰/۴۵	۰/۳۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۸	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

موارد گزارش شده در جدول (۴) بیانگر سطح معنی‌داری آزمون است. بر اساس نتایج بدست آمده در آزمون LLC و IPS مشاهده می‌شود که تمای متغیرهای پژوهش در بجز متنوع‌سازی، شاخص ریسک سیستمی، نسبت حاشیه قبل از مالیات و مدیریت سود بانک در سطح مانا بوده و فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد را رد کرده و اما متغیرهای ذکر شده در سطح نامانا بوده و با یکبار تفاضل گیری مانا می شوند.

در ادامه قبل از برآورد مدل، صحت وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهـای پژوهش را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی بررسی شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پنلی

آماره‌ها	سطح معنی‌داری آماره آزمون با روند زمانی	سطح معنی‌داری آماره آزمون بدون روند زمانی
آماره- v پنلی	۰/۸۷	۰/۹۵
آماره- ρ پنلی	۰/۰۰	۰/۰۰
آماره- PP پنلی	۰/۰۰	۰/۰۰
آماره- ADF پنلی	۰/۰۰	۰/۰۰
آماره ρ گروهی	۰/۰۲	۰/۰۳
آماره PP گروهی	۰/۰۰	۰/۰۰
آماره ADF گروهی	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس سطح معنی‌داری بدست آمده برای دو حالت مطرح شده، اکثر مقادیر گزارش شده برای آماره‌های پدرونی کمتر از ۰/۰۵ بوده و فرضیه صفر رد می‌شود. بنابراین، می‌توان بیان کرد رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

برآورد مدل رگرسیون پنلی

از آنجایی که استراتژی متنوع‌سازی بانکی تحت تأثیر سطوح مختلف تنوع سایر بانک‌ها یا سیستم بانکی قرار می‌گیرد، اثر ثابت سال و بانک را در برآورد رگرسیون پنل لحاظ گردیده شده است. در این راستا در جدول (۶) نتایج مربوط به معادله متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی با استفاده از داده‌های پنلی با اثرات ثابت نمایش داده شده است.

جدول ۶. برآورد مدل متنوع‌سازی منابع و مصارف بانک

متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	۱،۸۷	۰/۰۰
وقفه اول متنوع‌سازی	۰،۶۴	۰/۰۲
سود قبل از مالیات	۰،۵۳	۰/۰۲
وقفه اول سود قبل از مالیات	۰،۱۸	۰/۶۵
لگاریتم دارایی	۰،۴۹	۰/۰۱
وقفه اول دارایی	۰،۲۹	۰/۰۲
نسبت ذخیره زیان وام به وام	-۰،۴۱	۰/۰۰
نسبت کل وام به کل دارایی	۰،۵۸	۰/۰۰
نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی	-۰،۱۲	۰/۱۲
نسبت هزینه عملیاتی به درآمد عملیاتی	-۰،۳۲	۰/۰۰
نسبت پول نقد و متعلقات مربوط به آن بانک به کل سپرده	۰،۱۷	۰/۳۲
نسبت استقراض کوتاه مدت به کل دارایی	۰،۱۳	۰/۰۱
مدیریت سود بانک	-۰،۱۲	۰/۰۲

متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
نسبت حاشیه قبل از مالیات	-۰,۱۸	۰/۰۳
ضریب تعیین	۰/۵۸	
آماره F (سطح معنی‌داری)	۳۴/۸۹ (۰/۰۰)	
آزمون F لیمر (سطح معنی‌داری)	۱۸/۳۵ (۰/۰۰)	
آزمون هاسمن (سطح معنی‌داری)	۲۸/۶۹ (۰/۰۰)	

منبع: یافته‌های پژوهش

در بخش اول به برآورد عوامل موثر بر متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی پرداخته شد. نتایج بدست آمده از آزمون لیمر و هاسمن بیانگر انتخاب مدل داده‌های پنلی با اثرات ثابت در مدل بوده است. آماره F بیانگر معنی‌داری کل رگرسیون بوده است. نتایج بیانگر این بود که متغیرهای نسبت استقراض کوتاه مدت به کل دارایی، نسبت کل وام به کل دارایی، وقفه اول متنوع‌سازی، سود قبل از مالیات، وقفه اول سود قبل از مالیات و لگاریتم دارایی تاثیر مثبتی بر متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی دارند. در حالی که متغیرهای مدیریت سود بانک، نسبت حاشیه قبل از مالیات، نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی و نسبت هزینه عملیاتی به درآمد عملیاتی تاثیر منفی بر متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی دارند. در ادامه و با توجه به مبانی ذکر شده در بخش روش شناسی به برآورد مدل نسبت مجموع سود و زیان اوراق بهادار محقق شده پرداخته شده است که نتایج آن در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷. برآورد مدل نسبت مجموع سود و زیان اوراق بهادار محقق شده

متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	۱/۳۵	۰/۰۰
لگاریتم دارایی	۰/۳۴	۰/۰۳
نسبت مجموع سود و زیان اوراق بهادار تحقق نیافته به کل دارایی	۰/۴۱	۰/۰۱
ضریب تعیین	۰/۶۲	
آماره F (سطح معنی‌داری)	۲۵,۷۸ (۰,۰۰)	
آزمون F لیمر (سطح معنی‌داری)	۲۸,۱۵ (۰,۰۰)	
آزمون هاسمن (سطح معنی‌داری)	۳۴,۷۸ (۰,۰۰)	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بدست آمده از آزمون لیمر و هاسمن بیانگر انتخاب مدل داده‌های پنلی با اثرات ثابت در مدل بوده است. آماره F بیانگر معنی‌داری کل رگرسیون بوده است. نتایج بیانگر این بود که متغیرهای لگاریتم دارایی و نسبت مجموع سود و زیان اوراق بهادار تحقق نیافته به کل دارایی تاثیر مثبتی بر نسبت مجموع سود و زیان اوراق بهادار محقق شده دارند. در بخش سوم، به برآورد مدل نسبت ذخایر زیان وام به کل وام بانک با استفاده از روش داده‌های پنلی پرداخته شده است.

جدول ۸. برآورد مدل نسبت ذخایر زیان وام به کل وام بانک

متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	۲/۱۲	۰/۰۰
لگاریتم دارایی	۰/۱۹	۰/۰۲
نسبت وام غیرجاری به کل وام	۰/۴۱	۰/۰۰
نسبت هزینه ضرر وام به کل وام	۰/۱۴	۰/۰۳
نسبت وام املاک و مستغلات به کل وام	۰/۱۸	۰/۰۴
نسبت کل وام تجاری و صنعتی به کل وام	۰/۲۶	۰/۰۰
نسبت وام به موسسات سپرده‌گذاری به کل وام	-۰/۱۲	۰/۰۰
نسبت وام کشاورزی به کل وام	۰/۳۶	۰/۰۳
نسبت وام مصرف به کل وام	-۰/۱۴	۰/۰۲
نسبت وام به دولت خارجی به کل وام	۰/۲۱	۰/۲۴
ضریب تعیین	۰/۵۱	
آماره F (سطح معنی‌داری)	۱۹/۸۴ (۰/۰۰)	
آزمون F لیمر (سطح معنی‌داری)	۲۵/۷۲ (۰/۰۰)	
آزمون هاسمن (سطح معنی‌داری)	۲۱/۲۴ (۰/۰۰)	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بدست آمده از آزمون لیمر و هاسمن بیانگر انتخاب مدل داده‌های پنلی با اثرات ثابت در مدل بوده است. آماره F بیانگر معنی داری کل رگرسیون بوده است. نتایج بیانگر این بود که متغیرهای نسبت وام به موسسات سپرده‌گذاری به کل وام، نسبت وام مصرف به کل وام‌ها تاثیر منفی بر نسبت ذخایر زیان وام به کل وام بانک دارند. در بخش سوم در قالب روش داده‌های پنلی به برآورد مدل کارایی سود بانک پرداخته شده است.

جدول ۹. برآورد مدل کارایی سود بانک

متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	۰/۸۷	۰/۰۰
لگاریتم کل دارایی‌های ناخالص	۰/۳۲	۰/۰۴
لگاریتم تعداد کارمندان تمام وقت	۰/۳۶	۰/۰۰
لگاریتم سن بانک	۰/۱۹	۰/۰۲
اهرم	-۰/۱۲	۰/۰۰
متغیر شاخص	۰/۱۵	۰/۰۱
متغیر مجازی	۰/۱۱	۰/۰۴
ضریب تعیین	۰/۴۸	
آماره F (سطح معنی‌داری)	۱۹,۳۱ (۰,۰۰)	
آزمون F لیمر (سطح معنی‌داری)	۳۶,۹۰ (۰,۰۰)	
آزمون هاسمن (سطح معنی‌داری)	۲۳,۱۷ (۰,۰۰)	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بدست آمده از آزمون لیمر و هاسمن بیانگر انتخاب مدل داده‌های پنلی با اثرات ثابت در مدل بوده است. آماره F بیانگر معنی‌داری کل رگرسیون بوده است. نتایج بیانگر این بود که متغیرهای لگاریتم کل دارایی‌های ناخالص، لگاریتم تعداد کارمندان تمام وقت و لگاریتم سن بانک تاثیر مثبت بر کارایی سود بانک‌ها دارند اما متغیر اهرم تاثیر منفی کارایی سود بانکی دارد.

از نتایج رگرسیون مرحله اول در تخمین متغیر ابزاری استفاده می‌شود. در مرحله دوم، اثرات ثابت شرکت را برای کنترل ویژگی‌های بانکی غیرقابل مشاهده و اثرات سال ثابت را برای کنترل اثراتی که بر تصمیم متنوع‌سازی تأثیر می‌گذارند، در نظر گرفته می‌شود. در ادامه، جهت بررسی دقیق‌تر ارتباط بین معیارهای متنوع‌سازی و ریسک سیستمی مدل رگرسیونی با داده‌های پنلی و رگرسیون کوانتایل مورد استفاده قرار می‌گیرد. با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده یک پنل محدود با مقاطع و سری زمانی کم است، به‌جای استفاده از متغیر موهومی (دامی) در میان متغیرهای توضیحی، از چند متغیر کلان و مالی برای در نظر گرفتن اثرات بالقوه زمانی در مدل استفاده شده است.

جدول ۱۰. تخمین اثر متنوع‌سازی بر ریسک سیستمی

ساختار مدل	روش داده‌های پنلی		روش کوانتایل	
	CoVaR		CoVaR	
متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	۱/۲۴	۰/۰۰	۱/۸۳	۰/۰۲
متنوع‌سازی	۱/۴۵	۰/۰۰	۱/۳۳	۰/۰۱
نسبت ذخیره زیان وام به وام	-۰/۶۵	۰/۰۰	-۰/۷۴	۰/۰۰
نسبت کل وام به کل دارایی	۱/۵۴	۰/۰۲	۱/۶۸	۰/۰۱
نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی	-۰/۳۲	۰/۰۳	-۰/۴۵	۰/۰۰
نسبت هزینه عملیاتی به درآمد عملیاتی	۰/۴۵	۰/۰۳	۰/۵۲	۰/۰۳
نسبت پول نقد و متعلقات مربوط به آن بانک به کل سپرده	۰/۲۴	۰/۱۵	۰/۴۷	۰/۱۹
نسبت استقراض کوتاه مدت به کل دارایی	۰/۱۹	۰/۰۰	۰/۲۶	۰/۰۲
مدیریت سود بانک	۰/۴۲	۰/۰۲	۰/۵۳	۰/۰۰
نسبت حاشیه قبل از مالیات	-۰/۲۶	۰/۰۰	-۰/۳۴	۰/۰۰
ضریب تعیین	۰/۵۴		۰/۶۷	
آماره F (سطح معنی‌داری)	۲۸/۵۴ (۰/۰۰)		۳۴/۲۳ (۰/۰۰)	
آزمون F لیمر (سطح معنی‌داری)	۱۲/۴۳ (۰/۰۰)		۱۷/۱۸ (۰/۰۰)	
آزمون هاسمن (سطح معنی‌داری)	۲۳/۹۴ (۰/۰۰)		۱۹/۴۳ (۰/۰۰)	

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس آزمون‌های لیمر و هاسمن برای انتخاب مدل مناسب برای برآورد اثر متنوع‌سازی بر ریسک سیستمی، مشخص گردید که برای الگو روش اثرات ثابت مدل مناسب‌تری است و نتایج دقیق‌تری ارائه

می‌دهد. بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل بیانگر معنی‌داری تمامی ضرایب برآورد شده بجز نسبت پول نقد و متعلقات مربوط به آن بانک‌ها به کل سپرده‌ها در سطح معنی‌داری ۵ درصد است. نتایج حاصل از آزمون F بیانگر معنی داری کل رگرسیون برازش شده است. آماره ضریب تعیین بیانگر قدرت توضیح دهندگی ۶۲ و ۵۷ درصدی مدل‌های برآورد شده است.

در مدل برآورد شده ضریب متغیر متنوع‌سازی در مدل رگرسیون داده‌های پنلی معادل با ۱/۴۵ و در مدل رگرسیون کوانتایل معادل با ۱/۳۳ بوده است. بر این اساس رابطه مثبت و معنی‌داری بین شاخص متنوع‌سازی و ریسک سیستمی در هر دو مدل براورد شده وجود داشته است و با افزایش در متنوع‌سازی منابع درآمدی بانک به دلیل افزایش در طرح‌های درآمدی شامل درآمدهای عملیاتی و غیرعملیاتی منجر به افزایش در سط ریسک بانک و به تبع آن افزایش در ریسک سیستمی شده است. علاوه بر این متغیرهای نسبت ذخیره زیان وام به وام، نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها و نسبت حاشیه قبل از مالیات اثرات منفی بر ریسک سیستمی دارند. اما متغیرهایی مانند نسبت کل وام‌ها به کل دارایی‌ها، نسبت هزینه عملیاتی به درآمد عملیاتی، نسبت استقراض کوتاه مدت به کل دارایی‌ها و مدیریت سود بانک منجر به افزایش در ریسک سیستمی در سیستم بانکی می‌شوند. در مقایسه نتایج بدست آمده از دو مدل رگرسیونی برازش شده مشاهده گردید که در مدل رگرسیونی کوانتایل با توجه به آماره‌های آزمون و معیارهای نیکویی برازش قدرت توضیح دهندگی بالاتری داشته است. علاوه بر این با توجه به وضعیت مالی و اقتصادی موجود در سیستم بانکی کشور به دلیل نوسانات در متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ ارز و تورم و همچنین پایین بودن رشد اقتصادی در دوره زمانی پژوهش شاهد این بوده که ریسک سیستمی در سیستم بانکی کشور افزایش یافته است. طی ده ۹۰ کشور شاهد افزایش در تحریم، کاهش در میزان سرمایه گذاری، افزایش در رشد نقدینگی و بی‌ثباتی در متغیرهای مالی بوده است این موضوعات به طور خاص بر فعالیت تخصیص و تجهیز منابع بانک اثر گذار بوده و از طریق انواع ریسک‌های مالی بر فعالیت‌های بانکی اثرگذار خواهد بود. در این راستا اقداماتی از قبیل تبیین چارچوب‌های نظارت احتیاطی کلان به منظور ثبات بخشی به متغیرهای مالی و کلان اقتصادی توسط بانک مرکزی منجر به کاهش در ریسک سیستمی بانک می‌گردد. همچنین ارائه دامنه وسیعی از خدمات توسط هر یک از زیربخش‌های نظام مالی منجر به تعامل میان بانک‌ها و سایر زیربخش‌هاگردیده و تاثیرپذیری متقابل بازار پول و سایر بازارهای نظام مالی می‌تواند منجربه ایجاد چالش در تعدد نهادهای ناظرشود.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی با ریسک سیستمی در نظام بانکی کشور بوده است. در این راستا بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد ارزیابی قرار گرفتند. به منظور برآورد ریسک سیستمی از معیار ارزش در معرض خطر شرطی استفاده شد. همچنین، در راستای برآورد تاثیر متنوع‌سازی منابع و مصارف بانکی بر ریسک سیستمی از روش داده‌های پنلی و رگرسیون کوانتایل در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۱ برای منتخبی از بانک‌های کشور استفاده گردید. نتایج

بدست آمده بیانگر این است که متنوع‌سازی منابع درآمدی بانک منجر به افزایش در ریسک سیستمی در سیستم بانکی کشور می‌شود. علاوه بر این متغیرهای نسبت ذخیره زیان وام به وام، نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها و نسبت حاشیه قبل از مالیات اثرات منفی بر ریسک سیستمی دارند. اما متغیرهایی مانند نسبت کل وام‌ها به کل دارایی‌ها، نسبت هزینه عملیاتی به درآمد عملیاتی، نسبت استقراض کوتاه مدت به کل دارایی و مدیریت سود بانک منجر به افزایش در ریسک سیستمی در سیستم بانکی می‌شوند. نتایج بدست آمده از این پژوهش هم‌راستا با نتایج پژوهش حسینی و مصطفوی (۱۳۹۵)، فنگ یانگ و همکاران (۲۰۱۹)، لی و وانگ (۲۰۲۱)، مقیره و یمنی (۲۰۲۲)، وانگ و همکاران (۲۰۲۲) و پام و نگوین (۲۰۲۳) بوده است.

بالا بودن شاخص ریسک سیستمی در اقتصاد ایران بیانگر این است که به‌رغم وجود نهادهای نظارتی، ریسک سیستمی در بخش مالی بیش از اندازه بوده است و این موضوع لزوم وجود نهادهای ناظر مؤثر را پررنگ می‌کند. همچنین، یکی از متغیرهای موثر بر ریسک سیستمی، تسهیلات غیرجاری سیستم بانکی است که به شدت بر میزان ریسک سیستمی شبکه بانکی اثر گذار است. لذا توصیه می‌شود تسهیلات‌دهی بانک‌ها متناسب با عملکرد رشد اقتصادی، نرخ تورم و رشد نقدینگی و توجه به بخش واقعی اقتصاد صورت 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

Adem, M. (2023). Impact of income diversification on bank stability: a cross-country analysis. *Asian Journal of Accounting Research*, 8(2), 133-144.

Allen, F; & Carletti, E. (2006). Credit risk transfer and contagion. *Journal of Monetary Economics*, 53(2), 89– 111.

Allen, F; & Gale, D. (2005). From cash-in-the-market pricing to financial fragility. *Journal of the European Economic Association*, 3(2), 535–546.

Allen, F; Babus, A; & Carletti, E. (2012). Asset commonality, debt maturity and systemic risk. *Journal of Financial Economics*, 104(4), 519–534.

Baele, L; De Jonghe, O; & Vander Vennet, R. (2007). Does the stock market value bank diversification"? *Journal of Banking & Finance*, 31(2), 1999–2023.

Beck, T; Demirguc-Kunt, A; & Levine, R. (2006). Bank concentration, competition, and crises: First results. *Journal of Banking & Finance*, 30(1), 1581–1603.

Beger, P. G; & Ofek, E. (1995). Diversification's effect on firm value". *Journal of Financial Economics*, 37(2), 39–65

Bégin, J. F; Boudreault, M; Doljanu, D. A; & Gauthier, G. (2017). Credit and Systemic Risks in the Financial Services Sector: Evidence from the 2008 Global Crisis. *Journal of Risk and Insurance*, 34, 67-89

Brunnermeier, M. K; & Oehmke, M. (2013). Bubbles, financial crises, and systemic risk. *In Handbook of the Economics of Finance*, 2(1), 1221-1288.

Brunnermeier, M. K; Gorton, G; & Krishnamurthy, A. (2012). Risk topography. *NBER Macroeconomics Annual*, 26(1), 149-176.

Campa, J. M. & Kedia, S. (2002). Explaining the diversification discount. *Journal of Finance*, 57(2), 1731– 1761.

De Jonghe, O. (2010). Back to the basics in banking: a micro-analysis of banking system stability. *Journal of Financial Intermediation*, 19(2), 387–417.

De Young, R. (2012). A Commentary on Measuring Systemic Risk. *Journal of Financial Services Research*, 42(1), 109–114.

Demsetz, R. S; & Strahan, P. E. (1997). Diversification, size, and risk at bank holding companies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(3), 300–313.

DeYoung, R; & Rice, T. (2004). How Do Banks Make Money? The Fallacies of Fee Income. *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, 4, 34-51.

Drakos, A. A; & Kouretas, G. P. (2015). Bank ownership, financial segments and the measurement of systemic risk: An application of CoVaR. *International Review of Economics & Finance*, 40(5), 127–140.

Farzinvash, A; Elahi, N; Gilanipour, J; & Mahdavi, G. (2017). The evaluation of Systemic Risk in the Iran Banking System by Delta Conditional Value at Risk (CoVaR) Criterion. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 8(33), 265-281 (in Persian).

Golmoradi, H; Golzarian pour, S; & Aliakbar, S. (2020). The Effect of Bank Survival Factor on Banking Cost Efficiency in Iranian banks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 17(4), 89-111 (In Persian).

Hekmati farid, S; Rezazadeh, A; & malek, A. (2018). The Estimation of Systematic Risk in Iranian Financial Sectors (ΔCoVaR Approach). *Economic Modelling*, 12(43), 99-122 (in Persian).

Helwege, J. (2010). Financial firm bankruptcy and systemic risk. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 20(4), 1–12.

Hoseini, S. F; & Mostafavi, S. F. (2016). The Effects of Size and Revenue Diversification on Systemic Risk for Listed Banks in TSE. *Journal of Risk modeling and Financial Engineering*, 1(1), 20-36 (In Persian)

Ibragimov, I; Jaffee, D; & Walden, J. (2011). Diversification disasters. *Journal of Financial Economics*, 99(4), 333–348.

Kashi, M. (2016). Examining the relationship between liquidity risk and credit risk with the profitability of Iranian banks. *Master thesis of Islamic Azad University, Shahrood* (in Persian)

Lopez-Espinosa, G; Moreno, A; Rubia, A; & Valderrama, L. (2012). Short-term wholesale funding and systemic risk: A global CoVaR Approach. *Journal of Banking & Finance*, 36(3), 3150–3162.

Ma, J; He, J; Liu, X; & Wang, C. (2020). Diversification and systemic risk in the banking system. *Chaos, Solitons & Fractals*, 15(2), 13-421.

Maehashi, K. (2021). Systemic risk of portfolio diversification. *Economics Letters*, 12, 45-68

Maghyereh, A, I; & Yamani, E. (2022). Does bank income diversification affect systemic risk: new evidence from dual banking systems? *Finance Research Letters*, 34(2), 814-845.

Mercieca, S; Schaeck, K; & Wolf, S. (2007). Small European banks: Benefits from diversification and the regulatory environment. *Journal of Banking and Finance*, 31(2), 1975–1998.

Merton, R. (1974). On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates? *Journal of Finance*, 29(2), 449–470.

Mohammadiaghdam, S; Ghavam, M. H; & Fallah Shams, M. (2017). Assessment of the Systemic Risk Originated from the Currency Shocks in the Financial Markets of Iran. *Financial Research Journal*, 19(3), 475-504(In Persian).

Nguyen, M; Skully, M; & Perera, S. (2012). Market power, revenue diversification and bank stability: Evidence from selected South Asian countries. *Journal of International Financial Markets*, 22(1), 897–912.

Oscar, B; Jean-Yves, G; & Gregory, G. (2014). Assessing the contribution of banks, insurance and other financial services to systemic risk. *Journal of Banking & finance*, 39(1), 12-36.

Pham, N. H; & Nguyen, N. M. (2023). Bank funding diversity, risk and profitability: Evidence from Vietnam in the context of the Covid-19 pandemic. *Cogent Business & Management*, 1(1), 56-79.

Pourmoghadam, Sh. (2016). The effect of risk and competition on the profitability of the banking system. *Master's thesis of Kharazmi University*. Tehran (In Persian).

Radfar, M. R; Karimkhani, M; & Aligholi, M. (2020). Survey the Relationship between Bank Size and Capital with Systemic Risk in Banks Accepted in the Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, 8(1), 163-176 (In Persian).

Rahimi Baghi, A; ArabSalehi, M; & Vaez Barzani, M. (2019). Assessing the Systemic Risk in the Financial System of Iran using Granger Causality Network Method. *Financial Research Journal*, 21(1), 121-142 (In Persian)

Sadeghi, H; & Shams, M. (2014). Calculation of value at risk based on Cornish-Fisher approximation of normal distribution (a study on financial institutions of Tehran Stock Exchange). *Journal of Asset Management and Financing*, 2(1), 1-20 (In Persian).

Shaffer, S; & DiSalvo, J. (1994). Conduct in a banking duopoly. *Journal of Banking & Finance*, 18(6), 1063–1082

Slijkerman, J. F; Schoenmaker, D; & de Vries, C. G. (2013). Systemic risk and diversification across European banks and insurers. *Journal of Banking & Finance*, 37(2), 773–785.

Stiroh, K. J; & Rumble, A. (2006). The dark side of diversification: the case of US financialholding companies. *Journal of Banking & Finance*, 30(2), 2131–2161.

Tehrani, R; Seraj, M; Foroush Bastani, A; & Fallahpour, S. (2020). Evaluation of the Effect of the Banking Sector Systemic Risk on the Macroeconomic Performance of Iran. Financial Research Journal, 22(3), 297-319 (In Persian).

Wagner, W. (2008). The homogenization of the financial system and financial crises. *Journal of Financial Intermediation*, 17(3), 330-356.

Wagner, W. (2010). Diversification at financial institutions and systemic crises. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 373–386.

Wagner, W. (2011). Systemic liquidation risk and the diversity–diversification trade-off. *Journal of Finance*, 66(2), 1141–1175.

Wang, C; & Shouwei, L. (2021). Network structure, portfolio diversification and systemic risk. *Journal of Management Science and Engineering*, 12(2), 235-245.

Wang, C; Liu, X; & He, J. (2022). Does diversification promote systemic risk? *The North American Journal of Economics and Finance*, 61(3), 680-695.

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۸۶-۵۳

مقاله پژوهشی

معرفی و آزمون مدل رشد ZZ برای ارزش‌گذاری سهام[۱]

میثم احمدوند[۲]، حسن قالیباف اصل[۳]

تاریخ دریافت:۱۴۰۲/۱۰/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۰۳

چکیده

این پژوهش قصد دارد ضمن معرفی مدلی جدید برای ارزش‌گذاری سهام تحت عنوان مدل رشد ZZ، قدرت آن را نسبت به مدل گوردون اندازه‌گیری نماید. برای آزمون قدرت این مدل در تعیین ارزش منصفانهٔ سهام شرکت‌های پذیرفته‌شدهٔ ایرانی، پس از محاسبهٔ میانگین نرخ رشد و دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز شرکت‌ها و با توجه به درآمد هر سهم آنها در سال‌های مالی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱، ارزش سهام شرکت‌ها در سال‌های مذکور با استفاده از مدل نامبرده برآورد شده است. در مرحلهٔ بعد، از مدل گوردون برای تعیین ارزش سهام بهره گرفته شده است. در نهایت، ارزش‌های برآوردی سهام شرکت‌های منتخب با استفاده از این دو مدل و میزان انحراف هریک از آنها از میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ سهام، از طریق روش مقایسهٔ میانگین‌های دو گروه مستقل، با یکدیگر قیاس شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در هریک از صنایع مورد بررسی، میانگین انحراف ارزش‌های برآوردی سهم‌ها با استفاده از مدل رشد ZZ از میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ آنها، در مقایسه با حالتی که از مدل گوردون برای تعیین ارزش سهام شرکت‌ها استفاده می‌شود، به‌طور معنی‌داری پایین‌تر است. بنابراین، کاملاً مشهود است که مدل رشد ZZ در مقایسه با مدل گوردون، توانسته است ارزش سهام شرکت‌ها را با دقت بالاتری برآورد نماید.

واژگان کلیدی: ارزش‌گذاری سهام، مدل رشد ZZ، دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز، مدل گوردون، بازار سهام ایران.
طبقه‌بندی موضوعی: *G12، G39*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.46040.2893
۲. دانش‌آموختهٔ دکتری، گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
نویسنده مسئول. Email: maysam.21989@gmail.com
۳. دانشیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: h.ghalibaf@alzahra.ac.ir

مقدمه

برآورد ارزش ذاتی[1] دارایی‌های مالی، یکی از جذاب‌ترین و مهمترین موضوعات در علم مالی است. ارزش یک دارایی با توجه به ریسک و بازده‌های آتی یا موردانتظار آن دارایی تعیین می‌شود. ارزش دارایی با افزایش بازده‌های موردانتظار آن افزایش می‌یابد و در مقابل، با افزایش ریسک آن کاهش پیدا می‌کند. این موضوع از بدیهیات اساسی در حوزهٔ ارزش‌گذاری دارایی‌ها است و به‌عنوان نقطهٔ شروع نظریه مالی و استاندارد اصلی جهت طراحی یک مدل مالی و قضاوت در مورد آن، شناخته می‌شود. تاکنون، مدل‌های زیادی برای برآورد ارزش ذاتی دارایی‌ها به‌ویژه دارایی‌های مالی، طراحی و معرفی شده است. در حال حاضر، طبق استاندارد IFRS13، از سه رویکرد شامل بازار[2]، درآمدی[3] و بهای تمام‌شده[4] برای تعیین ارزش منصفانهٔ دارایی‌ها استفاده می‌شود. همچنین در یک طبقه‌بندی دیگر، دو رویکرد عمده برای ارزش‌گذاری دارایی‌ها مدنظر قرار می‌گیرد: ۱) رویکرد مطلق[5] که مترادف با روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده[6] یا همان مدل رشد گوردون[7] در نظر گرفته می‌شود و ارزش دارایی را بر اساس عوامل بنیادی یعنی ریسک و بازده آن تعیین می‌کند و ۲) رویکرد نسبی[8] که در آن، دارایی موردنظر با استفاده از یک یا چند نسبت یا ضریب متعلق به دارایی‌های مشابه (مانند نسبت قیمت به درآمد (P/E)، نسبت قیمت به ارزش دفتری (P/B) و ...)، ارزش‌گذاری می‌شود.

به‌رغم استفادهٔ گسترده از این رویکردها برای ارزش‌گذاری دارایی‌ها، بررسی‌های تجربی ژانگ[9] (۲۰۱۳) از دانشگاه رنمین چین[10] نشان می‌دهد که روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده (مدل گوردون) و روش ارزش‌گذاری نسبی با چالش‌هایی مواجه شده‌اند که کارایی آنها را دچار تردید کرده است. وی با معرفی مدل رشد ZZ[11]، پارادوکسی را مطرح نموده که کاربردهای دو روش نامبرده در ارزش‌گذاری دارایی‌ها را زیر سؤال برده است. با توجه به توضیحات فوق، پژوهش پیش‌رو قصد دارد به این پرسش مهم پاسخ دهد که آیا مدل رشد ZZ در مقایسه با مدل گوردون، ابزار قدرتمندتری برای ارزش‌گذاری سهام در بازار اوراق بهادار ایران محسوب می‌شود یا خیر. بر این اساس، در مقالهٔ حاضر ضمن طرح مبانی مدل رشد ZZ و توجیهات تکنیکی آن[12]، با استفاده از نمونهٔ بسیار بزرگی از شرکت‌های بورسی و فرابورسی (شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده و درج‌شده در بازارهای اول و دوم بورس و فرابورس، تابلوهای سه‌گانهٔ بازار پایه و

1. Intrinsic Value
2. Market Approach
3. Income Approach
4. Cost Approach
5. Absolute Valuation Approach
6. Discounted Cash Flow (DCF)
7. Gordon Growth Model
8. Relative Valuation Approach
9. Zhang
10. Renmin University of China
11. ZZ Growth Model

۱۲. مأخذ اصلی مورداستفاده در بخش مبانی نظری پژوهش، فصل‌های دوم و سوم کتاب Finance- Fundamental Problems and Solutions نوشتهٔ Zhiqiang Zhang است که در سال ۲۰۱۳ توسط انتشارات اسپرینگر (Springer) چاپ و منتشر شده است.

بازار شرکت‌های کوچک و متوسط)، به برآورد ارزش این شرکت‌ها در سال‌های مالی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱ و مقایسهٔ آن با میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ سهام شرکت‌های موردبررسی در سال‌های مالی مذکور پرداخته شده است. همچنین، به‌منظور سنجش توانایی مدل رشد ZZ و مدل گوردون در ارزش‌گذاری دارایی‌های مالی، ارزش‌های برآوردی سهام شرکت‌های منتخب با استفاده از این دو مدل و میزان انحراف هریک از آنها از میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ سهام، با یکدیگر مقایسه شده است. علاوه بر این، با بهره‌گیری از مدل‌های مذکور، قیمت نمادهایی که در ماه‌های اخیر در بورس یا فرابورس عرضهٔ اولیه شده‌اند، برآورد و با قیمت پایانی آنها در روز عرضهٔ اولیه، مقایسه و میزان انحراف موجود بین آنها، مشخص شده است.

این پژوهش در پنج بخش تنظیم شده است. پس از بیان مقدمه، پیشینهٔ خارجی و داخلی پژوهش مرور شده و مبانی نظری آن ذکر گردیده است. در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش ارائه شده است. در بخش چهارم، تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه بیان شده و بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری و بحث اختصاص یافته است.

مروری بر پیشینهٔ پژوهش

یکی از اولین تلاش‌ها برای برآورد ارزش ذاتی سهام توسط ویلیامز[1] (۱۹۳۸) صورت گرفت که طی آن، مدل تنزیل سودهای تقسیمی[2] برای پیش‌بینی قیمت سهام طراحی و ارائه شد. در راستای بسط مدل ویلیامز (۱۹۳۸)، گوردون (۱۹۶۲) مدل رشد ثابت سودهای تقسیمی[3] را معرفی نمود. این مدل به‌طور گسترده‌ای در عرصهٔ مدیریت سرمایه‌گذاری به‌کار گرفته شده و کاربرد آن به مواردی که سود نقدی سهام با نرخ‌های غیرثابت رشد می‌کند، نیز تعمیم یافته است. گراهام و داد[4] (۱۹۳۴؛ ۱۹۴۰) با استفاده از روش‌های تحلیل بنیادی اوراق بهادار که با عنوان رویکردهای ضرایب سود کوتاه‌مدت[5] شناخته می‌شوند، به‌دنبال کشف و شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بازار سهام بودند. در پژوهش دیگری، گراهام و همکاران (۱۹۶۲) اظهار داشتند که مهمترین عامل تعیین‌کنندهٔ قیمت سهام یک شرکت، میانگین سود پیش‌بینی‌شدهٔ آن در آینده است. فاما[6] (۱۹۶۵) با اتخاذ رویکردی متفاوت، نشان داد عملکرد قیمت سهام شبیه یک گشت تصادفی است و در پژوهش بعدی خود (فاما، ۱۹۷۰) که در آن، فرضیهٔ بازار کارا را طرح‌ریزی نمود، اعتبار مدل‌های برآورد ارزش ذاتی سهام و استفاده از اطلاعات تاریخی و عمومی برای پیش‌بینی قیمت سهام را به چالش کشید. وی معتقد بود همهٔ اطلاعات موجود در یک مقطع زمانی، به‌طور کامل در قیمت سهام منعکس شده است. دامودارن[7] (۲۰۱۲) سه رویکرد را برای ارزش‌گذاری سهام یک شرکت متصور است: مدل‌های قیمت‌گذاری اختیار معامله، مدل‌های مبتنی بر جریان‌های نقدی تنزیل‌شده و روش نسبی.

1. Williams
2. Dividend Discount Model (DDM)
3. The Constant Dividend Growth Model
4. Graham & Dodd
5. Short-Term Earnings Multiples
6. Fama
7. Damodaran

لی[1] و همکاران (۱۹۹۹) با مدل‌سازی یک رابطهٔ سری زمانی بین قیمت و ارزش ذاتی ۳۰ سهم موجود در شاخص صنعتی داوجونز طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۶-۱۹۶۳، دریافتند که ضرایب بازار متعارف [به‌عنوان مثال، نسبت‌های ارزش دفتری به قیمت (B/P)، درآمد به قیمت (E/P) و سود نقدی به قیمت (D/P)] دارای قدرت پیش‌بینی اندکی هستند. با این حال، نسبت V/P که در آن، متغیر V ارزش مستخرج از مدل ارزش‌گذاری مبتنی بر درآمد باقی‌مانده[2] است، از نظر آماری قدرت پیش‌بینی قابل‌اتکایی دارد. لیو[3] و همکاران (۲۰۰۲) ضمن بررسی عملکرد فهرست جامعی از محرک‌ها و عوامل ایجاد ارزش[4]، به این نتیجه رسیدند که ضرایب مبتنی بر سود پیش‌بینی‌شده در آینده، در مقایسه با معیارهای استخراج‌شده از سود تاریخی، جریان نقدی، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و فروش، قیمت سهام را به‌شکل مطلوب‌تری توضیح می‌دهند. ناصح و استراوس[5] (۲۰۰۴) در پژوهشی، به بررسی وجود یک رابطهٔ پایدار بین قیمت و سود نقدی سهم‌های تشکیل‌دهندهٔ شاخص اس‌اندپی ۱۰۰ در بیست سال گذشته پرداختند. یافته‌های آنها ضمن تأیید مدل ارزش فعلی، حاکی از آن است که در اکثر سال‌ها، رابطهٔ محکم و تنگاتنگی بین قیمت سهم و سود نقدی آن وجود دارد. با این حال، مشاهده شد که از اواسط دههٔ ۱۹۹۰، پارامترهای مدل ارزش فعلی یک بیش‌برآورد ۴۳ درصدی از قیمت سهام را نشان می‌دهد. به عقیدهٔ این پژوهشگران، کاهش موقتی نرخ‌های بهرهٔ بلندمدت و عدم تعادل در رابطهٔ تاریخی بین قیمت و سود نقدی سهم، می‌تواند این بیش‌برآورد را توضیح دهد. بریگام و دیوز[6] (۲۰۰۲)، موییر[7] و همکاران (۲۰۰۳)، مایو[8] (۲۰۰۳)، بریگام و هوستون[9] (۲۰۰۴) و هرت و بلاک[10] (۲۰۰۶)، از جمله پژوهشگرانی هستند که مدل‌های ارزش‌گذاری مبتنی بر جریان‌های نقدی تنزیل‌شده و انواع ضرایب بازار را برای برآورد قیمت سهام توصیف نموده‌اند (رهگذر، ۲۰۰۶).

رهگذر (۲۰۰۶) با بهره‌گیری از چندین مدل و روش ارزش‌گذاری، قیمت سهام شرکت‌های موجود در شاخص‌های مختلف داوجونز (شامل شاخص صنعتی، شاخص حمل و نقل و شاخص خدمات) را در طول دوره‌های زمانی متفاوت، پیش‌بینی نمود. سپس، به‌منظور آزمون دقت و قدرت مدل‌های مورداستفاده در فرآیند ارزش‌گذاری، قیمت‌های برآوردشده را با قیمت‌های واقعی سهم‌های منتخب، مقایسه کرد. یافته‌های وی نشان می‌دهد قیمت‌های برآوردشده از طریق مدل جریان‌های نقدی تنزیل‌شده، مدل ارزش افزودهٔ بازار[11] و روش ضرایب بازار، اختلاف چشمگیری با قیمت‌های واقعی سهام دارد و این موضوع حاکی از کاربرد

1. Lee
2. Residual Income
3. Liu
4. Value Drivers
5. Strauss
6. Brigham & Daves
7. Moyer
8. Mayo
9. Houston
10. Hirt & Block
11. Market Value Added (MVA)

محدود مدل‌ها و روش‌های مذکور در تعیین ارزش ذاتی سهام است. امام[1] و همکاران (۲۰۰۸) میزان استفاده از مدل‌های ارزش‌گذاری سهام توسط تحلیل‌گران سرمایه‌گذاری در بریتانیا را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که آنها عمدتاً از مدل جریان‌های نقدی تنزیل‌شده و روش ضرایب بازار به‌ویژه نسبت قیمت به درآمد (P/E) بهره می‌گیرند و از روش ضرایب مبتنی بر ارزش‌های دفتری، استقبال زیادی به‌عمل نمی‌آورند. گراس[2] (۲۰۰۶) و درماین[3] (۲۰۱۰) بر استفاده از مدل ارزش‌گذاری مبتنی بر درآمد باقی‌مانده به‌جای مدل جریان‌های نقدی تنزیل‌شده و مدل تنزیل سودهای تقسیمی تأکید می‌کنند. یافته‌های دمیراکوس[4] و همکاران (۲۰۱۱) حاکی از برتری عملکرد نسبت قیمت به درآمد (P/E) بر مدل‌های مبتنی بر جریان‌های نقدی تنزیل‌شده در ارزش‌گذاری سهام است.

نسیم[5] (۲۰۱۳) با هدف بررسی دقت و قدرت روش‌های ارزش‌گذاری نسبی در صنعت بیمهٔ ایالات متحده آمریکا، دریافت که: اولاً، در طول یک دههٔ گذشته، ضرایب ارزش دفتری در مقایسه با ضرایب سود، عملکرد بسیار بهتری در ارزش‌گذاری شرکت‌های بیمه داشته‌اند. دوم اینکه، حذف کردن سایر اقلام انباشتهٔ سود و زیان جامع[6] از ارزش دفتری، دقت ارزش‌گذاری را کاهش می‌دهد. سوم اینکه، طبق انتظار، استفاده از سود قبل از اقلام غیرمترقبه[7] به‌جای سود گزارش‌شده، دقت ارزش‌گذاری را بهبود می‌دهد، اما در کمال تعجب، لحاظ نکردن سود و زیان تحقق‌یافتهٔ سرمایه‌گذاری[8]، بر دقت ارزش‌گذاری نمی‌افزاید. چهارم اینکه، شرطی کردن نسبت قیمت به ارزش دفتری (P/B) به بازده حقوق صاحبان سهام، دقت ضرایب ارزش دفتری در ارزش‌گذاری را به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای بهبود می‌بخشد. آباياوانسا[9] و همکاران (۲۰۱۵)، هوآی[10] و همکاران (۲۰۱۶) و کلات‌ورثی[11] و لی (۲۰۱۷) نشان می‌دهند هنگامی‌که اطلاعات منتشرشده در مورد سود شرکت‌ها برای ارزش‌گذاری آنها کافی نیست، تقاضا برای مدل‌های مبتنی بر جریان‌های نقدی افزایش می‌یابد.

به زعم آقایی و همکاران (۱۳۹۱)، نسبت قیمت به درآمد (P/E) و مدل ارزش افزودهٔ بازار می‌توانند در پیش‌بینی قیمت و بازده سهام در ایران مفید واقع شوند. طبق نتایج پژوهش اسلام‌پناه و همکاران (۱۳۹۳)، استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو، عملکرد و کارایی مدل جریان‌های نقدی تنزیل‌شده در برآورد قیمت بازار سهام را بهبود می‌دهد. باقی و همکاران (۱۳۹۳) نشان می‌دهند قیمت‌های برآوردی با استفاده از مدل تنزیل سودهای تقسیمی در مقایسه با مدل‌های درآمد باقی‌مانده و جریان‌های نقدی تنزیل‌شده،

1. Imam
2. Gross
3. Dermine
4. Demirakos
5. Nissim
6. Accumulated Other Comprehensive Income
7. Income Before Special Items
8. Realized Investment Gains and Losses
9. Abhayawansa
10. Hui
11. Clatworthy

تقریب‌های نزدیک‌تری به قیمت‌های واقعی سهام را ارائه می‌کنند. یافته‌های پژوهش ترقی‌جاه و نیکومرام (۱۳۹۴) گویای آن است که مدل تنزیل جریان نقدی عملیاتی بیشترین همبستگی را با قیمت واقعی سهام بانک‌های خصوصی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد و بنابراین مدل مذکور می‌تواند به‌عنوان مدل بهینه در این گروه مورد توجه قرار گیرد. امیری و همکاران (۲۰۱۶) با انجام پژوهشی در بورس اوراق بهادار تهران، به این نتیجه رسیدند که نسبت قیمت به ارزش دفتری (P/B)، بهترین ضریب برای ارزش‌گذاری سهام است. عسکرزاده و همکاران (۱۳۹۶) بر این باورند که مدل رفتاری تصویر سهام در مقایسه با مدل‌های سنتی ارزش‌گذاری سهام (درآمد باقی‌مانده، تنزیل سودهای تقسیمی و جریان نقدی آزاد سهامداران[1])، قابل‌اتکاتر است و می‌تواند نقش عامل ادراک و احساسات را در قیمت‌گذاری سهام تبیین کرده و در زمینهٔ مدیریت فعال‌تر پرتفوی سرمایه‌گذاران مؤثر واقع شود. بر اساس یافته‌های ملکیان و نظری (۱۳۹۷)، مدل‌های نوین ارزش‌گذاری مانند مدل درآمد باقی‌مانده و مدل اختیارات سرمایه‌گذاری، در شناسایی سهام زیر قیمت و بالای قیمت کارایی ندارند. عیوضلو و رزاقی (۱۴۰۲) با استفاده از تحلیل شبکه‌ای و بر اساس نظر خبرگان، وزن معیارهای به‌کارگرفته‌شده در ۴ دسته رویکرد ارزش‌گذاری سهام شامل رویکرد سودآوری گذشته، رویکرد مبتنی بر دارایی، رویکرد تنزیل جریان‌های نقدی و رویکرد بازار را محاسبه و الگویی جامع را برای ارزش‌گذاری انواع شرکت‌ها در صنایع گوناگون پیشنهاد نمودند.

گوتا[2] (۲۰۱۸) به‌منظور ارزیابی دقت چهار مورد از شناخته‌شده‌ترین ضرایب بازار شامل نسبت‌های قیمت به درآمد (P/E)، قیمت به ارزش دفتری (P/B)، قیمت به فروش (P/S) و ارزش سرمایه‌گذاری[3] به سود قبل از بهره، مالیات و استهلاک[4] (EV/EBITDA) در پیش‌بینی قیمت سهام و شناسایی محرک‌ها و عوامل بنیادی ایجادکنندهٔ این ضرایب، شرکت‌های پذیرفته‌شده در سه صنعت فلزات، بانکداری و خودروسازی هند را مد نظر قرار داد و به این نتیجه رسید که کمترین خطای پیش‌بینی در صنعت فلزات متعلق به نسبت EV/EBITDA، در صنعت بانکداری متعلق به نسبت P/B و در صنعت خودروسازی متعلق به نسبت‌های P/S و EV/EBITDA است. همچنین، یافته‌های وی نشان داد متغیرهای معنی‌داری که این ضرایب را توضیح می‌دهند، عبارتند از: بتا، بازده حقوق صاحبان سهام، بازده سرمایهٔ به‌کارگرفته‌شده[5]، درصد تقسیم سود و حاشیهٔ سود خالص. رشید[6] و همکاران (۲۰۱۸) با بررسی داده‌های ۸۸ شرکت عرضهٔ اولیه‌شده در بورس اوراق بهادار پاکستان طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶، دریافتند که بانک‌های سرمایه‌گذاری و متعهدین خرید[7] برای ارزش‌گذاری شرکت‌هایی که درصد تقسیم سود بالایی دارند، عمدتاً از مدل تنزیل سودهای تقسیمی استفاده می‌کنند. این نهادها مدل‌های مبتنی بر جریان‌های نقدی تنزیل‌شده را بیشتر

1. Free Cash Flow to Equity (FCFE)
2. Gupta
3. Enterprise Value (EV)
4. Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization (EBITDA)
5. Return on Capital Employed (ROCE)
6. Rasheed
7. Underwriter

برای تعیین ارزش ذاتی شرکت‌های جوانی که سابقهٔ فعالیت زیادی در صنعت ندارند، شرکت‌هایی که با سرمایه‌گذاری در مخارج سرمایه‌ای، به‌تدریج حجم دارایی‌های ثابت مشهود خود را افزایش می‌دهند و نیز شرکت‌های سودآور و سریعاً درحال‌رشد، به‌کار می‌برند. علاوه بر این، نتایج پژوهش مذکور حاکی از آن است که متعهدین خرید در پاکستان ترجیح می‌دهند برای ارزش‌گذاری شرکت‌های بالغ و شرکت‌هایی که دارایی‌های ثابت مشهود کمی دارند، همچنین در طول دوره‌های رکود بازار سهام، از روش نسبی و ضرایب بازار استفاده کنند.

طبق یافته‌های فرنسیدی[1] و همکاران (۲۰۲۰)، در بازار سهام اندونزی، نسبت قیمت به درآمد (P/E) و مدل جریان‌های نقدی تنزیل‌شده، متداول‌ترین روش‌های مورداستفاده در گزارش‌های ارزش‌گذاری سهام هستند. هراشه[2] و همکاران (۲۰۲۰) با انتخاب نمونه‌ای از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس فلسطین بین سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸، دریافتند که مدل درآمد باقی‌مانده در مقایسه با مدل تنزیل سودهای تقسیمی و روش نسبی (ضرایب بازار)، عملکرد بهتری در مدل‌سازی قیمت سهام دارد. نتایج پژوهش رزنده[3] (۲۰۲۰) حاکی از آن است که مدل رشد گوردون، ابزار دقیقی برای تعیین ارزش ذاتی شرکت‌های آمریکایی در سدهٔ بیست و یکم میلادی (بدون در نظر گرفتن چرخهٔ اقتصادی) نیست و تمایل روبه‌رشد این مدل در برآورد کمتر از واقع ارزش سهام در طول دورهٔ تجزیه و تحلیل (۲۰۱۸-۲۰۰۲) می‌تواند منجر به تصمیم‌گیری اشتباه سرمایه‌گذاران شود. عرب‌صالحی و کمالی دهکردی (۱۴۰۰) نشان می‌دهند در بورس اوراق بهادار تهران، ارزش‌های ذاتی برآوردشده با استفاده از رابطه‌های تنزیل سودهای نقدی و تنزیل جریان‌های نقدی، بیشترین همبستگی را با قیمت سهام دارند.

بر اساس یافته‌های ژو[4] (۲۰۲۲)، اگرچه مدل تنزیل سودهای تقسیمی از قابلیت کاربرد در ارزش‌گذاری سهام برخوردار است، اما نتایج حاصل از آن با مقداری خطا همراه می‌باشد. این خطا عمدتاً ناشی از عواملی مانند پیش‌بینی‌ناپذیری وضعیت بازار سهام، استانداردهای حسابداری متفاوت و عدم قطعیت در مورد سیاست تقسیم سود شرکت‌ها است. بنابراین، به‌جای این مدل می‌توان از مدل جریان‌های نقدی تنزیل‌شده استفاده و جریان‌های نقدی را جایگزین سودهای تقسیمی کرد. علاوه بر این، وی عقیده دارد که مدل جریان‌های نقدی تنزیل‌شده برای پیش‌بینی بلندمدت قیمت سهام مناسب است و مزایای بیشتری نسبت به مدل تنزیل سودهای تقسیمی دارد. لیونگ[5] و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از اطلاعات نمونه‌ای از بانک‌های پذیرفته‌شده طی بازهٔ زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۹، به بررسی اعتبار و قدرت پیش‌بینی تئوری‌ها و مدل‌های ارزش‌گذاری سهام پرداختند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد نسبت قیمت به درآمد (P/E) دارای بالاترین قدرت پیش‌بینی قیمت سهام است و پس از آن به ترتیب مدل درآمد باقی‌مانده، مدل تنزیل سودهای تقسیمی و مدل جریان نقدی آزاد سهامداران در رتبه‌های دوم تا چهارم قرار دارند.

1. Frensidy
2. Harasheh
3. Resende
4. Xu
5. Leong

مبانی نظری پژوهش

طبق تئوری مالی، ریسک و بازده آتی دارایی، ارزش جاری آن را تعیین می‌کند. منظور از ریسک، عدم قطعیت بازده‌های دارایی در آینده است. بنابراین، پیش‌بینی بازده دارایی، برای ارزش‌گذاری دارایی و اتخاذ تصمیم‌های مالی، بسیار اهمیت دارد. برآورد سال به سال بازده‌های دارایی، امری بسیار دشوار یا ناکارآمد است. روش منطقی‌تر، پیش‌بینی یک نرخ رشد متوسط است که با استفاده از آن، همهٔ بازده‌های آتی (سالانه) را می‌توان بر اساس یک بازده جاری (سالانه) و نرخ رشد متوسط (سالانه)، استخراج نمود. با ترکیب این نرخ رشد متوسط سالانهٔ پیش‌بینی‌شده و یک بازده جاری (نرمال‌شده)، می‌توان همهٔ بازده‌های آتی یک دارایی را استخراج کرد. این امر به‌عنوان یک اصل متعارف از آغازین روزهای معرفی مالی در مقام یک علم مستقل، شناخته می‌شود. نرخ رشد متوسط سالانه اغلب به‌صورت یک نرخ رشد ثابت و دائمی مورد ملاحظه قرار می‌گیرد. زمانی‌که از نرخ رشد متوسط سالانه در یک مدل مالی استفاده می‌شود، این پرسش اجتناب‌ناپذیر مطرح می‌گردد که طول افق زمانی برای محاسبهٔ میانگین نرخ رشد باید چه میزان در نظر گرفته شود؟ پاسخ به این پرسش، به مدل ارزش‌گذاری مورداستفاده بستگی دارد. در روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده، ارزش یک دارایی معادل مجموع ارزش‌های فعلی همهٔ جریان‌های نقدی آتی آن است. ازآنجاکه طول عمر دارایی‌های مختلف، متفاوت است، گزینهٔ مصون از خطا و لغزش‌ناپذیر، انتخاب آیندهٔ بی‌پایان به‌عنوان افق زمانی است. ازاین‌رو، نرخ رشد ثابت، نرخ رشد متوسط سالانه در طول یک افق زمانی نامحدود و نامتناهی است که معمولاً در جامعهٔ مالی کنونی، نرخ رشد مادام‌العمر یا بلندمدت[1] نامیده می‌شود (ژانگ، ۲۰۱۳).

مدل رشد ثابت

گوردون (۱۹۵۹؛۱۹۶۲) نخستین پژوهشگری بود که رابطهٔ قیمت با درآمد هر سهم، سود نقدی هر سهم و رشد آن در صنایع گوناگون را بر مبنای مدل رگرسیون خطی بررسی نمود. وی با استفاده از نرخ رشد مادام‌العمر یا بلندمدت به‌عنوان یک متغیر مستقل، یک مدل ارزش‌گذاری سهام را طراحی و معرفی کرد. مدل مذکور به‌صورت زیر است:

$$P=\frac{D_0(1+g)}{k-g}=\frac{D_1}{k-g}$$

معادلهٔ (۱)

که:

D_0: سود نقدی هر سهم در سال جاری

D_1: سود نقدی برآوردی هر سهم در سال آینده

k: نرخ بازده موردانتظار بازار (سرمایه‌گذاران) از سهم موردنظر

g: نرخ رشد ثابت و مادام‌العمر برآوردی سود نقدی هر سهم

1. Perpetual Growth Rate

در جامعهٔ مالی، معادلهٔ (۱)، مدل گوردون یا مدل رشد ثابت نامیده می‌شود. این مدل در ارزش‌گذاری سهام و سایر دارایی‌ها به‌شکل گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است. به‌رغم استفادهٔ گسترده در طول سال‌های متمادی، مدل مذکور معایبی دارد که کارایی آن را دچار تردید کرده است. مهمترین کاستی مدل، ثابت فرض کردن نرخ رشد سود نقدی یا به‌طور کلی نرخ رشد شرکت است. این مدل نرخ بازده موردنیاز سهامداران را همواره بزرگتر از نرخ رشد شرکت در نظر می‌گیرد که در غیراین‌صورت، خروجی آن یک مقدار منفی و ناپذیرفتنی خواهد بود. همچنین، مدل مذکور نمی‌تواند برای ارزش‌گذاری شرکت‌های روبه‌رشد یا درحال‌توسعه‌ای که جریان نقدی یا الگوی پرداخت سود نقدی آنها نامنظم و متغیر است و نسبت‌های اهرمی ثابتی ندارند، راهی پیدا کند. افزون بر این، مدل گوردون برای ارزش‌گذاری شرکت‌هایی که فاقد سابقهٔ پرداخت سود نقدی هستند، مناسب نمی‌باشد و خروجی آن حساسیت شدیدی به برآورد نرخ رشد و نرخ بازده موردنیاز سهامداران دارد (تاکور[1]، ۲۰۲۳).

علاوه بر این، باید توجه داشت که در زمان معرفی مدل گوردون، مهمترین هدف سرمایه‌گذاران از خرید و فروش سهام، دریافت سود نقدی بود. با این حال، از اواسط سدهٔ بیستم میلادی، شرکت‌های پذیرفته‌شده به‌تدریج میزان تقسیم سود نقدی را به‌دلیل ملاحظات مالیاتی کاهش دادند. در حال حاضر نیز بسیاری از شرکت‌ها تمایل دارند که قسمت عمدهٔ سود خود را برای سرمایه‌گذاری مجدد، حفظ و انباشته کنند و از این طریق سهامداران خود را از پرداخت مالیات سنگین بر سود نقدی معاف نمایند (ژو، ۲۰۲۲). به این ترتیب، کاملاً واضح است که کارایی مدل مذکور در حال کاهش می‌باشد.

پارادوکس رشد ZZ

از زمان معرفی مدل گوردون، نرخ رشد مادام‌العمر بازده‌ها (سود یا جریان‌های نقدی) به یک متغیر اساسی در تجزیه و تحلیل مالی و ارزش‌گذاری دارایی تبدیل شده است که در تعیین ارزش سهام و سایر دارایی‌های مالی به‌طور گسترده‌ای از آن استفاده می‌شود. اصل تعیین ارزش[2] در مورد دارایی‌های مختلف کاربرد مشابهی دارد و تنها تفاوت موجود، محتوای بازده‌ها است. در ارزش‌گذاری سهام، سود خالص یا سود نقدی و در ارزش‌گذاری شرکت، جریان‌های نقدی عملیاتی یا جریان‌های نقدی آزاد، اهمیت دارد. از دیدگاه ریاضی، در مدل گوردون (معادلهٔ ۱) ضروری است که k از g بزرگتر باشد. این موضوع غالباً در کتب مالی مورد اشاره یا تأکید قرار می‌گیرد. با این حال، یک پرسش فراموش‌شده اما بسیار مهم این است: آیا یک نرخ رشد مادام‌العمر مثبت وجود دارد؟ پاسخ این پرسش منفی است. در واقع، برای هیچ شرکتی نرخ رشد مادام‌العمر مثبت وجود ندارد. درصورتی‌که این نرخ را به‌عنوان یک نرخ رشد (متوسط) ثابت در آیندهٔ نامتناهی تعریف کنیم، آنچه نصیبمان خواهد شد صرفاً یک نرخ رشد منفی است. دلیل این موضوع، بسیار ساده و قابل‌فهم است. هیچ شرکتی نمی‌تواند تا ابد به حیات خود ادامه دهد. بازده‌های موردانتظار در هر شکل و فرمی (سودهای حسابداری، جریان‌های نقدی عملیاتی یا آزاد، سودهای نقدی سهم و غیره) در طول

1. Thakur

۲. طبق این اصل، ارزش دارایی با افزایش بازده آتی، افزایش و با افزایش ریسک آتی، کاهش پیدا می‌کند.

یک دورهٔ زمانی کاملاً بلندمدت یا در آیندهٔ نامتناهی، صفر خواهد بود، زیرا با توجه به این مدت زمان بسیار طولانی، مطمئناً یک شرکت ورشکست یا ناپدید خواهد شد.

بدیهی است، زمان زیادی نمی‌برد که ارزش یک شرکت کاهش یابد و به سمت صفر میل کند. با توجه به معادلهٔ (۲) یا همان فرمول میانگین هندسی نرخ رشد، در یک افق زمانی کاملاً بلندمدت اما متناهی یعنی قبل از اینکه n به سمت بی‌نهایت میل کند ($n\to\infty$)، مقدار بازده‌ها از یک عدد مثبت (V_0) به سمت یک عدد نزدیک به صفر می‌رود ($V_n\to 0$). بنابراین، می‌توان گفت که: $V_n/V_0>1$ و $(V_n/V_0)^{(1/n)}>1$. در نتیجه، GAG یا میانگین هندسی نرخ رشد تنها می‌تواند یک عدد منفی باشد.

معادلهٔ (۲)
$$GAG=\left(\frac{V_1}{V_0}\times\frac{V_2}{V_1}\times\frac{V_3}{V_2}\times\ldots\times\frac{V_n}{V_{n-1}}\right)^{\left(\frac{1}{n}\right)}-1=\left(\frac{V_n}{V_0}\right)^{\left(\frac{1}{n}\right)}-1$$

با این حال، قاعدهٔ متعارف در مالی (چه در پژوهش‌های کاربردی و چه در پژوهش‌های نظری) این است که هنگام ارزش‌گذاری دارایی با استفاده از مدل گوردون، یک نرخ رشد مادام‌العمر مثبت برآورد و لحاظ شود. این موضوع احتمالاً بدان معناست که اگر نگوییم همه، اما اکثر کاربردهای مدل گوردون صرفاً جنبهٔ نمایشی دارد. طبعاً، زمانی‌که در مورد مثبت یا منفی بودن یکی از متغیرهای ورودی مدل، فرض نادرست مطرح شده باشد، کافی است تا اشتباه جبران‌ناپذیری رخ دهد. بنابراین، نمی‌توان از این ورودی‌ها انتظار کسب نتایج صحیحی را داشت. توضیح و استدلالی که برای این قاعدهٔ متعارف مطرح می‌شود، این است که قاعدهٔ مذکور باعث ساده‌سازی و تسهیل محاسبات می‌شود. بازده‌های یک شرکت احتمالاً در طول یک دورهٔ زمانی کوتاه‌مدت یا بلندمدت افزایش و سپس کاهش پیدا می‌کند. در روش ارزش‌گذاری جریان‌های نقدی تنزیل‌شده، جریان‌های نقدی برآوردی در سال‌های دور به‌دلیل تنزیل، از اهمیت کمتری برخوردار هستند. بنابراین، ارتکاب اشتباه در طول دوره‌ای که جریان‌های نقدی کاهشی است (منظور از اشتباه، حالتی است که نرخ رشد منفی به‌عنوان نرخ رشد مثبت در نظر گرفته می‌شود)، تأثیر چندانی بر نتیجهٔ ارزش‌گذاری نخواهد داشت. واضح است که این توضیح و استدلال، قانع‌کننده نمی‌باشد. ساده‌سازی، بهانهٔ خوبی برای تغییر دادن جهت نرخ رشد از منفی به مثبت نیست. به بیان دیگر، می‌توان محاسبات را ساده‌سازی کرد، بدون اینکه نرخ رشد منفی را اشتباهاً مثبت در نظر گرفت (ژانگ، ۲۰۱۳).

قاعدهٔ دیگری که هنگام استفاده از مدل گوردون، مرسوم است، تنزیل بازده‌های یک دارایی در آیندهٔ نزدیک (۳ تا ۵ سال اول) و به‌کارگیری مدل مذکور برای برآورد ارزش نهایی[1] دارایی با لحاظ یک نرخ رشد ثابت و مثبت است. اگرچه اکثر پژوهشگران مالی از این قاعده پیروی می‌کنند، با این حال مفروض داشتن یک نرخ رشد ثابت و مثبت در چنین موقعیت‌هایی، خطایی آشکار محسوب می‌شود، زیرا بسیار محتمل است که بازده‌های دارایی در آیندهٔ دور (پس از ۳ تا ۵ سال اول)، رشد منفی را تجربه کند.

به هر حال، پذیرش نرخ رشد مادام‌العمر یا بلندمدت منفی برای جامعهٔ مالی کنونی، نسبتاً دشوار است. علاوه بر این، نتیجهٔ ارزش‌گذاری با استفاده از یک نرخ رشد منفی، در مقایسه با زمانی‌که از یک نرخ

1. Terminal Value

رشد مثبت استفاده می‌شود، غیرقابل‌قبول است. سهمی را در نظر بگیرید که نرخ رشد مادام‌العمر سود نقدی آن ۷ درصد و نرخ تنزیل (نرخ بازده موردانتظار) آن ۱۰ درصد است. اگر سود نقدی سهم در حال حاضر (سال صفر) را معادل یک دلار در نظر بگیریم، با استفاده از مدل گوردون، ارزش سهم برابر خواهد بود با:

$$P=\frac{D_0(1+g)}{k-g}=\frac{1\times(1+7\%)}{10\%-7\%}=35.67\$$

این، روش ارزش‌گذاری متعارف است.

حالا اجازه دهید طول عمر موردانتظار شرکت را در نظر بگیریم (مثلاً، ۴۰ سال). با این فرض که سود نقدی هر سهم شرکت در پایان سال ۴۰ معادل صفر دلار است، نرخ رشد سالانهٔ سود نقدی برابر با ۱۰۰- درصد خواهد بود $[1-(0/1)^{(1/40)}=]$. برای اینکه محاسباتمان ملموس‌تر و معنی‌دارتر شود، بیایید فرض کنیم سود نقدی هر سهم در پایان سال ۴۰ چیزی نزدیک به صفر مثلاً ۱/۱،۰۰۰،۰۰۰ دلار است. بنابراین، نرخ رشد متوسط سالانه برابر خواهد بود با:

$$GAG=\left(\frac{1/1{,}000{,}000}{1}\right)^{\left(\frac{1}{40}\right)}-1=-29.2\%$$

درصورتی‌که عدد ۲۹٫۲- درصد (نرخ رشد متوسط سالانه در طول یک دورهٔ زمانی ۴۰ ساله) را تقریباً معادل نرخ رشد مادام‌العمر در نظر بگیریم، با استفاده از مدل گوردون، ارزش سهم برابر خواهد بود با:

$$P=\frac{D_0(1+g)}{k-g}=\frac{1\times(1-29.2\%)}{10\%+29.2\%}=1.81\$$

بدیهی است، اختلاف بین ۳۵٫۶۷ دلار و ۱٫۸۱ دلار به‌عنوان ارزش سهم موردنظر، بسیار بزرگتر از آن است که با استفاده از خرد مالی غالب، قابل‌توجیه باشد. با این حال، مهمترین مسألهٔ موجود، ارائهٔ توضیح در مورد این اختلاف ارزش نیست، بلکه قضاوت راجع به این موضوع است که کدام عدد به‌عنوان ارزش سهم، صحیح‌تر می‌باشد. پاسخ به این پرسش در ظاهر ساده، کاری نسبتاً دشوار است. از یک سو، نتیجهٔ ارزش‌گذاری ۱٫۸۱ دلار که حدود ۹۵ درصد کمتر از نتیجهٔ ارزش‌گذاری نرمال یعنی ۳۵٫۶۷ دلار است، به اندازه‌ای پایین است که برای اکثر مردم قابل‌قبول نمی‌باشد. از سوی دیگر، ارزش‌گذاری بر مبنای یک نرخ رشد مادام‌العمر مثبت، امری گمراه‌کننده به نظر می‌رسد، زیرا هیچ شرکتی تا ابد رشد مثبت نخواهد داشت و با توجه به منطق درست، نرخ رشد متوسط صرفاً می‌تواند منفی باشد.

بنابراین، نرخ رشد منفی به‌عنوان یک فرض کاملاً محتمل و پذیرفتنی، ما را بر سر یک دوراهی قرار می‌دهد: «به‌ندرت می‌توان یک نرخ رشد مادام‌العمر منفی را پذیرفت، با این حال منطق می‌گوید که نرخ رشد مادام‌العمر تنها می‌تواند منفی باشد». ازآنجاکه توضیح یا حل چنین معضلی، دشوار است، لذا آن را پارادوکس رشد ZZ می‌نامیم. این موضوع ضروری به نظر می‌رسد، زیرا نرخ رشد مادام‌العمر یا بلندمدت، در

بسیاری از مدل‌های مالی و ارزش‌گذاری، یک متغیر لازم و اجتناب‌ناپذیر محسوب می‌شود. پارادوکس رشد ZZ با به چالش کشیدن بسیاری از مدل‌ها و تحلیل‌های مالی متعارف، آنها را در آستانهٔ فروپاشی قرار داده است. با این حال، چالش ناشی از پارادوکس رشد ZZ به اندازه‌ای که در نگاه اول به نظر می‌رسد، وحشتناک نیست. باید توجه داشت، پارادوکس رشد ZZ به ما یادآوری می‌کند که هنگام ارزش‌گذاری یک دارایی یا صرفاً برآورد نرخ رشد بازده‌های دارایی، لحاظ کردن طول عمر دارایی به‌عنوان یک فاکتور مهم، ضرورت دارد. سهام یا سایر دارایی‌ها، طول عمر محدودی دارند، زیرا قطعاً شرکت‌ها دیر یا زود ورشکست خواهند شد (ژانگ، ۲۰۱۳).

رویکردهای ارزش‌گذاری

همان‌طورکه پیشتر بیان شد، طبق استاندارد IFRS13، سه رویکرد بازار، درآمدی و بهای تمام‌شده برای تعیین ارزش منصفانهٔ دارایی‌ها قابل‌استفاده است. علاوه بر این، از یک منظر دیگر، دارایی‌ها را می‌توان با بهره‌گیری از دو رویکرد اصلی، ارزش‌گذاری کرد: رویکرد مطلق و رویکرد نسبی. در رویکرد مطلق، ارزش دارایی بر اساس عوامل بنیادی یعنی ریسک و بازده آن دارایی تعیین می‌شود. در رویکرد نسبی، دارایی موردنظر با استفاده از یک یا چند نسبت یا ضریب متعلق به دارایی‌های مشابه، ارزش‌گذاری می‌شود. به‌عنوان مثال، هنگام ارزش‌گذاری یک سهم، از نسبت قیمت به درآمد (P/E) یا نسبت قیمت به ارزش دفتری (P/B) سهم‌های هم‌گروه و مشابه سهم موردنظر استفاده می‌شود.

ارزش‌گذاری مطلق

رویکرد ارزش‌گذاری مطلق، معادل و هم‌ارز روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده است. بر اساس روش مذکور، ارزش یک دارایی برابر با مجموع ارزش‌های فعلی جریان‌های نقدی (موردانتظار یا برآوردشدهٔ) آن دارایی در آینده است. جریان‌های نقدی آتی نمایانگر بازده‌های دارایی بوده و بسته به نوع دارایی، متفاوت هستند: مثلاً سودهای نقدی در مورد سهام، کوپن‌های بهره و ارزش اسمی در مورد اوراق قرضه و جریان‌های نقدی پس از کسر مالیات در مورد یک پروژهٔ واقعی. در روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده، ارزش یک دارایی توسط دو عامل تعیین می‌شود: جریان‌های نقدی آتی دارایی و نرخ مورداستفاده برای تنزیل این جریان‌های نقدی. جریان‌های نقدی نمایندهٔ بازده دارایی هستند و نرخ تنزیل، ریسک دارایی را نشان می‌دهد؛ هرچه دارایی پرریسک‌تر باشد، نرخ تنزیل جریان‌های نقدی آن بالاتر خواهد بود. بنابراین، روش مذکور با اصل تعیین ارزش مطابقت دارد. به همین دلیل، روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده به‌لحاظ مباحث نظری، روش درست و مستدلی محسوب می‌شود و در پژوهش‌های دانشگاهی و کاربردی به‌طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد.

همان‌طورکه پیشتر بیان شد، مدل رشد گوردون یا مدل گوردون، نسخهٔ ساده و کاربردی این روش در حوزهٔ ارزش‌گذاری سهام است که در آن، یک نرخ رشد متوسط سالانه برای سودهای نقدی سهم در آینده، برآورد می‌گردد. در قسمت‌های قبل، با تمرکز بر موضوع نرخ رشد مادام‌العمر (g)، دانستیم

که یک پارادوکس رشد (تحت عنوان پارادوکس رشد ZZ) در مقابل به‌کارگیری مدل گوردون وجود دارد: «کسب اطمینان از این موضوع که نرخ رشد مادام‌العمر، مثبت است یا منفی، کار بسیار دشواری به نظر می‌رسد». پارادوکس مذکور نشان می‌دهد که کاربردهای گستردهٔ مدل گوردون، صرفاً جنبهٔ نمایشی دارند.

اگرچه پس از معرفی مدل گوردون، پیشرفت‌هایی در استفاده از آن رخ داد و نسخه‌های دومرحله‌ای، سه‌مرحله‌ای و حتی چندین‌مرحله‌ای مدل رشد به‌کار گرفته شد، اما واقعیت امر این است که پیشرفت‌های مذکور عملاً چیزی جز به تعویق انداختن کاربرد این مدل نیستند. صرف‌نظر از اینکه آینده به چند مرحله تقسیم شده است، مدل گوردون باید در آخرین مرحله مورد استفاده قرار گیرد تا یک ارزش نهایی به‌دست آید. با این حال، هنگام استفاده از این مدل در آخرین مرحله، نرخ رشد مادام‌العمر به‌عنوان یک متغیر ورودی ضروری و اجتناب‌ناپذیر، مطرح می‌گردد. یک بار دیگر پارادوکس رشد نمایان می‌شود: «گذشته از همهٔ اینها، نرخ رشد مادام‌العمر، مثبت است یا منفی؟». موقعیت حتی وخیم‌تر از مورد فوق این است که از مدل گوردون (شامل نسخه‌های دومرحله‌ای، سه‌مرحله‌ای یا چندین‌مرحله‌ای مدل رشد)، نه‌تنها برای ارزش‌گذاری سهام بلکه برای تعیین ارزش سایر دارایی‌ها مانند شرکت‌ها، استفادهٔ گسترده‌ای به‌عمل می‌آید. به‌عنوان مثال، در نسخه‌های دومرحله‌ای یا سه‌مرحله‌ای مدل جریان‌های نقدی آزاد شرکت[1] و مدل جریان‌های نقدی آزاد سهامداران نیز در نهایت از فرم اصلی مدل گوردون برای تعیین ارزش نهایی شرکت یا حقوق صاحبان سهام آن استفاده می‌شود. خلاصه اینکه، به‌ندرت می‌توان مواردی از کاربردهای روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده را نام برد که در آنها مدل گوردون به‌کار گرفته نمی‌شود (ژانگ، ۲۰۱۳).

ارزش‌گذاری نسبی

همان‌طورکه بیان شد، در رویکرد نسبی، ارزش دارایی موردنظر با استفاده از نسبت‌ها یا ضریب‌های متعلق به دارایی‌های مشابه و هم‌گروه آن تعیین می‌شود. نسبت‌های مورداستفاده در ارزش‌گذاری معمولاً از نوع نسبت‌هایی هستند که در آنها، قیمت دارایی بر یک متغیر متداول و شناخته‌شده تقسیم می‌شود. این متغیرهای متداول اغلب محرک‌ها و پیشران‌های بااهمیت ارزش دارایی موردنظر هستند. رایج‌ترین نسبت‌های مورداستفاده در ارزش‌گذاری سهام عبارتند از: نسبت قیمت به درآمد هر سهم (P/E)، نسبت قیمت به ارزش دفتری هر سهم (P/B) و نسبت قیمت به فروش به‌ازای هر سهم (P/S). متغیر متداول بر اساس دو عامل انتخاب می‌شود: ۱) اهمیت آن به‌عنوان یک محرک و پیشران ارزش، ۲) قابلیت اندازه‌گیری آن. پس از انتخاب متغیر متداول، مرحله بعد، انتخاب تعدادی از دارایی‌های مشابه و قیاس‌پذیر و محاسبهٔ نسبت‌های مرتبط با استفاده از داده‌های جاری یا تاریخی در مورد قیمت و متغیرهای متداول این دارایی‌ها است. پس از اینکه نسبت‌های دارایی‌های مشابه به‌دست آمد، می‌توان ارزش دارایی موردنظر را از طریق

1. Free Cash Flow to the Firm (FCFF)

ضرب متغیرهای متداول آن در (میانگین) نسبت‌های دارایی‌های مشابه، استخراج کرد. این مراحل، فرآیند رایج برای اجرای روش ارزش‌گذاری نسبی را نشان می‌دهد.

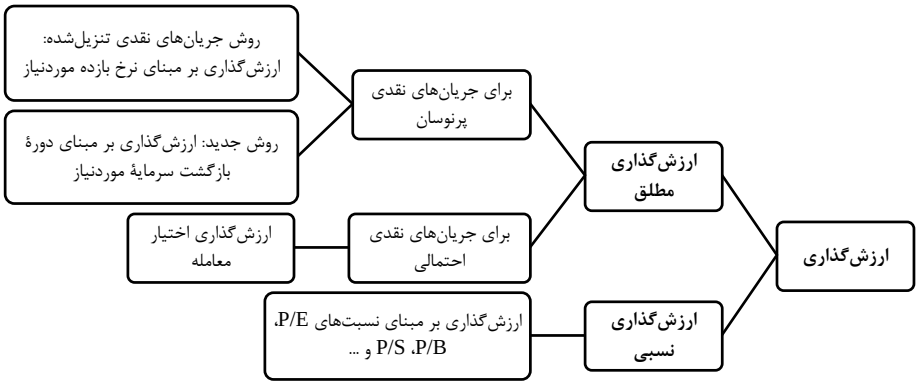
نرخ رشد نهفته در قیمت سهم (طبق مدل گوردون)، الزاماً صحیح نیست، زیرا قیمت سهم ضرورتاً به‌صورت منصفانه تعیین نشده است. بر اساس همین استدلال، می‌توان گفت که ارزش دارایی استخراج‌شده از طریق رویکرد نسبی لزوماً درست نمی‌باشد، زیرا هیچ تضمینی وجود ندارد که دارایی‌های مشابه در بازار به‌صورت منصفانه قیمت‌گذاری شده باشند، ازاین‌رو به احتمال زیاد نسبت‌های آنها نادرست است. به بیان دیگر، زمانی‌که از ارزش‌گذاری نسبی استفاده می‌کنیم، فرض ما بر این است که بازار به‌طور میانگین، قیمت دارایی‌های مشابه و قیاس‌پذیر را به‌درستی تعیین کرده است (درصورتی‌که در واقع این‌گونه نیست). اگرچه رویکرد ارزش‌گذاری نسبی قادر است دارایی‌هایی را که در بازار نسبتاً (و نه مطلقاً) زیر ارزش واقعی یا بالاتر از آن، قیمت‌گذاری شده‌اند، شناسایی کند، با این حال رویکرد مذکور نمی‌تواند تشخیص دهد که کلیت بازار کم‌ارزش‌گذاری‌شده[1] یا بیش‌ارزش‌گذاری‌شده[2] است. بنابراین، به‌لحاظ نظری، رویکرد نسبی روش کاملاً صحیحی برای ارزش‌گذاری محسوب نمی‌گردد و سوءاستفاده از این رویکرد و دستکاری آن، به‌راحتی امکان‌پذیر است.

یک حقیقت آشکار این است که نسبت‌های مربوط به یک دارایی با نسبت‌های متعلق به دارایی دیگر، متفاوت هستند، بنابراین نسبت‌های میانگینی که در ارزش‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرند، به دارایی‌های مشابه و قیاس‌پذیری که انتخاب شده‌اند، بستگی دارند. حتی نسبت‌های مربوط به یک دارایی مشابه نیز دائماً تغییر می‌کنند، زیرا قیمت آن دارایی مکرراً در حال نوسان است. جذابیت ارزش‌گذاری نسبی این است که رویکرد مذکور، ساده و کاربرپسند می‌باشد. ازاین‌رو، در عمل و به‌ویژه در شرایطی که تعداد زیادی دارایی مشابه و قیاس‌پذیر در بازار معامله شده و بازار به‌طور میانگین، این دارایی‌ها را کمابیش درست قیمت‌گذاری کرده است، از رویکرد نامبرده به‌شکل گسترده‌ای استفاده می‌شود. با این حال، ارزش دارایی استخراج‌شده از طریق رویکرد نسبی معمولاً به اندازهٔ ارزشی که با استفاده از رویکرد مطلق برآورد شده است، قابلیت اتکا ندارد (ژانگ، ۲۰۱۳).

معرفی یک روش ارزش‌گذاری مطلق نوین

رویکرد ارزش‌گذاری مطلق در حال حاضر مترادف با روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده در نظر گرفته می‌شود. در حقیقت، این یک سوءتفاهم شایع و رایج است. همان‌طورکه پیشتر بیان شد، در رویکرد مطلق، ارزش یک دارایی بر مبنای ریسک و بازده آن تعیین می‌گردد. ممکن است یک یا چند گزینهٔ دیگر برای لحاظ نمودن ریسک و بازده یک دارایی وجود داشته باشد. اگرچه روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده هم ریسک و هم بازده یک دارایی را در نظر می‌گیرد، با این حال روش مذکور تنها یکی از گزینه‌های موجود برای ارزش‌گذاری مطلق محسوب می‌شود (شکل ۱).

1. Undervalued
2. Overvalued



شکل ۱. رویکردهای ارزش‌گذاری

همان‌طورکه در شکل ۱ نشان داده شده است، برای ارزش‌گذاری دارایی‌های با جریان‌های نقدی پرنوسان، دست‌کم دو روش جهت ملاحظهٔ ریسک و بازده مربوطه وجود دارد. یک روش، ارزش‌گذاری با استفاده از نرخ بازده موردنیاز (نرخ تنزیل) است که در قالب روش متداول جریان‌های نقدی تنزیل‌شده نمایان می‌گردد. روش دیگر، ارزش‌گذاری از طریق معیار دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز[1] است که شیوهٔ نوینی در ارزش‌گذاری مطلق محسوب می‌شود. در این روش نیز ارزش دارایی بر مبنای ریسک و بازده آن، تعیین می‌گردد. کشف یک روش جدید، نشان‌دهندهٔ پیشرفت قابل‌توجه در یک حوزه است. دانش مالی در عصر حاضر، به‌شدت نیازمند معرفی روش‌های نوینی برای ارزش‌گذاری مطلق دارایی‌ها است، زیرا روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده با چالش‌های جدی روبرو شده است. به‌کارگیری روش مذکور مستلزم استفاده از مدل گوردون است، با این حال همان‌طورکه پیشتر نشان داده شد، مدل گوردون نمی‌تواند از دوراهی و وضعیت دشواری که توسط پارادوکس رشد ZZ ایجاد شده است، رهایی یابد. اما، چالش‌ها تنها به این مورد ختم نمی‌شود. علاوه بر دردسر ناشی از پارادوکس اجتناب‌ناپذیر ZZ، نتایج مدل گوردون شدیداً به برخی مقادیر ورودی حساس است (ژانگ، ۲۰۱۳).

مدل رشد ZZ

به نظر می‌رسد که رویکرد ارزش‌گذاری نسبی قادر به ارائهٔ یک مدل سالم و درست به‌لحاظ مفهومی، نمی‌باشد، زیرا این مدل ریسک و بازده دارایی را به‌صورت ترکیبی و توأمان با یکدیگر لحاظ نمی‌کند. ازاین‌رو،

1. Required Payback Period

باید با استناد به رویکرد ارزش‌گذاری مطلق، به‌دنبال روش مناسبی باشیم. روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده به‌عنوان تنها روش ارزش‌گذاری مطلق که تاکنون معرفی شده، در واقع بر پایهٔ معیار سرمایه‌گذاری نرخ بازده موردنیاز بنیان نهاده شده است. علاوه بر این معیار، معیار سرمایه‌گذاری دیگری به نام دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز وجود دارد. یک ایدهٔ نوآورانه این است که با استفاده از معیار نامبرده، روش ارزش‌گذاری کاربردی و جدیدی طراحی و معرفی گردد.

فرض کنید درآمد هر سهم در سال جاری (سال صفر) با E و نرخ رشد متوسط سالانهٔ درآمد هر سهم در آیندهٔ قابل‌پیش‌بینی با g نشان داده شده است. در این صورت، درآمد سالانهٔ هر سهم در n سال متوالی برابر خواهد بود با:

$E(1+g)^1$: درآمد هر سهم در سال ۱

$E(1+g)^2$: درآمد هر سهم در سال ۲

$E(1+g)^3$: درآمد هر سهم در سال ۳

$E(1+g)^n$: درآمد هر سهم در سال n

توجه داشته باشید که درآمد هر سهم در یک سال خاص نمایانگر بازده کلی سهم در آن سال بوده و ارزش یا قیمت سهم نشان‌دهندهٔ مبلغ سرمایه‌گذاری اولیه است. درصورتی‌که دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز برابر با n در نظر گرفته شود، خواهیم داشت:

معادلهٔ (۳) $$P=E(1+g)^1+E(1+g)^2+E(1+g)^3+\ldots+E(1+g)^n$$

ازاین‌رو:

معادلهٔ (۴) $$P(1+g)=E(1+g)^2+E(1+g)^3+E(1+g)^4+\ldots+E(1+g)^{n+1}$$

با تفریق معادلهٔ (۳) از معادلهٔ (۴)، به معادلهٔ زیر می‌رسیم:

معادلهٔ (۵) $$gP=[(1+g)^n-1](1+g)E$$

در نهایت:

معادلهٔ (۶) $$P=[(1+g)^n-1](1+g)E/g$$

واضح است که معادلهٔ (۶)، یک مدل ارزش‌گذاری مطلق جدید را معرفی می‌کند. ازآنجاکه این مدل همانند مدل گوردون، حاوی متغیر نرخ رشد (g) است، لذا معادلهٔ (۶) تحت عنوان «مدل رشد ZZ» نامیده می‌شود. توجه داشته باشید که متغیر g در مدل رشد ZZ، نرخ رشد متوسط در طول یک افق زمانی متناهی است و از این منظر با نرخ رشد تعریف‌شده در مدل گوردون، متفاوت می‌باشد. بنابراین، مدل رشد ZZ به‌راحتی از دردسر ناشی از پارادوکس رشد رهایی می‌یابد، زیرا نرخ رشد متوسط قطعاً و مطمئناً می‌تواند در طول هر دورهٔ زمانی متناهی و قابل‌پیش‌بینی، مثبت باشد. در مدل رشد ZZ، آیندهٔ قابل‌پیش‌بینی که هیچ قطعیتی در مورد طول آن وجود ندارد، طولانی‌تر از دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز در نظر گرفته

می‌شود، به‌طوری‌که نرخ رشد متوسط سالانهٔ درآمد هر سهم (g) می‌تواند در افق زمانی بلندمدت‌تر از دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز نیز تحقق یابد و سرمایه‌گذاران قادرند کل مبلغ سرمایه‌گذاری خود را در مدت n سال بازیابی و دریافت کنند (ژانگ، ۲۰۱۳).

روش شناسی پژوهش

برای آزمون قدرت مدل رشد ZZ در تعیین ارزش منصفانهٔ سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سهام ایران، به ترتیب زیر عمل شده است:

۱) نمونهٔ بسیار بزرگی شامل ۵۶۵ شرکت از ۴۴ صنعت فهرست‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران انتخاب شده است. این نمونه متشکل از شرکت‌های پذیرفته‌شده و درج‌شده در بازارهای اول و دوم بورس و فرابورس، تابلوهای سه‌گانهٔ بازار پایه و بازار شرکت‌های کوچک و متوسط است که در زمان انجام پژوهش، صورت‌های مالی سالانهٔ حسابرسی‌شدهٔ آنها برای سال‌های مالی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱ در سامانهٔ کدال منتشر شده و مجمع عمومی عادی سالیانهٔ صاحبان سهام آنها برای سال‌های مالی مذکور برگزار شده است. همچنین، شرکت‌هایی که در این سال‌ها حقوق صاحبان سهام منفی داشته‌اند، در نمونه لحاظ نشده‌اند.

۲) برای برآورد نرخ رشد متوسط در طول یک افق زمانی محدود و متناهی (g)، میانگین نرخ رشد شرکت‌های موجود در نمونه بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۱[1] که با استفاده از معادلهٔ زیر محاسبه شده، در نظر گرفته شده است (کراکمن[2]، ۲۰۱۲):

معادلهٔ (۷)

$$g_t = \frac{NI_t - Div_t - Am_t\&Dp_t}{TA_t}$$

که:

NI_t: سود خالص در سال مالی t

Div_t: سود تقسیم‌شده در سال مالی t

$Am_t\&Dp_t$: هزینهٔ استهلاک دارایی‌های ثابت مشهود و نامشهود در سال مالی t

TA_t: مجموع دارایی‌ها در سال مالی t

روش مرسوم برای محاسبهٔ نرخ رشد (g) که متغیری کلیدی هم در مدل گوردون و هم در مدل رشد ZZ است، استفاده از فرمول نرخ رشد پایدار[3] است که حداکثر نرخی را که شرکت با آن می‌تواند بدون به‌کارگیری اهرم مالی اضافی رشد کند، نشان می‌دهد:

---

۱. این بازهٔ زمانی با توجه به سال درج یا عرضهٔ اولیهٔ سهام شرکت‌های منتخب در بازار اوراق بهادار و تعداد سال‌هایی که شرکت‌ها اقدام به انتشار تصمیمات مجمع عمومی عادی سالیانهٔ صاحبان سهام خود مبنی بر تقسیم سود کرده‌اند، متغیر خواهد بود.

2. Kraakman

3. Sustainable Growth Rate

معادلهٔ (۸) $g=RoE\times(1-b)$

که:

RoE: نرخ بازده حقوق صاحبان سهام

b: درصد تقسیم سود

در این فرمول، بازده حقوق صاحبان سهام لحاظ شده و این نسبت بر مبنای سود تقسیمی تعدیل می‌گردد، زیرا تنها سود انباشته (سود خالص منهای سود تقسیمی) است که می‌تواند برای رشد کسب‌وکار مورد استفاده قرار گیرد. با این حال، هدف تعیین حداکثر نرخ رشد نیست و باید به‌دنبال یک نرخ واقع‌بینانه بود که بتوان انتظار داشت شرکت با آن نرخ در طول سال‌های آتی رشد کند. به همین دلیل، نرخ رشد پایدار، کامل نیست، زیرا بازده حقوق صاحبان سهام، بدهی را در نظر نمی‌گیرد و از این لحاظ نسبت ناقصی محسوب می‌گردد. علاوه بر این، بخشی از سود انباشته باید برای نگهداری و تعویض و جایگزینی ماشین‌آلات و تجهیزات و سایر دارایی‌های مولد در آینده مورد استفاده قرار گیرد، ازاین‌رو سود انباشته مستقیماً منجر به رشد شرکت نخواهد شد. برای رفع این مشکل، قبل از محاسبهٔ بازده، بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام اضافه می‌شود. به این ترتیب، به‌جای بازده حقوق صاحبان سهام از بازده دارایی‌ها استفاده می‌شود و بدهی‌های شرکت نیز در محاسبهٔ نرخ رشد آن مد نظر قرار می‌گیرد. همچنین، از هزینهٔ استهلاک به‌عنوان نمایندهٔ مخارج نگهداری و تعویض و جایگزینی استفاده می‌شود و این هزینه از سود انباشته کسر می‌گردد تا در رابطه با پولی که می‌تواند برای رشد شرکت مورد بهره‌برداری قرار گیرد، دید بهتری به‌دست آید (کراکمن، ۲۰۱۲)[1].

۳) دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز (n) در هریک از سال‌های مالی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱ برابر با معکوس نرخ بازده موردنیاز (k) در این سال‌ها در نظر گرفته شده است ($n=1/k$). نرخ بازده موردنیاز (k)، با استفاده از معادلهٔ زیر برآورد شده است (سانا[2]، ۲۰۲۰):

معادلهٔ (۹) $$k=\frac{RoE}{\frac{P}{B}}\times b+\frac{RoE}{\sqrt{\frac{P}{B}}}\times(1-b)$$

که:

RoE: نرخ بازده حقوق صاحبان سهام در سال مالی موردنظر

P/B: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در سال مالی موردنظر

b: درصد تقسیم سود در سال مالی موردنظر

---

۱. در محاسبهٔ نرخ رشد متوسط (g) باید توجه داشت که در ایران، الگو و سیاست مشخصی برای تقسیم سود وجود ندارد و این موضوع می‌تواند به‌عنوان یک محدودیت در استفاده از مدل رشد ZZ یا مدل گوردون در نظر گرفته شود.

2. Sanna

فرمول مذکور، روشی سریع و موجز برای برآورد نرخ بازده موردنیاز است که از ترکیب دو نسبت ساده به‌دست می‌آید. نسبت اول، نرخ بازده سود[1] است که معیار شناخته‌شده و رایجی برای محاسبهٔ بازده محسوب می‌شود و نسبت دوم، معیار جدیدی تحت عنوان فرم مربعی یا درجهٔ دوم بازده حقوق صاحبان سهام[2] است که به‌سادگی نسبت اول، قابل‌محاسبه می‌باشد.

قسمت اول فرمول، معکوس نسبت قیمت به درآمد (P/E) یا نرخ بازده حقوق صاحبان سهام است که به‌عنوان معیار مستقیم اندازه‌گیری بازده تعلق‌گرفته به سهامداران تلقی می‌گردد و با استفاده از معادلهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$k=\frac{NI}{P}$$ معادلهٔ (۱۰)

که:

NI: سود خالص

P: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

زمانی‌که نسبت تقسیم سود کمتر از ۱۰۰ درصد است، برآوردهای حاصل از معادلهٔ (۱۰) دارای تورش و روبه‌پایین خواهد بود.

قسمت دوم فرمول، نشان‌دهندهٔ فرم مربعی بازده حقوق صاحبان سهام است که فرمولی جدید، سریع و ساده برای ارزش‌گذاری سهام بوده و مبتنی بر یک معیار واحد است: نرخ بازده حقوق صاحبان سهام (RoE). این فرمول در معادلهٔ (۱۱) نمایش داده شده است:

$$\frac{P}{B}=\frac{RoE^2}{k^2}$$ معادلهٔ (۱۱)

با استفاده از معادلهٔ (۱۱)، می‌توان k را به‌صورت مستقیم محاسبه کرد:

$$k=\frac{RoE}{\sqrt{\frac{P}{B}}}$$ معادلهٔ (۱۲)

فرمول فرم مربعی بازده حقوق صاحبان سهام برای ارزش‌گذاری صحیح سهامی که سود نقدی پرداخت نمی‌کنند، معرفی شده و توسعه یافته است. این فرمول در مورد سهامی که سود نقدی پرداخت می‌کنند، به برآوردهای سوگیرانه و روبه‌بالا منتهی می‌شود.

با ترکیب معادله‌های (۱۰) و (۱۲)، فرمولی به‌دست می‌آید که برای ارزش‌گذاری سهام، چه آنها که سود نقدی پرداخت می‌کنند چه آنها که پرداخت سود نقدی ندارند، مناسب است. در این فرمول

1. Earnings Yield Rate
2. Quadratic RoE Ratio

ترکیبی، به درصد تقسیم سود واقعی سهام، وزن برابری تخصیص داده می‌شود. به فرمول مذکور، مدل تنزیل بازده حقوق صاحبان سهام[1] گفته می‌شود که در معادلهٔ (۹) نشان داده شده است. نیمهٔ اول این معادله نمایان‌گر بازده جریان سودهای نقدی و نیمهٔ دوم آن نشان‌دهندهٔ بازده حاصل از مؤلفهٔ رشد است (سانا، ۲۰۲۰).

۴) با توجه به درآمد هر سهم (E) شرکت‌های موجود در نمونه در هریک از سال‌های مالی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱ و با در نظر داشتن نرخ رشد متوسط (g) و دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز (n) محاسبه‌شده برای آنها، ارزش سهام شرکت‌ها در سال‌های مذکور با استفاده از مدل رشد ZZ برآورد و تعیین شده است.

(۵) با توجه به درآمد هر سهم (E) شرکت‌های موجود در نمونه در هریک از سال‌های مالی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱ و با در نظر داشتن درصد تقسیم سود (b)، نرخ بازده موردنیاز (k) و نرخ رشد متوسط (g) محاسبه‌شده برای آنها، ارزش سهام شرکت‌ها در سال‌های مذکور با استفاده از مدل گوردون برآورد و تعیین شده است.

۶) میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ (بر اساس افزایش سرمایه) سهام شرکت‌های منتخب در طول هریک از سال‌های مالی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱، محاسبه شده است.

۷) ارزش برآوردی سهم با استفاده از مدل رشد ZZ و میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ آن در هریک از سال‌ها، با یکدیگر مقایسه و اختلاف بین این دو عدد به‌دست آمده است.

۸) ارزش برآوردی سهم با استفاده از مدل گوردون و میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ آن در هریک از سال‌ها، با یکدیگر مقایسه و اختلاف بین این دو عدد به‌دست آمده است.

۹) در نهایت، میانگین سه‌سالهٔ میزان انحراف ارزش‌های برآوردی سهام شرکت‌های منتخب با استفاده از این دو مدل از میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ سهام، از طریق روش آماری مقایسهٔ میانگین‌های دو گروه مستقل، با یکدیگر قیاس شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه

در جدول ۱، آماره‌های توصیفی نرخ رشد متوسط (g) و قدرمطلق میانگین سه‌سالهٔ میزان انحراف ارزش‌های برآوردی از میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ سهام شرکت‌های موجود در نمونه به تفکیک صنایع فهرست‌شده، ارائه شده است.

1. RoE Discount Model

جدول ۱. آمار توصیفی یافته‌های پژوهش

صنعت	آماره‌های توصیفی	g (درصد)	Dev1 (درصد)	Dev2 (درصد)	صنعت	آماره‌های توصیفی	g (درصد)	Dev1 (درصد)	Dev2 (درصد)
کاشی و سرامیک (۶ شرکت)	میانگین	۳	۲۲	۴۷	انبوه‌سازی، املاک و مستغلات (۲۲ شرکت)	میانگین	۳	۲۴	۹۹
	انحراف استاندارد	۳	۹	۲۸		انحراف استاندارد	۳	۹	۶۱
	میانه	۴	۱۷	۳۵		میانه	۳	۲۵	۸۶
	حداکثر	۷	۳۸	۹۴		حداکثر	۱۱	۳۹	۲۸۹
	حداقل	-۱	۱۳	۱۳		حداقل	-۱	۵	۳۶
زراعت و خدمات وابسته (۱۷ شرکت)	میانگین	۳	۱۹	۱۹۲	ماشین‌آلات و تجهیزات (۱۱ شرکت)	میانگین	۷	۲۴	۷۳
	انحراف استاندارد	۴	۱۰	۵۱۱		انحراف استاندارد	۷	۱۴	۱۷
	میانه	۱	۱۷	۴۱		میانه	۶	۲۲	۶۹
	حداکثر	۱۱	۴۰	۲،۲۲۱		حداکثر	۲۱	۶۴	۱۰۰
	حداقل	-۲	۴	۴		حداقل	-۲	۱۲	۳۶
محصولات غذایی و آشامیدنی به‌جز قند و شکر (۳۴ شرکت)	میانگین	۵	۲۵	۹۶	عرضهٔ برق، گاز، بخار و آب گرم (۱۰ شرکت)	میانگین	۱	۲۵	۵۶
	انحراف استاندارد	۵	۱۶	۶۴		انحراف استاندارد	۳	۱۹	۳۳
	میانه	۴	۲۳	۸۴		میانه	۰	۲۴	۶۲
	حداکثر	۱۴	۶۵	۳۳۵		حداکثر	۸	۵۲	۱۰۵
	حداقل	-۹	۵	۲۶		حداقل	-۴	۲	۵
مواد و محصولات دارویی (۴۱ شرکت)	میانگین	۳	۱۴	۴۰	حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات (۱۵ شرکت)	میانگین	۳	۱۹	۶۴
	انحراف استاندارد	۳	۱۲	۴۲		انحراف استاندارد	۳	۱۲	۳۶
	میانه	۳	۱۱	۲۹		میانه	۲	۱۷	۷۱
	حداکثر	۱۲	۴۹	۲۰۰		حداکثر	۱۰	۴۳	۱۳۶
	حداقل	-۲	۰	۳		حداقل	-۲	۴	۹
فلزات اساسی (۴۱ شرکت)	میانگین	۸	۱۴	۵۷	ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی (۹ شرکت)	میانگین	۵	۱۸	۶۶
	انحراف استاندارد	۶	۱۰	۴۱		انحراف استاندارد	۳	۱۱	۲۸
	میانه	۹	۱۳	۵۰		میانه	۶	۱۱	۶۷
	حداکثر	۳۶	۴۰	۲۰۰		حداکثر	۹	۳۵	۱۰۰
	حداقل	۱	۲	۶		حداقل	۱	۵	۶
محصولات شیمیایی (۴۷ شرکت)	میانگین	۴	۱۵	۱۰۳	لاستیک و پلاستیک (۱۱ شرکت)	میانگین	۲	۲۳	۵۹
	انحراف استاندارد	۴	۱۰	۳۰۹		انحراف استاندارد	۶	۱۰	۲۲
	میانه	۴	۱۲	۳۶		میانه	۲	۲۱	۶۴
	حداکثر	۱۵	۳۸	۱،۹۱۰		حداکثر	۱۱	۳۹	۹۳
	حداقل	-۳	۲	۲		حداقل	-۱۵	۸	۱۷
سیمان، آهک و گچ (۴۰ شرکت)	میانگین	۱	۱۶	۳۸	ساخت محصولات فلزی	میانگین	۸	۱۹	۹۱
	انحراف استاندارد	۳	۱۴	۴۷		انحراف استاندارد	۴	۷	۳۲

صنعت	آماره‌های توصیفی	g (درصد)	Dev1 (درصد)	Dev2 (درصد)	صنعت	آماره‌های توصیفی	g (درصد)	Dev1 (درصد)	Dev2 (درصد)
	میانه	۱	۱۲	۲۴	(۶ شرکت)	میانه	۸	۱۸	۸۸
	حداکثر	۷	۷۳	۲۸۷		حداکثر	۱۴	۲۸	۱۴۶
	حداقل	-۳	۲	۳		حداقل	-۱	۱۰	۳۶
فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای (۱۲ شرکت)	میانگین	۷	۱۲	۳۷	محصولات کاغذی (۴ شرکت)	میانگین	۳	۲۰	۸۳
	انحراف استاندارد	۵	۱۰	۳۸		انحراف استاندارد	۴	۱۱	۴۷
	میانه	۷	۹	۱۹		میانه	۴	۱۷	۸۵
	حداکثر	۱۸	۳۶	۱۴۸		حداکثر	۸	۳۷	۱۴۵
	حداقل	۱	۲	۱۲		حداقل	-۳	۹	۱۸
قند و شکر (۱۱ شرکت)	میانگین	۵	۲۳	۱۰۶	هتل و رستوران (۸ شرکت)	میانگین	۴	۲۲	۸۲
	انحراف استاندارد	۵	۱۲	۱۴۸		انحراف استاندارد	۳	۸	۳۸
	میانه	۳	۲۲	۵۰		میانه	۳	۲۱	۷۵
	حداکثر	۱۵	۳۷	۵۵۳		حداکثر	۱۱	۳۳	۱۶۱
	حداقل	-۱	۳	۱۰		حداقل	-۲	۱۲	۱۶
بانک‌ها و مؤسسات اعتباری (۱۲ شرکت)	میانگین	۱	۲۶	۹۰	منسوجات (۴ شرکت)	میانگین	۳	۳۱	۷۲۰
	انحراف استاندارد	۱	۱۳	۸		انحراف استاندارد	۳	۵	۱.۰۹۸
	میانه	۰	۲۳	۹۳		میانه	۳	۳۱	۹۶
	حداکثر	۳	۵۵	۱۰۰		حداکثر	۷	۳۷	۲.۶۲۲
	حداقل	۰	۸	۶۸		حداقل	۰	۲۳	۶۸
بیمه و صندوق بازنشستگی به‌جز تأمین اجتماعی (۱۷ شرکت)	میانگین	۳	۱۷	۷۵	فعالیت‌های کمکی به نهادهای مالی واسط (۱۱ شرکت)	میانگین	۸	۱۴	۷۷
	انحراف استاندارد	۳	۹	۴۶		انحراف استاندارد	۶	۷	۶۳
	میانه	۲	۱۵	۶۲		میانه	۶	۱۶	۶۸
	حداکثر	۱۲	۳۸	۱۸۰		حداکثر	۲۱	۲۶	۲۳۵
	حداقل	۰	۵	۱۲		حداقل	۱	۱	۲
رایانه و فعالیت‌های وابسته به آن (۱۴ شرکت)	میانگین	۴	۲۱	۷۱	سایر واسطه‌گری‌های مالی (۱۲ شرکت)	میانگین	۴	۱۵	۱۰۳
	انحراف استاندارد	۲	۷	۲۳		انحراف استاندارد	۴	۵	۱۲۰
	میانه	۴	۲۰	۷۳		میانه	۴	۱۵	۷۲
	حداکثر	۷	۳۴	۱۰۷		حداکثر	۱۰	۲۲	۴۹۳
	حداقل	-۱	۱۱	۲۲		حداقل	-۷	۶	۲۲
اطلاعات و ارتباطات (۴ شرکت)	میانگین	۸	۲۱	۱۰۱	شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی (۶ شرکت)	میانگین	۶	۱۰	۲۰
	انحراف استاندارد	۴	۸	۱۵		انحراف استاندارد	۲	۵	۱۰
	میانه	۷	۲۰	۱۰۲		میانه	۵	۱۱	۲۰
	حداکثر	۱۴	۳۱	۱۱۷		حداکثر	۱۰	۱۷	۳۴
	حداقل	۴	۱۱	۸۳		حداقل	۴	۱	۳
	میانگین	۴	۲۴	۹۹	سرمایه‌گذاری‌ها	میانگین	۸	۱۸	۹۴

صنعت	آماره‌های توصیفی	g (درصد)	Dev1 (درصد)	Dev2 (درصد)	صنعت	آماره‌های توصیفی	g (درصد)	Dev1 (درصد)	Dev2 (درصد)
خودرو و ساخت قطعات (۲۷ شرکت)	انحراف استاندارد	۵	۱۰	۴۸	(۵۴ شرکت)	انحراف استاندارد	۵	۱۱	۱۴۵
	میانه	۳	۲۵	۸۸		میانه	۷	۱۸	۶۸
	حداکثر	۱۲	۳۹	۲۹۲		حداکثر	۲۲	۴۵	۸۲۴
	حداقل	-۱۵	۵	۵۵		حداقل	۰	۲	۱
سایر محصولات کانی غیرفلزی (۱۸ شرکت)	میانگین	۵	۱۸	۹۶	خدمات فنی و مهندسی (۴ شرکت)	میانگین	۳	۲۲	۷۶
	انحراف استاندارد	۴	۱۰	۱۵۵		انحراف استاندارد	۳	۱۱	۲۹
	میانه	۴	۱۹	۵۷		میانه	۲	۲۴	۸۴
	حداکثر	۱۳	۳۹	۷۱۸		حداکثر	۸	۳۵	۱۰۷
	حداقل	-۳	۳	۶		حداقل	۰	۵	۲۹
استخراج کانه‌های فلزی (۱۵ شرکت)	میانگین	۹	۱۵	۹۳	سایر صنایع (۱۳ صنعت و ۲۲ شرکت)	میانگین	۲	۳۲	۹۳۸
	انحراف استاندارد	۹	۱۰	۱۲۶		انحراف استاندارد	۴	۹	۳۵۷
	میانه	۵	۱۵	۴۶		میانه	۲	۳۲	۹۳۸
	حداکثر	۳۶	۳۷	۵۰۷		حداکثر	۳	۳۸	۱،۷۷۸
	حداقل	۱	۲	۱۲		حداقل	۲	۲۵	۹۷
مجموع صنایع (۴۴ صنعت و ۵۶۵ شرکت)	میانگین	۵	۱۹	۸۸					
	انحراف استاندارد	۵	۱۲	۱۹۶					
	میانه	۴	۱۷	۶۱					
	حداکثر	۳۶	۷۳	۲،۶۲۲					
	حداقل	-۱۵	۰	۱					

Dev1: قدرمطلق میانگین سه‌سالهٔ میزان انحراف ارزش‌های برآوردی سهام با استفاده از مدل رشد ZZ از میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ آنها

Dev2: قدرمطلق میانگین سه‌سالهٔ میزان انحراف ارزش‌های برآوردی سهام با استفاده از مدل گوردون از میانگین قیمت بازار تعدیل‌شدهٔ آنها

در این پژوهش، برای سنجش قدرت مدل رشد ZZ و مدل گوردون در ارزش‌گذاری سهام، از آزمون مقایسهٔ میانگین‌های دو گروه مستقل استفاده شده است. قبل از اجرای این آزمون، ضروری است که نرمال بودن توزیع داده‌ها در هر دو گروه[1] با بهره‌گیری از آماره‌های کولموگروف-اسمیرنوف یا شاپیرو-ویلک بررسی شود. درصورتی‌که در دو آزمون مذکور، سطح معنی‌داری (Sig) در هریک از دو گروه، بزرگتر از سطح خطا ($\alpha=0.05$) باشد، توزیع داده‌ها نرمال محسوب می‌شود و می‌توان از آمارهٔ t برای مقایسهٔ میانگین‌ها استفاده کرد. درغیراین‌صورت، به آمارهٔ ناپارامتریک مان-ویتنی برای آزمون فرض رجوع می‌شود.

در جدول ۲، نتایج آزمون نرمال بودن توزیع داده‌ها ارائه شده است.

۱. گروه اول شامل قدرمطلق میانگین سه‌سالهٔ میزان انحراف ارزش‌های برآوردی سهام با استفاده از مدل رشد ZZ از میانگین قیمت های بازار تعدیل‌شدهٔ آنها (Dev1) و گروه دوم شامل قدرمطلق میانگین سه‌سالهٔ میزان انحراف ارزش‌های برآوردی سهام با استفاده از مدل گوردون از میانگین قیمت‌های بازار تعدیل‌شدهٔ آنها (Dev2) است.

جدول ۲. نتایج آزمون فرض نرمال بودن

صنعت	گروه	کولموگروف-اسمیرنوف	شاپیرو-ویلک	تأیید/عدم تأیید فرض صفر	نرمال بودن توزیع داده‌ها
		سطح معنی‌داری (Sig)	سطح معنی‌داری (Sig)		
کاشی و سرامیک	۱	۰,۰۵۹	۰,۱۵۴	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۴۵۱	تأیید	
زراعت و خدمات وابسته	۱	۰,۲۰۰	۰,۲۱۴	تأیید	تأیید
	۲	۰,۰۶۵	۰,۱۱۲	تأیید	
محصولات غذایی و آشامیدنی به‌جز قند و شکر	۱	۰,۰۶۰	۰,۰۸۷	تأیید	تأیید
	۲	۰,۰۷۴	۰,۱۱۱	تأیید	
مواد و محصولات دارویی	۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰	عدم تأیید	عدم تأیید
	۲	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰	عدم تأیید	
فلزات اساسی	۱	۰,۰۰۳	۰,۰۰۲	عدم تأیید	عدم تأیید
	۲	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰	عدم تأیید	
محصولات شیمیایی	۱	۰,۰۰۸	۰,۰۰۱	عدم تأیید	عدم تأیید
	۲	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	عدم تأیید	
سیمان، آهک و گچ	۱	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	عدم تأیید	عدم تأیید
	۲	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	عدم تأیید	
فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای	۱	۰,۱۰۹	۰,۰۵۳	تأیید	تأیید
	۲	۰,۰۹۸	۰,۰۷۵	تأیید	
قند و شکر	۱	۰,۱۹۱	۰,۱۶۹	تأیید	تأیید
	۲	۰,۱۲۷	۰,۰۹۵	تأیید	
بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	۱	۰,۲۰۰	۰,۲۵۹	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۰۸۲	تأیید	
بیمه و صندوق بازنشستگی به‌جز تأمین اجتماعی	۱	۰,۰۶۱	۰,۰۶۴	تأیید	تأیید
	۲	۰,۰۵۱	۰,۰۶۹	تأیید	
رایانه و فعالیت‌های وابسته به آن	۱	۰,۲۰۰	۰,۲۵۳	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۷۸۳	تأیید	
اطلاعات و ارتباطات	۱	-	۰,۶۹۱	تأیید	تأیید
	۲	-	۰,۲۶۲	تأیید	
خودرو و ساخت قطعات	۱	۰,۲۰۰	۰,۴۷۲	تأیید	تأیید
	۲	۰,۱۰۸	۰,۱۵۲	تأیید	
سایر محصولات کانی غیرفلزی	۱	۰,۲۰۰	۰,۵۵۷	تأیید	تأیید
	۲	۰,۰۹۵	۰,۲۳۰	تأیید	
استخراج کانه‌های فلزی	۱	۰,۲۰۰	۰,۳۰۹	تأیید	تأیید
	۲	۰,۰۸۶	۰,۲۱۵	تأیید	
انبوه‌سازی، املاک و مستغلات	۱	۰,۲۰۰	۰,۸۸۴	تأیید	تأیید
	۲	۰,۱۵۲	۰,۳۳۴	تأیید	
ماشین‌آلات و تجهیزات	۱	۰,۰۵۲	۰,۲۳۵	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۵۳۱	تأیید	
عرضهٔ برق، گاز، بخار و آب گرم	۱	۰,۲۰۰	۰,۱۴۰	تأیید	تأیید

صنعت	گروه	کولموگروف-اسمیرنوف	شاپیرو-ویلک	تأیید/عدم تأیید فرض صفر	نرمال بودن توزیع داده‌ها
		سطح معنی‌داری (Sig)	سطح معنی‌داری (Sig)		
	۲	۰,۲۰۰	۰,۳۸۶	تأیید	
حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	۱	۰,۲۰۰	۰,۳۱۹	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۴۵۰	تأیید	
ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی	۱	۰,۱۴۵	۰,۰۶۳	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۳۸۳	تأیید	
لاستیک و پلاستیک	۱	۰,۲۰۰	۰,۲۶۵	تأیید	تأیید
	۲	۰,۱۹۹	۰,۵۴۲	تأیید	
ساخت محصولات فلزی	۱	۰,۲۰۰	۰,۲۳۲	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۵۴۷	تأیید	
محصولات کاغذی	۱	-	۰,۴۶۲	تأیید	تأیید
	۲	-	۰,۹۹۴	تأیید	
هتل و رستوران	۱	۰,۲۰۰	۰,۴۶۲	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۲۸۵	تأیید	
منسوجات	۱	-	۰,۰۲۵	عدم تأیید	عدم تأیید
	۲	-	۰,۰۰۲	عدم تأیید	
فعالیت‌های کمکی به نهادهای مالی واسط	۱	۰,۲۰۰	۰,۹۱۳	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۱۳۹	تأیید	
سایر واسطه‌گری‌های مالی	۱	۰,۲۰۰	۰,۸۷۱	تأیید	تأیید
	۲	۰,۱۲۰	۰,۴۱۰	تأیید	
شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی	۱	۰,۲۰۰	۰,۷۱۱	تأیید	تأیید
	۲	۰,۲۰۰	۰,۹۱۳	تأیید	
سرمایه‌گذاری‌ها	۱	۰,۲۰۰	۰,۰۷۹	تأیید	تأیید
	۲	۰,۱۵۹	۰,۰۵۵	تأیید	
خدمات فنی و مهندسی	۱	-	۰,۴۹۴	تأیید	تأیید
	۲	-	۰,۴۹۵	تأیید	
سایر صنایع	۱	۰,۲۰۰	۰,۴۹۱	تأیید	تأیید
	۲	۰,۱۰۳	۰,۱۹۸	تأیید	
مجموع صنایع	۱	۰,۱۱۵	۰,۳۳۷	تأیید	تأیید
	۲	۰,۰۵۴	۰,۰۹۹	تأیید	

همان‌طورکه در جدول ۲ مشاهده می‌شود، در صنایع «مواد و محصولات دارویی»، «فلزات اساسی»، «محصولات شیمیایی»، «سیمان، آهک و گچ» و «منسوجات»، داده‌ها به‌صورت نرمال توزیع نشده‌اند، بنابراین در مورد صنایع ذکرشده از آمارهٔ ناپارامتریک مان-ویتنی برای آزمون فرض استفاده می‌شود. در بقیهٔ صنایع که داده‌های آنها از توزیع نرمال پیروی می‌کند، آمارهٔ t مبنای آزمون فرض قرار می‌گیرد.

در رابطه با آزمون مقایسهٔ میانگین‌های دو گروه مستقل، فرض‌های آماری به‌کاررفته در پژوهش پیش‌رو به‌صورت زیر است. در اینجا، Dev1 نشان‌دهندهٔ میانگین گروه اول و Dev2 نمایانگر میانگین گروه دوم است.

H_0:Dev1-Dev2=0

H_1:Dev1-Dev2≠0

درصورتی‌که فرض صفر تأیید نشود و همزمان آماره‌های t برآوردشده دارای جهت منفی باشند، می‌توان نتیجه گرفت که مدل رشد ZZ عملکرد بهتری نسبت به مدل گوردون داشته است.

در جدول ۳، نتایج آزمون فرض فوق در صنایعی که دارای توزیع نرمال هستند، ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فرض در صنایع دارای توزیع نرمال

صنعت	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری (Sig)	تأیید/عدم تأیید فرض صفر	عملکرد بهتر مدل رشد ZZ نسبت به مدل گوردون
کاشی و سرامیک	-۲,۹۱۰	۰,۰۱۶	عدم تأیید	تأیید
زراعت و خدمات وابسته	-۲,۳۵۴	۰,۰۲۵	عدم تأیید	تأیید
محصولات غذایی و آشامیدنی به‌جز قند و شکر	-۶,۱۷۹	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای	-۲,۰۸۵	۰,۰۴۹	عدم تأیید	تأیید
قند و شکر	-۲,۷۷۶	۰,۰۱۲	عدم تأیید	تأیید
بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	-۱۳,۸۰۰	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
بیمه و صندوق بازنشستگی به‌جز تأمین اجتماعی	-۵,۰۵۰	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
رایانه و فعالیت‌های وابسته به آن	-۷,۳۴۴	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
اطلاعات و ارتباطات	-۸,۳۲۹	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
خودرو و ساخت قطعات	-۷,۸۶۶	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
سایر محصولات کانی غیرفلزی	-۲,۰۷۰	۰,۰۴۶	عدم تأیید	تأیید
استخراج کانه‌های فلزی	-۲,۳۱۸	۰,۰۲۸	عدم تأیید	تأیید
انبوه‌سازی، املاک و مستغلات	-۵,۶۱۵	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
ماشین‌آلات و تجهیزات	-۶,۹۹۱	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
عرضهٔ برق، گاز، بخار و آب گرم	-۲,۴۷۱	۰,۰۲۴	عدم تأیید	تأیید
حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	-۴,۴۵۳	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی	-۴,۴۸۳	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید

صنعت	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری (Sig)	تأیید/عدم تأیید فرض صفر	عملکرد بهتر مدل رشد ZZ نسبت به مدل گوردون
لاستیک و پلاستیک	-۴,۷۳۹	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
ساخت محصولات فلزی	-۴,۸۵۴	۰,۰۰۱	عدم تأیید	تأیید
محصولات کاغذی	-۳,۲۸۹	۰,۰۱۷	عدم تأیید	تأیید
هتل و رستوران	-۴,۱۲۰	۰,۰۰۱	عدم تأیید	تأیید
فعالیت‌های کمکی به نهادهای مالی واسط	-۲,۸۷۴	۰,۰۱۰	عدم تأیید	تأیید
سایر واسطه‌گری‌های مالی	-۲,۴۱۴	۰,۰۲۵	عدم تأیید	تأیید
شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی	-۲,۹۶۱	۰,۰۱۴	عدم تأیید	تأیید
سرمایه‌گذاری‌ها	-۳,۸۱۷	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید
خدمات فنی و مهندسی	-۳,۰۲۹	۰,۰۲۳	عدم تأیید	تأیید
سایر صنایع	-۲,۹۰۸	۰,۰۰۶	عدم تأیید	تأیید
مجموع صنایع	-۸,۳۹۳	۰,۰۰۰	عدم تأیید	تأیید

در جدول ۴، نتایج آزمون فرض در صنایعی که از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند، ارائه شده است. درصورتی‌که فرض صفر تأیید نشود و نیز فاصلهٔ اطمینان برآوردشده در ناحیهٔ منفی باشد، می‌توان نتیجه گرفت که مدل رشد ZZ عملکرد بهتری نسبت به مدل گوردون داشته است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرض در صنایع غیربرخوردار از توزیع نرمال

صنعت	سطح معنی‌داری (Sig) در آزمون مان-ویتنی	فاصلهٔ اطمینان		تأیید/عدم تأیید فرض صفر	عملکرد بهتر مدل رشد ZZ نسبت به مدل گوردون
		حد بالا	حد پایین		
مواد و محصولات دارویی	۰,۰۰۱	-۴	-۲۶	عدم تأیید	تأیید
فلزات اساسی	۰,۰۰۰	-۲۵	-۴۴	عدم تأیید	تأیید
محصولات شیمیایی	۰,۰۰۰	-۱۱	-۳۰	عدم تأیید	تأیید
سیمان، آهک و گچ	۰,۰۰۰	-۶	-۱۶	عدم تأیید	تأیید
منسوجات	۰,۰۲۹	-۳۷	-۲,۵۹۱	عدم تأیید	تأیید

همان‌طورکه در جدول‌های ۳ و ۴ ملاحظه می‌شود، در هریک از صنایع فهرست‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران و نیز مجموع آنها، مدل رشد ZZ در مقایسه با مدل گوردون، عملکرد بهتری داشته و

توانسته است ارزش سهام شرکت‌ها را با دقت بالاتری برآورد نماید. شایان ذکر است، طبق یافته‌های پژوهش، ارزش برآوردی برخی از سهم‌ها با استفاده از مدل گوردون، صفر یا منفی است که پذیرفتنی نمی‌باشد.

قیمت‌گذاری عرضه‌های اولیه

برای قیمت‌گذاری عرضه‌های اولیه بر اساس مدل رشد ZZ، پس از محاسبهٔ درآمد ۱۲ ماه گذشتهٔ هر سهم در تاریخ عرضه اولیه (E) و نرخ رشد متوسط (g) با استفاده از معادلهٔ (۷)، میانگین دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز سهام مشابه و هم‌گروه در تاریخ مذکور (n) با بهره‌گیری از معادلهٔ (۹) اندازه‌گیری می‌گردد، سپس مقادیر این سه متغیر در معادلهٔ (۶) جای‌گذاری می‌شود. به‌منظور مقایسه، با بهره‌گیری از اطلاعات متغیرهای فوق‌الذکر به همراه درصد تقسیم سود در آخرین مجمع عمومی عادی سالیانهٔ صاحبان سهام قبل از عرضهٔ اولیه (b) و نرخ بازده موردنیاز سهام مشابه و هم‌گروه (k)، قیمت عرضه‌های اولیه با استفاده از مدل گوردون نیز برآورد شده است.

در جدول ۵، قیمت نمادهایی که در فاصلهٔ شهریورماه ۱۴۰۱ تا دی‌ماه ۱۴۰۲ در بورس یا فرابورس عرضهٔ اولیه شده‌اند، با استفاده از مدل رشد ZZ و مدل گوردون، برآورد و با قیمت پایانی این نمادها در روز عرضهٔ اولیه، مقایسه و میزان انحراف موجود بین آنها، مشخص شده است. در مورد نماد «کتوسعه»، با توجه به اینکه تاکنون نماد مشابه نماد مذکور در بورس یا فرابورس پذیرفته نشده است، برای به‌دست آوردن دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز، متغیر P در معادلهٔ (۹) برابر با ۶۵ درصد ارزش خالص دارایی‌های[1] سهم (مندرج در گزارش ارزش‌یابی منتشرشده در سامانهٔ کدال) در نظر گرفته شده است[2].

جدول ۵. قیمت‌گذاری عرضه‌های اولیه

نماد	P_{ZZ} (ریال)	P_{Gordon} (ریال)	P_{IPO} (ریال)	Dev1 (درصد)	Dev2 (درصد)
داتام	۱،۵۷۹	۱،۶۶۰	۱،۵۵۰	۲	۷
کرومیت	۷،۲۲۸	-۱۸،۵۶۰	۵،۶۹۷	۲۷	۴۲۶
حپترو	۶،۳۵۹	۱۰،۵۳۳	۵،۱۹۳	۲۲	۱۰۳
تکاردان	۱۱،۳۸۵	۳۷،۴۱۳	۷،۰۸۰	۶۱	۴۲۸
بمولد	۶،۶۲۹	۵،۸۳۵	۶،۸۲۲	۳	۱۴
فن‌افزار	۲۴،۴۷۳	۳۰،۵۷۲	۱۳،۷۸۰	۷۸	۱۲۲
فصبا	۳۵،۸۶۲	۴۲،۴۹۹	۳۵،۹۰۰	۰	۱۸

1. Net Asset Value (NAV)

۲. باید توجه داشت که طبق شواهد موجود، برخی از شرکت‌ها قبل از عرضهٔ اولیه، اقدام به مدیریت سود می‌کنند. افزون بر این، یافته‌ها نشان می‌دهد مدتی بعد از عرضهٔ اولیهٔ سهام، قیمت‌ها به سطوح آغازین بازمی‌گردد که در واقع این موضوع بیانگر معمای بازدهی بالا در کوتاه‌مدت و بازدهی پایین در بلندمدت است.

نماد	P_{ZZ} (ریال)	P_{Gordon} (ریال)	P_{IPO} (ریال)	Dev1 (درصد)	Dev2 (درصد)
غمایه	۴۲،۷۹۱	۵۴،۵۵۶	۴۴،۶۰۰	۴	۲۲
ناما	۱۲،۵۲۲	۱۵،۸۳۱	۱۰،۹۹۳	۱۴	۴۴
کتوسعه	۲۷،۰۸۲	۲۷،۶۲۵	۲۲،۰۸۵	۲۳	۲۵
نیان	۷۱،۰۰۴	۲۲۱،۳۶۷	۷۹،۶۲۵	۱۱	۱۷۸
شهر	۲،۹۸۶	۶،۱۳۲	۱،۸۴۰	۶۲	۲۳۳
والماس	۳،۸۳۷	۶،۴۴۹	۲،۲۳۹	۷۱	۱۸۸
عالیس	۲۸،۵۹۶	۳۹،۴۴۸	۱۶،۹۲۳	۶۹	۱۳۳
زفجر	۱۱،۱۵۰	۱۰،۶۰۸	۱۲،۵۴۰	۱۱	۱۵
پی‌پاد	۱۲،۴۸۶	۱۴،۲۰۱	۵،۵۰۰	۱۲۷	۱۵۸
شملی	۶،۹۷۵	۱۳،۴۶۰	۶،۱۸۱	۱۳	۱۱۸
وکغدیر	۱۹،۸۰۶	۲۸،۹۸۲	۱۵،۵۰۰	۲۸	۸۷
بکابل	۲۴،۴۹۴	۳۰،۴۶۴	۱۸،۹۶۵	۲۹	۶۱
انتخاب	۲۵،۴۳۸	۲۵،۷۳۴	۱۸،۷۱۴	۳۶	۳۸
گلدیرا	۵،۰۷۵	۶،۲۹۳	۶،۴۳۶	۲۱	۲
میانگین				۳۴	۱۱۵
انحراف استاندارد				۳۲	۱۲۱
میانه				۲۳	۸۷
حداکثر				۱۲۷	۴۲۸
حداقل				۰	۲

P_{ZZ}: ارزش برآوردی سهم با استفاده از مدل رشد ZZ برای عرضهٔ اولیه

P_{Gordon}: ارزش برآوردی سهم با استفاده از مدل گوردون برای عرضهٔ اولیه

P_{IPO}: قیمت پایانی سهم در روز عرضهٔ اولیه

Dev1: قدرمطلق میزان انحراف ارزش برآوردی سهم با استفاده از مدل رشد ZZ از قیمت پایانی آن در روز عرضهٔ اولیه

Dev2: قدرمطلق میزان انحراف ارزش برآوردی سهم با استفاده از مدل گوردون از قیمت پایانی آن در روز عرضهٔ اولیه

در جدول ۶، یافته‌ها حاکی از آن است که توزیع داده‌ها در بین عرضه‌های اولیه، غیرنرمال است.

جدول ۶. نتایج آزمون فرض نرمال بودن در بین عرضه‌های اولیه

شرح	گروه	کولموگروف-اسمیرنوف	شاپیرو-ویلک	تأیید/عدم تأیید	نرمال بودن توزیع
		سطح معنی‌داری (Sig)	سطح معنی‌داری (Sig)	فرض صفر	داده‌ها
عرضه‌های اولیه	۱	۰،۰۰۶	۰،۰۰۵	عدم تأیید	عدم تأیید
	۲	۰،۰۴۴	۰،۰۰۱	عدم تأیید	

در جدول ۷، نتایج آزمون فرض صفر مبنی بر اینکه در بین عرضه‌های اولیه، میانگین Dev1 برابر با میانگین Dev2 است، با استفاده از روش ناپارامتریک مان-ویتنی جهت مقایسهٔ میانگین‌های دو گروه مستقل، ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون فرض

شرح	سطح معنی‌داری (Sig) در آزمون مان-ویتنی	فاصلهٔ اطمینان		تأیید/عدم تأیید فرض صفر	عملکرد بهتر مدل رشد ZZ نسبت به مدل گوردون
		حد بالا	حد پایین		
عرضه‌های اولیه	۰.۰۱۱	-۷	-۱۰۶	عدم تأیید	تأیید

همانطورکه در جدول ۷ ملاحظه می‌شود، مدل رشد ZZ این مرتبه نیز عملکرد بهتری در مقایسه با مدل گوردون داشته است. با این وجود، با توجه به جدول ۵، به نظر می‌رسد که قیمت پایهٔ تعیین‌شده برای عرضهٔ اولیهٔ نمادهایی مانند «تکاردان»، «فن‌افزار»، «عالیس» و «پی‌پاد»، چندان منطقی و منطبق با ضرایب ارزش‌گذاری صنعت‌های مربوطه نبوده است. این موضوع در مورد سایر نمادها (به‌استثنای «شهر» و «والماس») کمتر به چشم می‌آید و حتی اختلاف بین قیمت برآوردی از طریق مدل رشد ZZ و قیمت پایانی در روز عرضهٔ اولیه برای نمادهای «فصبا»، «بمولد»، «غمایه» و «داتام» بسیارناچیز است. در رابطه با نمادهای «شهر» و «والماس» نیز درصورتی‌که عرف بازار برای ارزش‌گذاری شرکت‌های هلدینگ و سرمایه‌گذاری (معادل ۶۵ درصد ارزش خالص دارایی‌ها) مد نظر قرار گیرد، اختلاف بین قیمت برآوردی و قیمت پایانی آنها به ترتیب از ۶۲ درصد به ۵ درصد و از ۷۱ درصد به ۱۱ درصد کاهش می‌یابد.

بحث و نتیجه گیری

به نظر می‌رسد مدل رشد ZZ به‌راحتی از پس حل مسائل ارزش‌گذاری متداولی که برای مدل گوردون یا روش جریان‌های نقدی تنزیل‌شده و رویکرد نسبی دشوار است، برمی‌آید. این مدل از نظر شکل معادلهٔ ریاضی و فرآیند استنتاج، مدل ساده‌ای محسوب می‌شود و حتی به فاکتور تنزیل که برای اکثر مدل‌های مالی عاملی ضروری به‌شمار می‌آید، نیاز ندارد. در مدل مذکور، با بالا رفتن E و g (افزایش بازده)، ارزش دارایی افزایش پیدا می‌کند و در مقابل با کوچک شدن n (افزایش ریسک)، ارزش دارایی با کاهش روبرو می‌شود. مدل رشد ZZ به دلایل زیر، واقع‌بینانه‌تر و کاربردی‌تر از مدل گوردون است: ۱) در واقعیت، شرکت‌ها امید به زندگی (عمر موردانتظار) محدودی دارند و نمی‌توانند تا ابد رشد کنند و به زندگی خود ادامه دهند. ۲) در واقعیت، سرمایه‌گذاران توانایی محدودی برای پیش‌بینی آینده دارند و حاضر نیستند تصمیم‌های مالی خود از جمله در زمینهٔ ارزش‌گذاری دارایی‌ها را با اتکا به بازده‌های برآوردی در طول یک دورهٔ زمانی نامتناهی، اتخاذ نمایند. ۳) دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز در مقایسه با نرخ بازده موردنیاز، به‌لحاظ شهودی، معیار سرمایه‌گذاری یا تصمیم‌گیری مطمئن‌تری به‌ویژه برای سرمایه‌گذاران نابالغ و تازه‌کار است.

علاوه بر این، مدل رشد ZZ از دردسر ناشی از پارادوکس رشد دور بوده و توانسته است با بهره‌گیری از معیار جدید دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز، امکان‌پذیری و قابلیت اجرای خود را به‌طور چشمگیری

افزایش دهد. دوم اینکه، مدل مذکور از محدودیت‌های غیرمنطقی در مورد متغیر نرخ رشد، رهایی یافته و به اندازه‌ای انعطاف‌پذیر است که می‌تواند سهام انواع شرکت‌ها در صنایع و بخش‌های گوناگون را ارزش‌گذاری نماید. سوم اینکه، میزان حساسیت نتایج به‌دست‌آمده از این مدل به نرخ رشد و سایر متغیرهای موجود، معقول و مناسب است، ازاین‌رو مدل نامبرده قابلیت اتکای بالایی دارد (ژانگ، ۲۰۱۳).

مدل رشد ZZ تنها مدل ارزش‌گذاریِ مبتنی بر معیار دورهٔ بازگشت سرمایهٔ موردنیاز است. مدل‌های ارزش‌گذاری مطلقی که تاکنون معرفی شده‌اند، اعم از اینکه سنتی یا پیشرفته، ساده یا پیچیده هستند، همگی بدون استثنا بر مبنای معیار نرخ بازده موردنیاز می‌باشند. از این منظر، مدل رشد ZZ نه‌تنها یک مدل کاملاً جدید محسوب می‌شود، بلکه رویکرد ارزش‌گذاری نوینی است که پهلو به پهلو و همگام با رویکرد جریان‌های نقدی تنزیل‌شده می‌باشد. قدرت بالای این مدل در حل مسائل مربوط به ارزش‌گذاری، در بخش یافته‌های پژوهش نشان داده شد. البته واضح است که هیچ مدل کاملی در دنیا وجود ندارد. مدل رشد ZZ نیز از کاستی‌های مربوط به خود رنج می‌برد. به‌طور مثال، دورهٔ بازگشت سرمایه به‌عنوان یک معیار تصمیم‌گیری، جریان‌های نقدی یا بازده‌های مربوط به افق زمانیِ بعد از دورهٔ مذکور را در نظر نمی‌گیرد. این موضوع در مورد مدل رشد ZZ نیز صدق می‌کند. به همین دلیل، مدل مذکور بیشتر مناسب ارزش‌گذاری دارایی‌هایی است که جریان‌های نقدی آنها در طول سال‌های آتی نسبتاً متوازن توزیع شده است (مانند سهام).

وجود برخی مشکلات، محدودیت‌ها و نارسایی‌ها در فعالیت‌های پژوهشی اجتناب‌ناپذیر است. پژوهش پیش‌رو نیز از این قاعده مستثنی نبوده و با موانع و محدودیت‌هایی مواجه شده است. از مهمترین محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به ماهیت داده‌های حسابداری (وجود بندهای شرط، تعدیلات سنواتی، امکان تحریف و دستکاری)، کاستی‌های محیط بازار (وجود مشکلات ساختاری، حجم مبنا، دامنهٔ نوسان قیمت، گرهٔ معاملاتی، توقف طولانی‌مدت نماد معاملاتی)، شوک‌های ارزی و مشخص نبودن سیاست تقسیم سود شرکت‌ها اشاره کرد. همچنین، مدیریت سود توسط شرکت‌ها قبل از عرضهٔ اولیه و بازگشت قیمت‌ها به سطوح آغازین مدتی بعد از عرضهٔ اولیهٔ سهام (معمای بازدهی بالا در کوتاه‌مدت و بازدهی پایین در بلندمدت)، از دیگر محدودیت‌های این پژوهش است.

با توجه به توضیحات فوق، پیشنهاد می‌شود مدل مذکور در کنار سایر مدل‌ها و روش‌های ارزش‌گذاری سهام در بورس و فرابورس، توسط شرکت‌های تأمین سرمایه، مشاور سرمایه‌گذاری، کارگزاری و سایر شرکت‌ها و نهادهای موردتأیید سازمان بورس و اوراق بهادار که دارای مجوز ارزش‌گذاری اوراق بهادار هستند، همچنین توسط کارشناسان رسمی دادگستری در رشته‌های مرتبط با ارزیابی سهام، به‌کار گرفته 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

Abhayawansa, S., Aleksanyan, M., & Bahtsevanoglou, J. (2015). The use of intellectual capital information by sell-side analysts in company valuation. Accounting and Business Research, 45(3), 279-306.

Aghaie, M. A., Ghorbani, S., & Kosha, S. (2013). Research on usefulness of stock valuation models to anticipate stock prices in Tehran Stock Exchange. Journal of Accounting and Auditing Research, 4(16), 4-15. [In Persian]

Amiri, A., Ravanpaknodezh, H., & Jelodari, A. (2016). Comparison of stock valuation models with their intrinsic value in Tehran Stock Exchange. Marketing and Branding Research, 3, 24-40.

Arabsalehi, M., & Kamali Dehkordi, A. (2021). Comparative investigating of stock valuation discount models in companies listed on Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Management Perspective, 11(33), 113-138. [In Persian]

Askarzadeh, Gh., Khalili Araghi, M., Nikomaram, H., & Rahnamay Rodposhti, F. (2017). Behavioral stock valuation using 3d grouping. Journal of Financial Management Strategy, 5(2), 1-26. [In Persian]

Baghi, M., Ebrahimi, M., & Nikzad Chaleshtari, Gh. (2014). Comparison of dividend discount model, discounted free cash flow model and residual income model in the valuation of stocks of manufacturing companies listed on Tehran Stock Exchange. Quarterly Financial Accounting, 6(22), 89-113. [In Persian]

Brigham E. F., & Daves, P. R. (2002). Intermediate financial management (7th ed.). Mason, Ohio, Thomson/South-Western.

Brigham E. F., & Houston, J. F. (2004). Fundamentals of financial management. United Kingdom, Thomson/South-Western.

Cantor, R., Hamilton, D. T., & Tennant, J. (2007). Confidence intervals for corporate default rates. Special comment of Moody's. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=995545.

Clatworthy, M., & Lee, E. (2017). Financial analysts' role in valuation and stewardship. Accounting and Business Research, 48(1), 1-4.

Damodaran, A. (2012). Investment valuation (2nd ed.). John Wiley & Sons, Inc.

Demirakos, E. G., Strong, N. C., & Walker, M. (2010). Does valuation model choice affect target price accuracy? European Accounting Review, 19(1), 35-72.

Dermine, J. (2010). Bank valuation and value-based management: Deposit and loan pricing, performance evaluation, and risk management (1st ed.). McGraw-Hill Education.

Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? The Journal of Finance, 53(3), 1131-1147.

Eivazlu, R., & Razaghi, D. (2023). Presenting a suitable model for the valuation of companies. Journal of Securities and Exchange, 16(62), 253-282. [In Persian]

Eslampanah, M., Chavoshi, S. K., & Fallah Shams, M. (2014). Comparing the efficiency of the traditional discounted cash flow model with the Monte Carlo simulated discounted cash flow model in stock valuation. Quarterly Financial Engineering and Securities Management, 5(19), 93-110. [In Persian]

Fama, E. F. (1965). The behavior of stock market prices. The Journal of Business, 38(1), 34-105.

Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. The Journal of Finance, 25(2), 383-417.

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

Frensidy, B., Pelealu, R. J., & Robiyanto, R. (2020). Analysis of equity valuation models and target price accuracy: Evidence from analyst reports in Indonesia. SAGE Open, October-December, 1-13.

Gordon, M. J. (1962). The savings investment and valuation of a corporation. The Review of Economics and Statistics, 44(1), 37-51.

Graham, B., & Dodds, D. L. F. (1934). Security analysis: Principles and technique (1st ed.). New York, McGraw-Hill Book Co.

Graham, B., & Dodds, D. L. F. (1940). Security analysis: The classic 1940 (2nd ed.). New York, McGraw-Hill Book Co.

Graham, B., Dodds, D. L. F., Cottle, S., & Tatham, C. (1962). Security analysis (4th ed.). New York, McGraw-Hill Book Co.

Gross. S. (2006). Banks and shareholder value: An overview of bank valuation and empirical evidence on shareholder value for banks (1st ed.). Deutscher Universitätsverlag Wiesbaden.

Gupta, V. (2018). Predicting accuracy of valuation multiples using value drivers: Evidence from Indian listed firms. Theoretical Economics Letters, 8(5), 755-772.

Harasheh, M., Amaduzzi, A., & Darwish, F. (2020). The relevance of valuation models: Insights from Palestine Exchange. International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management, 13(5), 827-845.

Hirt, G. A., & Block, S. B. (2006). Fundamentals of investment management (7th ed.). United Kingdom, Irwin/McGraw-Hill.

Hui, K. W., Nelson, K. K., & Yeung, P. E. (2016). On the persistence and pricing of industry-wide and firm-specific earnings, cash flows, and accruals. Journal of Accounting and Economics, 61(1), 185-202.

Imam, S., Barker, R., & Clubb, C. (2008). The use of valuation models by UK investment analysts. European Accounting Review, 17(3), 503-535.

Kraakman, N. (2012). How to determine a realistic growth rate for a company. Available at: https://www.valuespreadsheet.com/

Lee, C. M. C., Myers, J., & Swaminathan, B. (1999). What is the intrinsic value of the Dow? The Journal of Finance, 54(5), 1693-1741.

Leong, K. Y., Ariff, M., Zarei, A., & Bhatti, M. I. (2023). Bank stock valuation theories: Do they explain prices based on theories? International Journal of Managerial Finance, 19(2), 331-350.

Liu, J., Nissim, D., & Thomas, J. (2002). Equity valuation using multipliers. Journal of Accounting Research, 40(1), 135-172.

Malekian, E., & Nazari, H. (2018). Incremental information content of sophisticated valuation models. Quarterly Financial Accounting, 10(38), 1-21. [In Persian]

Mayo, H. B. (2003). Investments: An introduction (7th ed.). Cincinnati, Ohio, Thomson/South-Western.

Moyer, R. C., Mcguigan, J. R., & Kretlow, W. J. (2003). Contemporary financial management (9th ed.). Southwestern Publishing House.

Nasseh, A., & Strauss, J. (2004). Stock prices and the dividends discount model: Did their relation break down in the 1990s? The Quarterly Review of Economics and Finance, 44(2), 191-207.

Nissim, D. (2013). Relative valuation of U.S. insurance companies. Review of Accounting Studies, 18(2), 324-359.

Rahgozar, R. (2006). Valuation models and their efficacy predicting stock prices. Iranian Accounting & Auditing Review, 13(3), 114-130.

Rasheed, A., Khalid Sohail, M., Din, S-U., & Ijaz, M. (2018). How do investment banks price initial public offerings? An empirical analysis of emerging market. International Journal of Financial Studies, 6(3), 77-95.

Resende, A. (2020). Empirical evidence of the Gordon's growth model accuracy on US stocks' valuation [Master Thesis]. ESCP Business School, Paris.

Sanna, D. (2020). A fast and parsimonious way to estimate the implied rate of return on equity. MPRA Paper 102072, University Library of Munich, Germany. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3636156

Taraghi Jah, Z., & Nikoomaram, H. (2015). Stock valuation models with a view to achieving optimal model in the banking industry of Iran. Financial Knowledge of Securities Analysis, 8(28), 41-56. [In Persian]

Thakur, M. (2023). Gordon growth model. Available at: https://www.educba.com/gordon-growth-model/

William, J. B. (1938). The theory of investment value. Cambridge, Mass., Harvard University Press.

Xu, J. (2022). Advantages and disadvantages of dividend discount model and better alternatives. Proceedings of the 2022 International Conference on Mathematical Statistics and Economic Analysis (MSEA 2022).

Zhang, Z. (2013). Finance – Fundamental Problems and Solutions. Springer Heidelberg, New York, Dordrecht, London.

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۱۱۲-۸۷

مقاله پژوهشی

هزینه‌های نمایندگی و ارتباط ریسک درماندگی مالی با ریسک سقوط قیمت سهام[۱]

رامین اسکندری[۲]، غلامرضا کردستانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۰۵

چکیده

ریسک سقوط قیمت سهام که احتمال کاهش شدید و ناگهانی قیمت را نشان می‌دهد، تحت تاثیر ریسک درماندگی مالی قرار می‌گیرد و هزینه‌های نمایندگی این ارتباط را تشدید می‌کند. بررسی تجربی این موضوع هدف پژوهش حاضر است. برای دستیابی به هدف پژوهش، داده‌های ۲۱۱ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران، طی یک دوره ۱۰ ساله از ۱۳۹۱ الی ۱۴۰۰ انتخاب و برای آزمون فرضیه از روش رگرسیون خطی چند متغیره و الگوی داده‌های ترکیبی استفاده شده است. یافته‌ها نشان داد، ریسک درماندگی مالی (معیار مبتنی بر اطلاعات بازاری)، موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام نمی‌شود. همچنین، وجود هزینه‌های نمایندگی ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را تشدید نمی‌کند. علاوه بر این آزمون و تحلیل‌های اضافی نشان داد ریسک درماندگی مالی (معیار مبتنی بر اطلاعات حسابداری آلتمن) موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام (معیار چولگی منفی بازده سهام) می‌شود. بررسی تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام و اندازه گیری ریسک سقوط با دو معیار چولگی منفی بازده سهام و نوسان پایین به بالا، ریسک درماندگی مالی با دو معیار مرتون و آلتمن، همچنین تعدیل هزینه‌های نمایندگی هر شرکت، با متوسط صنعت، نوآوری پژوهش تلقی می‌شود.

واژگان کلیدی: ریسک درماندگی مالی، ریسک سقوط قیمت سهام، هزینه‌های نمایندگی.
طبقه‌بندی موضوعی: *G32, G34,M41* .

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.45464.2877
۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران.
Email: Ramineskandari1376@gmail.com
۳. استاد،گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران. نویسنده مسئول.
Email: kordestani@soc.ikiu.ac.ir

مقدمه

ریسک سقوط قیمت سهام به یک موضوع تحقیقاتی معاصر تبدیل شده است، زیرا تصمیمات سرمایه‌گذاری نامناسب باعث نوسانات شدید قیمت سهام می‌شود (تران و همکاران[1]، ۲۰۲۳: ۴۲۵). تعدادی از پژوهش‌گران نظریه ای را مورد بحث قرار داده اند که بر اساس آن، مدیران به دلیل تمایل و انگیزه‌ای که در جهت حفظ ثروت، قراردادهای پاداش و نگرانی‌های شغلی دارند، اخبار بدی که در رابطه با شرکت وجود دارد را به طور استراتژیک افشاء نمی‌کنند (بنملک و همکاران[2]، ۲۰۱۰: ۱۷۷۰؛ لی و همکاران[3]، ۲۰۲۰: ۳۲۹). این وضعیت انتظارات سرمایه‌گذاران را افزایش داده و در نتیجه، موجب فاصله گرفتن قیمت سهام از ارزش ذاتی آن می‌شود. تاخیر در انتشار اخبار بد، خوش‌بینی بیش از حد سرمایه‌گذاران خارجی نسبت به رشد آینده شرکت را به همراه دارد (یانگ و همکاران[4]، ۲۰۲۳: ۱۰۴۷). هنگامی که اخبار بد انباشته شده به سطحی برسد که در آن سطح، منافع نگهداشت اخبار بد، کمتر از هزینه انباشت آن باشد، مدیران به ناچار همه اخبار بد انباشت شده را به یکباره به بازار سرازیر کرده و باعث سقوط قیمت سهام می‌شوند. بنابراین ریسک سقوط قیمت سهام از انباشت اخبار بد توسط مدیران ناشی از انگیزه‌های مدیریتی و انتشار ناگهانی این اخبار انباشته شده تعریف می‌شود (زامان و همکاران[5]، ۲۰۲۱: ۵۳). از سوی دیگر، بررسی پژوهش‌های حسابداری مبتنی بر بازار سرمایه نشان می‌دهد، مدیران شرکت‌هایی که با موقعیت‌های ریسک درماندگی مالی مواجه هستند، برای اینکه عملکرد ضعیف شرکت خود را افشاء نکنند، فرصت‌طلبانه عمل می‌کنند. به طور مثال بر نتایج قراردادی یا گمراه کردن ذینفعان در مورد مبانی اقتصادی شرکتهایشان تاثیر می‌گذارند (چاریتو[6]، ۲۰۰۷: ۲۷۱؛ آندرو و همکاران[7]، ۲۰۲۱: ۳). ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها تاثیر بسزایی در تصمیمات ذینفعان از جمله سرمایه‌گذاران (برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری)، مدیران (برای تصمیم‌گیری مدیریت) و نهاده‌ای دولتی (برای نظارت بر شرکت‌ها و بازار) دارد (لودو[8]، ۲۰۲۳: ۲). همچنین، ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و نگرانی‌های شغلی مدیران یکی از دلایلی است که مدیران دائماً اخبار بد شرکت را پنهان می‌کنند (کوتری و همکاران[9]، ۲۰۰۹: ۲۴۳). با در نظر گرفتن این موارد، می‌توان گفت، عوامل منفی مرتبط با افزایش ریسک درماندگی مالی، مدیران را تشویق می‌کند تا دائما اخبار بد را از سرمایه‌گذاران پنهان کنند، استراتژی که حساسیت شرکت‌ها را نسبت به سقوط قیمت سهام در آینده افزایش می‌دهد. بنابراین، انتظار بر این است که افزایش ریسک درماندگی مالی موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود.

1. Tran and et al
2. Benmelch and et al
3. Li and et al
4. Yang and et al
5. Zaman and et al
6. Charitou
7. Andreou and et al
8. Luu Tho
9. Kothari

از طرفی در روابط نمایندگی در سطح شرکت، یکی از بارزترین تعارض‌ها، تضاد بین منافع مدیران و سهامداران است که هزینه‌های نمایندگی ناشی از این تضاد است. تئوری نمایندگی، هزینه‌های نمایندگی را به عنوان هزینه‌هایی مرتبط با اهداف متفاوت بین مدیران و سهامداران معرفی می‌کند. سهامداران برای همسو کردن یا به حداقل رساندن منافع مدیران با منافع خود متحمل هزینه‌های نمایندگی از جمله طرح‌های پاداش یا اختیارخرید سهام می‌شوند. بنابراین انتظار می‌رود، ارتباط ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام تحت تاثیر هزینه‌های نمایندگی قرار می‌گیرد. از این رو، بررسی تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام هدف پژوهش حاضر است.

درک و آگاهی از اینکه چه عواملی بر ریسک سقوط قیمت سهام تاثیر می‌گذارد، برای تصمیم گیری‌های سرمایه‌گذاران و مدیریت ریسک امری ضروری است (لی و همکاران[1]، ۲۰۲۰: ۶۴). از طرفی برای سرمایه‌گذاران دشوار است که آگاهی کسب کنند، از این که کدام شرکت‌ها و کدام مدیران، اخبار بدی که در رابطه با شرکت وجود دارد را انباشت می‌کنند، که در نهایت منجر به سقوط قیمت سهام می‌شود(ماراتا و هامری[2]، ۲۰۲۱: ۷۴). بنابراین پژوهش درباره عوامل تاثیر گذار بر ریسک سقوط قیمت سهام (ریسک درماندگی مالی و هزینه‌های نمایندگی در این پژوهش) دارای اهمیت است. با توجه به بررسی‌های صورت گرفته پژوهش‌های متعددی به بررسی عوامل تاثیر گذار بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته اند، از جمله (زمان و همکاران[3]، ۲۰۲۱؛ سوی و همکاران[4]، ۲۰۲۲؛ کردستانی و همکاران، ۱۳۹۵؛ اسلام دوست و همکاران، ۱۴۰۰). اما مطالعه‌ای در محیط اقتصادی ایران برای بررسی تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام صورت نگرفته است.

اکثر مطالعات صورت گرفته در ارتباط با عوامل تاثیر گذار بر ریسک سقوط قیمت سهام در دو بخش جای می‌گیرند، بخش اول پژوهش‌ها، به بررسی عوامل مثبت تاثیر گذار بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته‌اند (آندرو و همکاران، ۲۰۲۱؛ لی و همکاران، ۲۰۲۰؛ محمدزاده سالطه و ابیضی، ۱۳۹۷؛ فروغی و ساکیانی، ۱۳۹۷). بخش دوم پژوهش‌ها به بررسی عوامل منفی تاثیر گذار بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته‌اند (زمان و همکاران، ۲۰۲۱؛ ماراتا و همکاران، ۲۰۲۱؛ نوری فرد و کاظمی، ۱۳۹۸؛ اسلام دوست و همکاران، ۱۴۰۰). آندرو و همکاران (۲۰۲۱) در محیط اقتصادی آمریکا به بررسی ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌ها پرداختند، نتایج نشان داد ریسک درماندگی مالی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد. همچنین یافته‌های آن‌ها توضیح تئوری نمایندگی را در ارتباط با تاثیر ریسک درماندگی مالی بر سقوط قیمت سهام را تایید کرد (آندرو و همکاران، ۲۰۲۱: ۶۷). در ایران نیز محمدزاده سالطه و ابیضی (۱۳۹۷) تاثیر محدودیت مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام را مورد مطالعه قرار دادند، نتایج نشان داد، افزایش محدودیت مالی باعث افزایش ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌ها می‌شود.

1. Lee et al
2. Murata et al
3. Zama t al
4. Cui et al

باتوجه به ادبیات، پرسشی که مطرح می‌شود این است که ریسک درماندگی مالی چه تاثیری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد؟ و این‌که هزینه‌های نمایندگی ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد یا خیر؟ برای پاسخ به این سوالات، اولاً ریسک سقوط قیمت سهام از دو معیار، ضریب منفی چولگی بازده سهام و نوسان‌پذیری پایین به بالا به پیروری از آندرو و همکاران (۲۰۲۱)، محاسبه شده، سپس ارتباط این معیارها با ریسک درماندگی مالی با نقش تعدیل‌کنندگی هزینه‌های نمایندگی از طریق معیار تعامل جریان‌های نقد آزاد بالا با فرصت‌های رشد پایین، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

دانش افزایی پژوهش حاضر از چند بعد مد نظر قرار می‌گیرد؛ اول، به بررسی تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی با ریسک سقوط قیمت سهام است پرداخته می‌شود؛ دوم، ریسک سقوط قیمت سهام با دو معیار چولگی منفی بازده سهام و نوسان پایین به بالا اندازه‌گیری شده و همچنین، ریسک درماندگی مالی با معیار مرتون (مبتنی بر اطلاعات بازاری) مورد سنجش قرار گرفته؛ سوم، متغیر هزینه‌های نمایندگی هر شرکت، با متوسط صنعت مورد تعدیل قرار می‌گیرد.

ساختار پژوهش در ادامه به این ترتیب خواهد بود؛ ابتدا ریسک سقوط قیمت سهام و ادبیات موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش بعد به روش‌شناسی پژوهش پرداخته می‌شود. سپس، یافته‌های پژوهش مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در بخش آخر، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ریسک سقوط قیمت سهام

ریسک سقوط قیمت سهام به احتمال وقوع یک کاهش ناگهانی و شدید اما غیر مکرر در قیمت سهام شرکت اشاره دارد (لی و همکاران، ۲۰۲۰: ۳۲۷). در واقع سقوط قیمت سهام به سقوط شدید ارزش سهام اشاره دارد که باعث کاهش شدید ثروت سهامداران می‌شود (دانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۸: ۴۵۳). بررسی مبانی نظری موجود در رابطه با تعاریف سقوط قیمت سهام نشان می‌دهد، این سقوط یک رویداد بسیار وحشتناک برای فعالان بازار و سهامداران شرکت‌ها است (ماراتا و همکاران، ۲۰۲۱: ۷۳). درواقع بر اساس مفهوم ریسک سقوط قیمت سهام در رابطه نمایندگی، مدیران برخی از شرکت‌ها در بازار سرمایه به دلایل مختلفی از جمله اخذ پاداش، فرار مالیاتی، حفظ موقعیت شغلی و در نهایت، برای حداکثر کردن منافع خود، تمایل دارند تا اخبار بدی که در رابطه با شرکت و پروژه‌های زیان ده شرکت وجود دارد را به طور استراتژیک افشاء نکنند (لی و همکاران، ۲۰۲۰: ۳۲۷)، این موضوع باعث انباشت اخبار بد شرکت در رابطه با وضعیت واقعی بنیادی شرکت می‌شود.

از طرفی همواره یک سطح مشخص و نهایی برای انباشت اخبار منفی شرکت وجود دارد، که با رسیدن اخبار انباشت شده به این سطح، به یکباره این اخبار انباشت شده به بازار سرازیر شده، تجدید نظر در باور

1. Dang et al

های قبلی سرمایه‌گذاران را رقم زده و در نهایت، کاهش چشمگیر قیمت سهام شرکت در بازار سرمایه را به همراه خواهد داشت (چن و همکاران[1]، ۲۰۱۷: ۱۳۱؛ هاتن و همکاران[2]، ۲۰۰۹: ۶۸؛ بنملچ و همکاران[3]، ۲۰۱۰: ۱۹۷۱؛ جین و مایرز[4]، ۲۰۰۶: ۲۵۸؛ حبیب زاده و همکاران، ۱۴۰۰: ۱۵۸؛ لی و همکاران، ۲۰۲۰: ۳۲۷؛ کوتری و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۴۵). در این رابطه، عدم افشاء اخبار منفی شرکت باعث ایجاد عدم‌تقارن اطلاعاتی بین سهامداران شرکت و مدیران شده که در این موقعیت، دارندگان اطلاعات محرمانه به طور بالقوه می‌توانند تصمیمات بهتری را برای دستیابی به منافع بیشتر بگیرند (وو و همکاران[5]، ۲۰۱۹: ۵۰۵). بررسی ادبیات موجود در زمینه دلایل وقوع پدیده ریسک سقوط قیمت سهام نشان می‌دهد، تئوری‌هایی این پدیده را توضیح می‌دهند، به عنوان مثال، تئوری نمایندگی (جین و مایرز، ۲۰۰۶) و تئوری اثرات اهرمی از جمله نظریاتی هستند که برای توضیح دلایل وقوع ریسک سقوط قیمت سهام مطرح شده‌اند. از طرفی، در چارچوب تئوری نمایندگی تعداد زیادی از پژوهش‌های تجربی و نظری به بررسی عوامل موثر بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته‌اند. ادبیات غالب در مورد ریسک سقوط قیمت سهام عمدتاً بر عوامل تاثیرگذار آن متمرکز است (یانگ و همکاران، ۲۰۲۳: ۱۰۴۸)، زیرا درک این مسئله که سقوط قیمت سهام متاثر از چه عواملی است، برای سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری و مدیریت ریسک امری حیاتی است و توجه بسیاری از سرمایه‌گذاران و قانون‌گذاران را به خود جلب کرده است (زامان و همکاران، ۲۰۲۱: ۵۳۰). از طرفی با توجه به اینکه ریسک سقوط قیمت سهام، پیامدهای جبران نشدنی از جمله کاهش اعتماد عموم به بازار سرمایه، خروج منابع از بازار سرمایه و کاهش ارزش سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران را دارد، بنابراین درک عوامل تعیین‌کننده سقوط قیمت سهام به عنوان یک نیاز پژوهشی در مطالعات متعددی مورد بررسی قرار گرفته است.

ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام

ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها به دلیل تاثیر آن بر بازار سرمایه و تصمیمات ذینفعان، موضوع بسیار مهمی در مباحث حسابداری است (لودو، ۲۰۲۳: ۲). بنگاه‌های اقتصادی به عنوان مثال شرکت‌ها، به دلیل مشکلات ناشی از دلایل مدیریتی، مالی، بحران های اقتصادی یا مشکلات سیاسی کشوری که در آن فعالیت دارند و بحران‌های جهانی این احتمال وجود دارد که با خطر ناتوانی در ادامه حیات مواجه شوند که موجب درماندگی مالی این شرکت‌ها می‌شود (جیلان[6]، ۲۰۲۱: ۵۰۶). ماهیت درماندگی مالی اینگونه است که ممکن است تعدادی از شرکت‌های درمانده، ورشکسته بشوند یا در نهایت، خود را از فهرست شرکت‌های

1. Chen et al
2. Hutton et al
3. Benmelech et al
4. Jin and Myrers
5. Wu et al
6. Ceylan

درمانده خارج کنند، بنابراین، برخی ممکن است بهبود یابند و برای مدتی سالم بمانند، در حالی که برخی ممکن است یک بار دیگر دچار درماندگی مالی قرار گیرند (ژو و همکاران[1]، ۲۰۲۲: ۱۱۰۱). از این رو، بنگاه‌های اقتصادی از جمله شرکت‌های دارای سهام، در برابر مشکلات مالی آسیب پذیر هستند و ممکن است دچار درماندگی مالی یا مشکل عدم بازپرداخت تعهدات مالی بشوند. به عقیده چن و همکاران[2] (۲۰۲۳)، ریسک درماندگی مالی زمانی اتفاق می‌افتد که شرکت‌ها نتوانند از وجوه موجود برای پوشش هزینه‌ها و بدهی‌های ناشی از تولید و عملیات استفاده کنند، به عنوان مثال، یک شرکت زمانی که نه کمک‌های دولتی و نه رهن دارایی ها، اجازه پوشش زیان را به آن نمی‌دهند، در وضعیت ریسک درماندگی مالی قرار می‌گیرد (چن و همکاران، ۲۰۲۳: ۱۸۵۳). در این رابطه، زمانی که شرکت‌ها دچار وضعیت درماندگی مالی بشوند، مدیران احساس خطر کرده، از این رو پیش‌بینی می‌کنند که پاداششان کم شده یا قطع شود یا اینکه به اعتبار یا موقعیت شغلی آن‌ها آسیبی وارد شود، بنابراین احتمال دارد، با انتخاب روش‌های حسابداری عملکرد و وضعیت منفی شرکت را پنهان کنند (حبیب و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۵۷). همچنین، مدیران شرکت‌هایی که با موقعیت فزاینده ریسک درماندگی مالی مواجه هستند، فرصت طلبانه عمل می‌کنند تا عملکرد ضعیف شرکت خود را افشاء نکنند، برای مثال بر نتایج قراردادی یا گمرا کردن ذینفعان در مورد مبانی اقتصادی شرکت‌هایشان تاثیر می‌گذارند (آندرو و همکاران، ۲۰۲۱: ۲).). ادامه این روند در شرکت‌هایی که درماندگی مالی بالایی دارند، در نهایت موجب پنهان شدن اطلاعاتی در رابطه با وضعیت واقعی اقتصادی و بنیادی شرکت می‌شود. اما پنهان نگه داشتن اطلاعات منفی در رابطه با وضعیت درماندگی مالی تا یک سطح مشخصی امکان‌پذیر است. بنابراین، زمانی که هزینه نگهداشت اخبار منفی بیشتر از منافع نگهداشت آن اخبار شود، مدیران به ناچار این اخبار را منتشر می‌کنند که انتشار ناگهانی این اخبار، کاهش چشمگیر قیمت سهام (سقوط) را به همراه خواهد داشت (هاتن و همکاران، ۲۰۰۹؛ کیم و ژانگ[3]، ۲۰۱۴؛ حبیب و همکاران، ۲۰۱۸). نتایج پژوهش آندرو و همکاران (۲۰۲۱) نیز ارتباط مثبت ریسک درماندگی مالی با ریسک سقوط قیمت سهام را در محیط اقتصادی آمریکا تایید می‌کند. باتوجه به موارد بیان شده انتظار بر این است، در محیط اقتصادی ایران نیز، ریسک سقوط قیمت سهام تحت تاثیر ریسک درماندگی مالی قرار گیرد.

تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام

با ظهور و توسعه شرکت‌های سهامی و به تبع آن افزایش چشمگیر سهامداران، در اواخر قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم شرکت‌ها با مسئله رابطه نمایندگی مواجه شدند. در رابطه نمایندگی، هم مدیران و هم سهامداران به دنبال حداکثر کردن منافع خود هستند، از این رو تضاد منافعی بین مدیران و مالکان در رابطه نمایندگی وجود دارد. ریشه تضاد منافع در بین مالکان و مدیران را می‌توان در توزیع قدرت بین مالکان که

1. Zhou et al
2. Chen et al
3. Kim and Zhang

سهامداران شرکت هستند و مدیران که اختیار تصمیم‌گیری به آن‌ها واگذار شده جستجو کرد (ستایش و غیور مقدم، ۱۳۹۷: ۱۱۶). تضاد منافع ناشی از رابطه نمایندگی باعث شده است سهامداران مخارجی متحمل شوند تا از این طریق بتوانند منافع خود را با منافع مدیران همسو کرده یا اینکه این تضاد را به حداقل برسانند (صدیقی و پوربهی، ۱۳۹۶: ۶۶). مخارج ناشی از انعقاد قرارداد بین سهامداران و مدیران هزینه‌های نمایندگی نامیده می‌شود. در رابطه نمایندگی، مدیران فرصت‌طلبانه عمل کرده و به دنبال حداکثرسازی منافع خویش هستند. از این رو احتمال دارد افزایش هزینه‌های نمایندگی از جمله طرح‌های پاداش و اختیار خرید سهام انگیزه ای برای فرصت‌طلبی مدیران فراهم آورد. بررسی‌ها نشان می‌دهد که اکثر پژوهشگران طرح‌های پاداشی و اختیار خرید سهام که از هزینه‌های نمایندگی محسوب می‌شوند را انگیزه‌ای برای فرصت طلبی مدیران در جهت حداکثری سازی منافع خویش و به تبع آن پنهان نگهداشتن اخبار منفی شرکت می‌دانند (لی و همکاران، ۲۰۲۰، حبیب‌زاده و همکاران، ۱۴۰۰). با این حال این روند فرصت طلبانه مدیریت در جهت حداکثر سازی منافع خویش سرانجام زمانی که وضعیت واقعی شرکت آشکار شود به درماندگی مالی منجر خواهد شد (آندرو و همکاران، ۲۰۲۱). در این راستا، بررسی‌ها نشان می‌دهد، هزینه‌های نمایندگی کمتر، موجب کاهش انباشت اطلاعات منفی و در نتیجه ریسک سقوط قیمت را کاهش می‌دهد (کیم و همکاران[1]، ۲۰۱۱، ۷۱۳). بنابراین، با توجه به موارد بیان شده انتظار بر این است، ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام تحت تاثیر هزینه‌های نمایندگی قرار می‌گیرد که در واقع، موجب تشدید این ارتباط می‌شود.

در ادامه، به بررسی پژوهش‌های تجربی صورت گرفته در این ارتباط پرداخته می‌شود. شواهد تجربی ارتباط مثبت بین اخبار و شوک‌های اطلاعاتی مثبت را با ریسک سقوط قیمت سهام تایید می‌کند (سوی و همکاران، ۲۰۲۲: ۴۹۳). نتایج آن‌ها نشان داد که توجه سرمایه‌گذاران خرد و احساسات بیش از حد خوش‌بینانه سرمایه‌گذاران این ارتباط را تشدید می‌نماید. شو و همکاران [2](۲۰۲۳) به بررسی تاثیر استراتژی کسب و کار بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند، نتایج نشان داد، استراتژی کسب و کار آینده نگر، باعث افزایش ریسک سقوط قیمت سهام شده و همینطور اینکه عدم‌تقارن اطلاعاتی بالاتر و بیش اطمینانی مدیرعامل، موجب تشدید این ارتباط می‌شود. از دیدگاه نوآوری، توسعه نوآوری مالی مبتنی بر فناوری شرکت می‌تواند مدیریت را از پنهان کردن اخبار بد باز دارد که موجب کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی شده و در نتیجه، ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد (وانگ و همکاران[3]، ۲۰۲۳: ۱).

در ایران نیز، بادآورنهندی و تقی‌زاده خانقاه (۱۳۹۶: ۱۹) تاثیر عدم انتشار اخبار بد توسط مدیران بر ریسک سقوط قیمت سهام را مورد بررسی قرار دادند، یافته‌ها نشان داد زمانی که مدیران تصمیم به پنهان نگهداشتن اخبار بد می‌کنند، ریسک سقوط قیمت سهام افزایش می‌یابد. همچنین، بررسی‌ها نشان می‌دهد،

1. Kim et al
2. Xu et al
3. Wang et al

در شرکت‌ها و کسب و کارهای خانوادگی، دوگانگی مدیران عامل (به طور همزمان مدیرعامل و ریس هیئت مدیره بودن)، موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام آتی می‌شوند (ترن و همکاران[1]، ۲۰۲۳: ۴۲۵). همچنین، نتایج پژوهش دهقان منکاآبادی و همکاران (۱۴۰۱: ۷۵) نشان داد که متغیرهای تمرکز مالکیت، اعتماداجتماعی، تخصص حسابرس در صنعت، سر رسید بدهی، محافظه کاری، سود تقسیمی و اثربخشی کنترل های داخلی تاثیر منفی و معنی‌داری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد. همچنین، بررسی نتیجه پژوهشی، در ایران در رابطه با تاثیر عدم اطمینان اقتصادی بر ریسک سقوط قیمت سهام نشان می‌دهد، عدم اطمینان اقتصادی موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام میشود (دیندار فرکوشی و همکاران، ۱۳۹۹: ۱۴۳). بررسی ارتباط بین نوآوری سازمانی و ریسک سقوط قیمت سهام نشان می‌دهد که نوآوری سازمانی این ریسک را کاهش می‌دهد (خلیفه سلطانی و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۳). همچنین، نتایج پژوهش بشکوه و همکاران (۱۳۹۷: ۱۸۳)، ارتباط مثبت بیش اعتمادی مدیران و ریسک سقوط قیمت سهام را تایید می‌کند.

با توجه به بررسی‌ها، تاکنون پژوهشی در محیط اقتصادی ایران به بررسی تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام نپرداخته است. بنابراین، پژوهش حاضر درصدد است تا به بررسی تجربی این موضوع بپردازد. از طرفی استفاده از دو معیار چولگی منفی بازده سهام و نوسان پایین به بالا برای اندازه‌گیری ریسک سقوط قیمت سهام و استفاده از معیار مرتون (مبتنی بر اطلاعات بازاری) که در پژوهش‌های حسابدری کمتر مورد استفاده قرار گرفته و همینطور تعدیل هزینه‌های نمایندگی با متوسط هزینه‌های نمایندگی صنعت نیز موجب استحکام نتایج می‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به استدلال‌های بیان شده در بخش مبانی نظری، فرضیه‌های زیر مطرح می‌شود :

فرضیه اول : ریسک درماندگی مالی موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود.

فرضیه دوم: هزینه‌های نمایندگی ارتباط ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را تشدید می‌کند.

روش پژوهش

این پژوهش در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد. پژوهش از نظر بررسی ارتباط بین متغیرها، توصیفی- همبستگی است. برای اجرای پژوهش حاضر، داده‌های مالی شرکت‌ها جمع‌آوری شده و با استفاده از تحلیل دادههای ترکیبی و روش رگرسیون چنده متغیره، آزمون و تجزیه و تحلیل شده است. آزمون‌ها شامل آمار توصیفی متغیرها و برای تعیین نوع درجه رابطه متغیرهای پژوهش، از ضرایب رگرسیونی چند متغیره استفاده شده است. نمونه پژوهش شامل ۲۱۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در

1. Tran

دوره زمانی ۱۳۹۱تا ۱۴۰۰ است (این نمونه در سال‌های مورد پژوهش با توجه به محدودیت‌های نمونه و دسترسی به داده‌ها، متفاوت است) که بر اساس غربالگری با اعمال محدودیت‌هایی که در ادامه ارائه شده، انتخاب شده‌اند؛ الف) سال مالی شرکت‌های انتخاب شده باید پایان اسفند ماه هر سال باشد؛ ب) دارای وقفه معالاتی بیشتر از سه ماه نباشند؛ ج) اطلاعات شرکت‌ها در سال مورد نظر در دسترس باشد؛ چ) تغییر سال مالی، در بازه زمانی مورد پژوهش نداشته باشد؛ خ) جزء شرکت‌های تولیدی باشند.

قبل از برآورد نهایی مدل، آزمون‌های پیش فرض و فروض کلاسیک بر روی داده‌ها انجام گرفته است. برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته برای هر دو معیار از آزمون کلوموگروف-اسمیرنوف استفاده شد و مشخص شد که هر دو معیار از توزیع نرمال برخوردار هستند. همچنین، آزمون لوین لین چو مانایی تمام متغیرهای پژوهش را در سطح ۹۹٪ تایید کرد.

اندازه‌گیری متغیرها

ریسک سقوط قیمت سهام[1] (متغیروابسته): مشابه مطالعات چن و همکاران (۲۰۰۱) و آندرو و همکاران (۲۰۲۱) از دو معیار چولگی منفی بازده سهام[2] و نوسان پایین به بالا[3] برای محاسبه ریسک سقوط قیمت سهام استفاده شده است که در ادامه نحوه محاسبه هر یک از این معیارها ارائه می‌شود:

چولگی منفی بازده سهام: برای محاسبه معیار چولگی منفی بازده سهام، ابتدا بازده ماهانه خاص شرکت با استفاده از رابطه (۱) محاسبه می‌شود:

$$w_{j,t} = \ln(1 + e_{j,t})$$ رابطه (۱)

در رابطه فوق، $W_{j,t}$: برابر است با بازده ماهانه خاص شرکت j در ماه t در طی سال مالی و $\varepsilon_{j,t}$: برابر است. با بازده باقیمانده سهام شرکت j در ماه t و بصورت باقیمانده، مدل (۱) محاسبه می‌شود:

$$r_{j,t} = a_j + \beta_{1,i} r_{m,t-2} + \beta_{1,i} r_{m,t-1} + \beta_{1,i} r_{m,t} + \beta_{1,i} r_{m,t+1} + \beta_{1,i} r_{m,t+2} + e_{j,t}$$ مدل (۱)

در مدل (۱)، $r_{j,t}$: برابر است با بازده ماهانه سهام شرکت j در ماه t در طی سال مالی و $r_{m,t}$: برابر است با بازده ماهانه بازار در ماه t در طی سال مالی که برای محاسبه بازده ماهانه بازار، شاخص ابتدای ماه از شاخص پایان ماه کسر شده و حاصل بر شاخص ابتدای ماه تقسیم می‌شود. درنهایت، با استفاده از بازده خاص شرکت، معیار اول برای اندازه‌گیری ریسک سقوط قیمت سهام به شیوه رابطه (۲) محاسبه شده است:

$$NCSKEW_{j,t} = -\{ n(n-1)^{3/2} \sum w3_{j,t} \} / \{(n-1)(n-2)(\sum w2_{j,t})^{3/2} \}$$ رابطه (۲)

در رابطه فوق، $NCSKEW_{j,t}$: چولگی منفی بازده ماهانه سهام j طی سال مالی t؛ $W_{j,t}$: بازده ماهانه خاص شرکت j در ماه t؛ N : تعداد ماه‌هایی که بازده آن‌ها محاسبه شده است؛ شاخص NCSKEW در (۱-) ضرب شده است تا مقدار بالاتر نشان‌دهنده ریسک سقوط بیشتری باشد.

1. Crash
2. Ncskew
3. DUVOL

نوسان پایین به بالا: چن و همکاران (۲۰۰۱: ۱۰) این موضوع را ارائه دادند که نوسان پایین به بالا، نوسانات نامتقارن بازده سهام را کنترل می‌کنند. از طرفی اگر مقدار این معیار بالا باشد، طبق توزیع، دارای چولگی چپ بیشتری است. این معیار طبق رابطه (۳) محاسبه شده است :

$$DUVOLjt = LN\left(\frac{\left[(n_u-1)\sum_{DOWN} w_{jt}^2\right]}{\left[(n_d-1)\sum_{UP} w_{jt}^2\right]}\right)$$ رابطه (۳)

در رابطه (۳)، DOWN : برابر با انحراف معیار مشاهدات کمتر از میانگین برای بازده خاص شرکت i درسال مالی t؛ UP: نشان‌دهنده انحراف معیار مشاهدات بزرگتر از میانگین برای بازده خاص شرکت i در سال مالی t؛ nu: برابر با است با تعداد ماه‌های بالا طی سال مالی t؛ nd : برابر است با تعداد ماه‌های پایین طی سال مالی t است.

ارزش‌های بالای DUVOL نشان‌دهنده ریسک سقوط قیمت سهام بالا است.

ریسک درماندگی مال[1] (متغیر مستقل): در رابطه با اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی، مدل‌های متعددی مورد استفاده پژوهشگران بوده است. گروهی از این مدل‌ها مبتنی بر اطلاعات بازاری؛ گروهی مبتنی بر اطلاعات حسابداری و گروهی اخیرا به کمک هوش مصنوعی مورد استفاده پژوهشگران بوده است. در پژوهش حاضر از مدل مرتون (۱۹۷۴) (مبتنی بر اطلاعات بازاری) به پیروی از آندرو و همکاران (۲۰۲۱) برای اندازه‌گیری این متغیر استفاده شده است. این مدل یک تکنیک بسیار قوی و ساده است که احتمالات آینده نگر نکول یا ریسک درماندگی مالی را مشروط به ارزش دارایی‌های جاری، اهرم، نوسانات دارایی و ساختار بدهی تولید می‌کند. مدل مرتون ریسک درماندگی مالی را در زمان سر رسید بدهی شرکت به صورت مدل (۲) محاسبه می‌کند:

$$DDi,t = \frac{\ln\left(\frac{V}{D}\right)+\left(R_{t-1}-0.5\sigma_{BS}^2\right)T}{\sigma_{BS}\sqrt{T}}$$ مدل (۲)

در مدل (۲)، DD : فاصله تا نکول است؛ D: برابر است با مجموع ارزش دفتری بدهی‌ها در پایان سال مالی t؛ ME :ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی t؛ V: مجموع ارزش دارایی‌های شرکت که برابر است با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی t به اضافه مجموع ارزش دفتری بدهی‌ها در پایان سال مالی t؛ R_{t-1}: مجموع بازده سالانه سهام شرکت i در پایان سال مالی $t-1$؛ δ_{BS} : نوسانات بازده کل دارایی‌های شرکت که برابر است با نوسان‌پذیری تقریبی ارزش شرکت در پایان سال مالی T که به شیوه رابطه (۴) محاسبه شده است:

$$\sigma BS = \left(\frac{ME}{ME+D}\right)\sigma E + \left(\frac{D}{ME+D}\right)\sigma D$$ رابطه (۴)

در رابطه (۴)، σE: نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت i در سال t (با استفاده از انحراف معیاربازده ماهانه سهام شرکت درسال مالی $t-1$)؛ σBS : نوسان‌پذیری تقریبی ارزش شرکت در پایان سال مالی t؛ σD:

1. DR (Distress Risk)

برابر است با یک چهارم نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت i در سال t به علاوه ۵ ٪؛ T : دوره سر رسید که برابر با یک سال در نظر گرفته می‌شود؛

متعاقباً، ریسک درماندگی مالی DR برای شرکت i در سال مالی t، احتمال نکول است که به صورت احتمال تجمعی توزیع نرمال استاندارد فاصله منفی تا نکول به شیوه رابطه (۵) محاسبه شده است، بنابراین:

$$DR_{j,t} = N\left(-DD_{i,t}\right) \quad \text{رابطه (۵)}$$

که در این رابطه : N(.) : تابع تجمعی احتمال توزیع نرمال استاندارد که ابتدا DD محاسبه شده، سپس در منفی یک ضرب می‌شود. در نهایت برای منفی DD، احتمال نکول از جدول احتمال توزیع نرمال استاندارد استخراج شده است.

هزینه‌های نمایندگی[1](متغیر تعدیلگر): در پژوهش حاضر برای سنجش این متغیر از معیار تعامل فرصت‌های رشد با جریان های نقد آزاد (FCF * Q.TOBIN) استفاده شده است که در ادامه معرفی می‌شود. با توجه به این که میزان هزینه‌های نمایندگی در صنعت‌های مختلف متفاوت است، از این رو متغیر هزینه‌های نمایندگی هر شرکت با متوسط هزینه‌های نمایندگی صنعت خود تعدیل شده است.

جریان‌های نقد آزاد (FCF): جریان‌های نقد آزاد در این پژوهش مطابق با مدل لن و پولسن [2] (۱۹۸۹) محاسبه شده است که نحوه محاسبه آن به صورت رابطه (۶) است:

$$FCF_{i,t} = \frac{\left(INC_{i,t} - TAX_{i,t} - INTEXP_{i,t} - CSDIV_{i,t}\right)}{TA_{i,t}} \quad \text{رابطه (۶)}$$

در رابطه (۶): $FCF_{i,t}$: جریان‌های نقد آزاد شرکت i در سال مالی t؛ $INC_{i,t}$:سود عملیاتی قبل از کسر استهلاک شرکت i در سال مالی t؛ $TAX_{i,t}$: مالیات بر درآمد پرداختی شرکت i در سال مالی t؛ $INTEXP_{i,t}$: هزینه بهره پرداختی شرکت i در سال مالی t؛ $CSDIV_{i,t}$: سود سهام پرداختی شرکت i در سال مالی t؛ $TA_{i,t}$: مجموع ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در سال مالی t؛

فرصت‌های رشد (Q.TOBIN): مجموع ارزش بازارحقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها در پایان سال مالی تقسیم بر مجموع ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال مالی.

نحوه محاسبه هزینه‌های نمایندگی از طریق این معیار، به این صورت است که ابتدا جریان‌های نقد آزاد و نسبت کیوتوبین محاسبه شده است. سپس در هر سال، جریان‌های نقد آزاد و نسبت کیوتوبین با میزان متوسط صنعت تعدیل شده‌اند. به این صورت که میزان فرصت‌های رشد هر شرکت در هر سال، با متوسط صنعت در آن سال مقایسه شده و اگر مقدار، بیشتر از متوسط صنعت باشد، صفر در غیر این صورت، یک در نظر گرفته شده است. تعدیل جریان‌های نقد آزاد هر شرکت با متوسط صنعت نیز به این صورت انجام شده است که میزان جریان‌های نقد آزاد هر شرکت در هر سال، با متوسط صنعت در آن سال مقایسه شده، اگرمقدار، بیشتر از متوسط صنعت باشد، یک و در غیر این صورت، صفر در نظر گرفته شده است.

1. AC (Agency Costs)
2. Lehn and Poulsen

سپس، شرکت‌هایی که در آن‌ها جریان‌های نقد آزاد بالاتر از متوسط صنعت و فرصت‌های رشد (کیوتوبین) پایین‌تر از متوسط صنعت باشد، دارای هزینه‌های نمایندگی بالایی هستند، که برای آن‌ها عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر اختصاص داده شده است.

مدل‌های پژوهش

برای بررسی ارتباط ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام (آزمون فرضیه اول)، مدل (۳) که توسط آندرو و همکاران (۲۰۲۱) مطرح شده، برآورد شده است.

$$\mathrm{Crash}_{i,t} = a_0 + a_1 \mathrm{DR}_{i,t} + \sum_{k=2}^{k} a_k \, \mathrm{controls}_{i,t-1} + e_{i,t} \qquad \text{مدل (۳)}$$

همچنین، برای بررسی تاثیر هزینه های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام (آزمون فرضیه دوم)، مدل (۴) با اضافه کردن متغیر هزینه‌های نمایندگی به عنوان متغیر تعدیل‌گر، برآورد شده است:

$$\mathrm{Crash}_{i,t} = a_0 + a_1 \mathrm{DR}_{i,t} + a_2 \mathrm{AC}_{i,t} + (\mathrm{AC} * \mathrm{DR}) + \sum_{k=2}^{k} a_k \, \mathrm{controls}_{i,t-1} + e_{i,t} \qquad \text{مدل (۴)}$$

متغیرهای کنترلی عبارتند از:

- $\mathrm{NCSKEW}_{i,t-1}$: ریسک سقوط قیمت سهام در سال مالی $t-1$ که به صورت چولگی منفی بازده ماهانه سهام در سال مالی $t-1$ محاسبه شده است؛
- $\mathrm{SIZE}_{i,t-1}$: اندازه شرکت، که برابر با لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در سال مالی $t-1$؛
- $\mathrm{MB}_{i,t-1}$: فرصت‌های سرمایه‌گذاری که برابر است با نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در سال مالی $t-1$؛
- $\mathrm{LEV}_{i,t-1}$: اهرم مالی که برابر با نسبت مجموع ارزش دفتری بدهی‌ها بر مجموع ارزش دفتری دارایی ها در سال مالی $t-1$؛
- $\mathrm{R0A}_{i,t-1}$: بازده دارایی‌ها که برابر با نسبت سود عملیاتی شرکت به مجموع ارزش دفتری دارایی‌ها در سال مالی $t-1$؛
- $\mathrm{SDRET}_{i,t-1}$: برابر با انحراف معیار بازده ماهانه سهام در سال مالی $t-1$؛

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای کمی و کیفی، در جدول (۱) و (۲) نشان داده شده است. میانگین ریسک سقوط قیمت سهام برای شرکت‌های نمونه در معیار چولگی منفی بازده سهام، (۰/۲۶-) و معیار نوسان پایین به بالا، (۰/۰۸-) است، که اولاً؛ نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیرها حول این نقاط متمرکز شده‌اند، ثانیا؛ میانگین‌های محاسبه شده برای هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام، با میانگین‌های محاسبه شده دیگر پژوهش‌ها در محیط اقتصادی ایران، برای این متغیر، مطابقت دارد به طور مثال (اسلام

دوست و همکاران، ۱۴۰۰: ۲۳۸؛ دیندار فرکوشی و همکاران، ۱۴۰۰: ۱۵۴؛ برداران حسن زاده و همکاران و تقی‌زاده خانقاه، ۱۳۹۷؛ ۷۸)، که حاکی از معتبر بودن نمونه انتخابی پژوهش حاضر است. همچنین، بیشترین مقدار متغیر ریسک سقوط قیمت سهام در دو معیار به ترتیب برابر (۳/۲۱) و (۱/۷۰) که به ترتیب مربوط به شرکت فارسیت اهواز ۱۳۹۱و شرکت پالایش نفت تهران در سال ۱۳۹۳ است، همچنین کمترین میزان مقدار این متغیر در دو معیار (۱/۳۷-) و (۳/۴۰-) است که به ترتیب مربوط به شرکت سیمان فارس در سال ۱۳۹۳ و شرکت فرآورده‌های تزریقی در سال ۱۳۹۱ است. مقدار میانگین متغیر ریسک درماندگی مالی برابر با (۰/۲۳) است. همچنین، میانگین نسبت بدهی در محیط اقتصادی ایران برابر با (۰/۶۰) است.

جدول ۱. آمارتوصیفی

نماد	متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشینه	کمینه	چولگی	کشیدگی
DUVOL	نوسان پایین به بالا	-۰/۰۹	-۰/۰۸	۰/۲۹	۱/۰۷	-۱/۳۷	۰/۱۰	۳/۶۹
NCSKEW	چولگی منفی بازده سهام	-۰/۳۱	-۰/۲۵	۰/۹۱	۳/۲۱	-۳/۴۰	۰/۰۵	۳/۴۶
DR	ریسک درماندگی مالی	۰/۲۳	۰	۰/۳۷	۱	۰	۱/۲۵	۲/۲۸
AC	هزینه های نمایندگی	۰/۱۸	۰	۰/۳۸	۱	۰	۱/۶۶	۳/۷۳
$NCSKEW_{i,t-1}$	چولگی منفی بازده سهام در سال قبل	-۰/۳۰	-۰/۳۳	۰/۹۰	۳/۲۱	-۳/۴۰	۰	۳/۲۵
$SIZE_{i,t-1}$	اندازه	۱۴/۸۸	۱۴/۷۵	۲/۰۶۸	۲۱/۸	۸	۰/۲۵	۲/۸۲
$MB_{i,t-1}$	فرصت‌های سرمایه‌گذاری	۵/۷۵	۳/۱۸	۷/۶۶	۱۵/۳	-۲/۹	۲/۷۵	۱۲
$LEV_{i,t-1}$	اهرم مالی	۰/۶۰	۰/۵۷	۰/۳۴	۲/۹	۰	۲/۲۶	۱۳
$ROA_{i,t-1}$	بازده دارایی	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۷	۱/۰۲	-۱/۱۱	-۰/۲۱	-۷/۲۰
$SDRET_{i,t-1}$	انحراف معیار بازده ماهانه	۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۱۰	۱/۰۷۸	۰	۱/۷۷	۱۰

ماخذ: محاسبات پژوهش

لازم به ذکر است، با توجه به جدول (۲)، ٪۱۹ شرکت‌ها دارای هزینه‌های نمایندگی بیشتر از صنعت و ٪۸۱ شرکت های دارای هزینه‌های نمایندگی کمتر از صنعت هستند.

جدول ۲. شاخص‌های آمار توصیفی متغیر هزینه‌های نمایندگی

درصد	فروانی	شرح	
۸۱	۱۴۲۴	دارای هزینه‌های نمایندگی کمتر از صنعت	معیار (تعامل جریان‌های نقد آزاد بالا و فرصت‌های رشد پایین)
۱۹	۳۲۳	دارای هزینه‌های نمایندگی بیشتر از صنعت	
۱۰۰	۱۷۴۷	جمع	

ماخذ: محاسبات پژوهش

تاثیر ریسک درماندگی مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام

ادعای فرضیه اول پژوهش این است که ریسک درماندگی مالی موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود. با توجه به جدول (۳)، سطح معنی‌داری آزمون اف لیمر برای معیار اول متغیر وابسته کمتر از ۵٪ و برای معیار دوم بیشتر از ۵٪ است، لذا در معیار اول با توجه به رد فرض H0، آزمون هاسمن انجام می‌شود و در معیار دوم با توجه به تایید فرضH0 آزمون هاسمن انجام نمی‌شود. نتیجه آزمون هاسمن (معیار اول) نشان داد، مدل از نوع اثرات ثابت است. همچنین، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در هر دو معیار (آزمون LR)، در تخمین نهایی مدل‌ها، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج برآورد مدل برای معیار اول ریسک درماندگی مالی (مرتون) و دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام (چولگی منفی بازده سهام و نوسان پایین به بالا) در جدول (۳) نشان داده شده است. نتایج برآورد رگرسیون برای هر دو معیار نشان می‌دهد، سطح معنی‌داری هر دو معیار متغیر وابسته حاکی از معنی‌دار بودن هر دو مدل درسطح ۹۹٪ می‌باشد. مقدار آماره دوربین – واتسون برای هر دو معیار متغیر وابسته بین ۱/۵ تا ۲/۵ است، بنابراین مدل‌ها مشکل همبستگی سریالی ندارند. ضریب تعیین تعدیل شده برای هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام، به ترتیب ۱۴٫۴٪ و ۱۴٫۸٪ است که نشان می‌دهد، متغیر وابسته به این میزان توسط متغیر مستقل و کنترلی توضیح داده شده است. همچنین با توجه به نتایج محاسبه شده مشاهده می‌شود که مقدار VIF کمتر از ۱۰ می باشند، که حاکی از عدم وجود هم خطی می‌باشد.

در هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام، سطح معنی‌داری متغیر ریسک درماندگی مالی بیشتر از ۵٪ است، از این رو بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. یعنی ریسک درماندگی مالی موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام نمی‌شود. بنابراین فرضیه اول پژوهش با استفاده از هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام رد می‌شود. با توجه به اینکه این فرضیه از لحاظ تئوری منطقی بوده ولی به طور تجربی این ارتباط برقرار نبود، می‌توان عدم وجود کارایی در بازار بورس اوراق بهادار تهران را یکی از دلایل این وضعیت اشاره کرد، بخصوص با توجه به اینکه معیار مرتون مبتنی بر اطلاعات بازاری است و کارایی بازار اهمیت زیادی دراندازه‌گیری این متغیر دارد. البته انتخاب مدل اندازه گیری ریسک درماندگی مالی نیز در نتایج بدست آمده بی تاثیر نبوده است و اگر از مدل‌های دیگری برای اندازه گیری ریسک درماندگی مالی استفاده شود، ممکن است این فرضیه تایید شود.

همچنین، از بین متغیرهای کنترلی، متغیر نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و چولگی منفی بازده سهام با معیار نوسان پایین به بالا (متغیر وابسته) ارتباط مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین، متغیرهای اندازه شرکت و انحراف معیار میانگین بازده ماهانه سهام، به ترتیب با هر دو معیار متغیر وابسته ارتباط مثبت و منفی معنی‌داری دارند.

جدول ۳. بررسی ارتباط ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام (آزمون فرضیه اول)

$$Crash_{i,t} = \alpha_0 + a_1 DR_{i,t} + \sum_{k=2}^{k} a_k \ controls_{i,t-1} + e_{i,t}$$

متغیر	NCSKEW				DUVOL			
	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	VIF	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	VIF
عرض از مبدا	-۰/۶۷۷	-۴/۳۳۸	۰/۰۰۰	----	-۰/۱۸۵	-۳/۶۰۱	۰/۰۰۰	----
DR	-۰/۰۸۸	-۱/۶۰۰	۰/۱۰۹	۱/۳۴	-۰/۰۰۹	-۰/۵۴۹	۰/۵۸۲	۱/۳۴
$NCSKEW_{i,t-1}$	-۰/۰۱۰	-۰/۴۵۴	۰/۶۴۹	۱/۰۱	۰/۰۱۸	۲/۶۱۷	۰/۰۰۸	۱/۰۰
$SIZE_{i,t-1}$	۰/۰۴۷	۴/۵۹۵	۰/۰۰۰	۱/۴۰	۰/۰۱۳	۴/۰۱۶	۰/۰۰۰	۱/۳۹
$MB_{i,t-1}$	۰/۰۰۳	۱/۴۶۶	۰/۱۴۲	۱/۳۱	۰/۰۰۲	۲/۵۰۳	۰/۰۱۲	۱/۳۳
$LEV_{i,t-1}$	۰/۰۴۶	۰/۷۶۰	۰/۴۴۷	۱/۳۸	۰/۰۲۳	۱/۳۵۲	۰/۱۷۶	۱/۳۸
$ROA_{i,t-1}$	۰/۰۵۰	۰/۳۶۲	۰/۷۱۷	۱/۴۸	۰/۰۱۲	۰/۲۷۲	۰/۷۸۵	۱/۴۸
$SDRET_{i,t-1}$	-۲/۳۸۴	۱/۷۲۶ -۴	۰/۰۰۰	۱/۲۲	-۰/۸۰۷	۱/۴۲۶ -۴	۰/۰۰۰	۱/۲۵
NCSKEW	ناهمسانی واریانس (LR)		۲۸۱/۱۰ (۰/۰۰۰)	دوربین واتسون			۱/۹۶	
	ضریب تعیین		۰/۱۴۴	نوع آزمون		اف لیمر		هاسمن
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۴۰	سطح معنی‌داری		۰/۰۱۸		۰/۰۰۰
	آماره فیشر		۳۶/۶۲ (۰/۰۰۰)	نوع رگرسیون		پانل (اثرات ثابت)		
DUVOL	ناهمسانی واریانس(LR)		۳۸۲/۹۰ (۰/۰۰۰)	دوربین واتسون			۲/۰۸	
	ضریب تعیین		۰/۱۴۸	نوع آزمون		اف لیمر		هاسمن
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۴۴	سطح معنی‌داری		۰/۲۰۸		----
	آماره فیشر		۳۷/۸۷ (۰/۰۰۰)	نوع رگرسیون		پولینگ		

ماخذ: محاسبات پژوهش

تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام

ادعای فرضیه دوم پژوهش این است که هزینه‌های نمایندگی ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را تشدید می‌کند. به عبارتی، بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام ارتباط مثبت وجود دارد و این ارتباط قوی‌تر خواهد بود زمانی که شرکت‌ها دارای هزینه‌های نمایندگی

باشند. با توجه به جدول (۴)، سطح معنی‌داری آزمون اف لیمر برای معیار اول متغیر وابسته کمتر از ۵٪ و برای معیار دوم بیشتر از ۵٪ است، لذا در معیار اول با توجه به رد فرض H0، آزمون هاسمن انجام می‌شود و در معیار دوم با توجه به تایید فرضH0 آزمون هاسمن انجام نمی‌شود. نتیجه آزمون هاسمن (معیار اول) نشان داد، مدل از نوع اثرات ثابت است. همچنین، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در هر دو معیار (آزمون LR)، در تخمین نهایی مدل‌ها، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج برآورد مدل دوم برای آزمون فرضیه دوم، از طریق معیار اول ریسک درماندگی مالی (مرتون) و دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام (چولگی منفی بازده سهام و نوسان پایین به بالا) در جدول (۴) نشان داده شده است. نتایج برآورد رگرسیون برای هر دو معیار نشان می‌دهد، سطح معنی‌داری هر دو معیار متغیر وابسته حاکی از معنی‌دار بودن هر دو مدل درسطح ۹۹٪ می‌باشد. مقدار آماره دوربین – واتسون برای هر دو معیار متغیر وابسته بین ۱/۵ تا ۲/۵ است، بنابراین مدل‌ها مشکل همبستگی سریالی ندارند. ضریب تعیین تعدیل شده برای هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام، به ترتیب ۱۳٫۹٪ و ۱۴٫۵٪ است که نشان می‌دهد، متغیر وابسته به این میزان توسط متغیر مستقل و کنترلی توضیح داده شده است. همچنین با توجه به نتایج محاسبه شده مشاهده می‌شود که مقدار VIF کمتر از ۱۰ می باشند که حاکی از عدم‌وجود هم خطی می‌باشد.

در هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام، سطح معنی‌داری متغیر ریسک درماندگی مالی با وجود هزینه‌های نمایندگی، بیشتر از ۵٪ است، از این رو هزینه‌های نمایندگی بر رابطه بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام تاثیر معنی‌داری به لحاظ آماری ندارد. بنابراین فرضیه دوم پژوهش رد می‌شود. با توجه به پشتوانه تئوریک این فرضیه، از دلایل رد این فرضیه دستکاری اطلاعات حسابداری شرکت توسط مدیریت می‌توان اشاره کرد. مدیران در رابطه نمایندگی با توجه به تئوری هزینه معاملات دارای دیدگاه متفاوتی نسبت به مالکان هستند و برای حداکثر سازی منافع خود اقدام می‌کنند و این موضوع با توجه به فرصت طلبی مدیران در اطلاعات انعکاس نمی‌یابد که هزینه‌های نمایندگی را کمتر از واقعیت نشان می‌دهد، از این رو می‌توان از دلایل رد فرضیه به این موضوع اشاره کرد. در واقع، واقعیتی که از وضعیت شرکت وجود دارد، در اطلاعات حسابداری یا قیمت‌های بازاری منعکس نمی‌شود که در نهایت، بر بی معنی شدن ارتباط متغیرهای پژوهش تاثیر بسزایی می‌گذارد.

همچنین، از بین متغیرهای کنترلی، متغیر نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و چولگی منفی بازده سهام با معیار نوسان پایین به بالا (متغیر وابسته) ارتباط مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین، متغیرهای اندازه شرکت و انحراف معیار میانگین بازده ماهانه سهام، به ترتیب با هر دو معیار متغیر وابسته ارتباط مثبت و معنی‌دار و منفی و معنی‌داری دارند.

جدول ۴. هزینه‌های نمایندگی و ارتباط ریسک درماندگی مالی با ریسک سقوط قیمت سهام (آزمون فرضیه دوم)

$$Crash_{i,t} = \alpha_0 + a_1 DR_{i,t} + a_2 AC_{i,t} + a_3(AC * DR) + \sum_{k=2}^{k} a_k \ controls_{i,t-1} + e_{i,t}$$

متغیر	NCSKEW				DUVOL			
	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	VIF	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	VIF
عرض از مبدا	-۰/۶۲۷	-۳/۹۳۷	۰/۰۰۰	----	-۰/۱۸۶	-۳/۵۹۱	۰/۰۰۰	----
DR	-۰/۰۶۹	-۱/۲۲۵	۰/۲۳۶	۱/۴۷	۰/۰۰۱	۰/۰۹۹	۰/۹۲۰	۱/۴۸
AC	-۰/۰۵۰	-۰/۸۵۹	۰/۳۱۲	۱/۲۶	۰/۰۱۵	۰/۹۴۴	۰/۳۴۴	۱/۲۶
AC*DR	-۰/۱۷۳	-۱/۳۳۲	۰/۲۰۹	۱/۲۹	-۰/۰۹۰	-۱/۹۴۹	۰/۰۵۱	۱/۲۹
$NCSKEW_{i,t-1}$	-۰/۰۱۲	-۰/۶۴۱	۰/۵۷۱	۱/۰۱	۰/۰۱۸	۲/۶۰۶	۰/۰۰۹	۱/۰۱
$SIZE_{i,t-1}$	۰/۰۴۵	۴/۳۳۷	۰/۰۰۰	۱/۴۰	۰/۰۱۳	۳/۹۹۲	۰/۰۰۰	۱/۴۰
$MB_{i,t-1}$	۰/۰۰۳	۱/۲۹۹	۰/۱۱۸	۱/۳۲	۰/۰۰۲	۲/۵۴۶	۰/۰۱۱	۱/۳۳
$LEV_{i,t-1}$	۰/۰۳۲	۰/۵۸۸	۰/۵۹۳	۱/۳۸	۰/۰۲۱	۱/۲۳۶	۰/۲۱۶	۱/۳۸
$ROA_{i,t-1}$	۰/۰۵۰	۰/۵۴۶	۰/۷۲۲	۱/۵۱	۰/۰۰۶	۰/۱۵۲	۰/۸۷۸	۱/۵۱
$SDRET_{i,t-1}$	-۲/۳۹	-۱۴/۷۳۵	۰/۰۰۰	۱/۲۲	-۰/۸۰۵	-۱۴/۴۱۴	۰/۰۰۰	۱/۲۴
NCSKEW	ناهمسانی واریانس (LR)		۲۷۹/۱۳ (۰/۰۰۰)		دوربین واتسون		۱/۹۴	
	ضریب تعیین		۰/۱۴۴		نوع آزمون		اف لیمر	هاسمن
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۳۹		سطح معنی‌داری		۰/۰۲۱	۰/۰۰۰
	آماره فیشر		۲۸/۴۱ (۰/۰۰۰)		نوع رگرسیون		پانل(اثرات ثابت)	
DUVOL	ناهمسانی واریانس (LR)		۲۷۳/۶۱ (۰/۰۰۱)		دوربین واتسون		۲/۰۸	
	ضریب تعیین		۰/۱۵۰		نوع آزمون		اف لیمر	هاسمن
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۴۵		سطح معنی‌داری		۰/۲۲۲	----
	آماره فیشر		۲۹/۹۱ (۰/۰۰۰)		نوع رگرسیون		پولینگ	

ماخذ: محاسبات پژوهش

آزمون‌های اضافی

با توجه به اینکه، ارتباطی بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام با نقش تعدیلی هزینه‌های نمایندگی با استفاده از مدل مبتنی بر اطلاعات بازاری (مرتون ۱۹۷۴) برای ریسک درماندگی مالی یافت نشد، برای استحکام نتایج، ریسک درماندگی مالی از مدل مبتنی بر اطلاعات حسابداری (مدل آلتمن ۱۹۶۸) محاسبه شده است (در مدل‌های پژوهش، درماندگی مالی محاسبه شده از طریق معیار

آلتمن اندازه‌گیری شده است) تا نتایج بدست آمده، مورد مقایسه با معیار اطلاعات بازاری (مرتون) ریسک درماندگی مالی، قرار گیرد:

نحوه سنجش درماندگی مالی مبتنی بر اطلاعات حسابداری

ریسک درماندگی مالی (آلتمن ۱۹۶۸): معروف ترین مدل پیش‌بینی درماندگی مالی و ورشکستگی در سال ۱۹۶۸ توسط ادوارد آلتمن ارائه شد. آلتمن با این روش از میان ۲۲ نسبت مالی، ۵ نسبت را به عنوان متغیرهای مستقل در الگوی Z ترکیب نمود. رابطه (۷) این مدل را نمایش می‌دهد:

$$Z = 0.717X1 + 0.847X2 + 3.107X3 + 0.42X4 + 0.998X5$$ رابطه (۷)

در رابطه (۷) X1 برابر است با سرمایه درگردش تقسیم بر کل دارایی‌ها؛ X2 برابر است با سود (زیان) انباشته تقسیم بر کل دارایی‌ها؛ X3 برابر است با سود قبل از بهره و مالیات تقسیم بر کل دارایی‌ها؛ X4 برابر است با ارزش دفتری بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم بر کل بدهی‌ها؛ X5 برابر است با فروش خالص تقسیم بر کل دارایی‌ها.

تاثیر ریسک درماندگی مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام با استفاده از مدل z آلتمن

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل اضافی مدل اول پژوهش برای فرضیه اول، از طریق معیار آلتمن برای ریسک درماندگی مالی در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به جدول ذکر شده، سطح معنی‌داری آزمون اف لیمر برای هر دو معیار بیشتر از ۵٪ است، لذا نیازی به انجام آزمون هاسمن نبوده و در هر دو معیار با توجه به رد فرض H0، مدل‌ها از نوع پولینگ است. همچنین، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در هر دو معیار (آزمون LR)، در تخمین نهایی مدل‌ها، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج برآورد مدل برای معیار دوم ریسک درماندگی مالی (آلتمن) و دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام (چولگی منفی بازده سهام و نوسان پایین به بالا) در جدول (۵) نشان داده شده است. نتایج برآورد رگرسیون برای هر دو معیار نشان می‌دهد، سطح معنی‌داری هر دو معیار متغیر وابسته حاکی از معنی‌دار بودن هر دو مدل درسطح ۹۹٪ می‌باشد. مقدار آماره دوربین – واتسون برای هر دو معیار متغیر وابسته بین ۱/۵ تا ۲/۵ است، بنابراین، مدل‌ها مشکل همبستگی سریالی ندارند. ضریب تعیین تعدیل شده برای هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام، به ترتیب ۱۴٫۶٪ و ۲۳٪ است که نشان می‌دهد، متغیر وابسته به این میزان توسط متغیر مستقل و کنترلی توضیح داده شده است. همچنین با توجه به نتایج محاسبه شده مشاهده می‌شود که مقدار VIF کمتر از ۱۰ می باشند، که حاکی از عدم‌وجود همخطی می‌باشد.

سطح معنی‌داری متغیر ریسک درماندگی مالی در معیار اول ریسک سقوط قیمت سهام کمتر از ۵٪ است، از این رو بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام ارتباط معنی‌داری وجود دارد. با توجه به ضریب این متغیر، این ارتباط از نوع مثبت است. در واقع ریسک درماندگی مالی موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود. بنابراین فرضیه اول پژوهش از طریق معیار آلتمن تایید می‌شود. یعنی

مدیران فرصت طلب شرکت‌هایی که درماندگی مالی دارند، با احتکار اخبار بد در رابطه با وضعیت بنیادی اقتصادی شرکت، احتمال کاهش شدید قیمت سهام را افزایش می‌دهند.

همچنین، ارتباط معنی‌داری بین ریسک درماندگی مالی با معیار دوم ریسک سقوط قیمت سهام با توجه به سطح معنی‌داری این متغیر (بیشتر از ۵٪) وجود ندارد. همچنین، از بین متغیرهای کنترلی، متغیر اندازه و نسبت بدهی شرکت با هر دو معیار متغیر وابسته ارتباط مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین، متغیر نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و چولگی منفی بازده سهام با معیار نوسان پایین به بالا (متغیر وابسته) ارتباط مثبت و معنی‌داری دارند. متغیر انحراف معیار میانگین بازده ماهانه سهام، با هر دو معیار متغیر وابسته ارتباط منفی و معنی‌داری دارد.

جدول ۵. بررسی ارتباط ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام (معیار آلتمن)

$$Crash_{i,t} = \alpha_0 + a_1 Z_{i,t} + \sum_{k=2}^{k} a_k \ controls_{i,t-1} + e_{i,t}$$

متغیر	NCSKEW				DUVOL			
	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	VIF	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	VIF
عرض از مبدا	-۱/۰۱۸	-۶/۱۹۳	۰/۰۰۰	----	-۰/۲۶۴	۵/۴۶۹ -	۰/۰۰۰	----
Z(altman)	۰/۰۲۱	۲/۰۴۴	۰/۰۴۱	۱/۴۳	۰/۰۰۴	۱/۳۶۲	۰/۱۷۳	۱/۴۲
$NCSKEW_{i,t-1}$	-۰/۰۳۷	-۱/۶۸۶	۰/۰۹۱	۱/۰۱	۰/۰۱۶	۲/۴۳۴	۰/۰۱۵	۱/۰۱
$SIZE_{i,t-1}$	۰/۰۶۳	۶/۰۹۸	۰/۰۰۰	۱/۳۹	۰/۰۱۷	۵/۷۱۸	۰/۰۰۰	۱/۳۸
$MB_{i,t-1}$	۰/۰۰۵	۱/۹۳۲	۰/۰۵۳	۱/۴۰	۰/۰۰۳	۳/۴۸۷	۰/۰۰۰	۱/۴۲
$LEV_{i,t-1}$	۰/۱۲۸	۱/۹۶۴	۰/۰۴۹	۱/۵۳	۰/۰۶۱	۳/۴۹۴	۰/۰۰۰	۱/۵۳
$ROA_{i,t-1}$	۰/۱۱۰	۰/۷۴۹	۰/۴۵۳	۱/۶۶	۰/۰۳۷	۰/۸۸۰	۰/۳۷۸	۱/۶۵
$SDRET_{i,t-1}$	-۲/۲۶۰	-۱۱/۲۱۵	۰/۰۰۰	۱/۵۹	۰/۸۱	۱/۳۶۷ -۳	۰/۰۰۰	۱/۶۲
NCSKEW	ناهمسانی واریانس (LR)		۲۸۲/۱۰ (۰/۰۰۰۶)	دوربین واتسون		۱/۹۶		
	ضریب تعیین		۰/۱۵۱	نوع آزمون		اف لیمر		هاسمن
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۴۶	سطح معنی‌داری		۰/۱۳۱		----
	آماره فیشر		۲۷/۴۵ (۰/۰۰۰)	نوع رگرسیون		پولینگ(تلفیقی)		
DUVOL	ناهمسانی واریانس (LR)		۳۸۴۰/۵۷ (۰/۰۰۰)	دوربین واتسون		۲/۱۱		
	ضریب تعیین		۰/۲۴	نوع آزمون		اف لیمر		هاسمن
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۲۳	سطح معنی‌داری		۰/۴۶۱		----
	آماره فیشر		۴۸/۴۹ (۰/۰۰۰)	نوع رگرسیون		پولینگ(تلفیقی)		

ماخذ: محاسبات پژوهش

تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام با استفاده از مدل z آلتمن

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل اضافی مدل دوم پژوهش برای آزمون فرضیه دوم، از طریق معیار آلتمن برای ریسک درماندگی مالی در جدول (۶) ارائه شده است. با توجه به جدول ذکر شده، سطح معنی‌داری آزمون اف لیمر برای هر دو معیار متغیر وابسته بیشتر از ۵٪ است، لذا فرض H0 رد و آزمون هاسمن انجام شده است. نتیجه آزمون هاسمن نشان داد، مدل‌ها از نوع اثرات ثابت است. همچنین با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در هر دو معیار (آزمون LR)، در تخمین نهایی مدل‌ها، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج برآورد مدل دوم از طریق دو معیار متغیر وابسته، در جدول (۶) نشان داده شده است. نتایج برآورد رگرسیون برای هر دو معیار نشان می‌دهد، سطح معنی‌داری هر دو معیار متغیر وابسته حاکی از معنی‌دار بودن هر دو مدل درسطح ۹۹٪ می‌باشد. مقدار آماره دوربین – واتسون برای هر دو معیار متغیر وابسته بین ۱/۵ تا ۲/۵ است، بنابراین، مدل‌ها مشکل همبستگی سریالی ندارند. ضریب تعیین تعدیل شده برای هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام، به ترتیب ۱۴٫۷٪ و ۲۱٪ است که نشان می‌دهد، متغیر وابسته به این میزان توسط متغیر مستقل و کنترلی توضیح داده شده است. همچنین، با توجه به نتایج محاسبه شده مشاهده می‌شود که مقدار VIF کمتر از ۱۰ می‌باشند، که حاکی از عدم‌وجود هم‌خطی می‌باشد.

در هر دو معیار ریسک سقوط قیمت سهام، سطح معنی‌داری متغیر ریسک درماندگی مالی با وجود هزینه‌های نمایندگی، بیشتر از ۵٪ است، از این رو هزینه های نمایندگی بر رابطه بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام تاثیر معنی‌داری به لحاظ آماری ندارد. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش از طریق معیار دوم ریسک درماندگی مالی(معیار حسابداری آلتمن) رد می‌شود. استفاده از مدل آلتمن نیز تاثیری بر تایید شدن این فرضیه نداشت. همچنین از بین متغیرهای کنترلی، متغیر نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، نسبت بدهی و چولگی منفی بازده سهام با معیار نوسان پایین به بالا (متغیر وابسته) ارتباط مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین، متغیرهای اندازه شرکت و انحراف معیار میانگین بازده ماهانه سهام، به ترتیب با هر دو معیار متغیر وابسته ارتباط مثبت و معنی‌دار و منفی و معنی‌داری دارند.

جدول ۶. هزینه‌های نمایندگی و ارتباط ریسک درماندگی مالی با ریسک سقوط قیمت سهام (معیارآلتمن)

$$Crash_{i,t} = \alpha_0 + a_1 DR_{i,t} + a_2 AC_{i,t} + a_3(AC * DR) + \sum_{k=2}^{k} a_k \ controls_{i,t-1} + e_{i,t}$$

متغیر	NCSKEW				DUVOL			
	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	vif	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	vif
عرض از مبدا	-۱/۰۰	-۶/۰۷۴	۰/۰۰۰	----	-۰/۲۳۹	-۵/۳۱۷	۰/۰۰۰	----
Z	۰/۰۲۱	۱/۹۴۱	۰/۰۵۳	۱/۵۵	۰/۰۰۳	۱/۱۰۴	۰/۲۶۹	۱/۵۶
AC	-۰/۱۰۶	-۱/۲۳۵	۰/۲۱۶	۳/۵۳	-۰/۰۲۲	-۰/۷۷۲	۰/۴۴۰	۳/۵۳

$$Crash_{i,t} = \alpha_0 + a_1 DR_{i,t} + a_2 AC_{i,t} + a_3(AC * DR) + \sum_{k=2}^{k} a_k \ controls_{i,t-1} + e_{i,t}$$

متغیر	NCSKEW				DUVOL			
	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	vif	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال	vif
AC*Z	۰/۰۲۶	۰/۹۹۸	۰/۳۱۸	۳/۸۴	۰/۰۰۹	۱/۱۱۲	۰/۲۶۶	۳/۸۴
$NCSKEW_{i,t-1}$	-۰/۰۴۱	-۱/۸۲۴	۰/۰۶۸	۱/۰۱	۰/۰۱۵	۲/۴۶۵	۰/۰۱۳	۱/۰۱
$SIZE_{i,t-1}$	۰/۰۶۴	۶/۱۴۱	۰/۰۰۰	۱/۳۵	۰/۰۱۶	۵/۲۷۶	۰/۰۰۰	۱/۳۵
$MB_{i,t-1}$	۰/۰۰۴	۱/۵۲۶	۰/۱۲۷	۱/۳۰	۰/۰۰۲	۲/۸۴۲	۰/۰۰۴	۱/۳۰
$LEV_{i,t-1}$	۰/۱۲۲	۱/۸۵۹	۰/۰۶۳	۱/۴۹	۰/۰۵۵	۲/۷۶۰	۰/۰۰۵	۱/۴۹
$ROA_{i,t-1}$	۰/۱۱۷	۰/۷۹۵	۰/۴۲۶	۱/۵۲	۰/۰۳۰	۰/۷۰۴	۰/۴۸۱	۱/۵۲
$SDRET_{i,t-1}$	-۲/۲۴۹	۱۱/۰۵۹ –	۰/۰۰۰	۱/۲۱	۰/۷۷۹ –	۱۰/۸۷۰ –	۰/۰۰۰	۱/۲۱
NCSKEW	ناهمسانی واریانس (LR)		۲۸۱/۲۳ (۰/۰۰۰)		دوربین واتسون		۱/۹۵	
	ضریب تعیین		۰/۱۵۴		نوع آزمون		اف لیمر	هاسمن
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۴۷		سطح معنی‌داری		۰/۰۹۸	۰/۰۰۰
	آماره فیشر		۲۳/۳۵ (۰/۰۰۰)		نوع رگرسیون		پانل (اثرات ثابت)	
DUVOL	ناهمسانی واریانس (LR)		۳۰۲/۲۵ (۰/۰۰۰)		دوربین واتسون		۲/۱۱	
	ضریب تعیین		۰/۲۲		نوع آزمون		اف لیمر	هاسمن
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۲۱		سطح معنی‌داری		۰/۵۱۳	۰/۰۰۰
	آماره فیشر		۴۶/۹۵ (۰/۰۰۰)		نوع رگرسیون		پانل (اثرات ثابت)	

ماخذ: محاسبات پژوهش

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از آنجا که ریسک سقوط قیمت سهام به احتمال یک کاهش شدید و ناگهانی در قیمت سهام شرکت اشاره دارد و یک رویداد وحشتناک برای سهامداران و فعالان بازار سرمایه به شمار می‌رود، این ریسک به یک موضوع تحقیقاتی معاصر تبدیل شده است و مطالعات متعددی به بررسی عوامل تاثیرگذار بر آن پرداخته است. از این‌رو، هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام است.

یافته‌ها نشان داد ریسک درماندگی مالی (معیار مبتنی بر اطلاعات حسابداری) موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام (معیار چولگی منفی بازده سهام) می‌شود. بنابراین، با تایید تاثیر مثبت ریسک درماندگی

مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام می‌توان بیان نمود که افزایش ریسک درماندگی مالی، مدیران را تشویق می‌کند تا دائماً اخبار بد شرکت را از سرمایه‌گذاران پنهان کنند که حساسیت شرکت‌ها را نسبت به سقوط قیمت سهام در آینده افزایش می‌دهد. از طرفی این یافته، به طور تجربی تایید می‌کند که ریسک درماندگی مالی اطلاعات مهمی را در مورد مبانی یک شرکت مرتبط با مشکلات قریب‌الوقوع سقوط قیمت سهام به همراه دارد. نتایج این فرضیه با نتیجه پژوهش آندرو و همکاران (۲۰۲۱) همسو است، چرا که آنان نیز در محیط اقتصادی آمریکا به این نتیجه دست یافتند. از طرفی ارتباط معنی‌داری بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام از طریق معیار مبتنی بر اطلاعات بازاری مرتون یافت نشد که می‌توان عدم‌کارایی بازار را یکی از دلایل این نتیجه در نظر گرفت زیرا، یکی از محدودیت های اصلی مدل‌های مبتنی بر اطلاعات بازاری، موضوع کارایی بازار سرمایه است. همچنین، یافته‌ها نشان داد هزینه‌های نمایندگی تاثیر معنی‌داری بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام ندارد. بنابراین موجب تشدید این ارتباط نمی‌شود. انتخاب صنایع زیاد در این پژوهش را یکی از دلایل رد فرضیه دوم پژوهش می‌توان در نظر گرفت. نتیجه این فرضیه با نتایج پژوهش مرادی و کرمی (۱۳۹۸)، کردستانی و خاتمی (۱۳۹۵) و موسوی و همکاران (۱۳۹۵) همسو است.

با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر، مبنی بر تاثیر مثبت ریسک درماندگی مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که هنگام اقدام به خرید سهام یا سرمایه‌گذاری در بازار بورس اوراق بهادار، ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها را به عنوان یک عامل اثر گذار بر تصمیم‌گیری مورد توجه قرار دهند. همچنین، با توجه به اینکه ریسک سقوط قیمت سهام نشان‌دهنده یک معیار جامع مبتنی بر بازار است و شامل انواع تلاش‌های مدیریتی برای پنهان‌کردن عمدی عملکرد ضعیف با پنهان کردن اطلاعات منفی در دوره‌های طولانی است، به نهاد ناظر بر بازار سرمایه یعنی بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود، در جهت حمایت از سرمایه‌گذاران در مقابل چنین ریسکی، شرکت‌هایی که ریسک درماندگی مالی دارند، تحت نظارت بیشتری قرار بگیرند.

در این پژوهش به بررسی عوامل تاثیرگذار بر ریسک سقوط قیمت سهام یعنی ریسک درماندگی مالی و هزینه‌های نمایندگی به عنوان نقش تعدیلگری بررسی شد، پیشنهاد می‌شود عوامل تاثیرگذاری که در پژوهش‌های متعددی بررسی شده است، همزمان مورد بررسی قرار گرفته و رتبه‌بندی بشوند، در این صورت سرمایه‌گذاران می‌توانند در جهت تصمیم‌گیری، بر عواملی که در رتبه‌بندی از نظر میزان تاثیر، در سطح بالایی قرار دارند، توجه داشته و از منابع خود در برابر ریسک سقوط قیمت سهام محافظت کنند. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی برای بررسی ارتباط ریسک درماندگی مالی با ریسک سقوط قیمت سهام از معیارهای مبتنی بر هوش مصنوعی و داده‌های کاوی نیز استفاده گردد. همچنین، از متغیر هزینه‌های نمایندگی به عنوان عامل اثرگذار بر ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و ریسک سقوط قیمت سهام استفاده شد، پیشنهاد می‌شود عوامل موثر دیگری مانند مسئولیت اجتماعی شرکت نیز، بررسی بشوند.

از محدودیت‌های پژوهش به این موارد می‌توان اشاره کرد؛ الف) عدم‌دسترسی به اطلاعات دقیق بازاری برای محاسبه ریسک درماندگی مالی بر مبنای مدل مرتون، ب) برای بررسی هدف پژوهش حاضر،

شرکت‌هایی جز نمونه قرار گرفتند که تاریخ سال مالی آن‌ها پایان اسفند ماه (۱۲/۲۹) می‌باشد. از این رو، نتایج حاصل از پژوهش حاضر، قابلیت تعمیم به دیگر شرکت‌ها را ندارد، پ) برای بررسی هدف پژوهش، فقط صنعت‌هایی مورد بررسی قرار گرفتند که شرکت‌های آن‌ها جزء شرکت‌های تولیدی محسوب می‌شوند. بنابراین، ممکن است نتایج پژوهش در رابطه با شرکت‌های غیر تولیدی صدق نکند، ج) قلمرو زمانی پژوهش، از سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ است. بنابراین نتایج بدست آمده، قابل‌تعمیم به شرکت‌های قبل از سال ۱۳۹۱ نیست، چ) با توجه به استفاده از مدل مبتنی بر اطلاعات بازاری برای سنجش ریسک درماندگی مالی، موضوع کارایی بازار سرمایه یکی از محدودیت‌های اصلی در استفاده از این مدل بوده است.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: پژوهش حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمامی نویسندگان در آماده‌سازی پژوهش مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنابر اظهار نویسندگان در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

References

Altman, E. (1968). Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy.*The Journal of Finance*, 22(4), 589-609.

Andreou, C. K., Andreou, P. C., & Lambertides, N. (2021). Financial distress risk and stock price crashes. *Journal of Corporate Finance*, 67, 101870.

Badavar Nahandi, Y., & Taghizadeh Khanqh, V. (2017). The effect of dividend payments and bad news hoarding on stock price crash risk with an emphasis on information asymmetry. *Accounting and Auditing Review*, 24(1), 19-40. (In Persian).

Baradaran, H. R., & Taghizadeh, V. (2017). Impacts of company diversification strategy on crash risk of stock price with emphasis on agency costs. *Journal of Accounting Knowledge*, 1(9), 63-90. (In Persian).

Baygi, S. J. H., Darabi, R., Sarraf, F., & Norifard, Y. (2021). Detection Model of Stock Price Crashes. *Journal of Financial Management Strategy*, 9(33), 156-177. (In Persian).

Benmelech, E., Kandel, E., & Veronesi, P. (2010). Stock-based compensation and CEO (dis) incentives. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(4), 1769-1820.

Beshkooh, M., & Keshavarz, F. (2018). The relationship between the managerial overconfidence and stock price crash risk in firms listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*, 6(2), 183-208. (In Persian).

Ceylan, I. E. (2021). The impact of firm-specific and macroeconomic factors on financial distress risk: A case study from Turkey. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 9(3), 506-517.

Charitou, A., Lambertides, N., Trigeorgis, L.(2007). Earnings behaviour of financially distressed firms. *the role of institutional ownership*, 43 (3), 271–296.

Chen, C., Kim, J. B., & Yao, L. (2017). Earnings smoothing: does it exacerbate or constrain stock price crash risk? *Journal of Corporate Finance*, 42, 36-54.

Chen, J., Hong, H., & Stein, J. C. (2001). Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of financial Economics*, 61(3), 345-381.

Chen, X., Liu, C., Liu, Z., & Huang, Y. (2023). Corporate Financial Portfolio and Distress Risk: Forewarned is Forearmed. *Emerging Markets Finance and Trade*, 59(6), 1852-1864.

Cui, X., Sensoy, A., Nguyen, D. K., Yao, S., & Wu, Y. (2022). Positive information shocks, investor behavior and stock price crash risk. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 197, 493-518.

Dang, V. A., Lee, E., Liu, Y., & Zeng, C. (2018). Corporate debt maturity and stock price crash risk. *European Financial Management*, 24(3), 451-484.

Dang, V. C., & Nguyen, Q. K. (2021). Internal corporate governance and stock price crash risk: evidence from Vietnam. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 1-18.

Dindar, F. P., Panahian, H., & Jabbari, H. (2021). Economic Uncertainty and Stock Price Crash Risk Companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting and Auditing Researches,* 13(51), 143-164. (In Persian).

Dehghan Monkabadi, M., Abdolbaghi Ataabadi, A., & Ameri, M. (2022). Causes of Stock Prices at Tehran Stock Exchange based on a Meta-Analysis Approach:

Evidence from Internal Studies. *Financial Management Strategy*, 10(4), 75-102. (In Persian).

Eslamdoost, M., Ranjbar Navi, R., & Chenari, H. (2021). The Effect of External Corporate Governance Mechanism on the Stock Price Crash Risk with Emphasis on Financial Reporting Quality and Auditor Expertise in the Industry. *Accounting and Auditing Review*, 28(2), 226-247. (In Persian).

Foroghi, D., & Sakiyani, A. (2019). The Effect of Managerial Ability on Stock Price Crash Risk.*The Financial Accounting and Auditing Researches*,47-68. (In Persian).

Habib, A., Hasan, M. M., & Jiang, H. (2018). Stock price crash risk: review of the empirical literature. *Accounting & Finance*, 58, 211-251.

Habib, A., Uddin Bhuiyan, B., & Islam, A. (2013). Financial distress, earnings management and market pricing of accruals during the global financial crisis. *Managerial Finance*, 39(2), 155-180.

Hutton, A. P., Marcus, A. J., & Tehranian, H. (2009). Opaque financial reports, R2, and crash risk. *Journal of financial Economics*, 94(1), 67-86.

Jin, L., Myers, S.C., 2006. R2 around the world: new theory and new tests. J. Financ. Econ. 79(2), 257–292.

Kim, J.B., Zhang, L. (2014). Financial reporting opacity and expected crash risk: evidence from implied volatility smirks. *Contemporary Accounting Research*, 31(3), 851–875.

Kim, J. B., Y. H. Li, and L. D. Zhang. (2011). CFOs versus CEOs: Equity Incentives and Crashes. *Journal of Financial Economics*, 101(3), 713–730.

Kordestani, G., & Khatami, Z. (2016). The Relationship quality of accounting information and accounting conservative with stock prices crash risk. *Financial Accounting Knowledge*, 3(2), 109-129. (In Persian).

Kothari, S.P., Shu, S., Wysocki, P.D. (2009). Do managers withhold bad news. *J. Account. Res*. 47 (1), 241–276.

Mohammadzade Salteh, H., & Abyazi, E. (2018). Impact of Financial Constraint on Stock Price Crash Risk with an Emphasis on Discretionary Accruals. *Accounting and Auditing Review*, 25(2), 251-268. (In Persian).

Mousavi, S. A. (2016). Developing the corporate social responsibility and its impact on the Stock Price Crash Risk. *Financial Accounting Knowledge*, 3(3), 47-74. (In Persian).

Nouri Fard, Y., & Kazemi, Z. (2019). Relationship between financial statement comparability and expected stock price crash risk. *Accounting and Auditing Research*, 11(44), 107-124. (In Persian).

Lee, S. M., Jiraporn, P., & Song, H. (2020). Customer concentration and stock price crash risk. *Journal of Business Research*, 110, 327-346.

Lehn, K., & Poulsen, A. (1989). Free cash flow and stockholder gains in going private transactions. *The Journal of Finance*, 44(3), 771-787.

Luu Thu, Q. (2023). Impact of earning management and business strategy on financial distress risk of Vietnamese companies. *Cogent Economics & Finance*, 11(1), 2183657.

Murata, R., & Hamori, S. (2021). ESG disclosures and stock price crash risk. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(2), 70.

Seddighi, R., & Pourbehi, R. (2017). The analyzing effective factors on agency costs with emphasis on the ratio of operating expenses to sales. *Accounting and Auditing Research*, 9(36), 65-80. (In Persian).

Setayesh, M. H., Taghizadeh, R., & Jokar, M. (2017). Investigation the effect of accrual-based Earnings Management and real Earnings Management on Stock Price Crash Risk of the listed companies in the Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Knowledge*, 4(1), 44-23. (In Persian).

Soltani, K., Ahmad, S., Rahnama, M., & Keymasi, F. (2019). Impacts of political connections on stock price crash risk under information asymmetry conditions. *Journal of Accounting Knowledge*, 9(4), 37-69. (In Persian).

Tran, O. T. K., Nguyen, A. H. V., Nguyen, P. Y. N., & Duong, K. D. (2023). CEO overpower and stock price crash risk: Evidence from family businesses in Vietnam. *Journal of Eastern European and Central Asian Research (JEECAR)*, 10(3), 425-438.

Wang, X., Cao, Y., Feng, Z., Lu, M., & Shan, Y. (2023). Local FinTech development and stock price crash risk. *Finance Research Letters*, 53, 103644.

Wu, C. M., & Hu, J. L. (2019). Can CSR reduce stock price crash risk? Evidence from China's energy industry. *Energy Policy*, 128, 505-518

Xu, W., Chen, Y., Gao, X., & Wang, Y. (2023). Business strategy and stock price crash risk: international evidence. *Applied Economics*, 55(10), 1098-1113.

Yang, M., Chen, S., Wang, J., & Wang, Y. (2023). Corporate social responsibility and stock price crash risk: does analyst coverage matter? *Applied Economics*, 55(10), 1045-1061.

Zaman, R., Atawnah, N., Haseeb, M., Nadeem, M., & Irfan, S. (2021). Does corporate eco-innovation affect stock price crash risk? *The British Accounting Review*, 53(5), 101031.

Zhou, F., Fu, L., Li, Z., & Xu, J. (2022). The recurrence of financial distress: A survival analysis. *International Journal of Forecasting*, 38(3), 1100-1115.

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۱۳۲-۱۱۳

مقاله پژوهشی

بررسی تأثیر سوادمالی بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام با در نظر گرفتن گرایش و کنترل های رفتاری سرمایه‌گذاران و تاکید بر هنجارهای اخلاقی و ذهنی[1]

مهدی مدنی[2]، احمد نبی زاده[3]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۲۴

چکیده

به طور کلی، سوادمالی توانایی درک و بکارگیری مؤثر مهارت‌های مالی مختلف از جمله بودجه‌بندی برای مدیریت پول و سرمایه‌گذاری است که باعث خودکفا شدن در اصول مالی و درنهایت، منجر به بهبود زندگی مالی می‌شود. بر این اساس، پژوهش حاضر به بررسی تاثیر سوادمالی بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام با در نظر گرفتن گرایش و کنترل‌های رفتاری سرمایه‌گذاران و تاکید بر هنجارهای اخلاقی و ذهنی در بازار بورس تهران پرداخته است. روش‌های آماری مورد استفاده جهت تحلیل داده‌ها مدل معادلات ساختاری می‌باشد. با توجه به پرسشنامه پژوهش، حجم نمونه این پژوهش بین ۱۲۵ تا ۳۷۵ می باشد که در این پژوهش ۳۱۰ پرسشنامه جمع آوری و مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد سوادمالی سرمایه‌گذاران تاثیر معنی‌داری بر گرایش سرمایه‌گذاران در بازار سهام دارد. همچنین، هنجارهای اخلاقی شخص نیز بر قصد سرمایه‌گذاری تاثیر گذار است. نهادهای مالی با توجه مسائل مطرح شده در این پژوهش می‌توانند تصمیمات سرمایه‌گذاران را بر مبنای سوادمالی و احساسات آن‌ها با در نظر گرفتن ریسک سرمایه‌گذاری مدنظر قرار داده تا بتوانند توصیه‌ها و دستورالعمل‌هایی را در سطح سرمایه‌گذاران فردی به کار بگیرند.

واژگان کلیدی: قصد سرمایه‌گذاری، سوادمالی، رفتارگذشته سرمایه‌گذاران، هنجارهای ذهنی و اخلاق.
طبقه‌بندی موضوعی: *G11 , G53, G40, G41.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.43689.2837
۲. کارشناسی ارشد، گروه مدیریت کسب و کار گرایش مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
نویسنده مسئول. Email: Msetad92@yahoo.com
۳. استادیار، گروه مدیریت کسب و کار، دانشکده مدیریت، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
Email: Ahmadnabizade@khu.ac.ir

مقدمه

بازار سهام نقش مهم و اصلی را در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذارن ایفا کرده و همچنین، کارایی و اثربخشی حاکمیت مشارکت محوری را نیز بهبود می‌بخشد. در بازار سهام سودمندی و منافع سرمایه‌گذاری زیادی از قبیل رشد بلندمدت سرمایه، تقسیم درآمد و کنترل روی تورم وجود دارد. نقدینگی بازار سهام برای سرمایه گذر به‌منظور اهداف سرمایه‌گذاری بسیار جذاب بوده و یک معیار مهم به شمار می‌رود (شن و همکاران[1] ، ۲۰۱۶). جراردی و همکارانش[2](۲۰۱۰) استدلال می کنند که یکی از دلایل بحران مالی در سال ۲۰۰۸ فقدان سوادمالی بود. پژوهشگران دریافتند که مردم با سوادمالی بالاتر، برای مقابله با اثرات منفی کلان اقتصادی، آماده‌تر و مجهز هستند (سیواراماکریشانان و همکاران[3]، ۲۰۱۷). در سال های اخیر کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه درگیر سطح سوادمالی سرمایه‌گذاران بوده اند و این واقعیت، که سوادمالی یکی از فاکتورهایی است که با تصمیم‌گیری مالی در وضعیت ها و موقعیت های اقتصادی در ارتباط می‌باشد. در نتیجه سوادمالی در سرتاسر جهان به عنوان یک عنصر مهم و کلیدی برای پایداری اقتصادی و توسعه و پیشرفت دانش سرمایه‌گذاری شناخته شده است (جراردی و همکارن، ۲۰۱۰).

در کنار سوادمالی عامل مهم دیگری که باید درنظر گرفته شود نقش رفتار سرمایه‌گذاران است. سوادمالی به‌عنوان یک عامل اصلی برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی به حساب می آید. افرادی که سوادمالی دارند به درستی از سرمایه خود جهت سرمایه‌گذاری در سهام استفاده می‌کنند. پژوهش‌های زیادی انجام گرفته است که مبنی بر سوادمالی و تأثیرگذاری آن بر تصمیمیات سرمایه‌گذاری است. نتایج این مطالعات حاکی از آن است که سوادمالی پایین، پیامدهای منفی در برداشته است. به عبارت دیگر، میزان سوادمالی با ریسک سرمایه‌گذاری رابطه‌ای معکوس دارد و این موضوع باعث شده در بیشتر کشورهای جهان جهت غنی‌سازی سوادمالی در سرمایه‌گذاری افراد اقدام کنند (دیانتی و حنیفه‌زاده، ۱۳۹۴). اگرچه این روزها در بازار سرمایه مشکلات سیستمی در هسته معاملاتی و مشکلات دسترسی کارگزاری‌ها از جمله موضوعاتی است که اخیرا ذهنیت فعالان بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار داده و نیز، سرمایه‌گذاران عام را با مشکل مواجه کرده است، در چند ماه اخیر روند بازار متفاوت با انتظارات موجود بوده و عکس‌العمل‌های متفاوتی نسبت به برخی از اتفاقات رخ داده است؛ این موضوع نشانگر وجود یک رفتار هیجانی در بازار سرمایه است. به طور کلی، یکی از مهمترین ریسک‌هایی که امروزه بازار با آن مواجه هست تصمیم‌گیری‌های عجولانه برای تغییر برخی از قوانین بازار است که این موضوع می‌تواند بر دید سرمایه‌گذاران تأثیرگذار باشد. چرا که با توجه به ورود عوام و اکثریت مردم به این بازار تخصصی، این نگرانی در بازار سرمایه وجود دارد که با ورود حجم نقدینگی از سوی سرمایه‌گذاران تازه وارد و عدم‌تجربه، آموزش و سوادمالی کافی از معاملات بورس، روند بازار هیجانی شود و این بازار در نقطه‌ای از معاملات به دلیل رفتارهای هیجانی با ریزش همراه شود. قطعاً درک صحیح فرآیند رفتاری و هنجارهای ذهنی و اخلاقی سرمایه‌گذاران و پیامدهای آن برای

1. Shen et al.
2 .Gerardi et al.
3. Sivaramakrishnan et al.

برنامه‌ریزان مالی از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است. چرا که درک صحیح از رفتار سرمایه‌گذاران در بازار می‌تواند به برنامه‌ریزان مالی بازار در تدوین استراتژی منابع مالی کمک شایانی کند.

امروزه مفاهیم مرتبط با مسائل مالی در کشورهای زیادی به عنوان بخش مهمی از رشته های مختلف دانشگاهی محسوب می‌شود. در این کشورها بنیادهای غیرانتفاعی متعددی وظیفه توسعه سوادمالی را عهده‌دار بوده و با انجام آزمون‌های متعدد به اندازه‌گیری پیشرفت سوادمالی در بحث سرمایه‌گذاری می‌پردازند (روت[1]، ۲۰۲۰). از دید محقق باتوجه به میزان اهمیت موضوع مورد بحث در بازارهای مالی و گستره شدن این بازار در چند سال اخیر، همچنین، میزان تأثیری که این موضوع در پیشبرد بازارهای مالی و در راستای پیشبرد اقتصادی کشور دارد، انجام چنین پژوهشی ضرورت دارد. از ضرورت‌های این پژوهش را می‌توان ترغیب هر چه بیشتر مردم به سرمایه‌گذاری در بورس با داشتن سوادمالی و آموزش صحیح و همچنین، کنترل بر رفتارهای هیجانی با روش‌ها و مشوق‌های مختلف از اهداف سیاست‌گذاران دانست. شناخت درست عوامل مؤثر بر قصد مردم برای ورود به بازار سرمایه می‌تواند زمینه‌ساز تصمیم‌گیری درست و تسهیل‌کننده ورود افراد باشد. از طرفی دیگر تصمیم‌گیری‌های مالی، پیچیده و دارای ریسک و عدم‌اطمینان هستند. بنابراین، احساسات پس‌زمینه و یا شرایط فرد، ممکن است بر تصمیم‌های مالی اثر بگذارند.

با توجه به شرایط فعلی بازار سرمایه و ورود عموم مردم به این بازار تخصصی، این پژوهش با هدف شناسایی عوامل موثر بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام مورد بررسی قرار خواهند گرفت که مهمترین آن سوادمالی و هنجارهای ذهنی و اخلاقی افراد در تصمیم‌گیری خرید سهام است. لذا، هدف اصلی این پژوهش را می‌توان بررسی تأثیر سوادمالی بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام با در نظر گرفتن گرایش و کنترل‌های رفتاری سرمایه‌گذاران و تاکید بر هنجارهای اخلاقی و ذهنی در بازار بورس تهران در نظر گرفت. همچنین، در این پژوهش فرضیه‌های مورد نظر ذیل بررسی می‌شود:

۱. سوادمالی چه تأثیری بر گرایش سرمایه‌گذاران در بازار سهام دارد؟
۲. سوادمالی چه تأثیری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد؟
۳. سوادمالی چه تأثیری بر کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار سهام دارد؟
۴. گرایش سرمایه‌گذاران چه تأثیری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد؟
۵. کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران چه تأثیری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد؟
۶. هنجارهای اخلاقی شخصی چه تأثیری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد؟
۷. هنجارهای ذهنی چه تأثیری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد؟

این پژوهش برگرفته از مدل بکار رفته توسط روت (۲۰۲۰) می‌باشد که با توجه به کاستی‌هایی که در پژوهش مذکور وجود داشت و همچنین، وضعیت فعلی بازار سرمایه ایران، محقق لازم دانست متغیرهایی نظیر هنجارهای ذهنی و اخلاقی سرمایه‌گذاران را هم مورد بررسی قرار دهد؛ بدین منظور از پژوهش سیواراماکریشانان و همکاران (۲۰۱۷) و ونگ و همکاران[2] (۲۰۲۰) بهره گرفت. بنابراین این پژوهش از این

1. Raut
2. Wang et al

باب دارای نوآوری است که مدیران کارگزاری ها و سرمایه‌گذاران خرد جهت کنترل رفتار خود و بهبود تصمیم‌گیری در امر مهم سرمایه‌گذاری، سوادمالی و هنجارهای ذهنی و شخصی را مد نظر داشته باشند. چنانچه سرمایه‌گذاران تازه وارد در بازار سرمایه از *یافته‌های* این پژوهش استفاده نمایند، می‌توانند در سرمایه‌گذاری‌های خود و تصمیماتشان نسبت به خرید و فروش سهام، بازده بیشتری داشته باشند. همچنین، سازمان بورس اوراق بهادار تهران و کارگزاری‌ها با بهره‌گیری از *یافته‌های* این پژوهش می‌تواند در جذب سرمایه‌گذاران و تشویق آنها به آموزش و افزایش سوادمالی و همچنین، اصول روانشناسی بازار برای سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار گامی اساسی بردارند.

مبانی نظری:

تصمیم سرمایه‌گذاری مربوط به تصمیمی است که توسط سرمایه‌گذاران یا مدیریت سطح بالا در مورد میزان وجوه مستقر در فرصت‌های سرمایه‌گذاری اتخاذ شده است. تصمیم سرمایه‌گذاری وجوه در دارایی‌های بلندمدت به بودجه‌بندی سرمایه معروف است. بنابراین، بودجه‌بندی سرمایه‌ای فرآیند انتخاب دارایی یا یک پیشنهاد سرمایه‌گذاری است که بازده آن در طی یک دوره طولانی انجام می‌شود. اولین قدم در تهیه بودجه سرمایه، انتخاب دارایی اعم از موجود یا جدید بر اساس منافع حاصل از آن در آینده است. مرحله بعدی تجزیه و تحلیل عدم قطعیت و ریسک پیشنهادی آن است. از آنجا که قرار است در آینده سود حاصل شود، عدم اطمینان نسبت به بازده آن زیاد است. سرمایه‌گذاری انجام شده در دارایی‌های جاری یا دارایی‌های کوتاه‌مدت تحت عنوان مدیریت سرمایه در گردش عنوان می‌شود. مدیریت سرمایه در گردش با مدیریت دارایی‌های جاری که دارای ماهیت بسیار نقدینگی هستند سروکار دارد. تصمیم سرمایه‌گذاری در دارایی‌های کوتاه‌مدت برای سازمان بسیار مهم است زیرا بقای کوتاه‌مدت برای موفقیت بلندمدت ضروری است. از طریق مدیریت سرمایه در گردش، یک شرکت سعی در برقراری معامله بین سودآوری و نقدینگی دارد (مونا و آنیس[1]، ۲۰۱۷). پیشینه سوادمالی نشان می‌دهد که سوادمالی تأثیری منفی قابل‌توجهی بر اختلافات مالی دارد. پژوهشگران روشی نسبتاً کامل برای طراحی پرسشنامه، روش نمونه‌گیری و روش‌های مصاحبه انجام داده‌اند. مطالعات تجربی قبلی مربوط به سوادمالی به طور عمده‌ای بر سه جنبه تمرکز می کنند (لوساردی و میچل[2]، ۲۰۱۴):

مطالعات نشان می‌دهد حتی در کشورهای پیشرفته، عموم مردم هنوز هم سوادمالی ندارند. به عنوان مثال تعداد کمی از مردم در چندین کشور به درستی می‌توانند به سه سئوال اساسی در مورد سوادمالی پاسخ دهند. در ایالات متحده، تنها ۳۰٪ می‌توانند این کار را انجام دهند (لوساردی و میچل ، ۲۰۱۱)، با درصد مشابه کم در کشورهایی با بازارهای مالی (۵۳,۲٪ برای آلمان)، ۴۴,۸٪ برای هلند، ۲۷,۰٪ برای ژاپن و ۴۲,۷ درصد برای استرالیا توسعه یافته، و همچنین، در کشورهای که در آن بازارهای مالی به سرعت در حال تغییر هستند. فقط ۳,۷٪ برای روسیه و ۳,۸٪ برای رومانی. از اینرو سطح کم سوادمالی که در ایالات

1. Mouna & Anis
2. Lusardi & Mitchell

متحده نیز پیدا شده که در نقاط دیگر شایع هستند، به جای اینکه برای هر کشور و یا مرحله‌ای از توسعه اقتصادی خاص باشد. پیشینه پژوهش، چگونگی تأثیر سوادمالی بر تصمیم‌گیری‌های مالی به خصوص در رابطه با مدیریت ثروت، برنامه‌ریزی بازنشستگی، مدیریت اعتبار و مشارکت در بازار سهام را بررسی می‌کند. برای مثال، در زمینه مدیریت ثروت، برخی پژوهشگران معتقدند که دانش‌آموزان دبیرستانی با برنامه درسی مالی حکم می‌کنند و کارفرمایان با آموزش مالی در محل کار از پس‌انداز بیشتر لذت می‌برند. همچنین، سوادمالی نیز رابطه مثبت و معنی‌داری با رفتارهای مالی مانند مدیریت جریان نقدی، مدیریت اعتبار، پس انداز، و سرمایه‌گذاری دارد. داده‌های کشور شیلی نشان می‌دهد بین سوادمالی و انباشت ثروت خانوار، به طور قابل‌توجهی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. این پژوهش توسط جاپلی و پادولا[1] (۲۰۱۳) مدل‌سازی و مطابق داده کشور به منظور بررسی همبستگی مثبت بین سوادمالی و پس انداز را ارائه می‌دهد (لوساردی و توفانو ، ۲۰۰۹). گرایش سرمایه‌گذاران یک نیاز مهم برای پردازش اطلاعات و تصمیم‌گیری دانش در مورد خرید سهام است. در مورد محصولات مالی، این دانش به عنوان گرایش سرمایه‌گذاران معرفی شده است. در ادبیات پژوهش، گرایش سرمایه‌گذاران معمولاً به عنوان یکی از عوامل مهم در تأثیر بر توانایی افراد در تصمیم‌گیری مالی پذیرفته شده است. گرایش سرمایه‌گذاران، که به شکل دانش بازار سهام تعبیه شده است. همچنین، یک عامل اصلی برای افراد جهت مشارکت در بورس و سهام است. علاوه بر این، آن نیز در بسیاری از مطالعات گذشته نشان داده شده است که معیارهای اساسی تر گرایش، اساساً معیارهای عددی است که می‌توانند بازار سهام را پیش‌بینی کنند (لی و لیو[2]، ۲۰۱۲). از سوی دیگر کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران با عوامل پیچیده‌ای مانند ریسک، ابهام و انتخاب روبرو می‌شوند. در چنین شرایطی، کنترل رفتاری نقش مهمی دارد. اگر سرمایه‌گذار سوادمالی داشته باشد، خود را در موقعیت بهتری برای ارزیابی می‌یابد. گرایش سرمایه‌گذاران همچنین، با در نظر گرفتن بهترین‌های خود، کنترل رفتاری سرمایه‌گذار را تحت تأثیر قرار می‌دهد تا بتواند در جهت منافع کوتاه‌مدت و بلندمدت خود تصمیم بگیرد (سیواراماکریشانان و همکاران، ۲۰۱۷). هنجارهای اخلاقی شخصی اغلب به عنوان یک متغیر قابل‌توجه در پیش‌بینی رفتار محیطی فرد در نظر گرفته می‌شوند. هنجارهای اخلاقی شخصی به طور قابل‌توجهی بر تمایل سرمایه‌گذاران برای مشارکت در تصمیم‌گیری تأثیر می گذارد. پژوهش‌های نشان داده است که تصمیم‌گیری در یک فرد می‌تواند تحت تأثیر هنجارهای اخلاقی شخصی قرار گیرد. به طور کلی، هنجارهای اخلاقی شخصی برای شکل‌گیری رفتار بسیار مهم است (ونگ و همکاران، ۲۰۲۰).

مدل رفتارگذشته سرمایه‌گذاران، الگوی افراد و در نتیجه دامنه استفاده از آنها را محدود می‌کند. عواملی زیادی که قصد و تصمیم رفتاری آینده افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، هنوز در این مدل گنجانده نشده است. به طورکلی، رفتار گذشته سرمایه‌گذاران می‌تواند به عنوان یک عمل یا واکنش یک فرد در پاسخ به هرگونه محرک در حالت گذشته باشد که به دلیل عملکرد مکرر در شرایط مشابه در گذشته، این ذهنیت ایجاد می‌شود. پژوهشگران پیشنهاد کردند کسانی که رفتاری مشابه در گذشته انجام داده‌اند، تمایل دارند اطلاعات فعلی موجود را نادیده گرفته و گزینه

1. Jappelli & padoula
2. Lee & Leo

معمول را به جای جایگزین استفاده نمایند. به طور مشابه، هنگامی که یک سرمایه‌گذار بیش از یک بار رفتار سرمایه‌گذاری خود را تکرار می‌کند، شانس استفاده از تصمیم‌گیری افزایش می‌یابد که منجر به کاهش جستجو و افزایش وابستگی به اطلاعات تکراری می‌شود. این رابطه فرض می‌کند که پس از اینکه سرمایه‌گذاران در سرمایه‌گذاری سهام شرکت کردند، اغلب یک جستجو مغرضانه از حافظه قبلی به دست آمده انجام می‌دهند که رفتار آنها را تأیید می‌کند و سپس، تصمیم به سرمایه‌گذاری می‌گیرند (روت، ۲۰۲۰).

مروری بر پیشینه پژوهش

در زمینه سوادمالی و رفتار سرمایه‌گذاری مطالعات زیادی صورت گرفته است. که در ادامه به برخی از آن‌ها که در داخل و خارج از ایران صورت گرفته، اشاره شده است. کنودسن و همکاران[1](۲۰۲۳) در پژوهشی با عنوان «بیانیه آینده نگر، احساسات سرمایه‌گذار و نقدشوندگی سهام» و در قالب تجزیه و تحلیل ناهمگنی نشان دادند سطح افشاء بیانیه آینده‌نگر تأثیر معنی‌دارتری بر بهبود نقدشوندگی سهام برای شرکت‌های دولتی و شرکت‌هایی در مناطقی با بازارسازی کم نسبت به مناطقی با سطوح بالای بازاری‌سازی دارد. ادیل و همکاران[2] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان «چگونه سوادمالی رابطه بین سوگیری‌های رفتاری و تصمیم سرمایه‌گذاری را تعدیل می‌کند؟» نشان دادند در بین سرمایه‌گذاران مرد، ریسک‌گریزی و رفتار گلّه‌ای تأثیر منفی و معنی‌دار بر تصمیم سرمایه‌گذاری داشته، در حالی که تأثیر اعتماد به نفس بیش‌ازحد بر تصمیم سرمایه‌گذاری مثبت و معنی‌دار بوده است. روت (۲۰۲۰) در پژوهش خود با عنوان «بررسی رفتار گذشته، سوادمالی بر قصد سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران» نشان داد تأثیر قابل‌توجهی از کلیه متغیرهای پیش‌بینی‌کننده وجود دارد. نتایج همبستگی پژوهش وی نشان داد مدل نهایی می‌تواند ۳۶ درصد از قصد سرمایه‌گذاران را نسبت به سرمایه‌گذاری سهام تعیین کند. علاوه بر این، سرمایه‌گذاران هندی بودند که در درجه اول، تحت تأثیر فشار اجتماعی قرار گرفتند که می‌تواند از طریق سوادمالی مهار شود. همچنین، طبق نتایج این پژوهش اهمیت قابل‌توجه هنجارهای ذهنی در بازار سهام تایید شد. این می‌تواند یک موضوع استراتژیک برای دولت و سیاست‌گذاران برای آموزش سرمایه‌گذاران باشد. سیواراماکریشانان و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان«بررسی عوامل نگرشی، سوادمالی و مشارکت در بازار سهام» کشور هند، به دنبال بررسی چگونگی اثر سوادمالی مصرف‌کننده، اجتناب از خطر، رفاه مالی، درک نظارتی، تأثیر اجتماعی بر رفتار و قصد سرمایه‌گذار بودند. *یافته‌ها* نشان داد هنجارهای ذهنی و اخلاقی و سوادمالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری دارند. در پژوهشی دیگری، ونگ و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی قصد رفتاری: درک طبقه‌بندی گرایش و دانش بر روند شکل‌گیری رفتار پرداختند. نتایج نشان داد نگرش‌ها، هنجارهای ذهنی، کنترل رفتاری درک شده، هنجارهای اخلاقی و دانش طبقه‌بندی شده به طور مستقیم و معنی‌داری بر قصد رفتاری افراد تأثیر دارد. پس از آن رازن و همکاران[3] (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان «سوادمالی، ترجیحات اقتصادی و رفتار نوجوانان»، نقش سوادمالی را در بین جوانان مورد بررسی قرار دادند.

1. Knudsen et al
2. Adil et al
3. Razen et al.

آنها نشان دادند سوادمالی و ترجیحات اقتصادی عامل مهمی در سلامتی، درآمد و رفاه عمومی به حساب می‌آیند. این پژوهش همچنین، در مورد پیامدهای برنامه‌های آموزش مالی بحث می‌کند. بالاسوبرانیان و سارجنت[1] (۲۰۲۰) نیز، به بررسی«تأثیر درک سوادمالی در تصمیم‌گیری مالی» پرداختند. در این پژوهش فاصله بین سوادمالی عینی و سوادمالی خود گزارش شده رفتار مالی افراد را بر اساس سن، جنسیت، درآمد، قومیت و تاهل پیش‌بینی گردید. بر این اساس، کسانی که از سوادمالی برخوردار نیستند، پرداخت‌های خود را از دست می‌دهند و رفتار بانکی ضعیفی دارند. افراد دارای سوادمالی افرادی هستند که بدون نقاط کور تصمیمات مالی بهتری می‌گیرند.

در پژوهش‌های داخلی نیز سلامی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشب با عنوان«عوامل موثر بر رفتار سرمایه‌گذاران در *شرکت‌های* پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» با حضور دو متغیر مستقل (عوامل بیرونی و عوامل روانشناختی) در رابطه با رفتار سرمایه‌گذاران، به این نتیجه رسیدند که عوامل بیرونی بر رفتار سرمایه‌گذاران تأثیر دارند. ولی در خصوص متغیر مستقل دیگر، برای آزمون این فرضیه *شاخص‌های* مطرح شده برای عوامل روان‌شناختی در پرسشنامه مطرح گردید که بر رفتار سرمایه‌گذاران تأثیر دارند. علاوه بر سوادمالی و عوامل اجتماعی، قالمق و همکاران(۱۳۹۵) به«بررسی تأثیر سواد مالی بر تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران» پرداختند. نتایج تجزیه وتحلیل داده‌ها حاکی از این است که بین میزان سوادمالی سرمایه‌گذاران و تورش های رفتاری آن‌ها رابطه معنی‌داری در جهت مثبت وجود دارد. در این میان، جواهری و همکاران(۱۳۹۵) نیز در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر عوامل اجتماعی بر پذیرش ریسک و تصمیمات سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران» اثبات کردند عوامل اجتماعی و پذیرش ریسک بر تصمیمات سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین، هنجار ذهنی، هنجار گروهی و هویت اجتماعی بر پذیرش ریسک سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. در پژوهش دیگری، جلیلوند و نوروزآباد (۱۳۹۷) نشان دادند سوادمالی، ادراک ریسک و احساسات به صورت جمعی و به طور قابل‌توجهی بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر می‌گذارند. به علاوه، شواهدی از تأثیر خاص جنسیت نیز، ارائه کرده‌اند. در نهایت، رحمانی و محمدی (۱۳۹۸) اثبات کردند تأثیر نگرش مالی و رفتار مالی بر تصمیمات سرمایه‌گذاران مثبت و معنی‌دار و تصمیمات سرمایه‌گذاران، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد سرمایه‌گذاری دارد. صحاف قانع و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی نشان دادند نگرش و کنترل رفتاری درک شده بر قصد سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مثبت معنی‌داری دارد. رفتار گذشته و سوادمالی بر نگرش تأثیر مثبت معنی‌داری دارد. ناظم منبری و همکاران(۱۴۰۱) نیز، نشان دادند نگرش فرد نسبت به تصمیمات سرمایه‌گذاری بر قصد فرد برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از سوی دیگر، سوادمالی بر نگرش افراد جهت سرمایه‌گذاری در بازار سهام و بر کنترل رفتار درک شده جهت سرمایه‌گذاری در بازار سهام تأثیر مثبت دارد.

1. Balasubramnian & Sargent

فرضیه‌های اصلی پژوهش

فرضیه اول: سوادمالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر گرایش سرمایه‌گذاران در بازار سهام دارد.

فرضیه دوم: سوادمالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.

فرضیه سوم: سوادمالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار سهام دارد.

فرضیه چهارم: گرایش سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.

فرضیه پنجم: کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.

فرضیه ششم: هنجارهای اخلاقی شخصی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.

فرضیه هفتم: هنجارهای ذهنی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، در حیطه پژوهش‌ها کاربردی قرار می گیرد. فلسفه پژوهش، واقع‌گرایی و رویکرد استقرایی است. این پژوهش، از نظر نحوه گردآوری داده‌ها میدانی می‌باشد. همچنین، پژوهش از نوع کمی است. به علاوه، بر اساس روش پژوهش این مطالعه از نظر فلسفه پژوهش از نوع واقع‌گرایی و از نظر رویکرد، استقرایی می‌باشد. از منظر راهبرد پژوهش از نوع توصیفی-پیمایشی بوده و از نظر گردآوری داده‌ها از نوع میدانی و ابزار پرسشنامه می‌باشد. جامعه آماری پژوهش حاضر کلیه سرمایه‌گذاران و تازه واردان بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند. روش نمونه گیری نیز در این پژوهش، روش غیرتصادفی در دسترس بوده و حجم نمونه نیز با توجه به نمونه‌گیری معادلات ساختاری محاسبه شده است. بر این اساس با توجه به اینکه پرسشنامه این پژوهش شامل ۲۵ سئوال است، حجم نمونه این پژوهش بین ۱۲۵ تا ۳۷۵ می‌باشد، اما همیشه تاکید بر این است که حداقل نمونه نباید از ۲۰۰ نفر کمتر باشد. سنجش متغیرها بر اساس مقیاس پنج گزینه‌ای لیکرت طراحی‌شده است. سئوالات مربوط به متغیرهای پرسشنامه حاضر به نقل از پژوهش‌های روت (۲۰۲۰)، سیواراماکریشانان و همکاران (۲۰۱۷) و ونگ و همکاران(۲۰۲۰) به عنوان کارهای مبنا در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است. افراد از بین پنج گزینه انتخاب خود را انجام داده و برای سئوالات پرسشنامه نمرات ۱ تا ۵ در نظر گرفته می‌شود و نمره کل آن از طریق جمع نمرات کسب شده سنجیده می‌شود. پرسشنامه‌ها به صورت دستی و الکترونیک ارسال گردیده است. اطلاعات مربوط به مبانی نظری و تئوریک پژوهش، به‌صورت کتابخانه‌ای و با استفاده از کتب و پژوهش‌های فارسی و انگلیسی جمع‌آوری‌شده و در خصوص آزمون فرضیات پژوهش، از پرسشنامه‌های استاندارد تهیه شده توسط روت (۲۰۲۰)، سیواراماکریشانان و همکاران (۲۰۱۷) و ونگ و همکاران(۲۰۲۰) استفاده شده است. جهت سنجش روایی محتوی پرسشنامه، از *شاخص‌های* CVR و CVI استفاده گردیده است.

با توجه به اینکه در پژوهش حاضر پرسشنامه میان ۱۱ نفر از خبرگان توزیع و جمع‌آوری گردید، بنابراین مقدار CVR قابل قبول برای ۱۱ خبره برابر با ۰/۵۹ می‌باشد. همچنین، حداقل مقدار قابل قبول

برای شاخص CVI برابر با ۰/۷۹ است که تمامی متغیرها در این پژوهش دارای مقدار CVI بالای ۰/۷۹ می‌باشند. روش تحلیل داده‌ها نیز، روش معادلات ساختاری است. در این پژوهش بسته به تعداد اعضای نمونه و وجود متغیر تعدیل‌گر از نرم‌افزار اسمارت PLS استفاده شده است. نتایج روایی و پایایی در جدول شماره ۱ ارائه گردیده است.

جدول ۱. نتایج روایی و پایایی متغیرها

متغیرها	شاخص CVI	شاخص CVR	ضرایب آلفا	مقدار CR	مقدار AVE
قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۸۹۵۰۴۰	۰/۹۲۷۲۵۶	۰/۷۶۱۴۲۵
گرایش سرمایه‌گذار	۱	۰/۸۱	۰/۹۰۲۴۲۷	۰/۹۳۸۹۷۸	۰/۸۳۶۸۷۷
هنجارهای ذهنی	۰/۹۴	۰/۶۹	۰/۸۳۳۸۴۵	۰/۹۰۱۴۳۰	۰/۷۵۴۶۲۸
هنجارهای اخلاقی شخصی	۰/۹۰	۱	۰/۷۹۴۰۶۳	۰/۸۸۰۴۸۷	۰/۷۱۱۸۴۸
کنترل رفتاری سرمایه‌گذار	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۸۷۶۳۶۸	۰/۹۲۳۹۷۶	۰/۸۰۲۱۲۰
رفتار گذشته سرمایه‌گذاران	۰/۸۵	۰/۸۵	۰/۷۰۶۷۸۸	۰/۷۹۶۲۳۰	۰/۵۴۴۸۷۳
سوادمالی	۰/۹۴	۰/۸۶	۰.۷۴۶۵۱۲	۰/۷۷۹۲۷۳	۰/۵۸۰۹۹۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها:

آمار توصیفی

همان‌طور که در جدول شماره ۲ نشان داده شده است، بیشترین مقدار فراوانی‌ها با مقدار ۲۱۹ نفر مربوط به مردان می‌باشد. نتایج مربوط به تحصیلات نیز، نشان می‌دهد بیشترین افراد پاسخ‌دهنده دارای مدرک فوق لیسانس با ۱۲۵ فراوانی می‌باشند و کمترین افراد پاسخ‌دهنده نیز، دارای مدرک دیپلم و فوق‌دیپلم با ۲۶ فراوانی هستند. مقادیر مربوط به سابقه افراد در بازار سرمایه نیز حاکی از آن است که سابقه کار بیشترین افراد پاسخ‌دهنده دارای ۵سال به بالا سابقه فعالیت در بازارسرمایه می‌باشند و کمترین افراد دارای سابقه ۳ تا ۵ سال هستند. همچنین، سن آزمودنی‌ها نیز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد افراد ۲۵ تا ۳۵ سال بیشترین مقدار فراوانی را میان پاسخ‌دهندگان به دست آوردند و کمترین فراوانی مربوط به سنین ۵۵ به بالا می‌باشد. در نهایت، پاسخ دهندگان بر اساس درآمد ماهیانه تقسیم شده‌اند که فراوانی هریک از دسته‌ها نشان داده شده است. در کل ۳۴ درصد از پاسخ دهندگان را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول ۲. آمار توصیفی اطلاعات جمعیت شناختی

جنسیت	فراوانی	درصد
مرد	۲۱۹	۷۰/۶
زن	۹۱	۲۹/۴
تحصیلات	فراوانی	درصد
دیپلم و فوق‌دیپلم	۲۶	۸/۴
لیسانس	۱۱۶	۳۷/۴
فوق‌لیسانس	۱۲۵	۴۰/۳
دکترا و بالاتر	۴۳	۱۳/۹
سابقه فعالیت	فراوانی	درصد
کمتر از یکسال	۶۸	۲۱/۹
1تا ۲ سال	۵۸	۱۸/۷
۲ تا ۳ سال	۳۹	۱۲/۶
۳ تا ۴ سال	۳۲	۱۰/۳
۴تا ۵ سال	۳۲	۱۰/۳
۵سال به بالا	۸۱	۲۶/۱
سن	فراوانی	درصد
۲۵ تا ۳۵ سال	۱۸۲	۵۸/۷
۳۵ تا ۴۵ سال	۱۰۴	۳۳/۵
۴۵ تا ۵۵ سال	۱۹	۶/۱
۵۵ به بالا	۵	۱/۶
درآمد ماهیانه	فراوانی	درصد
کمتر از ۳ میلیون	۶۵	۲۱/۰
بین ۳ تا ۵ میلیون	۷۲	۲۳/۲
بین ۵ تا ۷ میلیون	۶۷	۲۱/۶
بیش از ۷ میلیون	۱۰۶	۳۴/۲

مأخذ: محاسبات پژوهش

آمار استنباطی

با مقایسه انحراف معیار متغیرهای مورد بررسی این نتیجه حاصل می‌شود که انحراف معیار متغیر کنترل رفتاری دارای بیشترین پراکندگی و متغیر سوادمالی دارای کمترین پراکندگی است. به طور کلی، پایین بودن انحراف استاندارد در مولفه‌ها نشان از پراکندگی کم پاسخ‌ها می‌باشد. مقدار میانگین در متغیر هنجارهای اخلاقی شخصی، بیشترین مقدار میانگین می‌باشد که میانگین طیف پاسخ‌ها را نشان می‌دهد. همچنین، مقدار میانگین کنترل رفتاری داری کمترین میانگین است. موقعیت چولگی و کشیدگی نیز نشان می‌دهد که مقادیر چولگی برای همه متغیرها در بازه (۳و۳-) همچنین، مقادیر کشیدگی همه مولفه‌ها نیز در بازه (۳و۳-) قرار ندارد. لذا، می‌توان گفت که توزیع داده‌ها برای همه مؤلفه‌ها غیرنرمال است. جهت بررسی دقیق‌تر از آزمون کلموگروف اسمیرنوف استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۳ ارائه گردیده است.

جدول ۳. آمار استنباطی متغیرهای پژوهش

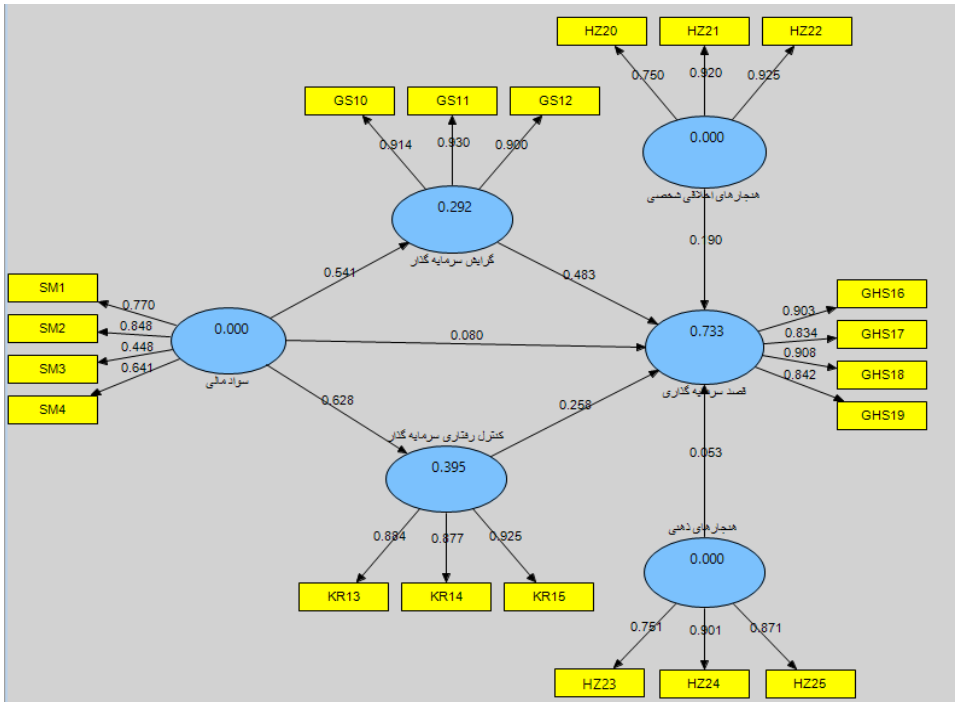
	حجم نمونه	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
سوادمالی	۳۱۰	۱/۸	۵/۰	۳/۸۹۲	۰/۶۵۱۱	-۰/۳۹۲	-۰/۰۴۲
رفتار گذشته	۳۱۰	۱/۶	۵/۰	۳/۶۲۶	۰/۶۵۵۷	-۰/۰۷۱	-۰/۳۷۱
گرایش سرمایه‌گذار	۳۱۰	۱/۰	۵/۰	۴/۰۵۸	۰/۸۳۲۸	-۱/۰۹	۰/۴۳۲
کنترل رفتاری	۳۱۰	۱/۰	۵/۰	۳/۳۴۷	۱/۰۳۸۴	-۰/۳۲۸	-۰/۵۲۸
قصد سرمایه‌گذاری	۳۱۰	۱/۰	۵/۰	۳/۶۷۶	۰/۹۶۵۷	-۰/۸۲۴	۰/۲۴۷
هنجارهای ذهنی	۳۱۰	۱/۰	۵/۰	۳/۶۴۶	۰/۹۸۳۱	-۰/۶۱۲	-۰/۲۲۲
هنجارهای اخلاقی شخصی	۳۱۰	۱/۰	۵/۰	۴/۰۸۶	۰/۷۰۹۹	-۰.۵۶۱	۰/۳۴۷

مأخذ: محاسبات پژوهش

معیارهای ارزیابی برازش بخش ساختاری

همان‌طور که شکل ۱ نشان می‌دهد، مقادیر بار عاملی در متغیر سوادمالی بر گرایش سرمایه‌گذار برابر با ۰/۵۴۱، سوادمالی بر کنترل رفتاری سرمایه‌گذار برابر با ۰/۶۲۸، گرایش سرمایه‌گذار بر قصد رفتاری برابر با ۰/۴۸۳، کنترل رفتاری سرمایه‌گذار بر قصد رفتاری برابر با ۰/۲۵۸و متغیر هنجارهای اخلاقی

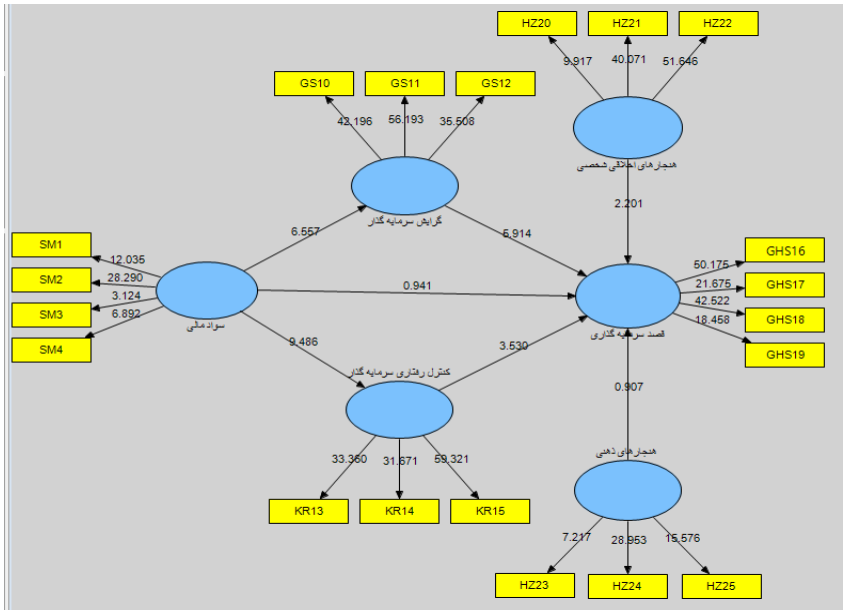
شخصی بر قصد رفتاری برابر با ۰/۱۹۰ می‌باشد. این امر نشان می‌دهد تمامی مقادیر بالاتر از ۰/۲ و نزدیک به ۰/۲ می‌باشند و مقادیر قابل قبولی هستند ولی تایید یا رد فرضیات بر اساس مقدار آماره تی تعیین می‌شود. درحالی‌که مقدار بارعاملی سوادمالی بر قصد رفتاری برابر با ۰/۰۸۰ و هنجارهای ذهنی بر قصد رفتاری برابر با ۰/۰۵۳ می‌باشد. و نشان می‌دهد تمامی مقادیر کمتر از ۰/۲ می‌باشند و مقادیر قابل قبولی نیستند.



شکل ۱. مقادیر بارعاملی در مدل اولیه پژوهش

مأخذ: محاسبات پژوهش

در شکل ۲ مقادیر مربوط به هر سازه مشخص شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره تی در متغیر سوادمالی بر گرایش سرمایه‌گذار برابر با ۶/۵۵۷، سوادمالی بر کنترل رفتاری سرمایه‌گذار برابر با ۹/۴۸۶، گرایش سرمایه‌گذار بر قصد رفتاری برابر با ۶/۹۱۴، کنترل رفتاری سرمایه‌گذار بر قصد رفتاری برابر با ۳/۵۳۰ و متغیر هنجارهای اخلاقی شخصی بر قصد رفتاری برابر با ۲/۲۰۱ می‌باشد که نشان می‌دهد تمامی مقادیر بالاتر از ۱/۹۶ می‌باشند و مقادیر قابل قبولی هستند و بیانگر تایید فرضیات مربوطه هستند. درحالی‌که مقدار آماره تی در سوادمالی بر قصد رفتاری برابر با ۰/۹۴۱ و هنجارهای ذهنی بر قصد رفتاری برابر با ۰/۹۰۷ می‌باشد و با توجه به اینکه کمتر از ۱/۹۶ می‌باشد، نشان‌دهنده رد فرضیات است.



شکل ۲. مقادیر آماره تی در مدل اولیه پژوهش

مأخذ: محاسبات پژوهش

در این پژوهش معیار اندازه‌گیری شاخص R2، ۰/۲۵ در نظر گرفته شده است. متغیرهای برونزا در این پژوهش دارای مقدار بالاتر از ۰/۲۰ می‌باشند و نشانگر برازش خوب و عالی مدل می‌باشد.

جدول ۴. *شاخص‌های* برازش مدل

	R Square	مقادیر f2	Redundancy	مقدارQ2
قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام	۰/۷۳۶۸۵۹	۰/۳۲۴۹۶۸	۰/۳۸۶۳۳۹	۰/۵۵۱۶۲۴
گرایش سرمایه‌گذار	۰/۲۹۲۵۵۴	۰/۳۴۸۵۳۹	۰/۲۴۴۷۴۶	۰/۲۴۳۵۴۷
کنترل رفتاری سرمایه‌گذار	۰/۳۹۴۶۲۲	۰/۳۸۱۰۷	۰/۳۱۶۶۶۴	۰/۳۱۶۶۰۲
رفتار گذشته سرمایه‌گذاران	۰/۲۰۱۶۴۱	۰/۱۷۵۸۰۴	۰/۲۰۹۰۰۲	۰/۲۷۸۰۷۷

مأخذ: محاسبات پژوهش

معیارهای ارزیابی برازش بخش کلی

جهت سنجش برازش بخش کلی نیز از معیار GOF استفاده گردید. در این پژوهش معیار مربوطه ۰/۶۶۰ محاسبه شد و نشان از برازش بسیار قوی دارد. نحوه محاسبه معیار مربوطه از رابطه شماره۱ می‌باشد.

$$GOF= \sqrt{\overline{Communalities} \times \overline{R^2}} \quad (1)$$

نتایج در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. مقادیر معیار GOF

	Communality
قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام	۰/۷۶۱۴۲۵
گرایش سرمایه‌گذار	۰/۸۳۶۸۷۷
هنجارهای ذهنی	۰/۷۵۴۶۲۸
هنجارهای اخلاقی شخصی	۰/۷۱۱۸۴۸
کنترل رفتاری سرمایه‌گذار	۰/۸۰۲۱۲۰
رفتار گذشته سرمایه‌گذاران	۰/۴۴۴۸۷۳
سوادمالی	۰/۴۸۰۹۹۶
میانگین	۰/۶۸۴۶۸۱
GOF	۰/۶۶۰۵۷۳

مأخذ: محاسبات پژوهش

شدت تعیین تأثیر میانجی از طریق آزمون سوبل[1]

بعد از محاسبه آزمون سوبل از طریق نرم‌افزار اسمارت پی ال اس[2]، اگر مقدار آماره Z آزمون سوبل از ۱,۹۶ بیشتر باشد فرضیه مورد تایید قرار می گیرد. همانطور که در جدول ۶ نشان می‌دهد، در این پژوهش هر دو فرضیه میانجی مورد قبول واقع شد.

جدول ۶. آزمون سوبل

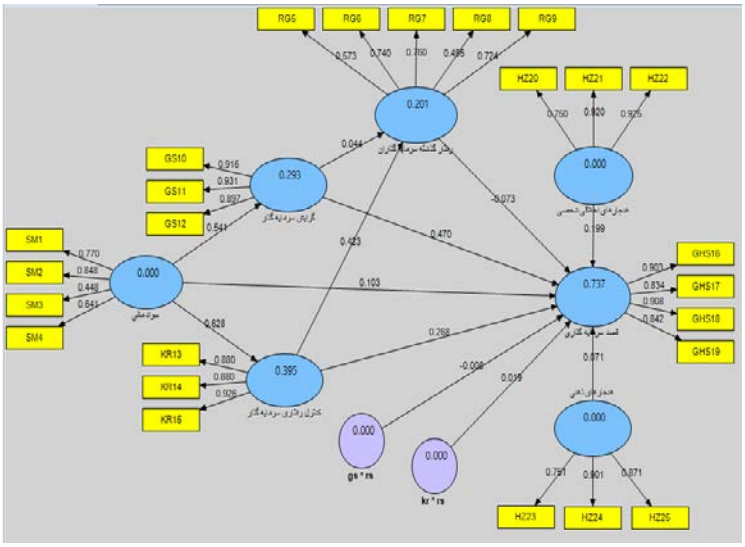
	بارعاملی	Standard Error (STERR)
سوادمالی <- گرایش سرمایه‌گذاران	۰/۵۴۱	۰/۰۸۳۴۹۳
گرایش سرمایه‌گذاران <- قصد سرمایه‌گذاری	۰/۴۸۳	۰/۰۸۰۰۴۴
آماره سوبل		۴/۴۱۵۸۸۳۲۳
سوادمالی <- کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران	۰/۶۲۸	۰/۰۶۳۰۱۰
کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران <- قصد سرمایه‌گذاری	۰/۲۵۸	۰/۰۸۲۷۱۲
آماره سوبل		۲/۹۷۶۸۷۰۹۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

1. Sobel Test
2. Smart Pls

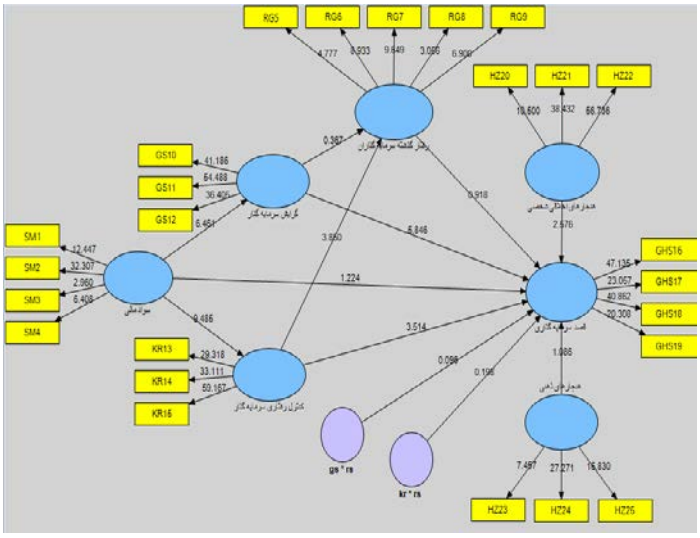
تعیین شدت اثر تعدیل‌گر در مدل پژوهش

طبق نتایج پژوهش، اثر متغیر تعدیل‌گر در مدل بررسی شده بسیار ضعیف می‌باشد. زیرا با توجه به مقادیر در نظر گرفته شده در این شاخص، مقادیر ارائه شده از نتایج محاسبات شاخص f2 کمتر از مقدار ۰/۰۲می‌باشد. لذا بر اساس نتایج آزمون فوق و همچنین، نتایج مدل ساختاری در شکل ۳ و ۴ فرضیات تعدیل‌گر رد می‌گردد.



شکل ۳. مقادیر بارعاملی بعد از ورود متغیر تعدیل‌گر

مأخذ: محاسبات پژوهش



شکل ۴. مقادیر آماره تی بعد از ورود متغیر تعدیل‌گر

مأخذ: محاسبات پژوهش

هریک از فرضیات بعد از جمع‌آوری پرسشنامه و انتقال به نرم‌افزار با استفاده از مدل معادلات ساختاری و از طریق نرم‌افزار اسمارت پی ال اس[1] تحلیل گردید و خروجی نرم‌افزار ارائه گردید. در جدول ۷ نیز خلاصه فرضیات مشاهده می‌شود.

جدول ۷. خلاصه فرضیات

فرضیات	بارعاملی	آماره تی	نتیجه
فرضیه اول: سوادمالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر گرایش سرمایه‌گذاران در بازار سهام دارد.	۰/۵۴۱	۶/۵۵۷	تایید
فرضیه دوم: سوادمالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	۰/۰۸۰	۰/۹۴۱	رد
فرضیه سوم: سوادمالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار سهام دارد.	۰/۶۲۸	۹/۴۸۶	تایید
فرضیه چهارم: گرایش سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	۰/۴۸۳	۵/۹۱۴	تایید
فرضیه پنجم: کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	۰/۲۵۸	۳/۵۳۰	تایید
فرضیه ششم: هنجارهای اخلاقی شخصی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	۰/۱۹۰	۲/۲۰۱	تایید
فرضیه هفتم: هنجارهای ذهنی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	۰/۰۵۳	۰/۹۰۷	رد
فرضیات میانجی	VAF	آماره سوبل	نتیجه
فرضیه هشتم: سوادمالی از طریق گرایش سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	۰/۷۶۵	۴/۴۱۵	تایید
فرضیه نهم: سوادمالی از طریق کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	۰/۶۶۹	۲/۹۷۶	تایید
فرضیات تعدیل‌گر	بارعاملی	آماره تی	نتیجه
فرضیه دهم: رفتار گذشته سرمایه‌گذاران نقش تعدیل‌گری در رابطه بین گرایش سرمایه‌گذاران و قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	-۰/۰۰۸	۰/۰۹۶	رد
فرضیه یازدهم: رفتار گذشته سرمایه‌گذاران نقش تعدیل‌گری در رابطه بین کنترل رفتاری سرمایه‌گذاران و قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد.	۰/۰۱۹	۰/۱۹۸	رد

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج نشان دادند که سوادمالی می‌تواند تأثیر معنی‌داری بر گرایش سرمایه‌گذاران در بازار سهام داشته باشد. بنابراین، دولت باید فعالانه به مردم آموزش دهد تا دانش مالی بیشتری برای کاهش اختلافات تصمیم‌گیری به دست آوردند. همچنین، نتایج نشان داد افراد با سوادمالی بیشتر، کنترل بهتری بر رفتار خود در بازار سهام دارند و گرایش بیشتری بر ورود به بازار سرمایه دارند. به طور کلی، سوادمالی مردم را تشویق می‌کند تا در گفت و گوی سرمایه‌گذاری های مالی به جای استفاده از پیشنهادها دیگران، از سوادمالی و ذهنیت‌های خود در تصمیم‌گیری برای ورود به بازار سهام استفاده کنند. علاوه بر این، نه تنها سطح سوادمالی، بلکه ویژگی‌هایی نظیر هنجارهای اخلاقی، عوامل کلیدی موثر بر تصمیم‌گیری‌های مالی بودند.

نتایج این پژوهش برای دولت، سهامداران، و عموم مردم مفید است. اگر مردم خود را با سوادمالی بازارهای مالی مجهز کنند، می‌توانند اختلالات تصمیم‌گیری خود را در بازار سهام کاهش دهند. با وجودی که در تئوری مالی سنتی گرایش احساسی سرمایه‌گذار هیچ نقشی در قیمت سهام، بازده تحقق یافته و بازده

1. Smart Pls

مورد انتظار ندارد، در این پژوهش نیز هنجارهای ذهنی سرمایه‌گذار تأثیر مثبتی را در قصد سرمایه‌گذاری در بازار سهام نشان نداد. اما دیدگاه مالی رفتاری و نتایج این پژوهش نیز نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران تحت تأثیر گرایش‌های احساسی و اخلاقی خود تصمیم می‌گیرند. از این جهت گرایش احساسی و اخلاقی، نقش مهمی در تعیین تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و گرایش‌های آنها به سرمایه‌گذاری در این بازار را ایفا می‌کند.

لذا پیشرفته بودن ذهن آدمی و پیچیدگی احساسات بشر باعث می‌شود که احساس ترس و طمع، نتوانند روان آدمی را توصیف کنند و روی تصمیم‌های سرمایه‌گذاری فرد اثر بگذارد. افرادی که دارای سوادمالی بوده و توانایی کنترل رفتاری خود را در تصمیم‌گیری‌ها دارند، با در نظر گرفتن یک دوره طولانی‌مدت (برای مثال؛ بیش از ۶ ماه تا یکسال) سهام به طور معمول بیشترین بازده را تشخیص داده و به راحتی می‌تواند در سهام مطلوب سرمایه‌گذاری کند؛ نوسانات بازار را از سهم خود گرفته و فرصت خروج از بازار را شناسایی می‌کند و دارایی خود را در سهام و یا منابع مالی مشترک سرمایه‌گذاری دیگری سرمایه‌گذاری مجدد می‌کند. از طرفی نهادهای مالی و بورس اوراق بهادار با توجه مسائل مطرح شده در این پژوهش می‌توانند عکس العمل عقلایی و غیرعقلایی سرمایه‌گذاران، بر مبنای سوادمالی و احساسات را همراه با منشأ ریسک در نظر گرفته تا بتوانند توصیه‌ها و دستورالعمل‌هایی را در سطح سرمایه‌گذاران فردی همچون هنجارهای اخلاقی جهت آگاه ساختن هر چه بیشتر آنها از مسائل مالی پایه و پیشرفته بهره ببرند. یکی از عواملی که در این پژوهش مورد توجه قرار گرفت، عدم وجود رابطه مثبت بین دو متغیر سوادمالی و قصد سرمایه‌گذاری بود. با توجه به شرایطی که در ابتدای سال ۹۹ برای بازار سرمایه اتفاق افتاد، می‌توان اینگونه بیان کرد افرادی که وارد این بازار شدند، صرفا دارای سوادمالی نبودند ولی قصد سرمایه‌گذاری در این بازار را داشتند. و با توجه به پیشنهادها دیگران اقدام به خرید و فروش سهام کردند. همچنین، در فرضیه هفتم نیز می‌توان اینگونه استدلال نمود که در سال ۹۹ افراد زیادی بر این عقیده بودند که بدون دانش سرمایه‌گذاری نباید وارد بازارهای مالی شد، ولی اکثر افراد بی توجه به صحبت ها و نظرات دوستان و همکاران خود و حتی به عقاید و نظرات افرادی که از نظر شخص قابل اعتماد بودند، توجهی نکرده و تحت تأثیر هنجارهای ذهنی قرار نگرفتند و وارد این بازار شدند. لذا بر اساس نتایج این پژوهش می‌توان نتیجه دو فرضیه حاضر را منطقی دانست. به طورکلی، بر اساس نتایج، این پژوهش با نتایج مطالعات خارجی همچون روت (۲۰۲۰)، سیواراماکریشانان و همکاران (۲۰۲۰)، ونگ و همکاران (۲۰۲۰)، رازن و همکاران (۲۰۲۰)، بالاسوبرانیان و سارجنت (۲۰۲۰) همخوانی دارد. همچنین، نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات داخلی همچون سلامی و همکاران(۱۳۹۴)، قالمق و همکاران(۱۳۹۵)، جواهری و همکاران(۱۳۹۵)، جلیلوند و نوروزآباد (۱۳۹۷) و رحمانی و محمدی(۱۳۹۸) نیز هم‌راستا می‌باشد.

بر اساس نتایج پژوهش، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- با توجه به تایید فرضیه سوادمالی بر گرایش سرمایه‌گذاری، پیشنهاد می‌گردد آموزش مالی در سطح ملی و توسط دولت و نهادهای ملی تعریف و اجرا شود. آموزش مالی تنها منحصر به بازار سرمایه نیست و اصولا از مبانی مدیریت پول شامل چگونگی مصرف، پس‌انداز و برنامه‌ریزی هزینه

و درآمد تا مسائل پیچیده‌تر سرمایه‌گذاری را در برمی‌گیرد. بودجه آموزش مالی نیز از سوی دولت تامین شود.

- با توجه به رد فرضیات مربوط تأثیر سوادمالی بر قصد سرمایه‌گذاری و تمایلات ذهنی سرمایه‌گذاران، پیشنهاد می‌گردد افرادی که تصمیم به ورود و سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی را دارند باید توجه داشته باشند که از اطلاعاتی که دارند با در نظر گرفتن زمان و موضوعات مربوطه تصمیم‌گیری نمایند.آن‌ها همچنین، می‌توانند قبل از شروع و قصد سرمایه‌گذاری غیر از سوادمالی از دانش مالی رفتاری هم بهره بگیرند و مشاوره‌های تخصصی و افراد باتجربه در حوزه سرمایه‌گذاری و بازارهای مالی، مشورت گرفته و اطلاعات کسب نمایند.
- به مدیران و مشاوران *شرکت‌های* بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد،با برگزاری دوره های آموزشی اجباری برای سرمایه‌گذاران و تحلیلگران تازه وارد و یا افرادی که قصد ورود به بورس را دارند، در رابطه با نحوه سرمایه‌گذاری در جهت افزایش رضایت از سرمایه‌گذاری خودشان تدابیری را بیاندیشند.

به مدیران و مشاوران *شرکت‌های* بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد، با ارائه خدمات ویژه به محققین در زمینه‌های تخصصی مالی و سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاران تازه وارد کمک نمایند. همچنین، پشتیبانی همه‌جانبه از سرمایه‌گذاران و سهام‌داران تازه وارد در راستای معاملات اثر بخش و زمینه‌های رفتاری صورت گیرد.

- با توجه به رد فرضیه مربوط به رفتار گذشته سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، به سرمایه‌گذاران جدید نیز پیشنهاد می‌گردد برای شناخت بازار بورس و نحوه ورود به آن از استراتژی‌های لازم برای سرمایه‌گذاری در بورس تهران و روش‌های مناسب جهت سرمایه‌گذاری از راهکارهای ارائه شده در این پژوهش با تاکید بر دانش مالی رفتاری و کنترل احساسات و متغیرهای مدل مورد بررسی استفاده کرده و با افراد مجرب و باتجربه در این حوزه مشورت نمایند.
- با توجه به تایید فرضیه مربوط به هنجارهای اخلاقی شخصی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، به سرمایه‌گذاران جدید نیز پیشنهاد می‌گردد، در زندگی روزمره خود افکار خود را اولویت‌بندی کرده و با مرتب سازی تصمیمات و افکار غلط در زندگی روزمره خود جهت سرمایه‌گذاری در بازار سهام یک انتخاب عاقلانه و با انتخاب دقیق و استفاده از اطلاعات موجود بازار برای اخذ تصمیم مناسب خرید استفاده نماید.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: پژوهش حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی پژوهش نقش داشتند.
تعارض منافع: بنابر اظهار نویسندگان، در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان، حق کپی رایت رعایت شده است.

References

Adil, M; Singh, Y; & Ansari, M. S. (2022). How financial literacy moderate the association between behaviour biases and investment decision? Asian Journal of Accounting Research, 7(1), 17-30.

Balasubramnian, B; & Sargent, C. S. (2020). Impact of inflated perceptions of financial literacy on financial decision making. *Journal of Economic Psychology*, 80, 102306.

Dianti Deilami, Z. & Hanifehzadeh, M. (2015). Investigating the level of financial literacy of Tehran families and related factors, *Quarterly Journal of Securities Analysis*, 8(26), 139-115. (In Persian)

Gerardi, K; Goette, L; Meier, S. (2010). Financial literacy and subprime mortgage delinquency: evidence from a survey matched to administrative data, *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper,* 2010-10.

Jalilvand Rostami N. (2017). Financial literacy interactions, investor sentiment, risk perception and willingness to invest: Evidence from the Tehran Stock Exchange. *Investment Knowledge* 7(27), 170–141. (In Persian)

Javaheri, Bakhtiar. Nazaripour, M. & Mohammadi, R. (2015). Investigating the effect of social factors on risk acceptance and investors' decisions in Tehran Stock Exchange. *۵th International Conference on Accounting and Management and ۲nd International Conference on Entrepreneurship and Open Innovation*, Tehran, July. (In Persian)

Knudsen, E. S; Hage, F. P; & Vethe, M. B. (2023). The more, the merrier: Performance effects of cash over the business cycle. Scandinavian Journal of Management, 39(1), 101255.

Li, E. X; & Liu, L. X. (2012). Intangible assets and cross-sectional stock returns: Evidence from structural estimation. *SSRN Electronic Journal*.

Nazemi Manbari, S. & Asgharzadeh, G. (2022). Investigating the effect of past behavior and financial literacy on investors' investment decisions in the framework of the theory of planned behavior in Tehran Stock Exchange. Studies of Economy, Financial Management and Accounting, 1 (8), .87–98 (In Persian)

Qalmaq K; Yaqub Nejad A; & Fallah Shams M. (2016). The effect of financial literacy on the behavioral biases of Tehran Stock Exchange investors. Financial management perspective, 6(16), 94–75. (In Persian)

Rahmani Norouzabad, S; Mohammadi & Esfandiar. M. (2019). Implications of financial literacy on investor decisions and investment performance. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 12(41), .123–113(In Persian)

Razen, M; Huber, J; Hueber, L; Kirchler, M; & Stefan, M. (2020). *Financial Literacy, Economic Preferences, and Adolescents' Field Behavior* (No. 2020-05).

Raut, R. K. (2020). Past behaviour, financial literacy and investment decision-making process of individual investors. *International Journal of Emerging Markets.*

Sahaf Ghaneh, Y. & Rahmani, A. (2021). Investigating the impact of the components of planned behavior, past behavior and financial literacy on the intention

to invest in the Tehran Stock Exchange. ۵th International Conference on Science and Technology of the Economy of the Third Millennium, Tehran, Iran. (In Persian)

Salami, K. and Mohseni, A. & Sangari, M; (2015). Factors Affecting Investor Behavior in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange, International Conference on New Research in Management, Economics and Accounting ,Istanbul, July. (In Persian)

Shen, C. H; Lin, S. J; Tang, D. P; & Hsiao, Y. J. (2016). The relationship between financial disputes and financial literacy. *Pacific-Basin finance journal*, 36, 46-65.

Sivaramakrishnan, S; Srivastava, M; & Rastogi, A. (2017). Attitudinal factors, financial literacy, and stock market participation. *International Journal of Bank Marketing*.

Wang, S; Wang, J; Yang, S; Li, J; & Zhou, K. (2020). From intention to behavior: Comprehending residents' waste sorting intention and behavior formation process. *Waste Management*, 113, 41-50.

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۱۵۶-۱۳۳

مقاله پژوهشی

تاثیر متغیر در زمان عوامل کلان اقتصادی بر احساس سرمایه‌گذار: بررسی نقش تحریم، برجام و کووید ۱۹[۱]

منیژه رامشه[۲]، اسماعیل جلیلی[۳]، محدثه یوسفی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۷

چکیده

احساس سرمایه‌گذار نقشی مهم در بازارهای مالی داشته و مطالعه عوامل موثر بر آن حائز اهمیت است. از این رو پژوهش حاضر با استفاده از روش TVP-SVAR-SV به مطالعه اثر متغیر در زمان عوامل کلان اقتصادی بر احساس سرمایه‌گذار در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۴۰۱:۳-۱۳۸۳:۱ با تواتر فصلی پرداخته است. یافته‌ها نشان داد تأثیر شوک‌های عوامل کلان بر احساس سرمایه‌گذاران در کوتاه‌مدت منفی بوده است. بعد از ۱۳۹۳:۱، نرخ ارز اثری مثبت بر احساس سرمایه‌گذار در میان‌مدت داشته است. تولید ناخالص داخلی و تورم نیز اثری مثبت در میان‌مدت داشته‌اند. نوسان واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک قیمت نفت در کوتاه‌مدت، بیش از سایر عوامل بوده و بیشترین واکنش مربوط به افت قیمت نفت در سال ۱۳۸۷ بوده است. نقدینگی در مقایسه با سایر عوامل، بیشترین تاثیر بر احساس سرمایه‌گذار را در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت داشته است. مطالعه واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک عوامل کلان اقتصادی در سه رویداد تحریم سال ۱۳۹۱، برجام و همزمانی کووید ۱۹ و خروج آمریکا از برجام نشان می‌دهد واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک هر یک از عوامل در هر سه رویداد مشابه بوده و هیچ عاملی اثر پایدار مثبت یا منفی بر احساس سرمایه‌گذاران نداشته است. در رویداد اول (سوم) نسبت به دو رویداد دیگر، واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک متغیرهای کلان (جز تورم) قویتر (ضعیف‌تر) بوده است. یافته‌ها نشان داد استفاده از رویکردهای ایستا ممکن است نتایج گمراه‌کننده در خصوص اثر عوامل کلان اقتصادی بر احساس سرمایه‌گذار به همراه داشته باشد. بعلاوه اثرپذیری قوی احساس سرمایه‌گذار از خود در مقایسه با متغیرهای کلان، رفتار سرمایه‌گذاران را بهتر توضیح می‌دهد.

واژگان کلیدی: عوامل کلان اقتصادی، احساس سرمایه‌گذار، تحریم، کووید ۱۹، TVP-SVAR-SV.
طبقه‌بندی موضوعی: *E70, G40, C58, F51*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.44964.2863

۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. نویسنده مسئول. Email:m.ramshe@qom.ac.ir

۳. دکتری، گروه مدیریت استراتژیک، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. Email: e.jalili@modares.ac.ir

۴. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه قم، قم، ایران. Email:mohaddese.u72@gmail.com

مقدمه

احساس سرمایه‌گذاران یک باور روان‌شناختی در مورد جریان‌های نقدی آتی با خوش‌بینی بیش از حد (احساس بیشتر) یا بدبینی (احساس کمتر) است که می‌تواند منجر به ارزیابی اشتباه ارزش دارایی‌ها شده و در نتیجه قیمت سهام از ارزش بنیادی آن منحرف شود. احساسات بیشتر (کمتر) سرمایه‌گذاران با اخبار خوب (بد) مربوط به شرایط اقتصادی یا شرکت‌ها شکل می‌گیرد و منجر به بیش ارزش‌گذاری (کم ارزش‌گذاری) شرکت خواهد شد (کیم و نا[1]، ۲۰۱۸). به اعتقاد چن و همکاران[2] (۲۰۲۱) احساسات سرمایه-گذاران، در چرخه‌های مختلف اقتصادی، متفاوت بوده و می‌تواند هم بر بازارهای مالی و هم بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر گذارد.

این امر که احساسات سرمایه‌گذاران نقشی مهم در بازارهای مالی دارد، به خوبی در پژوهش‌های پیشین نشان داده شده است. برای مثال یافته‌های بیکر و ورگلر[3] (۲۰۰۶، ۲۰۰۷)، هوانگ و همکاران[4] (۲۰۱۵)، کیم و لی[5] (۲۰۲۲) حاکی از اثر بااهمیت احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده آتی سهام بوده است. نتایج پژوهش بیکر و ورگلر (۲۰۱۲) نشان داد که احساسات سرمایه‌گذاران، علاوه بر بازده سهام، بازده اضافی اوراق قرضه دولتی را نیز پیش‌بینی می‌کند. دسته‌ای دیگر از پژوهش‌ها به مطالعه تأثیر احساسات سرمایه-گذاران بر شرایط اقتصاد کلان پرداخته‌اند. یافته‌های برخی از این پژوهش‌ها حاکی از نقش احساسات سرمایه‌گذار در رشد و رکود اقتصادی بوده است (مارتین و ون‌تورا[6]، ۲۰۱۲؛ بنحبیب و همکاران[7]، ۲۰۱۶؛ چن و همکاران، ۲۰۲۱). برخی دیگر نشان داده‌اند شوک احساس سرمایه‌گذاران بخش عمده‌ای از نوسانات چرخه‌های تجاری را توضیح داده و اثر سرریز بر متغیرهای کلان سایر کشورها دارد (لوچنکو و پانالای نیر[8]، ۲۰۱۵؛ آنجلتوس و همکاران[9]، ۲۰۱۸).

ادبیات موجود اغلب احساس سرمایه‌گذار را به عنوان متغیری برون‌زا تلقی کرده و کمتر به چگونگی تعیین آن پرداخته است. احساس سرمایه‌گذار منعکس‌کننده انتظارات آنها از شرایط مالی و اقتصادی آینده بوده و تحت تأثیر کل اقتصاد است (چن و همکاران، ۲۰۲۱). درصد تغییرات برخی عوامل کلان اقتصاد در کشور در طول دوره پژوهش، قابل توجه بوده است. برای مثال درصد تغییرات نرخ ارز حدود ۳۸۰۰ درصد و درصد تغییرات نقدینگی حدود ۱۰۶۰۰ درصد بوده است. درصد تغییرات قیمت نفت حدود ۳۸۰ درصد بوده و تولید ناخالص داخلی افزایش ۶۷ درصدی داشته است. متناسب با تغییرات عوامل کلان اقتصادی، برخی پارامترهای تشکیل‌دهنده احساس سرمایه‌گذار نیز تغییرات قابل توجهی را تجربه کرده‌اند. برای مثال

1. Kim and Na
2. Chen et al.
3. Baker and Wurgler
4. Huang et al.
5. Kim and Lee
6. Martin and Ventura
7. Benhabib et al.
8. Levchenko and Pandalai-Nayar
9. Angeletos et al.

شاخص سهام افزایش ۱۴۷ برابری در طول دوره پژوهش داشته است. تایید اهمیت عوامل کلان اقتصادی بر احساس سرمایه‌گذار در پژوهش‌های پیشین و نوسانات عوامل کلان اقتصادی در کشور، ضرورت مطالعه تاثیر این عوامل بر احساس سرمایه‌گذار را روشن می‌سازد. از سوی دیگر وقوع رویدادهای مختلف طی دوره پژوهش نظیر تحریم‌ها، کووید ۱۹ و برجام، احتمالاً رابطه عوامل کلان اقتصاد و احساس سرمایه‌گذار را تحت تاثیر قرار داده است.

با توجه به اهمیت عوامل کلان اقتصادی در توضیح احساس سرمایه‌گذار، پژوهش حاضر به مطالعه تاثیر متغیر در زمان این عوامل بر احساسات سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. برای این منظور از رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان و نوسانات تصادفی TVP-SVAR-SV)[1] استفاده شده است. با استفاده از این رویکرد اثر شوک‌های هر یک از عوامل کلان اقتصاد بر احساس سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت بررسی شده است. استفاده از این رویکرد امکان مطالعه رابطه پویای بین متغیرها، در مقاطع زمانی مشخص را نیز فراهم می‌کند. در این پژوهش سه رویداد تحریم‌های سال ۱۳۹۱، برجام و هم‌زمانی کووید ۱۹ و خروج آمریکا از برجام انتخاب شد. دلیل انتخاب این رویدادها احتمال اثرگذاری آنها بر احساسات سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه و عوامل کلان اقتصاد است. اثر شوک‌های عوامل اقتصاد کلان بر احساس سرمایه‌گذاران در هریک از این رویدادها با یکدیگر مقایسه شده است. اهداف این پژوهش در مطالعات پیشین مورد بررسی قرار نگرفته است.

در ادامه، در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش، در بخش سوم داده و روش‌شناسی پژوهش و در بخش‌های چهارم و پنجم نیز، به ترتیب تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در مالی رفتاری، ناهنجاری‌های بازار بر اساس نظریه‌های روان‌شناسی توضیح داده می‌شود. از برجسته‌ترین مشخصه‌های مالی رفتاری، تناقض با نظریه بازار کارا است. نظریه بازار کارا قائل به رفتار منطقی سرمایه‌گذاران است، در حالی که بر اساس مالی رفتاری، سرمایه‌گذاران همواره منطقی نبوده و رفتار آنها بر اساس دیدگاه‌های اجتماعی و روان‌شناسی قابل‌تبیین است (لوپزکابرکاس و همکاران[2]، ۲۰۲۰). در بین مفاهیم متعدد مورد بررسی در حوزه مالی رفتاری، مفهوم احساس سرمایه‌گذار و رابطه آن با بخش واقعی اقتصاد و بازارهای مالی مورد توجه بسیاری پژوهشگران در سال‌های اخیر بوده است. احساس سرمایه‌گذاران، خوش‌بینی یا بدبینی آنها در مورد آینده (بیکر و ورگلر، ۲۰۰۶) یا شیوه تفکر و نگرش سرمایه‌گذاران تعریف می‌شود (باربریس و همکاران[3]، ۱۹۹۸). افراد با احساسات بالا (پایین) به قضاوت‌ها و تصمیمات بیش از حد خوش‌بینانه (بدبینانه) تمایل دارند (هوانگ و همکاران، ۲۰۱۵). احساسات زیاد سرمایه‌گذاران نشان‌دهنده

1. Time-Varying Parameter Structural Vector AutoRegression Stochastic Volatility
2. Lopes-Cabarcos et al.
3. Barberis et al

اعتقاد آنها به صعودی بودن بازارهای سهام (لو[1]، ۲۰۱۵) یا حاکی از بیش‌اطمینانی است (اودین[2]، ۱۹۹۸) که ممکن است منجر به معامله‌گری اخلالی شود (دی‌لانگ و همکاران[3]،۱۹۹۰؛ رنالت[4]، ۲۰۱۷). ماهیت احساس سرمایه‌گذاران را می‌توان به دو بخش اطمینان و عدم‌اطمینان تقسیم کرد. اولین بخش را می‌توان به عنوان باور قوی و مثبت در مورد پیشرفت اقتصادی آینده تعریف کرد که ممکن است به دلیل اخبار توسعه اقتصادی آینده رخ دهد. مورد دوم می‌تواند به دلیل انواع سناریوهای ممکن در مورد توسعه اقتصادی آینده یا کمبود دانش در مورد توزیع احتمال نتایج آتی ایجاد شود (یگورل ایلدریم و همکاران[5]، ۲۰۲۱).

به اعتقاد چن و همکاران (۲۰۲۱) احساس سرمایه‌گذاران تحت تاثیر شرایط کلان اقتصاد بوده و منعکس‌کننده انتظار آنها از شرایط مالی و اقتصادی آینده است. بر اساس نظریه آربیتراژ نیز بازده اوراق بهادار تحت تاثیر عوامل متعددی در سطح اقتصاد کلان و بازار سرمایه قرار دارد. بیکر و ورگلر (۲۰۰۷) بیان کردند که اثر احساس سرمایه‌گذاران بر بازده سهام قطعی است و صرفا چگونگی این اثرگذاری باید مورد مطالعه قرار گیرد. بدین‌ترتیب می‌توان از نحوه اثرگذاری عوامل کلان اقتصادی بر بازده سهام، برای درک اثر این عوامل بر احساس سرمایه‌گذار استفاده کرد. یکی از مهمترین عوامل موثر بر بازدهی دارایی‌ها تورم است. تورم بالا بازده واقعی سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. بعلاوه با افزایش تورم و کاهش ارزش پول ملی، نرخ ارز افزایش می‌یابد. در این حالت، اگر مجموع کشش صادرات و واردات بیش از یک باشد، کاهش ارزش پول ملی موجب بهبود تراز پرداخت‌ها و رونق اقتصادی می‌شود. در ارتباط با بازار سهام نیز، رابطه مثبت بین افزایش نرخ ارز و بازده سهام زمانی وجود خواهد داشت که کاهش ارزش پول منجر به صادرات بیش‌تر و در نتیجه افزایش در سودآوری شرکت شود (نگوین و همکاران[6]،۲۰۲۱). درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران یکی از متغیرهای اثرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی است که بر مقدار تولید ناخالص داخلی اثری مستقیم دارد. انتظار می‌رود افزایش قیمت نفت، سودآوری و به تبع آن بازده سهام را افزایش دهد (قره‌چه و همکاران، ۱۳۹۰). می‌توان انتظار داشت با افزایش نقدینگی، تولید ناخالص داخلی افزایش یابد. این امر ضمن کاهش نااطمینانی اقتصادی و افزایش سودآوری شرکت‌ها، بازده سهام را افزایش خواهد داد. از سوی دیگر پژوهش‌ها نشان داده‌اند در ایران افزایش نقدینگی با افزایش تولید ناخالص داخلی همراه نبوده و عامل تشدیدکننده تورم به شمار می‌آید. بدین‌ترتیب رابطه‌ای منفی بین نرخ رشد نقدینگی و شاخص‌های بازار سهام انتظار می‌رود (دهقان خاوری و میرجلیلی، ۱۳۹۸).

اهمیت متغیرهای کلان اقتصادی در تأثیر بر احساسات سرمایه‌گذار توسط مطالعات پیشین تأیید شده است. کوروف[7] (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که تصمیمات سیاست پولی تأثیر قابل‌توجهی بر احساسات

1. Liu
2. Odean
3. De Long et al.
4. Renault
5. Ugurlu-Yildirim et al.
6. Nguyen et al.
7. Kurov

سرمایه‌گذار دارند. این تاثیر بستگی به شرایط بازار (بازار گاوی در مقابل خرسی) دارد. اقدامات سیاست پولی در دوره‌های بازار نزولی تاثیر بیشتری بر سهامی دارد که نسبت به تغییرات در احساسات سرمایه‌گذاران و شرایط بازار اعتباری حساس‌تر است. چانگ و همکاران[1] (۲۰۱۲) نشان دادند که قدرت احساسات سرمایه‌گذار در پیش‌بینی بازده سهام در بین وضعیت‌های اقتصاد نامتقارن است. در حالت توسعه اقتصادی، احساس سرمایه‌گذار قدرت پیش‌بینی بازده را دارد. سیبلی و همکاران[2] (۲۰۱۶) دریافتند بازده اسناد خزانه از تاثیرگذارترین متغیرها در توضیح تغییر در شاخص احساسات است. آنها شاخص تمایل سرمایه‌گذار را به دو بخش تجزیه کردند: یکی مربوط به متغیرهای استاندارد ریسک/چرخه کسب‌وکار و دیگری غیرمرتبط با آن متغیرها. یافته‌ها نشان داد قدرت شاخص احساسات برای پیش‌بینی بازده مقطعی سهام عمدتاً توسط مؤلفه ریسک/چرخه تجاری توضیح داده می‌شود. آپریگیس و همکاران[3] (۲۰۱۸) به مطالعه اثر قیمت نفت خام و گاز طبیعی بر احساسات سرمایه‌گذاران ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان داد با کنترل تعدادی عوامل کلان اقتصادی ایالات متحده، بین قیمت نفت و گاز طبیعی و احساسات سرمایه‌گذار ارتباط معنی‌داری وجود دارد. دینگ و همکاران[4] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای نشان دادند قیمت بین‌المللی نفت خام بر احساسات سرمایه‌گذار بازار سهام چین تاثیرات منفی دارد. اگر در بلندمدت قیمت بین‌المللی نفت خام ۱درصد نوسان کند، احساسات سرمایه‌گذاران بورس ۹۴/۳ درصد منفی می‌شود. شن و همکاران[5] (۲۰۱۷) به بررسی ارتباط ده عامل اقتصادی با احساسات سرمایه‌گذار پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند پس از دوره‌های کم‌احساس، سهام با ریسک بالا بازدهی قابل توجه بالاتری بدست آوردند. در حالی که در دوره‌های پراحساس برعکس این موضوع وجود دارد. شهزاد و همکاران[6] (۲۰۱۹) به مطالعه‌ی اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر عدم قطعیت‌ها و احساسات در ایالات متحده پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که در آمریکا محرک اصلی احساسات سرمایه‌گذاران، قیمت نفت است. ژانگ[7] (۲۰۱۹) رابطه بین احساسات و عدم قطعیت سیاست اقتصادی ایالات متحده را مورد مطالعه قرار داد. نتایج نشان داد عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی، احساسات سرمایه‌گذاران را توضیح می‌دهد. نارتیا و همکاران[8] (۲۰۲۰) به مطالعه تاثیر نااطمینانی سیاست پولی بر احساس سرمایه‌گذاران پرداختند. یافته‌ها حاکی از اثرگذاری نااطمینانی سیاست پولی بر احساسات است. هی[9] (۲۰۲۰) به مطالعه اثر پویای قیمت نفت خام بر احساس سرمایه‌گذاران در چین پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد رابطه علیت غیرخطی گرنجر از قیمت نفت به احساسات سرمایه‌گذاران چینی وجود دارد. به‌علاوه، نتایج نشان داده است اثرات قیمت نفت بر احساسات سرمایه‌گذاران چینی متغیر

1. Chung et al.
2. Sibley et al.
3. Apergis et al.
4. Ding et al.
5. Shen et al.
6. Shahzad et al.
7. Zhang
8. Nartea et al.
9. He

در زمان بوده و در بیشتر موارد منفی است. این تأثیر منفی در اواخر سال ۲۰۱۷ زیاد است، اما در دوره ثابت اقتصادی در سال ۲۰۱۲ اندک و در دوره اصلاح قیمت محصولات نفتی چین در سال ۲۰۱۳ حداقل است. گریگوری[1] (۲۰۲۱) به مقایسه عوامل موثر بر احساسات سرمایه‌گذاران و مدیران پرداخت. یافته‌ها نشان داد متغیرهای اقتصاد کلان نظیر تورم و نقدینگی ۶۳درصد از تغییرات احساس سرمایه‌گذاران و ۴۵درصد از تغییرات احساس مدیران را توضیح می‌دهند. چن و همکاران (۲۰۲۱) دریافتند در ایالات متحده، سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به احساسات و نرخ بهره بستگی دارد، در حالی که احساسات سرمایه‌گذاران و نرخ بهره کوتاه‌مدت تحت تأثیر بازار سهام هستند. بازده بازار سهام تحت تأثیر عملکرد شرکت و احساسات است. احساسات سرمایه‌گذاران به عنوان پلی میان عوامل اقتصاد کلان و بازار سهام عمل می‌کند. از یک سو، عوامل اقتصاد کلان از طریق احساسات سرمایه‌گذاران بر بازار سهام تأثیر می‌گذارد، چرا که این احساسات بر ارزش بنیادی درک شده از بازار سهام تأثیر می‌گذارد. از سوی دیگر، بازار سهام از طریق تأثیر بر احساسات سرمایه‌گذاران و نرخ بهره تأثیری غیرمستقیم بر اقتصاد کلان در قالب سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه دارد. یگورل ایلدریم و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی روابط غیرخطی بین عدم‌قطعیت سیاست پولی، احساسات سرمایه‌گذار و بازده بازار سهام در ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان می‌دهد عدم‌قطعیت سیاست پولی اثری منفی بر احساسات سرمایه‌گذاران داشته و در بلندمدت این اثر عدم‌تقارن محدودی دارد. از سوی دیگر، در کوتاه‌مدت، افزایش حساسیت سرمایه‌گذاران به شوک‌های کلان اقتصادی، عدم اطمینان سیاست پولی را به شدت افزایش می‌دهد، در حالی که کاهش حساسیت تأثیر قابل‌توجهی بر عدم اطمینان سیاست پولی ندارد. یافته ها حاکی از وجود یک رابطه مثبت و دوسویه بین قیمت سهام و احساسات سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. سپنی و گوپتا[2] (۲۰۲۱) به بررسی چگونگی تأثیر متغیر در زمان شوک سیاست پولی بر بازار سهام ایالات متحده با در نظر گرفتن وضعیت احساسات سرمایه‌گذار پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد در رژیم احساس کم (زیاد) سرمایه‌گذار، واکنش منفی بازده سهام به شوک‌های سیاست پولی انقباضی ضعیف‌تر (قوی‌تر) است. لی و همکاران[3] (۲۰۲۲) به مطالعه اثرات نامتقارن شوک قیمت نفت خام بر احساسات سرمایه‌گذاران چینی پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد همبستگی‌های پویای نامتقارن و روابط تقدم-تاخر بین شوک‌های قیمت نفت خام و احساسات سرمایه‌گذار تحت روندهای مختلف قیمت نفت خام وجود دارد. لی و لوانگ[4] (۲۰۲۲) به مطالعه سرریزهای پویا بین قیمت نفت، بازده بازار سهام و احساسات سرمایه‌گذاران در ایالات متحده و ویتنام پرداختند. نتایج حاکی از وابستگی متقابل بین متغیرهای مورد بررسی است. رابطه بین قیمت نفت، بازده بازار سهام و احساسات سرمایه‌گذار متغیر بوده و کاملاً توسط تحولات و رویدادهای خاص زمانی هدایت می‌شود. در ایالات متحده، قیمت نفت و احساسات انتقال‌دهنده خالص شوک‌ها و بازار سهام دریافت‌کننده آن است. در ویتنام، احساسات سرمایه‌گذار اصلی‌ترین انتقال‌دهنده

1. Gregory
2. Cepni and Gupta
3. Li et al.
4. Le and Luong

شوک بوده و نفت و بازده سهام دریافت‌کننده هستند. هرکیولانو و لاتکیبمت[1] (۲۰۲۳) نشان دادند احساسات سرمایه‌گذاران جهانی نیرو محرکه اصلی احساسات داخلی و شرایط اقتصاد جهانی است. ماسو و همکاران[2] (۲۰۲۳) با استفاده از تکنیک‌های یادگیری ماشین به مقایسه قدرت عوامل کلان اقتصادی و احساسات سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی بازده بازار سهام پرداختند. یافته‌ها نشان داد متغیرهای کلان اقتصادی یا احساسات به تنهایی نمی‌توانند نسبت شارپ را در بازار سهام بهبود بخشند، اما ترکیب عوامل باعث بهبود نسبت شارپ از ۰/۴۸ به ۰/۶۲ می‌شود. عملکرد استراتژی بکارگیری ترکیبی متغیرهای کلان اقتصادی و احساسات به ویژه در مرحله پایانی رکود، زمانی که بازار سهام به پایین‌ترین حد خود نزدیک شده است، قوی‌تر است. پژوهشگران نشان دادند احساسات و اطلاعات کلان اقتصادی مکمل یکدیگر هستند و باید توسط سرمایه‌گذاران در نظر گرفته شوند.

مومنی و رضایی‌قلعه (۱۳۹۷) به مطالعه تأثیر عوامل اقتصادی بر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. پژوهشگران رابطه‌ای بین تولید ناخالص داخلی و حجم نقدینگی با احساس سرمایه‌گذاران نیافتند. اما بین احساس و نرخ ارز رابطه وجود داشت. زین‌الدینی و همکاران (۱۳۹۹) در بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام با روش رگرسیون چندکی به این نتیجه رسیدند که تغییرات نرخ بهره بر بازده شاخص سهام اثر منفی دارد و قیمت نفت، شاخص تولیدات صنعتی، نرخ ارز بر شاخص سهام اثر مثبت دارد. یوسفی‌نژاد و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی تاثیر شوک‌های متقارن و نامتقارن قیمت نفت بر تمایلات سرمایه‌گذار در ایران با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد که نوسانات قیمت نفت، نرخ ارز، حجم پول و شاخص بهای مصرف‌کننده از جمله عوامل اثرگذار بر تمایلات سرمایه‌گذار می‌باشند. چاووشی و شریفی (۱۴۰۱) اثر نوسانات نفت اوپک بر احساسات سرمایه‌گذاران ایرانی را بررسی نمودند. نتایج پژوهش نشان داد نوسانات قیمت نفت اوپک بر احساسات سرمایه‌گذاران از یک فرآیند غیرخطی تبعیت می‌کند، به طوری که تغییر یک انحراف معیار در نوسانات قیمت نفت اوپک در طی زمان بر احساسات سرمایه‌گذاران اثری U شکل دارد. تغییرات انحراف معیار در نوسانات قیمت نفت اوپک در هر دوره، در ابتدای دوره تأثیر منفی و قوی و در اواسط و اواخر تأثیر منفی و اندکی بر احساسات سرمایه‌گذاران داشته است. خدری غریبوند و سینایی (۱۴۰۲) تاثیرپذیری احساسات سرمایه‌گذاران از چهار متغیر اقتصادی را با استفاده از تحلیل رگرسیونی مدل ARDL بررسی نمودند. نتایج حاکی از اثرگذاری منفی حجم نقدینگی، تراز عملیاتی و سرمایه‌ای و نرخ بهره و بی‌تاثیری نرخ بهره بدون ریسک بر رفتار احساسی سرمایه‌گذران در بورس اوراق بهادار تهران است.

اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر تحت تاثیر تحریم‌هایی بوده است که صادرات و فروش نفت و بازگشت ارز مربوط را با مشکل مواجه نموده است. طی توافق برجام مقرر شد در قبال پذیرش محدودیت‌هایی بر برنامه هسته‌ای ایران، تحریم‌های اعمال شده بر بخش‌ها و افراد مختلف پایان یابد. جلا (۱۳۹۷) معتقد است برجام را می‌توان به عنوان یک رویداد تاثیرگذار بر رفتار سرمایه‌گذاران در حوزه مالی رفتاری مورد مطالعه قرار داد. یافته‌های پژوهش او

1. Herculano and Lütkebohmert
2. Mascio et al.

حاکی از ایجاد تغییرات مثبت برجام در نوسانات شاخص کل، بانک و سرمایه‌گذاری در صنعت نفت بوده است. یافته‌های ورهرامی و همکاران (۱۳۹۸) نیز حاکی از اثر مثبت توافق برجام بر بازده سهام بوده است. خروج آمریکا از برجام در سال ۱۳۹۷، اقتصاد ایران را تحت تاثیر قرار داد و منجر به بروز بحران در بازارهای دارایی مانند بازار ارز، مسکن، سکه و خودرو شد. نظیفی‌فرد و متوسلی (۱۴۰۱) به مطالعه تاثیر تحریم‌های وضع شده به واسطه خروج آمریکا از برجام بر بازدهی سهام شرکت‌های موجود در صنایع هدف تحریم‌ها در فاصله یک تا یازده روز معاملاتی بعد از رویداد مزبور پرداختند. یافته‌ها نشان داد رویداد خروج آمریکا از برجام باعث به وجود آمدن بازده غیرنرمال تجمعی در حدود منفی ۱درصد در قیمت سهام شرکت‌های صنایع هدف تحریم‌ها نسبت به سایر شرکت‌ها در دو روزه اول رویداد شده است. این تاثیر منفی تا دو هفته کاری نیز تداوم داشته است. شیرزادی و همکاران (۱۴۰۱) نشان دادند خروج آمریکا از برجام اثر مثبت و معناداری بر بازدهی سهام شرکت‌های صادرات محور داشته است. افزون بر بحث تحریم‌ها در کشور، پاندمی کرونا از طریق سرکوب سمت عرضه و تقاضای اقتصاد، بخش‌های مختلف اقتصادی را تحت قرار داد. کاهش مبادلات تجاری با کشورهایی که با وجود تحریم‌ها با ایران در ارتباط بودند و تغییر قیمت نفت، به عنوان یکی از مهمترین نهاده‌های تولیدی، مولفه‌های کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار داد. چونداکادان و ندومپارامبیل[1] (۲۰۲۱) نشان دادند کاهش شدید شاخص‌های بازار مالی طی پاندمی کرونا تنها به دلیل محدودیت فعالیتهای اقتصادی نیست، بلکه تغییر احساسات سرمایه‌گذاران نقشی مهم در این امر دارد. جلیلاو و همکاران[2] (۲۰۲۰) با توجه به احساسات نزولی سرمایه‌گذاران در دوره کووید ۱۹، به مطالعه اثر کووید بر رابطه بازده سهام و تورم در نیجریه پرداختند. نتایج نشان می‌دهد کووید ۱۹ نوسانات را افزایش داده و رابطه مثبت بین تورم و بازده بازار سهام را مخدوش می‌کند. یافته‌های ایزدخواستی و همکاران (۱۴۰۱) نشان داد حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و متغیر مجازی خروج آمریکا از برجام و شیوع ویروس کرونا اثری مثبت بر رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته است.

مطالعه پیشینه نشان می‌دهد تاثیر متغیر در زمان عوامل نرخ ارز، قیمت نفت، نقدینگی، تولید ناخالص اقتصادی و تورم بر احساسات سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد TVP-SVAR-SV پیش از این بررسی نشده است. این رویکرد امکان بررسی اثر شوک‌های هر یک از عوامل کلان اقتصاد بر احساس سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌کند. به‌علاوه، این پژوهش به مقایسه اثر شوک‌های عوامل اقتصاد کلان بر احساس سرمایه‌گذاران در سه رویداد تحریم‌های سال ۱۳۹۱، برجام و هم‌زمانی کووید ۱۹ و خروج آمریکا از برجام می‌پردازد که پیش از این به آن پرداخته نشده است.

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به بررسی اثر متغیر در زمان عوامل کلان اقتصادی بر احساس سرمایه‌گذار در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از رویکرد TVP-SVAR-SV می‌پردازد. داده‌ها به صورت فصلی از سه ماهه

1. Chundakkadan and Nedumparambil
2. Jelilov et al.

اول ۱۳۸۳ تا سه ماهه سوم ۱۴۰۱ جمع‌آوری شده است. برای تخمین مدل‌ها از نرم افزار Oxmetrics استفاده گردید.

برای غلبه بر نقایص مدل VAR سنتی، سیمز[1] (۱۹۸۶) مدل SVAR[2] را معرفی کرد. مدل SVAR با پارامترهای ثابت قادر به توضیح روابط متغیر در زمان بین متغیرها نبوده و در توضیح روابط غیرخطی ناکام ماند. بر اساس مدل SVAR و با ترکیب رویکردهای اقتصادسنجی مناسب، رویکرد TVP- SVAR-SV اجازه می‌دهد مکانیسم انتقال و واریانس شوک‌های ساختاری، متغیر در زمان باشند (ناکاجیما[3]، ۲۰۱۱). مدل TVP-SVAR-SV شامل ضریب VAR پویا و ماتریس کوواریانس خطا است که می‌تواند رابطه متغیر در زمان بین متغیرها در افق‌های زمانی مختلف و نقاط زمانی خاص را بهتر توضیح دهد. ضمناً در این روش از دست دادن اطلاعات بدلیل انتخاب دوره نمونه اتفاق نیفتاده و ویژگی اطلاعات کامل نمونه حفظ می‌شود (آناند و پائول[4]، ۲۰۲۱).

در این بخش روش تخمین پایه مدل TVP-VAR-SV ارائه شده است. مدل رگرسیون TVP به شرح زیر است:

$$y_t = x_t'\beta + z_t'\alpha_t + \varepsilon_t. \quad \varepsilon_t \sim N(0.\sigma_t^2) \;\; t = 1. \ldots . N \qquad (۱)$$

ضرایب متغیر در طول زمان:

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + u_t. \quad u_t \sim N(0.\Sigma). \quad t = 0.1. \ldots . N-1 \qquad (۲)$$

نوسانات تصادفی:

$$\sigma_t^2 = \gamma \exp(h_t) \qquad (۳)$$

$$h_{t+1} = \phi h_t + \eta_t. \;\; \eta_t \sim N(0.\sigma_\eta^2) \qquad (۴)$$

که x_t و z_t به ترتیب بردارهای $(1 \times k)$ و $(1 \times p)$ کواریانس است. بردار β $(1 \times k)$ ضرایب ثابت، بردار α_t $(1 \times p)$ ضرایب متغیر در طول زمان و h_t نوسانات تصادفی است. فرض می‌شود:

$$\alpha_0 = 0. \quad u_0 \sim N(0.\Sigma_0) \;\; . \;\; \gamma > 0. \quad h_0 = 0$$

برای برآورد پارمترهای مدل در این روش، معادله زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t \qquad (۵)$$

1. Sims
2. Structural Vector AutoRegression
3. Nakajima
4. Anand and Paul

$$\begin{matrix}\beta_{t+1}=\beta_t+u_{\beta t}\\ \alpha_{t+1}=\alpha_t+u_{\alpha t}.\\ h_{t+1}=h_t+u_{ht}\end{matrix}\begin{pmatrix}\varepsilon_t\\ u_{\beta t}\\ u_{\alpha t}\\ u_{ht}\end{pmatrix}\sim N\left[0\quad\begin{bmatrix}I & 0 & 0 & 0\\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0\\ 0 & 0 & \Sigma_\alpha & 0\\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h\end{bmatrix}\right] \qquad (۶)$$

که $\beta_{s+1}\sim N(\mu_{\beta_0}.\Sigma_{\beta_0})$ و $h_{s+1}\sim N(\mu_{h_0}.\Sigma_{h_0})$ $\alpha_{s+1}\sim N(\mu_{\alpha_0}.\Sigma_{\alpha_0})$ و فرض می‌شود پارامترها در مدل ۶، از فرایند گام تصادفی پیروی می‌کنند. برای برآورد پارامترها از روش زنجیره مارکوف مونت کارلو[1] (MCMC) با تخمین بیزین استفاده می‌شود.

متغیرهای کلان اقتصادی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است عبارت‌اند از نرخ ارز[2] (Ex)، قیمت نفت اوپک (OIL)، نقدینگی[3] (LIQ) ، تولید ناخالص داخلی[4] (GDP) و نرخ تورم[5] (INF). انتخاب این متغیرها بر اساس ادبیات پژوهش انجام شده است (گریگوری، ۲۰۲۱؛ لی و لوانگ، ۲۰۲۲؛ خدری غریبوند و سینایی، ۱۴۰۲). داده‌ها از سایت‌های بانک مرکزی[6]، بانک داده‌های اقتصادی و مالی[7] و سازمان اوپک[8] و به صورت فصلی جمع‌آوری گردیده است.

در این پژوهش برای اندازه‌گیری شاخص احساس سرمایه‌گذار به پیروی از (یانگ و ژو[9]، ۲۰۱۵؛ سوک و همکاران[10]، ۲۰۱۹؛ کیم و همکاران[11]، ۲۰۲۱؛ رامشه و همکاران، ۱۴۰۲) از شاخص ترکیبی خط روانشناسی، شاخص تفاضل بازار، شاخص قدرت نسبی و نرخ تعدیل شده گردش سهام استفاده گردید. سپس با استفاده از روش تجزیه‌وتحلیل مولفه‌های اساسی، شاخص‌ها ترکیب شده و یک شاخص بدست آمد. شاخص‌های مذکور به شرح زیر تعریف شده‌اند:

برای محاسبه شاخص خط روانشناسی[12] (PLI) از رابطه شماره ۷ استفاده می‌شود:

$$PLI_t=\frac{T_u}{T} \qquad (۷)$$

در رابطه فوق T_u نشان‌دهنده تعداد روزهایی است که در یک فصل قیمت پایانی شاخص بازار بالاتر از قیمت پایانی آن در روز گذشته است، T تعداد روزهای معاملاتی است.

1. Markov Chain Monte Carlo
2. Exchange Rate
3. Liquidity
4. Gross Domestic Product
5. Inflation
6. https://www.cbi.ir/Inflation/Inflation_FA.aspx
7. https://databank.mefa.ir/data
8. https://www.opec.org/opec_web/en
9. Yang and Zhou
10. Seok et al.
11. Kim et al.
12. Psychological Line Index

شاخص تفاضل بازار[1](HLI) ، از تفاوت بین بالاترین و پایین‌ترین عدد شاخص بازار در هر فصل، تقسیم بر پایین‌ترین عدد در هر فصل محاسبه می‌شود.

شاخص قدرت نسبی [2](RSI) از رابطه ۹ بدست می‌آید:

$$RST_t = \frac{\sum MAX(P_t - P_{t-1}, 0)}{\sum MAX(P_{t-1} - P_t, 0)} \quad (۸)$$

$$RSI_t = 100 * \frac{RS_t}{1 + RS_t} \quad (۹)$$

نرخ تعدیل‌شده گردش سهام [3](ATR) نیز از رابطه ۱۰ بدست می‌آید:

$$ATR_t = \frac{R_t}{|R_t|} * \frac{VOL_t}{C_t} \quad (۱۰)$$

در رابطه‌ی فوق، R_t بازده شاخص در طول یک فصل، VOL_t حجم معاملات سهام در طول یک فصل و C_t تعداد کل سهام شرکت‌های بورس در طول یک فصل است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

برای اندازه‌گیری احساس سرمایه‌گذار در هر فصل مطابق با آنچه در روش‌شناسی مطرح شد، رابطه شماره ۱۱ با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اساسی استخراج شد.

$$Investor\ Sentiment = 0.10515 \times HLI + 0.30563 \times PLI + 0.24923 \times ATR + 0.33999 \times RSI \quad (۱۱)$$

برای مطالعه اثر متغیر در زمان عوامل کلان اقتصاد بر احساس سرمایه‌گذار، ابتدا پارامترهای مدل برآورد می‌شوند. همانطور که پیش از این اشاره شد، برای برآورد پارامترها از روش MCMC با تخمین بیزین استفاده شد. نتایج در جدول شماره ۱ گزارش شده است. ضریب پسینی برآوردی همه پارامترها در فاصله اطمینان ۹۵درصد است. آماره تشخیصی گوک[4] کوچکتر از ۱/۹۶ است که نشان می‌دهد فرض صفر همگرایی به توزیع پسین برای همه پارامترها در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد نمی‌شود. بعلاوه عامل ناکارایی[5] برای همه پارامترها کوچکتر از ۱۰۰ است. بدین‌ترتیب الگوریتم MCMC، پارامترها را به طور موثر برآورد کرده و استنتاج پسینی تایید می‌شود.

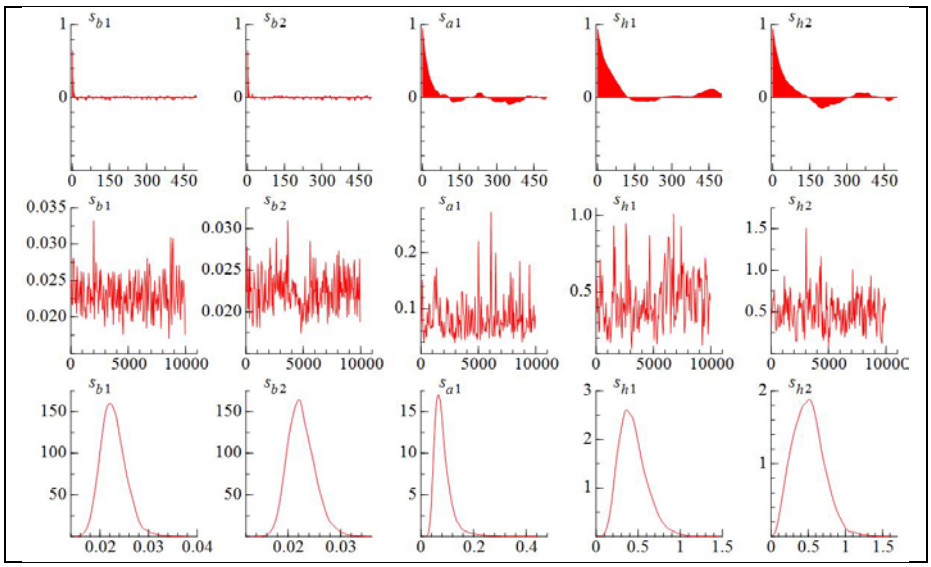
1. High and Low Index
2. Relative Strength Index
3. Adjusted Turnover Rate
4. Geweke's Diagnostic Value
5. Inefficiency Factor

جدول ۱. برآورد پارامترهای انتخابی در مدل TVP-SVAR-SV

پارامتر	ضریب پسینی	انحراف استاندارد	95%L	95%U	آماره تشخیصی گوک	عامل ناکارایی
Sb1	۰/۰۲۲۸	۰/۰۰۲۶	۰/۰۱۸۴	۰/۰۲۸۳	۰/۵۰۳	۳/۷۰
Sb2	۰/۰۲۲۶	۰/۰۰۲۶	۰/۰۱۸۲	۰/۰۲۸۳	۰/۲۷۴	۴/۷۵
Sa1	۰/۰۸۲۸	۰/۰۳۴۴	۰/۰۴۲۳	۰/۱۷۵۸	۰/۶۳۰	۴۱/۸۹
Sh1	۰/۴۳۸۵	۰/۱۶۲۲	۰/۱۸۷۸	۰/۸۱۳۰	۰/۱۹۰	۷۵/۶۸
Sh2	۰/۵۰۲۶	۰/۲۰۷۴	۰/۱۵۲۲	۰/۹۴۱۷	۰/۸۹۵	۶۰/۸۲

ماخذ: محاسبات پژوهش

به منظور بررسی ساختار همبستگی نمونه‌ها، در شکل ۱، خودهمبستگی نمونه، مسیرهای نمونه و چگالی‌های پسین برای پارامترهای انتخابی، ارائه شده است. مسیرهای نمونه شکل پایداری را نشان می‌دهند و خودهمبستگی‌های نمونه به طور پیوسته کاهش می‌یابد. به اعتقاد ناکاجیما و همکاران (۲۰۱۱) این یافته‌ها تایید می‌کند که الگوریتم MCMC بصورت موثری، نمونه‌های معتبر نامرتبط کافی تولید کرده است.

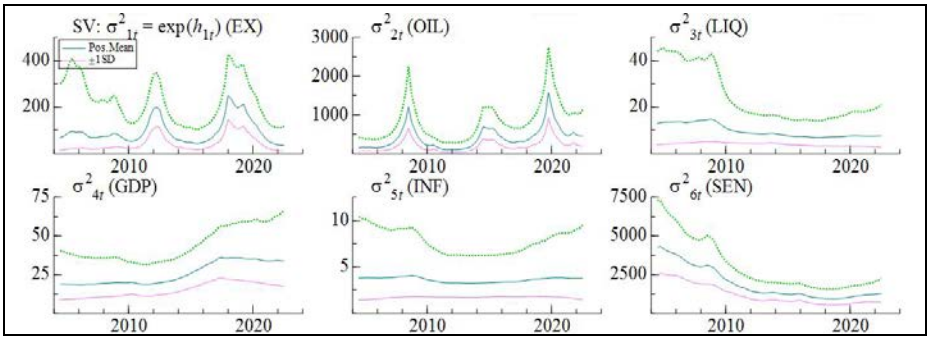


شکل ۱. خودهمبستگی نمونه، مسیرهای نمونه و چگالی‌های پسین برای پارامترهای انتخابی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در شکل ۲ نوسانات تصادفی تخمینی شوک‌های ساختاری شش متغیر در طول زمان بر اساس میانگین پسین و فاصله اطمینان ۹۵٪ ترسیم شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، برآوردهای پسین نوسانات

تصادفی همگی معنی‌دار هستند (در فاصله اطمینان ۹۵٪). نوسانات تصادفی نقدینگی و تورم، تقریبا سیر تکاملی مشابهی در طول دوره پژوهش داشته‌اند. به این معنی که هر دو واریانس پایدار شوک‌های ساختاری داشته و رفتار روند و حرکات فراز و نشیب چرخه‌ای مشابه دارند. در بین متغیرهای پژوهش، احساس سرمایه‌گذار بیشترین و تورم و نقدینگی کمترین واریانس شوک‌های ساختاری را دارد. حداکثر نوسان نرخ ارز در ۱۳۹۷ و حداکثر نوسان قیمت نفت در سال ۱۳۹۹ رخ می‌دهد. روند واریانس شوک احساس سرمایه گذار نزولی است.



شکل ۲. برآوردهای پسین برای نوسانات تصادفی شوک‌های ساختاری

ماخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳ نمودارهای مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به تکانه هر یک از عوامل کلان اقتصادی را نشان می‌دهد. محور افقی معرف دوره (فصل) و محور عمودی نشان‌دهنده واکنش استاندارد شده احساس سرمایه‌گذاران به شوک هر یک از عوامل کلان اقتصادی است. مسیر واکنش کوتاه‌مدت (۱ فصل آتی) احساس سرمایه‌گذار به شوک عوامل کلان اقتصادی با رنگ قرمز، واکنش میان‌مدت (۴ فصل آتی) احساس سرمایه‌گذار به شوک عوامل کلان با رنگ بنفش و نهایتا مسیر واکنش بلندمدت (۸ فصل آتی) با رنگ سبز در نمودار شماره ۳ نشان داده شده است.

یافته‌ها نشان می‌دهد تأثیر شوک نرخ ارز بر احساس سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت منفی است. دلیل این تاثیر منفی می‌تواند این مطلب باشد که از دیدگاه سرمایه‌گذاران با افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول، سودآوری شرکتها بهبود نخواهد یافت. دلیل عدم بهبود سودآوری احتمالا افزایش قیمت نهاده‌های تولید بیش از افزایش مبلغ فروش خواهد بود. پس از ۱۳۹۸:۱، واکنش منفی احساس سرمایه‌گذار به شوک نرخ ارز در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد. تاثیر شوک نرخ ارز در میان‌مدت تا سال ۱۳۹۳:۱ منفی و پس از آن مثبت است. نرخ ارز در بلندمدت تاثیری بر احساس سرمایه‌گذار ندارد. تاثیر شوک‌های نرخ ارز در کوتاه‌مدت بیش از میان‌مدت و بلندمدت است. به عبارت دیگر احساس سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت تحت تاثیر تکانه‌های نرخ ارز قرار می‌گیرد و با گذشت زمان، اثرگذاری نرخ ارز بر احساس سرمایه‌گذار کاهش می‌یابد. این یافته‌ها

همسو با مطالعه مومنی و رضایی‌قلعه (۱۳۹۷) و یوسفی‌نژاد و همکاران (۱۴۰۰) است که نشان دادند نرخ ارز از عوامل موثر بر احساس سرمایه‌گذار می‌باشد.

تأثیر شوک قیمت نفت بر احساسات سرمایه‌گذاران در کوتاه‌مدت منفی است. تأثیر این شوک‌ها بر احساس سرمایه‌گذار در میان‌مدت در غالب موارد منفی و پس از ۱۳۹۵:۱ اندکی مثبت بوده است. یکی از دلایل واکنش منفی احساس سرمایه‌گذار به شوک مثبت قیمت نفت می‌تواند وابستگی اقتصاد به نفت باشد. به این معنی که احتمالا از دیدگاه سرمایه‌گذاران با شوک مثبت قیمت نفت و جبران کسری بودجه، تمرکز دولت بر بازار سرمایه محدودتر می‌شود. این امر منجر به کاهش احساس سرمایه‌گذاران خواهد شد. قیمت نفت در بلندمدت تاثیری بر احساس سرمایه‌گذاران ندارد. واکنش احساس سرمایه‌گذار نسبت به شوک قیمت نفت، در کوتاه‌مدت نسبت به میان‌مدت و بلندمدت قوی‌تر است. بیشترین واکنش کوتاه‌مدت احساس به شوک قیمت نفت در نیمه دوم ۱۳۸۷ رخ داده است. این نتیجه با یافته‌های دینگ و همکاران (۲۰۱۷)، هی (۲۰۲۰)، لی و لوانگ (۲۰۲۲)، لی و همکاران (۲۰۲۲)، یوسفی‌نژاد و همکاران (۱۴۰۰) و چاووشی و شریفی (۱۴۰۱) همسو است.

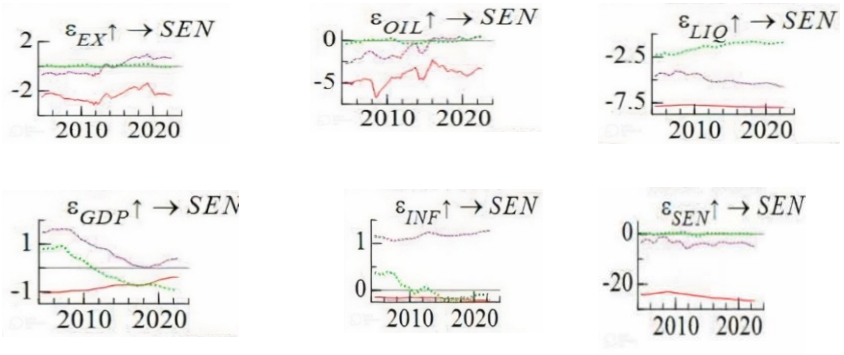
نقدینگی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت اثری منفی بر احساس سرمایه‌گذاران دارد. بدین‌ترتیب می‌توان بیان داشت نقدینگی اثر بازدارنده بر احساس سرمایه‌گذار در بازه‌های زمانی متفاوت دارد. در مقایسه با سایر متغیرهای کلان، احساس سرمایه‌گذار قویترین واکنش را نسبت به شوک نقدینگی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت دارد. احساس منفی سرمایه‌گذاران به شوک مثبت نقدینگی، بر خلاف احساس منفی آنها به شوک نرخ ارز و قیمت نفت، در بلندمدت نیز پایدار است. نتایج با یافته‌های گریگوری (۲۰۲۱)، یوسفی‌نژاد و همکاران (۱۴۰۰) و خدری‌غریبوند و همکاران (۱۴۰۲) همسو است. با اینحال یافته‌های مومنی و رضایی‌قلعه (۱۳۹۷) حاکی از عدم تاثیر نقدینگی بر احساس سرمایه‌گذار بوده است.

تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت تاثیر منفی بر احساسات سرمایه‌گذاران داشته است. تأثیر شوک‌های این متغیر بر احساس سرمایه‌گذار در میان‌مدت مثبت بوده است. معمولا مولفه‌های اقتصاد کلان با وقفه بر احساس و هیجان عاملین اقتصادی اثر می‌گذارند. به همین دلیل واکنش احساس سرمایه‌گذار به این عوامل در کوتاه‌مدت و میان‌مدت یا بلندمدت متفاوت است. رشد اقتصادی، انتظارات سرمایه‌گذاران نسبت به سودآوری شرکتها را بالا برده و ضمن اطمینان بیشتر سرمایه‌گذاران، تقاضا برای سهام را افزایش خواهد داد. این امر احتمالا دلیل واکنش مثبت احساس سرمایه‌گذار به شوک تولید ناخالص داخلی در میان‌مدت است. تأثیر شوک‌های این متغیر بر احساس سرمایه‌گذار در بلندمدت بعد از تحریم سال ۱۳۹۱، تاثیر منفی بر احساسات سرمایه‌گذاران داشته است. تولید ناخالص داخلی در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت، اثر قویتری بر احساس دارد. مطالعه مومنی و رضایی‌قلعه (۱۳۹۷) نشان داد تولید ناخالص داخلی بر احساس سرمایه‌گذار اثری نداشته است.

تورم در کوتاه‌مدت تاثیر منفی و در میان‌مدت تاثیر مثبت بر احساسات سرمایه‌گذاران داشته است. شوک تورم در بلندمدت تا سال ۱۳۹۱ تاثیر مثبت و پس از آن تاثیر منفی بر احساس داشته است. اثر منفی تورم بر احساس سرمایه‌گذار در بازه‌های زمانی متفاوت، محدود بوده است که نشان می‌دهد از دیدگاه

سرمایه‌گذاران، تورم عاملی منفی برای بازار سهام تلقی نمی‌شود. نتایج با یافته‌های گریگوری (۲۰۲۱) و یوسفی‌نژاد و همکاران (۱۴۰۰) مشابه است.

احساس سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت تاثیر منفی بر خود داشته است. این اثر نسبت به تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر احساس سرمایه‌گذار، قویتر است. در میان‌مدت و بلندمدت این تاثیر محدود بوده است.



شکل ۳. نمودارهای واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک عوامل کلان اقتصاد در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که پیش از این اشاره شد، برای مطالعه نحوه واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک عوامل کلان اقتصاد در مقاطع زمانی خاص، سه رویداد که بنظر می‌رسد بر احساس سرمایه‌گذار و عوامل کلان اقتصادی موثر باشند، انتخاب شد. این رویدادها عبارتند از تحریم‌های سال ۱۳۹۱، برجام و هم‌زمانی کووید ۱۹ و خروج امریکا از برجام. شکلهای شماره ۴، ۵، ۶ به ترتیب نمودارهای مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوکهای عوامل کلان اقتصاد در تحریم‌های سال ۱۳۹۱ (۱۳۹۱:۱)، برجام (۱۳۹۴:۲)، همزمانی کووید ۱۹ و خروج آمریکا از برجام (۱۳۹۸:۴) را نشان می‌دهد.

مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک نرخ ارز در هر سه مقطع زمانی بسیار سازگار است. در تحریم‌های سال ۱۳۹۱، تاثیر شوک مثبت نرخ ارز بر احساس سرمایه‌گذار در سه فصل اول حداکثر بوده و پس از آن کاهش می‌یابد. از فصل ۷ به بعد، شوک نرخ ارز اثری بر احساس سرمایه‌گذار ندارد. یافته‌های حاصل از نمودار ۳ نیز موید این مطلب بود که واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک نرخ ارز در کوتاه‌مدت بیش از میان‌مدت و بلندمدت است. بدین معنی که واکنش احساس سرمایه‌گذار در ایران به شوک نرخ ارز، کوتاه‌مدتی بوده و با گذشت زمان این واکنش بسیار محدود می‌شود. واکنش احساس به شوک نرخ ارز در دو رویداد دیگر نیز مشابه رویداد اول است. به این معنی که واکنش احساس به شوک نرخ ارز در سه فصل اول قویتر بوده و پس از آن تاثیرگذاری کاهش می‌یابد. شوک متغیر نرخ ارز در ۱۳۹۱:۱ نسبت به دو رویداد

دیگر، منجر به واکنش قوی‌تر احساس سرمایه‌گذاران شده است. این مطلب نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران در دوره تحریم‌های سال ۱۳۹۱، واکنش بیشتری به نوسانات نرخ ارز داشته‌اند. در نهایت، مقایسه مسیر واکنش در هر سه نقطه زمانی نشان می‌دهد، نرخ ارز اثر مثبت یا منفی پایدار بر احساس سرمایه‌گذار ندارد.

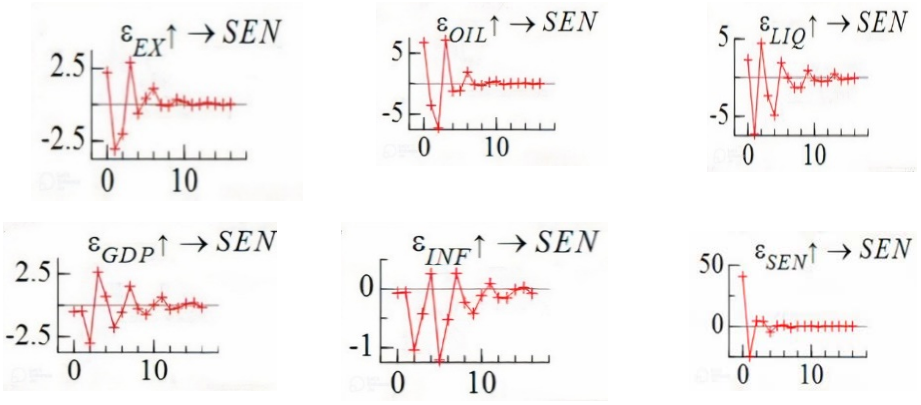
مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک قیمت نفت در هر سه مقطع زمانی بسیار سازگار است. در تحریم‌های سال ۱۳۹۱، تاثیر شوک مثبت قیمت نفت بر احساس سرمایه‌گذار در سه فصل اول حداکثر بوده و پس از آن کاهش می‌یابد. از فصل ۷ به بعد، شوک قیمت نفت اثری بر احساس سرمایه‌گذار ندارد. واکنش احساس به شوک قیمت نفت در دو رویداد دیگر نیز مشابه رویداد اول است. به این معنی که واکنش احساس به شوک قیمت نفت در سه فصل اول قویتر بوده و پس از آن تاثیرگذاری کاهش می‌یابد. این مطلب نشان می‌دهد واکنش احساس سرمایه‌گذار در ایران به شوک قیمت نفت، کوتاه‌مدتی بوده و با گذشت زمان اثر شوک از بین می‌رود. واکنش احساس سرمایه‌گذاران به شوک قیمت نفت در چهارمین فصل سال ۱۳۹۸ (همزمانی خروج آمریکا از برجام و کوید ۱۹) نسبت به ۱۳۹۱:۱ و ۱۳۹۴:۲محدودتر بوده است. در نهایت، مقایسه مسیر واکنش در هر سه نقطه زمانی نشان می‌دهد، قیمت نفت اثر مثبت یا منفی پایدار بر احساس سرمایه‌گذار ندارد.

مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک نقدینگی در هر سه مقطع زمانی بسیار سازگار است. در تحریم‌های سال ۱۳۹۱، تاثیر شوک مثبت نقدینگی بر احساس سرمایه‌گذار در چهار فصل اول حداکثر بوده و پس از آن کاهش می‌یابد. از فصل ۱۰ به بعد، شوک نقدینگی اثری بر احساس سرمایه‌گذار ندارد. واکنش احساس به شوک نقدینگی در دو رویداد دیگر نیز مشابه رویداد اول است. به این معنی که واکنش احساس به شوک نقدینگی در چهار فصل اول قویتر بوده و پس از آن تاثیرگذاری کاهش می‌یابد. در نهایت، مقایسه مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار در هر سه رویداد زمانی نشان می‌دهد، نقدینگی اثر مثبت یا منفی پایدار بر احساس سرمایه‌گذار ندارد.

مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک تولید ناخالص داخلی در هر سه مقطع زمانی بسیار سازگار است. در تحریم‌های سال ۱۳۹۱، اثرگذاری شوک مثبت تولید ناخالص داخلی بر احساس سرمایه‌گذار در فصل اول بسیار محدود بوده، در دو فصل بعد حداکثر شده و پس از آن کاهش می‌یابد. از فصل ۱۱ به بعد، شوک تولید ناخالص داخلی اثری بر احساس سرمایه‌گذار ندارد. واکنش احساس به شوک تولید ناخالص داخلی در دو رویداد دیگر نیز مشابه رویداد اول است. به این معنی که واکنش احساس به شوک تولید ناخالص داخلی در فصل‌های دوم و سوم قویتر بوده و پس از آن تاثیرگذاری کاهش می‌یابد. در نهایت، مقایسه مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار در هر سه نقطه زمانی نشان می‌دهد، تولید ناخالص داخلی اثر مثبت یا منفی پایدار بر احساس سرمایه‌گذار ندارد.

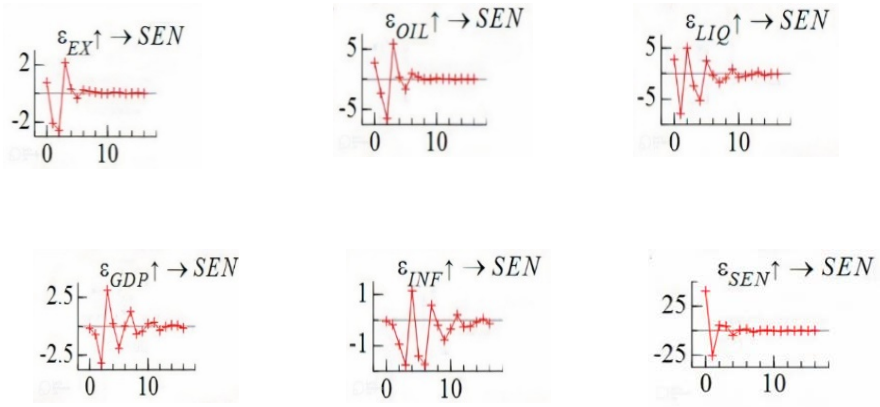
مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک تورم در هر سه مقطع زمانی بسیار سازگار است. در رویداد دوم و سوم، اثرگذاری شوک مثبت تورم بر احساس سرمایه‌گذار در فصل اول بسیار محدود بوده، در پنج فصل بعد حداکثر شده و پس از آن کاهش می‌یابد. از فصل ۱۴ به بعد، شوک تورم اثری بر احساس سرمایه‌گذار ندارد. واکنش احساس به شوک تورم در رویداد اول نیز مشابه رویدادهای دوم و سوم است. در

نهایت، مقایسه مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار در هر سه رویداد نشان می‌دهد، تورم اثر مثبت یا منفی پایدار بر احساس سرمایه‌گذار ندارد. واکنش احساس سرمایه‌گذاران به شوک تورم در بهار ۱۳۹۱ نسبت به ۱۳۹۴:۲ و ۱۳۹۸:۴محدودتر بوده است. در هر سه رویداد اثر مثبت محدود شوک تورم بر احساس بلافاصله از بین رفته و حتی می‌توان بیان داشت در غالب موارد منفی است.



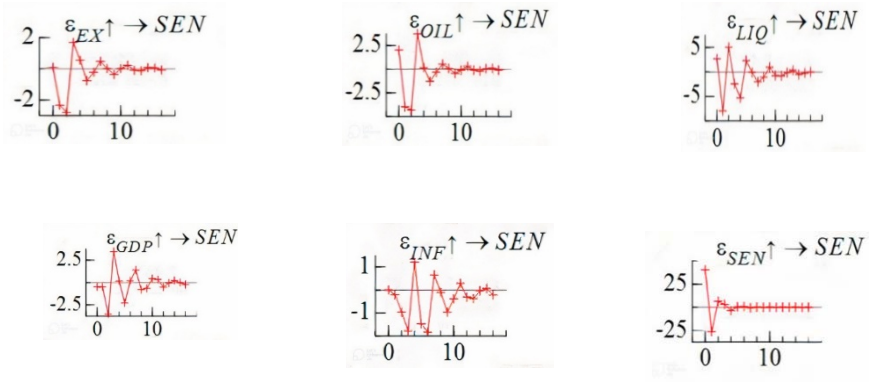
شکل ۴. نمودارهای مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوکهای عوامل کلان اقتصاد در تحریم‌های سال ۱۳۹۱ (۱۳۹۱:۱)

ماخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۵. نمودارهای مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوکهای عوامل کلان اقتصاد در برجام (۱۳۹۴:۲)

ماخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۶. نمودارهای مسیر واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوکهای عوامل کلان اقتصاد در همزمانی کووید ۱۹ و خروج آمریکا از برجام (۱۳۹۸:۴)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

بحث احساسات سرمایه‌گذاران از موضوعات مهم مالی رفتاری است. با توجه به اهمیت عوامل کلان اقتصاد در شکل‌گیری احساس سرمایه‌گذاران، پژوهش حاضر به مطالعه اثر متغیر در زمان این عوامل بر احساس سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی بهار ۱۳۸۳ تا پاییز ۱۴۰۱ بصورت فصلی می‌پردازد. نرخ ارز، قیمت نفت، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و تورم از جمله متغیرهای کلان مورد بررسی در این پژوهش هستند. با استفاده از روش TVP- SVAR-SV اثر کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت شوک هر یک از عوامل کلان اقتصاد بر احساس سرمایه‌گذار بصورت جداگانه مطالعه شد. به منظور مطالعه عمیق‌تر روابط متغیرهای کلان و احساس سرمایه‌گذار، سه رویداد تحریم‌های سال ۱۳۹۱، برجام و هم‌زمانی کووید ۱۹ و خروج آمریکا از برجام که با متغیرهای کلان و احساس سرمایه‌گذار در ارتباط هستند بصورت جداگانه درنظر گرفته شد. واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک هریک از عوامل کلان، در هر یک از سه رویداد بصورت جداگانه مورد مطالعه قرار گرفت.

یافته‌ها نشان داد تأثیر شوک‌های نرخ ارز، قیمت نفت و نقدینگی بر احساس سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت منفی و قوی‌تر از میان‌مدت و بلندمدت است. به اعتقاد وانگ و همکاران[1] (۲۰۲۲)، عدم اطمینان، ریسک درک شده توسط سرمایه‌گذاران را افزایش داده و عاملی موثر بر احساس سرمایه‌گذاران و تصمیم‌گیری آنها است. ریسک بالاتر باعث ایجاد احساسات منفی مانند اضطراب، نگرانی و ترس می‌شود. بدین‌ترتیب در پژوهش حاضر، نوسانات نرخ ارز و عدم وجود قطعیت در این خصوص را می‌توان یکی از دلایل واکنش منفی

1. Wang et al.

احساس سرمایه‌گذار به شوک مثبت نرخ ارز در کوتاه‌مدت دانست. افزون بر این، عدم خوش‌بینی نسبت به افزایش مبلغ فروش متعاقب افزایش نرخ ارز (متناسب با افزایش قیمت نهاده‌های تولید) و در نتیجه بهبود سودآوری شرکتها را می‌توان از دیگر دلایل این واکنش منفی دانست. واکنش منفی احساس سرمایه‌گذاران به شوک مثبت قیمت نفت احتمالا مربوط به دیدگاه سرمایه‌گذاران در خصوص کاهش تمرکز دولت بر بازار سرمایه به دلیل افزایش قیمت نفت و جبران کسری بودجه بوده است. واکنش منفی احساس سرمایه‌گذار به شوک نقدینگی در مقایسه با سایر عوامل کلان اقتصادی، قویتر بوده است. اثر منفی تورم بر احساس سرمایه‌گذار در بازه‌های زمانی متفاوت، محدود بوده است که نشان می‌دهد از دیدگاه سرمایه‌گذاران، تورم عاملی منفی برای بازار سهام تلقی نمی‌شود.

مطالعه واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک هر یک از عوامل کلان اقتصاد در سه تاریخ ۱۳۹۱:۱ (رویداد تحریم‌های سال ۱۳۹۱)، ۱۳۹۴:۲ (رویداد برجام) و ۱۳۹۸:۴ (هم‌زمانی رویدادهای کووید ۱۹ و خروج آمریکا از برجام) نشان می‌دهد واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک مثبت هر یک از عوامل کلان اقتصاد در هر سه رویداد بسیار سازگار بوده و هیچ یک از عوامل کلان اقتصاد اثر مثبت یا منفی پایدار بر احساس سرمایه‌گذار ندارند. این امر در نمودارهای مربوط به واکنش بلندمدت احساس سرمایه‌گذار به شوک عوامل کلان اقتصادی نیز تایید شد. بدین معنی که احساس سرمایه‌گذار واکنش بلندمدتی محدودی نسبت به شوک عوامل کلان اقتصادی دارد. شوک متغیرهای کلان اقتصادی (جز تورم) در ۱۳۹۱:۱ نسبت به دو رویداد دیگر، منجر به واکنش قوی‌تر احساس سرمایه‌گذاران شده است. این مطلب نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران در دوره تحریم‌های سال ۱۳۹۱، توجه و واکنش بیشتری به نوسانات عوامل کلان اقتصادی داشته‌اند. در ۱۳۹۸:۴ نسبت به دو رویداد دیگر، سرمایه‌گذاران واکنش بیشتری به شوک مثبت تورم داشته‌اند. ماهیت رویداد برجام با دو رویداد دیگر مورد بررسی در پژوهش متفاوت است. اما یافته‌ها حاکی از واکنش مشابه احساس سرمایه‌گذاران به شوک عوامل کلان اقتصادی در هر سه رویداد بوده است. این مطلب در یافته‌های سایر پژوهشگران نیز تایید شده است. برای مثال یافته‌های جلا (۱۳۹۷) و ورهرامی و همکاران (۱۳۹۸) حاکی از اثر مثبت برجام بر شاخص بورس اوراق بهادار بوده است. شیرزادی و همکاران (۱۴۰۱) نیز نشان دادند خروج آمریکا از برجام و تحریم اثر مثبت بر بازدهی سهام شرکت‌های صادرات‌محور داشته است.

معمولا انتظار می‌رود مولفه‌های اقتصاد کلان با وقفه بر احساس و هیجان عاملین اقتصادی اثر گذاشته و واکنش احساس سرمایه‌گذار به شوک این عوامل در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت متفاوت باشند. یافته‌های این پژوهش ضمن تایید واکنش متفاوت احساس سرمایه‌گذار به شوک این عوامل در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، حاکی از اثر محدود این عوامل بر احساس سرمایه‌گذاران در بلندمدت بوده است. از سوی دیگر اثر قوی احساس سرمایه‌گذار بر خود در کوتاه‌مدت (در مقایسه با اثر کوتاه‌مدت عوامل کلان اقتصاد) نشان می‌دهد تاثیرپذیری احساس سرمایه‌گذار از احساس حاکم بر بازار سهام در یک فصل گذشته، بیش از تاثیرپذیری از عوامل کلان است. لذا یافته‌های پژوهش حاضر بر اهمیت احساس حاکم بر بازار سهام تاکید دارد. سیاست‌گذاران و نهادهای ذی‌ربط باید به این مهم، توجهی ویژه داشته باشند. فراهم کردن

بستری مناسب برای افزایش سطح آگاهی و دانش فعالین بازار سرمایه، امکان بروز سوگیری در رفتار سرمایه‌گذاران را کاهش خواهد داد. سیاست‌گذاری صحیح جهت کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و افزایش قوانین موثر در این حوزه، به ثبات بازار سرمایه کمک خواهد کرد. به‌علاوه با توجه به متفاوت بودن نوع و شدت اثر هر یک از عوامل کلان اقتصادی بر احساس سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، سرمایه‌گذاران جهت مدیریت ریسک و انتخاب پرتفوی مناسب از انواع دارایی‌ها در بازه‌های زمانی مختلف، از یافته‌های پژوهش حاضر می‌توانند بهره‌مند شود. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی رفتار احساسات سرمایه‌گذاران در واکنش به تغییر سایر مفاهیم بنیادی نظیر ویژگیهای خاص شرکتها و صنایع مورد مطالعه قرار گیرد. به‌علاوه، تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رابطه میان احساس سرمایه‌گذار در بازار سهام با بازارهای مالی و دارایی نیز، می‌تواند مدنظر پژوهشگران آتی 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

Anand, B; & Paul, S; (2021). "Oil shocks and stock market: revisiting the dynamics". *Energy Econ*. 96, 105111.

Angeletos, G.-M; Collard, F; & Dellas, H. (2018). "Quantifying confidence". *Econometrica*, 86 (5), 1689–1726.

Apergis, N; Cooray, A; & Rehman, M. U. (2018). "Do energy prices affect US investor sentiment?" *Journal of Behavioral Finance*, *19*(2), 125-140.

Baker, M; & J. Wurgler. (2006). "Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns". *Journal of Finance*, 61 (4), 1645–1680.

Baker, M; & J. Wurgler. (2007). "Investor Sentiment in the Stock Market". *Journal of Economic Perspectives*, 21 (2), 129–151.

Baker, M; & Wurgler, J. (2012). "Comovement and predictability relationships between bonds and the cross-section of stocks". *Rev. Asset Pricing Stud*, 2 (1), 57–87.

Barberis, N; Shlifer, A; & Vishny, R. (1998). "A Model of Investor Sentiment". *Financial Economics*, 49(3), 307-343.

Benhabib, J; Liu, X; & Wang, P. (2016). "Sentiments, financial markets, and macroeconomic fluctuations". *Financial Economics*, 120 (2), 420–443.

Cepni, O; & Gupta, R. (2021). "Time-varying impact of monetary policy shocks on US stock returns: The role of investor sentiment". *The North American Journal of Economics and Finance*, *58*, 101550.

Chen, Z; Lien, D; & Lin, Y. (2021). "Sentiment: the bridge between financial markets and macroeconomy". *Economic Behavior & Organization*, 188, 1177-1190.

Chavoshi, S. K; & Sharifi, A. (2023). "Modeling the impacts of OPEC oil price fluctuations on the Iranian investor's sentiments- nonlinear and time-varying parameter". *Financial Economics*, 16 (61), 45-68. (*In Persian*).

Chundakkadan, R; & Nedumparambil, E. (2021). "In search of COVID-19 and stock market behavior". *Glob Financ J*. 100639.

Chung, S. L; C. H. Hung, & C. Y. Yeh. (2012). "When does investor sentiment predict stock returns?". *Journal of Empirical Finance, (19), 217-240.*

Dehghan-Khavari, S; & Mir-Jalili, H. (2020). "The interaction of systematic risk with stock returns Tehran Stock Exchange". *Financial Economics*, 13(49), 257-282. (*In Persian*).

De Long, J; Shleifer, A; summers, L. H; & Waldmann, R. J. (1990). "Noise Trader Risk in Financial Markets". *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.

Ding, Z; Liu, Z; Zhang, Y; & Long, R. (2017). "The contagion effect of international crude oil price fluctuations on Chinese stock market investor sentiment". *Applied energy*, 187, 27-36.

Ebrahimi, M; & Shokri, N. (2011). "The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Prices by Emphasizing the Role of Monetary Policy". *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 5(13), 23-45. (*In Persian*).

Gharache, M; Alam-Tabriz, A; & Pazaki, M. (2012). "Investigating the application of Arbitrage Pricing Theory (APT) using macroeconomic variables in Tehran Stock Exchange". *Financial Management Perspective*, 1(4), 59-79. (*In Persian*).

Nartea, G. V; Bai, H; & Wu, J. (2020). "Investor sentiment and the economic policy uncertainty premium". *Pacific-Basin finance journal*, *64*, 101438.

Gregory, R. P. (2021). "What determines manager and investor sentiment?". *Journal of Behavioral and Experimental Fina*nce, 30, 100499.

Herculano, M. C; & Lütkebohmert, E. (2023). "Investor sentiment and global economic conditions". *Journal of Empirical Finance*.

He, Z. (2020). "Dynamic impacts of crude oil price on Chinese investor sentiment: Nonlinear causality and time-varying effect". *International Review of Economics & Finance*, 66, 131-153.

Huang, D; Jiang, F; Tu, J; & Zhou, G. (2015). "Investor sentiment aligned: a powerful predictor of stock returns". *The Review of Financial Studies*, 28 (3), 791–837.

Izadkhasti, H; Mohseni, R; & Soltani M. (2022). "Investigating Economic and Behavioral Factors Affecting on the Growth of Stock Price Index in the Tehran Stock Exchange". *Monetary Financial Economics*, 29(23), 47-71. *(In Persian).*

Jala, P. (2018). "Changing in the volatilities of Iran microstructure market by BARJAM". *Financial Engineering Portfolio Management*, 9(36), 75-98. *(In Persian).*

Jelilov, G; Iorember, P. T; Usman, O; & Yua, P. M. (2020). "Testing the nexus between stock market returns and inflation in Nigeria: Does the effect of COVID-19 pandemic matter?". *Journal of Public Affairs*, *20*(4), e2289.

Khedri Gharibvand, R; & Sinayi, H. (2023). "The impact of investors' emotions on economic variables using the index of investors' emotional behavior in Tehran Stock Exchange". *Budget and Finance Strategic Research Quarterly*, 4(1), 11-35. (*In Persian*).

Kim, D; & Na, H. (2018). "Investor sentiment, anomalies, and macroeconomic conditions". *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, *47*(6), 751-804.

Kim, K; Ryu, D; & Yang, H. (2021). "Information uncertainty, investor sentiment, and analyst reports". *International Review of Financial Analysis*, *77*, 101835.

Kim, Y; & Lee, K. Y. (2022). "Impact of investor sentiment on stock returns". *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, *51*(1), 132-162.

Kurov, A. (2010). "Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy". *Journal of Banking and Finance*, 34, 139-149.

Le, T. H; & Luong, A. T. (2022). "Dynamic spillovers between oil price, stock market, and investor sentiment: Evidence from the United States and Vietnam". *Resources Policy*, 78, 102931.

Levchenko, A. A; & Pandalai-Nayar, N. (2015). "TFP, News, and Sentiments: The International Transmission of Business Cycles". *Working Paper*. *National Bureau of Economic Research.*

Li, Z; Huang, Z; & Failler, P. (2022). "Dynamic correlation between crude oil price and investor sentiment in China: Heterogeneous and asymmetric effect". *Energies*, 15(3), 687.

Liu, S. (2015). "Investor Sentiment and Stock Market Liquidity". *Behavioral Finance*, 16(1), 51-67.

Lopes-Cabarcos, M.A; & Perez-Pico, A.M; Vazque-Rodriguez, P; & Lopez-Perez, M. L. (2020). "Investor Sentiment in the Theoretical Field of Behavioural Finance". *Economic Research- Ekonomska Istrazivanja*, 33(1), 2101-2119.

Mascio, D. A; Molyboga, M; & Fabozzi, F. J. (2023). "The battle of the factors: Macroeconomic variables or investor sentiment?" *Journal of Forecasting*.

Martin, A; & Ventura, J. (2012). "Economic growth with bubbles". *American Economic Review*, 102 (6), 3033–3058.

Momeni, A; & Rezai-Qale, Z. (2018). "The impact of the economic effects on the investor's sentiment tendencies at Tehran stock exchange". *The fifth national conference on applied Research in Management and Accounting*. (*In Persian*).

Nakajima, J; (2011). "Time-varying parameter VAR model with stochastic Volatility: an overview of methodology and empirical applications". *Monetary Econ. Stud*. 29, 107–142.

Nakajima, J; Kasuya, M; & Watanabe, T; (2011). "Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy". *J. Japan. Int. Econ*. 25 (3), 225–245.

Nazifi Fard, K; & Motavasseli, A. (2022). "The Effect of Sectoral Sanctions on Price Returns of Targeted Firms: Evidence from Tehran Stock Exchange". *Planning and Budgeting*, 27(2), 89-125. *(In Persian).*

Nguyen, N. H; Nguyen, H. D; VO, L. T. K; & Tran, C. Q. K. (2021). "The impact of exchange rate on exports and imports: Empirical evidence from Vietnam". *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(5), 61-68.

Odean, T. (1998). "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?" *Journal of Finance*, 53(5), 1775-1798.

Ramsheh, M; Aref-Manesh, Z; & Khastar, Zohre. (2023). "Investor Sentiment and auditor's Going Concern Opinion: Examining the Accuracy of the Auditor's Opinion and Market Reaction to it". *Empirical Research in Accounting*. (*In Persian*).

Renault, T. (2017). "Intraday Online Investor Sentiment and Return Patterns in The US Stock Market". *Journal of Banking & Finance*, 84, 25-40.

Seok, S. I; Cho, H; & Ryu, D. (2019). "Firm-specific investor sentiment and daily stock returns". *The North American Journal of Economics and Finance, 50*, 100857.

Shahzad, S. J. H; Bouri, E; Raza, N; & Roubaud, D. (2019). "Asymmetric impacts of disaggregated oil price shocks on uncertainties and investor sentiment". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 52, 901-921.

Shen, J; J. Yu, & S. Zhao. (2017). "Investor sentiment and economic forces". *Journal of Monetary Economics*, 86, 1-21.

Shirzadi, A; Rahimzade, A; Naghilo, A; & Zamani, Z. (2022). "Investigation the impact of US Unilateral Withdraw from JCPOA on the Market Return of Export-Oriented Companies". *Tehran Stock Exchange by Emphasis on herding Behavior*. 10(39), 173-194. *(In Persian).*

Sibley, S. E; Y. Wang, Y. Xing, & X. Zhang. (2016). "The information content of the sentiment index". *Journal of Banking and Finance*, (62), 164-179.

Sims, C. A; (1986). "Are forecasting models useable for policy analysis?". *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 10 (1), 2–16.

Ugurlu-Yildirim, E; Kocaarslan, B; & Ordu-Akkaya, B. M. (2021). "Monetary policy uncertainty, investor sentiment, and US stock market performance: New evidence from nonlinear cointegration analysis". *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), 1724-1738.

Varahrami, v; Sarabadani, A, & Nejad Ghorbani, H. (2020). "Short run Psychological Effects of Joint Comprehensive Plan of Action on Market Index Return of Tehran Stock Exchange". *The Macro and Strategic Policies*, 7, 26-49. *(In Persian).*

Wang, M; Zhao, W; & Yin, L. (2022). "Economic policy uncertainty, investor sentiment, and voluntary disclosure on internet platform". *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, *29*(4), 896-915.

Yang, C; & Zhou, L. (2015). "Investor trading behavior, investor sentiment and asset prices". *The North American Journal of Economics and Finance*, 34, 42-62.

Yosofinezhad, M; Sharifi-Renani, H; & Daei-Karimzadeh, S. (2022). "Analysis of the the Impact of Symmetric and Asymmetric Shocks of Oil Price on Investor Sentiment in IRAN: Markovs-Switching Approach". *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 14(52), 91-104. (*In Persian*).

Zeinedini, Sh; Karimi, M; & Khanzadi, A. (2020). "Investigating the effect of oil price shocks on the performance of the Iranian stock market". *Financial Economics (Financial Economics and Development)*, 14(50), 145-169. (*In Persian*).

Zhang, B. (2019). "Economic policy uncertainty and investor sentiment: Linear and nonlinear causality analysis". *Applied Economics Letters*, 26(15), 1264-1268.

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۱۸۶-۱۵۷

مقاله پژوهشی

طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت با نقش تعدیلی ویژگی‌های هیأت‌مدیره[۱]

رضا فلاح[۲] ، قاسم قاسمی[۳]، علی نیرومندبیهقی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۱۴

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، تعیین تأثیر طرح‌ریزی مالیاتی بر ارزش شرکت با نقش تعدیلی ویژگی‌های هیأت‌مدیره در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. بررسی تأثیر متغیرهای حسابداری بر ارزش شرکت از موضوعاتی است که توجه خاصی در ادبیات حسابداری به آن معطوف شده است. طبق نظریه‌های نوین مالی، بین متغیرهای حسابداری و ارزش شرکت ارتباط وجود دارد. شرکت‌هایی که دارای حاکمیت شرکتی مطلوب بوده و از منابع در اختیار خود به طور بهینه استفاده نمایند، دارای ارزش بیشتری بوده و در نتیجه توانایی افزایش ثروت مالکان را خواهند داشت. پژوهش حاضر با استفاده از روش داده‌های ترکیبی در ۱۴۸ شرکت برای یک دوره ۵ساله یعنی ۹۳ تا ۹۷ انجام شد. اطلاعات نمونه شرکت‌های موردمطالعه پس از بررسی دردسترس‌بودن اطلاعات آن‌ها با جمع‌آوری به کمک نرم‌افزار اکسل طبقه‌بندی و به کمک نرم‌افزار ایویوز مورد آنالیز و تحلیل واقع شدند. نتایج پژوهش نشان داد، بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت رابطه مثبت وجود داشته و این رابطه معنی‌دار نیز می‌باشد. افزایش طرح‌ریزی مالیاتی در اثر سودآوری بیشتر حاصل گردیده که یکی از مهم‌ترین معیارهای ایجاد ارزش در شرکت‌ها است. اندازه هیأت‌مدیره و دوگانگی در وظیفه مدیرعامل ارتباط بین طرح‌ریزی مالیاتی بر ارزش شرکت را به‌گونه‌ای منفی و معنی‌دار تعدیل می‌کند، همچنین استقلال هیأت‌مدیره و تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره ارتباط بین طرح‌ریزی مالیاتی بر ارزش شرکت را به‌گونه‌ای مثبت و معنی‌دار تعدیل می‌کند.

واژگان کلیدی: طرح‌ریزی مالیاتی، ارزش شرکت، ویژگی‌های هیأت‌مدیره.
طبقه‌بندی موضوعی: *G30 ، H26، H32*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.34177.2470
۲. استادیار، گروه آموزشی مدیریت و حسابداری، واحد سبزوار، دانشگاه آزاد اسلامی، سبزوار، ایران. Email : rezafallah62@gmail.com
۳. استادیار، گروه آموزشی مدیریت و حسابداری، واحد سبزوار، دانشگاه آزاد اسلامی، سبزوار، ایران. Email : ghasem_ghasemi@iaus.ac.ir
۴. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه آموزشی مدیریت و حسابداری، واحد سبزوار، دانشگاه آزاد اسلامی، سبزوار، ایران.
نویسنده مسئول. Email :anb1361@gmail.com

مقدمه

حسابداری نقش عمده‌ای در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی ایفاء می‌نماید. مدیران، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و طیف وسیعی از افراد جامعه جهت انجام مسئولیت‌های خویش از صورت‌های مالی تهیه شده توسط سیستم‌های حسابداری، استفاده می‌نمایند. تحلیل‌گران صورت‌های مالی با استفاده از اطلاعات این صورت‌ها، تجزیه‌وتحلیل‌های گوناگونی انجام داده و نتیجه فعالیت‌های خود را در اختیار استفاده‌کنندگان دیگر این اطلاعات قرار می‌دهند. گزارش‌های مالی از مهم‌ترین فرآورده‌های سیستم‌های اطلاعاتی حسابداری است که برای گروه‌های مختلفی از استفاده‌کنندگان خارجی اطلاعات مالی در چارچوب مشخصی ارائه می‌شود. مقایسه‌ی ارزش انواع شرکت‌ها راهی برای شناخت شرکت‌های برتر و معرفی آن‌ها به جامعه است. ارزش شرکت‌ها از اطلاعات بااهمیت در تصمیم‌های اقتصادی به شمار می‌رود. حجم پژوهش‌ها در باب ارزش، گویای این اهمیت است. در این پژوهش نقش حاکمیت دررابطه با طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت مورد بررسی قرار می‌گیرد تا مشخص شود آیا رابطه‌ای بین ساختارهای حاکمیت شرکتی که مشتمل بر ویژگی‌های هیأت‌مدیره و طرح‌ریزی مالیات می‌باشد، وجود دارد؟ یا خیر. در واقع، طرح‌ریزی مالیاتی هزینه‌های قابل‌توجهی را برای شرکت‌ها و سهام‌داران به همراه دارد. اگرچه کاهش مالیات ممکن است منجر به افزایش سود پس از کسر مالیات شود، اما هزینه‌های واقعی و احتمالی، شرکت‌ها را از حداکثرکردن سود پس از کسر مالیات از طریق طرح‌ریزی مالیاتی باز می‌دارد. به‌عنوان‌مثال، دسای و دارماپالا (۲۰۰۶) [1] بیان می‌کنند اجتناب مالیاتی، شفافیت شرکت‌ها را کاهش داده و در عوض، این فرصت را برای مدیران به وجود می‌آورد که منابع شرکت را به‌منظور منافع شخصی خود منحرف کنند. به طورمشابه، لی و سوئنسون (۲۰۱۲)[2] به دلیل اثرات طولانی‌مدت و ماندگار کاهش اجتناب مالیاتی در بازار سرمایه و ارزش سهام‌داران، یک رابطه منفی بین نرخ مؤثر مالیات و قیمت سهام پیدا می‌کنند. علاوه بر این، سلمورد[3] (۲۰۰۴) پاداش مدیران را با نتایج مطلوب مانند اجتناب مالیاتی مرتبط می‌داند. بنابراین، حاکمیت شرکتی می‌تواند بر رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت تأثیر بگذارد. هیأت‌مدیره که مسئول تخصیص منابع، بهبود عملکرد و افزایش ثروت سهام‌داران است، در انتخاب استراتژی مدیریت مالیات نقش محوری دارد؛ بنابراین، شرکت‌هایی با ساختارهای حاکمیتی متفاوت ممکن است انواع مختلفی از مدیریت مالیات را دنبال کنند (عبدالوهاب و همکاران، ۲۰۱۷). این ارتباط بر این پیشنهاد اساسی استوار است که حاکمیت شرکتی ممکن است از رفتار فرصت‌طلبانه و ریسک مالیاتی بیش از حد توسط مدیران جلوگیری کند. ازآنجاکه مالیات ممکن است با ساختارهای مختلف حاکمیت تعامل داشته باشد، می‌تواند بر ارزش شرکت تأثیر بگذارد. اگر سهام‌داران و مدیران در استراتژی طرح‌ریزی مالیاتی دچار اختلاف شوند، حاکمیت شرکتی ممکن است بر تصمیمات طرح‌ریزی مالیاتی تأثیر بگذارد. از این رو، پیش‌بینی می‌شود که در حالت ضعف حاکمیت شرکتی،

1. Desai, M and Dharmapala, D.
2. Lee, N and Swenson, C.
3. Slemrod, J.

طرح‌ریزی مالیاتی با کاهش ارزش شرکت ارتباط دارد. در همین زمینه، استدلال دسای و دارماپالا (۲۰۰۹) این است تا زمانی که ناهماهنگی در طرح‌ریزی مالیاتی بین مدیران و سهامداران وجود دارد، مدیران انگیزه دارند تا به نفع خود عمل کنند و در نتیجه، بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت رابطه منفی ایجاد می‌شود. عبدالوهاب و هلند (۲۰۱۲)[1] بر اساس یک نمونه از شرکت‌های لیست شده در انگلستان از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۷، رابطه منفی بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را گزارش کرده‌اند. همچنین، وقتی اقدامات حاکمیت شرکتی در نظر گرفته شود، این ارتباط همچنان محکم باقی می‌ماند و انتظار می‌رود پیامدهای احتمالی ناهماهنگی اطلاعات مدیران و سهامداران، با مالیات تعدیل شود. بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت رابطه مثبت وجود دارد و این بدان معناست که طرح‌ریزی مالیاتی یک موقعیت "برد-برد" برای مدیران و سهامداران (سرمایه گذاران) ایجاد می‌کند (خاولا و موئز، ۲۰۱۹)[2]. علاوه بر این، ارتباط مثبت بین طرح‌ریزی مالیاتی و عملکرد تجاری بر این فرض استوار است که مزایای طرح‌ریزی مالیاتی بیشتر از هزینه مالی است. این ارتباط مثبت با این واقعیت توضیح داده می‌شود که هزینه و ریسک مشارکت در فعالیتهای طرح‌ریزی مالیاتی از پس‌انداز مالیاتی ناشی از این عمل تجاوز نمی‌کند. همچنین، استقلال هیأت مدیره، تنوع هیأت مدیره و عملکردهای دوگانه مدیرعامل بر رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت تأثیر منفی و معنی‌داری دارد (خاولا و موئز،۲۰۱۹).

اهمیت و ضرورت پژوهش

از ساده‌ترین تا پیچیده‌ترین امور زندگی، تصمیم‌گیری امری است که انسان با آن درگیر می‌شود. گسترش ارتباطات، سرعت توسعه فناوری و اتصال بازارهای کشورها به یکدیگر، باعث وسعت عملیات و پیچیده‌تر شدن محیط‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری می‌شود. این وضعیت، امر تصمیم‌گیری اقتصادی را به یک موضوع پیچیده و نیازمند داشتن اطلاعات و توانمندی‌های بالاتر برای تصمیم‌گیرندگان تبدیل کرده است. در این فضای پر از رقابت و تغییر، تصمیم‌گیری‌های اقتصادی به دانش و اطلاعات بیشتری نیاز دارد. از این رو، اهمیت کسب اطلاعات مفیدتر برای تصمیم‌گیری‌های دقیق‌تر بیشتر از پیش مشهود است. اطلاعات مالی و حسابداری، به ویژه صورت‌های مالی، به عنوان پایه و اساس بسیاری از تصمیم‌گیری‌های اقتصادی محسوب می‌شوند. اما این اطلاعات تنها زمانی می‌توانند قابل اتکاء باشند که توسط دستگاه‌های نظارتی مورد تأیید قرار گیرند. در این راستا، حسابرسی به عنوان یک عامل نظارتی مستقل می‌تواند نقش مهمی در تضمین صحت و قابل‌اعتماد بودن اطلاعات مالی داشته باشد. با تأیید حسابرس، اطمینان حاصل می‌شود که اطلاعات ارائه شده در صورت‌های مالی، صحیح و قابل اعتماد هستند. همچنین، حسابرسی می‌تواند در کشف و رفع مشکلاتی همچون نمایندگی نادرست و اجتناب مالیاتی، تأثیر مثبتی داشته باشد و از آن جلوگیری کند (خواجوی و کیامهر، ۱۳۹۴). فعالیت‌های اجتناب مالیاتی به عنوان بار مالیاتی بر

1.Abdul Wahab, N. S. and Holland, K.

2. Khaoula, F. & Moez, D

دوش هر دو طرف (مالک و مدیر) است و باید با استراتژی‌های اجتناب مالیاتی مؤثر این بار مالیاتی به حداقل برسد؛ اگر به درستی طبق قانون مالیات انجام شود، به هر دوی مدیران و سهامداران نفع خواهد رساند. طرح‌ریزی مالیاتی به دلیل کاهش بار مالیاتی بر شرکت‌ها و سهامداران، سرمایه گذاری مهمی برای سهامداران محسوب می‌شود. با این حال، سهامداران ممکن است مایل نباشند فعالیتهای مربوط به طرح‌ریزی مالیاتی را به دلیل هزینه‌های احتمالی دنبال کنند (چن و همکاران، ۲۰۱۰) [1]. چشم‌انداز ارزیابی نامطلوب ممکن است مدیران شرکتها را در تصمیم‌گیری‌های مربوط به طرح‌ریزی مالیاتی تحت تأثیر قرار دهد و نگرانی‌های مشابه ممکن است سهامداران را در ارزیابی فعالیتهای طرح‌ریزی مالیاتی تحت تأثیر قرار دهد (عبدالوهاب و هلند، ۲۰۱۲). علاوه بر این، طرح‌ریزی مالیاتی می‌تواند بر ارزش شرکت تأثیر مثبت یا منفی بگذارد. اگر طرح‌ریزی مالیاتی ارزش سهامداران را به حداکثر برساند، آن رابطه مثبت است. دسای و هاینز (۲۰۰۲) [2] گزارش می‌دهند که سخت شدن سیستم مالیاتی با عملکرد تجاری بهتر شرکت‌ها ارتباط مثبت دارد. به‌عبارت‌دیگر، هنگامی که مالیات به‌عنوان یک بار برای جامعه تلقی می‌شود، سهامداران برنامه مالیاتی را مثبت ارزیابی می‌کنند. در مقابل، اگر طرح‌ریزی مالیاتی به‌عنوان یک فعالیت مرتبط با ریسک در نظر گرفته شود، سهامداران ممکن است واکنش منفی نشان دهند. هیأت‌مدیره عنصر مهمی در ساختار حاکمیت شرکتی است. باتوجه‌به اینکه خطرات مربوط به مسائل مالیاتی تنوع بیشتری یافته است، هیأت‌مدیره باید به‌عنوان بخشی از استراتژی مدیریت ریسک خود، بیشتر در سیاست‌های شرکت و استراتژی‌های طرح‌ریزی مالیاتی شرکت کنند. آن‌ها باید به‌منظور ایجاد توازن در هدف‌های معمولاً متناقض برای به‌حداقل‌رساندن مالیات، مدیریت ریسک و اطمینان در گزارش سود، رهنمودهایی را توسعه دهند. حضور یک هیأت‌مدیره مؤثر که می‌تواند بر طرح‌ریزی و اجرای سیاست نظارت داشته باشد، برای شرکت اهمیت بیشتری پیدا می‌کند (ارل، ۲۰۰۸)[3].

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ارزش به‌واسطه دارایی‌های موجود و همچنین، کارایی عملیاتی حاصل می‌شود، در نتیجه ارزش حقوق صاحبان سهام از دو جزء کارایی ارزش ناشی از گسترش عملیات یا فعالیت‌های آتی عملیاتی و ارزش مورد انتظار نگهداشت منابع عملیاتی موجود، تشکیل می‌گردد. «امروزه از نظر بازار سرمایه و سهامداران، آنچه را که ارزش شرکت تشکیل می‌دهد رشد پایدار متمادی ارزش‌آفرینی می‌باشد نه سودآوری گذشته و کوتاه‌مدت. علت‌های تغییر این نگرش ریشه در مدیریت ریسک، محرکه‌های نوین ارزش‌آفرینی و همچنین، مزیت رقابتی دارد که به‌واسطه‌ی آن، سهامداران اغلب در آینده شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی سرمایه‌گذاری می‌کنند و بنابراین عواملی که بیانگر سودآوری مستمر و رشد پایدار هستند می‌توانند معیار مناسب ارزش برای آنان باشد» (معین‌الدین و همکاران،۱۳۹۳). ایجاد ارزش و افزایش ثروت سهامداران در بلندمدت از

1. Chen, S et al.
2. Desai, M. A. and Hines, J. R.
3. Erle, B.

مهم‌ترین اهداف شرکت‌ها محسوب می‌شود. سرمایه‌گذاران همواره تمایل دارند تا از میزان موفقیت مدیران در بکارگیری از سرمایه آن‌ها و همچنین، از میزان کیفیت گزارش‌گیری مالی شرکت آگاهی یابند، بنابراین باتوجه‌به موارد فوق گزارش‌گری مالی و کیفیت آن می‌تواند بر ارزش سهام شرکت تأثیر داشته باشد و ازاین‌جهت، برای سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (کاراجه و احمد، ۲۰۱۷)[1].

اجتناب مالیاتی به‌عنوان یک نوع سوءاستفاده رسمی از قوانین مالیاتی تلقی می‌شود که به دنبال یافتن راه‌هایی برای کاهش مالیات‌های پرداختی می‌باشد. این استراتژی مستمر و پایدار در برنامه‌ریزی مالی استراتژیک شرکت‌ها قرار دارد و شامل فعالیت‌هایی است که می‌توانند کاملاً قانونی باشند، اما به‌منظور کاهش میزان مالیات‌های پرداختی انجام می‌شوند. این فعالیت‌ها شامل هدایت منابع به سمت فعالیت‌های معاف از مالیات، تنظیم معاملات و رویدادها در یک‌زمان معین برای بهره‌مندی از مزایای مالیاتی، و استفاده از روش‌های حسابداری که سپر مالیاتی بیشتری ایجاد می‌کنند، می‌شوند. با این‌حال، این رویکرد نه همیشه به نفع سهام‌داران است و مدیران ممکن است از اجتناب مالیاتی به‌منظور تصفیه منافع شخصی استفاده کنند که این موضوع می‌تواند به افزایش هزینه‌های سهام‌داران و در نتیجه، افزایش مخارج اجتناب مالیاتی منجر شود (رضایی و جعفری نیارکی، ۱۳۹۴).

«نرخ مؤثر مالیاتی که یکی از مهم‌ترین شاخص‌های کارایی مالیاتی می‌باشد، کاربردهای بسیار زیادی در حسابداری و اقتصاد دارد. نرخ مؤثر مالیاتی دربردارنده‌ی نرخی واحد است که بر اساس آن از فعالیت مشمول مالیات، مالیات اخذ می‌گردد. به بیان دیگر، این نرخ از تقسیم مالیات بخش موردنظر بر پایه‌ی درآمد آن بخش حاصل می‌شود. پژوهش‌های صورت‌گرفته بیانگر آن است که نرخ مؤثر مالیاتی از نرخ قانونی متفاوت می‌باشد که به دلیل وجود انواع معافیت‌های مالیاتی یا تمکین معیوب مالیاتی (به دلیل فرار یا اجتناب مالیاتی) از سوی مؤدیان مالیاتی می‌باشد. در حقیقت، نرخ مؤثر مالیاتی خالص بار مالیاتی ناشی از برآیند انواع مالیات‌ها را نشان می‌دهد» (گلستانی و همکاران، ۱۳۹۳).

تفاوت اصلی بین فرار مالیاتی و اجتناب از پرداخت مالیات، به ویژگی قانونی یا غیرقانونی بودن رفتار متخلفانه است. درحالی‌که فرار مالیاتی عمدی است و با قوانین مالیاتی در تضاد است، اجتناب از پرداخت مالیات ممکن است به‌عنوان یک رفتار قانونی و مجاز شناخته شود، اما ممکن است به‌تناسب باهدف اصلی قوانین مالیاتی نباشد. «فرار مالیاتی، نوع تخلف از قانون می‌باشد. وقتی که یک مؤدی مالیاتی از ارائه گزارش صحیح در مورد کار و یا درآمدهای حاصل از سرمایه که مشمول پرداخت مالیات می‌گردد، امتناع می‌ورزد، درحقیقت یک نوع عمل غیررسمی را انجام داده است که او را از چشم مقام‌های مالیاتی و دولتی کشور دورنگه می‌دارد. ولی در اجتناب از مالیات، شخص از اینکه عمل او افشا شود نگران نیست. اجتناب مالیاتی، ناشی از خلاءهای قانونی در قانون مالیات‌ها می‌باشد. در اینجا شخص برای کاهش میزان پرداخت مالیات خود به دنبال راه‌های فرار می‌گردد. به‌عنوان‌مثال درآمدهای نیروهای کار را در چارچوب درآمد سرمایه نشان می‌دهد که از نرخ پایین‌تری برای مالیات برخوردارند. در اجتناب مالیاتی، مؤدی مالیاتی برای احتمال

1. Karajeh.A and Ahmad

برملاشدن دلیلی ندارد نگران باشد، زیرا که او تمامی مبادلات خود را با جزئیات کامل آن و البته به‌صورت غیرواقعی، یادداشت کرده و ثبت می‌کند. در حقیقت، عوامل اقتصادی با استفاده از روزنه‌های قانون مالیات و بازبینی تصمیمات اقتصادی خود، سعی می‌کنند تا بدهی مالیاتی خود را کاهش دهند. ازآنجاکه اجتناب از پرداخت مالیات فعالیتی به‌ظاهر قانونی، ازاین‌جهت بیشتر از فرار مالیاتی در معرض دید است. به بیان دیگر، اجتناب مالیاتی، در حقیقت یک نوع سوءاستفاده رسمی از قوانین مالیاتی می‌باشد. بنابراین، اجتناب مالیاتی، قانونی بوده و برای کاهش تعهدات مالیاتی فرد با دورزدن قانون یا استفاده کامل از نکات قانونی است، اما تقلب یا فرار مالیاتی، غیرقانونی بوده و مبادرت عمدی به کارهای خلاف قانون مانند؛ گزارش غیرواقعی درآمد و فروش، کسورات و تنظیم اظهارنامه‌ها می‌باشد. نظام مالیاتی در شرایط آرمانی، باید قابلیت مقابله با هر دو نوع فرار مالیاتی را داشته باشد.» (خان‌محمدی و همکاران،۱۳۹۵). هیأت‌مدیره نقش اساسی در سیاست‌گذاری و پیاده‌سازی سیاست‌های کلی در شرکت‌ها دارد. مسئولیت اصلی هیأت‌مدیره، ایجاد راهبری کارآمد بر امور شرکت‌ها، در جهت منافع سهام‌داران و تعادل در منافع ذی‌نفعان از جمله مشتریان، کارکنان، سرمایه‌گذاران و جوامع محلی می‌باشد. ویژگی‌های ترکیب هیأت‌مدیره شامل اندازه و ساختار آن، تعداد مدیرانی که هیأت‌مدیره را تشکیل می‌دهند، نسبت مدیران غیراجرایی و ترکیب نقش مدیرعامل و رئیس آن می‌باشد (نیک‌بخت و همکاران، ۱۳۸۹). «استقرار یک هیأت‌مدیره‌ی مؤثر و کارا باعث می‌شود منافع مدیران و مالکان در یک راستا قرار گیرد و در واقع، باعث کاهش مشکل نماینده شده و عملکرد شرکت‌های تجاری بهبود یافته و رشد و گسترش یابند» (بلاتبات، تایلر و والتر[1]، ۲۰۱۴) درگذشته مدیران غیراجرایی نقش مهمی در حاکمیت شرکتی نداشتند. درهرصورت، با انتشار گزارش کادبری[2] در سال ۱۹۹۲، اعضای کلیدی هیأت‌مدیره نقش با اهمیتی پیدا کردند. هم اکنون، مدیران غیراجرایی برای افزایش اثربخشی هیأت‌مدیره و منبع اطمینان سرمایه‌گذار، جزء ضروری محسوب می‌شوند (طالب‌نیا،۱۳۹۲).

یکی از موضوع‌هایی که در چند سال اخیر در بازارهای مالی مطرح شده است «حاکمیت شرکتی» است که پژوهشگران و صاحب‌نظران بسیاری از رشته‌های مختلف همچون حسابداری، بازرگانی، مالی، اقتصادی، حقوق و غیره از زوایای مختلف آن را مورد بررسی قرار داده‌اند و هر کس از دیدگاه خود به تبیین و تفسیر این موضوع پرداخته است. موضوع حاکمیت شرکتی می‌تواند بر جنبه‌های مختلف شرکت‌ها و مدیریت آن از جمله مدیریت عملکرد، مدیریت سود و ساختار سرمایه مؤثر باشد. یکی از بحث‌های مهم در این بخش را می‌توان مدیریت عملکرد که همان عملکرد شرکت‌ها می‌باشد عنوان نمود چرا که مدیریت عملکرد می‌تواند مدیریت سود، مدیریت ساختار سرمایه‌ای را نیز شامل شود. «در این میان آنچه که بیشتر جلب‌توجه می‌کند حضور روزافزون سرمایه‌گذاران نهادی و حقوقی در دایره مالکین شرکت‌های سهامی عام و تأثیری است که حضور فعال این گروه بر نحوه حکمرانی بر سازمان‌ها و همچنین عملکرد آن‌ها می‌تواند داشته باشد» (ستایش و همکاران، ۱۳۸۹).

1. Balatbat, Taylor and Walter
2. Cadbury

حاکمیت شرکتی، موضوعی چندبعدی است. یکی از درون‌مایه‌های مهم در حاکمیت شرکتی با حسابداری و مدیریت مالی سروکار دارد و به‌گونه‌ای اصولی از به‌کارگیری سیاست‌ها و مکانیزم‌هایی حمایت می‌کند که از رفتار درست اطمینان حاصل کرده، سهام‌داران را پشتیبانی کند. یک عنصر اصلی دیگر، دیدگاه کارایی اقتصادی است که سیستم حاکمیت شرکتی از راه آن باید هدف‌های اقتصادی را با درنظرگرفتن دقیق ثروت سهام‌داران، بهبود بخشد.

حاکمیت شرکتی به‌عنوان یک مجموعه از مکانیزم‌های درون شرکتی و برون شرکتی، نقش بسیار حیاتی در اداره و رهبری شرکت دارد. این مکانیزم‌ها معمولاً برای برقراری تعادل مناسب بین حقوق صاحبان سهام و اختیارات و نیازهای هیأت‌مدیره طراحی می‌شوند. هدف اصلی حاکمیت شرکتی، ایجاد یک چارچوب کاری است که بتواند اطمینان منطقی را برای صاحبان سهام، تهیه‌کنندگان منابع مالی و سایر گروه‌های ذی‌نفع فراهم کند. این اطمینان به این معنا می‌باشد که سرمایه‌گذاری‌شان با بازگشت سود معقولی همراه خواهد بود و مکانیزم ارزش‌آفرینی به طور مداوم در نظر گرفته می‌شود (حسن‌زاده و همکاران، ۱۳۹۱). در نگاه کلّی‌تر حاکمیت شرکتی شامل ترتیب‌های فرهنگی (شامل ارزش‌ها، اعتقادات، و رفتارهایی است که درون سازمان برقرار است)، حقوقی (شامل؛ قوانین، مقررات، و سیستم‌های حقوقی است که عملکرد شرکت‌ها را تنظیم می‌کنند) و نهادی (نهادهایی مانند؛ هیأت‌مدیره، بازرسان، و کمیته‌های حاکمیتی) است که سمت‌وسوی حرکت و عملکرد شرکت‌ها را تعیین می‌کنند.

هیأت‌مدیره به‌عنوان یکی از ارکان اصلی حاکمیت در شرکت‌های امروزی شناخته می‌شود. این نهاد مسئولیت اجرای اصول حاکمیتی شرکت و نظارت بر عملکرد اجرایی شرکت را بر عهده دارد. همچنین، به‌عنوان یک نهاد سیاست‌گذاری نیز عمل می‌کند و استراتژی‌ها و راهبردهای مختلف شرکت را تعیین می‌کند (هیوز[1]، ۲۰۰۷). اعضای هیأت مدیره اغلب توسط مالکان سهام انتخاب می‌شوند، اما با ظهور سیستم‌های حاکمیتی نوین، مشارکت گروه‌های دیگری نظیر کارکنان، نهادهای دولتی، سرمایه‌گذاران، و عرضه‌کنندگان در انتخاب اعضای هیأت مدیره اهمیت بیشتری پیدا کرده است. اعضای هیأت مدیره علاوه بر اجرای اصول حاکمیتی شرکت، مسئولیت‌های مهمی را بر عهده دارند که شامل کنترل، نظارت و سیاست‌گذاری‌های کلان شرکت می‌شود. به منظور تأمین سلامت شرکت، این اعضاء باید به عنوان یک تیم کاری موثر عمل کرده و در زمینه‌های مختلفی از جمله قانونی بودن فعالیت‌ها، عملکرد مالی، و اهداف راهبردی شرکت، توجه و هماهنگی لازم را داشته باشند.

هیأت‌مدیره به‌عنوان یکی از مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی، نقش بسیار مهمی در اداره و راهبری شرکت دارد به گونه‌ای که تأثیری چشمگیر بر عملکرد شرکت و رعایت حقوق ذی‌نفعان دارد. این نقش شامل موارد ذیل است: هدایت استراتژیک شرکت، نظارت بر عملکرد مدیریتی و دستیابی به بازده مناسب برای سهام‌داران، رعایت قوانین و جلوگیری از تضاد منافع. اصل ششم حاکمیت شرکتی سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (۲۰۰۴)، هیأت مدیره را ملزم به ایفای وظیفه امانتداری می‌داند، که شامل دو عنصر اصلی وظیفه

1. Hughes, M

مراقبت و وظیفه وفاداری است. به این معنا که هیأت مدیره باید به عنوان مامور مراقبت و وفاداری نسبت به سهامداران و سایر ذی‌نفعان شرکت عمل کند و از منافع آن‌ها حفاظت کند (جمشیدی اوانکی، ۱۳۸۹).

بر اساس آیین‌نامه نظام حاکمیت شرکتی، مسئولیت اصلی هیأت‌مدیره ایجاد حاکمیت کارآمد بر امور شرکت در راستای منافع سهام‌داران و تعادل در منافع ذی‌نفعان مختلف آن از جمله مشتریان، کارکنان، سرمایه‌گذاران و جوامع محلی می‌باشد (بو وشارما، ۲۰۰۸) [1].

ترکیب اعضای هیأت‌مدیره به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر سلامت فرایند حسابداری و گزارشگری مالی شناخته می‌شود. هیأت‌مدیره، به‌عنوان نماینده‌ی سهام‌داران، مسئولیت حفظ منافع آنها را برعهده دارد و اقداماتی همچون نظارت، استخدام، اخراج و تعیین پاداش مدیریت را به‌منظور به حداکثر رساندن ارزش برای سهام‌داران انجام می‌دهد. اعضای هیأت‌مدیره می‌توانند از داخل یا خارج از سازمان انتخاب شوند و در برخی موارد، مدیرعامل هم‌زمان رئیس هیأت‌مدیره می‌باشد و این موضوع، امری غیرعادی شناخته نمی‌شود. در اکثر موارد، فرایند انتخاب اعضای هیأت‌مدیره به‌گونه‌ای است که مدیران دارای قدرت و تأثیر بالا در سازمان، نقش اساسی در تعیین اعضای جدید آن دارند. در امریکا، مسائل اساسی مرتبط با هیأت‌مدیره شامل ترکیب اعضا و پاداش مدیران اجرایی موردتوجه قرار می‌گیرد. ویژگی‌های مهم مرتبط با ترکیب اعضای هیأت‌مدیره شامل تعداد اعضا، نسبت اعضای غیراجرایی و توزیع نقش‌های مدیرعامل و رئیس هیأت‌مدیره است (حسینی و همکاران،۱۳۸۷).

اصول و قواعد حاکمیت شرکتی در تمام دنیا نیازمند هیأت‌مدیره‌ای مرکب از مدیران اجرایی و غیراجرایی است. مطالعات در خصوص ترکیب هیأت‌مدیره به سال ۱۹۴۹ یعنی زمانی بر می‌گردد که سلزنیک [2] دریافت شرکت با انتخاب هیأت مدیره از گروه‌های مختلف می‌توانند تضاد ایجاد شده بین سهامداران و مدیران را به حداقل برسانند. بر پایه دیدگاه نمایندگی، شرکتی که از مکانیزم‌های خوب حاکمیت شرکتی مانند تفکیک نقش‌ها و تعادل بهینه بین اعضای اجرایی و غیراجرایی بهره‌مند است، معمولاً به نحوه بهتری در نظارت و کنترل مدیریت عمل می‌کند. هیأت مدیره این شرکت با ترکیبی از تخصص، استقلال و قدرت قانونی، به عنوان یک مکانیزم قدرتمند و بالقوه برای حاکمیت عمل می‌کند. فراهم نمودن نظارت مستقل بر عملکرد مدیران اجرایی و الزام کردن آنها به پاسخگویی در برابر سهامداران، امری حیاتی می‌باشد که تأثیرات بسیاری بر سلامت و پایداری سازمان دارد. باور عمومی بر این است که هیأت مدیره زمانی از استقلال بیشتری برخوردار خواهد گردید تا توانایی نظارت موثرتری بر مدیران اجرایی را داشته باشد. بر اساس تحقیقات بیزلی [3] در سال ۱۹۹۶ مشخص شده است حضور اعضای غیراجرایی در هیأت مدیره، می‌تواند احتمال تقلب در ارائه صورت‌های مالی را کاهش دهد. همچنین تحقیقات کلین [4] در سال ۲۰۰۲ نشان داده‌اند شرکت‌هایی که دارای اعضای هیأت مدیره مستقل از مدیران اجرایی بوده‌اند، اقلام

1. Boo, E. and Sharma, D.
2. Selznic, P.
3. Beasley, M
4. Klein, A.

تعهدی غیرعادی کمتری را گزارش کرده‌اند؛ این موضوع بهبود میزان اعتماد سهامداران و سایر ذینفعان در سازمان را به همراه دارد.

هیأت‌مدیره با درصد بیشتر مدیران برون‌سازمانی می‌تواند حاکمیت شرکتی و تمرکز مالکیت مناسب‌تری برای شرکت به ارمغان بیاورد. زیرا مدیران برون‌سازمانی از مدیران اجرایی مستقل شرکت هستند. نظارت قوی‌تر، تخصص بیشتر و ایجاد رابطه‌های تجاری جدید از جمله مزایای حضور مدیران برون‌سازمانی در یک شرکت می‌باشد. به‌واسطه همین احتمال رشد شرکت، کاهش هزینه‌های نمایندگی، حداکثر شدن ارزش شرکت و افزایش کیفیت گزارشگری مالی دور از دسترس نخواهد بود (آقایی و چالاکی،۱۳۸۸).

فروپاشی انرون در سال ۲۰۰۱ که منجر به ازدست‌دادن میلیاردها دلار سرمایه‌گذاری شده توسط سهام‌داران و اعتبارات بانکی شد، باعث ایجاد شوک‌های بزرگ در بازارهای مالی و تحولات عمیق در صنعت انرژی و تکنولوژی شد و نیز، جلب دیدگاه‌ها به عملکرد مدیران غیراجرایی هیأت‌مدیره و اثربخشی آنها شد. از طرف دیگر، گزارش هیگز در سال ۲۰۰۳ در انگلستان نشان داد نفوذ بی‌مورد مدیران غیراجرایی، در شرکت‌های هم‌ردیف انرون، مشکلاتی را به وجود آورده است. از دیدگاه تئوری نمایندگی، حضور مدیران غیراجرایی مستقل در هیأت‌مدیره، با کم‌کردن تضاد منافع بین سهام‌داران و مدیران شرکت، به‌عنوان افرادی مستقل و با نظارتی قوی‌تر، کمک می‌کند. اما باید توجه داشت ترکیب مدیران اجرایی و غیراجرایی در هیأت‌مدیره بسیار اهمیت دارد؛ زیرا درحالی‌که مدیران اجرایی اطلاعات بسیار مفیدی درباره فعالیت‌های شرکت ارائه می‌دهند، مدیران غیراجرایی با دیدگاه حرفه‌ای و بی‌طرفانه، در خصوص تصمیم‌گیری‌های مدیران اجرایی نظر می‌دهند؛ بنابراین، هیأت‌مدیره با داشتن قدرت قانونی، تخصص و استقلال، به‌عنوان یک سازوکار بالقوه برای حاکمیت شرکتی مؤثر شناخته می‌شود (برد و هیکمن، ۱۹۹۲)[1]. گزارش کادبری توصیه می‌کند که هیأت‌مدیره حداقل باید شامل سه عضو غیراجرایی باشد تا این اعضاء بتوانند تأثیرگذاری لازم بر تصمیم‌گیری‌های هیأت‌مدیره داشته باشند. این گزارش بیان می‌کند که مدیران غیراجرایی باید دیدگاه مستقلی در مورد عملکرد، راهبرد، منابع، انتخابات و استانداردهای اجرای عملیات شرکت داشته باشند. همچنین، تأکید شده است که اکثریت این مدیران باید از مدیریت شرکت جدا و مستقل باشند و هیچ‌گونه رابطه‌ای به‌جز دریافت حقوق و مزایا و حق سهام‌داران نباید با مدیران اجرایی داشته باشند که ممکن است استقلال آن‌ها را تهدید کند. گزارش کادبری به‌صراحت اشاره می‌کند که حداقل دو عضو از سه عضو غیراجرایی هیأت‌مدیره باید مستقل باشند. به‌علاوه، این گزارش روش‌های مختلفی را برای اطمینان از استقلال مدیران غیراجرایی پیشنهاد می‌دهد، از جمله تعیین حقوق و مزایای مناسب برای آن‌ها که در کنار حفظ استقلال آنان نیز قرار می‌گیرد. تعادل بین ارزش‌آفرینی و استقلال، به معنای ایجاد محیطی که مدیران غیراجرایی بتوانند به‌طور آزادانه و بدون هیچ‌گونه مانعی به منافع شرکت و سهامداران متعهد شوند، حیاتی است. در واقع گزارش همپل[2] (۱۹۹۸) به چالش کشیدن نقش مدیران غیراجرایی پرداخته است، اما به

1. Byrd, J. and Hickman, K
2. Hampel, R

صورت واضح پیشنهادی برای افزایش تعداد آن‌ها در هیأت مدیره ارائه نکرده است. در عوض، ترکیب پیشنهادی مدیران اجرایی و غیراجرایی در هیأت مدیره در قانون جامع (۱۹۹۸) تغییری نکرده است و همچنان تأکید بر حضور حداقل یک سوم اعضا به عنوان مدیران غیراجرایی دارد. این تأکید بر نقش نظارتی مدیران غیراجرایی در برخی موارد ممکن است بیش از حد باشد و ممکن است منجر به وارد آمدن یک گروه از مدیران غیراجرایی ناکارآمد و ناموثر شود، به ویژه در مواقعی مانند فروپاشی انرون، که مصالحه استقلال آن‌ها به دلیل تضاد منافع، باعث مشکلات جدی می‌شود. در نتیجه، معمولاً توصیه می‌شود تعداد مدیران غیراجرایی در هیأت مدیره به گونه‌ای باشد که هم توانایی نظارتی آن‌ها حفظ شود و هم از وارد آمدن مشکلاتی مانند تضاد منافع جلوگیری شود. در این گزارش، به مطلب ذیل اشاره شده است:"یک اثر جانبی و غیر ارادی تاکید بیش از حد بر نقش نظارتی مدیران غیراجرایی بوده است" (همپل، ۱۹۹۸).

در گزارش کادبری، پیشنهاد شده است در هیأت‌مدیره شرکت‌ها، باید توازن قدرت بین اعضا وجود داشته باشد تا هیچ یک نتوانند کنترل کامل فرایند تصمیم‌گیری را در شرکت داشته باشند. همچنین، می‌بایست تقسیم دقیق و روشن مسئولیت‌ها در سطح عالی شرکت، صورت گیرد تا توازن قوا و حدود اختیارات اعضای هیأت‌مدیره تضمین شود. اگر مدیریت عامل و ریاست هیأت‌مدیره بر عهده دو شخص جداگانه نباشد، بایستی یکی از اعضای مقام ارشد هیأت‌مدیره اعلام کند که کدام یک از اعضای هیأت‌مدیره به‌عنوان شخص مستقل تلقی می‌شود. گزارش هیگز (۲۰۰۳) نیز بر اهمیت تفکیک وظایف ریاست هیأت‌مدیره و مدیریت عامل در شرکت‌های انگلیسی تأکید دارد. بر اساس این گزارش، تقریباً ۹۰ درصد از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار انگلیس، وظایف ریاست هیأت‌مدیره و مدیرعامل را از یکدیگر جدا کرده بودند. این تفکیک وظایف نشان از تأثیر قابل‌توجه گزارش کادبری بر شرکت‌های انگلیسی دارد، زیرا این اقدام به‌موجب حفظ توازن و تقسیم عادلانه مسئولیت‌ها در سطح عالی شرکت و جلوگیری از تمرکز قدرت در یک شخص یا گروه از افراد می‌شود (کهندل،۱۳۹۰).

«ازآنجاکه زنان کم‌وبیش نیمی از اعضای جامعه را تشکیل می‌دهند، انتظار می‌رود این نیروی بالقوه و گسترده با مشارکت بالفعل خود در فعالیت‌های متنوع سیاسی، اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی، چرخ‌های جامعه را پا به پای مردان به حرکت در آورند و موفقیت‌های بیشتری از این راه به دست آورند، ولی در طول تاریخ، امکانات و فرصت‌ها برای زنان به نحوی توزیع نشده است که راحت بتوانند هم دوش مردان در صحنه جامعه حاضر گردند و در واقع، بدون محدودیت جنسی به ایفای نقش‌های شایسته‌ی خود بپردازند. همچنین درحوزه تصمیم‌گیری دستیابی زنان به مشاغل و پایگاه‌های مدیریتی همتای افزایش کمی مشارکت آنها در بازار کار نبوده است، به‌طوری‌که زنان همواره در پست‌هایی قرار گرفته‌اند که ناچار بوده‌اند کارهای تکراری و در سطح پایین انجام دهند. بیشتر زنان در پست‌های ستادی و به‌عنوان دستیار مدیران صفی انجام وظیفه کرده‌اند و مسئولیت‌های بسیارکمی در سطح مدیران صفی بر عهده داشته‌اند. گرچه این وضعیت در تمام کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه وجود دارد، ولی شدت نابرابری‌های جنسیتی در کشورهای درحال‌توسعه بسیار بیشتر می‌باشد. همواره مسئله مدیریت زنان توجه جامعه‌شناسان، روان‌شناسان و صاحب‌نظران مدیریت را به خود جلب کرده است. با اینکه زنان و مردان از لحاظ مدیریت و رهبری با یکدیگر

متفاوت هستند، ولی دلایل و شواهد اندکی برای این دیدگاه وجود دارد که هریک از آن‌ها به‌صرف جنسیت، مدیران برتری باشند. بنابراین، بهتر است گفته شود که شیوه‌های مدیریتی بسیار خوب، متوسط و ضعیف را می‌توان هم در میان زنان و هم در میان مردان یافت و نمی‌توان درباره این موضوع کلی و قاطعانه داوری کرد» (سپاسی و عبدلی، ۱۳۹۵).

به دلیل پیچیدگی مسئله مدیریت زنان، بررسی‌های بسیاری در زمینه جنسیت و مدیریت انجام شده است و صاحبنظران تلاش کرده‌اند تا این مقوله را از جنبه‌های فرهنگی، مدیریتی، سازمانی و مانند این‌ها تجزیه‌وتحلیل کنند؛ بنابراین، در این قسمت از پژوهش تلاش شده تا مسئله مدیریت زنان از دیدگاه صاحب‌نظران بررسی گردد. امروزه صاحب‌نظران به سازمان‌ها از زاویه‌های مختلفی می‌نگرند. باتوجه‌به نگرش آنها به سازمان‌ها، نقش زنان نیز در سازمان‌ها متفاوت خواهد بود. بعضی از صاحب‌نظران به سازمان همچون نظامی طبیعی نگاه می‌کنند که در آن روابط غیررسمی و قدرت و سیاست اهمیت بسیار بالایی دارد؛ بعضی دیگر از صاحب‌نظران سازمان را نظامی عقلائی می‌دانند که در پی رسمیت سازمانی و دارای اهدافی مشخص است و برای دستیابی به این اهداف فعالیت می‌کند. وقتی سازمان‌ها را نظامی عقلائی بدانیم، انسان‌های شاغل در آن نیز انسان‌هایی عقلائی و اقتصادی خواهند بود؛ اما اگر سازمان‌ها را نظامی طبیعی دانست، انسان‌های شاغل در آن انسان‌هایی سیاسی خواهند بود و سازمان نیز عرصه‌ای سیاسی پذیرفته می‌شود. در سازمان‌ها قدرت، مهم‌ترین عنصر تعیین‌کننده رفتارهای سازمانی است. در مکتب قدرت، این فرضیه‌ها که سازمان موجودی غیرواقعی، ساده‌انگار و در نتیجه از نظر علمی دارای کم‌ترین ارزش است، به‌کلی رد می‌شود. در این مکتب، سازمان نظامی پیچیده از افراد و ائتلاف فرض می‌شود که هریک منافع، باورها، سلیقه‌ها و ارزش‌های خاص خود را دارند. جنسیت از دو راه بر رفتارهای مدیران تأثیر می‌گذارد:

۱. **جامعه‌پذیری متفاوت:** جامعه‌پذیری زمینه‌های گسترده‌ای را در برمی‌گیرد. براین‌اساس، با هر شخصی از لحظه تولد به‌گونه‌ای متفاوت رفتار می‌شود (سپاسی و عبدلی، ۱۳۹۵).

۲. **سقف شیشه‌ای:** سقف شیشه‌ای برآمده از برداشت‌های کلیشه‌ای و پیش‌داوری‌هایی است که درباره زنان وجود دارد و باعث می‌گردد تا زنان نتوانند در سلسه‌مراتب سازمانی از سطوحی خاص بالاتر روند (سپاسی و عبدلی، ۱۳۹۵).

۳. فعالیت‌های اجتناب از مالیات به شرکت‌ها کمک می‌کند تا مالیات‌ها را کاهش داده و ارزش شرکت را افزایش دهند، اما باید با قوانین مالیاتی مطابقت داشته باشند. از طرفی در بررسی وظیفه اعضای غیراجرایی هیأت‌مدیره، اندازه، تعداد جلسات و دوگانگی در هیأت‌مدیره در فرآیند تصمیم‌گیری، می‌توان نتیجه گرفت این موضوع باعث حاکمیت می‌گردد. به عبارت دیگر، این ویژگی‌ها می‌توانند با درک درست نقش نظارتی و راهبری خود، سلامت مالی را برای بنگاه ایجاد کنند و تضاد را بین بازیگران حاکمیت شرکتی از بین ببرند. براین‌اساس، در اکثر پژوهش‌های انجام شده درباره حاکمیت شرکتی بر اهمیت نقش هیأت‌مدیره در بهترشدن فرایند گزارشگری تأکید شده است و به جایگاه هیأت‌مدیره در شرکت به‌عنوان یک نهاد هدایت‌کننده که نقش مراقبت و نظارت بر کار مدیران اجرایی را دارد، بسیار توجه شده است. ازاین‌رو به نظر می‌رسد در

سازمان‌هایی که به ویژگی‌های هیأت‌مدیره توجه می‌گردد، عملکرد شرکت‌ها بهبود خواهد یافت و به‌تبع آن، ارزش شرکت‌ها افزایش خواهد یافت (خاولا و موئز، ۲۰۱۹). حال سئوال اساسی این است که آیا ویژگی‌های هیأت‌مدیره می‌تواند رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل نماید؟!

پیشینه پژوهش

جبارزاده‌کنگرلویی و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی تحت عنوان"بررسی رابطه بین اجتناب از مالیات و ارزش شرکت با تأکید بر هزینه نمایندگی و کیفیت افشای شرکتی" پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد بدون درنظرگرفتن هزینه‌های نمایندگی و کیفیت افشاء، بین اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت رابطه معنی‌داری وجود ندارد. از سوی دیگر، اجتناب مالیاتی شرکت تأثیری بر هزینه‌های نمایندگی ندارد. همچنین، کیفیت افشای شرکت بر رابطه اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت تأثیر دارد. گرکز و حشمن (۱۳۹۵)، در پژوهشی تحت عنوان "بررسی تأثیر نقدشوندگی سهام بر ارزش شرکت و حاکمیت شرکتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" نشان دادند نقدشوندگی سهام شرکت‌ها باارزش شرکت، درصد مالکیت مدیریتی، سطح مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی به‌عنوان معیارهای حاکمیت شرکتی ارتباط معنی‌داری دارد. به علاوه، نقدشوندگی سهام با درصد اعضای غیراجرایی هیأت‌مدیره به‌عنوان معیار حاکمیت شرکتی رابطه معنی‌داری وجود ندارد. شیرخدایی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی تحت عنوان" بررسی رابطه میان افشای اطلاعات، رقابت بازار محصول و ارزش شرکت در بورس اوراق بهادار تهران "، نشان دادند افشای اطلاعات اثر مثبت و معنی‌داری بر ارزش شرکت دارد، و رقابت بازار محصول اثر منفی و معنی‌داری بر ارزش شرکت داشته است. اشرافی و فرید (۱۳۹۲)، در پژوهشی تحت عنوان" مروری بر رابطه بین نقدشوندگی، حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت"، دریافتند نقدشوندگی می‌تواند از طریق مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی همچون؛ شفافیت، مالکیت نهادی، مدیران غیراجرایی، باعث بهبود عملکرد مالی شرکت و در نتیجه، افزایش ارزش شرکت شود. پورزمانی و خریدار (۱۳۹۲)، در پژوهشی با عنوان «تأثیر مالکان نهادی عمده بر ارزش سهام شرکت» به بررسی تأثیر انواع مالکان نهادی بر ارزش ۶۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ پرداختند. در این بررسی انواع سهام‌داران نهادی (بانک‌ها، صندوق‌های سرمایه‌گذاری) و تعدد آن‌ها (دومین سومین سهام‌دار عمده) در ساختار مالکیت به‌عنوان متغیر مستقل این پژوهش و متغیرهای اهرم مالی، بدهی‌های شرکت و اندازه شرکت به‌عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده‌اند. نتایج پژوهش بیانگر وجود رابطه معنی‌دار مثبت بین مالکیت نهادی عمده و ارزش شرکت و نیز، رابطه معنی‌دار مثبت بین حق رأی‌های در دست دومین و سومین سهام‌دار عمده و ارزش شرکت در بانک‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد (پورزمانی و خریدار،۱۳۹۲).

خاولا و موئز (۲۰۱۹) در پژوهشی تحت عنوان«اثر تعدیلی هیأت‌مدیره بر ارزش و طرح‌ریزی مالیاتی» نشان دادند بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین استقلال،

تنوع و دوگانگی در هیأت‌مدیره می‌تواند به‌گونه‌ای منفی رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌کند؛ ولی اندازه هیأت‌مدیره تأثیری بر رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت ندارد. ترمیدی و ساری (۲۰۱۹)[1] در پژوهشی تحت عنوان«مدیریت سود، برنامه‌های مالیاتی بر ارزش شرکت با نقش تعدیلی کیفیت حسابرسی»، برای مدیریت سود، از مدیریت سود واقعی؛ برای برنامه‌های مالیاتی، از نرخ بهره‌مؤثر؛ برای ارزش شرکت، از کیوتوبین و برای کیفیت حسابرسی نیز، از اندازه حسابرس استفاده نمودند. در این پژوهش از روش نمونه‌گیری هدفمند و داده‌های ۴۸۱ شرکت تولیدی در بازه ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۷ در بورس اوراق بهادار اندونزی استفاده شد. نتایج تجزیه‌وتحلیل با استفاده از رگرسیون چندگانه نشان داد که مدیریت سود و برنامه‌های مالیاتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش شرکت دارند. همچنین، کیفیت حسابرسی رابطه بین مدیریت سود و ارزش شرکت را به‌صورت منفی تعدیل می‌کند؛ ولی کیفیت حسابرسی بر رابطه بین برنامه‌های مالیاتی و ارزش شرکت اثری ندارد. گاپتا و کریش‌نامرتی (۲۰۱۸)[2] در پژوهشی تحت عنوان «مسئولیت‌پذیری اجتماعی، رقابت‌پذیری و ارزش شرکت» در ۶۲ کشور و تعداد ۲۲,۵۲۷ سال-شرکت، و با استفاده از شاخص هرفیندال - هریشمن برای شاخص رقابت‌پذیری و معیار ارزش کیوتوبین، دریافتند بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی و ارزش شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین، بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی و رقابت‌پذیری نیز، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. لینگ و عبدالوهاب (۲۰۱۸)[3] در پژوهشی تحت عنوان«مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت و ارزش بازار با نقش تعدیلی مالیات» نشان داند؛ بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی و ارزش شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد، چرا که ارزش شرکت‌ها تابعی از پذیرش مسئولیت‌های اجتماعی می‌باشد. همچنین، طرح‌ریزی‌های مالیاتی می‌تواند رابطه بین مسئولیت پذیری اجتماعی و ارزش شرکت را به‌گونه‌ای مثبت و معنی‌داری تعدیل کند. یافته‌های این پژوهش برای پرداختن به موضوع مسئولیت پذیری اجتماعی حائز اهمیت است. کاراجه و احمد، (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان «تأثیر کمیته حسابرسی بر ارتباط بین کیفیت گزارش‌گری مالی و ارزش سهامداران» دریافتند بین کیفیت گزارشگری مالی و ارزش سهام سهامداران رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. همچنین، کیفیت کمیته حسابرسی (هر سه عامل؛ تخصص، اندازه و استقلال کمیته حسابرسی) باعث بهبود رابطه بین کیفیت گزارش‌گری مالی و ارزش سهام سهامداران می‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر قابل‌تبیین می‌باشند:

۱. بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت رابطه معنی‌داری وجود دارد.
۲. اندازه هیأت‌مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌کند.
۳. استقلال هیأت‌مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌کند.

1. Tarmidi,D and sari,E
2. Gupta, K and Krishnamurti
3. Wei Ling and Abdul Wahab, N. S

۴. دوگانگی وظیفه مدیرعامل رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌کند.
۵. تنوع جنسیت در هیأت‌مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و باتوجه‌به نحوه گردآوری داده نیز، یک پژوهش توصیفی (غیرآزمایشی) از نوع هم‌بستگی محسوب می‌شود. زیرا هدف، پیش‌بینی تغییرات متغیر وابسته باتوجه‌به تغییرات متغیرهای مستقل و تعدیلگر است. در این پژوهش به‌منظور انجام آزمون فرضیه‌ها از روش تحلیل رگرسیون استفاده خواهد شد. اطلاعات از طریق مطالعه کتابخانه‌ای و میدانی جمع‌آوری می‌شود و داده‌های موردنیاز نیز از طریق نرم‌افزارهای رایج در بورس اوراق بهادار تهران از جمله ره‌آورد نوین قابل‌استخراج است. داده‌های جمع‌آوری شده با استفاده از نرم‌افزار اکسل اصلاح و طبقه‌بندی خواهد شد و تجزیه‌وتحلیل نهایی نیز به کمک نرم‌افزار ایویوز انجام می‌شود.

در این پژوهش داده‌ها و اطلاعات موردنیاز به روش‌های زیر جمع‌آوری خواهد شد:

۱. روش کتابخانه‌ای؛ اطلاعات موردنیاز شامل مبانی نظری و پیشینه پژوهش از طریق مطالعه کتب و مجلات، مقالات معتبر و غیره جمع‌آوری شده است.
۲. روش اسنادی؛ این بخش از داده‌ها از طریق بررسی صورت‌های مالی موجود در بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری شده است.

جامعه مورد مطالعه در این پژوهش کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که به علت گستردگی حجم جامعه‌ی آماری و وجود برخی ناهماهنگی‌ها میان اعضای جامعه، شرایط ذیل برای انتخاب نمونه آماری قرار داده شده و درنتیجه، نمونه آماری به روش حذف سیستماتیک انتخاب می شود. شرایط یاد شده عبارت‌اند از:

۳. تاریخ پذیرش آنها در بورس پیش از سال ۱۳۹۳ بوده و تا آخر سال ۱۳۹۷ نیز در فهرست شرکت‌های بورسی قرار داشته باشند ، دوره زمانی در نظرگرفته شده پنج‌ساله می باشد.
۴. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند بوده و در دوره پنج ساله مورد بررسی تغییر سال مالی نداده باشند.
۵. اطلاعات آن‌ها در دسترس باشد.
۶. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و بیمه نباشند، چون ماهیت این شرکت‌ها متفاوت است.
۷. به دلیل شرایط محاسبه معیار نرخ موثرمالیاتی در شرکت هایی که زیان‌ده هستند تحریف شده و به سختی قابل تفسیر است، شرکت هایی در نمونه قرار می‌گیرند که سود قبل از مالیات آنها مثبت باشد.

درنهایت، پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۱۴۸ شرکت مورد آزمون قرار گرفت.

مدل و متغیرهای پژوهش

مدل آزمون فرضیه اول پژوهش به شرح زیر است:

رابطه ۱

$$\mathrm{Tobin's Q_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{ETR_{it}} + \alpha_2\, \mathrm{BSIZE_{it}} + \alpha_3 \mathrm{BINDP_{it}} + \alpha_4 \mathrm{DUAL_{it}} + \alpha_5 \mathrm{DIVR_{it}} + \alpha_6 \mathrm{SIZE_{it}} + \alpha_7 \mathrm{ROA_{it}} + \varepsilon_{it}$$

Tobin'SQ؛ ارزش شرکت بوده و ETR؛ اجتناب مالیاتی، BSIZE؛ اندازه هیأت مدیره،BINDP؛ استقلال هیأت مدیره، DUAL؛ دوگانگی وظیفه مدیرعامل، DIVR؛ تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره،SIZE؛ اندازه شرکت و ROA؛ نرخ بازده دارایی‌ها (عملکرد شرکت) هستند.

مدل آزمون فرضیه‌های دو تا پنجم پژوهش نیز به شرح زیر است:

رابطه ۲

$$\begin{aligned}\mathrm{Tobin'sQ_{it}} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{ETR_{it}} + \alpha_2\, \mathrm{BSIZE_{it}} + \alpha_3 \mathrm{BINDP_{it}} + \alpha_4 \mathrm{DUAL_{it}} + \alpha_5 \mathrm{DIVR_{it}} \\ & + \alpha_6 \mathrm{ETR_{it}} * \mathrm{BSIZE_{it}} + \alpha_7 \mathrm{ETR_{it}} * \mathrm{BINDP_{it}} + \alpha_8 \mathrm{ETR_{it}} * \mathrm{DUAL_{it}} \\ & + \alpha_9 \mathrm{ETR_{it}} * \mathrm{DIVR_{it}} + \alpha_{10} \mathrm{SIZE_{it}} + \alpha_{11} \mathrm{ROA_{it}} + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

تعریف متغیرها

بر اساس متغیرهای تبیین شده در مدل‌های فوق، نحوه‌ی اندازه‌گیری آن‌ها به شرح زیر است:

الف- متغیر وابسته؛ متغیر وابسته این پژوهش ارزش شرکت با معیار کیوتوبین است و از طریق ارزش بازار دارایی‌ها به ارزش دفتری آن‌ها قابل محاسبه است (علمشاهی و گرکز،۹۴).

ب- متغیر مستقل؛ در این پژوهش یک متغیر مستقل تحت عنوان طرح‌ریزی مالیاتی است که برای اندازه‌گیری آن از اجتناب مالیاتی استفاده خواهد شد که از تقسیم هزینه کل مالیات شرکت بر درآمد قبل از کسر مالیات قابل‌محاسبه خواهد بود (لانگلی و ویلکینز، ۲۰۱۷) [1]. در شرکت‌هایی که زیان‌ده هستند معیار نرخ موثرمالیاتی تحریف شده و به سختی قابل‌تفسیر است. اما به دلیل آنکه در این پژوهش ملاک سود شرکت‌ها و میزان هزینه کل مالیات می‌باشد، بنابراین در شرکت‌های زیان‌ده به دلیل صفر بودن هزینه کل مالیات، نرخ موثر مالیاتی صفر می‌شود. لازم به ذکر است در این پژوهش چند مورد استثناء نیز وجود داشت؛ با وجود اینکه شرکت‌ها زیان‌ده بودند اما، به دلایلی از قبیل عدم‌تایید مبالغ هزینه‌ها و یا شناسایی درآمدهای کتمان شده از سوی اداره کل امور مالیاتی، از این شرکت‌ها مالیات اخذ شده است. در نتیجه، جواب محاسبه نرخ موثر مالیاتی منفی شده است.

ج- متغیرهای تعدیلگر؛ برای اندازه‌گیری آن از ویژگی‌های هیأت‌مدیره به شرح زیر استفاده خواهد شد: (خاولا و موئز، ۲۰۱۹)

- **استقلال هیأت‌مدیره**؛ که از طریق تعداد اعضای غیراجرایی (موظف) در هیأت‌مدیره به کل اعضای هیأت‌مدیره قابل‌محاسبه خواهد بود.
- **اندازه هیأت‌مدیره**؛ تعداد اعضای هیأت‌مدیره شرکت.
- **دوگانگی وظیفه مدیرعامل**؛ متغیری مجازی است و در صورتی که رئیس یا نایب‌رئیس هیأت‌مدیره و مدیرعامل یک نفر باشد، عدد یک و در غیر این صورت، صفر تلقی می‌گردد. زمانی که مدیرعامل هم‌زمان رئیس یا نایب‌رئیس هیأت‌مدیره است، به این حالت نقش دوگانه مدیرعامل

1. Langli, J & Willekens

اطلاق می‌شود و ممکن است دارای اختیار بیشتری باشد. این ساختار به مدیرعامل اجازه می‌دهد تا اطلاعات را به طور مؤثری کنترل کرده و ممکن است از نظارت مؤثر جلوگیری کند (جنسن، ۲۰۱۰)[1].

- **تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره**؛ به‌طوری که اگر در هیأت‌مدیره حداقل یک عضو زن وجود داشته باشد، یک و در غیر این صورت، صفر خواهد گرفت. شرکت‌هایی که حداقل یکی از اعضای هیأت‌مدیره آنها زن است، از کیفیت سود بیشتری برخوردارن. (کریشنان و پارسونز، ۲۰۰۸)[2].

د- متغیرهای کنترلی؛ در این پژوهش ۲ متغیر کنترلی شامل اندازه شرکت و بازده دارایی‌ها وجود دارد (همان منبع).

- **اندازه شرکت**؛ اندازه شرکت در این پژوهش از طریق لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌ها محاسبه می‌گردد.
- **نرخ بازده دارایی‌ها**؛ این نرخ از تقسیم سود خالص بر کل دارایی‌های قابل‌محاسبه خواهد بود.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف پژوهش، کاربردی؛ از لحاظ استنتاج، توصیفی تحلیلی (استقرایی) و از لحاظ طرح پژوهش، پس رویدادی است. برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات موردنیاز، ابتدا از روش کتابخانه‌ای و مطالعات اسنادی و برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها نیز، از آمار توصیفی و آمار استنباطی استفاده شده است. در بخش آمار توصیفی، به ویژگی‌های کلی نمونه آماری از جمله میانگین، میانه، بیش‌ترین، کم‌ترین، انحراف استاندارد، کشیدگی و چولگی پرداخته شده و در بخش آمار استنباطی، ابتدا ضریب همبستگی پیرسون بین متغیرها بررسی می‌شود و پس از آن، به مانایی متغیرها و ناهمسانی مدل پرداخته خواهد شد. همچنین، به‌منظور تشخیص نوع داده‌های ترکیبی مدل از آزمون‌های F لیمر و هاسمن استفاده شده است. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار آماری EVIEWS و تکنیک داده‌های پانل می‌باشد.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

نتایج پژوهش در دو بخش شامل؛ آمار توصیفی و آمار استنباطی قابل‌بیان می‌باشد:

الف- نتایج آمار توصیفی

آماره‌های توصیفی به مجموعه‌ای از معیارها گفته می‌شود که می‌توانند مشخصات کلی از اطلاعات جمع‌آوری شده را برای پژوهشگر ارائه دهند. باید توجه داشت که از آماره‌های توصیفی نمی‌توان نتایج را به حالات کلی تعمیم داد؛ بلکه فقط برای ارائه یک دید کلی از پژوهش، از این معیارها استفاده می‌شود. نمایه ذیل شامل مفاهیم آمار توصیفی برای متغیرهاست، از جمله میانگین، میانه، حداقل و حداکثر مشاهدات به‌عنوان شاخص‌های مرکزی و انحراف معیار به‌عنوان شاخص پراکندگی.

1. Jensen, M.C.
2. Krishnan, G. and Parsons, L.

میانگین نقطه‌ی تعادل و مرکز ثقل توزیع را نشان می‌دهد. میانه وضعیت جامعه را با تمرکز داده‌ها حول مقدار خاص نشان می‌دهد. انحراف معیار نشان‌دهنده میزان پراکندگی داده‌ها از میانگین است. در این نمایه، میانگین نرخ بازده دارایی‌ها برابر با ۰/۱۱۰ است که بیانگر آن است که بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه که نشان‌دهنده وضعیت جامعه است برابر ۰/۰۹۱ است، نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کم‌تر از این مقدار و نیمی دیگر بیش‌تر از آن هستند. انحراف معیار که از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی می‌باشد و نشان‌دهنده میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین است، ۰/۱۲۳ می‌باشد. در خصوص متغیر تعدیل گر استقلال هیأت‌مدیره، کمترین مقدار ۰/۲ است که مربوط به شرکت‌هایی با تعداد کل مدیران ۵ نفر و اعضای غیراجرایی ۱ نفر می‌باشد و در تمامی هیأت‌مدیره‌های ۷ نفره تعداد اعضای غیراجرایی بیشتر از یک نفر بوده‌اند. همچنین، در مورد متغیر اجتناب مالیاتی بیشترین مقدار متغیر ۰/۸۶۳ می‌باشد و نشان از آن دارد که مالیات شرکت به نسبت درآمد بسیار بالا بوده است. با بررسی نظریه حسابرسی این شرکت مشخص شد، این شرکت درآمدهایی داشته که از حالت سنواتی به جاری آورده شده که باعث شده مالیات شرکت افزایش بسیاری داشته باشد و همچنین، کمترین مقدار متغیر ۰/۲۳۶- بوده است، یعنی برای این شرکت با وجود آنکه زیان داشته است، اما مالیات در نظر گرفته شده است که باعث محاسبه این مقدار شده است. به دلیل استثناء بودن این شرایط، میانگین متغیر اجتناب مالیاتی برابر با ۰/۱۰۹ است که نشان از آن دارد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکزیافته‌اند. انحراف معیار متغیر اجتناب مالیاتی برابر ۰/۱۰۴ است و بیانگر میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین است.

جدول ۱. خلاصه نتایج آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
استقلال هیأت‌مدیره شرکت	۰/۵۹۰	۰/۶۰۰	۱/۰۰۰	۰/۲۰۰	۰/۱۷۵	-۰/۱۶۱	۳/۱۴۹
اندازه هیأت‌مدیره شرکت	۵/۰۲۱	۵/۰۰۰	۷/۰۰۰	۳/۰۰۰	۰/۲۳۷	۶/۲۰۱	۶۶/۷۸۲
دوگانگی در هیأت‌مدیره	۰/۱۰۴	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳۰۵	۲/۵۹۳	۷/۷۲۶
تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره	۰/۰۶۸	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۵۳	۳/۴۰۳	۱۲/۵۸۳
ارزش شرکت	۱/۷۱۳	۱/۵۰۷	۵/۰۰۱	۰/۶۹۱	۰/۶۹۵	۱/۶۳۳	۵/۹۰۸
اجتناب مالیاتی	۰/۱۰۹	۰/۱۱۲	۰/۸۶۳	-۰/۲۳۶	۰/۱۰۴	۱/۳۸۹	۹/۶۷۷
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۱۱۰	۰/۰۹۱	۰/۶۰۳	-۰/۲۹۷	۰/۱۲۳	۰/۶۱۹	۴/۳۳۷
اندازه شرکت	۱۴/۴۳۵	۱۴/۲۵۷	۱۹/۷۷۳	۱۱/۱۱۶	۱/۵۱۵	۰/۸۶۸	۴/۴۵۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

تجزیه‌وتحلیل مدل

آزمون F (لیمر) برای انتخاب روش ترکیبی یا تلفیقی

در پژوهش حاضر، برآورد مدل با استفاده از روش داده‌های ترکیبی در ۱۴۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، انجام شده است. قبل از برآورد مدل لازم است تصمیم‌گیری شود که آیا ساختار پانل داده‌ها که شامل تفاوت‌ها و اثرات خاص شرکت است، در نظر گرفته شود یا داده‌های مربوط به

شرکت‌های مختلف ادغام (Pooling) و از آن‌ها در تخمین مدل استفاده شود. در این روند، از آماره آزمون F(لیمر) برای تصمیم‌گیری در تخمین‌های تک معادله‌ای استفاده می‌شود.

H_0: همگن بودن مقاطع (داده‌های تلفیقی)
H_1: ناهمگن بودن مقاطع (داده‌های تابلویی)

بر اساس نتایج آزمون F (لیمر) تصمیمی در مورد پذیرش یا رد فرضیه برابری آثار ثابت خاص شرکت‌ها گرفته می‌شود. اگر احتمال آزمون F لیمر کمتر از ٪۵ باشد، از داده‌های تابلویی استفاده می‌گردد؛ در غیر این صورت، از داده‌های تلفیقی استفاده می‌گردد. در جدول ۲، نتایج آزمون F لیمر مدل نشان داده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر

مدل	نوع آزمون	نوع مدل	P-Value	درجه آزادی	مقدار آماره
مدل اول	آزمون F لیمر	پانل	۰/۰۰۰	۱۴۸/۵۸۵	F=۷/۰۷۹
مدل دوم	آزمون F لیمر	پانل	۰/۰۰۰	۱۳۹/۵۵۴	F=۸/۳۷۷

مأخذ: محاسبات پژوهش

باتوجه‌به شکل جدول فوق، چون Prob کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرض H_0 مبنی بر پولینگ (Pooling) بودن داده‌ها رد می‌شود؛ درنتیجه، با توجه به آزمون لیمر، داده‌ها پانل می‌باشد. در ادامه لازم است آزمون هاسمن انجام شود.

آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

پس از آن که مشخص شد در مقاطع ناهمگنی وجود دارد و تفاوت‌های فردی قابل لحاظ‌کردن می‌باشد از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن، تعیین می‌شود که آیا باید از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برای برآورد استفاده شود. فرضیه صفر در این آزمون معنای عدم‌وجود ارتباط بین جزء اختلال مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی است، درحالی‌که فرضیه مقابل نشان می‌دهد که بین جزء اختلال موردنظر و متغیرهای توضیحی تورش و ناسازگاری وجود دارد، این آزمون به ارزیابی این نکته کمک می‌کند که آیا تفاوت‌های واحدهای مقطعی باید به صورت ثابت یا تصادفی در نظر گرفته شوند.

H_0: $\alpha = \alpha_S$ اثرات تصادفی
H_1: $\alpha \neq \alpha_S$ اثرات ثابت

نتایج آزمون هاسمن برای مدل پژوهش به شرح جدول شماره ۳ می‌باشد:

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن

مدل	نوع آزمون	نوع مدل	P-Value	درجه آزادی	مقدار آماره
مدل اول	آزمون هاسمن	اثرات ثابت	۰/۰۰۰	۱۱	χ_2 =۳۵/۴۴۵
مدل دوم	آزمون هاسمن	اثرات ثابت	۰/۰۲۶	۶	χ_2 =۱۴/۲۸۹

مأخذ: محاسبات پژوهش

طبق نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای مدل پژوهش، باتوجه‌به این‌که در سطح اطمینان ۵ درصد ارزش احتمال کمتر از ۰/۰۵ است، لذا فرضیه صفر رد می‌شود. رد فرضیه صفر (H_0) نشان می‌دهد که روش اثرات تصادفی ناسازگار است و بایستی از روش اثرات ثابت استفاده شود.

همسانی واریانس‌ها

فرض همگنی واریانس خطاها یکی از فرض‌های اصلی در تحلیل رگرسیون است. اگر این فرض نقض شود و واریانس خطاها ناهمسان باشد، تخمین‌های حداقل مربعات معمولی ممکن است کارایی خود را از دست بدهند و فاصله‌های اعتماد بیش از حد متعدد شوند و باعث می‌شود آزمون‌های t و F احتمالاً نتایج غلطی را بدهند. برای رفع این مشکل، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده می‌شود که به‌صورت بهینه با مشکلات ناهمسانی واریانس مقابله می‌کند و دقت و کارایی تحلیل را افزایش می‌دهد. مقادیر این آماره در جدول ۴ ارائه گردیده است.

جدول ۴. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس مدل پژوهش

بروش پاگان – کوک و ویسبرگ			
مدل پژوهش	آماره	احتمال آماره	نتیجه
مدل اول	۶۷/۱۹	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس
مدل دوم	۶۳/۸۴	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس

مأخذ: محاسبات پژوهش

یا توجه به اینکه P-Value درج شده در جدول ۴ مدل‌ها کمتر از سطح معنی‌داری ٪۵ می باشد، مدل دارای ناهمسانی واریانس است که برای رفع این مشکل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده گردیده است.

خودهمبستگی بین اجزای اخلال

خودهمبستگی بین اجزای اخلال، به وجود همبستگی میان مقادیر اخلال در مرتبه‌های مختلف زمانی یا فضایی اشاره دارد. این موضوع می‌تواند ناپایداری در تخمین‌های رگرسیون را ایجاد کرده و باعث ناکارآمدی و اشتباهات در تحلیل داده‌ها شود. در نتیجه، نمی‌توان آزمون‌های t و F معمولی معنی‌داری را به‌خوبی استفاده کرد برای تشخیص این مشکل، از روش‌های آماری مانند آزمون دوربین - واتسن (DW) استفاده می‌شود که به وجود همبستگی سریالی بین اجزای اخلال اشاره می‌کند. آماره (DW) همواره بین صفر و چهار می‌باشد. اگر $d \simeq ۲$ باشد، نشان‌دهنده عدم‌وجود خودهمبستگی می‌باشد. اگر $d \simeq ۰$ باشد، دال بر وجود خودهمبستگی مثبت بوده و اگر $d \simeq ۴$ باشد، خودهمبستگی منفی را نشان می‌دهد. مقدارهای این آماره در قسمت تحلیل نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش ارائه گردیده است. برای کشف خودهمبستگی یکی از آزمون‌های دیگر، آزمون ولدریج می‌باشد. این آزمون توسط ولدریج ارائه شده و مزیت آن در مقایسه با

آزمون دوربین واتسون این است که در آن علاوه بر خودهمبستگی مرتبه اول، انواع دیگر خودهمبستگی قابل‌تشخیص است. در جدول ۵ نتایج آزمون خودهمبستگی برای آزمون مدل‌های پژوهش آمده است.

جدول ۵. نتایج آزمون ولدریج مدل‌های پژوهش

مدل پژوهش	آماره	احتمال آماره	نتیجه
مدل اول	۲۷/۰۳۹	۰/۰۰۰	خودهمبستگی در مدل پژوهش
مدل دوم	۴/۴۱۱	۰/۰۳۷	خودهمبستگی در مدل پژوهش

مأخذ: محاسبات پژوهش

باتوجه‌به اینکه P-Value مندرج در جدول برای مدل‌ها کمتر از سطح معنی‌دار ۵٪ است، مدل‌ها دارای خودهمبستگی می‌باشد و برای رفع این مشکل از فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول AR(1)استفاده می‌شود.

هم‌خطی

یکی از فرض‌های مدل کلاسیک رگرسیون خطی، عدم‌وجود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی است. هم‌خطی بین متغیرها به وجود ارتباط خطی کامل یا دقیق بین متغیرها اشاره می‌کند. اگر هم‌خطی بین متغیرهای مستقل وجود داشته باشد، ضریب‌های رگرسیونی و انحراف معیار آن‌ها بزرگ شده و تخمین ضرایب بادقت کافی انجام نمی‌شود. در این پژوهش از آماره عامل تورم واریانس "VIF" و تلورانس برای بررسی وجود هم‌خطی بین متغیرهای مدل استفاده شده که نتایج آن در جدول‌های ۶ و ۷ ارائه گردیده است. هرگاه عامل تورم واریانس کمتر از ۵ باشد نشان‌دهنده عدم‌وجود هم‌خطی بین متغیرهای مدل می‌باشد. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، مقدار عامل تورم واریانس در کلیه موارد کمتر از ۵ است بنابراین، می‌توان دریافت که مشکل هم‌خطی چندگانه تهدیدی جدی برای مدل محسوب نمی‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون بررسی همخطی بین متغیرهای مدل اول

متغیر	VIF	تلورانس
استقلال هیأت‌مدیره شرکت	۱/۰۵	۰/۹۴۸
اندازه هیأت‌مدیره شرکت	۱/۰۵	۰/۹۵۶
دوگانگی در هیأت‌مدیره	۱/۰۵	۰/۹۵۶
تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره	۱/۰۶	۰/۹۳۹
نرخ بازده دارایی	۱/۱۲	۰/۸۹۶
اندازه شرکت	۱/۱۰	۰/۹۰۸
اجتناب مالیاتی	۱/۰۵	۰/۹۵۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۷. نتایج آزمون بررسی هم خطی بین متغیرهای مدل دوم

متغیر	VIF	تلورانس
استقلال هیأت‌مدیره شرکت	۱/۰۶	۰/۹۴۳
اندازه هیأت‌مدیره شرکت	۱/۰۷	۰/۹۳۳
دوگانگی در هیأت‌مدیره	۱/۴۹	۰/۶۷۱
تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره	۲/۶۵	۰/۳۷۶
نرخ بازده دارایی	۱/۱۳	۰/۸۸۷
اندازه شرکت	۱/۱۱	۰/۹۰۱
اجتناب مالیاتی	۳/۱۳	۰/۳۱۹
اندازه هیأت‌مدیره* اجتناب مالیاتی	۳/۰۰	۰/۳۳۲
دوگانگی در هیأت‌مدیره* اجتناب مالیاتی	۲/۸۶	۰/۳۵۰
تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره* اجتناب مالیاتی	۱/۰۶	۰/۹۳۹
استقلال هیأت‌مدیره* اجتناب مالیاتی	۱/۶۰	۰/۶۲۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

ب- نتایج آمار استنباطی

نتایج مدل اول پژوهش

در این پژوهش، روش برآورد مدل بر اساس داده‌های تابلویی می‌باشد. این روش ترکیبی از داده‌های مقطعی و اطلاعات سری زمانی از ۱۴۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار می‌باشد. برنامه‌های نرم‌افزاری استفاده شده در این پژوهش، ایویوز و استاتا است.

فرضیه‌های مطرح شده در راستای پاسخگویی به سئوالهای پژوهش عبارت‌اند از:

$[H_0]$: بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

$[H_1]$: بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی‌داری وجود دارد.

مدل مربوط به فرضیه اول پژوهش:

رابطه ۱

$$Tobin'sQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ETR_{it} + \alpha_2\, BSIZE_{it} + \alpha_3 BINDP_{it} + \alpha_4 DUAL_{it} + \alpha_5 DIVR_{it} + \alpha_6 SIZE_{it} + \alpha_7 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

نتایج تخمین برای بررسی فرضیه به شرح زیر است:

جدول ۸. خلاصه نتایج آماری مدل اول پژوهش

وابسته (ارزش شرکت)	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری	نتایج
C (عرض از مبدأ)	۰/۲۹۱	۰/۳۱۶	۰/۹۱۹	۰/۳۵۸	
اجتناب مالیاتی	۰/۰۱۵	۰/۰۰۸	۱/۹۷۴	۰/۰۴۹	تأیید فرضیه اول
اندازه هیأت‌مدیره	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۱	-۰/۰۸۴	۰/۹۳۲	
استقلال هیأت‌مدیره	-۰/۱۱۹	۰/۰۸۷	-۱/۳۶۵	۰/۱۷۲	
دوگانگی در هیأت‌مدیره	۰/۲۰۷	۰/۰۲۶	۷/۷۳۰	۰/۰۰۰	
تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره	۰/۱۳۰	۰/۰۲۹	۴/۳۹۱	۰/۰۰۰	
اندازه شرکت	۰/۰۹۴	۰/۰۲۴	۳/۸۱۲	۰/۰۰۰	
بازده دارایی‌ها	۱/۰۰۵	۰/۱۵۳	۶/۵۵۳	۰/۰۰۰	
AR(1)	۰/۰۸۵	۰/۰۲۵	۳/۳۱۴	۰/۰۰۰	
آماره F فیشر (سطح معنی‌داری)	۲۳/۳۶۲ (۰/۰۰۰)	آماره دوربین واتسن		۲/۲۱۲	
ضریب تعیین	۰/۸۹۲	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۸۵۴	

مأخذ: محاسبات پژوهش

پیش از آزمون فرضیه پژوهش بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، باید از درستی و صحت نتایج مطمئن شد. بدین منظور به جهت بررسی معنی‌داری کل مدل از آزمون F استفاده شده است. باتوجه‌به احتمال آماره F محاسبه شده (۰/۰۰۰)، گفته می‌شود مدل رگرسیونی برازش شده معنی‌دار است. همچنین، باتوجه‌به ضریب تعیین مدل برازش شده می‌توان ادعا کرد حدود ۸۹ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل که ارزش شرکت می‌باشد، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

بر طبق جدول ۸، ضریب برآوردی متغیر اجتناب مالیاتی نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ است؛ زیرا میزان P-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، کمتر از ۰/۰۵ به دست آمده است. در نتیجه می‌توان گفت بین اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود دارد؛ از این رو، فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود.

ضریب برآوردی متغیر اندازه هیأت‌مدیره نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان اندازه هیأت‌مدیره و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ نیست؛ چون میزان P-value محاسبه‌شده برای ضریب این متغیر پژوهش، بیشتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت بین اندازه هیأت‌مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر استقلال هیأت‌مدیره نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان استقلال هیأت‌مدیره و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ نیست؛ چون میزان p-value محاسبه‌شده برای ضریب این متغیر پژوهش، بیشتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین، می‌توان گفت بین استقلال هیأت‌مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر دوگانگی در هیأت‌مدیره نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان دوگانگی در هیأت‌مدیره و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ است؛ چون میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، کمتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت بین دوگانگی در هیأت‌مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ است؛ چون میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، کمتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین، می‌توان گفت بین تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر اندازه شرکت نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان اندازه شرکت و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ است؛ چون میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، کمتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین، می‌توان گفت ارتباط معنی‌دار بین اندازه شرکت و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر نرخ بازده دارایی نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان نرخ بازده دارایی و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ است؛ چون میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، کمتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت بین نرخ بازده دارایی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود دارد.

نتایج مدل دوم پژوهش

فرضیه‌های مطرح شده در راستای پاسخگویی به سئوالهای پژوهش عبارت‌اند از:

فرضیه دوم

$[H_0]$: اندازه هیأت مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل نمی‌کند.

$[H_1]$: اندازه *هیأت* مدیره رابطه بین *طرح‌ریزی* مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند.

فرضیه سوم

$[H_0]$: استقلال هیأت مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل نمی‌کند.

$[H_1]$: استقلال *هیأت* مدیره رابطه بین *طرح‌ریزی* مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند.

فرضیه چهارم

$[H_0]$: دوگانگی وظیفه مدیرعامل رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل نمی‌کند.

$[H_1]$: دوگانگی وظیفه مدیرعامل رابطه بین *طرح‌ریزی* مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند.

فرضیه پنجم

$[H_0]$: تنوع جنسیت در هیأت مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل نمی‌کند.

$[H_1]$: تنوع جنسیت در *هیأت* مدیره رابطه بین *طرح‌ریزی* مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند.

مدل مربوط به فرضیه دوم تا پنجم پژوهش عبارت است از رابطه ۲:

رابطه ۲

$$\begin{aligned}\mathrm{Tobin's Q_{it}} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{ETR_{it}} + \alpha_2\, \mathrm{BSIZE_{it}} + \alpha_3 \mathrm{BINDP_{it}} + \alpha_4 \mathrm{DUAL_{it}} + \alpha_5 \mathrm{DIVR_{it}} \\ & + \alpha_6 \mathrm{ETR_{it}} * \mathrm{BSIZE_{it}} + \alpha_7 \mathrm{ETR_{it}} * \mathrm{BINDP_{it}} + \alpha_8 \mathrm{ETR_{it}} * \mathrm{DUAL_{it}} \\ & + \alpha_9 \mathrm{ETR_{it}} * \mathrm{DIVR_{it}} + \alpha_{10} \mathrm{SIZE_{it}} + \alpha_{11} \mathrm{ROA_{it}} + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

نتایج تخمین برای بررسی فرضیه‌ها به شرح جدول ۹ است.

جدول ۹. خلاصه نتایج آماری آزمون مدل دوم پژوهش

وابسته (ارزش شرکت)	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری	نتایج
C (عرض از مبدأ)	۰/۰۵۱	۰/۳۵۴	۰/۱۴۶	۰/۸۸۳	
اجتناب مالیاتی	۴/۲۸۲	۲/۵۱۳	۱/۷۰۴	۰/۰۸۹	
اندازه هیأت‌مدیره	۰/۰۳۲	۰/۰۳۰	۱/۰۵۸	۰/۲۹۰	
استقلال هیأت‌مدیره	-۰/۱۴۸	۰/۰۹۸	-۱/۵۰۶	۰/۱۳۲	
دوگانگی در هیأت‌مدیره	۰/۱۸۹	۰/۰۴۲	۴/۴۸۶	۰/۰۰۰	
تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره	۰/۰۳۵	۰/۰۴۵	۰/۷۷۹	۰/۴۳۶	
اجتناب مالیاتی* اندازه هیأت‌مدیره	-۰/۱۸۵	۰/۰۷۳	-۲/۵۰۶	۰/۰۱۲	تأیید فرضیه دوم
اجتناب مالیاتی* استقلال هیأت‌مدیره	۰/۶۱۸	۰/۰۳۸	۱۵/۹۸۵	۰/۰۰۰	تأیید فرضیه سوم
اجتناب مالیاتی* دوگانگی در هیأت‌مدیره	-۰/۰۸۴	۰/۰۲۱	-۳/۸۶۳	۰/۰۰۰	تأیید فرضیه چهارم
اجتناب مالیاتی* تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره	۰/۴۳۶	۰/۱۱۱	۳/۹۰۸	۰/۰۰۰	تأیید فرضیه پنجم
اندازه شرکت	۰/۱۰۰	۰/۰۲۶	۳/۸۴۴	۰/۰۰۰	
بازده دارایی‌ها	۰/۹۷۴	۰/۱۵۸	۶/۱۴۸	۰/۰۰۰	
AR(1)		۰/۰۶۵	-۰/۲۸۹	۰/۷۷۲	
آماره F فیشر (سطح معنی‌داری)	۲۱/۹۳۶ (۰/۰۰۰)	آماره دوربین واتسن		۲/۲۰۱	
ضریب تعیین	۰/۸۸۹	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۸۴۹	

مأخذ: محاسبات پژوهش

باتوجه‌به احتمال آماره F محاسبه شده (۰/۰۰۰)، می‌توان ادعا نمود مدل رگرسیونی برازش شده معنی‌دار می‌باشد. همچنین باتوجه‌به ضریب تعیین مدل برازش شده می‌توان گفت حدود ۸۸ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل که ارزش شرکت می‌باشد، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

بر طبق جدول ۹، ضریب برآوردی متغیر اجتناب مالیاتی جدول شماره ۹ نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ نیست؛ چون میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، بیشتر از ۰/۰۵ به دست آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت ارتباط معنی‌دار بین اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر اندازه هیأت‌مدیره جدول شماره ۹ نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان اندازه هیأت‌مدیره و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ نیست؛ چون میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، بیشتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت ارتباط معنی‌دار بین اندازه هیأت‌مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر استقلال هیأت‌مدیره جدول شماره ۹ نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان استقلال هیأت مدیره و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ نیست؛ چون میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، بیشتر از ۰/۰۵ به دست آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت بین استقلال هیأت مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر دوگانگی در هیأت‌مدیره جدول شماره ۹ نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان دوگانگی در هیأت مدیره و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ است؛ چون میزان p-value محاسبه‌شده برای ضریب این متغیر پژوهش، کمتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت بین دوگانگی در هیأت مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره جدول شماره ۹ نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان تنوع جنسیتی در هیأت مدیره و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ نیست؛ چون میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر پژوهش، بیشتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت بین تنوع جنسیتی در هیأت مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌دار وجود ندارد.

بررسی مقدار آماره t، متغیر (اجتناب مالیاتی* اندازه هیأت‌مدیره) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای رابطه معنی‌داری باارزش شرکت می‌باشد؛ بنابراین فرضیه در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد پذیرفته می‌گردد. ازاین‌رو باتوجه‌به نتایج به‌دست‌آمده می‌توان گفت اندازه هیأت‌مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند؛ ازاین‌رو فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می‌شود.

بررسی مقدار آماره t، متغیر (اجتناب مالیاتی* استقلال هیأت‌مدیره) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای رابطه معنی داری با ارزش شرکت می‌باشد؛ بنابراین می‌توان گفت فرضیه در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد پذیرفته می‌گردد. از این‌رو با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان گفت استقلال هیأت

مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند؛ از این رو فرضیه سوم پژوهش پذیرفته می‌شود.

بررسی مقدار آماره t، متغیر (اجتناب مالیاتی* دوگانگی در هیأت‌مدیره) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای رابطه معنی‌داری با ارزش شرکت می‌باشد؛ بنابراین می‌توان گفت فرضیه در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد پذیرفته می‌گردد. از این‌رو با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان گفت دوگانگی در هیأت مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند؛ از این رو فرضیه چهارم پژوهش پذیرفته می‌شود.

بررسی مقدار آماره t، (متغیر اجتناب مالیاتی* تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای رابطه معنی داری با ارزش شرکت می‌باشد؛ بنابراین می‌توان گفت فرضیه در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد پذیرفته می‌گردد. از این رو با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان گفت تنوع جنسیتی در هیأت مدیره رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تعدیل می‌کند؛ از این رو فرضیه پنجم پژوهش پذیرفته می‌شود.

ضریب برآوردی متغیر اندازه شرکت جدول شماره ۹ نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان اندازه شرکت و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ است؛ چون میزان p-value محاسبه‌شده برای ضریب این متغیر پژوهش، کمتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت که ارتباط معنی‌دار بین اندازه شرکت و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر نرخ بازده دارایی جدول شماره ۹ نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار میان نرخ بازده دارایی و ارزش شرکت در سطح خطای ۰/۰۵ است چون میزان p-value محاسبه‌شده برای ضریب این متغیر پژوهش، کمتر از ۰/۰۵ به‌دست‌آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت که ارتباط معنی‌دار بین نرخ بازده دارایی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، تعیین تأثیر طرح‌ریزی مالیاتی بر ارزش شرکت با نقش تعدیلی ویژگی‌های هیأت‌مدیره در بورس اوراق بهادار تهران بررسی گردید یافته‌های فرضیه اول نشان داد؛ بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت رابطه مثبت وجود داشته و این رابطه معنی‌دار نیز می‌باشد. در این پژوهش برای طرح‌ریزی مالیاتی از نرخ مؤثر مالیاتی استفاده شده است، از آن‌جایی که معیار برای افزایش طرح‌ریزی مالیاتی، سود شرکت‌ها می‌باشد، شرکت‌هایی که سودآوری بیشتری دارند، ارزش بیشتری نیز می‌توانند ایجاد نمایند. این نتیجه با پژوهش خاولا و موئز (۲۰۱۹) و ترمیدی و ساری (۲۰۱۹) و با پژوهش جبارزاده‌کنگرلویی و همکاران (۱۳۹۷)، مخالف می‌باشد.

همچنین باتوجه‌به آنکه ضرایب اندازه شرکت و بازده دارایی‌ها مثبت است و از طرفی مقدار احتمال آن کمتر از ۵٪ می‌باشد، بنابراین رابطه معنی‌داری بین متغیرهای کنترلی و ارزش شرکت وجود دارد. به‌طوری‌که با یک واحد افزایش در متغیر اندازه شرکت، ارزش شرکت ۰/۰۹۴ افزایش می‌یابد و با یک واحد

افزایش در متغیر بازده دارایی‌ها، ارزش شرکت ۱/۰۰۵ افزایش می‌یابد. آماره‌ی دوربین واتسون نیز بین ۱,۵ تا ۲,۵ یعنی ۲/۲۱۲ می‌باشد که نشان از استقلال خطاها دارد و از طرفی ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۸۵۴ می‌باشد که نشان از آن دارد که حدود ۸۵ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل (ارزش شرکت)، توسط سایر متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود.

طبق یافته‌های فرضیه دوم اندازه هیأت‌مدیره نیز ارتباط بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌نمود، و ارتباط نیز منفی و معنی‌دار بوده است. اندازه بزرگ‌تر در هیأت‌مدیره باتوجه‌به دیدگاه‌های مختلف و همچنین انعطاف‌پذیری پایین‌تر می‌تواند تأثیر منفی بر رابطه طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت داشته باشد. در واقع با افزایش نظارتی که با افزایش تعداد اعضای هیأت‌مدیره ایجاد می‌شود، تمایل به طرح‌ریزی مالیاتی در بین مدیران شرکت‌ها کاهش می‌یابد. این نتیجه با پژوهش خاولا و موئز (۲۰۱۹) مخالف می‌باشد.

همچنین آماره‌ی دوربین واتسون نیز بین ۱,۵ تا ۲,۵ یعنی ۲/۲۰۱ می‌باشد که نشان از استقلال خطاها دارد و از طرفی ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۸۴۹ می‌باشد که نشان از آن دارد که حدود ۸۵ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل که ارزش شرکت است، توسط سایر متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود.

طبق یافته‌های فرضیه سوم استقلال هیأت‌مدیره ارتباط بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌نمود، و ارتباط نیز مثبت و معنی‌دار بوده است. استقلال هیأت‌مدیره به‌عنوان یک ابزار کنترلی بر رفتار مدیران شرکت محسوب می‌گردد که این موضوع می‌تواند رابطه بین دو متغیر طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را به‌گونه‌ای مثبت تعدیل نماید. یعنی در صورتی که اعضای هیأت‌مدیره، مدیران اجرایی باشند، آنها کمتر به نقش و وظیفه اصلی‌شان در شرکت به‌عنوان عضو هیأت‌مدیره، یعنی نظارت و کنترل مدیران اجرایی، می‌پردازند و این نقش اساسی آنها در شرکت، کم‌رنگ می‌شود. به‌عبارت‌دیگر افزایش نسبت اعضای غیراجرایی هیأت‌مدیره به کل اعضا، موجب افزایش طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت می‌شود. این نتیجه با پژوهش خاولا و موئز (۲۰۱۹) مخالف می‌باشد.

طبق یافته‌های فرضیه چهارم دوگانگی وظیفه مدیرعامل ارتباط بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌کند، و ارتباط نیز منفی و معنی‌دار می‌باشد. دوگانگی وظیفه مدیرعامل یعنی جدایی مدیرعامل از رئیس و نایب‌رئیس هیأت‌مدیره باعث کاهش اختیار مدیرعامل گردیده که این موضوع می‌تواند بر رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت به‌گونه‌ای منفی اثر داشته باشد و موجب کاهش طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت می‌شود. این نتیجه با پژوهش خاولا و موئز (۲۰۱۹) موافق می‌باشد.

نهایتاً طبق یافته‌های فرضیه پنجم تنوع جنسیت در هیأت‌مدیره ارتباط بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت را تعدیل می‌کند، و ارتباط نیز مثبت و معنی‌دار می‌باشد. تنوع جنسیتی در هیأت‌مدیره به معنی وجود زن در هیأت‌مدیره است که این موضوع به دلیل وجود ویژگی‌هایی که در زنان وجود دارد، به‌طوری که تلاش و پشتکار آن‌ها به نظر از آقایان بیشتر می‌آید که این موضوع می‌تواند بر رابطه بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت‌های بورسی تأثیر مثبت داشته باشد. این نتیجه با پژوهش خاولا و موئز (۲۰۱۹) مخالف می‌باشد.

پیشنهادهای کاربردی

۱. با توجه به تأیید فرضیه اول پژوهش که نشان از وجود رابطه معنی‌داری بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت دارد، و مثبت بودن رابطه فوق، پیشنهاد می‌گردد که سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری نمایند که نرخ مؤثر مالیاتی در آن‌ها بیشتر می‌باشد، چرا که ارزش بالاتری ایجاد خواهند نمود. هم چنین مدیران شرکت‌ها نیز به طرح‌ریزی مالیاتی شرکت توجه نمایند.

۲. با توجه به تأیید فرضیه دوم و چهارم پژوهش نیز که نشان از تأثیر منفی و معنی‌دار اندازه هیأت مدیره و دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر ارتباط بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت است، پیشنهاد می‌شود که خصوصاً سرمایه گذاران جزء این شرکت‌ها را برای سرمایه‌گذاری انتخاب نکنند.

۳. همچنین با تأیید فرضیه سوم و پنجم پژوهش که نشان از تأثیر مثبت و معنی‌دار استقلال هیأت مدیره و تنوع جنسیت در هیأت مدیره بر ارتباط بین طرح‌ریزی مالیاتی و ارزش شرکت است، پیشنهاد می‌شود که با توجه به نتایج این پژوهش سرمایه‌گذاری در این‌گونه شرکت‌ها مورد توجه قرار گیرد، چرا که باعث ایجاد ارزش شده است.

ملاحظات اخلاقی

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

References

Asadi, M. & Sadrynia, M. (2015). The Effect of Firm Size, Beta and Financial Leverage on the Performance of Selected Companies in Tehran Stock Exchange (the Breakdown of Industrial Groups). *Jemr*, 5 (19), 149-174. (In Persian)

Ashrafi, A. & Farid, D. (2014). An overview of the relationship between liquidity, corporate governance and corporate value. *The First National Conference on Accounting and Management.* (In Persian)

Garkaz, M. & Alamshahi, M. (2015). Profitability and value of the company.*The First International Conference on Management, Economics, Accounting and Education*. (In Persian).

Garkaz, M. & Heshmen, M. (2015). Investigating the effect of stock liquidity on company value and corporate governance in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *6th International Conference on Accounting and Management with Modern research Sciences*. (In Persian).

Golestani, Sh . & Deldar, M . & Seyyedi, J. & JafariShoorche, H. (2014). the relation of the effective tax rate with dividend policy and the future stock return in listed companies in Tehran stock exchange. *Journal of economic research and policies*, 22(70), 181-204. (In Persian).

Gupta, K. & Krishnamurti, C. (2018). Corporate Social Responsibility, Competition, and Firm Value. *International Business and Economics Research Journal (IBER)*, 10(2), 53-66.

Jensen, M.C. (2010). The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems. *Journal of Finance*, 48(3), 831-880.

Karajeh, A & Ahmad. (2017). Impact of Audit Committee on the Association between Financial Reporting Quality and Shareholder Value. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2017, 7(3), 14-19.

Khajavi, S. & Kiamehr, M. (2015). The relation study of auditing quality and tax avoidance in listed companies of Tehran stock exchange. *Tax journal*, 26(74), 87-108. (In Persian).

Khaoula, F. & Moez, D. The moderating effect of the board of directors on firm value and tax planning. *Evidence from European listed firms, Borsa _Istanbul Review*, https://doi.org/10.1016/j.bir.2019.07.005.

Langli, J. & Willekens, M. (2017). Tax Avoidance, Horizontal Agency Conflicts and High-Quality Auditing in Private Firms. *Availble at https://www.nhh.no/globalassets/departments/accounting-auditing-and-law/seminar-papers/tax-avoidance-6.10.2017.pdf.*

Mahmmodi, M . & Jabarzadeh, S. (2015). the effect of corporate governance mechanisms on tax avoidance in Tehran stock exchange listed companies. *Quantitative researches in management* , 5(4), 69-86. (In Persian)

MoeinAddin, M. & Saeida ardakani, S. & Fazel Yazdi, A. & Zeinnadini mimand, L. (2013). The Impact of Corporate Governance on the Relationship between Capital Structure and Firm Value in the Tehran Listed Firms by Using Structural Equation Modeling. *Journal of Investment Knowledge*, 3(9), 101-132. (In Persian).

Nikbakht, M . & Seyedi, A . & Hashem alhosseini, R. (2010). Investigating the influence of board of director characteristics on the firm performance. *Journal of*

accounting advances (jaa) (journal of social sciences and humanities), 2(1), 251-270. (In Persian).

Poorzamani, Z. & Kharidar, E. (2014). The effect of institutional owners on value of company. *Financial Knowledge of security Analysis (Financial Studies)*, 6 (20), 79-89. (In Persian).

Rezaei, F. & Jafariniaraki, R. (2015). The Relationship between Tax avoidance and firms'Accounting fraud. *Tax journal*, 23 (26), 109-134. (In Persian).

Shirkhodaei, M. & YahyazadeFar, M. & Zare Vasati, I. (2015). Investigating the relationship between information disclosure, product market competition and company value in Tehran Stock Exchange. *2nd International Conference on New Paradigms of Management, Innovation and Entrepreneurship.* (In Persian).

Talebnia, GH. & Taftian, A. (2010). A study of relationship between institutional investors and board of director with earnings management. *Journal of management futures research (Journal of management research)* (83), 87-98. (In Persian).

Tarmidi, D & sari, E.M. (2019). The Influence of Earnings Management and Tax Planning on Firm Value with Audit Quality as Moderating Variable. *Research Journal of Finance and Accounting.* 10(4).

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۱۴-۱۸۷

مقاله پژوهشی

طراحی مدل انتخاب منابع تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی ایران با رویکرد ترکیبی ISM-MICMAC فازی[۱]

محسن شفیعیان[۲]، مهدی همایون‌فر[۳]، مریم اوشک‌سرائی[۴]، محمد طالقانی[۵]، مهدی فدائی[۶]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۰۶

چکیده

هدف نهایی تأمین مالی را می‌توان افزایش ارزش کسب‌وکار از طریق برنامه‌ریزی، اجرا و اعمال منابع مالی در حین ایجاد تعادل میان سودآوری و ریسک دانست. این مهم زمانی تحقق می‌یابد که مدیران مالی، تصمیم‌گیری صحیحی را نسبت به استفاده از روش‌های تأمین مالی اتخاذ نمایند. هدف پژوهش حاضر، ارائه رویکردی ترکیبی بر مبنای تکنیک ISM فازی و تجزیه‌وتحلیل MICMAC به منظور طراحی مدلی جهت کمک به گزینش منابع تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی ایران با غلبه بر محدودیت‌های فرآیند تصمیم‌گیری می‌باشد. بدین منظور، نخست تکنیک ISM فازی جهت تعیین روابط متقابل میان شاخص‌ها و نیز مدل‌سازی ساختار سلسله‌مراتب آن‌ها بکار بسته شده است؛ در ادامه با استفاده از تجزیه‌وتحلیل MICMAC، شاخص‌های غالب دخیل در فرآیند تأمین مالی بر مبنای قدرت نفوذ و وابستگی‌شان در یکی از خوشه‌های چهارگانه مورد نظر طبقه‌بندی شده‌اند. نتایج حاکی از آن است که شاخص "سیاست‌های مالی دولت" بیشترین تأثیر را بر سایر شاخص‌های سیستم داشته و معیاری اساسی جهت اتخاذ تصمیمات کلیدی به منظور گزینش منابع تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران می‌باشد؛ لذا نیاز است تا تصمیم‌گیرندگان در این امر، چشم‌انداز سیاست‌های مالی دولت را پیش از توجه به هر شاخص دیگری در تصمیمات مدیریتی خود لحاظ دارند.

واژگان کلیدی: تأمین مالی، بنگاه صنعتی، مدلسازی ساختاری-تفسیری فازی، متغیرهای فازی.
طبقه‌بندی موضوعی: G32، L16، L52، O25، C60.

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.34222.2473
۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت صنعتی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. Email: mohsen.shns@gmail.com
۳. استادیار، گروه مدیریت صنعتی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. نویسنده مسئول. Email: homayounfar@iaurasht.ac.ir
۴. استادیار، گروه مدیریت صنعتی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. Email: maryam_ooshaksaraie@yahoo.com
۵. دانشیار، گروه مدیریت صنعتی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. Email: m.taleghani454@yahoo.com
۶. استادیار، گروه مدیریت صنعتی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. Email: fadaei@iaurasht.ac.ir

مقدمه

تأمین مالی بنگاه‌ها لازمه رشد، پیشرفت و رقابت در دنیای کنونی می‌باشد. در دنیای امروزی، تأمین مالی مورد نیاز، معمولاً از طریق ابزارهای متنوع تأمین مالی صورت می‌پذیرد که هر یک دارای ویژگی‌های منحصر به خود می‌باشند (کرستن و همکاران[1]، ۲۰۱۷). تأمین مالی و چگونگی دستیابی به منابع مالی از مهم‌ترین مواردی است که بنگاه‌ها آن را در رابطه با تصمیمات خود مورد توجه قرار می‌دهند (لی و همکاران[2]، ۲۰۱۵)؛ زیرا اگر این مهم به گونه‌ای مناسب صورت پذیرد، مسیر رشد بنگاه به طور قابل‌توجهی تسهیل یافته (بریشیووا و همکاران[3]، ۲۰۲۰)؛ تأثیرات مثبتی بر مخارج نوآوری و سرمایه‌گذاری‌ها داشته (لی و همکاران، ۲۰۱۵)؛ قدرت رقابت‌پذیری بنگاه افزایش یافته (آبه و همکاران[4]، ۲۰۱۵)؛ و با تحت تأثیر قرار دادن بازدهی و ریسک سهامدارن نقشی اساسی در توسعه موفقیت‌آمیز بنگاه داشته (ژیانگ و همکاران[5]، ۲۰۱۹) و ایجاد بستری جهت استفاده کامل از ظرفیت‌ها، سهم بازار بنگاه افزایش می‌یابد (بریوزو و آلبانسه[6]، ۲۰۲۰). بر این اساس یکی از مهم‌ترین تصمیمات مالی، نحوه تأمین مالی بنگاه‌های اقتصادی است که نقش بسزایی در توسعه، رشد و بقاء آن‌ها ایفا می‌دارد (سوبراهمانیا[7]، ۲۰۱۵).

یکی از چالش‌های مدیران مالی، انتخاب روشی کارآمد به منظور تأمین مالی شرکت‌ها بوده است (اسپیتوون و همکاران[8]، ۲۰۱۳). در تئوری‌های مالی همواره هدف مدیریت، حداکثر نمودن ارزش بازار بنگاه و به طبع آن افزایش ثروت سهامداران در نظر گرفته می‌شود (میولمن و ماسنیر[9]، ۲۰۱۲)؛ ازاینرو وظیفه‌ی غالب هر مدیر مالی، بهینه‌سازی ساختار دارایی‌ها، بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام به منظور حداکثر نمودن ثروت سهامداران می‌باشد (لی و همکاران، ۲۰۱۵). در این راستا، مدیران بنگاه تجاری نسبت به استفاده از روش(های) بهینه تأمین مالی، تصمیم‌گیری می‌نمایند (گوو و همکاران[10]، ۲۰۱۶). لذا لازم است تا مدیران مالی با آگاهی از منابع مختلف تأمین مالی، اثر بکارگیری هر یک از این منابع بر عملکرد عملیاتی، سودآوری و ارزش بنگاه خود را به دقت بررسی نمایند (لی و همکاران، ۲۰۱۰). به منظور تأمین سرمایه جهت سرمایه‌گذاری و همچنین تهیه برنامه‌های مالی مناسب، توانایی بنگاه در شناسایی منابع مالی داخلی و بین‌المللی، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت یک کسب‌وکار به شمار می‌رود (باتیستلا و همکاران[11]، ۲۰۱۵). چگونگی تأمین مالی بر اساس شرایط خاص یک بنگاه یا محیط فعالیت‌های آن متفاوت و در پاره‌ای از موارد با محدودیت‌هایی مهم و مشکلات جدی همراه است (کرستن و همکاران، ۲۰۱۷). در این بین، بهره‌گیری

1. Kersten et al.
2. Lee et al.
3. Brixiova et al.
4. Abe et al.
5. Xiang et al.
6. Briozzo & Albanese
7. Subrahmanya
8. Spithoven et al.
9. Meuleman & Maeseneire
10. Gu et al.
11. Battistella et al.

از ابزارهای متنوع تصمیم‌گیری و همچنین، استفاده از منابع مختلف تأمین مالی در داخل و خارج کشور در تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی بسیار اهمیت می‌یابد (آبه و همکاران، ۲۰۱۵).

پژوهش‌های صورت گرفته نشان می‌دهند مشکلاتی از قبیل ناتوانی در جذب سرمایه و ضعف توانایی در مسائل فروش و بازاریابی، اهم دلایل شکست بنگاه‌های ایرانی با اندازه کوچک تا متوسط بوده است (نعمتی و همکاران، ۱۳۹۵). این پژوهش‌ها روشن می‌سازند که محدودیت‌های مالی و ناآشنایی با بازارهای تأمین مالی و نیز، مباحث قانونی و فرهنگی از مهم‌ترین موانع رشد بنگاه‌ها در ایران می‌باشند (مهدیان و همکاران، ۱۳۹۵). به طور کلی، بنگاه‌های ایرانی با دو دسته مشکلات داخلی (داخل سازمان) و خارجی (خارج سازمان) روبرو هستند که اغلب این مشکلات بر روی تأمین مالی این بنگاه‌ها تأثیرگذارند (صدری‌نیا و همکاران، ۱۳۸۸). بر اساس مطالعات صورت گرفته، دلیل عمده عدم توسعه‌یافتگی بازار سرمایه ایران، عدم استفاده از ابزارهای نوین تأمین مالی نیست؛ بلکه عدم ساختاربندی صحیح سازمانی و نیز عدم بهره‌گیری از نیروهای ماهر در این زمینه در درون خود بنگاه‌هاست (نوری و همکاران، ۱۳۹۵). پژوهش‌های صورت گرفته نشان می‌دهد عمده‌ترین مشکلات مدیران بنگاه‌های ایرانی به ترتیب عدم‌آشنایی مدیران این بنگاه‌ها با بازارهای بین‌المللی، مباحث حقوقی و قانونی داخل کشور و همچنین، آشنایی با مقررات و قوانین بین‌المللی بوده است (لاری دشت و همکاران، ۱۳۹۷؛ مصلح شیرازی و خلیفه، ۱۳۹۶). از سوی دیگر، جدی‌ترین مشکل بنگاه‌های صنعتی، محدودیت‌ها و عدم شناخت بازار سرمایه خارجی و داخلی دانسته می‌شود (کانگم و کامپنهوت[1]، ۲۰۱۲). همچنین، نشان داده شده که یکی از مهم‌ترین موانع تأمین مالی بنگاه‌های متوسط و بزرگ، محدودیت در شناسایی منابع مالی خارجی می‌باشد (فیضی چکاب و همکاران، ۱۳۹۴؛ کرستن و همکاران، ۲۰۱۷). ال‌وی و همکاران[2] (۲۰۱۸) بیان می‌کنند، توسعه و حفظ بنگاه‌های صنعتی -با توجه به محدودیت‌های مالی- منوط به حمایت و پشتیبانی دولت است؛ اما بکارگیری روش‌های نوآورانه دیگر نیز لازم است. باتیستلا و همکاران (۲۰۱۵) بیان می‌دارند، با توجه به محدودیت‌هایی که در قرض‌دهی بانک‌ها وجود دارد، بسیاری از بنگاه‌های کوچک و متوسط، روش‌های جایگزین تأمین مالی مانند روش‌های غیررسمی، اعتبار تجاری و وام‌گیری از سایر شرکت‌ها را انتخاب می‌کنند.

در مجموع، می‌توان گفت انتخاب منابعی بهینه و پایدار جهت تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی از مشکلات اساسی واحدهای صنعتی در داخل کشور و یکی از دغدغه‌های اصلی در خارج از کشور به شمار می‌رود (خزائی و همکاران، ۱۳۹۵؛ ال‌وی و همکاران، ۲۰۱۸). در ایران به دلیل ضعف اساسی در تأمین مالی داخلی یا بین‌المللی بنگاه‌های کوچک، متوسط و بزرگ صنعتی، هر ساله حجم عظیمی از ظرفیت‌های موجود این واحدها بلااستفاده مانده یا در شرایطی بدتر بسیاری از بنگاه‌های کوچک و متوسط صنعتی (سابقه‌دار یا نوبنیاد) به دلیل عدم توانایی در تأمین مالی هزینه‌های (سرمایه‌گذاری‌های) مورد نیاز خود، ورشکستگی و فروپاشی را تجربه می‌کنند (خواجوی و صالحی‌نیا، ۱۳۹۴؛ کریمی و بوذرجمهری، ۱۳۹۲). از این نظر، به نظر می‌رسد مسائل و نارسایی‌های تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی تا حدود زیادی با

1. Caneghem & Campenhout
2. Lv et al.

توانمندی‌های ساختاری در فرآیند انتخاب و مدیریت تأمین مالی این بنگاه‌ها مرتبط باشد. مدیران مالی جهت تصمیم‌گیری به منظور گزینش روش تأمین مالی بنگاه اقتصادی خود، همواره با چالش‌های مختلفی در زمینه انتخاب بهترین و کارآمدترین روش تأمین مالی برای بنگاه تحت مدیریت خود مواجه‌اند. بنابراین، برای کمک به مدیران مالی جهت تصمیم‌گیری صحیح در فرآیند تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی، لازم است شاخص‌هایی کمی و کیفی ارائه گردد تا بتوان با توجه به آن‌ها در خصوص ابزار تأمین مالی تصمیم‌گیری نمود. این پژوهش در تلاش است تا با ارائه شاخص‌های کلیدی خرد و کلان تأمین مالی در کشور، معیارهایی را در اختیار مدیران مالی بنگاه‌های صنعتی قرار داده تا بتوانند در این زمینه تصمیم‌گیری بهتری را اتخاذ نمایند.

بر این اساس، پژوهش حاضر به دنبال شناسایی شاخص‌های کلیدی موثر بر گزینش منابع تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران و ارائه مدلی با استفاده از رویکرد ISM فازی جهت گزینش بهینه این منابع است تا قدرت نفوذ و میزان وابستگی شاخص‌های کلیدی شناسایی شده را با استفاده از تجزیه‌وتحلیل MICMAC بررسی نماید. مدل مذکور تلاش کرده است با در نظرگرفتن اهداف چندگانه مدنظر واحدهای صنعتی و نیز معیارهای مختلف تأمین مالی پیش‌روی این واحدها، یک سیستم تصمیم‌گیری جهت اتخاذ شیوه(ها)ی بهینه تأمین مالی مختص هر واحد صنعتی ارائه نماید. نتایج این پژوهش می‌تواند به مدیران این بنگاه‌ها و مجریان اقتصادی کشور کمک نماید تا با چالش‌ها و راه‌حل‌های کاربردی پیش‌رو در این مقوله آشنا شوند. این پژوهش در تلاش است تا با کمک سیستم تصمیم‌گیری پیشنهادی، به مدیران مالی بنگاه‌های صنعتی آگاهی دهد که چه شاخص‌های تأثیرگذاری بر فرآیند گزینش روش‌های تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران وجود داشته است؟ بکارگیری کدام روش تأمین مالی برای بنگاه مربوطه در اولویت قرار داشته است؟ و اثر بکارگیری هر یک از این شاخص‌ها بر عملکرد عملیاتی، سودآوری و ارزش بنگاه‌ها به چه صورت است؟!

مروری بر پیشینه پژوهش

از عوامل اساسی رشد و کارآمدی هر بنگاه صنعتی، توانایی آن بنگاه در تأمین منابع مالی بالقوه جهت تدوین و پیاده‌سازی برنامه‌های مالی و سرمایه‌گذاری بوده و این مهم به شدت تحت تأثیر تصمیمات مالی و غیرمالی مدیران این بنگاه‌ها قرار دارد (سرتسیوس[1]، ۲۰۲۰). بنگاه‌ها می‌توانند منابع مالی مورد نیاز خود را با استفاده از منابع درونی (برای مثال؛ جریان‌های نقدی حاصل از عملیات و وجوه حاصل از فروش دارایی‌ها) یا منابع بیرونی (برای مثال؛ استقراض از بازارهای مالی و انتشار سهام) تأمین نمایند. بکارگیری هر یک از این روش‌های تأمین مالی هزینه‌ها و تعهدات خاصی را برای بنگاه به همراه داشته و نیاز است تا مدیران بنگاه با اتخاذ تصمیماتی کارآمد، ترکیب مناسبی از این روش‌ها را در راستای افزایش ارزش بنگاه و کاهش هزینه‌های تأمین مالی اتخاذ نماید (دانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۸).

1. Sertsios
2. Dang et al.

آبه و همکاران (۲۰۱۵) تأمین مالی بنگاه صنعتی را مجموعه‌ای از مکانیسم‌ها به منظور فراهم آوردن بودجه جهت توسعه بنگاه می‌دانند. آمارها نشان می‌دهد، ۹۳ درصد بنگاه‌های صنعتی بررسی شده در قاره آسیا به تأمین مالی منابع خارجی متکی نبوده و تنها ۵ درصد واحدها (ثبت شده و ثبت نشده) از بودجه تأمین شده از منابع نهادی و ۲ درصد از منابع غیرنهادی استفاده می‌نمایند (باکر و همکاران[1]، ۲۰۲۰). به نقل از کرستن و همکاران (۲۰۱۷) بنگاه‌های کوچک و متوسط به دلیل موانعی که در دسترسی به کانال‌های رسمی پیش‌روی آن‌هاست، جهت تأمین مالی عموماً به کانال‌های غیررسمی و داخلی متکی هستند. لی و همکاران (۲۰۱۰) سیاست‌های تأمین مالی مناسب را سبب بهبود حاکمیت شرکتی دانسته و معتقدند این مهم موجب کاهش هزینه‌های تأمین مالی حقوق صاحبان سهام خارجی می‌گردد. در این راستا، کارپاویسوس[2] (۲۰۱۴) معتقد است انگیزه و ارجحیت مدیران از عوامل تعیین کننده در انتخاب روش‌های تأمین مالی بلندمدت و تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌باشد.

از نمونه مطالعاتی که در زمینه‌ی طراحی الگوهای تأمین مالی و بررسی جوانب پیاده‌سازی آن در ایران انجام شده می‌توان به مطالعات باقری و همکاران (۱۳۹۷)، خزائی و همکاران (۱۳۹۵)، ذاکرنیا و همکاران، (۱۳۹۵)، خواجوی و صالحی‌نیا (۱۳۹۴) و فدایی واحد و مایلی (۱۳۹۳) اشاره کرد. همچنین، اخیراً مصلح شیرازی و خلیفه (۱۳۹۶) در پژوهشی ضمن بکارگیری رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی، اظهار داشتند تسهیل روند دسترسی به وام و افزایش کارآمدی استراتژی‌های کسب‌وکار بنگاه‌ها می‌تواند سبب افزایش نرخ خصوصی‌سازی، افزایش نرخ وام‌دهی از سوی بانک‌ها و کاهش فساد اداری گردد. ودیعی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود نشان دادند بنگاه‌های خانوادگی عموماً وابستگی کمتری به تأمین مالی بدهی در بلندمدت داشته، سود کمتری پرداخت نموده و موجودی نقدی بیشتری را حفظ می‌نمایند. بنابر نتایج پژوهش فرید و قدک‌فروشان (۱۳۹۷) نوع تأمین مالی بنگاه‌ها در ایران بر کارایی سرمایه‌گذاری آن‌ها تأثیرگذار بوده و بکارگیری هر روش تأمین مالی مشخص، می‌تواند در بنگاه‌هایی با ارزش متفاوت، تأثیر متفاوتی برجای بگذارد. جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۲) با بررسی اثر روش تأمین مالی بر رشد سودآوری بنگاه‌ها در ایران عنوان داشتند که تأمین مالی کوتاه‌مدت اهمیت بیشتری در دستیابی بنگاه‌ها به نرخ‌های رشد بالاتر داشته و رابطه مثبتی بین افزایش درآمد و سودآوری بنگاه‌ها در ایران برقرار است. اسلام‌دوست و غلامی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با بررسی صنایع مرتب با خودروسازی؛ عنوان داشتند که توسعه‌ی بازار سهام، اثر مثبت و معناداری بر نسبت بدهی بلندمدت به کل دارایی‌ها داشته و میزان اثرگذاری شاخص مربوط به فعالیت بازار سهام، بیش از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن است. فدایی واحد و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهش خود با استفاده از تکنیک AHP به اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر تأمین مالی

1. Baker et al.
2. Karpavicius et al.

در ایران پرداختند؛ بنابر نتایج رتبه‌بندی ساختار سلسله مراتبی، عوامل "سازوکار تقسیم سود" و "هزینه فرآیند تأمین مالی" بیشترین تأثیر را بر روش‌های تأمین مالی در ایران دارا می‌باشند. فرید و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای پس از شناسایی و دسته‌بندی موانع تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در پنج خوشه؛ با بکارگیری روش‌های تصمیم‌گیری چند شاخصه AHP و TOPSIS نسبت به اولویت‌بندی این موانع اغدام کردند. نتایج حاکی از آن بود که "موانع ساختاری بازار" بیشترین تأثیر را بر تأمین مالی این شرکت‌ها برجای می‌گذاشت. قاضی‌نوری و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهش خود، ضمن خوشه‌بندی ۲۵۱ شرکت دانش‌بنیان در ایران در چهار خوشه؛ تازه‌کاران، خدمات‌دهندگان کوچک، تولیدکنندگان کوچک و قدیمی‌ها، دریافتند شرکت‌های قدیمی با توجه به ویژگی‌هایشان، دامنه انتخاب ابزارهای تأمین مالی گسترده‌تری نسبت به شرکت‌های تازه‌کار در اختیار دارند. بنا بر نظر ابزری و همکاران (۱۳۸۶)، با گسترش اندازه شرکت‌ها، استفاده از سهام و سود انباشته جهت تأمین مالی افزایش می‌یابد. محمدی و همکاران (۱۳۹۲) نیز "سیاست‌های پولی بانک مرکزی" و "سیاست‌های مالی دولت" را به ترتیب مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر تأمین مالی از طریق بدهی و سهام عنوان داشتند.

همانطور که اشاره شد، تاکنون پژوهش‌های متنوعی در ایران در زمینه تدوین و پیاده‌سازی مدل‌های تأمین مالی و ارزیابی بکارگیری این روش‌ها در شرکت‌های مختلف صورت پذیرفته است؛ پژوهش حاضر تلاش دارد ضمن شناسایی شاخص‌های کلیدی تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران، جهت اولویت‌بندی این شاخص‌ها و درک وابستگی میان آن‌ها از رویکرد ISM فازی استفاده نماید. زیرا در یک سیستم پیچیده، به جهت عدم استقلال بسیاری از فرآیندها، نیاز است اجزای سیستم با توجه به تأثیراتی که بر عملکرد یکدیگر خواهند گذاشت مورد بررسی قرار گیرند. مزیت رویکرد پیشنهادی نسبت به روش‌های دیگر، اهمیت‌دهی در این مقوله است که ISM معیارها را مستقل از یکدیگر فرض نکرده و در حرکت در سطوح اهمیت، از اهمیت کم به سمت اهمیت بالا، از میزان وابستگی و استقلال آن‌ها کاسته و به مراتب تأثیرگذاری آن‌ها بر معیارهای دیگر بیشتر خواهد گشت. در واقع رویکرد ISM نظریه‌ی گراف[1]، روش استنباط خبره[2]، نظریه عملیات ماتریس[3] و محاسبات کامپیوتری را به عنوان اصول پایه ترکیب می‌نماید. در این رویکرد، نظریه گراف جهت نمایش روابط پیچیده میان عناصر به شکل گرافیکی بکار رفته و نظریه عملیات ماتریس و محاسبات کامپیوتری به ایجاد یک مدل ساختاری مشهود و تفسیرپذیر منتج می‌گردد؛ این در حالی است که مدل‌هایی همچون تحلیل مسیر[4] و رگرسیون چندگانه[5] توانایی

1. Digraphs Theory
2. Expert Elicitation Method
3. Matrix Operation Theory
4. Path Analysis
5. Multivariate Regression

بالایی جهت تبیین روابط علت و معلولی میان متغیرهای مستقل و وابسته را ندارند (استاجکویک و همکاران[1]، ۲۰۱۸)؛ جهت جبران این کمبود در این پژوهش رویکرد ISM بکار گرفته شده است.

روش‌شناسی پژوهش

ابزارهای تأمین مالی با توجه به شرایط داخلی بنگاه‌ها و منابع تأمین مالی کننده متفاوت بوده و گزینش آن‌ها با در نظر گرفتن این شرایط و شاخص‌ها امکان‌پذیر است. هدف پژوهش توصیفی-تحلیلی پیمایشی حاضر، شناسایی شاخص‌های کلیدی تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران و ارائه مدلی با استفاده از رویکرد ترکیبی ISM-MICMAC فازی، جهت بررسی اثر مقداری هر یک از این شاخص‌ها بر یکدیگر و در نتیجه، کمک به گزینش بهینه روش(های) تأمین مالی برای بنگاه‌های صنعتی در ایران می‌باشد. بدین منظور، فرآیند انجام پژوهش در سه فاز به شرح زیر بسط داده شده است:

۱) شناسایی شاخص‌های کلیدی تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران با استفاده از مرور ادبیات: جهت تعیین ابعاد و شاخص‌های پژوهش و بررسی ارتباط آن‌ها با یکدیگر، با جستجو در پژوهش‌های داخلی پیشین در زمینه تأمین مالی بنگاه‌ها، تعداد ۱۴ شاخص کلیدی تأمین مالی با تأیید نظر خبرگان به عنوان متغیرهای ورودی در مدلسازی ساختاری-تفسیری شناسایی گردید. در ادامه این شاخص‌ها در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

۲) نظرسنجی از خبرگان: در این مرحله، پرسشنامه‌های زوجی تعیین روابط روش مدلسازی ساختاری-تفسیری توسط خبرگان تکمیل گردید. بدین منظور، نظرات هر خبره به صورت متغیرهای زبانی جمع‌آوری و با استفاده از اعداد فازی مثلثی به مقیاس کمّی مبدل گشت. در ادامه با استفاده از فرآیند غیرفازی‌سازی، مقادیر قطعی اعداد فازی مثلثی متعلق به هر یک از خبرگان محاسبه و مقادیر قطعی میانگین نظرات تمامی خبرگان بدست آمد.

۳) فرآیند مدلسازی ساختاری-تفسیری فازی: در ادامه و در راستای توسعه رویکرد فازی پیشنهادی، با تبدیل ماتریس روابط و ایجاد سازگاری در آن، ماتریس‌های مجموعه "دسترسی"، "پیشنیاز" و "اشتراک" حاصل شد. سپس، با تعیین سطح و اولویت متغیرها، ماتریس گراف ISM فازی به عنوان مدل‌سازی گرافیکی روابط ترسیم گشته و با استفاده از تجزیه‌وتحلیل MICMAC نیز نوع متغیرها تعیین گردید.

در فاز دوم پژوهش، از یک گروه متشکل از ۲۳ نفر خبره شامل متخصصان حوزه مالی و مدیران بنگاه‌های صنعتی کوچک، متوسط و بزرگ در استان گیلان استفاده گردیده است. جهت انتخاب خبرگان از روش نمونه‌گیری هدفمند استفاده شده است. معیارهای انتخاب خبرگان تسلط نظری، تجربه عملی، تمایل و توانایی مشارکت در پژوهش بوده است. تمامی بحث‌ها، استنباط‌ها و ارزیابی‌های مربوط به شناسایی و مقایسه شاخص‌ها با حمایت این خبرگان تعیین گشته است. ابزار جمع‌آوری داده‌ها مصاحبه و پرسشنامه بوده و برای سنجش و ارزیابی پرسشنامه و یا هر ابزار سنجشی، از ملاک روایی استفاده گردیده است. برای بررسی روایی پرسشنامه، از رویکرد تحلیل محتوای صوری استفاده شده است.

1. Stajkovic et al.

جدول ۱. معیارهای کلیدی مؤثر بر گزینش منابع تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران

بُعد	شاخص برگزیده	کُد	تعریف شاخص	منبع
عوامل داخلی بنگاه (پروژه) تأمین مالی شونده	ساختار بهینه سرمایه (بهینه نمودن هزینه سرمایه)	C1	ابزارهایی که برای تأمین مالی انتخاب می‌شوند، باید به گونه‌ای باشند که ساختار سرمایه بنگاه صنعتی را در حالت بهینه حفظ نمایند.	(باقری و همکاران، ۱۳۹۷)، (زنجیردار و ابراهیمی‌راد، ۱۳۸۸)
	وضعیت اعتباری بنگاه	C2	هر بنگاه صنعتی به‌تبع اعتباری که در بازار دارد، می‌تواند ابزارهای خاصی را برای تأمین مالی انتخاب نماید.	(ذاکرنیا و همکاران، ۱۳۹۵)، (اسدی و پورقربانیان، ۱۳۸۹)
	هزینه فرآیند تأمین مالی	C3	هزینه‌هایی که بنگاه صنعتی باید برای فرآیند تأمین مالی پرداخت نماید.	(قاضی نوری و همکاران، ۱۳۹۶)، (فدایی واحد و مایلی، ۱۳۹۳)
	محدودیت استفاده از وجوه ابزار مالی	C4	برخی ابزارهای مالی در اینکه وجوه حاصل از آن در چه محل‌هایی مصرف شود، محدودیت دارند.	(نعمتی و همکاران، ۱۳۹۵)، (کریمی و بوذرجمهری، ۱۳۹۲)
	سازوکار تقسیم سود ابزار مالی	C5	مدیر مالی می‌بایست تمامی شرایط و مکانیزم‌های تقسیم سود را در نظر گرفته، سپس مبادرت به انتخاب ابزار مناسب نماید.	(ودیعی و همکاران، ۱۳۹۷)، (فدایی واحد و مایلی، ۱۳۹۳)، (ابزری و همکاران، ۱۳۸۶)
	ریسک‌های مرتبط با ابزار مالی	C6	هر یک از ابزارهای مالی با توجه به ماهیتی که دارند، ریسک‌های خاصی برای بنگاه صنعتی بهمراه خواهند داشت.	(کریمی و بوذرجمهری، ۱۳۹۲)
معیارهای گزینش منبع تأمین مالی کننده	ریسک منبع	C7	هرچه منبع، ریسک بیشتری را در قبال بنگاه یا پروژه بپذیرد، بازده (سود) بالاتری را نیز مطالبه خواهد کرد.	(حاجیها، ۱۳۹۴)، (فیضی چکاب و همکاران، ۱۳۹۴)
	حجم سرمایه‌گذاری (تأمین مالی)	C8	هر منبع تأمین مالی قادر است حجم خاصی از منابع مورد نیاز را در یک بنگاه صنعتی سرمایه‌گذاری نمایند.	(نعمتی و همکاران، ۱۳۹۵)، (ذاکرنیا و همکاران، ۱۳۹۵)
	افق زمانی تأمین مالی	C9	هر یک از منابع تأمین مالی، افق زمانی تأمین مالی خاصی را با توجه به ساختارشان دارا می‌باشند.	(فدایی واحد و مایلی، ۱۳۹۳)، (اسدی و پورقربانیان، ۱۳۸۹)
	بازده مورد انتظار منبع	C10	سود یا بهره‌ای را که منبع مالی از بنگاه صنعتی یا پروژه مطالبه دارد.	(لاری دشت و همکاران، ۱۳۹۷)، (فدایی واحد و مایلی، ۱۳۹۳)
عوامل کلان اقتصادی- سیاسی	وجود محدودیت‌های شرعی-قانونی	C11	در ایران و کشورهای اسلامی برخی محدودیت‌های شرعی و قانونی مانع استفاده از برخی روش‌های تأمین مالی می‌شوند.	(نعمتی و همکاران، ۱۳۹۵)، (ذاکرنیا و همکاران، ۱۳۹۵)
	سیاست‌های پولی بانک مرکزی	C12	سیاست‌هایی که توسط بانک مرکزی در جهت کنترل نقدینگی اعمال می‌شود.	(اسلام دوست و غلامی، ۱۳۹۶)
	سیاست‌های نظارتی سازمان بورس	C13	این سیاست‌ها برای شرکت‌هایی که از طریق بورس و ابزارهای مرتبط با آن تأمین مالی می‌شوند محدودیت‌هایی ایجاد می‌نماید.	(اسدی و پورقربانیان، ۱۳۸۹)، (صدری نیا و همکاران، ۱۳۸۸)
	سیاست‌های مالی دولت	C14	سیاست‌هایی که توسط دولت و جهت دستیابی به اهداف خاص در سطح کشور اتخاذ می‌گردد.	(اسلام دوست و غلامی، ۱۳۹۶)، (زنجیردار و ابراهیمی راد، ۱۳۸۸)،

منبع: محقق ساخته

توسعه مدلسازی ساختاری-تفسیری فازی[1]

مدلسازی ساختاری-تفسیری (ISM) نخستین بار توسط وارفیلد[2] (۱۹۷۴) و به عنوان یک ابزار تجزیه‌وتحلیل سیستم‌های پیچیده جهت تحلیل روابط متقابل میان شاخص‌ها از طریق تجزیه شاخص‌ها در سطوح مختلف و تشکیل ساختار سلسله‌مراتبی پیشنهاد گردید (سانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۷). ISM قادر است ارتباط میان شاخص‌هایی که به صورت تکی یا گروهی به یکدیگر وابسته‌اند را تعیین نماید (گووِیندان و همکاران[4]، ۲۰۱۲). متدولوژی ISM به برقراری نظم در روابط پیچیده میان عناصر یک سیستم کمک کرده و تکنیکی مناسب جهت تجزیه‌وتحلیل تأثیر یک عنصر بر عناصر دیگر به شمار می‌رود؛ همچنین می‌تواند به اولویت‌بندی و تعیین سطح عناصر یک سیستم اقدام نماید (ژانگ و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

در منطق ISM، در یک سیستم همواره عنصری از اهمیت بالاتری برخوردار است که اثرگذاری بیشتری بر سایر عناصر داشته باشد (سجید و همکاران[6]، ۲۰۱۷)؛ لذا، می‌توان گفت مدلسازی ساختاری-تفسیری علاوه بر فراهم آوردن تفسیری از روابط میان عناصر مختلف یک سیستم، ساختاری بر پایه اثرگذاری عناصر بر هم فراهم آورده و نمایشی تصویری را از خود برجای می‌گذارد. در سال‌های اخیر رویکرد ISM جهت حل انواع مشکلات در سازمان‌ها و صنایع مختلف بکار گرفته شده است، که برخی از این پژوهش‌ها شامل؛ مدیریت زنجیره تأمین سبز (نارایانان و همکاران[7]، ۲۰۲۱)، مدیریت حمل‌ونقل (هوانگ و همکاران[8]، ۲۰۲۰) و مدیریت بازیافت (ژو و همکاران[9]، ۲۰۱۹) می‌باشند. ازاینرو، رویکرد ISM-MICMAC را می‌توان به عنوان یکی از موثرترین ابزارهای تجزیه‌وتحلیل جهت تعیین کمیت روابط برهم‌کنش مختلط در میان شاخص‌ها و بازنمایی سلسله مراتبی این شاخص‌ها در نظر گرفت.

در رویکرد مرسوم ISM، روابط زمینه‌ای میان واحدهای سیستم با فرض وجود تنها یک رابطه دودویی بین هر دو واحد سیستم تعیین می‌گردد. این رویکرد، قدرت روابط میان واحدهای سیستم را نادیده گرفته و بر نتایج استنباط قضاوت‌های خبره در مورد روابط بین واحدهای سیستم تأثیرگذار است (پارامش‌واران و همکاران[10]، ۲۰۱۵). با انگیزه گرفتن از این مسئله، در این پژوهش تلاش شده است تا با کمک گرفتن از متغیرهای زبانی فازی مثلثی، میزان تعامل شاخص‌ها با یکدیگر به دقت آشکار شود و این امر به نشان دادن عدم قطعیت قضاوت‌های خبرگان کمک می‌نماید. همچنین رویکرد ISM فازی بکار بسته شده، تا روابط دقیق تعاملی میان شاخص‌ها و ارائه سلسله‌مراتبی آن‌ها تعیین گردد؛ این امر نیز به حصول ساختار سلسله مراتبی شاخص‌های مورد بررسی به شکلی

1. Fuzzy Interpretive Structural Modeling
2. Warfield
3. Song et al.
4. Govindan et al.
5. Zhang et al.
6. Sajid et al.
7. Narayanan et al.
8. Huang et al.
9. Zhou et al.
10. Parameshwaran et al.

مشهودتری کمک خواهد نمود. علاوه بر این، تجزیه‌وتحلیل MICMAC بکار گرفته شده تا قدرت نفوذ و وابستگی هر یک از شاخص‌های تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران تعیین گردد.

رویکرد زبانی فازی که به عنوان رویکردی سنتی معرفی می‌شود، معقولیت فرآیند تعیین روابط زمینه‌ای میان اجزای یک سیستم را بهبود می‌بخشد (ونگ[1]، ۲۰۰۹). در رویکرد ISM فازی، روابط زمینه ای میان واحدهای سیستم را می‌توان با متغیرهای زبانی فازی بیان نمود. در این پژوهش، متغیرهای زبانی فازی مثلثی با رویکرد ISM تلفیق شده‌اند، زیرا این متغیرها می‌توانند با اطلاعات قضاوتی خبرگان به طور موثرتری برخورد نمایند (لی و همکاران[2]، ۲۰۱۷). در این پژوهش مراحل توسعه مدلسازی ساختاری-تفسیری فازی در نه گام به شرح زیر ارائه شده است:

گام ۱. شناسایی متغیرهای مرتبط با مسئله: مدلسازی ساختاری-تفسیری با تهیه فهرستی از شاخص‌هایی آغاز می‌شود که مرتبط با مسئله مورد بررسی هستند (گوویندان و همکاران، ۲۰۱۲). پیش از شروع ارزیابی شاخص‌ها، نیاز است خبرگان به طور دقیق ابعاد و شاخص‌های پیشنهادی را درک کرده تا تضمین کنند که روابط متقابل شاخص‌ها به میزان بیشتری قابل شفاف‌سازی هستند. در صورتی که نظرات متنوعی حاصل شود، خبرگان باید در بحث‌های جامع‌تری در مورد ابعاد و معیارهای پیشنهادی شرکت کرده تا به موافقت مشترکی دست یابند.

گام ۲. ارزیابی شاخص‌های مرتبط توسط خبرگان: مدلسازی ISM با ایجاد یک ساختار سلسله‌مراتبی، یک مبنای اصولی برای تصمیمات مدیریتی ارائه کرده و به ما جهت حل مسائل پیچیده یاری می‌رساند. شکل‌گیری این ساختار نیازمند قضاوت خبرگان است؛ خبرگان در فرآیند ارزیابی از دانش و تجارب خود استفاده می‌کنند تا قضاوت‌های خود را بیان کنند. این قضاوت‌ها دربردارنده‌ی نتایج مبهم و غیرقطعی و اولویت‌های شخصی هستند. ازاینرو، تئوری مجموعه فازی به منظور حمایت از فرآیند تصمیم‌گیری، نقش مهمی در تغییر شکل قضاوت‌های خبرگان از اولویت‌های شخصی به ارزیابی‌های کمی ایفا می‌نماید.

مجموعه‌ی $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots \alpha_n)$ را در نظر بگیرید؛ که در آن برای نمایش مجموعه منظمی از a در مجموعه فازی p رابطه‌ی $\{[\alpha_1, \mu_p(\alpha_1)], [\alpha_2, \mu_p(\alpha_2)], \dots, [\alpha_n, \mu_p(\alpha_n)]\}$ بکار گرفته می‌شود. با وجود اینکه عبارت $\mu_p: \alpha \to [0,1]$ تابع جزء a را نشان می‌دهد، با این حال درجه‌ی عضویت a_n ممکن است به صورت $\mu_p(a_n)$ بیان شود. در این صورت، اعداد فازی مثلثی (x, y, z) این امکان را می‌دهند تا $\mu_p(a_n)$ را بصورت رابطه (۱) بیان کنیم:

$$\int_p(a_n) = \begin{cases} 0, & a_n \le x \\ \dfrac{(a_n - x)}{(y - x)}, & x \le a_n \le y \\ \dfrac{(z - a_n)}{(z - y)}, & y \le a_n \le z \\ 0, & y \ge a_n \end{cases}. \qquad (۱)$$

1. Wang
2. Li et al.

متعاقباً k خبره در گروه تصمیم‌گیری عضو بوده و قضاوت‌های آنان توسط اولویت‌های زبان‌شناختی ارائه می‌شوند که ممکن است به $(\tilde{x}_{ab}^k, \tilde{y}_{ab}^k, \tilde{z}_{ab}^k)$ انتقال یابند. از اینرو، بر مبنای قضاوت‌های k خبره، معیارهای aام بر معیارهای bام تأثیر می‌گذارند. این اعداد فازی کمک خواهند کرد تا از طریق محاسبات کمی به یک تصمیم مشترک دست پیدا کنیم. لذا در این گام، خبرگان باید روابط بین شاخص‌های پیشنهادی را از طریق متغیرهای زبانی ارزیابی کنند (جدول ۲).

جدول ۲. متغیرهای زبانی برای اعداد فازی مثلثی متناسب

متغیر زبانی	کُد	اعداد فازی مثلثی
بی‌ارتباط	UN	(۰ ،۰ ،۰/۲۵)
ارتباط کم	LR	(۰ ،۰/۲۵ ،۰/۵)
نسبتاً مرتبط	FR	(۰/۲۵ ،۰/۵ ،۰/۷۵)
به شدت مرتبط	SR	(۰/۵ ،۰/۷۵ ،۱)
کاملا مرتبط	CR	(۰/۷۵ ،۱ ،۱)

منبع: لین[1]، ۲۰۱۳

گام ۳. غیرفازی‌سازی: ماتریس اعداد فازی حاصل از گام دوم، هنوز یک ویژگی غیرقابل مقایسه را نشان می‌دهد. لذا نیاز است با فرآیند غیرفازی‌سازی مقادیر قطعی به صورت دقیق تعیین شوند (ونگ و همکاران، ۲۰۱۸). ازاین‌رو، ابتدا با استفاده از رابطه (۲) اعداد فازی مثلثی را نرمال‌سازی می‌کنیم:

$$x_{ab}^k = \frac{(\tilde{x}_{ab}^k - min\tilde{x}_{ab}^k)}{\Delta_{min}^{max}}, y_{ab}^k = \frac{(\tilde{y}_{ab}^k - min\tilde{y}_{ab}^k)}{\Delta_{min}^{max}}, z_{ab}^k = \frac{(\tilde{z}_{ab}^k - min\tilde{z}_{ab}^k)}{\Delta_{min}^{max}}. \quad (۲)$$

که در آن $\Delta_{min}^{max} = \max(\tilde{z}_{ab}^k) - \min(\tilde{x}_{ab}^k)$ می‌باشد. همچنین، مقادیر نرمال‌سازی شده راست و چپ طبق رابطه (۳) حاصل می‌شوند:

$$Left_{ab}^k = \frac{y_{ab}^k}{(1+y_{ab}^k - \tilde{x}_{ab}^k)}, \; Right_{ab}^k = \frac{z_{ab}^k}{(1+z_{ab}^k - \tilde{y}_{ab}^k)}. \quad (۳)$$

مقدار قطعی نرمال‌سازی شده کل نیز از رابطه (۴) حاصل می‌گردد:

$$V_{ab}^k = \frac{\left[Left_{ab}^k\left(1-Left_{ab}^k\right)+(Right_{ab}^k)^2\right]}{(1-Left_{ab}^k+Right_{ab}^k)}. \quad (۴)$$

گام ٤. تجمیع نظرات خبرگان: فرض کنید که V^k برای ارائه‌ی قضاوت‌های تعداد k خبره (به صورت فردبه‌فرد) بکار می‌رود. این قضاوت‌ها برمبنای متغیرهای زبانی بیان می‌شوند که باید به اعداد فازی مثلثی

1. Lin

تبدیل شوند و در معرض غیرفازی‌سازی قرار گیرند. پس از انجام تغییر شکل و غیرفازی‌سازی، میانگین مقادیر قطعی مربوط به تمام خبرگان با استفاده از رابطه (۵) بدست می‌آید. به علاوه، ماتریس حاصل از ادغام نظرات خبرگان را "ماتریس انباشته" نام‌گذاری کرده و آن را به صورت رابطه (۶) بیان می‌کنیم:

$$\bar{V}_{ab} = \frac{\sum_{a,b=1}^{k}(V_{ab}^{k})}{k}, k = 1,2,3 \dots, n. \quad (۵)$$

$$V' = \begin{bmatrix} 1 & v_1' & v_2' & \cdots & v_n' \\ v_1' & 1 & \cdots & \cdots & \vdots \\ v_2' & v_{21}' & 1 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ v_n' & v_{n1}' & v_{n2}' & \cdots & 1 \end{bmatrix} = [V'_{ab}]_{\frac{(n\times n)-n}{2}}. \quad (۶)$$

گام ۵. محاسبه حد آستانه[1] و تشکیل ماتریس دسترسی اولیه[2]: در ادامه متعاقباً یک حد آستانه از طریق روابط (۷) و (۸) اتخاذ می‌شود تا ماتریس دسترسی اولیه حاصل گردد:

$$V^{\text{ستون}} = \left[\frac{\sum_{a=1}^{n}(v'_{ab})}{n}\right]_{n\times 1'}. \quad (۷)$$

$$V^{\text{سطر}} = \left[\frac{\sum_{a=1}^{n}(v'_{ab})}{n}\right]_{1\times n}. \quad (۸)$$

در رابطه (۷) اگر $v'_{ab} \geq V^{\text{ستون}}$ باشد، آنگاه مقیاس دسترسی برابر "۱" در نظر گرفته می‌شود؛ در غیر اینصورت، این مقدار برابر با صفر خواهد بود. همچنین، در رابطه (۸) اگر $v'_{ab} \geq V^{\text{سطر}}$ باشد، آنگاه مقیاس دسترسی "۱" بوده؛ در غیر اینصورت، مقدار آن صفر خواهد شد. بنابراین، ماتریس دسترسی اولیه ماهیتی دودویی مطابق رابطه (۹) خواهد داشت:

$$V^t = [v_{ab}^t]_{n\times n} \quad (۹)$$

گام ٦. تشکیل ماتریس دسترسی نهایی[3]: پس از تشکیل ماتریس دسترسی اولیه، نیاز است تا سازگاری درونی آن برقرار گردد. این سازگاری با رعایت اصل انتقال‌پذیری محقق می‌گردد. برای مثال، اگر a منجر به b و b منجر به c شود، آنگاه a نیز باید منجر به c گردد (سیندهو و همکاران[4]، ۲۰۱۶) و اگر در ماتریس دسترسی این حالت برقرار نبود، نیاز است تا ماتریس اصلاح گشته و روابطی که از قلم افتاده جایگزین شوند. در این پژوهش جهت سازگار نمودن ماتریس دودویی از روش هوآنگ و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شده است؛ بدین صورت که ماتریس دسترسی اولیه (برای مثال V) را آنقدر به توان $(K+1)$ می‌رسانیم $(K \geq 1)$ تا

1. Threshold
2. Initial Reachability Matrix (IRM)
3. Final Reachability Matrix (FRM)
4. Sindhu et al.

حالت پایدار ($V^K = V^{K+1}$) برقرار گردد. بدین ترتیب پس از سازگاری، برخی عناصر صفر تبدیل به یک خواهند شد و ماتریس دسترسی نهایی شکل خواهد گرفت.

گام ۷. تعیین سطح و اولویت متغیرها: در این گام برای تعیین سطح و اولویت شاخص‌ها، مجموعه دسترسی[1] (V^r) و مجموعه پیش‌نیاز[2] (V^a) برای هر متغیر و با بهره‌گیری از ماتریس دسترسی نهایی و رابطه (۱۰) تعیین می‌گردد:

$$v_a^t = 1, v^r = \{v_1, v_2, \dots, v_n\};\ v_b^t = 1, v^a = \{v_1, v_2, \dots, v_n\}. \qquad (۱۰)$$

در ادامه این گام، اشتراکات مجموعه دسترسی و مجموعه پیش‌نیاز تمامی عوامل تعیین شده و مجموعه اشتراک[3] (V^i) نام می‌گیرد؛ این مجموعه نیز می‌تواند به صورت یک ماتریس دودویی نمایش داده شود (رابطه ۱۱). در صورت برابر بودن مجموعه‌ی دسترسی با مجموعه اشتراک یک شاخص، شاخص مذکور به عنوان بالاترین سطح از سلسله مراتب مدل ساختاری-تفسیری در نظر گرفته خواهد شد. به منظور یافتن اجزای تشکیل‌دهنده سطح بعدی سیستم، اجزای بالاترین سطح از جدول حذف شده و با شاخص‌های باقیمانده، جدول بعدی شکل می‌گیرد. در جدول دوم نیز همانند جدول اول، متغیر سطح دوم مشخص شده و این عملیات تا آنجا تکرار می‌شود که اجزای تشکیل‌دهنده تمام سطوح نمایان گردند (گووینداں و همکاران، ۲۰۱۲).

$$V^i = V^r \cap V^a = [V_{ij}^i]_{n\times n} = \begin{bmatrix} V_{11}^i & V_{12}^i & \cdots & V_{1n}^i \\ V_{21}^i & V_{22}^i & \cdots & V_{2n}^i \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ V_{n1}^i & V_{n2}^i & \cdots & V_{nn}^i \end{bmatrix}. \qquad (۱۱)$$

گام ۸. ترسیم مدل شماتیک: پس از تعیین سطوح شاخص‌ها، آن‌ها را مطابق اولویت به دست آمده از پایین به بالا مرتب می‌شود. در ادامه، با کمک ماتریس دسترسی نهایی و بر اساس اولویت سطوح مربوطه، مدل ساختاری به شکل یک گراف جهت‌دار و متشکل از گره‌ها و خطوط رسم می‌گردد.

گام ۹. تجزیه‌وتحلیل MICMAC[4]: هدف تجزیه‌وتحلیل MICMAC، تحلیل قدرت نفوذ و میزان وابستگی هر یک از شاخص‌ها می‌باشد. قدرت نفوذ هر شاخص برابر با مجموع تعداد "۱"های هر سطر ماتریس دودویی دسترسی نهایی و میزان وابستگی نیز برابر با مجموع تعداد "۱"های هر ستون ماتریس دودویی دسترسی نهایی می‌باشد. بر اساس مطالعات، معیارها در چهار خوشه‌خودمختار[5]، وابسته[6]، پیوندی[7] و نفوذی[8] دسته‌بندی می‌گردند (گووینداں و همکاران، ۲۰۱۲).

1. Reachability set
2. Antecedent set
3. Intersection set
4. Matrix of Cross Impact Multiplications Applied to Classification
5. Autonomous
6. Dependent
7. Linkage
8. Driving

پیاده‌سازی رویکرد ترکیبی ISM-MICMAC فازی:

بر اساس مرور ادبیات موضوع و مجموعه مطالب برشمرده شده از پژوهش‌های پیشین در زمینه تأمین مالی بنگاه‌های کوچک، متوسط و بزرگ در ایران و همچنین، نظرخواهی از خبرگان بخش صنعت در استان گیلان از طریق مصاحبه، در مجموع ۱۴ شاخص کلیدی تأثیرگذار بر فرآیند گزینش منابع تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران شناسایی و انتخاب گشت. این عوامل به شرح جدول (۱) می‌باشند. به منظور تضمین حصول نظرات جامع، پیش از شروع ارزشیابی مصاحبه‌های فردی رودررو با تمامی ۲۳ خبره صورت پذیرفت. زمانی که خبرگان به موافقتی زمینه‌ای دست پیدا کردند، روند ارزشیابی از طریق پیمایش آغاز گردید.

پس از شناسایی شاخص‌ها، نوبت به ارزیابی آن‌ها توسط خبرگان رسید. بدین منظور ابتدا پرسشنامه‌ای با کلیتی همانند جدول (۳) طراحی گردید؛ در ادامه ۱۴ شاخص انتخاب شده در سطر و ستون اول جدول پرسشنامه ذکر شده و از خبرگان خواسته شد تا با توجه به متغیرهای زبانی معرفی شده در جدول (۲) نوع ارتباطات زوجی شاخص‌ها را مشخص نمایند. ازآنجاکه که قضاوت‌های خبرگان ماهیتی مبهم و غیرقطعی داشت، در این پژوهش متغیرهای زبانی مطابق با جدول (۲) به اعداد فازی مثلثی انتقال یافت. جدول (۳) قضاوت‌های زبانی مربوط به خبره "شماره یک" را نمایش می‌دهد. متعاقباً با اعمال معادلات (۱) تا (۴)، مقادیر قطعی حاصل از نظرات خبره "شماره یک" تولید گشت (جدول ۴).

جدول ۳. ماتریس متغیرهای زبانی مربوط به "خبره شماره یک"

معیارها	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C14	FR	LR	SR	UN	UN	SR	FR	FR	LR	LR	SR	CR	CR	-
C13	LR	SR	LR	FR	SR	LR	FR	LR	LR	LR	LR	LR	-	UN
C12	FR	UN	FR	LR	LR	LR	LR	FR	FR	LR	LR	-	SR	UN
C11	LR	UN	FR	LR	UN	LR	LR	UN	LR	FR	-	LR	LR	LR
C10	LR	UN	SR	UN	LR	LR	CR	FR	FR	-	UN	UN	UN	UN
C9	FR	UN	FR	LR	LR	FR	FR	SR	-	FR	UN	UN	UN	UN
C8	SR	LR	LR	LR	LR	LR	CR	-	FR	SR	UN	UN	UN	UN
C7	FR	UN	SR	LR	FR	LR	-	CR	SR	SR	UN	UN	UN	UN
C6	SR	FR	CR	LR	FR	-	FR	LR	LR	FR	UN	LR	UN	UN
C5	SR	SR	LR	FR	-	UN	LR	LR	LR	LR	UN	UN	LRR	UN
C4	LR	LR	LR	-	FR	FR	LR	LR	UN	LR	UN	UN	UN	UN
C3	SR	UN	-	SR	FR	FR	FR	FR	FR	FR	UN	UN	UN	UN
C2	LR	-	SR	FR	SR	SR	SR	SR	FR	SR	LR	LR	FR	LR
C1	-	SR	FR	SR	SR	FR	FR	FR	LR	LR	UN	LR	UN	UN

منبع: محقق ساخته

جدول ۴. ماتریس مقادیر قطعی بدست آمده از نظرات "خبره شماره یک"

معیارها	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C1	1	0/698	0/445	0/698	0/698	0/445	0/445	0/445	0/212	0/212	0/033	0/212	0/033	0/033
C2	0/212	1	0/698	0/445	0/698	0/698	0/698	0/698	0/445	0/698	0/212	0/212	0/445	0/212
C3	0/698	0/033	1	0/698	0/445	0/445	0/445	0/445	0/445	0/445	0/033	0/033	0/033	0/033
C4	0/212	0/212	0/212	1	0/445	0/445	0/212	0/212	0/033	0/212	0/033	0/033	0/033	0/033
C5	0/698	0/698	0/212	0/445	1	0/033	0/212	0/212	0/212	0/212	0/033	0/033	0/212	0/033
C6	0/698	0/445	0/967	0/212	0/445	1	0/445	0/212	0/212	0/445	0/033	0/212	0/033	0/033
C7	0/445	0/033	0/698	0/212	0/445	0/445	1	0/935	0/698	0/698	0/033	0/033	0/033	0/033
C8	0/698	0/212	0/212	0/212	0/212	0/212	0/967	1	0/445	0/698	0/033	0/033	0/033	0/033
C9	0/445	0/033	0/445	0/212	0/212	0/445	0/445	0/698	1	0/445	0/033	0/033	0/033	0/033
C10	0/212	0/033	0/698	0/033	0/212	0/212	0/967	0/445	0/445	1	0/033	0/033	0/033	0/033
C11	0/212	0/033	0/445	0/212	0/033	0/212	0/212	0/033	0/212	0/445	1	0/212	0/212	0/212
C12	0/445	0/033	0/445	0/212	0/212	0/212	0/212	0/445	0/445	0/212	0/212	1	0/698	0/033
C13	0/212	0/698	0/212	0/445	0/698	0/212	0/445	0/212	0/212	0/212	0/212	0/212	1	0/033
C14	0/445	0/212	0/698	0/033	0/033	0/698	0/445	0/445	0/212	0/212	0/698	0/967	0/967	1

منبع: محقق ساخته

در ادامه کار، میانگین مقادیر قطعی نظرات ۲۳ خبره با استفاده از رابطه (۵) حاصل شده و اتخاذ رابطه (۶) این مقادیر را در یک ماتریس کلی تحت عنوان "ماتریس انباشته" آرایش‌بندی می‌کند (جدول ۵). سپس معادلات (۷) و (۸) برای حصول میزان حد آستانه بکار می‌روند؛ طریقه بکارگیری این روابط با ذکر یک مثال در رابطه (۱۲) نمایش داده شده است:

$$V^{\text{ستون}} = \left[\frac{\sum_{a=1}^{n}(v'_{ab})}{n}\right]_{n\times 1'} = \left[\frac{\sum_{a=1}^{13}(C1)_{13}}{13}\right]_{13\times 1} = \left[\frac{0/215 + 0/332 + 0/165 + \cdots + 0/781}{13}\right] = 0/3532 \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲) از آنجاکه معادله $v'_{21} \geq V^{\text{ستون یکم}}$ حاصل گشته است $(0/215 \geq 0/3532)$؛ لذا مقیاس دسترسی برای درایه V_{21} (تأثیر شاخص دوم بر شاخص اول) برابر "صفر" در نظر گرفته می‌شود. با تکرار این عملیات برای تمامی درایه‌های ماتریس انباشته، سرانجام ماتریس دسترسی اولیه با ماهیتی دودویی مطابق رابطه (۹) شکل می‌گیرد (جدول ۶).

جدول ۵. ماتریس انباشته

معیارها	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C1	1	0/409	0/684	0/802	0/785	0/567	0/399	0/402	0/198	0/506	0/098	0/221	0/182	0/091
C2	0/215	1	0/653	0/402	0/389	0/387	0/682	0/364	0/344	0/698	0/287	0/186	0/271	0/175
C3	0/332	0/167	1	0/671	0/317	0/378	0/689	0/351	0/421	0/704	0/166	0/431	0/439	0/145
C4	0/165	0/299	0/539	1	0/315	0/309	0/301	0/298	0/312	0/487	0/356	0/259	0/298	0/225
C5	0/316	0/341	0/553	0/199	1	0/225	0/298	0/279	0/269	0/465	0/298	0/269	0/396	0/193
C6	0/749	0/625	0/608	0/299	0/532	1	0/569	0/395	0/357	0/309	0/325	0/218	0/193	0/098
C7	0/319	0/296	0/519	0/273	0/465	0/301	1	0/808	0/507	0/364	0/379	0/087	0/381	0/129
C8	0/352	0/332	0/101	0/069	0/213	0/345	0/751	1	0/589	0/245	0/268	0/098	0/184	0/125
C9	0/345	0/314	0/571	0/098	0/297	0/648	0/198	0/814	1	0/519	0/432	0/218	0/249	0/159
C10	0/236	0/219	0/602	0/235	0/087	0/163	0/699	0/394	0/652	1	0/193	0/297	0/248	0/128
C11	0/248	0/302	0/548	0/187	0/101	0/128	0/182	0/198	0/288	0/468	1	0/283	0/182	0/136
C12	0/334	0/278	0/601	0/385	0/391	0/357	0/212	0/381	0/402	0/298	0/201	1	0/845	0/217
C13	0/199	0/338	0/534	0/487	0/698	0/162	0/406	0/221	0/298	0/101	0/579	0/247	1	0/169
C14	0/781	0/597	0/539	0/093	0/094	0/655	0/356	0/399	0/378	0/306	0/371	0/789	0/778	1

*اعداد جدول تا ۳ رقم اعشار گرد شده‌اند.

منبع: محقق ساخته

جدول ۶. ماتریس دسترسی اولیه

معیارها	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C1	1	0	1	1	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0
C2	0	1	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0
C3	0	0	1	1	0	0	1	0	0	1	0	1	1	0
C4	0	0	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0
C5	0	0	1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0
C6	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0
C7	0	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1	0	1	0
C8	0	0	0	0	0	1	1	1	1	0	1	0	0	0
C9	0	0	1	0	0	1	0	1	1	1	1	0	0	0
C10	0	0	1	1	0	0	1	0	1	1	0	1	1	0
C11	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0
C12	0	0	1	1	1	1	0	0	0	1	0	1	1	0
C13	0	0	1	1	1	0	1	0	0	0	1	0	1	1
C14	1	1	1	0	0	1	0	0	0	1	0	1	1	1

منبع: محقق ساخته

در ادامه کار، ماتریس دسترسی نهایی با دخیل کردن اصل انتقال‌پذیری حاصل می‌گردد (جدول ۷). همچنین با بکار بستن رابطه (۱۰) ماتریس مجموعه دسترسی مطابق با جدول (۸) و ماتریس مجموعه پیش‌نیاز نیز مطابق با جدول (۹) شناسایی می‌شوند. متعاقباً جدول (۱۰) مجموعه اشتراک سطح اول شاخص‌ها را بر مبنای معادله (۱۱) و بصورت یک ماتریس دودویی نمایش می‌دهد. جدول (۱۱) نیز سطح‌بندی "دوم" تا "هفتم" شاخص‌ها را به همراه شاخص‌های ورودی و خروجی هر سطح ارائه می‌دهد.

جدول ۷. ماتریس دسترسی نهایی

معیارها	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	نفوذ
C1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	13
C2	0	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	0	11
C3	0	0	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	0	10
C4	0	0	1	1	0	0	1	0	0	1	1	1	1	0	7
C5	0	0	1	1	1	0	0	0	0	1	1	1	1	0	7
C6	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	13
C7	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	0	10
C8	1	1	0	1	1	1	1	1	1	0	1	0	1	0	10
C9	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	11
C10	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	12
C11	0	0	1	1	0	0	1	0	0	1	1	1	1	0	7
C12	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	14
C13	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	12
C14	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	13
وابستگی	6	7	13	14	12	9	12	11	11	13	14	11	13	4	

منبع: محقق ساخته

جدول ۸. ماتریس مجموعه دسترسی R

معیارها	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C1	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	0
C2	0	C2	C3	C4	C5	0	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	0
C3	0	0	C3	C4	C5	0	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	0
C4	0	0	C3	C4	0	0	C7	0	0	C10	C11	C12	C13	0
C5	0	0	C3	C4	C5	0	0	0	0	C10	C11	C12	C13	0
C6	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	0
C7	0	0	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	0	C13	0
C8	C1	C2	0	C4	C5	C6	C7	C8	C9	0	C11	0	C13	0
C9	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	0	0	0
C10	0	0	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C11	0	0	C3	C4	0	0	C7	0	0	C10	C11	C12	C13	0
C12	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C13	0	0	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C14	C1	C2	C3	C4	C5	C6	0	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14

جدول ۹. ماتریس مجموعه پیش‌نیاز A

معیارها	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C1	C1	0	0	0	0	C6	0	C8	C9	0	0	C12	0	C14
C2	C1	C2	0	0	0	C6	0	C8	C9	0	0	C12	0	C14
C3	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	0	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C4	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C5	C1	C2	C3	0	C5	C6	C7	C8	C9	C10	0	C12	C13	C14
C6	C1	0	0	0	0	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C7	C1	C2	C3	C4	0	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C8	C1	C2	C3	0	0	C6	C7	C8	C9	C10	0	C12	C13	C14
C9	C1	C2	C3	0	0	C6	C7	C8	C9	C10	0	C12	C13	C14
C10	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	0	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C11	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14
C12	C1	C2	C3	C4	C5	C6	0	0	0	C10	C11	C12	C13	C14
C13	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	0	C10	C11	C12	C13	C14
C14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	C10	0	C12	C13	C14

منبع: محقق ساخته

جدول ۱۰. ماتریس مجموعه اشتراک (R ∩ A) و سطح‌بندی اول شاخص‌ها

معیارها	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	سطح
C1	1	0	0	0	0	1	0	1	1	0	0	1	0	0	
C2	0	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	
C3	0	0	1	1	1	0	1	0	1	1	1	1	1	0	
C4	0	0	1	1	0	0	1	0	0	1	1	1	1	0	I
C5	0	0	1	0	1	0	0	0	0	1	0	1	1	0	
C6	1	0	0	0	0	1	1	1	1	1	0	1	1	0	
C7	0	0	1	1	0	1	1	1	1	1	1	0	1	0	
C8	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	0	0	1	0	
C9	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	0	0	0	0	
C10	0	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	
C11	0	0	1	1	0	0	1	0	0	1	1	1	1	0	I
C12	1	1	1	1	1	1	0	0	0	1	1	1	1	1	
C13	0	0	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	
C14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1	

منبع: محقق ساخته

جدول ۱۱. مجموعه‌های اشتراک (R ∩ A) و سطح‌بندی دوم تا هفتم شاخص‌ها

معیاره ا	مجموعه دسترسی (R)	مجموعه پیش‌نیاز (A)	مجموعه اشتراک (A) ∩ (R)	سطوح
C1	*C1،C2،C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13*	*C1،C6،C8،C9،C12،C14*	*C1،C6،C8،C9،C12*	
C2	*C2،C3،C5،C7،C8،C9،C10،C12،C13*	*C1،C2،C6،C8،C9،C12،C14*	*C2،C8،C9،C12*	
C3	*C3،C5،C7،C8،C9،C10،C12،C13*	*C1،C2،C3،C5،C6،C7،C9،C10،C12،C13،C14*	*C3،C5،C7،C9،C10،C12،C13*	
C5	*C3،C5،C10،C12،C13*	*C1،C2،C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14*	*C3،C5،C10،C12،C13*	II
C6	*C1،C2،C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13*	*C1،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14*	*C1،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13*	
C7	*C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10،C13*	*C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13*	*C3،C6،C7،C8،C9،C10،C13*	
C8	*C1،C2،C5،C6،C7،C8،C9،C13*	*C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14*	*C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C13*	
C9	*C1،C2،C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10*	*C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14*	*C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10*	
C10	*C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14*	*C1،C2،C3،C5،C6،C7،C9،C10،C12،C13،C14*	*C3،C5،C6،C7،C9،C10،C12،C13.، C14*	

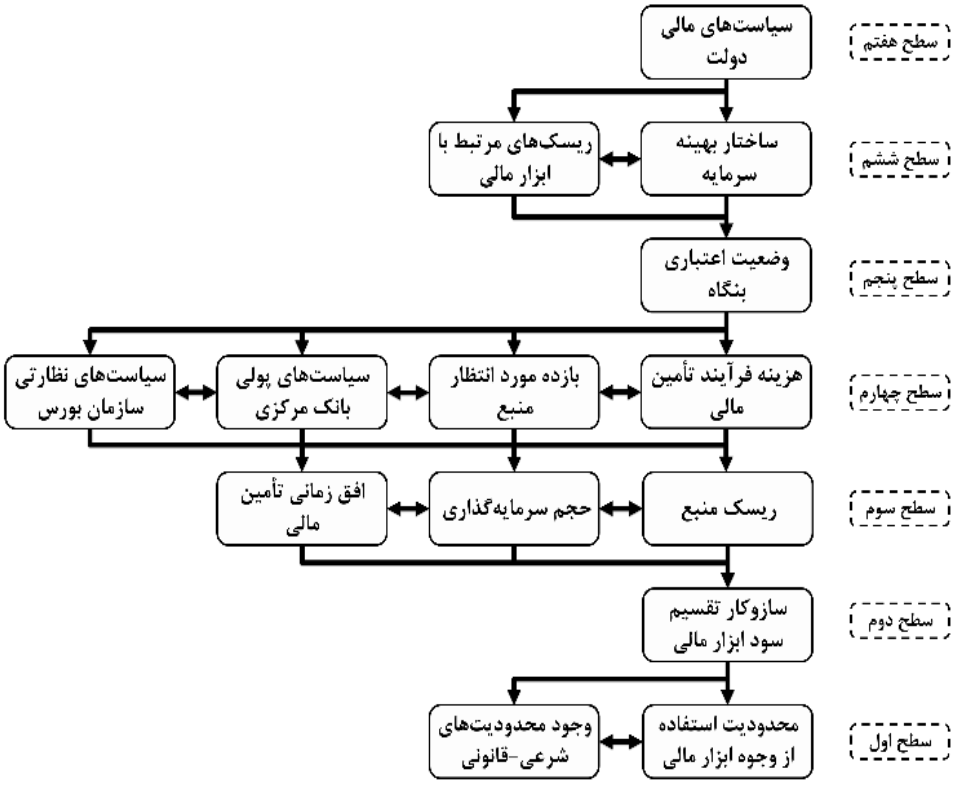
معیار ا	مجموعه دسترسی (R)	مجموعه پیش‌نیاز (A)	مجموعه اشتراک (A) ∩ (R)	سطوح
C12	C1،C2،C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C5،C6،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C5،C6،C10،C12،C13. C14	
C13	C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C5،C6،C7،C8،C10،C12،C13،C14	C3،C5،C6،C7،C8،C10،C12،C13. C14	
C14	C1،C2،C3،C5،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13. C14	C10،C12،C13،C14	C10،C12،C13،C14	
C1	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13	C1،C6،C8،C9،C12،C14	C1،C6،C8،C9،C12	
C2	C2،C3،C7،C8،C9،C10،C12،C13	C1،C2،C6،C8،C9،C12،C14	C2،C8،C9،C12	
C3	C3،C7،C8،C9،C10،C12،C13	C1،C2،C3،C6،C7،C9،C10،C12،C13،C14	C3،C7،C9،C10،C12،C13	
C6	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13	C1،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14	C1،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13	
C7	C3،C6،C7،C8،C9،C10،C13	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13	C3،C6،C7،C8،C9،C10،C13	III
C8	C1،C2،C6،C7،C8،C9،C13	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10. C13	III
C9	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10	III
C10	C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C7،C9،C10،C12،C13،C14	C3،C6،C7،C9،C10،C12،C13،C14	
C12	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	
C13	C3،C6،C7،C8،C9،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C10،C12،C13،C14	C3،C6،C7،C8،C10،C12،C13،C14	
C14	C1،C2،C3،C6،C7،C8،C10،C12،C13،C14	C10،C12،C13،C14	C10،C12،C13،C14	
C1	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13	C1،C6،C12،C14	C1،C6،C12	
C2	C2،C3،C10،C12،C13	C1،C2،C6،C12،C14	C2،C12	
C3	C3،C10،C12،C13	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	C3،C10،C12،C13	IV
C6	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13	C1،C6،C10،C12،C13،C14	C1،C6،C10،C12،C13	
C10	C3،C6،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	C3،C6،C10،C12،C13،C14	IV
C12	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	IV
C13	C3،C6،C10،C12،C13،C14	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	C3،C6،C10،C12،C13،C14	IV
C14	C1،C2،C3،C6،C10،C12،C13،C14	C10،C12،C13،C14	C10،C12،C13،C14	
C1	C1،C2،C6	C1،C6،C14	C1،C6	
C2	C2	C1،C2،C6،C14	C2	V
C6	C1،C2،C6	C1،C6،C14	C1،C6	
C14	C1،C2،C6،C14	C14	C14	
C1	C1،C6	C1،C6،C14	C1،C6	VI
C6	C1،C6	C1،C6،C14	C1،C6	VI
C14	C1،C6،C14	C14	C14	
C14	C14	C14	C14	VII

منبع: محقق ساخته

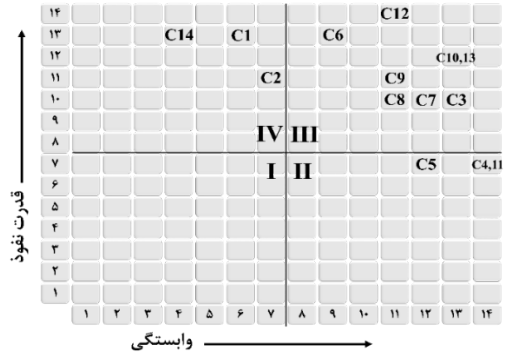
پس از تعیین روابط و سطح‌بندی عوامل، شاخص‌ها بر حسب محل جای‌گیری در هر سطح و به ترتیب از پایین به بالا و با درنظرگیری انتقال‌پذیری همچون یک گراف جهت‌دار تنظیم می‌گردند. در پژوهش حاضر، متغیرها در "هفت" سطح طبقه‌بندی شده‌اند. شاخص‌هایی که در سطوح بالای سلسله مراتب مدل ساختاری-تفسیری قرار دارند از تأثیرگذاری بیشتری نسبت به شاخص‌های زیرین خود برخوردارند. در این پژوهش شاخص "سیاست‌های مالی دولت" در بالاترین سطح از ساختار سلسله مراتبی قرار گرفته است.

در گام پایانی و جهت پیاده‌سازی تجزیه‌وتحلیل MICMAC، محاسبه قدرت نفوذ و میزان وابستگی هر متغیر نیاز می‌باشد؛ این مقادیر به ترتیب در ستون و سطر آخر جدول (۷) ارائه شده‌اند. در این گام

شاخص‌ها در چهار خوشه طبقه‌بندی می‌گردند. خوشه نخست دربرگیرنده شاخص‌های خودمختار است؛ که قدرت نفوذ و وابستگی ضعیفی دارند. متغیرهای این خوشه تا حدودی از سایر متغیرها مجزا بوده و ارتباطات کمی میان آن‌ها برقرار است. در این مطالعه هیچ کدام از شاخص‌های تأمین مالی در این خوشه قرار نگرفته‌اند؛ که این امر نشانگر پیوند قوی میان شاخص‌ها با هم در مدل نهایی است. خوشه دوم، شاخص‌های وابسته را در بر دارد؛ که از قدرت نفوذ ضعیف اما وابستگی بالایی برخوردارند. خوشه سوم شامل شاخص‌های پیوندی می‌باشد؛ این شاخص‌ها قدرت نفوذ و وابستگی بالایی دارند. در واقع هرگونه عملی بر روی این شاخص‌ها منجر به تغییر سایر شاخص‌ها می‌گردد. در این پژوهش اعم شاخص‌ها در این خوشه قرار گرفته‌اند. خوشه چهارم نیز خوشه‌ی شاخص‌های نفوذی می‌باشد؛ این شاخص‌ها از قدرت نفوذ بالا و وابستگی پایینی برخوردارند؛ شاخص‌های "سیاست‌های مالی دولت" و "ساختار بهینه سرمایه" در این خوشه جای گرفته‌اند. لازم به‌ذکر است، متغیرهای خوشه سوم و چهارم را که از قدرت نفوذ بالایی برخوردارند، اصطلاحاً متغیرهای "کلیدی" می‌نامند. شکل (۲) نمودار قدرت نفوذ-وابستگی شاخص‌های تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران را نمایش می‌دهد.



شکل ۱. گراف جهت‌دار ساختاری-تفسیری تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران (محقق ساخته)



شکل ۲. نمودار قدرت نفوذ – وابستگی (محقق ساخته)

بحث و نتیجه‌گیری

بنگاه‌های صنعتی در ایران نقش مهمی در رشد اقتصادی از طریق تولید، استخدام و ایجاد درآمد برای جوامع محلی ایفا می‌کنند. در این بین، بسیاری از این بنگاه‌ها با مشکلات عدیده‌ای از جمله منابع محدود، وثیقه‌ی ناکافی، اعتبار ضعیف نزد بانک‌ها، ناکارایی شاخص‌گذاری رقابتی، هزینه‌های بالای معامله، عدم‌تقارن اطلاعاتی و کمبود نیروی کار ماهر مواجه هستند. مشکلاتی که تأمین مالی این بنگاه‌ها خصوصاً در بازه‌های بلندمدت را به چالش کشیده است. بسیاری از بنگاه‌های صنعتی بزرگ فعالیت‌های خود را زیر سایه استقراض‌های سنگین گذرانده و بنگاه‌های کوچک و متوسط صنعتی نیز قادر به ورود به بازار سرمایه قانونی جهت تأمین مالی مستقیم نیستند. این امر بیانگر این واقعیت است که عوامل موقعیتی بنگاه‌های صنعتی بر عملکرد و شیوه‌های تأمین مالی این بنگاه‌ها تأثیرگذار است. اما نکته حائز اهمیت، وابستگی تمامی عوامل ذکر شده به تصمیمات مدیریت جهت اتخاذ روش‌های بهینه تأمین مالی بنگاه صنعتی می‌باشد. شناسایی تفاوت‌ها میان منابع تأمین مالی و شیوه‌های بکارگیری آن‌ها نیازمند تجزیه‌وتحلیل‌های همه‌جانبه‌ای توسط مدیران بنگاه‌های مذکور می‌باشد. چنین تجزیه‌وتحلیلی زمانی اهمیت می‌یابد که در کشور ما، بازارهای سرمایه و پول برای تمامی بنگاه‌های کوچک و متوسط کاملاً قابل‌حصول نیستند. در اقتصاد در حال توسعه ایران، مقررات دولتی و بخش‌های قانونی اغلب فاقد انعطاف‌پذیری جهت سازگاری با نیازهای مالی عموم بنگاه‌ها بوده و قوانین نیز اغلب اخذ وام از منابع رسمی را حمایت نمی‌کنند. به علاوه، تغییر بین منابع تأمین مالی اغلب برای بنگاه‌های کوچک، متوسط و بزرگ صنعتی غیراقتصادی است. در این شرایط لزوم تصمیم‌گیری کارآمد به منظور گزینش منابع تأمین مالی برای بنگاه‌های صنعتی، اهمیتی دو چندان می‌یابد. بدین منظور پژوهش حاضر مدلی جهت تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران با بکارگیری رویکرد ترکیبی ISM-MICMAC فازی ارائه داده است؛ که در آن تکنیک ISM فازی جهت نمایش قدرت روابط متقابل میان شاخص‌ها و نیز مدل‌سازی ساختار سلسله‌مراتب این شاخص‌ها بکار رفته است. رویکرد مرسوم ISM، روابط زمینه‌ای میان واحدهای سیستم را رابطه‌ای دودویی در نظر گرفته و این امر سبب نادیده گرفته شدن

قدرت روابط میان واحدها می‌گردد؛ در این پژوهش به منظور مدل‌سازی عدم‌قطعیت و شناسایی قدرت ارتباطات متقابل در فرآیند ارزیابی، معیارهای زبانی فازی مثلثی بکار رفته‌اند تا قضاوت‌های ارائه شده توسط هر خبره بیان گردد. علت بکارگیری این معیارها سهولت در درک، اجرای ساده و همچنین، کاربرد گسترده آن‌ها می‌باشد.

در فرآیند پیاده‌سازی رویکرد پیشنهادی پژوهش، ۱۴ شاخص کلیدی گزینش منابع تأمین مالی با مطالعه پژوهش‌های پیشین داخلی و با تأیید نظرات خبرگان پژوهش، شناسایی و با استفاده از تکنیک ISMفازی ارتباط و توالی این شاخص‌ها مشخص گردید. نتایج پژوهش بیانگر آن است که شاخص سطح هفتم (سیاست‌های مالی دولت) بیشترین ارتباط و تأثیر را بر سایر شاخص‌های تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی در ایران داشته و در تحلیل ارتباطات داخلی میان شاخص‌ها پررنگ‌ترین نقش را دارا بوده و با تغییر آن سیستم دچار تغییر می‌گردد. ازاین‌رو این شاخص، معیاری اساسی جهت اتخاذ تصمیمات کلیدی به منظور گزینش منابع تأمین مالی توسط بنگاه‌های صنعتی در ایران به شمار می‌رود و تصمیم‌گیرندگان در این امر نیاز است تا چشم‌انداز سیاست‌های مالی دولت را پیش از توجه به هر شاخص دیگری در تصمیمات مدیریتی خود به طور جد لحاظ دارند. تجزیه‌وتحلیل این رویه تا رسیدن به عوامل سطح اول که شامل شاخص‌های "محدودیت استفاده از وجوه ابزار مالی" و "محدودیت‌های شرعی-قانونی" می‌باشد، ادامه می‌یابد؛ این شاخص‌ها در پایین‌ترین سطح مدل ISM فازی قرار گرفته‌اند؛ به عبارت بهتر تمامی شاخص‌های دیگر، منجر به این دو نتیجه می‌شوند. به علاوه، بر اساس شکل (۱)، این دو خروجی با یکدیگر ارتباطی متقابل داشته و بر یکدیگر تأثیرگذارند. این نتایج، با پژوهش‌های باقری و همکاران (۱۳۹۷)، مصلح شیرازی و خلیفه (۱۳۹۶)، نعمتی و همکاران (۱۳۹۵)، فدایی واحد و مایلی (۱۳۹۳) و محمدی و همکاران (۱۳۹۲) همخوانی دارد. در ادامه فرآیند پژوهش، رویکرد MICMAC اتخاذ گردیده تا شاخص‌های کلیدی دخیل در فرآیند تأمین مالی بنگاه‌های صنعتی بر مبنای قدرت نفوذ و میزان وابستگی‌یشان در چهار خوشه طبقه‌بندی گردند. شاخص‌های خوشه مستقل که شامل "ساختار بهینه سرمایه"، "وضعیت اعتباری بنگاه" و "سیاست‌های مالی دولت" هستند؛ دارای بیشترین اثر بر سایر شاخص‌ها بوده و کمترین تأثیر را از دیگر شاخص‌ها می‌پذیرند؛ به همین دلیل در هنگام گزینش منابع تأمین مالی، این شاخص‌ها اهمیت بسیار زیادی می‌یابند. شاخص‌های خوشه پیوندی نیز شامل "ریسک منبع"، "حجم سرمایه‌گذاری"، "افق زمانی تأمین مالی"، "بازده مورد انتظار منبع" و غیره می‌باشند؛ این شاخص‌ها دارای قدرت نفوذ بالا و میزان وابستگی زیادی بوده که علاوه بر تأثیر بر سایر شاخص‌ها از آن‌ها نیز متأثر می‌شوند.

می‌توان ادعا کرد پیاده‌سازی مدل پژوهشی حاضر و رعایت فرآیند سلسله مراتبی آن، خطوط راهنمای مهمی را در عرصه عمل برای مدیران بنگاه‌های صنعتی به همراه خواهد داشت. روابط علت و معلولی تبیین شده در رویکرد پیشنهادی این مطالعه، علاوه بر افزایش کارآیی تصمیمات مدیران در طی فرآیند انتخاب منابع تأمین مالی، مسیری هدفمند جهت هدایت تلاش‌های اجرایی فراهم می‌آورد. اولویت‌بندی متغیرهای پژوهش به همراه بررسی نقاط قوت و ضعف آن‌ها، می‌تواند به عنوان الگویی مناسب جهت گزینش منابع تأمین مالی در سطوح خرد و کلان بکار رود. در ISM، روابط متقابل میان شاخص‌ها و ارتباط عوامل سطوح

مختلف بخوبی نمایان بوده و این امر سبب درک بهتر فضای تصمیم‌گیری می‌گردد. لذا، رویکرد ترکیبی ارائه شده این امکان را فراهم می‌نماید تا در قالب الگویی ساخت‌یافته بتوان روابط علت و معلولی موجود میان شاخص‌های تأمین مالی را بر پایه دانش و قضاوت خبرگان صنعت، تجزیه‌وتحلیل کرد. با توجه به تمامی مزایای ذکر شده برای ISM، این روش محدودیت‌هایی نیز دارد؛ برای نمونه، مدلسازی ساختاری-تفسیری برای شاخص‌های سیستم، وزنی متصور نمی‌شود (گووینداندن و همکاران، ۲۰۱۲)؛ برای حل این مسئله می‌توان ISM را با تکنیک‌هایی همچون فرآیند تحلیل شبکه‌ای[1] فازی ترکیب نموده و پس از درک روابط میان شاخص‌ها، آن‌ها را وزن‌دهی و اولویت‌بندی کرد. همچنین می‌توان جهت رتبه‌بندی شاخص‌های مؤثر پژوهش و رفع ویژگی صفات از روش TOPSIS فازی بهره برد. به علاوه، می‌توان با بررسی روابط ساختاری مدل ISM فازی با استفاده از تحلیل مدلسازی معادلات ساختاری[2] به درک عمیق‌تری از چگونگی ارتباط میان شاخص‌های تأمین مالی دست یافت. همچنین، پیشنهاد می‌شود پژوهش حاضر در سایر استان‌های کشور انجام گرفته و نتایج آن با یکدیگر مقایسه گردد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

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

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

1. Analytic Network Process
2. Structural Equation Modeling

References

Abe, M; Troilo, M. & Batsaikhan, O. (2015). Financing small and medium enterprises in Asia and the Pacific. *Journal of Entrepreneurship and Public Policy*, *4*(1), 2-32.

Abzari, M; Dastgir, M; & Qolipour, A. (2008). Review and analysis of financing methods of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Economic Studies*, *4* (4), 73-89. (In Persian)

Asadi, GH. & Pourbagherian, A. (2010). Surveying the Relation between Financing Methods and Future Stock Return. *Empirical Studies of Financial Accounting*, *8*(29), 139-153. (In Persian)

Bagheri, A; Ramezani, A. & Poursaeed. A. (2018). Test the effectiveness of internal and external methods of financing on the real total returns of stock. *Investment Knowledge*, *7* (26), 185-198. (In Persian)

Baker, H.K; Kumar, S. & Rao, P. (2020). Financing preferences and practices of Indian SMEs. *Global Finance Journal*, *43*, 100388.

Battistella, C; De Toni, A.F. & Pillon, R. (2015). The extended map methodology: technology roadmapping for SMES clusters. *Journal of Engineering and Technology Management*, *38*, 1-23.

Briozzo, A. & Albanese, D. (2020). Voluntary audit, investment, and financing decisions in Latin American small and medium enterprises. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, *38*, 100302.

Brixiova, Z; Kangoye, T. & Yogo, T.U. (2020). Access to finance among small and medium-sized enterprises and job creation in Africa. *Structural Change and Economic Dynamics*, *55*, 177-189.

Caneghem, T.V. & Campenhout. G.V. (2012). Quantity and quality of information and SME financial structure. *Small Business Economics*, *39*(2), 341-358.

Dang, C; Li, Z. & Yang, C. (2018). Measuring firm size in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance*, *86*, 159-176.

Eslamdoost, N. & Gholami, E. (2017). Investigating the Impact of Financial Development on the Financing of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange, *Journal of Economics and Business*, *8* (15), 15-26. (In Persian)

Fadaei, M. & Mayeli, M.R. (2014). Priorities Factors Influencing the Financing in Iran with the AHP Approach. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*. *2*(6), 141-160. (In Persian)

Farid, D. & Ghadakforoushan, M. (2019). Effect of type of finance on investment efficiency with an emphasis on company value. *Investment knowledge*, 7(28), 103-126. (In Persian)

Farid, D; Bordbar, G. & Mansouri, H. (2009). *Investigating the financing barriers of companies listed on the Tehran Stock Exchange using the concept of capital market efficiency*. International Conference on Financing Development in Iran, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. (In Persian)

Fayzi Chekab, G.N; Taghizadeh, E; Fahimi, A. & Khodadadi Dashtaki, K. (2015). Barriers for Foreign Finance in Iranian Law. *Private law*, *3*(11), 149-178. (In Persian)

Ghazinoori, S; Bamdad Soofi, J. & Radaei, N. (2017). A Framework for Selecting Financing Instruments Based on Knowledge-Based Firms Clustering. *Science and Technology Policy*, *9*(2), 13-30. (In Persian)

Govindan, K; Palaniappan, M; Zhu, Q. & Kannan, D. (2012). Analysis of third-party reverse logistics provider using interpretive structural modeling. *International Journal of Production Economics*, *140* (1), 204-211.

Gu, Q; Jiang, W. & Wang, G.G. (2016). Effects of external and internal sources on innovation performance in Chinese high-tech SMEs: a resource-based perspective. *Journal of Engineering and Technology Management*, *40*, 76-86.

Hajiha, Z. (2016). The Study of the Effect of Risk Stimulating Variables on Financing Constraints in Firms Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*, *3*(11), 91-110. (In Persian)

Huang J.J; Tzeng G.H. & Ong C.S. (2005). Multidimensional data in multidimensional scaling using the analytic network process. *Pattern Recognition Letters*, *26*, 755-767.

Huang, W; Zhang, Y; Kou, X; Yin, D; Mi, R. & Li, L. (2020). Railway dangerous goods transportation system risk analysis: An Interpretive Structural Modeling and Bayesian Network combining approach. *Reliability Engineering & System Safety*, *204*, 107220.

Jafari Samimi, A; Khazaei, A. & Montazeri Shurkchali, J. (2013). Investigating the effect of financing method on the profitability growth of firms in Iran. *Economic Strategy*, *2* (7), 81-106. (In Persian)

Karimi, A. & Bozarjomehri, SH. (2013). Analyzing the Financing Barriers to Small and Medium Enterprises. *Entrepreneurship Development*, *6*(1), 125-144. (In Persian)

Karpavicius, S. (2014). The cost of capital and optimal financing policy in a dynamic setting. *Journal of banking and finance*, *48*, 42-56.

Kersten, R; Harms, J; Liket, K. & Maas, K. (2017). Small Firms, large Impact? A systematic review of the SME Finance Literature. *World Development*, *97*, 330-348.

Khajavi, S. & Salhinia, M. (2015). Financing Constraints and firm Growth. *Quarterly Financial Accounting Journal*, *7*(25), 29-48. (In Persian)

Khazaei, A; Tehranchian, A.M; jafari samimi, A. & Talebloo, R. (2016). Internal Finance and Firms Productivity: Evidence from Iranian Automotive Industry. *Economic Studies and Policies*, *3*(1), 101-128. (In Persian)

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

Lee, N; Sameen, H; & Cowling, M. (2015). Access to finance for innovative SMEs since the financial crisis. *Research Policy*, *44*, 370-380.

Lee, S; Park, G; Yoon, B; & Park, J. (2010). Open innovation in SMEs: An intermediated network model. *Research Policy*, *39*(2), 290-300.

Li, W; Yu, S; Pei, H; Zhao, C. & Tian, B. (2017). A hybrid approach based on fuzzy AHP and 2-tuple fuzzy linguistic method for evaluation in-flight service quality. *Journal of Air Transport Management*, *60*, 49-64.

Lin, R.J. (2013). Using fuzzy DEMATEL to evaluate the green supply chain Management practices. *Journal of Cleaner Production*, *40*, 32–39.

Lv, D.D; Zeng, P. & Lan, H. (2018). Co-patent, financing constraints, and innovation in SMEs: An empirical analysis using market value panel data of listed firms. *Journal of Engineering and Technology Management*, *48*, 15-27.

Mehdian, A; Mehrabian, A. & Seifipour, R. (2015). Investigating the relationship between the size of industrial enterprises and economic growth in Iran. *Applied Economics*, *6*(18), 23-35. (In Persian)

Meuleman, M; & Maeseneire, W. (2012). Do R&D subsidies affect SMEs' access to external financing? *Research Policy*, *41*(3), 580-591.

Mohammadi, E; Darabi, R. & Rahimi, M. (2013). *A Study of Policy Factors Affecting the Choice of Financing Methods*, 6th Conference on Financial System Development in Iran, Tehran, Department of Finance and Investment, Sharif University of Technology. (In Persian)

Mosleh Shirazi, A. & Khalifeh, M. (2017). Simulating and policy making of internal and external SMEs' financing problems via system dynamics approach. *Asset Management and Financing*, *5*(2), 69-92. (In Persian)

Narayanan, P.T.V; Thirunavukkarasu, R. & Sunder M, V. (2021). Indispensable link between green supply chain practices, performance and learning: An ISM approach. *Journal of Cleaner Production*, *279*, 123387.

Nemati, A; Karimi, M. & Vahidi Rumi, R. (2015). Investigating Financing Methods with Profitability Growth of Pharmaceutical Companies in Iran. *Financial Economics*, *10*(36), 51-71. (In Persian).

Noori, R; Fathi, S. & Yeganeh, L. (2016). Identification of the Causes of Timely Availability of Working Capital Problem for Small and Medium Size Enterprises in Iran. *Asset Management and Financing*, *4*(3), 1-16. (In Persian)

Parameshwaran, R; Baskar, C. & Karthik, T. (2015). An integrated framework for mechatronics-based product development in a fuzzy environment. *Applied Soft Computing*, *27*, 376-390.

Sadrinia, M; Mirasdi, S. & Varvani, M. (2009). Different methods of financing small and medium enterprises in different stages of life. *Technology Growth*, *5*(19), 13-21. (In Persian)

Sajid, Z; Khan, F; & Zhang, Y. (2017). Integration of interpretive structural modelling with Bayesian network for biodiesel performance analysis. *Renewable Energy*, *107*, 194-203.

Sertsios, G. (2020). Corporate finance, industrial organization, and organizational economics. *Journal of Corporate Finance*, *64*,101680.

Sindhu, S; Nehra, V. & Luthra, S. (2016). Identification and analysis of barriers in implementation of solar energy in Indian rural sector using integrated ISM and fuzzy MICMAC approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *62*, 70-88.

Song, L; Li, Q; List, G; Deng, Y. & Lu, P. (2017). Using an AHP-ISM based method to study the vulnerability factors of urban rail transit system. *Sustainability*, *9*(6), 1065.

Spithoven, A; Vanhaverbeke, W. & Roijakkers, N. (2013). Open innovation practices in SMEs and large enterprises. *Small Business Economics*, *Forthcoming*. *41*(3), 537-562.

Stajkovic, A.D; Bandura, A. Locke, E.A; Lee, D. & Sergent, K. (2018). Test of three conceptual models of influence of the big five personality traits and self-efficacy on academic performance: A meta-analytic path-analysis. *Personality and Individual Differences*, *120*, 238-245.

Subrahmanya, M.H.B. (2015). Innovation and growth of engineering SMEs in Bangalore: why do only some innovate and only some grow faster? *Journal of Engineering and Technology Management*, *36*, 24-40.

Vadieei, M.H; Ghannad, M. & Nazari, H. (2018). The Comparison of the Structure of Liquidities, Funding via Long-Term-Debts and Dividends in Family & Non-Family Firms. *Journal of Financial Management Strategy*, *6*(1), 25-52. (In Persian)

Wang, L; Ma, L; Wu, K.-J; Chiu, A.S.F. & Nathaphan, S. (2018). Applying fuzzy interpretive structural modeling to evaluate responsible consumption and production under uncertainty. *Industrial Management & Data Systems*, *118*(2), 432-462.

Wang, Y.-M. (2009). Centroid defuzzification and the maximizing set and minimizing set ranking based on alpha level sets. *Computers & Industrial Engineering*, *57*, 228-236.

Warfield, J.N. (1974). Developing subsystem matrices in structural modeling. *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics*, *CY-S 4*(1), 74-80.

Xiang, D; Chen, J; Tripe, D. & Zhang, N. (2019). Family firms, sustainable innovation and financing cost: Evidence from Chinese hi-tech small and medium-sized enterprises. *Technological Forecasting and Social Change*, *144*, 499-511.

Zakernia, E; Khajezade Dezfooli, M. & Fadaei, M. (2016). Prioritize the factors affecting the choice of mode of financing in Iran using TOPSIS method based on the fuzzy linguistic variables. *Financial Engineering and Securities Management*, *7*(27), 53-70. (In Persian)

Zanjirdar, M. & Ebrahimimirad, S.S. (2009). Investigating the relationship between financing methods (external sources) and stock returns. *Financial Studies*, *2*, 155-172. (In Persian)

Zhang, Y; Halder, P; Zhang, X. & Qu, M. (2020). Analyzing the deviation between farmers' Land transfer intention and behavior in China's impoverished mountainous Area: A Logistic-ISM model approach. *Land Use Policy*, *94*, 104534.

Zhou, F; Lim, M.K, He, Y; Lin, Y. & Chen, S. (2019). End-of-life vehicle (ELV) recycling management: Improving performance using an ISM approach. *Journal of Cleaner Production*, *228*, 231-243.

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۴۸-۲۱۵

مقاله پژوهشی

مدل احساس سرمایه‌گذار مبتنی بر شرایط نامتقارن استراتژی‌ها در بازی‌های روانشناختی قیمت سهام[۱]

همایون خسروی گلمت آبادی[۲]، علی اصغر طاهر آبادی[۳]، عطاءا.. محمدی ملقرنی[۴]، احمدعلی جدیدیان[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۰۲

چکیده

پژوهش حال حاضر تهیه و تدوین مدلی دوران‌یافته از رفتارهای توده‌وار و بر مبنای تعمیم مدل تک سیگنالی از وضعیت‌های خوش‌بینی و بدبینی‌های بازار سهام مدل احساس سرمایه‌گذار Barberis به مدل زنجیره‌های رفتاری توده‌وار دو سیگنالی همزمان دو بازار سهام و ارز Banerjee است. این مدل، سوگیری های رفتاری توده‌وار را تحت تاثیر عوامل تورم پولی قابل انتظار و غیرمنتظره را در قالب تکانهٔ های احساسی شاخص کل بازار بورس و با استفاده از الگوهای های بازی روانشناختی دینامیک DGPS نمایان کند. این تکانه‌ها در چارچوب مدل تبیینی، تغییرات حجم معاملات سهام را در بازه‌های هفتگی و تورم های پولی همزمان با آنرا در دو وضعیت تورمی مذکور در بازار بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۹۴ تا ابتدای سال ۱۳۹۹ مورد ارزیابی قرار می‌دهد. یافته‌های مبتنی بر این مدل دوران‌یافته و دینامیکی نشان می‌دهد در بازه‌های زمانی که بازار سهام بطور انحصاری دوران خوش‌بینی و بدبینی‌ها را طی می‌کند، ارتباط معنی‌دار متغیر احساس سرمایه‌گذار در دو قالب حجم فروش سرمایه‌گذاران عادی و حجم کل معاملات در زنجیره‌های رفتاری توده‌وار دارای یک کشش یا همگرایی توده‌واری یک‌سویه با محوریت بازار سهام است؛ و در بازه‌های زمانی که بازار سهام و بازار ارز همراستای با هم دوران خوش‌بینی و بدبینی‌های منحصر به فرد را طی خواهند کرد این ارتباط و کشش دارای یک همگرایی توده‌واری دو سویه با محوریت هر دو بازارهای سهام و ارز است. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که بسط این مدل در الگوهای بازی‌های روانشناختی سرمایه‌گذاران با حضور متغیرهای تورم قابل انتظار و غیرمنتظره می تواند برازش مناسبی را برای توزیع احتمالات مدل استراتژی‌های نامتقارن بازیگران در زنجیره‌های رفتاری توده‌وار Banerjee ارائه دهد.

واژگان کلیدی: رفتارهای توده‌وار، مدل احساس سرمایه‌گذار، بازی‌های روانشناختی دینامیک، تکانه، استراتژی‌های نامتقارن.
طبقه‌بندی موضوعی: *C92 ، C63، C73، C36، C57.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.42711.2777
۲. دانشجوی دکترای، گروه حسابداری، واحد سنندج، دانشگاه آزاد اسلامی، سنندج، ایران. Email: khosravi homayoun@gmail.com
۳. استادیار، واحد کنگاور، دانشگاه آزاد اسلامی، کنگاور، ایران. Email: Tahrabay@yahoo.com
۴. استادیار، واحد سنندج، دانشگاه آزاد اسلامی، سنندج، ایران. Email: ataata.mm68@yahoo.com
۵. استادیار، واحد کنگاور، دانشگاه آزاد اسلامی، کنگاور، ایران. Email: ahjadidi53@gmail.com

مقدمه

مدل احساس سرمایه‌گذار باربریز و همکاران (۱۹۹۸)[1] تنها مدل ارائه شده در ارتباط با واکنش سرمایه‌گذاران حقیقی یا عادی در مقابل *سیگنال‌های* اخذ شده و منحصربه فرد هریک از وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌هایی* است که بر مبنای باورهای اولیه آنها تشکیل یافته است. این واکنش های احساسی در الگوی زنجیره‌هایی از رفتارهای توده‌وار مطابق با الگوهای ارائه شده توسط بیخچندانی و همکاران (۱۹۹۲)[2] و کریستوفر و زمسکی (۱۹۹۸)[3] بر اساس وجود یک بازار واحد است که می‌تواند این بازار، یک بازار سهام باشد یا هر بازار دیگری. اینگونه الگوها به الگوهای بازی‌های روانشناختی ایستا معروف اند و در ادامه این بحث بانرجی (۱۹۹۲)[4] با ارائه یک مدل همزمان از باورهای اولیه و باورهای ثانویه بازیگران توانست در قالب یک توزیع احتمالات، الگویی رفتاری از تشکیل زنجیره‌های همگرا و به هم پیوسته توده‌وار و مرتبط با اخذ *سیگنال‌های* دریافتی از وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌های* منحصر به فرد در ارتباط با تصمیم‌گیری ها و نهایتا اقدام اینگونه افراد و یا دنباله روی از *سیگنال‌های* افراد دیگر ارائه دهد. فقدان یک مدل جامع که بتواند بطور همزمان هم توزیع احتمالات تشکیل زنجیره‌های رفتاری توده‌وار بانرجی (۱۹۹۲) و هم دو بازار همراستا را دربر بگیرد مسئله اصلی این پژوهش است و ما را بر این داشت که با بسط مدل باربریز (۱۹۹۸) در الگوی توزیع احتمالات بانرجی (۱۹۹۲) و با استفاده از مدل‌های روانشناختی دینامیک[5] DGPS مرتبط با واکنش های بازیگران دارای سیگنال با باورهای بروز شده و نهایی، به تبیین مدل این پژوهش پرداخته؛ که بتواند مدل احساس سرمایه‌گذار را در قالب زنجیره‌های رفتاری توده‌واری در دو بازار همزمان و موثر بر هم را رصد و یک الگوی مناسبی از توزیع احتمالات واکنشی سرمایه‌گذاران حقیقی یا عادی در نقاطی از به اشتراک گذاشتن استراتژی‌های نامتقارن خود و عوامل بازار ساز بورس سهام که در تکانه‌های قیمتی و بروز شده نمایان می‌شوند را ارائه دهد.

تاریخ بازار سهام سرشار از اتفاقات قابل‌توجهی است که این رویدادها در سقوط بازار سهام در کشورهای مختلف و تحت اسامی متفاوتی رخ داده است. هریک از این تغییرات به یک سطح یا تغییرات چشمگیری در قیمت‌های سهام اشاره دارد که می‌تواند موجبات فراهم اوردن زمینه های زیادی در ارتباط با مطالعات رفتاری توده‌وار و همچنین، عامل بسیار مهم احساس سرمایه‌گذاران در اینگونه تحقیقات باشد.

همانگونه که در بازه زمانی سال های ۹۴ تا ابتدای ۱۳۹۹ رشد قیمت‌ها در بازار سهام روندی مستقیم با تکانه‌های تغییر نرخ ارز را طی می کرد، چنین شرایطی موجبات یک کشش و همگرایی ما بین بازار سهام و بازار ارز را فراهم آورد که در نتیجه آن رفتارهای گلّه‌ای و توده‌وار سرمایه‌گذاران بارها و بارها بازارها را در خوش‌بینی و *بدبینی‌های* متوالی و پی در پی منحصر به فردی فرو برد. این در حالی بود که مدل‌های رفتاری

1. Barberis, et al
2. Bikhchandani, et al
3. Christopher and Zemsky
4. Banerjee
5. J. Geanakoplos, D. Pearce, E. Stacchetti

موجود توده‌واری، مانند بیخچندانی و شارما (۲۰۰۰)[1] و کریستوفر و زمسکی (۱۹۹۸) که بر کشش و همگرایی یک‌سویه و حول مکانیسم قیمت بازار سهام به عنوان نقاط اشتراک تمامی استراتژی‌های انتخابی و رفتاری نامتقارن در ارتباط با تمامی بازیگران بازار بورس تاکید می ورزند و در نهایت نیز بر یک گسستگی یا واگرایی زنجیره‌های رفتاری سرمایه‌گذاران بصورت یک طرفه و در بازه‌های زمانی مورد اتفاق بر وجود یا حضور یک عامل تکانه‌ای اشاره داشتند.که این عامل تکانه‌ای در قالب احساسات سرمایه‌گذاران، بازدهی قیمت سهام را با توجه به نوع واکنش آنها در متغیر حجم فروش افراد حقیقی ،دچار نوسان خواهد کرد و یا به عبارت دیگر؛ سرمایه‌گذاران یا سهام خود را خواهند فروخت و یا نگهداری خواهند کرد. در همین ارتباط و با اندازه‌گیری مدل‌های احساس سرمایه‌گذاران، اکثر محققان مانند بیکر و ورگلر (۲۰۰۷)[2] تنها با تمرکز بر متغیرحجم کل معاملات به عنوان عامل سنجش نوسان احساسات منحصر به فرد، سهم اندکی را در ارتباط با متغیر حجم فروش افراد عادی که بانیان و قربانیان رفتارهای توده‌وار در بخش واگرایی زنجیره‌ها قائل اند. و این مسئله بعدی در راستای مسئله اصلی پژوهش برای کشورهای درگیر تورم با وجود متغیرهای تورمی قابل انتظار و غیرمنتظره مطابق با نظریه توهم پولی جان مینارد کینز (۱۹۲۴)[3] و نظریه‌های تورمی و پولی فاما و همکاران (۱۹۷۷)[4] و مودیگیلیانی (۱۹۷۹)[5]، در ارتباط با کشش و همگرایی‌های رفتاری دو بازار همزمان و تاثیر پذیراند. فقدان یک مدل احساس سرمایه‌گذار جامع با توجه به نوع واکنش سرمایه‌گذاران بورسی و حضور یک بازار همراستا را همانند بازار در دسترس ارز که موجبات یک توزیع احتمالات گسترده‌تری از استراتژی‌های نامتقارن بازیگران درگیر در هر دو بازار را فراهم خواهد کرد، بیش از پیش قابل محسوس نمود.

اهمیت این پژوهش در خلاء ناشی از این موضوع در ارتباط با مدل احساس سرمایه‌گذار باربیز (۱۹۹۸) است که با توجه به مسائل مطرح شده، ما را بر این داشت که با بسط مدل توزیع احتمالات چند باوری بانرجی (۱۹۹۲) که بر پایه الگوهای روانشناختی ایستایی ارائه شده است در چارچوب یک مدل جامع روانشناختی دینامیکی DGPS آن را با فرضیه‌های مرتبط با مسائل مطرح گسترش و تعمیم داد.

این در حالی است که مدل تبیینی نگارندگان نشان می‌دهد بررسی حجم فروش افراد عادی سرمایه‌گذار در قالب یک احساسات همگرا و یا واگرا می‌تواند در ارتباط معنی‌داری با متغیر کنترلی و تعدیلگر تورم قابل‌انتظار، غیرمنتظره و به طور عامدانه یا کاذب، در جریان کشش و همگرایی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار توسط بازار ارز قرار بگیرد و همچنین، بتواند در یک قالب کلی و حول مکانیسم قیمت بازار سهام به عنوان یک مدل دوران‌یافته نمایش داده شود. در ضمن این مدل بتواند در هریک از تغییر حالت بازارها در چارچوب خوش‌بینی و *بدبینی‌های* روانی و مرتب به روز شده با محوریت دوران رکود و رونق پیوسته بازار

1. Bikhchandani and Sharma
2. Baker and Wurgler
3. Keynes
4. Fama,et al
5. Modigliani

سهام در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت؛ هر گونه کشش و همگرایی‌های پی در پی یک طرفه و دو سویه بازارها را پوشش دهد.

در ادامه ساختار این پژوهش به ترتیب از بخش‌های مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش، فرضیه‌ها، روش‌شناسی پژوهش، آزمون فرضیه‌ها، تجزیه و تحلیل داده‌ها و بحث و نتیجه‌گیری تشکیل شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در ادبیات مالی، مدل‌های رفتاری توده‌وار با زنجیره‌های رفتاری مربوط به آن از موضوعات مورد توجه بوده است. نخستین بار بیخچندانی، هیرشلیفر و ولش (۱۹۹۲)[1] نشان دادند که زمان اتفاق این زنجیره‌های رفتاری، وجود یک یک آبشار اطلاعاتی با مشاهده اعمال افراد پیش رو و بدون توجه به اطلاعات پیشین و منحصر به فرد خود میسر است که این در نتیجه دنبال کردن رفتار فرد قبلی (پیشین) و در چارچوب چهار مکانیسم اصلی برای ایجاد یک رفتار اجتماعی یکنواخت است. این چهار مکانیسم شامل؛ تحریم کردن تمامی مسیرهای انحرافی از آن رفتار اجتماعی، پیامدهای مثبت بیرونی، ترجیح دادن یک انطباق با یک رفتار اجتماعی مشترک و در نهایت، ارتباطات افراد را شامل می‌شود.

با توجه به این رفتار اجتماعی یکنواخت؛ آنها علت ایجاد رفتارهای توده‌وار و گلّه ایی افراد را در تفاوت‌های اطلاعات سرمایه‌گذاران می‌دانند که بر سه مبنا استوار است: اول، اینکه ممکن است سرمایه‌گذاران زود تصمیم بگیرند و برای پیدا کردن راه درست به دنبال اکثریت راه بیفتند و دوم، اینکه ممکن است تصمیم آنها نادرست باشد و سوم، اینکه اگر تصمیم اشتباهی را بگیرند، با توجه به تجربه و یا اطلاعات جدید، احتمالاً تصمیم خود را عوض کنند و یک رفتار توده‌وار و در جهت مخالف شروع نمایند و این به نوبه خود باعث افزایش نوسانات بازار می‌شوند. در حقیقت آنان رفتارهای توده‌وار را در دو قالب رفتارهای کاذب و عمدی تقسیم می‌نمایند. که در توده‌واری کاذب منتج به یک نتیجه کارآمد خواهد شد و برعکس آن در توده‌واری عمدی، انتظار از اینکه که حتما" نتیجه کارآمدی را در پی داشته باشد، وجود نخواهد داشت.

بانرجی (۱۹۹۲) در مورد مدل رفتاری توده‌وار خود، با بیرونی خواندن عامل ایجاد گلّه و یا توده و اهمیت داشتن بازی نفرات نخستین و تشکیل دهنده آن، مهم بودن پاداش نفرات بعدی را مورد تا کید قرار می‌دهد. در این راستا، وی توانست با تبیین یک مدل بازی در بازی و با پراکندگی توزیع پاداش‌ها، باورها و احساسات منحصر به فرد را از باورها و احساسات دنبال کننده مجزا نماید. به علاوه، نتایج آن با تحقیقات بیخچندانی و همکاران که در یک قالب کلی از زنجیره‌های رفتاری برای هر دسته از توده ها مشخص نموده بودند، مغایرتی نداشته باشد.

در ادامه این تحقیقات، ورادو (۲۰۰۹)[2] بر این باور است که تدوام بازده بازارهای سهام از باورهای بی‌ثبات سرمایه‌گذاران با اطلاعات ناهمگن نشأت خواهد گرفت و این باورهای بی‌ثبات و ناهمگن اعم از سرمایه‌گذاران عادی و حقوقی، بازارسازان و در نهایت، عوامل مکانیسم قیمت بازار سهام در قالب یک بازی

1. Bikhchandani, Sushil, David Hirshleifer & Ivo Welch
2. Verardo

با استراتژی‌های نامتقارن بازیگران بازار بورس است که بعد از مشاهده اطلاعات تاریخی و تجربیات پیشین، می‌توانند نقش مهمی را ایفا نمایند.

در عین حال، این ادبیات به صورت مجزا و با تمرکز بر احساس سرمایه‌گذاران به عنوان عامل و ایجادکننده تکانه‌های رفتاری توده‌وار و مبتنی بر روش‌شناسی "مدل احساس سرمایه‌گذار" [1]رشد و گسترش یافته‌اند. اگر چه در ارتباط با مدل‌های مطرح شده احساس سرمایه‌گذار در مطالعات تجربی و نظری، بیشترین تمرکز در ارتباط با واکنش افراد عادی سرمایه‌گذار با اخذ یک سیگنال در وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌های* بازار بورس برای فروش و یا نگهداشت سهام است که بنا بر نظریه کریستوفر و زمسکی (۱۹۹۸) این مدل احساس سرمایه‌گذار می‌تواند در شاخص کل بازار در یک همگرایی یا پیوستگی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار و یا واگرایی و گسستگی این زنجیره‌ها حول مکانیسم قیمت بازار سهام به عنوان نقاط به اشتراک گذاشته شده تمامی استراتژی‌های نامتقارن عوامل بازار سرمایه نقش ایفا کند. این در حالی است که بیشتر تحلیل‌ها در راستای همگرایی در زنجیره‌های رفتاری توده‌وار، به عنوان یک مبنا و مرتبط با مدل‌های اندازه‌گیری احساس سرمایه‌گذاران ارائه شده توسط بیکر و همکاران (۲۰۰۷)[2] و استیتمن (۲۰۱۲)[3] مطرح گشته است. که استفاده از یک متغیر کلی تحت حجم معاملات افراد حقیقی و حقوقی در بورس را به عنوان نقطه اشتراک قیمتی از استراتژی‌های نامتقارن رفتاری سرمایه‌گذاران توصیه می کنند و تحلیل های گسستگی یا واگرایی این زنجیره‌های رفتاری را منحصرا در ارتباط با متغیر حجم فروش افراد حقیقی را مطابق با الگوهای باربریز و همکاران (۲۰۱۸) توجیه و قابل آزمون می دانند.

در ادامه این بررسی‌ها در مورد نحوه اندازه‌گیری احساسات سرمایه‌گذاران با کسب شواهد تجربی و آشکار، نوسانات حجم کل معاملات سهام در قالب یک متغیر "تکانه" و منحصر به فرد در مدل‌های اندازه‌گیری بازده و نوسانات مربوطه سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۵)[4] لازم و حیاتی بود. در این ارتباط با اندازه‌گیری احساس سرمایه‌گذاران و عوامل ایجادکننده این تکانه‌های احساسی و منحصر به فرد؛ استیتمن (۲۰۱۲) دریافت که احساسات سرمایه‌گذاران یک باور جمعی است که بر کل بازار تا ثیر می‌گذارد و از طریق یک عامل نویز و یا خطا موجب می‌شود که قیمت دارایی‌ها در یک نقطه اشتراکی و انتخاب شده توسط سرمایه‌گذاران حقیقی یا عادی در ارتباط با استراتژی‌های رفتاری محصربفرد خود، از مبنای آن منحرف کند. بیکر (۲۰۰۴) نیز با بررسی اثر احساس سرمایه‌گذاران در سطح مقطعی بازده سهام، با تاکید بر موج گسترده ایی از احساسات در تعامد با متغیرهای کلان اقتصادی که می‌تواند بصورت نا متناسبی سهام را از ارزش‌گذاری های بسیار ذهنی برخوردار می‌نماید، اشاره دارد. وی این موج گسترده را به طور یک کل و به عنوان عاملی برونزا در یک رویکرد از بالا به پایین مورد توجه قرار می‌دهد و در این رویکرد با تحلیل حجم کل معاملات بازارهای بورس و رفتارهای منحصر به فرد سرمایه‌گذاران عادی، سوگیری‌های احساسی و باوری آنان را در چارچوب جریانات نقدینگی و در مقاطعی از زمان و در

1. Investor sentiment model
2. Baker,et al
3. Statman
4. Carhart

سطح شرکت‌ها و یا صنایع خاص، قابل اندازه‌گیری می‌داند. در ارتباط با متغیرهای کلان اقتصادی به عنوان یک عامل تکانه‌ای احساس سرمایه‌گذاران و ایجاد مناطق خوش‌بینی و *بدبینی‌های* بازار ارز همراستا با بازار سهام مورد استفاده در مدل جامع این پژوهش، با تفکیک آن به دو سیگنال دریافتی از عامل تکانه‌ای "تورم قابل انتظار" مطابق با نظریه‌های توهم پولی جان مینارد کینز (۱۹۲۴)، تورمی و پولی فاما و همکاران (۱۹۷۷) و "تورم غیر منتظره" مطابق با نظریه‌های تورمی و پولی مودیگیلیانی (۱۹۷۹)، فاما (۱۹۸۱)، فهر و تایران (۲۰۰۱)[1] و کمپل و همکاران (۲۰۰۴)[2] بتوان اثرات آنها را در ارتباط با مدل احساس سرمایه‌گذار و شاخص کل بازار سهام کنترل و تعدیل کرد.

در ارتباط با طرفداران "تورم پولی قابل انتظار"، نظریه پردازان فوق بر این باورند که اثرات تورم پولی در اقتصادها و بازارهای بورس درگیر تورم ، درتکانه‌های شاخص کل بازار سهام و متناسب و قابل انتظار در بازه‌های زمانی بلندمدت جذب خواهد گردید و می‌تواند سرمایه‌گذاران را دچار یک توهم پولی نماید که این انتظارات تورمی را باور پذیر کنند. و در عین حال، نظریه پردازان "تورم پولی غیرمنتظره"بر این امر تاکید دارند که اثرات شوک های تورم پولی در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت و در تکانه‌های شاخص کل بازار سهام جذب خواهد شد و می‌تواند در مقاطعی هم بازار سهام و هم باور سرمایه‌گذاران دارای توهم پولی را دچار سردرگمی و تغییر نماید.

این در حالی است که فیشر و استیتمن (۲۰۰۰)[3] در مطالعات و بررسی‌های خود بر این باورند که همه سرمایه‌گذاران شبیه هم نیستند و جدا از روحیات و خلقیات سرمایه‌گذاران عادی و باورهای منحصر به فرد آنان در ایجاد دسته هایی از رفتار توده‌وار؛ با ارائه یک رویکرد از پایین به بالا تا کید داشتند که در بازی‌های قیمت سهام، نقش های متفاوت و بسیار مهم از باورها و احساسات توسط استراتژیست های بازار و نیز خبر نامه نویسان، نقش ایفا خواهند کرد که این امر موجب می‌شود که همبستگی تغییرات هریک از آنان با سرمایه‌گذاران عادی،دارای *سیگنال‌های* متفاوت و یا مشابه هم باشند. با توجه به مطالعات آنها و نیز مطالعات و بررسی‌های مشابه در ارتباط با مدل‌های رفتاری توده‌وار؛ بانرجی(۱۹۹۲) با ارائه یک مدل بازی در بازی و جداسازی و تفکیک عوامل درونزای باورها و احساسات منحصر به فرد سرمایه‌گذاران، به ورود همزمان هریک از عوامل تکانه‌ها چه به عنوان عامل برونزا، در رویکردهای از بالا به پایین بیخچندانی و همکاران (۱۹۹۲) و بیکر (۲۰۰۴) و چه به عنوان عامل درونزا، در رویکرد از پایین به بالای فیشر و استیتمن (۲۰۰۰) تحول زیادی را در ارتباط با همگرایی هریک از زنجیره‌ها در مدل‌های رفتاری توده‌وار فراهم آورد که بر مبنای الگوهای ایستایی از باورهای مرتبه اول در بازی‌های روانشناختی افراد و مرتبط با نوع واکنش آنهاست.

این تحولات پی در پی با تبیین الگوهای باوری افراد و بروز شده نهایتاً، در خروجی باورهای به روز شده مدل مارکوف این امکان را برای پژوهش حاضر نمود در ایجاد یک مدل دوران‌یافته و دینامیکی بتواند

1. Fehr and Tyran
2. Campbell, et al
3. Fisher and Statmen

با حضور عامل تکانه‌ها در هریک از حالت‌های خوش‌بینی و بدبینی بازار سهام و بازارهای هم راستا همچون بازار ارز، چارچوب بهینه‌تری در ارتباط با مدل باربریز و همکاران (۲۰۱۸) ارائه نماید.

در همین راستا برای ادغام این مدل احساس سرمایه‌گذار دینامیکی در زنجیره‌های رفتاری توده‌وار با استفاده از مدل بانرجی (۱۹۹۲) که با توسعه یک بازی روانی استقرایی و رو به جلو با استفاده از تجربیات کسب شده مرتبط با استراتژی‌های رفتاری و مرتب به روز شده باورهای مرتبه اول بازیگران و تعمیم آن در چارچوب یک الگوی روانشناختی شناخته شده بوسیله روش یادگیری مدل مارکوف[1] مطرح گشته است می‌توان در ساختاری از توزیع احتمالات احساسی، این امکان را برای تبیین مدلی دوران‌یافته در مطالعات و بررسی‌های رفتار های توده‌واری را فراهم آورد.

با توجه به پژوهشهای حاضر و اهمیت موضوع لنستور و همکاران (۲۰۲۱)[2] طی یک سری مطالعات، چالش های جدیدی را برای این نوع از توزیع احتمالات احساسی در ارتباط با باورهای به روز شده سرمایه‌گذاران عادی مطرح نمودند و بر این باورند که افرادی که در هریک از وضعیت‌های خوش‌بینی یا بدبینی قرار بگیرند، بنا بر حسب بازه‌های زمانی متفاوت و منحصر به فرد، دارای تفاو های احساسی و روانی شگرفی هستند که اینگونه از تفاوت‌ها در ماندگاری افراد در موقعیت‌های ناگوار و حالات بدبینی، نقش اساسی ایفا خواهد کرد.

با توجه به شرایط و چالش‌های موجود این‌گونه از مدل‌های رفتاری در علوم بازی‌های روانشناختی بصورت نظریه‌های ایستا و دینامیکی شناخته شده‌اند، اهمیت الگوهای دینامیکی و بروز شده باورهای متغیر و غیر قابل پیش‌بینی؛ بیش از پیش مطرح گشته اند. در همین ارتباط باتیگالی و همکاران (۲۰۰۸)[3] طی مطالعات و بررسی‌های بعمل آمده، با ارائه یک مدل جامع و فراگیر در علوم روانشناسی پنج فرض مهم را مرتبط با این الگوهای پویا و دینامیک مطرح کرده‌اند که می‌توانند تمامی شرایط را در ارتباط با توزیع احتمالات احساسی و نحوه رفتاری افراد در بازی این‌گونه مدل‌ها رعایت شود: ۱) به روز رسانی باورهای قدیمی، ۲) در نظر گرفتن باورها و احساسات دیگران، ۳)وابستگی به برنامه‌ها برای چشم‌پوشی از استراتژی‌های رفتاری افراد که موجبات عقده و گره‌های روانی و احساسی را فراهم می‌آورد، ۴) تعادل‌های پی در پی و متوالی برای استراتژی‌های رفتاری و باورهای شرطی شده افراد مستقل از باورها و استراتژی‌های رفتاری دیگران، ۵) پذیرش باورها و استراتژی‌های رفتاری دیگران با رد کردن باورها و استراتژی‌های رفتاری خود افراد در ارتباط با قبول یک عدم‌تعادل در اثر حضور یک عامل احساسی.

بنابراین پژوهش پیش رو با هدف پوشش شکاف های نظریه‌های مطالعاتی و در ارتباط با مدلسازی‌های یک طرفه در بازارهای کمتر درگیر تورم و همچنین، با تاکید بر نقش متغیر حجم فروش افراد عادی به عنوان یک عامل اندازه‌گیری مرتبط با مدل احساس سرمایه‌گذار باربریز (۲۰۱۸) در شناساندن همگرایی و واگرایی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار است. در حقیقت با تبیین و ارائه این هدف ،مدل دوران‌یافته و دینامیکی پژوهش بتواند به طور همزمان رفتارهای توده‌وار با عامل احساس سرمایه‌گذار که محرک و بانی تکانه‌های

1. Markov
2. Lenstour, et al
3. Battigalli,et al

قیمت سهام خارج از استاندارد قیمت گذاری آنها در زنجیره‌های رفتاری بازیگران بازار بورس با استراتژی‌های نامتقارن آنها را در هر دو بازار ارز و بورس سهام را به صورت جامع و فراگیر در بر بگیرد. بازیگرانی که دنباله‌روی از آنها می‌تواند بازی‌های قیمتی منحصر به فردی را توسط دولت ها و بازارسازان و در نهایت، ایجاد حباب های قیمتی برخی از سهام و نیز محدودیت آربیتراژکنندگان بازار بورس را موجب شود.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب مطرح شده در بخش مبانی نظری و پیشینه و نیز، سئوالات اصلی و فرعی پژوهش، برای بررسی معنی‌داری ارتباط و تفاوت‌های مدل جامع احساس سرمایه‌گذار در قبال تکانه‌های قیمت سهام و در قالب دو متغیر پاسخ و مستقل تکانه‌های حجم فروش افراد عادی، مطابق با مدل باربزیز (۲۰۱۸) با میانجی‌گری تکانه‌های حجم کل معاملات بازار سهام، مطابق با مدل بیکر (۲۰۰۴) در ارتباط با نقش همگرایی یک‌سویه، مطابق با پژوهش‌های بیخچندانی و همکاران (۱۹۹۲) و کریستوفر و زمسکی (۱۹۹۸) و دو سویه مطابق با مدل بانرجی (۱۹۹۲)، در یک مدل جامع دوران‌یافته و دینامیکی در زنجیره‌های رفتاری توده‌وار و نیز، در دو وضعیت خوش‌بینی و *بدبینی‌های* هر دو بازار ارز و سهام مدنظر پژوهش حاضر، دو بلوک فرضیه‌های اصلی و فرعی ارائه می‌شود.

فرضیه‌های اصلی، در راستای ارتباط معنی‌دار مدل معادلات ساختاری مطرح شده پژوهش و بر مبنای نظریه‌های اصلی مدل احساس سرمایه‌گذار باربریز و همکاران (۲۰۱۸)، بیکر و همکاران (۲۰۰۷)، فیشر و استیتمن (۲۰۰۰)، فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و کارهارت (۱۹۹۵) با حضور متغیرهای کنترلی و تعدیلگر به ترتیب، تکانه‌های تورمی قابل‌انتظار و غیرمنتظره حاصل از تغییرات و نوسانات نرخ ارز مطابق با نظریه‌های توهم پولی مودیگیلیانی و چان (۱۹۷۹)[1]، کمپل و همکاران (۲۰۰۴)، فاما (۱۹۸۱) و فهر و تایران (۲۰۰۱) است.

در ادامه، **فرضیه‌های فرعی** در راستای تفاوت معنی‌دار میزان اثرگذاری‌های مدل جامع احساس سرمایه‌گذار مطرح شده این پژوهش بر تکانه‌های قیمت سهام با نقش یک بازی روانی دینامیکی و با میانجی‌گری تکانه‌های حجم کل معاملات بازار سرمایه برای تعریف کیفی متغیرهای اصلی پژوهش با اخذ سیگنال‌های دریافتی از تورم قابل‌انتظار و غیرمنتظره در هریک از وضعیت‌های خوش‌بینی و بدبینی‌های بازار سهام و ارز است. این امر در راستای کشش و همگرایی این بازارها و برای تبیین زنجیره‌های رفتاری توده‌واری و نیز، تفکیک و آشکارسازی نقش دو سویه بازیگران اصلی با استراتژی‌های نامتقارن، یعنی نقش توده‌واری سرمایه‌گذاران عادی و نقش کلی استراتژیست‌ها، بازارسازان و آربیتراژکنندگان بازار سرمایه است.

روش‌شناسی پژوهش

مبنای هدف اجرای این پژوهش، تحلیلی و از نوع علّی محسوب می‌شود؛ از نظر نتایج کاربردی و از نظر بعد زمانی داده‌ها، گذشته‌نگر است. در این پژوهش برای گرداوری داده‌ها از تارنمای کدال، شرکت

1. Modigliani and Cohn

خدمات داده‌ای بورسی نوآوران امین و بانک مرکزی استفاده شده است. در ارتباط با تجزیه و تحلیل، از داده‌های پانل برای نوع نظریه داده بنیاد (گراندد تئوری) و تبدیل آنها به داده‌های کیفی و مشاهده‌ای و در نهایت، از روش کدگذاری انتخابی[1] اشتراوس و کوربین (۱۹۸۸)[2] برای استفاده در نرم افزارهای Smart-pls و SPSS ارائه شده است.

جامعه آماری پژوهش شامل ۷۳ شرکت نمونه از کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ابتدای ۱۳۹۴ تا ابتدای ۱۳۹۹ است که به منظور تهیه داده‌های موردنیاز پژوهش از روش غربال‌گری، حائز شرایط زیر بوده‌اند:

۱. دارای دوره های مالی یکسانی بوده باشند.
۲. در طول دوره پژوهش، شرکت‌ها حضور کامل در بازار بورس داشته باشند.
۳. در طول دوره پژوهش، شرکت‌ها دارای داده‌های کامل از نظر حجم خرید و فروش سرمایه‌گذاران حقیقی یا به عبارتی افراد عادی باشند.
۴. داده‌های مورد نیاز برای دوره زمانی پژوهش، در دسترس باشد.

مدل پژوهش

مدل بازی این پژوهش که بر پایه مدل بازی در بازی تعادلی بانرجی (۱۹۹۲) برای تشکیل زنجیره‌های رفتاری توده‌وار در ارتباط با به اشتراک گذاشتن نقاط مشترک استراتژی‌های رفتاری و نامتقارن افراد و بر پایه دوفرض اساسی آن است:

۱) اگر یک عامل دارای سیگنال باشد؛ سیگنال خود را دنبال خواهد کرد مگر آن که قبلاً او شخص دیگری را دنبال کرده باشد در این صورت این سیگنال را خواهد داشت.
۲) اگر یک عامل دارای سیگنال نباشد؛ او گزینه‌ای را انتخاب می‌کند که توسط شخص دیگری انتخاب نشده باشد مگر آنکه او قبلاً شخص دیگری را دنبال کند، در این صورت او این سیگنال را خواهد داشت.

بازی اول مرتبط با نفرات اول و دوم گلّه است و بازی دوم برای نفرات سوم و چهارم یا به عبارتی k امین نفر گلّه است که بازی مرتبه اول می‌تواند برای آنها حائز اهمیت باشد. برای هر بخش از این بازی‌ها، با در نظر گرفتن این فرض اساسی؛ که تعداد زیادی از عوامل n سایز وجود دارد که تابع مطلوبیتی از ریسک خنثی را در فضای بازده دارایی را به حداکثر می‌رساند. اگر برای افراد یک بازده (۱و۰) در نظر گرفته و i امین بازده دارایی a(i) معرفی شود ، این بازدهٔ فیزیکی i دارایی را می‌توان برای n نفر سرمایه‌گذاری در نظر گرفت که در آن مقدار دارایی برابر است با $z(i)\in R$.در ادامه و مطابق با تحقیقات باتیگالی و همکاران (۲۰۰۸) برای بازدهی منحصر به فرد در انتخاب استراتژی‌های سرمایه‌گذاران که منجر به ایجاد یک بازده روانی با عاملیت درونزایی و متمایز و ناشناخته‌تر از بازده دارایی می‌شود.

1. Selective Loding
2. Strauss and Corbin

بنابراین، با در نظر گرفتن اینکه در آن وضعیت z(i)=0 است، برای تمامی i≠i و z=z(i*) جایی که در آن z>0 خواهد شد؛ این فرض اساسی را فراهم می آورد که برای افراد سرمایه‌گذار، بازده‌های روانی بیشتر از بازده تمام دارایی‌ها فیزیکی باشد.

در هر حال برای بازی اول و نفرات اول و دوم و همچنین بازی دوم و نفرات سوم و چهارم؛ احتمال اینکه هر شخص سیگنال درست را انتخاب کرده باشد و این سیگنال صحیح نباشد، به صورت 1-B است. در ادامه، برای بسط این احتمال و با توجه به این مدل بازی در بازی، می‌بایست سه فرض اساسی تعادلی در رفتارهای توده‌وار مدل بانرجی (۱۹۹۶) بر مبنای مدل‌های تعادلی بیزی_نش حفظ گردد:

فرض۱؛ هرگاه تصمیم‌گیرندگان سیگنال نداشته باشند، بنابراین، سیگنال دیگران را دنبال خواهند کرد و در این حالت i=0 است.

فرض۲؛ هرگاه تصمیم‌گیرندگان برای دنبال کردن بیش از یک نفر از افراد قبلی بی تفاوت باشند، بنابراین، سیگنال افرادی را دنبال خواهند کرد که بیشترین ارزش i را داشته باشد.

فرض۳؛ هرگاه تصمیم‌گیرندگان، سیگنال خود و دیگران را داشته باشند و برای انتخاب آنها بی تفاوت باشند، آنان همیشه سیگنال خود را دنبال خواهند کرد.

نتیجه فرضیه‌های فوق این است که، افراد با به اشتراک گذاشتن استراتژی‌های تقارن یافته‌ای از انتخاب‌های نادرست در ایجاد رفتارهای گلّه‌ای و توده‌وار است، هرچند که جمعیت نیز زیاد باشد. بنابراین،، می‌توان ماتریس‌های اولین احتمال را در هریک از بازی‌ها برای انتخاب گزینه مناسب توسط افراد بصورت،$[1-\alpha(1-\beta)]^{-1}(1-\alpha)(1-\beta)$ در نظر گرفت که در آن احتمالات انتخابی افراد به صورت α و β های احساسی و شهودی و مشاهده‌پذیری است که بر این فرض استوار است که برای مجموع نفرات سوم به بعد و انتخاب احتمالات اشتباه و گزینه‌های نادرست نفرات اول و دوم به صورت $(1-\alpha)(1-\beta)$ است. بنابراین، احتمال اشتباه و انتخاب گزینه نا مناسب برای نفر دوم می‌تواند بصورت احتمال $\alpha(1-\beta)$ باشد.

در ادامه اهمیت مدل بازی‌های بانرجی (۱۹۹۶)؛ همه افراد بدون مشاهده نتایج و بازده‌های تصمیمی و رفتارهای دیگران وارد بازی خواهند شد و این به نوبه خود می‌تواند باعث شود که افراد همیشه گزینه درست و سیگنال صحیح را انتخاب نمایند. درحقیقت برای یک جمعیت به اندازه کافی و بزرگ، نسبت جمعیتی که می‌توانند سیگنال درست را انتخاب نمایند، به طور یقین $\alpha\beta$ است.

نهایتاً در یک رفتار توده‌وار تعادلی، احتمال اینکه نفرات سوم به بعد نتوانند گزینه و سیگنال درست را کشف نمایند، به صورت ماتریسی از احتمالات رابطه (۱) است:

$$\pi_t = [1-\alpha(1-\beta)]^{-1}(1-\alpha)(1-\beta) \qquad \text{رابطه ۱)}$$

بنابراین، تابع مطلوبیت مورد انتظار هر سرمایه‌گذار به صورت رابطه (۲) خواهد بود:

$$U(x) = ZN[1-\pi] \qquad \text{رابطه ۲)}$$

در ادامه بسط مدل و فرض بازی دیگر و یا به عبارتی، بازی در بازی احتمالات افراد این مدل، عامل درونزای نفرات اول و دوم که برای افراد دنبال‌کننده ناشناخته است، به عنوان یک عامل برونزا و دنبال‌شونده، برای نفرات سوم و k امین نفر با یک ماتریس جدیدی از احتمالات تجمعی در مدل (۳) خواهد شد:

رابطه ۳)

$$(1-\alpha)(1-\beta)]\}^{-1}(1-\alpha)(1-\beta) \cup \pi 2 = [[1-\alpha(1-\beta)]^{-1}\pi \equiv \{\pi|\pi_1 = [[1-\alpha(1-\beta)]$$

بنابراین، افراد سوم به بعد این مدل در تشکیل زنجیره‌های رفتار توده‌وار و ایجاد گلّه با دو سیگنال یا دو احتمال، در مجموعه احتمالات توزیعی روبرو خواهند شد:

جایی که افراد یا با سیگنال خود بازی خواهند کرد و یا سیگنال دیگران را دنبال می کنند، در نتیجه بازده تصمیم‌گیری و رفتار افراد در این زنجیره‌ها به صورت رابطه (۴) است :

رابطه۴)

$$\pi_{t+1} = \sum_{\pi_{t+1}, \pi_{t+1} = \pi_{MV}}^{\pi_t, MV, MD} \pi_1 + \sum_{\pi_{t+1}, \pi_{t+1} = \pi_{MD}}^{\pi_t, MV, MD} \pi_2$$

در ادامه مدل زنجیره‌های رفتاری توده‌وار،هریک از توابع احتمال برای سیگنال‌گیری و گزینه‌های انتخابی توسط افراد، در چارچوب یک باور جمعی و نهایتاً مطابق با مدل بانرجی (۱۹۹۲) و تعمیم آن به مدل احساس سرمایه‌گذار باربریز و همکاران (۲۰۱۸) برای ارائه مؤلفه‌های همگرایی افراد عادی سرمایه‌گذار سیگنال‌دار با استراتژی‌های نا متقارن رفتاری در چارچوب طرح سئوالات و گویه‌های این مدل کلی و نیز مرتباط با آزمون فرضیه‌ها و تحلیل های محتوا بصورت ذیل ارائه می‌شود.

۱) سرمایه‌گذار عادی سیگنال بازار سهام را دارد؛ یا سیگنال خود را دنبال خواهد کرد یا سیگنال افرادی را دنبال می‌کند که دارای سیگنال بازار سهام هستند. بنابراین، در یک ارتباط یک‌سویه از همگرایی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار با سیگنال بازار سهام است.

۲) سرمایه‌گذار عادی سیگنال بازار ارز را دارد؛ یا سیگنال خود را دنبال خواهد کرد یا سیگنال افرادی را دنبال می‌کند که دارای سیگنال بازار ارز هستند. بنابراین، در یک ارتباط یک‌سویه از همگرایی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار با سیگنال بازار ارز است.

۳) سرمایه‌گذار عادی سیگنال بازار سهام و ارز را توأمان دارد؛ یا سیگنال خود را دنبال خواهد کرد یا سیگنال افرادی را دنبال می‌کند که دارای سیگنال بازار سهام یا ارز هستنند. بنابراین، در یک ارتباط دو سویه از همگرایی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار با سیگنال بازار سهام و ارز است.

۴) سرمایه‌گذار عادی سیگنال بازار سهام و ارز را ندارد؛ یا سیگنال منحصر به فرد خود را دنبال خواهد کرد یا سیگنال افرادی را دنبال می‌کند که دارای سیگنال بازار سهام یا ارز هستند. بنابراین، در یک ارتباط یک‌سویه از همگرایی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار با سیگنال بازار سهام یا ارز است.

در پژوهش پیش رو عوامل برونزا یا به عبارتی نفرات اول و دوم زنجیره‌های تشکیل رفتار توده‌واری، به عنوان بازیگران یا بازارسازان، بازار سهام و ارز که خود نیز دارای عاملیت منحصر به فرد درونزا و یا همان

وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌های* مشاهده‌ای و تجربی است با ادغام در عاملیت‌های منحصر به فرد درونزای نفرات سوم به بعد که برای دنبال شوندگان بعدی زنجیره در هریک از این وضعیت‌های خوش‌بینی و بدبینی‌ها، نقش عاملی برونزا را ایفا خواهد کرد که به عنوان یک بازی پیچیده روانی از استراتژی‌های احتمالاتی و نامتقارن در مدل سرمایه‌گذار مطرح می‌گردد و در ادامه، برای تغییرات پی در پی و متوالی از هریک از حالت‌های خوش‌بینی به بدبینی‌ها و بالعکس و یا ماندگاری در هریک از وضعیت‌ها به صورت متوالی از روند باورها و احساسات، نهایتاً در استراتژی‌های به روز شده مدل مارکوف مطابق با تئوری بازی‌های روانشناختی تعمیم و توسعه داده می‌شود.

هریک از وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌ها* با منطقه باورها و احساسات رفتاری سرمایه‌گذاران روبرو است که بازدهی کسب شده y در زمان t ارتباط و بستگی به تنها ارزش و بازدهی کسب شده y در زمان قبلی t-1 است که در ماتریس‌های انتقالی احتمالات زیر ارائه می‌شود:

جدول ۱. منطقه خوش‌بینی

Model (1)	$y_{t+1}=y$	$y_{t+1}=-y$
$y_t=y$	π_H	$1-\pi_H$
$y_t=-y$	$1-\pi_H$	π_H

جدول۲. منطقه بدبینی

Model (1)	$y_{t+1}=y$	$y_{t+1}=-y$
$y_t=y$	π_L	$1-\pi_L$
$y_t=-y$	$1-\pi_L$	π_L

منبع: باربریز و همکاران (۱۹۹۸)

بنابر تئوری مدل مارکوف، سرمایه‌گذاران وضعیت‌های خوش بینی π_H و بدبینی π_L را به خوبی می‌شناسند یا به عبارت دیگر، بازارهای گاوی یا خرسی برای آنها شناخته شده است و همچنین، مطمئن هستند که اگر از هر وضعیت به وضعیت دیگر تغییر حالت دهند، درست و صحیح است. بنابراین، با وجود سیگنال هر دو منطقه برای سرمایه‌گذاران، با یک منطقه همزمان از هر دو حالت روبرو هستند:

جدول ۳ . منطقه همزمان از هر دو حالت خوش‌بینی و بدبینی

Model (1)	$s_{t+1}=1$	$s_{t+1}=2$
$s_t=1$	$1-\lambda_1$	λ_1
$s_t=-2$	λ_2	$1-\lambda_2$

منبع: باربریز و همکاران (۱۹۹۸)

مطابق جدول ۳ وضعیت بازی در زمان t برابر S_t است. اگر $S_t=1$ ، پس بنا براین سرمایه‌گذاران در نخستین منطقه و وضعیت برای دریافت نتیجه بازی در دوره t هستند. در ادامه، پارامتر λ_1 و λ_2 احتمالات انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر است که احتمال غیرمشروط و تصادفی بودن در وضعیت ۱ را برابر $\frac{\lambda_2}{\lambda_1+\lambda_2}$ خواهد کرد و اگر هریک از افراد در زمانt ؛ نتیجه بازی مشاهده شده y_t یا همان

احتمالی که برای تصمیم‌گیری را داشته باشد، آن را با احتمال جدیدی از باورهای به روز شده خود برای q_t محاسبه خواهد کرد. احتمالی که y_t ایجاد شده توسط مدل ۱ را در اطلاعات جدید و به روز شده باور و احساس خود از دوره قبلی q_{t-1} به کار می گیرد.

$$q_t = Pr(S_t = 1|y_t \text{ و } y_{t-1} \text{ و } q_{t-1}) \quad \text{رابطه ۵)}$$

بنابراین، با فرض به روز شدن باور سرمایه‌گذاران به شیوه بیزی_نش بازدهی نتایج احتمالی از آخرین تصمیم آنان بصورت رابطه (۶) خواهد بود :

$$q_{t+1} = \frac{((1-\lambda_1)q_t+\lambda_2(1-q_t))Pr(y_{t+1}|S_{t+1}=1\text{و}y_t)}{((1-\lambda_1)q_t+\lambda_2(1-q_t))Pr(y_{t+1}|S_{t+1}=1\text{و}y_t)+(\lambda_1 q_1+(1-\lambda_2)(1-q_t))Pr(y_{t+1}|S_{t+1}=2\text{و}y_t)} \quad \text{رابطه۶)}$$

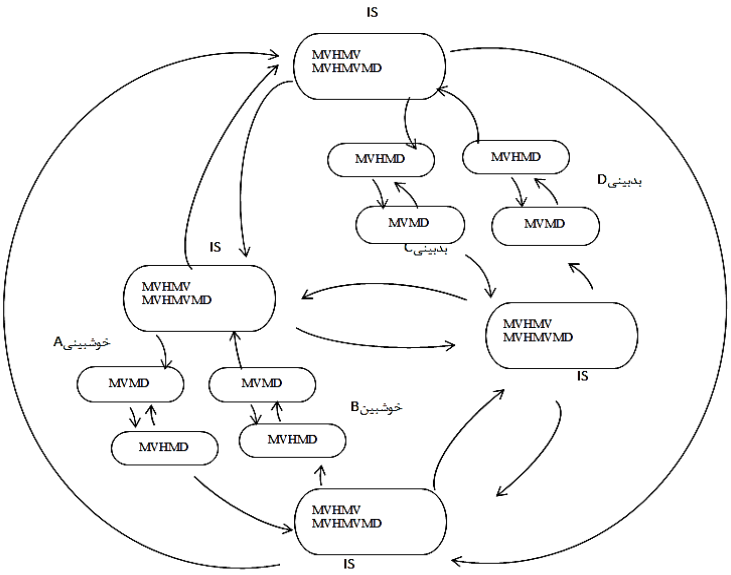
با توجه به رابطه قبلی و فرض اینکه سرمایه‌گذاران در یک وضعیت بدبینی در دوره $(y_{t+1}\text{و}t_{t+1})$ هستند و شبیه همان دوره بدبینی در دوره $\left(y_t\text{و}t\right)$ باشد، سرمایه‌گذاران احساسات و باورهای دوره q_{t+1}خود را از احساسات و باورهای دوره q_t به روز رسانی خواهند کرد.پس بنا براین با توجه به رابطه زیر، بازدهی و ارزش احتمالی از آخرین تصمیم خود برابر با $q_{t+1} < q_t$ خواهد بود. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران بیشترین وزن احتمال انتخابی را در مدل ۲ قرار خواهند داد. این در حالی است که اگر آنان با فرض تغییر وضعیت به یک دوره خوش‌بینی $(y_{t+1}\text{و}t_{t+1})$ پس از گذر از یک دوره بدبینی قبلی؛ بیشترین وزن احتمالی را در مدل ۱ قرار خواهند داد و بازدهی احتمالی از آخرین تصمیم آنها برابر با $q_{t+1} > q_t$ است.

$$q_{t+1} = \frac{((1-\lambda_1)q_t+\lambda_2(1-q_t))\pi L}{((1-\lambda_1)q_t+\lambda_2(1-q_t)\pi L+(\lambda_1 q_t+(1-\lambda_2)(1-q_t))\pi H} \quad \text{رابطه۷)}$$

بنابراین، مدل احساس سرمایه‌گذار تعمیم یافته در وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌های* منحصر به فرد بازارهای ارز و سهام و در راستای یک مدل جامع و دینامیکی از زنجیره‌های رفتاری توده‌وار و همچنین، ارائه مؤلفه‌های همگرایی افراد سیگنال‌دار با استراتژی‌های نامتقارن رفتاری به صورت شکل ۱ ارائه می‌شود:

۱. همگرایی یک‌سویه سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال بازار سهام (MVHMV)[۱]
۲. همگرایی یک‌سویه سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال بازار ارز (MVHMD)[۲]
۳. همگرایی دو سویه و همزمان سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال بازار ارز و سهام (MVHMVMD)[۳]
۴. همگرایی یک‌سویه سرمایه‌گذاران عادی و حقوقی با سیگنال بازار ارز (MVMD)[۴]

1. Momentum Volume of Herding investors & Momentum of Trading Volume
2. Momentum Volume of Herding investors & Momentum of Trading Dollar
3. Momentum Volume of Herding investors & Momentum of Trading Volume & Momentum of Trading Dollar
4. Momentum of Trading Volume & Momentum of Trading Dollar



شکل ۱. مدل دوران‌یافته و دینامیکی احساس سرمایه‌گذار در قالب یک مدل کلی از زنجیره‌های رفتار توده‌وار

مدل معادلات ساختاری در راستای فرضیه‌های پژوهش

در راستای مدل و در چارچوب سئوالات و فرضیه‌های مطرح شده این پژوهش، مدل معادلات ساختاری در قالب معادله $MIS_1 = \alpha_0 + B_1 IS_1 + B_2 MV_1 + B_3 MDB_2 + \delta MDB_1$ ارائه می‌شود. در این مدل شاخص کل سهام به عنوان خروجی مکانیسم نهایی از بازی‌های قیمت سهام مطابق با مدل رفتارهای توده‌وار کریستوفر و زمسکی (۱۹۹۸) در قالب بازده‌های حاصل از تکانه‌های احساس سرمایه‌گذاران[1]، در الگوی باربریز و همکاران (۲۰۱۸) و نیز، مطابق با مدل مارکوف برای استقرار آن در اولین وضعیت خوش‌بینی یا *بدبینی‌های* روانشناختی مرتبط با احساسات و باورهای به روز شده آنان در زمان t می‌باشد که در نماد متغیر معرفی شده MIS_1 ارائه شده است. به طوری که به عنوان یک شاخص اندازه‌گیری احساس سرمایه‌گذار می‌توان آن را در خروجی و نتیجه تکانه‌های حاصل از متغیر برونزای مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) مرتبط با عوامل ارزش، اندازه و پوشش بازده بدون ریسک و نیز در مدل چهار عاملی کارهات (۱۹۹۵) به عنوان یک متغیر درونزای، منحصر به فرد و همچنین دارای همبستگی خودکار با نوسانات مثبت و منفی قیمت سهام اندازه‌گیری کرد.

این عامل حرکت و تکانه می‌تواند ریسک های سیستماتیک و پوشش های بازدهی بدون ریسک را تعدیل نماید. با این حال این در معرفی این عامل تکانه توسط استیتمن (۲۰۱۲) از آن به عنوان عاملی که ریشه‌اش در احساسات و تصمیمات غیرمنطقی انسانی است تبیین و شناخته می‌شود، که می‌تواند با تاکید

1. Momentum Investor Sentiment

بر شاخص‌های غیرمستقیم و مطرح شده بیکر و همکاران (۲۰۰۷) از قبیل نقدینگی و پوشش این تکانه‌ها در تعامل با عوامل بازارساز که از نظر روانشناختی در بازارهای سرمایه به عنوان عامل اندازه‌گیری احساسات سرمایه‌گذاران به کار می‌گیرند، با عوامل کلان اقتصادی، نحوه و نوع معاملات سرمایه‌گذاران عادی، جریان صندوق‌های متقابل و حجم کل معاملات به عنوان مولفه‌های سیستماتیک احساس سرمایه‌گذاران در تعامد باشد.

این اندازه‌گیری احساسی و باوری می‌تواند ارتباط مابین سوگیری رفتاری سرمایه‌گذاران و نیز ریسک سیستماتیک بازار را از نسبت بتای بازار به تکانه‌ها به عنوان محرک اصلی و عامل تکانه بازده سهام مطابق با نظریه بیکرو ورگلر (۲۰۰۴) محاسبه نماید، که در همین راستا و برای شناخت این سوگیری‌ها، با مشاهدات گردش نقدینگی و مطابق با مطالعات بیکر و همکاران (۲۰۰۷) می‌توان تفاوت؛ باورهای سرمایه‌گذاران را در سطح مقطعی از قیمت‌های سهام آشکار شود.

در ادامه معرفی مدل، متغیر پاسخ؛ متغیر احساس سرمایه‌گذار افراد عادی و سیگنال‌دار بصورت زنجیره‌های همگرایی یک‌سویه و دوسویه با نماد IS و شاخص اندازه‌گیری حجم فروش افراد عادی[1] است که مطابق با الگوی تعمیم‌یافته باربریز (۲۰۱۸) در زنجیره‌های رفتاری توده‌وار بانرجی (۱۹۹۲) توسعه داده می‌شود و نیز؛ متغیر میانجی؛ متغیر احساس سرمایه‌گذاران توأمان عادی و حقوقی بازار سهام اعم از سیگنال‌دار و بدون سیگنال و به صورت زنجیره‌های همگرایی یک‌سویه و دوسویه با نمادMV و شاخص اندازه‌گیری حجم کل معاملات بازار بورس در قالب کل خریداران و فروشندگان عادی و حقوقی سهام[2] مطابق با الگوهای کریستوفر و زمسکی (۱۹۹۸) و بیخچندانی و همکاران (۱۹۹۲) است. متغیر کنترلی؛ متغیر تورم قابل انتظار با نماد MDB1 [3]و شاخص اندازه‌گیری همبستگی های مثبت با تکانه‌های شاخص بازار سهام و متغیر تعدیلگر؛ متغیر تورم غیر منتظره با نماد MDB2 [4]و شاخص اندازه‌گیری همبستگی‌های منفی با تکانه‌های شاخص کل بازار سهام و در تعامد با مدل احساس سرمایه‌گذار مطابق با چارچوب الگوهای بیکر و استین (۲۰۰۴) عنوان یک عامل کلان اقتصادی و عمومی و همچنین مطابق با نظریه‌های تورمی و پولی فاما و همکاران (۱۹۷۷)، مودیگیلیانی (۱۹۷۹)، فاما (۱۹۸۱)، فهر و همکاران (۲۰۰۱) و کمپل و همکاران (۲۰۰۴) و نهایتاً در راستای نظریه‌های توهّم پولی جان مینارد کینز (۱۹۲۴) ارائه گردیده‌اند؛ تا ساختار این مدل معادله را برای آزمون فرضیه‌ها در ارتباط با گویه‌های سئوالات مطرح شده را فراهم آورند.

آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌ها از روش مدل معادلات ساختاری در شکل ۲ و مبتنی بر واریانس و روش آماری ناپارامتریک در PLS_SEM استفاده و مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.در همین راستا، در ابتدا

1. Investor Sentiment
2. Momentum of trading Volume
3. Momentum Dollar Biased Posetive correlation of impulses
4. Momentum Dollar Biased Negative correlation of impulses

برای بررسی نرمال بودن متغیرها از آزمون کولموف ـ اسمیرنوف و شاپیر ـ ویلک برای آزمون نرمال بودن داده‌ها مطابق با نظریه مویی و سارستد (۲۰۱۱) به نقل از آذر و غلام زاده (۱۳۹۵) با دو فرضیه زیر در ارتباط با پذیرش فرض مقابل در مقدار معنی‌داری کمتر از ۵ درصد مطابق با جدول ۴ ارائه شده است:

H_0 : توزیع داده‌های مربوط به هریک از متغیرها نرمال نیست.

H_1 : توزیع داده‌های مربوط به هریک از متغیرها نرمال است.

جدول ۴ . آزمون نرمال بودن جامعه آماری

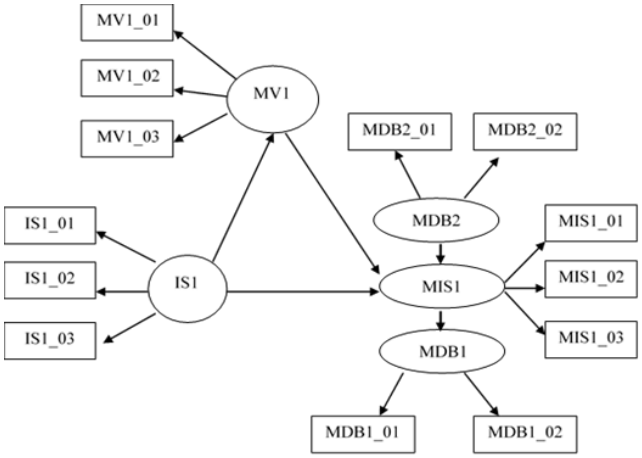
متغیر	احساس سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال	افراد حقیقی و حقوقی سیگنال‌دار و بدون سیگنال‌دار	تکانه‌های احساسی شاخص کل بازار سهام	تکانه‌های تورمی غیرمنتظره	تکانه‌های تورمی قابل انتظار
شاخص اندازه‌گیری	تکانه‌های حجم فروش افراد حقیقی	تکانه‌های حجم کل معالات	تکانه‌های شاخص کل بازار سهام	تکانه‌های تورمی غیرمنتظره در همبستگی منفی با تکانه‌های کل شاخص بازار سهام	تکانه‌های تورمی قابل انتظار در همبستگی مثبت با تکانه‌های کل شاخص بازار سهام
نماد	IS1	MV1	MIS1	MDB2	MDB1
اندازه نمونه آماری	۲۶۵.۰۰۰	۲۶۵.۰۰۰	۲۶۵.۰۰۰	۲۶۵.۰۰۰	۲۶۵.۰۰۰
میانگین	۲.۹۰۱	۳.۴۴۰	۳.۷۵۴	۳.۳۲۰	۳.۰۴۷
انحراف استاندارد	۰.۹۲۷	۰.۹۰۳	۰.۷۵۶	۱.۰۸۱	۱.۱۳۷
Sig (2-tailed)<0/05	.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه برای تحلیل مدل که شامل سه بخش برازش مدل ساختاری ، برازش مدل‌های اندازه‌گیری و برازش مدل کلی است از روایی همگرا در دو سطح معرف و ضرایب بارهای عاملی مطابق با نظریه‌هالند (۱۹۹۹)[1] برای تایید مقدار استاندارد آنها در سطح بیشتر از ۴ درصد برای سطوح معرفی شده و همچنین، برای مقادیر بیشتر از ۵ درصد برای متناظر بودن بارهای عاملی بیرونی در ارتباط با گویه‌های سئوالی هر سازه در بخش برازش مدل ساختاری انجام می پذیرد که مطابق با جدول ۵، با مشاهده مقدار ضرایب روایی همگرایی تایید می گردد.

در همین راستا، برازش مدل‌های اندازه‌گیری در چارچوب معیار های پایایی، روایی همگرایی، روایی واگرایی، آماره Z بارهای عاملی، مقدار ضریب تعیین R^2در ارتباط با متغیرهای مکنون درونزا، اندازه اثر f^2 سازه‌های درونزای متغیرها و در نهایت، معیار پیش‌بینی متناسب Q^2 مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

1. Hulland



شکل ۲. مدل معادلات ساختاری

جدول ۵. روایی همگرایی در دو سطح معرف و ضرایب بارهای عاملی

سوالات	IS1	MDB1	MDB2	MIS1	MV1
IS1_01	۰.۷۸۷				
IS1_02	۰.۸۶۸				
IS1_03	۰.۸۰۸				
MDB1_01		۰.۹۲۴			
MDB1_02		۰.۹۱۶			
MDB2_01			۰.۹۲۳		
MDB2_02			۰.۸۹۸		
MIS1_01				۰.۸۰۵	
MIS1_02				۰.۷۸۶	
MIS1_03				۰.۸۰۰	
MV1_01					۰.۸۰۳
MV1_03					۰.۸۹۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ارتباط با آزمون پایایی از شاخص آلفای کرونباخ برای مقادیر بالای ۷ درصد ضرایب، مطابق با مطالعات و نظریه هیر و همکاران [1](۲۰۱۹) در جدول ۶ و روایی همگرایی با استفاده از شاخص میانگین واریانس استخراج شده (AVE) با توجه به دیدگاه فورتل _ لارکر (۱۹۸۱) در تناسب مقدار ضرایب بالای ۵ درصد مطابق با جدول ۷، استفاده شده است.

1. Hair,et al

جدول ۶ . آزمون پایایی

متغیرهای پژوهش	Cronbach'/Hphd
IS1	0.760
MDB1	0.818
MDB2	0.795
MIS1	0.714
MV1	0.755

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷ . روایی همگرایی

متغیرهای پژوهش	(AVE)
IS1	۰.۶۷۵
MDB1	۰.۸۴۶
MDB2	۰.۸۳۰
MIS1	۰.۶۳۵
MV1	۰.۶۷۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه همین بخشt برای شاخص روایی واگرایی از روش فورتل ـ لارکر برای درستی هریک از سازه‌های مدل متمایز از سایر سازه‌ها با استفاده از ریشه دوم مقدار میانگین واریانس (AVE) برای مقایسه همبستگی میان متغیرهای مکنون که بر روی قطر اصلی مطابق با جدول ۸ استقرار می‌یابد.

جدول ۸ . معیار فورتل ـ لارکر روایی واگرایی

متغیرهای پژوهش	IS1	MDB1	MDB2	MIS1	MV1
IS1	۰.۸۸۲				
MDB1	۰.۳۱۴	۰.۹۸۰			
MDB2	۰.۲۹۱	۰.۳۷۸	۰.۹۱۱		
MIS1	۰.۳۴۱	۰.۳۶۹	۰.۴۹۷	۰.۷۹۱	
MV1	۰.۲۳۶	۰.۲۶۶	۰.۳۴۹	۰.۳۴۰	۰.۸۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

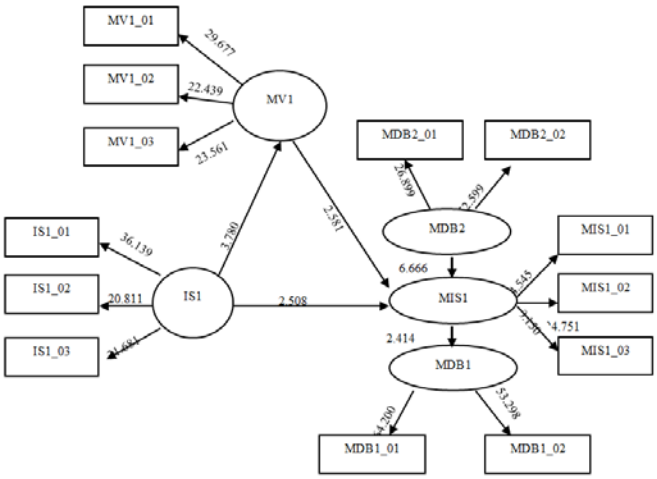
رایج‌ترین سنجه برای ارزیابی مدل معادلات ساختاری ضریب تعیین و مقدار R^2 برابر با پژوهش‌های هیر و همکاران (۲۰۱۱) و هنسلر و همکاران (۲۰۰۹)؛ مقادیر ۰/۷۵ ، ۰/۵۰ ، یا ۰/۲۵ برای متغیرهای مکنون درونزا به عنوان یک قاعدهٔ کلی است که با توجه به جدول ۹ ارزش مطلوب مدل را تایید می‌نماید.

جدول ۹. ضریب تعیین مقدار R^2

سازه‌های وابسته	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده
MIS1	۰.۳۴	۰.۳۲۷
MV1	۰.۲۵۵	۰.۲۵۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه برازش مدل‌های اندازه‌گیری و در ارتباط با آماره Z بارهای عاملی با توجه به شکل ۳ تمامی ضرایب بیشتر از مقدار ۱/۹۶ می‌باشد که نمایانگر ارتباط معنی‌دار سئوالات یا گویه‌ها و نیز روابط میان متغیرهای مدل با سطح اطمینان ۹۵ درصد است.



شکل ۳. آماره Z بارهای

همچنین، در ادامه برازش این بخش، اندازه اثر f^2 در ارتباط با ارزیابی حذف هریک از سازه‌های برونزا و تاثیر آن بر متغیرهای درونزا بنا بر نظریه کوهن (۱۹۸۲) که بیانگر ارزش مطلوب ساختاری مدل است، در جدول ۱۰ آمده است:

جدول ۱۰. اندازه تاثیر f^2 روی سازه‌های درونزای مدل

متغیرهای وابسته	MIS1	MV1
IS1	۰.۱۲۰	۰.۱۵۹
MDB1	۰.۱۲۷	
MDB2	۰.۱۱۱	
MV1	۰.۱۲۶	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آخرین شاخص مدل اندازه‌گیری در این بخش از برازش مدل معادلات ساختاری، معیار دقت پیش‌بینی Q^2 مطابق با نظرات و نتایج مطالعات گیسر و استون (۱۹۷۴) در جدول ۱۱ و در ارتباط با سازه‌های درونزا با مقادیر بهینه خروجی ۲ ،۱۵ و ۳۵درصد است.

جدول ۱۱. نتایج معیار Q^2 برای سازه‌های درونزا سازه‌های وابسته پژوهش

سازه‌های وابسته پژوهش	SSO	SSE	$Q^2 = (1 - SSE/SSO$
MIS1	۷۶۸.۰۰۰	۶۱۴.۴۱۰	۰.۲۴۰
MV1	۷۶۸.۰۰۰	۷۴۰.۹۰۸	۰.۱۳۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نهایت، آخرین مدل برازش برای مدل‌های معادلات ساختاری در PLS_SEM، برازش کلی مدل بنا بر مطالعات و نتایج معیار نیکویی برازش هنسلر و سارستد[1] (۲۰۱۲) در جدول ۱۲ و با استفاده از شاخص SRMR است که می بایست مقدار آن کمتر از ۸ درصد باشد:

جدول ۱۲. مقدار برازش کلی مدل

شاخص SRMR کمتر از ۰/۰۸	۰/۰۶۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه‌ها

آزمون فرضیه‌های بلوک اول و اصلی پژوهش

جدول ۱۳، بلوک اول فرضیه‌های مطرح شده پژوهش را در قالب فرضیه‌های اصلی مدل معادلات ساختاری ارائه می‌کند، با استناد یافته‌های این جدول؛ ضریب معنی‌داری 2.115 اثر غیر مستقیم "احساس سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال" بر "تکانه‌های احساسی شاخص کل بازار سهام" از طریق متغیر میانجی‌گر "احساس سرمایه‌گذاران عادی و توأمان با افرادحقوقی بازار سهام اعم از سیگنال‌دار و بدون سیگنال"، یک

1. Henseler and Sarstedt

مقدار P به میزان۰/۰۳۴ را ایجاد کرده است و این نمایانگر میانجی‌گری "مجموعه افراد سیگنال‌دار و بدون سیگنال" برای رابطه بین دو سازه "تکانه‌های شاخص کل" و " سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال" است.

برای تشخیص نوع میانجی‌گری کامل یا جزئی، از رویه تحلیل متغیر میانجی در PLS_SEM و برای تعیین جذب کنندگی اثر از سوی این متغیر از طریق شمول واریانس[1] (VAF) به کار گرفته شده که می‌تواند از طریق رابطه اندازه اثر غیرمستقیم نسبت به اثر کل (اثر غیر مستقیم+ اثر مستقیم) تعیین کند تا چه اندازه واریانس متغیر وابسته توسط متغیر مستقل تشریح می‌شود و چه مقدار واریانس سازه هدف بوسیله رابطه غیر مستقیم این متغیر میانجی شرح داده می‌شود. بنابراین، به دلیل اینکه مقدار خروجی۰/۲۶ از مقدار ۲۰ درصد بیشتر و همچنین، کمتر از ۸۰ درصد است پس می‌توان آن را از نوع میانجی‌گری جزئی قلمداد نمود.[2]

در ادامه، برای تبیین نقش تعدیلگری از جنس اثر متقابل متغیر "تورم غیرمنتظره در همبستگی منفی با شاخص بازار سهام" روی رابطه "احساس سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال" و "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" با توجه به جدول ۱۳ چون مقدار آماره تی بیشتر از ۱,۹۶ و متقابلاً مقدار p-values نیز، کمتر از ۵ درصد است. از سوی دیگر، مقدار ضریب مسیر این اثر نیز ۰/۱۱۹ می‌باشد، بیانگر قوی بودن اثر متقابل است.

جدول ۱۳. فرضیه‌های بلوک اول و اصلی پژوهش در قالب مدل معادلات ساختاری

فرضیه	فرضیه‌های اصلی	ضریب مسیر	انحراف استاندارد STDEV	آمارهٔ T-Values	p-values	نتیجه
H1	MIS1 ←IS1	۰.۱۳۰	۰.۰۵۲	۲.۵۰۸	۰.۰۱۲	پذیرش
H2	MV1 ← IS1	۰.۲۳۶	۰.۰۶۲	۳.۷۸۰	۰.۰۰۰	پذیرش
H3	MIS1 ← MDB1	۰.۱۴۹	۰.۰۵۵	۲.۷۱۴	۰.۰۰۷	پذیرش
H4	MIS1 ← MV1	۰.۱۴۳	۰.۰۵۵	۲.۵۸۷	۰.۰۱۰	پذیرش
H5	MV1 ↓ IS1 → MIS1	۰.۰۱۶	۰.۰۱۶	۲.۱۱۵	غیر معنی‌دار نوع میانجی‌گری: جزئی0.26	پذیرش
H6	MDB2 ↓ IS1 ↔ MIS1	۰.۰۱۹	۰.۰۴۰	۲.۹۶۸	نتیجه تعدیلگری: تقویت کننده 0.02	پذیرش

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه‌های بلوک دوم و فرعی پژوهش

برای بررسی اثرات غیرمستقیم رفتارهای احساسی افراد عادی سرمایه‌گذار بر تکانه‌های شاخص کل بازار سهام در مدلی جامع و دوران‌یافته با استفاده از نحوه چینش استراتژی‌های رفتاری و مرتبط با بازی‌های روانشناختی دینامیکی، حضور یک متغیر میانجی‌گر را الزامی خواهد کرد.

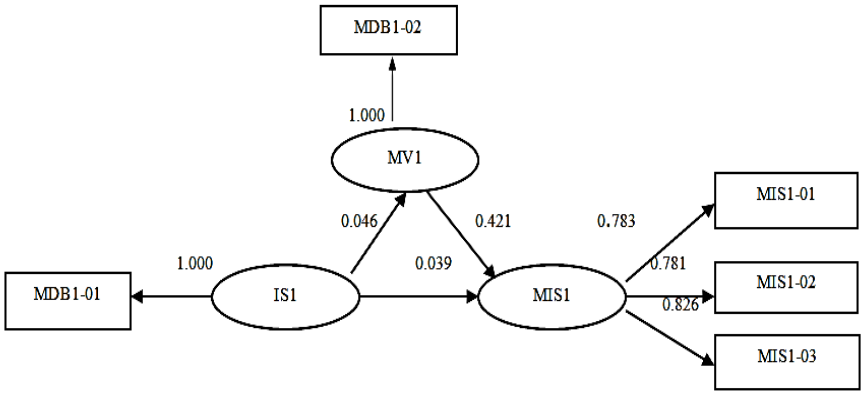
1. Variance Accounted For (VAF)
2. VAF=(0.336×0.143)/(0.336×0.143+(0.130))=0.26

این متغیر با نقش میانجی‌گری، کل افراد حقیقی و حقوقی بازار سهام اعم از سیگنال‌دار و بدون سیگنال است که می‌تواند در حضور نقش متغیرهای تعدیل‌گر تورم پولی غیرقابل انتظار و کنترل‌کننده قابل‌انتظار، مسیرهای بهینه‌ای را در ارتباط با اخذ ضرایب فراهم آورد.

با توجه به ضرایب مسیر در شکل‌های ۴ و ۵، و همچنین، مقادیر خروجی آزمون فرضیه‌های مرتبط در جداول ۱۴ و ۱۵، شاخص برازش اندازه اثر f^2 که در ارتباط با متغیرهای برونزای مدل و بنا بر نظریه کوهن[1] (۱۹۸۸) برای برآورد میزان تغییرات متغیر وابسته در اثر حذف یک متغیر مستقل معرفی و تبیین شده است و محاسبه این شاخص از رابطه نسبت تغییرات ضرایب تعیین[2] انجام می‌پذیرد را مابین ۰/۰۲ (ضعیف)، ۰/۱۵(متوسط) و ۰/۳۵(قوی) برآورد خواهد کرد.

فرضیه‌های فرعی شامل سه فرضیه؛ ۱- تفاوت‌های معنی‌دار در ارتباط با بیشترین اثر گذاری متغیر "احساس سرمایه‌گذاران عادی و توأمان با افرادحقوقی بازار سهام اعم از سیگنال‌دار و بدون سیگنال" بر "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" ، ۲-کمترین اثر گذاری متغیر "احساس سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال" بر "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" و در نهایت، ۳- بیشترین اثر گذاری متغیر "احساس سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال" بر "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" در هریک از وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌های* منحصر به فرد احساسی اخذ شده سرمایه‌گذاران عادی از بازارهای سهام و ارز در چارچوب شاخص f^2 و فرضیه صفر، مورد ارزیابی قرار خواهند گرفت.

در ارتباط با فرضیه اول و با توجه به جداول ۱۴ و ۱۵ با فرض $\begin{cases} H_0: f^2 \leq 0.15 \\ H_1: f^2 \rangle 0.15 \end{cases}$ ؛ فرضیه صفر رد می‌شود و در نهایت، فرضیه مقابل (قوی بودن) مورد پذیرش قرار خواهد گرفت.



شکل ۴. مدل در وضعیت خوش‌بینی

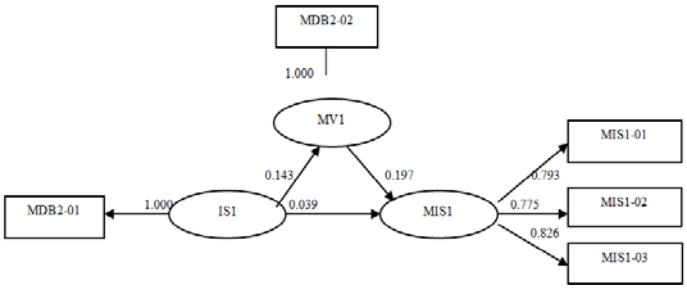
1. Cohen
2. $f^2 = \frac{(R^2\ excluded)}{1-R^2\ included}$

جدول ۱۴. فرضیه‌های فرعی در وضعیت تورم پولی قابل انتظار

مسیر	مقدار ضریب مسیر(Beta)	مقدار اندازه تاثیر (F-fisher)	مقدار ضریب تعیین R-square	نتیجه
MIS1 ← IS1	۰.۰۳۹	۰.۰۰۲	۰.۱۸۱	ضعیف
MV1 ← IS1	۰.۰۴۶	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	ضعیف
MIS1 ← MV1	۰.۴۲۱	۰.۲۱۶	۰.۱۸۱	قوی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، با توجه به جدول ۱۴ و در ارتباط با فرضیه دوم، با فرض $\begin{cases} H_0: f^2 \geq 0.02 \\ H_1: f^2 \langle 0.02 \end{cases}$؛ فرضیه صفر رد می‌شود و در نهایت، فرضیه مقابل (ضعیف بودن) مورد پذیرش قرار خواهد گرفت.



شکل ۵. مدل در وضعیت بدبینی

جدول ۱۵. فرضیه‌های فرعی در وضعیت تورم پولی غیر منتظره

مسیر	مقدار ضریب مسیر(Beta)	مقدار اندازه تاثیر (F-fisher)	مقدار ضریب تعیین R-square	نتیجه
MIS1 ← IS1	0.182	0.041	0.211	متوسط
MV1 ← IS1	0.143	0.021	0.021	ضعیف
MIS1 ← MV1	0.397	0.196	0.211	قوی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ارتباط با آخرین فرضیه فرعی و با فرض $\begin{cases} H_0: f^2 \leq 0.02 \\ H_1: f^2 \rangle 0.02 \end{cases}$؛ فرضیه صفر رد می‌شود و در نهایت، فرضیه مقابل (قوی بودن) مورد پذیرش قرار خواهد گرفت.

تجزیه و تحلیل پژوهش

در ارتباط با تجزیه و تحلیل اثرات مستقیم و غیر مستقیم آزمون فرضیه‌های اصلی و فرعی در چارچوب مدل معادلات ساختاری این پژوهش، و با توجه به مولفه‌های کد گذاری شده داده‌های انعکاسی متغیرهای

اصلی مدل، از روش تحلیل عاملی و با استفاده از تکنیک شاخص KMO و آزمون بارتلت[1] در تحلیل مولفه‌های اصلی استفاده گردیده است.

در این تحلیل عاملی، ابتدا با تهیه ماتریس همبستگی مولفه‌های انعکاس‌یافته در سئوالات مرتبط با متغیر "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" در رابطه با زنجیره‌های رفتاری توده‌وار افراد سیگنال‌دار و بدون سیگنال یک‌سویه و دو سویه، مطابق با مدل بانرجی (۱۹۹۲) که همزمان از مولفه‌های انعکاس یافته مرتبط با هر دو متغیر؛ "تورم‌های قابل‌انتظار و غیرمنتظره" در هریک از وضعیت‌های خوش‌بینی و بدبینی‌های منحصر به فرد هر دو بازار سهام و ارز، با فرض همبستگی به ترتیب مثبت و منفی با "شاخص کل سهام"تشکیل یافته است را مطابق با جداول ۱۶ و ۱۷ و در راستای کفایت حجم نمونه‌ها مرتبط با شاخص KMO و آزمون همگنی واریانس‌های بارتلت مطابق با جداول ۱۸ و ۱۹ ارائه می‌کند.

جدول ۱۶. ماتریس همبستگی مولفه‌های "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" و "تورم قابل انتظار"

مو لفه	سرمایه‌گذار عادی با سینگنال بازار سهام	سرمایه‌گذار عادی با سینگنال بازار ارز	سرمایه‌گذار عادی با سینگنال بازار سهام و ارز	سرمایه‌گذار عادی با سینگنال منحصر به فرد
نماد	MVHMV1	MVHMD1	MVHMVD1	MVMD1
MVHMV1	۱	-۰.۰۹۴	-۰.۲۵۷	۰.۰۷۸
MVHMD1	-۰.۰۹۳	۱	-۰.۱۱۲	-۰.۰۲۴
MVHMVD1	-۰.۳۵۷	-۰.۱۱۲	۱	-۰.۰۹۳
MVMD1	-۰.۰۷۸	-۰.۰۳۴	-۰.۰۹۳	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۷. ماتریس همبستگی مولفه‌های "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" و "تورم غیر منتظره"

مو لفه	سرمایه‌گذار عادی با سینگنال بازار سهام	سرمایه‌گذار عادی با سینگنال بازار ارز	سرمایه‌گذار عادی با سینگنال بازار سهام و ارز	سرمایه‌گذار عادی با سینگنال منحصر به فرد
نماد	MVHMV2	MVHMD2	MVHMVD2	MVMD2
MVHMV2	۱	-۰.۰۳۵	-۰.۲۸۴	۰.۰۸۱
MVHMD2	-۰.۰۳۵	۱	-۰.۰۶۳	-۰.۰۱۸
MVHMVD2	-۰.۲۸۴	-۰.۰۶۳	۱	-۰.۱۴۴
MVMD2	-۰.۰۸۱	-۰.۰۱۸	-۰.۱۴۴	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Kaisre-Meyer-Olkin & Bartlett

جدول ۱۸. کفایت حجم نمونه (بارتلت) برای مو لفه‌های "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" و "تورم قابل‌انتظار"

کیسر، میر و اولکین (KMO)		۰.۰۴۰۸
تست بارتلت	کای_اسکور	۳۰.۳۸۵
	درجهٔ آزادی	۶
	سطح معنی‌داری	۰.۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۹. کفایت حجم نمونه (بارتلت) برای مؤلفه‌های "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" و "تورم غیرمنتظره"

کیبسر،میر و اولکین (KMO)		۰.۰۴۲۸
تست بارتلت	کای_اسکور	۳۲.۴۶۶
	درجهٔ آزادی	۶
	سطح معنی‌داری	۰.۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج تحلیل عاملی مؤلفه‌ها

عامل مؤلفه‌ها بر اساس ۳ معیار، مقادیر ویژه، واریانس و نمودار اسکری استخراج می‌گردد. براساس معیار مقادیر ویژه، مؤلفه‌هایی که مقدار ویژه آنها بزرگتر از یک است را در نظر گرفته و از سایر مؤلفه‌ها صرف‌نظر می‌شود و بر اساس معیار دوم، مؤلفه‌هایی که درصد بیشتری از پراکندگی داده‌ها را توضیح می‌دهند، برای ادامه کار کفایت خواهد کرد.

با توجه به جداول ۲۰ و ۲۱، سه عامل با مقادیر ویژه استخراج شده است. بنابراین ۴ متغیر ورودی می‌بایست در ۳ عامل قرار گیرند؛ این ۳ عامل حدوداً ۸۴/۱۲۰ و ۸۴/۲۴۰ درصد از پراکندگی داده‌ها را به ترتیب برای مؤلفه‌های MDB1 و MDB2 توضیح می‌دهند و همچنین، در شکل ۶ نمودار Scree plot به صورت مشابه و یکسان میزان اهمیت مقادیر ویژه را برای هر مولفه از این متغیرها نمایش می‌دهد.

جدول ۲۰. مقادیر ویژه و واریانس توضیح داده شده توسط فاکتورهای استخراج شده مؤلفه‌های "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" و "تورم قابل انتظار"

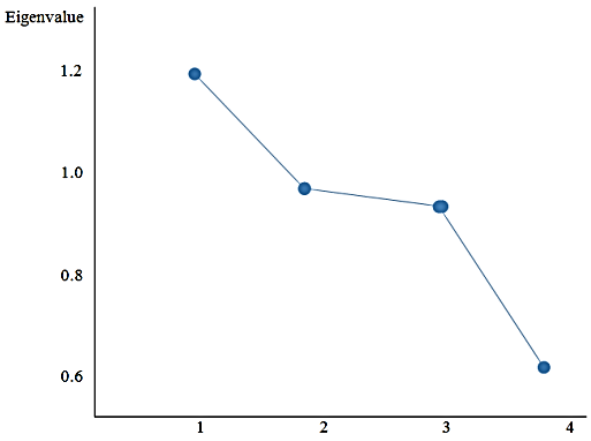
مؤلفه‌ها	مقادیر ویژه اولیه			استخراج مجموع بارهای مربعی		
	جمع	واریانس	انباشته	جمع	واریانس	انباشته
۱	۱.۲۵۸	۳۱.۴۵۳	۳۱.۴۵۳	۱.۲۵۸	۳۱.۴۵۲	۳۱.۴۵۲
۲	۱.۰۷۴	۲۶.۸۵۱	۵۸.۳۰۳	۱.۰۷۴	۲۶.۸۵۱	۵۸.۳۰۳
۳	۱.۰۳۳	۲۵.۸۱۷	۸۴.۱۲۰	۱.۰۳۳	۲۵.۸۱۷	۸۴.۱۲۰
۴	۰.۶۳۵	۱۵.۸۸۰	۱۰۰.۰۰۰			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲۱. مقادیر ویژه و واریانس توضیح داده شده توسط فاکتورهای استخراج شده مؤلفه‌های "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" و "تورم غیر منتظره"

مؤلفه‌ها	مقادیر ویژه اولیه			استخراج مجموع بارهای مربعی		
	جمع	واریانس	انباشته	جمع	واریانس	انباشته
۱	۱.۲۹۴	۳۲.۳۴۲	۳۲.۳۴۲	۱۵.۷۵۸	۳۱.۴۵۲	۳۲.۳۴۲
۲	۱.۰۶۵	۲۶.۶۲۲	۲۶.۶۲۲	۱.۰۶۵	۲۶.۶۲۲	۵۸.۹۶۴
۳	۱.۰۱۱	۲۵.۲۷۸	۲۵.۲۷۸	۱.۰۱۱	۲۵.۲۷۸	۸۴.۲۴۲
۴	۰.۶۳۰	۱۵.۷۵۸	۱۵.۷۵۸			

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۶ . نمودار Scree Plot مولفه‌های "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" در وضعیت‌های"تورم قابل انتظار" و "تورم غیر منتظره"

نتایج تبدیل مؤلفه‌های دوران‌یافته برای ایجاد عامل های مو لفه ای

در این تحلیل عاملی با چرخش و ایجاد یک دوران در ارتباط با ماتریس مؤلفه‌ها بنا بر روش واریماکس[1] و حذف مؤلفه‌های اضافی، برای کسب مقدار ضریب همبستگی بیشتر از ۵۰ درصد ما بین مؤلفه‌های باقیمانده، در یک ماتریس عاملی مطابق با جداول ۲۲ و ۲۳ برای استخراج عامل‌های مشترک که بار عاملی خواهند داشت را مطابق با جداول ۲۴ و ۲۵، ایجاد و زمینه ارائه عامل‌های مو لفه‌ای را فراهم آورده است.

1. Varimax

جدول ۲۲. ماتریس مؤلفه‌های دوران‌یافته "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" در وضعیت‌های"تورم قابل انتظار"

	۱	۲	۳
MVHMV1	۰.۸۰۵	-۰.۲۶۳	-۰.۲۱۴
MVHMVMD1	-۰.۷۷۹	-۰.۲۹۱	-۰.۲۴۷
MVHMD1	___	۰.۹۵۲	___
MVMD1	___	___	۰.۰۶۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲۳. ماتریس مؤلفه‌های دوران‌یافته "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام"در وضعیت‌های"تورم غیر منتظره"

	۱	۲	۳
MVHMV2	۰.۸۲۸	-۰.۲۵۳	۰.۱۲۲
MVHMVMD2	۰.۷۷۲	-۰.۳۳۰	-۰.۱۵۱
MVHMD2	___	۰.۹۴۸	___
MVMD2	___	___	۰.۹۸۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲۴. ماتریس عامل های مو لفه‌ای "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" در وضعیت‌های"تورم قابل انتظار"

	۱	۲	۳
۱	۰.۹۹۵	۰.۰۷۶	۰.۰۶۰
۲	-۰.۰۹۷	۰.۸۴۲	۰.۵۳۱
۳	-۰.۰۱۰	-۰.۵۳۴	۰.۸۴۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲۵. ماتریس عامل های مو لفه‌ای "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" در وضعیت‌های"تورم غیر منتظره"

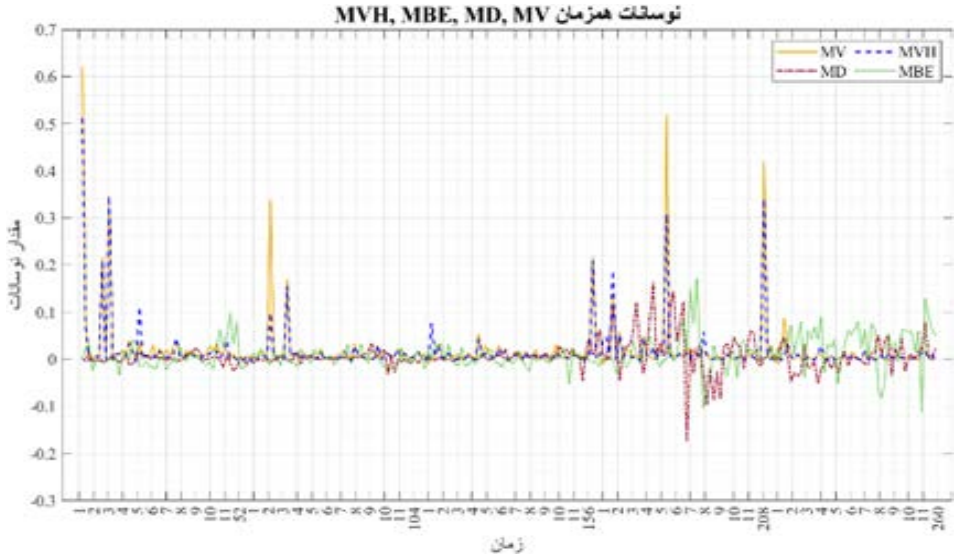
	۱	۲	۳
۱	۰.۹۷۴	۰.۲۱۲	۰.۰۸۱
۲	-۰.۲۲۵	۰.۹۵۴	۰.۱۹۹
۳	-۰.۰۳۵	-۰.۲۱۲	۰.۹۷۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

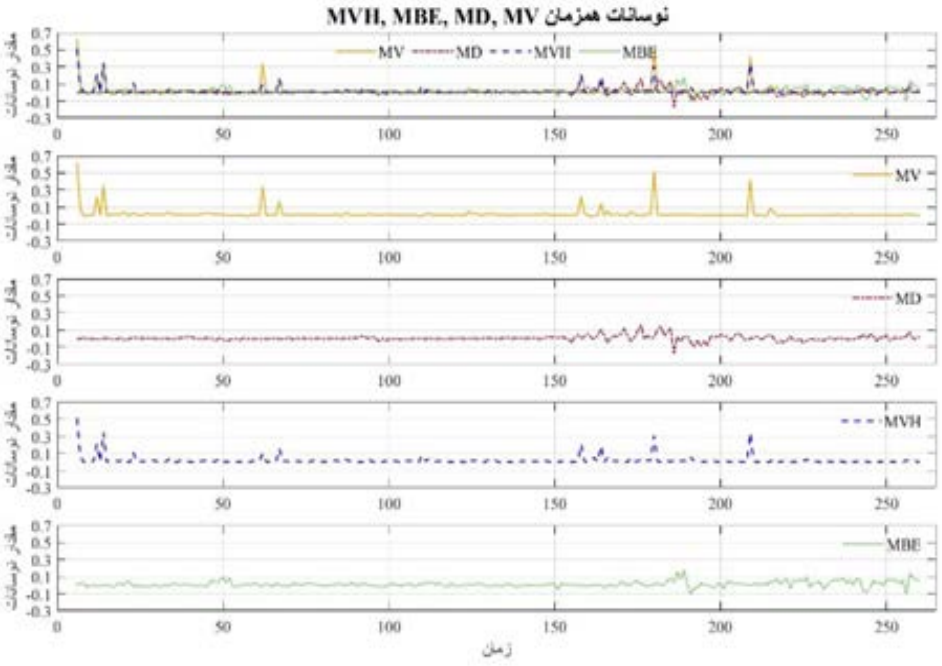
نتایج تجزیه و تحلیل پژوهش

مطابق با نتایج و خروجی جدول ۲۲ ماتریس مؤلفه‌های دوران‌یافته تحلیل های عاملی در وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌های* بازار سهام و ارز با حضور عامل تورم قابل‌انتظار در مدل پژوهش، همگرایی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار در ارتباط با مولفه‌های فروشندگان عادی سهام سیگنال‌دار و کل معامله‌گران بازار سرمایه دارای همبستگی تکانه‌ای مثبت ۸۰ درصد است که با عامل همگرایی این دو مولفه مرتبط با سیگنال بازار ارز و مطابق با همان جدول، دارای همبستگی تکانه‌ای منفی ۷۷ درصد است. این امر بیانگر بازی‌های سرمایه‌گذاران در استراتژی‌های نامتقارن رفتاری در یک همگرایی دوسویه و تایید فرضیه‌های اصلی مطابق با بیکر و همکاران (۲۰۰۴)، کریستوفر و زمسکی (۱۹۹۸)، و بانرجی (۱۹۹۲) و نیز فرضیه‌های فرعی اول و دوم مرتبط با مدل دوران‌یافته از خوش‌بینی و *بدبینی‌ها* با استراتژی‌های نامتقارن و دینامیکی در دنبال کردن سیگنال‌های همزمان بازار سهام و ارز است. با توجه به ماتریس عامل‌های مولفه‌ای جدول ۲۴، عامل همگرایی فروشندگان عادی سهام در قالب زنجیره‌های رفتاری توده‌وار[1] و کل معامله‌گران بازار سرمایه دارای ضریب همبستگی ۹۹ درصد مثبت هستند، این در حالی است که فروشندگان عادی سهام با سیگنال بازار ارز در همگرایی با معامله‌گران بازار سرمایه دارای این سیگنال، خروجی آن ضریب همبستگی مثبت ۵۳ درصد و در گسستگی یا واگرایی بازی با سیگنال بازار ارز، ضریب همبستگی منفی ۵۳درصد است. بنابراین، در وضعیت انحصاری بازار سهام و با حضور سیگنال بازار ارز، فروشندگان عادی سهام به احتمال بیشتر از ۵۰ درصد دنبال‌کننده‌های سیگنال معامله گران بازار سرمایه هستند و مابقی، در یک واگرایی با این معامله‌گران، بازار سهام را ترک خواهند کرد یا دست از فروش سهام خود خواهند کشید. به عبارت دیگر، مطابق با شکل‌های نموداری نوسانات همگرایی سیگنالی ۷ و ۸؛ یک همگرایی دوسویه ما بین نوسانات حجم فروش افراد عادی با حجم کل معاملات بازار سرمایه در طول بازه زمانی ۲۶۰ هفته‌ای از ابتدای سال ۱۳۹۴ تا ابتدای سال ۱۳۹۹ وجود خواهد داشت و مشخصه آن، نوسانات کم و پر دامنه تغییرات نرخ ارز در همبستگی مثبت تکانه‌های شاخص کل بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران است.

1. Momentum Volume of Herding investors


نوسانات همزمان MVH, MBE, MD, MV
MV
MVH
MD
MBE
مقدار نوسانات
زمان

شکل ۷


نوسانات همزمان MVH, MBE, MD, MV
MV
MD
MVH
MBE
مقدار نوسانات
زمان

شکل ۸

در ادامه و مطابق با جدول ۲۳ ماتریس مؤلفه‌های دوران‌یافته تحلیل‌های عاملی در وضعیت‌های خوش‌بینی و بدبینی‌های بازار سهام و ارز با حضور عامل تورم غیرمنتظره در مدل پژوهش؛ همگرایی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار در ارتباط مولفه‌های فروشندگان عادی سهام سیگنال‌دار و کل معامله‌گران بازار سرمایه دارای همبستگی تکانه‌ای مثبت ۸۲ درصد هستند که با عامل همگرایی این دو مولفه مرتبط با سیگنال بازار ارز و مطابق با همان جدول دارای همبستگی تکانه‌ای مثبت ۷۷ درصد است و بیانگر این است که بازی‌های سرمایه‌گذاران در استراتژی‌های نامتقارن رفتاری در یک همگرایی یک‌سویه و تایید فرضیه‌های اصلی مطابق با الگوهای استیتمن (۲۰۰۴)، باربریز و همکاران (۲۰۱۸) ، و بانرجی (۱۹۹۲) و نیز، فرضیه‌های فرعی اول و سوم مرتبط با مدل دوران‌یافته از خوش‌بینی و بدبینی‌ها با استراتژی‌های نا متقارن و دینامیکی در دنبال کردن سیگنال‌های جداگانه بازار سهام یا بازار ارز است. با توجه ماتریس عامل های مولفه ایی جدول ۲۵، عامل همگرایی فروشندگان عادی سهام در قالب زنجیره‌های رفتاری توده‌وار[1] و کل معامله‌گران بازار سرمایه دارای ضریب همبستگی مثبت ۹۷ درصد اند. این در حالی است که فروشندگان عادی سهام با سیگنال بازار ارز در همگرایی با معامله‌گران بازار سرمایه دارای این سیگنال؛ خروجی آن ضریب همبستگی مثبت ۱۹ درصد و در گسستگی یا واگرایی این سیگنال، ضریب همبستگی منفی ۲۱ درصد است. بنابراین، در وضعیت انحصاری بازار سهام و با حضور سیگنال بازار ارز، فروشندگان عادی سهام به احتمال نزدیک به ۲۰ درصد دنبال کننده های معامله گران بازار سرمایه اند. و با احتمال نزدیک به ۸۰ درصد در یک گسست و واگرایی با این معامله گران، بازار سهام را ترک خواهند کرد یا دست از فروش سهام خود خواهند کشید. بعبارت دیگر مطابق با شکل های نموداری نوسانات همگرایی سیگنالی ۷ و ۸ یک همگرایی یک‌سویه ما بین نوسانات حجم فروش افراد عادی با حجم کل معاملات بازار سرمایه در طول بازه زمانی ۲۶۰ هفته ایی شکل مذکور وجود خواهد داشت که مشخصه آن، نوسانات کم و پر دامنه تغییرات نرخ ارز در همبستگی منفی تکانه‌های شاخص کل بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران است.

با مقایسه تحلیل های عاملی فوق در راستای فرضیه‌های فرعی پژوهش ، می‌توان ابراز کرد که در وضعیت‌های خوش‌بینی و *بدبینی‌های* انحصاری بازار بورس تهران با حضور عامل تکانه‌ای تورم قابل انتظار و بدون دخالت عوامل بازار ساز و یا ایجاد حباب قیمتی برخی از سهام، رفتارهای توده‌وار می‌تواند حول مکانیسم قیمت بازار سهام ایجاد یک رفتار توده‌واری عمدی و یا ضعیف را بنماید که مطابق با شکل نمودارهای ۷ و ۸، از هفته اول تا چهارم و نیز هفته ۵۹ تا ۱۶۲ آن بازه زمانی در یک همگرایی دو سویه در ارتباط با نوسانات کم هر دو بازار سهام و ارز مشخص است که نتیجه آن همگرایی دو سویه حول حجم کل معاملات بازار سهام تهران و تاثیر نقش قوی این شاخص بر تکانه‌های شاخص کل بازار سهام و نیز، نقش ضعیف شاخص حجم فروش افراد حقیقی در قالب زنجیره‌های رفتاری توده‌وار است. بنابراین، می‌توان اظهار نمود مطابق با مدل دوران‌یافته و دینامیک تبیینی پژوهش حاضر، در وضعیت تورمی قابل‌انتظار میزان اثرگذاری متغیر " احساس سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال" بر "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" در ضعیف‌ترین حالت ممکن خود است.

1. Momentum Volume of Herding investors

اما در وضعیت خوش‌بینی و بدبینی‌های منحصر به فرد انحصاری بازار بورس تهران با حضور عامل تکانه‌ای تورم غیرمنتظره و بدون دخالت عوامل بازارساز و یا ایجاد حباب قیمتی برخی از سهام، رفتارهای توده‌وار می‌تواند حول مکانیسم قیمت بازار سهام، یک رفتار توده‌واری کاذب و یا متوسط را نمایند. با توجه به نمودارهای ۷ و ۸، از هفته ۱۷۶ تا ۱۷۹ و همچنین از هفته ۲۰۸ تا ۲۱۰ آن بازه زمانی در یک همگرایی یک‌سویه حول حجم کل معاملات بازار سهام تهران و تاثیر نقش قوی این شاخص بر تکانه‌های شاخص کل بازار سهام و همچنین، نقش قوی تر شاخص حجم فروش افراد حقیقی در قالب زنجیره‌های رفتاری توده‌وار است. بنابراین، می‌توان اظهار نمود که مطابق با مدل دوران‌یافته و دینامیک تبیینی و مطرح در پژوهش حال حاضر؛ در وضعیت تورمی قابل انتظار میزان اثرگذاری متغیر " احساس سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال" بر "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" قوی ترین حالت ممکن خود است.

بحث و نتیجه گیری

فقدان یک مدل احساس سرمایه‌گذار در راستای زنجیره‌های رفتاری توده‌وار در کشورهای درگیر تورم، که بصورت مجموعه‌ای از همگرایی‌ها و پیوستگی‌ها در حلقه هایی مشترک از استراتژی‌های نامتقارن رفتاری تمامی بازیگران درگیر در دو بازار هم‌راستا، ما را بر این داشت با تعمیم مدل احساس سرمایه‌گذار تک‌سیگنالی مدل باربریز (۱۹۹۸) در زنجیره‌های رفتاری و توزیع احتمالات چند سیگنالی الگوی بانرجی (۱۹۹۲)؛ مدلی دوران‌یافته و در عین حال، پویا از نظر باورهای بروز شده مطابق با الگوی مارکوف در چارچوب مدل‌های رفتاری روانشناختی دینامیک ارائه داده شود. رفتارهای توده‌وار سرمایه‌گذاران تحت یک باور جمعی شکل خواهد گرفت که این باور جمعی با احساسات آنان ارتباط مستقیمی دارد و این احساسات می‌تواند در قالب زنجیره‌هایی از رفتارهای جمعی و تکانه‌های منحصر به فرد نقش مهمی را در نوسانات شاخص قیمت‌های سهام در برهه‌هایی از زمان ایفا نماید. در ارتباط با مدل احساس سرمایه‌گذاران به عنوان یک پدیده آشکار مطابق با نظرات مالکوم بیکر و جفری ورگلر (۲۰۰۷)، بحث چگونگی اندازه‌گیری آن مطرح است. این اندازه‌گیری‌ها عموما" در قالب حجم فروش افراد حقیقی و حجم کل معاملات و نقدینگی موجود در بازار سرمایه، مطابق با مطالعات باربریز و همکاران (۲۰۱۸) و مالکوم بیکر و جرمی استین (۲۰۰۴) در ارتباط با واکنش‌های کم و زیاد آنان در ارتباط با عوامل برونزا که در تشکیل وضعیت‌های خوش‌بینی و بدبینی‌های احساسی سرمایه‌گذاران عادی و نیز عوامل درونزای ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری‌های منحصر به فرد آنان، الگو سازی و تبیین شد اند. با این حال شاخص‌های اندازه‌گیری مدل احساس سرمایه‌گذار در چارچوب وجود اطلاعات تقارن نیافته و استراتژی‌های رفتاری در زنجیره‌های رفتاری توده‌وار سرچشمه می‌گیرد که این امر می‌تواند به صورت کاذب یا عمدی و با داشتن سیگنال‌های منحصر به فرد، در یک همگرایی زنجیره‌ای دیگر، سیگنال و رفتارهای دیگران را تقلید و پیروی نمایند و در غیر این صورت، ورود اطلاعات جدید باعث گسستن و یا واگرایی سیگنالی و رفتاری در همان حلقه از زنجیره‌ها خواهد شد. در همین ارتباط همگرایی زنجیره‌ها، حول مکانیسم قیمت بازار سهام مطابق با نظریه کریستوفر و زمسکی(۱۹۹۸) بر یک رفتار جمعی یک‌سویه تاکید می‌شود که کانون حلقه اصلی سیگنالی را منحصراً،

سیگنال بازار سهام می‌داند و بازارهای هم‌راستا یا ثانویه را در ارتباط با کشش و همگرایی سیگنالی مورد توجه قرار نمی‌دهند که می‌تواند بازار سهام را به دنبال خود کشاند یا منجر به شکست این بازار شود و این پدیده در شاخص اندازه‌گیری حجم فروش، افراد عادی را نادیده خواهد گرفت. در ارتباط با این شاخص در مدل‌های اندازه‌گیری، بیکر (۲۰۰۶) آن را به عنوان یک شاخص واگرایی با حجم کل معاملات سهام و تکانه‌های شاخص کل بازار سهام، به عنوان نگهدارندگان اوراقی یاد می‌شوند که از به موقع فروختن آنها امتناع خواهند کرد و این در حالی است که در مدل باربیز و همکاران (۱۹۹۸) به عنوان رکن ساختاری مدل احساس سرمایه‌گذار در خروجی زنجیره‌های رفتاری توده‌وار تاکید می گردد. مدل جامع این پژوهش نشان می‌دهد نقاط مشترک همگرایی‌های سیگنالی بازارهای سهام و ارز مرتبط با میزان اثرگذاری متغیر"احساس سرمایه‌گذاران عادی با سیگنال" بر "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" در وضعیت‌های خوشبینی و بد بینی‌های بازار بورس تهران با حضور عامل تورم پولی قابل‌انتظار، به صورت یک همگرایی دو سویه است و این در حالی است که حضور عامل تورم پولی غیر منتظره، همگرایی‌های سیگنالی را بصورت انحصاری در دو زنجیره از رفتارهای توده‌وار را موجب می گردد که مشخصه آن خروج افراد حقیقی از بازار بورس تهران در برهه‌هایی از زمان مورد پژوهش و نقش پررنگ میزان اثرگذاری آن بر متغیر "تکانه‌های احساسی شاخص کل سهام" است. تبیین این مدل جامع می‌تواند معادلات ساختاری تشکیل‌دهنده و توابع احتمالی زنجیره‌های رفتاری را برای پژوهش‌های آتی مطابق با نظریه‌های بیخچندانی و شارما (۲۰۰۰) و کریستوفر و زمسکی (۱۹۹۸) با طیف بزرگی از بازیگران بازارهای سرمایه و پدیده‌ها و بازارهای همراستا یا ثانویه دیگر، با استراتژی‌های رفتاری نامتقارن را در بر گیرد و نیز، بتواند اندازه‌گیری مدل‌ها و الگوهای احساسی و باوری سرمایه‌گذاران عادی و حقیقی را در ارتباط با چالش‌های نوین دنیا مانند کووید ۱۹ منحصرا" در چارچوب مدل‌های بازی‌های روانشناختی و دینامیکی تسهیل و ممکن 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

Baker, M; & Stein, J.C; (2004). “Market liquidity as a sentiment indicator”. *Journal of Financial Markets*, 7, 271-299.

Baker, M; & Wurgler, J; (2006).” Investor sentiment and the cross-section of stock returns”. *The Journal of Finance* 61, 1645-1680.

Baker, M; Wurgler, J; (2007). “Investor sentiment in the stock market”. *J. Econ. Perspect*. 21 (2), 129–152.

Banerjee, A.V; (1992).” A Simple Model of Herd Behavior” *The Quarterly Journal of Economics* 107, 797-817.

Barberis, N. & Shleifer, A. (2003), “Style Investing”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 68, pp. 161-199.

Barberis, N; Shleifer, A; & Vishny, R; (1998). “A model of investor sentiment”. *Journal of Financial Economics* 49, 307-343.

Barberis, N. (2018). “Psychology-based models of asset prices and trading volume”in Handbook of Behavioral Economics—Foundations and Applications 1, B. D. Bern-heim, S. DellaVigna, D. Laibson, Eds. Elsevier, 79−175.

Battigalli, P. & Dufwenberg, M. (2008). “Dynamic psychological games”. *Journal of Economic Theory* ,144: 1–35.

Bikhchandani, S; & Sharma, S; (2000). “Herd Behavior in Financial Markets”, *IMF Staff Papers*, 47 (3): 279-310.

Bikhchandani, S, D. Hirshleifer, & Welch; I. (1992). “A Theory of Fads, Fashion, Custom and Cultural Change as Informational Cascades.” *Journal of Political Economy*, 100, 992–1027.

Campbell, J; &T. Vuolteenaho; (2004). “Inflation Illusion and Stock Prices.” NBER Working Paper 10263 (February):1–18.

Carhart, Mark M; (1995), “Survivor bias and mutual fund performance”, Working paper, School of Business Administration, University of Southern California, Los Angeles, Cal.

Avery, C; & Zemsky, P; (1998). “Multidimensional Uncertainty and Herd Behavior in Financial Markets.” *American Economic Review*, 88(4), 724 – 748.

DeLong, J. B; Schleifer, A; Summers, L; & Waldman, R. (1990). "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation," *Journal of Finance*, 45, 379-395.

Fama, E. F; & French, K. R. (1992). “The cross-section of expected stock returns”. *The Journal of Finance*, 47(2), 427–465.

Fama, E.F; French, K.R; (2012). “Size, value, and momentum in international stock returns”. *Journal of Financial Economics* 105, 457-472.

Fama, E. (1981). “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money.” *American Economic Review*, vol. 71, no. 4 (June):545–565.

Fama, E; & G. Schwert. (1977). “Asset Returns and Inflation.” Journal of Financial Economics, 5(2).115–146.

Fehr, E; & J. Tyran. (2001). “Does Money Illusion Matter?” *American Economic Review*, 91(5):1239–1262.

Fisher, K.L; & Statman, M; (2000). “Investor sentiment and stock returns. *Financial Analysts Journal* 56.

Geanakoplos.J, Pearce.D, & Stacchetti. E, (1989). “Psychological games and sequential rationality”, *Games Econ. Behavioral*. 1, 60–79.

Hair Jr, J. F; Hult, G. T. M; Ringle, C; & Sartedt, M. (2013). “A Primer on Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)”. SAGE Publications, Incorporated.

Hulland, J. (1999). “Use a partial least square (PlS) in strategic management research: a review of four recent studies”. *Strategic management Journal*, 20(2), 195-204.

Kyle, A. S; (1985), “Continuous Auctions and Insider Trading”, Econometrica 53, 1315-1335.

Keynes, J; (1924). “A Tract on Monetary Reform. London”: Macmillan Company

Lenstour-Elise P; Pradier L; & Putnins Talis J. (2022). “Biased volatility perceptions: Evidence from the laboratory and financial markets”. *Journal of Banking and Finance*, forthcoming

LeNestour-Payzan, Pradier.E, L, & Putnins.T, (2021), “Harnessing Neuroscientific Insights to Generate Alpha”, *Financial Analyst Journal* (forthcoming).

Modigliani, F; & Cohn. R. (1979). “Inflation, Rational Valuation and the Market.” *Financial Analysts Journa*l, 35 (2):24–44.

Pearce, D; & Roley. V. (1983). “The Reaction of Stock Prices to Unanticipated Changes in Money: A Note.”*Journal of Finance*, 38 (4):1323–1333.

Shleifer, A; & Vishny, R. (1992), “Liquidation values and debt capacity: A market equilibrium approach”, *Journal of Finance* 47, 1343-1366.

Statman, M. (2014). “Behavioral finance: Finance with normal people”. *Borsa Istanbul Review*, 14(2), 65–73.

Statman M. (2011). “Investor sentiment, stock characteristics, and returns”. *Journal of Portfolio Management* 37(3): 54-61.

Stein, J; (1995). “Prices and trading volume in the housing market: A model with downpay- ment effects, quarterly” *Journal of Economics*, 110, 379-406.

Thaler, R. (1985). “Mental Accounting and Consumer Choice, Mar-keting” Science 4, 199-214.

Verardo, M. (2009).” Heterogeneous Beliefs and Momentum Profits.” *Journal of financial and quantitative analysis*, 44 (4): 795–822

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 دوازدهم، شماره چهل و پنجم، تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۷۴-۲۴۹

مقاله پژوهشی

طراحی مدلی جهت پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی با تاکید بر شبکه عصبی مصنوعی GRU درصنایع فلزی، خودرو و قطعه سازی و مواد و فرآورده‌های دارویی[1]

عادله بحرینی[2]، مریم اکبریان فرد[3]، مهدی خوشنود[4]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۳۰

چکیده

پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی سبب می‌شود تا بازار بتواند به شیوه ای کارآمد کنترل بر شرکت‌ها را ارزیابی کند. هدف این پژوهش اندازه‌گیری شاخص‌های اثرگذار بر معاملات بلوکی در سه صنعت فعال در بورس اوراق بهادار تهران و میزان تاثیراین شاخص‌ها بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی با بکارگیری آزمون Rmse بر روی داده‌هایTest موردمطالعه قرارگرفته است. با بهره‌گیری از شبکه عصبی یادگیری عمیق، مدل Gru روی صنایعی که تعداد جامعه‌اش در بورس زیاد است، (صنایع فلزات اساسی :فولاد، خودروو ساخت قطعات :خساپا، مواد ومحصولات دارویی دالبر) ازمجموعه شرکت‌های پذیرفته شده درسازمان بورس اوراق بهادارتهران برای دوره زمانی ۱۳۹۰تا۱۴۰۰ استفاده شده است. مدیران صنایع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با آگاهی از چگونگی تاثیر این مدل بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی می‌توانند روند تغییرات قیمت سهام بلوکی را کنترل نموده ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت و در نهایت ریسک تأمین مالی را برای شرکت پایین آورند. درسطح تفکیکی صنایع، نتایج تاثیر شاخص‌های مالی بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی درهرصنعت باصنایع دیگر متفاوت است که بیانگر استقلال صنایع از یکدیگر است.در مدل ارائه شده با اندازه گیری ارزش‌گذاری معاملات بلوکی به مدیران صنایع در بورس و استفاده‌کنندگان صاحبان سهام و سهامداران معاملات بلوکی در ارزیابی بهتر قیمت‌گذاری کمک می‌کند.

واژگان کلیدی: بازده سهام، ارزش‌گذاری معاملات بلوکی ، صنعت، شبکه‌های عصبی یادگیری عمیق، مدل Gru.

طبقه‌بندی موضوعی: *G12, L16,C45*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.44487.2847

۲. دانشجوی دکترای تخصصی، گروه مهندسی مالی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. Email: adelehbahreini@ymail.com

۳. استادیار، گروه حسابداری، واحد صومعه سرا، دانشگاه آزاد اسلامی، صومعه سرا، ایران. نویسنده مسئول Email: Maryam.akbaryan@iau.ac.ir

۴. استادیار، گروه حسابداری، واحد رودسر و املش، دانشگاه آزاد اسلامی، رودسر، ایران. Email: khoshnood.mehdi42@gmail.com

مقدمه

معاملات بلوک یک معامله واحد بر سر تعداد نسبتاً زیادی از سهام یک شرکت است که تحت شرایط خاصی انجام می‌شود زیرا، قیمت باید مورد تفاهم دو طرف بوده و طی مذاکرات متعدد تعیین شود. وقتی یک بلوک به خریدار اجازه دهد تا قدرت خاصی بر تصمیمات، مربوط به سیاست‌های شرکت داشته باشد، این بلوک به عنوان یک بلوک کنترلی محسوب می‌شود (اینس‌پرز و همکاران[1]، ۲۰۲۰). مکانیسم معاملات بلوکی سهام به منظور به حداقل رساندن تاثیر قیمت معاملات کلان و جلوگیری از سیگنال‌رسانی ناخواسته به بازار مهم است. این روش کارآمد برای خرید یا فروش بلوک‌های بزرگ سهام در یک معامله، اطمینان بیشتری در زمان‌بندی و قیمت معامله نسبت به معاملات در بازار حراج ارائه می‌دهد. رشد مدیریت دارایی‌های جهانی باعث افزایش تقاضا برای معاملات بلوکی شده است. چنین تقاضایی، ناشی از توازن مجدد شاخص‌ها و ایجاد و بازخرید واحدهای صندوق و نیز، توسعه محصولات ساختار یافته[2] و مشتقات[3] حقوق صاحبان سهام است که برای تسویه کارآمد اوراق بهادار به معاملات بلوکی نیاز دارد (هککس و همکاران[4]، ۲۰۱۹). تاریخ مالی نشان می‌دهد که قیمت سهام تحت تأثیر سازمان و درجه توسعه سیستم مالی است. بنابراین، انتقال همه معاملات بورس از طریق یک بازار، از نظر تئوری باعث ایجاد مشکلات نقدینگی در بازار پس از تکمیل سفارش بلوکی می‌شود. در عمل، تحقق این معاملات در بازار مرکزی، از طریق مکانیسم‌های متعدد مرتبط با نقدینگی و اطلاعات موجود، ریسک قیمت بالایی را به همراه دارد. برای غلبه بر این مشکل، ساختار بازارهای مالی در حال حرکت دائمی برای خنثی کردن اثرات این اندازه معاملات بزرگ و تضمین عملکرد بهینه بازارهای استوک[5] است (بنیسا نهال[6]،۲۰۲۳). توافق معاملات بلوکی سهام، در بورس اوراق بهادار موضوع مهمی جهت سرمایه‌گذاران فعال می‌باشد. بعد از انجام معاملات بلوکی صرف و کنترلی، بازده‌های غیرعادی انباشته مثبت معنی‌دار دیده می‌شود و همچنین، نوسانات غیرسیستماتیک بعد از انجام معاملات بلوکی کاهش می‌یابد (مهربان پور و همکاران، ۱۳۹۹).

هدف از انجام این پژوهش، طراحی و تدوین مدلی یکپارچه برای پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی در بازار سرمایه و صنعت بود تا در آن به تمامی متغیرهای اثرگذار بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی توجه شود و روش شبکه‌های عصبی مصنوعی[7] فراگیرانه در مقایسه با روش‌های رگرسیونی، از کارکرد بهتری برخوردار است. به عنوان مثال، ریفنز و همکاران[8] (۱۹۹۴) به سنجش عملکرد مدل‌سازی رفتار قیمت سهام با مدل‌های خطی از طریق شبکه‌های عصبی، پرداختند. نتایج نشان می‌دهد شبکه‌های عصبی نسبت به

1. Ines Perez et al.
2. Structured Products
3. Derivatives
4. Hex et al.
5. Market Stock
6. Benaissa NAHHAL
7. Artificial neural network
8. Refenes et al.

تکنیک‌های آماری مدل‌های بهتری را ارائه می‌دهند. یام و همکاران[1] (۲۰۰۲) روش‌های پیش‌بینی کلاسیک و شبکه‌های عصبی را با یکدیگر مقایسه نمودند. آن‌ها برای ارزیابی پیشین این مدل‌ها از معیارهای میزان خطا[2] (MSE) و ضریب تعیین[3](R2) استفاده نموده و به این نتیجه دست یافتند که شبکه‌های عصبی مصنوعی نسبت به روش‌های خطی توان تبیین بالاتری دارند. لذا مدل تدوین شده، دربردارنده تمامی عوامل اثرگذار بر پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی در بازار سرمایه شامل ویژگی‌های خاص هر صنعت است، که باعث کاهش ریسک و بیشترین بازده در بازار سرمایه و در پی آن، کارایی و اثر بخشی بازار را افزایش می‌دهد و در رشد و توسعه چرخه تولید و صنعت منجر به شکوفایی اقتصادی و جذب سرمایه‌گذاران خواهد شد. در اینجا با طراحی مدل شبکه عصبی مصنوعیGRU [4]به گزینش ارزش‌گذاری در شرایط معاملات بلوکی بابت خرید و فروش سهام بلوکی پرداخته می‌شود و این همان وجه نوآورانه پژوهش حاضر محسوب می‌شود. پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که "آیا مدل پیش‌بینی قیمت‌گذاری سهام بلوکی بر روی صنایع با رویکرد شبکه عصبی GRU مبنای صحیحی است و در سطح تفکیکی صنایع نتایج یکسانی از تاثیر شاخص‌های مالی بر معاملات بلوکی حاصل می‌شود؟"

برای پاسخ به سئوال، ابتدا مبانی نظری موجود پیرامون موضوع معاملات بلوکی در بازار سرمایه بررسی شده و عوامل موثر بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی که در ادبیات نظری ذکر شده، شناسایی شده‌اند. سپس، پیشینه پژوهش مرور شده است. در ادامه، روش‌شناسی پژوهش، جامعه و نمونه آماری، سئوال پژوهش و تعریف عملیاتی متغیرها ارائه شده است و پس از برآورد و نتایج تجربی بر اساس مدل شبکه عصبی GRU، پیش‌بینی معاملات بلوکی درصنایع ارائه شده است و در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادها مطرح شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

معاملات بلوکی از دو طریق بر روند شکل‌گیری قیمت‌گذاری بعدی در بازارهای سهام تأثیر می‌گذارند: الف) اطلاعاتی هستند. ب) اثرات قیمتی را به دلیل اندازه (هزینه تأثیر بازار) ایجاد می‌کنند. موارد ذکر شده به ترتیب اثرات دائمی و ناپایدار نامیده می‌شوند. مشخصه دائمی، مبلغی که معامله‌گران از قیمت براساس معاملات ارزیابی می‌کنند و مشخصه ناپایدار، تخفیفات انتقالی برای تطبیق بلوک را نمایان می‌سازد. بدون توجه به بی‌ثباتی و نوسان بازار فعلی، معاملات بلوکی همچنان گزینه در دسترس جذابی برای صادرکنندگان سهام و سهام‌داران خواهد بود. زیرا آن‌ها نیازهای سرمایه‌ای خود را ارزیابی می‌کنند (دیوید آزرخ [5]و همکاران، ۲۰۲۰).

1. Yim et al.
2. Mean Squared Erro
3. R-squared correlation
4. Gated Recurrent Unit
5. David Azarkh et al.

عوامل موثر پیش‌بینی معاملات بلوکی در بازار سرمایه

برای پیش‌بینی معاملات بلوکی دلایل متعددی وجود دارد که محققان زیادی به آن‌ها اشاره کرده‌اند. متغیرهایی که عوامل پیش‌بینی معاملات بلوکی را بهتر منعکس می‌کنند را می‌توان به صورت زیر دسته‌بندی کرد: اندازه شرکت[1] متغیر توضیحی مهمی در فرآیند تصاحب و ممیز قدرتمندی میان اهداف تصاحبی و شرکت‌های غیرهدف است. برعکس، زمانی که شرکت‌های بزرگ‌تر، به افشاء اطلاعات بیشتری می‌پردازند، سهامداران کنترلی به دشواری منافع حاصل از کنترل را به دست می‌آورند. این امر نشان می‌دهد میان اندازه شرکت و منافع کنترلی ناسازگاری و بی‌ارزشی وجود دارد؛ از جمله پژوهش؛ مهربان و همکاران (۱۳۹۹)، دونگ، ال و همکاران[2] (۲۰۱۴) و د، اس و همکاران[3] (۲۰۱۲) بر این متغیر تأکید نموده‌اند. متغیر دیگری که بر پیش‌بینی معاملات بلوکی به تعبیر جنسن (۱۹۸۶)[4] اثرگذار می‌باشد، اهرم مالی[5] است و نشان‌دهنده میزان بدهی به ایجاد نقدینگی آزاد است و در پی آن، افزایش منافع خصوصی کنترلی را فراهم می‌سازد. مطابق با ایده آلبوکرک و شروث[6] (۲۰۱۰) و باسو، پیگلس و توفانین[7] (۲۰۱۷) پی بردند که با کاهش در بدهی به دارایی، منافع خصوصی کنترل نیز کاهش پیدا می‌کنند.

همچنین، هریس و راویو [8] معتقدند مدیریت با تامین مالی بدهی می‌تواند ساختارهای مالکیت متمرکز را حفظ نموده و یه دنبال آن، کنترل مدیریت بر دارایی‌های شرکت افزایش می‌یابد. این نظر همسو با نتایج مهربان و همکاران (۱۳۹۹) می‌باشد. جریان نقد عملیاتی[9] (OCF) مطالعات قبلی نشان می‌دهد مدیران از نقدینگی آزاد همانند اجرای پروژه‌های ساختمانی برای کسب منافع خصوصی کنترل استفاده می‌کنند. علاوه بر این، در شرکت هدف، با جریان آزاد و افزایش پول نقد می‌توانند سبب کاهش هزینه تصاحب و خرید شده و شرکت‌های پیشنهاد دهنده را ترغیب نمایند. مهربان و همکاران نیز این متغیر را موثر بر پیش‌بینی معاملات بلوکی می‌دانند. متغیر **بازده دارایی**[10] عددی است که درصد سودآوری یک شرکت را با استفاده از دارایی‌های در دسترس آن شرکت نشان می‌دهد. در واقع، این معیار نشان می‌دهد که یک شرکت چه اندازه از دارایی‌های خود بهره‌برداری کرده و به کمک آن‌ها به سود رسیده است و از طریق تقسیم سود سالیانه، به کل دارایی شرکت، محاسبه می‌شود (دهقان نیستانکی و همکاران ۱۳۹۵).

با محاسبه بازده دارایی‌های مختلف یک پروژه، مدیران می‌توانند تصمیم‌های بهتری در مورد سرمایه‌گذاری و قرارداد داشته باشند. بازده سهام[11] معیار با اهمیتی در تصمیم‌گیری مالی است و به معنای میزان سود و تغییرات

1. size of the company
2. Dong, L, et al.
3. De, S, et al.
4. Jensen, M.C et al.
5. Financial Leverage
6. Albuquerque, R. h et al.
7. Basu, N; et al.
8. Harris, M et al.
9. Operating cash flow
10. return on assets
11. Stock returns

قیمتی یک سهام است. در محاسبه بازده سهام، تغییرات قیمتی که از مرحله افزایش سرمایه و یا از سود سهمی به وجود می‌آیند، در رابطه محاسباتی وارد نمی‌شوند. بازده سهام به شکل درصد بیان می‌شود. به عبارت دیگر، بازده، سودی است که به صورت مستقیم از محل سرمایه‌گذاری به دست می‌آید و یا سودی است که از تغییرات قیمت ناشی می‌شود (صالح نژاد و همکاران، ۱۳۸۹). بازده سهام یکی از دغدغه‌های اصلی سرمایه‌گذارن است از این طریق می‌توانند دسترسی مشخصی به ریسک و بازده داشته باشند و تجزیه وتحلیل صورت‌های مالی منجر به افزایش سطح یادگیری سرمایه‌گذاران می‌شود که طبع آن تغییر میزان سوددهی می‌شود (عطیه علیخانی و همکاران، ۱۴۰۱).

بازده صنعت[1] از تغییر در ارزش پرتفولیو در یک دوره ارزیابی که شامل کلیه پرداخت‌هایی است که پورتفوی در یک دوره انجام می‌دهد و می‌تواند بـه صورت ریـالی و یـا درصدی از مبالغ سرمایه‌گذاری ابتدای دوره یـا تفـاوت لگـاریتم ابتـدای دوره از انتهـای دوره محاسبه شود (عثمانی و همکاران، ۱۴۰۱).

بازده بازار[2] متغیری مهم و موثر در شکل‌گیری رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس است. این که سرمایه‌گذاران براساس اصول بنیادی برای سرمایه‌گذاری تصمیم‌گیری می‌کنند و یا این‌که براساس تصمیمات رفتاری خود عمل می‌کنند. نتیجه نشان می‌دهد که اکثر سرمایه‌گذاران براساس شرایط بازار تصمیم به سرمایه‌گذاری می‌گیرند تا اصول بنیادی (گل ارضی و همکاران، ۱۴۰۱).

حجم معاملات بلوکی[3] متغیری با اهمیت در معاملات بلوکی می‌باشد و معمولاً این معاملات در یک بازار جدا انجام می‌شود و دلیل آن هم بیشتر مربوط به این است که حجم معاملات انجام‌شده تأثیراتی در قیمت سهم در بازار ایجاد نکند (صیدخانی،۱۴۰۰؛ چینگبین منگ،۲۰۲۰[4]).

میزان رشد فروش یک شرکت نیز، از مهمترین معیارهای ارزیابی شرکت‌ها توسط استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی به منظور سرمایه‌گذاری می‌باشد. خلاصه نتایج آماری از آزمون فرضیه پژوهش نشان می‌دهد که بین رشد فروش شرکت و پایداری سود رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد (احمدپور و همکاران، ۱۳۹۷).

مالکیت نهادی[5]؛ درک مالکیت نهادی سهام با مقدار زیادی از مالکیت نهادی اغلب با دید مطلوبی مورد توجه قرار می‌گیرد نهادهای بزرگ اغلب از تیمی از تحلیلگران برای انجام تحقیقات مالی دقیق و پرهزینه قبل از خرید بلوک بزرگی از سهام شرکت استفاده می‌کنند. این باعث می‌شود که تصمیمات آنها در چشم سایر سرمایه‌گذاران بالقوه تأثیرگذار باشد (مهرانی و همکاران، ۱۳۹۴).

وجه نقد[6]؛ مدیریت جریان وجه نقدی می‌تواند عملکرد مالی بهتری را ایجاد کند؛ تصمیمات مالی بهتری برای کاهش هزینه‌ها و افزایش درآمد گرفته می‌شود. وجوه نقد داخلی می‌تواند به سازمان‌ها کمک کند تا با شناسایی نقاط قوت و ضعف خود، تصمیم‌گیری‌های مالی بهتری بگیرند (قاسمی دودران و همکاران، ۱۳۹۷).

1. Returns Industry
2. market return
3. The volume of block transactions
4. Qingbin meng et al
5. institutional ownership
6. cash

بازده روزانه تجمعی سهام[1] (بازده تجمیعی)، نشان‌دهنده میانگین بازده روزانه در طول دوره زمانی مشخص شده است. این بازده، با توجه به بازده روزانه سرمایه‌گذاری در هر روز، به صورت تجمعی محاسبه می‌شود. کاربرد این بازده، در بررسی عملکرد سرمایه‌گذاری در یک بازه زمانی مشخص است. به عنوان مثال، بازده روزانه تجمعی یک سهم در یک ماه، نشان‌دهنده بازده کل سهم در طی آن ماه است. (قائمی وهمکاران ۱۳۹۰).

نوسانات قیمت سهم [2]متغیری مهم ترین جهت سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی است، زیرا سرمایه گذاران می‌توانند با داشتن برخی اطلاعات بروز، سرمایه خود را در بازارهایی با نوسان قیمت بالا مـانند بازار سهام و ارز مطمئن کنند و در عین حال، سود بیشتری را به دست بیاورند (لاکشمی بالا و همکاران[3]، ۲۰۰۳). این متغیر باعث ارائه فرصت‌های سرمایه‌گذاری، مشاهده تغییرات اقتصادی، پیش‌بینی تغییرات قیمت؛ تشخیص روند تغییرات بازار، پایش وضعیت شرکت‌ها، مقایسه کارایی سهام ، پایش سرمایه‌گذاری؛ در بهینه‌سازی سرمایه‌گذاری می‌شود (رفک سلمی و همکاران[4] ۲۰۱۸).

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار[5] (B/P)؛ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام به عنوان یکی دیگر از متغیرهای مستقل است که که توسط فاما و فرنچ[6] (۱۹۹۳) ارائه شده است، عنوان شده است که از یک سو، سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (شرکت‌های ارزشی) نسبت به سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (رشدی) و از سوی دیگر، سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی با اندازه کوچک، بازدهی بالاتری را برای سرمایه‌گذاران محقق می‌سازد. مقصود از اندازه شرکت‌ها ارزش بازار هر سهم از شرکت در تعداد سهام منتشرشده شرکت در زمان مورد نظر است (رضا تهرانی و همکاران، ۱۳۸۹).

اندازه بلوک[7] در قیمت‌گذاری بلوک‌های کنترلی سهام و تعیین صرف کنترل جزء عوامل موثر در پژوهش اعتمادی و همکاران (۱۳۹۲) است و همین‌طور، چینگبین منگ نیز، در سال (۲۰۲۰) در تجزیه و تحلیل مدل رگرسیون اندازه بلوک را اصلی‌ترین متغیر کنترلی تعریف نمود.

پیشینه تجربی پژوهش

ساختار مالکیت بلوک نشان می‌دهد اگر مالکان جدید بلوکی در واقعیت ناظران مؤثری باشند، حضور آن‌ها ممکن است همراه با بازده سهام مثبت و پایدار شرکت‌های هدف باشد. زمانی که بنگاه‌های معاملاتی و تحلیل‌گران گزارش‌ها و پوشش‌های اطلاعاتی کمتری داشته باشند تاثیر معاملات بلوکی بر همزمانی بیشتر است. از آنجایی که گزارش‌های رسانه‌ها و پوشش تحلیل‌گران اطلاعات محیطی درباره شرکت‌ها از طریق دسته‌بندی و تولید و انتشار

1. Cumulative daily stock returns(momentum)
2. Volatility
3. Lakshmi Bala, et al
4. Refk Selmi et al.
5. Book value to market value (Mbit)
6. Fama and French
7. Bsize

اطلاعات خاص معاملات شرکت‌ها را بهبود می‌بخشند و متوجه شدند اگر مکانیسم‌های تولید اطلاعات ضعیف باشند معاملات بلوکی نقش مهمی در توقیف افشای اطلاعات خاص شرکت‌ها دارند (چینگبین منگ و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین، با مراجعه به پژوهش‌های متعددی که برای شبکه‌های عصبی بر روی داده‌های مالی انجام شده است. از جمله نتایج بررسی(عامری وهمکاران ،۱۳۹۶) نشان داد شرکت‌هایی که انتشار آگهی عرضه عمده و بلوکی داشتند به طور متوسط بازده قیمتی مثبتی را بر روی سهم‌شان داشتند و در نتیجه، شاهد افزایش ارزش بازاری این شرکت‌ها بودند. همچنین، با بررسی عرضه‌ها به تفکیک نوع عرضه مشخص شد که شرکت‌های با عرضه عمده کنترلی بیشترین بازده تجمعی میانگین غیر نرمال را نسبت به عرضه‌های غیر مدیریتی داشتند. همچنین، با مراجعه به تحقیقات متعددی که برای شبکه‌های عصبی بر روی داده‌های مالی انجام شده است (ذوالفقاری و همکاران، ۱۳۹۹). مدل ترکیبی از شبکه یادگیری عمیق[1] را شناسایی نمود و بابت پیشگویی بازدهی روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی کوتاه‌مدت از مدل‌های منتخب خانواده GARCH [2] استفاده نمود (حاتمی و همکاران، ۱۳۹۸) نیز، به معرفی یک مدل ترکیبی با اجزای ساده از شبکه‌های عصبی[3] MLP برای پیش‌بینی قیمت سهام پرداخته است. به همین منظور از داده‌های بازار بورس که به صورت روزانه گزارش می‌شوند، استفاده شده است (صدیقی و همکاران، ۱۳۹۸). الگوریتم یادگیری عمیق برای بهبود سیستم‌های تشخیص کلاهبرداری در بانک‌ها و موسسات مالی را پیشنهاد داد که کارایی بالاتری بر روی مجموعه داده معیار دارد (زارع و همکاران، ۱۳۹۸). به مقایسه عملکرد روشی ترکیبی نوآورانه با عملکرد بهینه‌سازی سبد سهام به روش معمول مارکوییتز می‌پردازد و با استفاده از یک شبکه یادگیری عمیق[4] DNN و متغیرهای تکنیکی سهام به پیش‌بینی قیمت آتی سهام پرداخته است. در پژوهش‌هایی که تاکنون به آن‌ها اشاره شده‌است، شواهد مبنی بر مفید بودن مدل‌های حافظه بلندمدت برای پیش‌بینی سری‌های زمانی ارائه شده‌است. بر اساس یافته‌های پژوهش‌های پیشین، در خصوص افشای اطلاعات معاملات بلوکی در بازار سرمایه، آسیب‌هایی در ابعاد ساختاری، رفتاری و محیطی شناسایی گردید. از آسیب‌های اساسی شناسایی شده، بیشترین آن به بخش‌های حاکمیت شرکتی، کنترل‌های داخلی و افشای معاملات با اشخاص وابسته اختصاص داشته که موجب ضرورت و اهمیت ارزش‌گذاری معاملات بلوکی می‌باشد.

فرضیه یا پرسش پژوهش

هدف این پژوهش ارائه مدلی جهت پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی با تاکید بر شبکه عصبی مصنوعی GRU درصنایع است. لذا با توجه به تقسیم‌بندی انجام شده از ادبیات نظری در قالب پاسخ به پرسش پژوهش، متغیرهای موثر بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی به شرح ذیل معرفی و انتخاب می‌شوند.

آیا با بکارگیری شبکه عصبی مصنوعیGRU بر پایه شناسایی عوامل موثر در بازار سرمایه می‌توان ارزش‌گذاری معاملات بلوکی را تدوین نمود؟

1. Deep Neural Networks or DNNS (Deep Learning)
2. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity.
3. Feedforward neural network
4. Deep Neural Network

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ ماهیت، پس رویدادی و وابسته به اطلاعات گذشته است و بر مبنای هدف کاربردی می‌باشد ؛ از جهت، طرح بعد از رویداد است؛ از دیدگاه روش، همبستگی و از نوع علّی (پس از وقوع) می‌باشد. تدوین اطلاعات در چهار مرحله صورت گرفته است: در مرحله اول، جهت جمع‌آوری مبانی نظری و پیشینه پژوهش از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. در مرحله دوم، با توجه به ابهامات موجود در خصوص عوامل و متغیرهای موثر بر پیش‌بینی معاملات بلوکی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از یک مطالعه اکتشافی برای شناخت عوامل اثرگذار بر پیش‌بینی معاملات بلوکی استفاده شده است و با استفاده از پژوهش‌های حوزه معاملات بلوکی، معیارهای اثرگذار بر ارزش‌گذاری معاملات بلوک انتخاب شده و ۱۵ شاخص طبقه‌بندی شده‌اند. دستاورد مصاحبه و نیز بررسی‌های محقق، شناسایی کلی عوامل موثر بر پیش‌بینی معاملات بلوکی در شرکت‌های ایرانی بوده است. مرحله سوم، مربوط به گردآوری اطلاعات مربوط به صورت‌های مالی شرکت‌ها و داده‌های روزانه تابلوی معاملات بلوکی در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰/۱/۱ تا ۱۴۰۰/۱۲/۲۹ است . داده‌های معاملات بلوکی با استفاده از شبکه کدال[1](سامانه جامع اطلاع رسانی ناشران) و مطالعه صورت‌های مالی، نرم افزار ره آورد نوین و داده‌های تابلوی معاملات از طریق سایت اطلاع رسانی شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و نرم افزار TSE Clientجمع‌آوری شده‌است. بعد از گردآوری داده‌ها از روال نرم افزارهای حاضر، با ورود اطلاعات به نرم افزار اکسل[2] پیرامون این نرم افزار برای محاسبه متغیرهای پژوهش استفاده می‌شود. روش شبکه عصبی مصنوعی به عنوان روش آماری انتخاب گردیده است. در روش شبکه عصبی مصنوعی، هدف بررسی متغیرهای پژوهش عوامل موثری بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی در بازار سرمایه می‌باشند یا خیر. محاسبات، پیش‌بینی‌ها و بهینه‌یابی در شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم پس‌انتشار توسط نرم افزار پایتون[3] انجام می‌گیرد. در نهایت، مجموعه داده‌های جدید به‌عنوان مجموعه داده معیار برای آموزش و آزمون الگوریتم‌های ماشینی مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد. در ادامه ضمن معرفی روش یادگیری عمیق به تشریح الگوریتم پیشنهادی پرداخته شده است. برای انجام این پژوهش از معماری شبکه عصبی GRU استفاده شده است. مرحله چهارم، متغیرهای مذکور به مدل شبکه عصبی مصنوعی برای دستیابی به مدل بهینه پیش‌بینی معاملات بلوکی وارد می‌شود و خطای پیش‌بینی محاسبه می‌شود. در فرایند آموزش مدل، ابتدا روند یادگیری سهام در زمانی که کلیه متغیرها در شبکه وجود دارند، بررسی می‌شود. سپس، با حذف هر متغیر میزان اثرگذاری بر روی روند یادگیری شبکه نشان داده می‌شود و در صورت حذف فیچر، شاهد افزایش خطا در شبکه شده که بیانگر اهمیت بالای این متغیر و تاثیر آن در مدل چشم‌گیر می‌باشد.

1. https://www.codal.ir
2. Excell
3. Python

معماری روش پیشنهادی (مدل GRU)

معماری پیشنهادی برای این مدل متشکل از دو لایه Conv1D[1] با تعداد فیلترهای ۱۵ و ۱۰ و سایز هسته ۳ است. تابع فعال‌ساز برای این لایه‌های کانولوشن Relu[2] است. پس از هر لایه کانولوشن نیز، لایه MaxPooling1D[3] با سایز ۳ قرار دارد. خروجی این قسمت وارد یک لایه متراکم[4] با تعداد واحد ۵۰ می‌شود. سپس، وارد دو لایه GRU با تعداد واحد ۴۰ و ۳۰ می‌شود. توابع فعال‌ساز برای این لایه‌ها، tanh[5] می‌باشد. از نرخ حذف تصادفی[6] ۰,۴ و ۰,۱ نیز استفاده شده است. سپس، خروجی این قسمت وارد یک لایه متراکم با تعداد واحد ۵۰ می‌شود. آخرین لایه که یک لایه متراکم با تعداد واحد ۱ است، خروجی مدل می‌باشد. مدل به صورت زیردرشکل شماره (۱) می باشد:

شکل۱. معماری مدل GRU

در پایان، برآیندی از دو مرحله با x_t ارائه می‌شود. سپس بر پایه داده‌های ازمون، خروجی مدل بازبینی شده و شاخص‌ها محاسبه و درج می‌گردد. در مرحله چهارم کوچک‌ترین مقدار جهت معیارهای خطای پیشگویی، شاخص‌های ارزیابی برای مدل به شیوه جداجدا سنجیده و ثبت می‌شود. مقایسه نتایج با هم صورت گرفته و بهترین مدل معین می‌گردد. بازبینی مطالعات گذشته حاکی از آن است در پیشگویی سری زمانی داده‌های مالی، مدل شبکه عصبی یادگیری عمیق در مقایسه با مدل‌های فردی عملکرد بهتری داشته است .

تعریف متغیرهای پژوهش

به منظورآزمون فرضیه در ابتدا، متغیرهای پژوهش تعریف و محاسبه گردید.

متغیر وابسته – ارزش‌گذاری معاملات بلوکی

در این پژوهش برای ارزش‌گذاری معاملات بلوکی، از ۱۵ شاخص مختلف به عنوان متغیرهای مستقل استفاده می‌شود. اولین شاخص که در بسیاری از پژوهش‌های حوزه معاملات بلوکی مورد استفاده قرار گرفته است، نوسانات قیمت سهم است. شاخص نوسانات قیمت سهم از مناسب‌ترین معیارهای ارزیابی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی است که منظور از نوسانات، انحراف استاندارد قیمت‌های معاملات در روزهای معاملاتی قبل از معامله بلوک می‌باشد.

1. Convoltional
2. Relu / Rectifled linear Unit
3. Convolutional neural network convnet
4. Dense
5. Tanh Hyperbolic Tanget.
6. DropOut

جریان نقدی عملیاتی (CFOit)

برای محاسبه جریان نقدی عملیاتی که نشان‌دهنده سودآوری شرکت می‌باشد، در زمانی که شرکت جریان نقدی بیشتری تولید کند در وضعیت بهتری از نظر ایفای تعهد قرار دارد. به منظور از بین بردن اثر مقیاس، بر دارایی‌های شرکت تقسیم گردیده است. به شرح رابطه ۱ به دست می‌آید:

(۱)

$$\text{جریان نقد ی } (OCF) = \frac{\text{(وجوه نقد پرداختی بابت خرید کالا و خدمات و هزینه ها)} - \left(\text{وجوه نقد دریافتی بابت فروش کالا و خدمات و سایر درآمدها}\right)}{\text{جمع کل دارایی ها}}$$

رشد فروش شرکت (GROWTHit)

در این پژوهش رشد فروش شرکت از حاصل تقسیم تغییر در فروش سال جاری و سال قبل بر فروش سال جاری محاسبه می‌گردد.

اهرم مالی (LEVit)

برای محاسبه اهرم مالی از نسبت کل بدهی به کل دارایی شرکت. (ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها) استفاده می‌شود.

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MBit)

نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری درمورد نحوه استفاده از تقسیم ارزش بازار یک سهم به ارزش دفتری هر سهم به دست می‌آید. به عبارت دیگر، حاصل تقسیم ارزش ویژه (مجموع حقوق صاحبان سهام) یک شرکت به تعداد سهام آن که نشان‌دهنده ارزش تاریخی(ترازنامه‌ای) شرکت است.

بازده دارایی (ROAit)

متغیر بازده دارایی با نسبت سود قبل از کسر مالیات به کل دارایی شرکت، تقسیم سود سالیانه به کل دارایی شرکت محاسبه می‌شود (سود خالص / کل دارایی‌ها).

اندازه شرکت (SIZEit)

متغیر اندازه شرکت، به وسیله لگاریتم طبیعی مجموع دارایی شرکت (لگاریتم طبیعی کل ارزش بازار شرکت) محاسبه می‌شود.

مالکیت نهادی (Inshare)

برای محاسبه مالکیت نهادی که درصدی از سهام در اختیار سرمایه‌گذاران نهادی است، اگر درصد سهام تحت تملک سهامداران نهادی شرکت بیشتر از میانگین نمونه مورد بررسی باشد، برابر ۱ و در غیر این صورت، برابر ۰ خواهد بود. برای محاسبه میزان مالکیت نهادی مجموع سهام بر کل سهام منتشره شرکت، تقسیم شده و درصد یا میزان مالکیت نهادی به دست آمده است.

حجم معاملات بلوک (In_{size})

متغیر حجم معاملات بلوک، به وسیله لگاریتم طبیعی تعداد سهام معامله شده و همچنین، لگاریتم طبیعی ارزش پولی کل سهام مبادله شده تقسیم بر ارزش سهام موجود در روز معاملاتی قبل از معامله بلوک است، محاسبه می‌شود.

اندازه بلوک(BSIZE)

برای محاسبه اندازه بلوک از تعداد سهام خریداری شده در بلوک تقسیم بر کل سهام شرکت (درصد) استفاده می‌شود.

بازده بازار (Market return)

برای اندازه‌گیری بازده بازار از معامله بلوک همان روز که تمام شرکت‌های فهرست شده در بازار را پوشش داده شده استفاده می‌شود.

وجه نقد (CASH)

متغیر وجه نقد و دارایی‌های قابل معامله از وجه نقد و اوراق بهادار قابل معامله نسبت به ارزش دفتری دارایی‌ها به دست آمده است.

بازده روزانه تجمعی سهام(Momentum)

متغیر بازده روزانه تجمعی سهام به شرح رابطه ۲ به دست می‌آید:

$$\text{مومنتوم قیمت سهام } (MSP) = \frac{\text{قیمت سهم یک ماه پیش}}{\text{قیمت سهم یک سال پیش در همان ماه}} \qquad (۲)$$

بازده سهام (Stock returns)

برای اندازه‌گیری بازده سهام از سود سالانه و تغییرات در قیمت سهام استفاده می‌شود که تغییرات (قیمت) ناشی از افزایش سرمایه و سود سهمی از آن حذف گردیده است. به عبارت دیگر، سود سالیانه هر سهم تقسیم بر قیمت خرید سهم (ارزش بازار) می‌باشد که از رابطه ۳ به دست می‌آید:

$$(R)=\frac{\text{قیمت سهام پایان سال}-\text{قیمت سهام اول سال}+\text{سود تقسیمی هر سهم}}{\text{قیمت سهام اول سال}} \quad (۳)$$

بازده صنعت (returns industry)

متغیر بازده صنعت از نسبت شاخص صنعت انتهای سال منهای ابتدای سال تقسیم بر ابتدای سال منهای یک حاصل می گردد که از رابطه ۴ به دست می‌آید:

$$\text{بازده صنعت} = \frac{\text{ابتدای سال بازده سالانه صنعت} - \text{انتهای بازده سالانه صنعت}}{\text{ابتدای بازده سالانه صنعت}} \quad (۴)$$

بررسی توانایی مدل در پیش‌بینی ارزشگذاری معاملات بلوک با استفاده از شبکه عصبی GRU

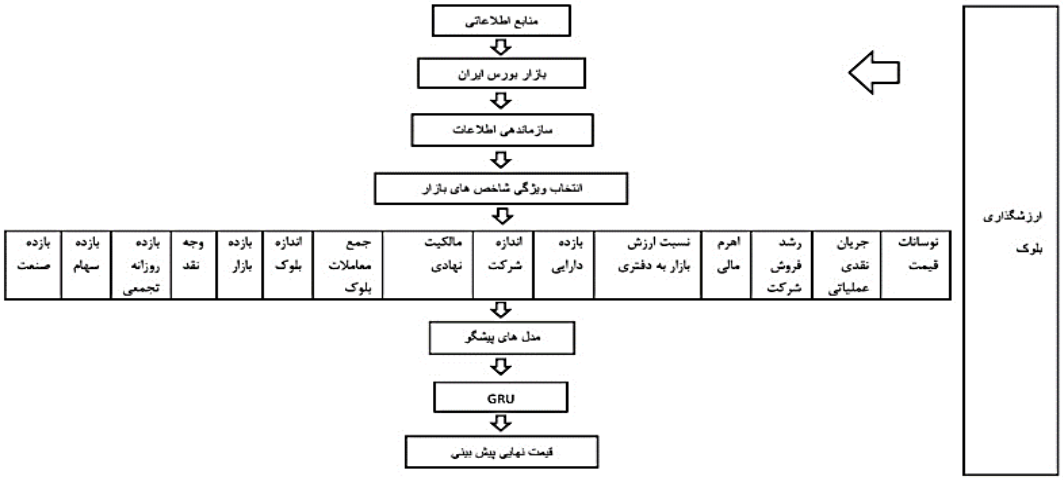
در این پژوهش به ارزیابی توانمندی مدل طراحی شده در پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوک با استفاده از شبکه عصبی GRU می پردازیم . علت استفاده از روش شبکه عصبی مصنوعیGRU رویکرد واحد بازگشتی دروازه ای[1] درمقایسه با حافظه طولانی کوتاه‌مدت دارای متغیرهای کمتری می‌باشد. این خصوصیت مدل واحد بازگشتی دروازه ای در مقایسه با حافظه طولانی کوتاه‌مدت علت شتابنده‌گی و کارآمدی می‌باشد (اگاروال و همکاران[2]، ۲۰۱۹؛ چو و همکاران[3] ، ۲۰۱۴). شبکه عصبی بازگشتی سنتی با مشکل محو شدگی گرادیان[4] و کاهش سربار موجود در ساختار حافظه طولانی کوتاه‌مدت مواجه است که برای از بین بردن این نقص، واحد بازگشتی دروازه ای را ارائه نمودند.در مدل ارزش‌گذاری معاملات بلوکی BlockTrade از مقادیر گذشته داده‌های موجود جهت پیش‌بینی مقادیر آینده، استفاده شده است. این مدل دارای ۱۵ متغیر می‌باشد که تأثیر تک تک متغیرها بر قیمت دائمی معاملات بلوکی بررسی می گردد. همان‌گونه که ژانگ[5]، ۲۰۰۳ بازگو می‌کند، داده‌های سری زمانی از بخش‌های خطی و غیرخطی ساخته شده‌اند. بر این اساس، عناصر داده‌های سری زمانی از معادله زیر استخراج می‌گردد:

$$x_t = L_t + N_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

N_t در رابطه (۵) داده‌های خطی و غیرخطی در زمان t می‌باشد و ε میزان خطای احتمالی را نمایان می‌سازد. با توجه به این فرضیه، مدل پیشنهادی حاوی چهار مرحله است. مرحله اول، شامل جمع‌آوری داده‌ها و پیش پردازش و نرمال‌سازی می‌شود. در مرحله دوم از مدل $BlockTrade$ روابط خطی را

1. Gated recurrent unit
2. Aggarwal, et al,
3. Cho,k, et al,
4. Gradient Vanishing
5. Zhang

شناسایی کنند. برحسب رابطه، t میزان پیشگویی توسط مدل $BlockTrade$ در زمان t مشخص می‌گردد و مابقی نتایج، رابطه‌های غیرخطی است.خروجی مرحله دوم بازدهی از روابط غیرخطی موجود در داده‌هاست و در مرحله سوم، مقدار باقیمانده به طور مجزا، ورودی شبکه عصبی GRU می‌شود و نتیجه بدست آمده توسط N_t برای رابطهای غیرخطی نمایش داده می‌شود. مدل با بهینه‌ساز adam [1]و تابع هزینه mse[2] آموزش دیده‌است. نرخ یادگیری در شروع برای هر شبکه ۰/۰۰۱ می‌باشد که اگر پس از ۶۰ اپوک بهبودی نداشت، این مقدار در ۰/۴ ضرب می‌شود، یعنی همین‌طور به جلو پیش خواهد رفت و اگر در۶۰ اپوک هیچ بهبودی نداشت، مقدار لرنینگ ریت ۰/۰۰۰۴می‌شود. شکل(۲) چارچوب مدل پیشنهادی را نمایش می‌دهد.



شکل۲. شمای کلی مدل پیشنهادی

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه

شناسایی مجموعه داده

در این پژوهش داده‌های روزانه معاملات بلوکی مورد استفاده قرار گرفته است. این داده‌های خام در فاصله زمانی سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، جمع‌آوری[1] و به کارگرفته می‌شود. داده‌ها دارای ویژگی‌های اندازه بلوک، حجم معاملات بلوک، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، بازده دارایی، اندازه شرکت، اهرم مالی، ماکیت نهادی، نوسانات قیمت، جریان نقدی عملیاتی، رشد فروش شرکت، بازده بازار، وجه نقد، بازده روزانه تجمعی، بازده سهام، بازده صنعت می‌باشد.

1. Adem optimization Algrithm.
2. Cost functin.

تنظیم آزمایش

مجموعه داده آموزش، آزمون و اعتبارسنجی

شیوه تقسیم‌بندی داده‌ها و تشکیل مجموعه داده آموزش، آزمون و ارزیابی به شرح ذیل می‌باشد. در مدل شبکه عصبی از دو دسته داده استفاده می‌شود که داده‌های آموزش برای یادگیری و داده‌های آزمایش برای آزمون مدل به کار گرفته می‌شوند. در واقع داده‌های آزمون، داده‌هایی هستند که به شبکه داده می‌شوند تا شبکه میزان کارایی خود را برای پیش‌بینی آینده مشخص سازد. برای این کار بسیاری از محققین،۹۰ درصد داده‌ها برای آموزش ۱۰ درصد داده‌ها برای اعتبارسنجی و ۱۰ درصد داده‌ها را برای آزمون پیشنهاد می‌کنند. در پژوهش حاضر داده‌ها به دو مجموعه اموزش و آزمون تقسیم می‌شود. در این پژوهش نیاز به استفاده از سه صنعت که در بورس تعداد جامعه آماری بالاتری داشته اند از جمله(صنایع فلزات اساسی: فولاد، خودروو ساخت و قطعات: خساپا، مواد ومحصولات دارویی دالبر) در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ درسطح سه صنعت، تعداد کل داده‌های جمع‌آوری شده ۱۱۲۰ می‌باشد و هر سهم به صورت مجزا محاسبه شده است.

تعداد کل داده‌های دالبر، ۲۱۵ داده می‌باشد. از آنجا که هدف بررسی قیمت ۲۰ روز قبل است و قیمت ۵ روز بعد تخمین زده می‌شود، می‌بایست حداقل ۲۵ داده موجود باشد. لذا می‌بایست ۲۵ واحد از تعداد کل داده‌ها کسر شود. از این‌رو، تعداد کل داده‌های دالبر۱۹۰عدد خواهد بود که تعداد ۱۵ عدد برای دیتای آزمون است و۹۰ درصد باقیمانده (۱۵۷ عدد) برای آموزش است و ۱۰ درصد باقیمانده (۱۸ عدد) است، برای اعتبارسنجی در نظر گرفته شده است.

همچنین، تعداد کل داده‌های فولاد ۵۹۶ عدد است. با توجه به هدف فوق، پس از کسر ۲۵ واحد از داده‌ها، تعداد کل داده‌های فولاد ۵۷۱ عدد است که تعداد ۱۵ عدد برای دیتای آزمون می‌باشد، ۹۰ درصد باقیمانده برای آموزش که ۵۰۰ عدد است و ۱۰ درصد هم برای اعتبارسنجی که ۵۶ عدد است حاصل می‌گردد. در نهایت، تعداد کل داده‌های خساپا ۳۰۹ عدد است. پس از کسر ۲۵ واحد، تعداد کل داده‌های خساپا ۲۸۴ عدد است که تعداد ۱۵ عدد برای دیتای آزمون است. ۹۰ درصد باقیمانده (۲۴۲ عدد) برای آموزش است و معادل ۱۰ درصد (۲۷ عدد) برای اعتبارسنجی که به دست می‌آید.

معیار ارزیابی

از معیار مجذور میانگین مربعات خطا[1] (RMSE) جهت اندازه‌گیری کارکرد و ارائه میزان اثرگذاری پیشگویی هر مدل بکاربرده می‌شود. RMSE به انحراف بزرگ میان اندازه پیشگویی شده و اندازه واقعی حساسیت نشان دهد که همین قضیه بازتاب صحت نتیجه پیشگویی می‌باشد. با توجه به این‌که N را تعداد نمونه و x_t را تعداد و $\hat{x}_t$ را پیش‌بینی شده فرض شود، معادله زیر مربوط به RMSE می‌باشد:

1. ROOT-MEAN-SQUARE DEVIATION

$$RMSE(Y_3Yh) = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{t=1}^{n}(x_t - \hat{x}_t)^2} \quad (۶)$$

با بکارگیری زبان برنامه نویسی پایتون و کتابخانه تنسورفلو[1] مدل طراحی شده، اجرایی و عملی شده و نتایج ارزیابی به صورت تفکیک شده ثبت می‌گردد.

شیوه نرمال‌سازی داده‌ها

نرمال‌سازی یکی از تکنیک‌های مقیاس‌بندی[2]، نگاشت[3]، در مرحله پیش‌پردازش[4]در فرایند داده‌کاوی است. در این روش می‌توان داده‌ها را بازه فعلی آن به یک بازه دیگر نگاشت کرد. این رویکرد می‌تواند کمک زیادی در اهداف پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل داشته باشد، بنابراین، با توجه به تنوع مدل‌های پیش‌بینی در داده‌کاوی و به منظور حفظ این تنوع، تکنیک‌های نرمال‌سازی به ما کمک می‌کند تا این پیش‌بینی‌ها را به یکدیگر نزدیک کرد. از جمله این تکنیک‌های نرمال‌سازی می‌توان به تکنیک نمره زد[5]و روش نرمال‌سازی مین- ماکس[6] و مقیاس‌گذاری اعشاری[7] اشاره کرد که در این رساله از روش نرمال‌سازی مین -ماکس استفاده شده است. در این روش علاوه بر یکسان‌سازی مقیاس داده‌ها، کران‌های تغییر آن‌ها نیز در بازه [۱, ۰] خواهد بود. فرمول کلی نرمال‌سازی مین-ماکس به صورت زیر است:

$$X = \frac{X - min(x)}{max(x) - min(x)} \quad (۷)$$

در این رابطه $Xmin$ حداقل مقدارها و $Xmax$ نیز حداکثر مقادیر را نشان می‌دهد. این شیوه محاسبه اغلب در زمانی استفاده می‌شود که بخواهیم میزان شباهت بین نقاط را مشخص کنیم.

تحلیل و ارزیابی نتایج

داده‌های معاملات بلوکی با استفاده از شبکه کدال و مطالعه صورت‌های مالی و نرم افزار ره آورد نوین و داده‌های تابلوی معاملات از طریق سایت اطلاع رسانی شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و نرم افزار TSE Clientجمع‌آوری شده است. در مرحله بعدی، متغیرهای هر سهم در سه صنعت شناسایی شده است و از منابع ذکر شده جمع‌آوری و دسته‌بندی می‌گردند و در شبکه GRU به صورت متغیرهای ورودی مورد استفاده قرار می‌گیرند. این ورودی‌ها در نرم افزار پایتون و در کتابخانه تنسورفلو پیاده‌سازی، اجرا و نتایج

1. Tensorflow
2. Scaling
3. mapping
4. preprocessing stage
5. Z-score
6. Min-max normalization
7. Decimal scaling

عملکرد هر شبکه عصبی به صورت مجزا و ترکیبی آموزش داده می‌شوند، تا بتوان عملکرد هر کدام از لایه‌های GRU به چه صورت است و آیا ترکیب این لایه‌ها در نتایج بهبودی حاصل می‌کند یا خیر. از معیار مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE) جهت اندازه‌گیری کارکرد و ارائه میزان اثرگذاری پیشگویی هر مدل استفاده می‌شود و می‌تواند صحت نتیجه پیش‌بینی را به خوبی منعکس کند. به گونه‌ای که با حذف متغیرهای مذکور در شبکه عصبی بازگشتیGRU پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی انجام شد. پیش‌بینی داده‌های روز معامله به اضافه ۲۰ روز قبل و ۵ روز بعد به عنوان داده‌های هر معامله بلوکی طراحی شدند. سپس، با استفاده از معیار MSE و RMSE میزان خطای شبکه ایجاد شده بررسی گردید. همچنین، با استفاده از مقایسه درصدهای صحت پیش‌بینی شبکه ایجاد شده مورد آزمون قرار گرفت. پیچیدگی شبکه عصبیGRU را با حافظه طولانی کوتاه‌مدت و یادگیری وابستگی‌های طولانی‌مدت طراحی و حل می‌نمایند. بطوری‌که با استفاده از این نوع شبکه طیف وسیعی از مشکلات را پوشش می‌دهد و همین مسئله موجب ترغیب پژوهش‌گران حوزه‌های متفاوت جهت استفاده از این شبکه می‌باشد.

انتخاب مدل پیشگو

در پژوهش حاضر، با بررسی مدل، GRU و مقایسه خطای RMSE بر روی داده‌های آموزش که در در جدول شماره (۱) آمده است حاکی از این است که این مدل دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های ریاضی، نظیر رگرسیون خطی و میانگین متحرک و نظایر این‌ها می‌باشد. برآیند پیشگویی بر پایه مقدار خطایRMSE نمایان می‌سازد که مدل دارای میزان خطای پایین تری برای پیشگویی است، به علت آن‌که میزان محاسباتی خطا در این مدل کوچکتر از عدد یک می‌باشد در نمایش نقاط پیش‌بینی و واقعی اختلاف کمی داشته و روی یکدیگر دیده می‌شوند که این موضوع نشان‌دهنده دقت مناسب این شبکه است. ۶۴ شرکت نمونه معاملات بلوکی در بازار سهام ایران طی دوره سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، نشان می‌دهد به طور قابل توجهی شاخص های مالی انتخاب شده تأثیر بسزایی بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی داشته است که از لحاظ آماری قابل توجه است.

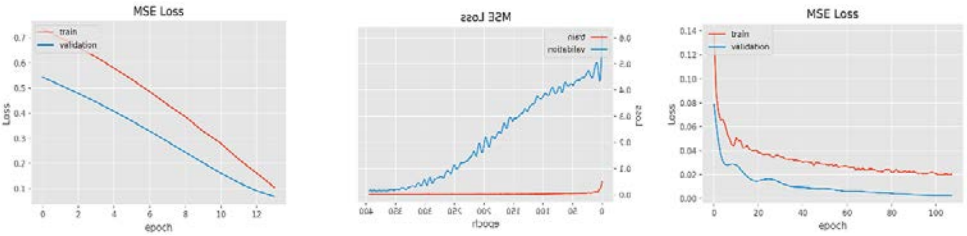
جدول۱. میزان خطایRMSE GRU

سهام	RMSE GRU
Delabor	۰,۳۰۹۹
Foolad	۰,۲۵۰۷
Khesapa	۰,۰۱۵۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

تحلیل خطای یادگیری مدل GRU

نمودار۱. تاثیر الگوریتم پس انتشار خطا روی مدل در حین آموزش را نشان می‌دهند. محور x شماره تکرار (epoch) و محور y میزان خطای RMSE را نشان می‌دهد. کاهش تدریجی این نمودارها نمایانگر عملکرد درست در فرآیند آموزش است.



dealbor Foolad Khesapa

نمودار۱. تاثیر الگوریتم پس انتشار خطا روی مدل در حین آموزش

نتایج شبکه عصبیGRU با توجه به روند یادگیری سهام دالبر در زمانی که تمامی متغیرها در شبکه وجود دارند مورد بررسی قرار گرفته است.تعداد کل تکرارها برای آموزش۲۱۵ مدل در ایپوک[1] ۱۴متوقف می‌شود و دارای هزینه اعتبارسنجی ۰/۰۵۸۵ است. پس از اتمام آموزش، مقدار هزینه برای دیتاهای آزمون برابر۰/۰۹۶۰ است. همچنین، نتایج بررسی شبکه عصبیGRU با توجه به روند یادگیری سهام فولاد، زمانی که تمامی متغیرها در شبکه وجود دارند و تعداد کل تکرارها برای آموزش: ۵۹۶ مدل در اپوک ۳۹۵ متوقف می‌شود که دارای هزینه اعتبارسنجی ۰/۰۱۴۴ است. پس از اتمام آموزش، مقدار هزینه برای دیتاهای آزمون برابر۰/۰۶۲۹ است و در نهایت، با توجه به روند یادگیری سهام خساپا در زمانی که تمامی متغیرها در شبکه وجود دارند و تمامی متغیرها تعداد کل تکرارها برای آموزش: ۳۰۹ مدل در اپوک ۱۰۸متوقف می‌شود و دارای هزینه اعتبارسنجی ۰/۰۰۲۵ است که پس از اتمام آموزش، مقدار هزینه برای دیتاهای آزمون برابر۰/۰۰۰۲ است. نمودار۱، روند یادگیری شبکه را نشان می‌دهد. نتایج خطا نشان می‌دهد که مدل اورفیت(بیش‌برازش) [2] ندارد.

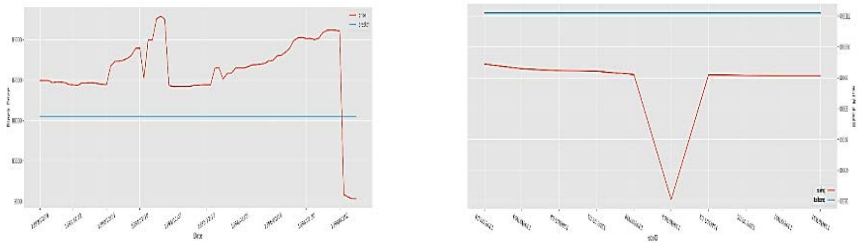
مقایسه نتایج تخمین قیمت داده‌های آموزش (شامل داده‌های آموزش و اعتبارسنجی) توسط شبکه عصبی با تخمین قیمت داده‌های تست توسط شبکه عصبی همراه با نمودار

در نمودارهای ۲، ۳ ، ۴ تخمین قیمت داده‌های آموزش با قیمت داده‌های آزمون توسط شبکه عصبی ارائه شده را مشاهده می‌کنید.داده‌های استفاده شده از متغیرهای ذکر شده مرتبط با پیش‌بینی معاملات بلوکی (داده‌های آموزش) می‌باشد. این متغیرهای تأثیرگذار به عنوان لایه ورودی در شبکه عصبی شناخته می شوند و قیمت سهام بلوکی را در شرکت فولاد، خساپا، دالبر به عنوان لایه خروجی یا همان متغیر وابسته از داده‌های آزمون تعیین می‌گردد.

الف)مقایسه بر ارزیابی قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام دالبر

در این قسمت قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام دالبر با توجه به نمودار شماره ۲ مورد ارزیابی قرارمی‌گیرد.

1. ROOT-MEAN-SQUARE DEVIATION
2. Epoch



داده‌های آموزش　　داده‌های آزمون

نمودار۲. مقایسه ارزیابی قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام دالبر

در جدول ۲ نیز قیمت اصلی و قیمت پیش‌بینی شده که مربوط به داده‌های آزمون است را مشاهده می‌کنید.

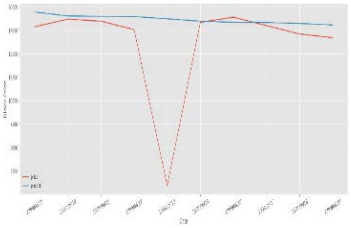
جدول۲. مقایسه قیمت اصلی با قیمت پیش‌بینی شده مدل در سهام دالبر

predicted price	Price
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۰۶۲.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۰۶۲.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۰۷۷.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۰۹۱.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۵۰۴۸.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۱۰۲.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۲۰۸.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۲۲۷.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۲۸۸.۰
۱۱۰۹۵.۵۱	۹۴۴۰.۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

ب)مقایسه بر ارزیابی قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام فولاد

در این قسمت با توجه نمودار شماره ۳، قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام فولاد مورد ارزیابی قرارمی‌گیرد.



داده‌های آزمون

داده‌های آموزش

نمودار۳. مقایسه ارزیابی قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام فولاد

در جدول شماره ۳ نیز قیمت اصلی و قیمت پیش‌بینی شده که مربوط به داده‌های آزمون است را مشاهده می‌کنید.

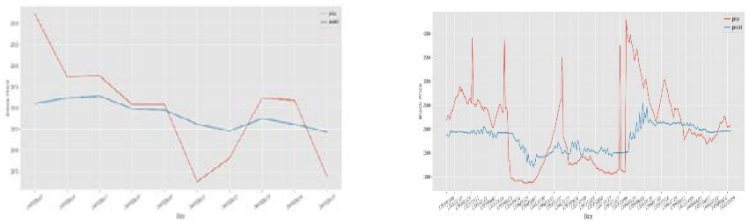
جدول۳. مقایسه قیمت اصلی با قیمت پیش‌بینی شده مدل در سهام فولاد

predicted price	Price
۱۹۴۷۷,۹۴	۱۷۹۱۰,۰
۱۹۰۶۲,۴۱	۱۸۷۲۰,۰
۱۹۰۱۳,۴۰	۱۸۵۰۰,۰
۱۸۹۹۲,۸۰	۱۷۶۱۰,۰
۱۸۷۵۴,۷۴	۹۴۰,۰
۱۸۵۰۲,۶۰	۱۸۳۸۰,۰
۱۸۳۸۳,۶۴	۱۸۹۳۰,۰
۱۸۳۶۱,۰۱	۱۸۰۳۰,۰
۱۸۲۵۹,۷۰	۱۷۱۳۰,۰
۱۸۱۰۰,۹۴	۱۶۷۴۰,۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

ج) مقایسه بر ارزیابی قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام خساپا

در این قسمت با توجه به نمودار شماره ۴، قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام خساپا مورد ارزیابی قرارمی‌گیرد.



داده‌های آموزش　　داده‌های آزمون

نمودار۴. مقایسه ارزیابی قیمت داده‌های آموزش و آزمون مدل پیشگوی سهام خساپا

در جدول شماره ۴ نیز، قیمت اصلی و قیمت پیش‌بینی شده که مربوط به داده‌های آزمون است را مشاهده می‌کنید.

جدول۴. مقایسه قیمت اصلی با قیمت پیش‌بینی شده مدل در سهام خساپا

predicted price	Price
۱۹۵۵,۲۵	۲۰۶۱,۰
۱۹۶۱,۹۳	۱۹۸۷,۰
۱۹۶۴,۰۷	۱۹۸۸,۰
۱۹۴۹,۲۰	۱۹۵۴,۰
۱۹۴۷,۵۲	۱۹۵۴,۰
۱۹۳۰,۸۹	۱۸۶۳,۰
۱۹۲۳,۰۳	۱۸۹۱,۰
۱۹۳۷,۵۱	۱۹۶۲,۰
۱۹۳۰,۸۹	۱۹۵۹,۰
۱۹۲۱,۵۵	۱۸۶۹,۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

تحلیل ویژگی‌های موثر بر یادگیری مدل

در راستای بررسی پاسخ پرسش پژوهش"آیا براساس شناسایی عوامل موثر بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی در بازار سرمایه می‌توان مدلی جامع براساس شبکه عصبی مصنوعی تدوین کرد؟" در این بخش به

بررسی ویژگی‌های آماری سری‌های زمانی مالی بررسی شده و همچنین، عملکرد مدل پیشنهادی در آن می‌پردازیم. اطلاعات موجود در جدول نشان می‌دهد که کدام ویژگی تاثیر بیشتر در مدل داشته است. در فرایند آموزش مدل ابتدا با توجه به روند یادگیری سهام در زمانی که کلیه متغیرها در شبکه وجود دارند، بررسی می‌شود. سپس با حذف هر متغیر ، میزان اثرگذاری بر روی روند یادگیری شبکه نشان داده می‌شود که در صورت حذف متغیر آیا شاهد افزایش خطا در شبکه می‌شود یا خیر به عبارتی با داشتن ۱۵ متغیر هر بار یک ویژگی رو حذف می‌کنیم و مدل را ترین می‌کنیم. یعنی ۱۵ بار مدل رو ترین کرده تا در مشاهدات حذف کدام ویژگی تاثیر زیادتری بر یادگیری داشته، اگر دقت مدل تغییری نکند، یعنی متغیر کم اهمیت می‌باشد و اگر دقت مدل پایین باشد، یعنی متغیر بااهمیت است.که نشان‌دهنده اهمیت بالای این متغیر می‌باشد و تاثیر آن در مدل چشم گیر می‌باشد.

جدول۵. تحلیل ویژگی‌های موثر بر یادگیری مدل

	فولاد	دالبر	خساپا
تمام فیچرها	۰\۲۵۰۷	۰\۳۰۹۹	۰\۰۱۳۸
Asset return	۰\۲۶۱۳	۰\۳۱۳۶	۰\۰۱۶۴
B D	۰\۲۴۹۸	۰\۳۰۸۳	۰\۰۱۶۱
B V	۰\۲۴۶۵	۰\۳۱۵۳	۰\۰۱۴
Cash	۰\۲۴۸۲	۰\۳۰۴۸	۰\۰۱۵۶
Cumulative return	۰\۲۳۴	۰\۳۱۶	۰\۰۱۸۴
Financial leverage	۰\۲۶۱۳	۰\۳۱۲۶	۰\۰۱۶۷
Flow	۰\۲۶۰۳	۰\۳۱۰۶	۰\۰۱۷۳
fluctuation	۰\۲۶۷۱	۰\۳۱۶۸	۰\۰۱۵۹
IAR	۰\۲۵۱۹	۰\۳۰۸۴	۰\۰۱۴۵
mn	۰\۲۵۰۴	۰\۳۱۱۳	۰\۰۱۷۳
Mr	۰\۲۶۶	۰\۳۱۴	۰\۰۱۹۸
return	۰\۲۶۳۱	۰\۳۱۶۹	۰\۰۱۷۷
Sell growth	۰\۲۵۶۵	۰\۳۱۲۸	۰\۰۱۵۲
size	۰\۲۵۷۶	۰\۳۱۶۵	۰\۰۱۶۷
volume	۰\۲۴۲۵	۰\۳۰۹۶	۰\۰۱۷۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای رده‌بندی تاثیرگذاری متغیرهای ورودی در شبکه یادگیری عمیق در مدل GRU، با حذف نمودن یک متغیر به بررسی مقدار خطا پرداخته شده است.

الف) ویژگی‌های موثر بر یادگیری مدل پیشگوی سهام دالبر

در مدل GRU: با حذف فیچرreturn، خطا افزایش یافته است.

ب)ویژگی‌های موثر بر یادگیری مدل پیشگوی سهام فولاد

در مدل GRU: با حذف فیچرfluctuation، خطا افزایش یافته است که نشان‌دهنده اهمیت بالای این متغیر می‌باشد و تاثیر آن در مدل چشم‌گیر می‌باشد.

ج) ویژگی‌های موثر بر یادگیری مدل پیشگوی سهام خساپا

در مدل GRU: با حذف فیچر MR، خطا افزایش یافته است که نشان‌دهنده اهمیت بالای این متغیر می‌باشد و تاثیر آن در مدل چشم‌گیر می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت مدل GRU توان بالایی نسبت به سایر مدل‌ها در پیش‌بینی قیمت معاملات بلوکی دارد و معیار ارزیابی خطا، مقادیر پایین‌تری را نشان می‌دهد.

بحث و نتیجه گیری

مدل شبکه عصبی به جهت ویژگی‌های غیرخطی، ناپارامتریک و یادگیری تطبیقی، ابزار قدرتمندی برای دسته‌بندی، شناسایی و پیش‌بینی مسائل مالی می‌باشد. هدف اصلی این پژوهش طراحی مدل شبکه عصبی GRU برای پیش‌بینی ارزش‌گذاری معاملات بلوکی در صنایع و مقایسه دقت آن با روش‌های رگرسیونی بوده است. نتایج بر اساس مقدار خطای RMSE نشان می‌دهد، میزان خطای مدل پایین است، زیرا محاسبات بدست آمده، حاکی از خطای کوچکتر از عدد یک در مدل می‌باشد و در نمودارها نمایش نقاط پیش‌بینی و واقعی اختلاف کمی داشته و روی یکدیگر دیده می شوند که این موضوع نشان‌دهنده دقت مناسب این شبکه است. همچنین، تاثیر شاخص‌های مالی بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی در هر صنعت با صنایع دیگر متفاوت است کـه بیانگر استقلال صنایع از یکدیگر است. همچنین، آزمـون فـرضیه در شبکه عصبی نشان‌دهنده معنی‌دار بودن ضریب بازده سهام، نوسانات قیمت، بازده بازار مـی‌باشـد و تمامی این ضرایب مثبت می‌باشند که بیان‌گر رابطه مثبـت بین سنجه‌های ذکر شده و ارزش‌گذاری معاملات بلوکی می‌باشد چرا که با تغییر این عوامل، ارزش‌گذاری معاملات بلوکی نیز تغییراتی مستقیم پیدا می‌کند یا بـه عبـارتی، بـا افزایش و یا کاهش میزان مؤلفه‌ها، ارزش‌گذاری معاملات بلوکی نیـز افزایش و یا کاهش می‌یابد و همسو با کار پژوهشگرانی نظیر مهربان‌پور و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش داخلی، تاثیرمعاملات بلوکی بر نوسانات غیرسیستماتیک در بورس با استفاده از رگرسیون برای شاخص معاملات بلوکی از سال ۱۳۸۷-۱۳۹۵ مورد بررسی قرار دادند. در بورس اوراق بهادار انجام معاملات بلوکی سهام علامت معتبر جهت سرمایه‌گذاری است. پس از پایان معاملات بلوکی، نوسانات

غیرسیستماتیک کاهش می‌یابد. تنگ - تسای[1] ،۲۰۲۰ تاثیر حجم معاملات بلوکی بر قیمت سهام با در نظر گرفتن متغیرهای حجم معاملات بلوکی، مدت معاملات بلوکی، نوسانات قیمت سهام، بازده سهام، نقدینگی سهام با استفاده از رگرسیون و مدل‌های نوسانات سری‌زمانی مالی GARCH بازبینی نمودند. نتایج ارزیابی از اهمیت و اثر بخشی نوسانات بازده سهام بر معاملات بلوکی می‌باشد که در خصوص بازده سهام در سهام دالبر با پژوهش حاضر سازگاری دارد. مهربان پور و همکاران (۱۳۹۷) و یوکسین سان و همکاران [2] (۲۰۱۶-۲۰۱۷) تاثیر بین معاملات اگاهانه و قیمت معاملات بلوکی را درسال‌های ۲۰۱۲ -۲۰۱۳ با استفاده از رگرسیون در انگلستان مورد مطالعه قرار دادند. معامله‌گران با آگاهی از اطلاعات بازده بازار در طول روزهای معاملاتی استفاده می‌کنند و سهام با شفافیت کمتر، هنگام انتشار به موقع در زمان معاملاتی بلوک اثرات اطلاعات قوی‌تری را مشاهده نمایند. در این پژوهش نیز، بازده بازار درسهام خساپا جز عوامل موثر شناسایی شده است. یوکسین سان و همکاران (۲۰۱۶-۲۰۱۷)، تاثیر بین معاملات اگاهانه و قیمت معاملات بلوکی را با استفاده از رگرسیون در فاصله زمانی ۲۰۱۲-۲۰۱۳ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده از این پژوهش حاکی از معامله گران آگاه از اطلاعات برتر از نوسانات قیمت سهام در طول روز می‌تواند هنگام انتشار در بلوک اثرات اطلاعات قوی‌تری را نشان دهد، که با شاخص نوسانات قیمت سهام در این پژوهش هم راستا می‌باشد. همان‌گونه که بیان شد پژوهش مشابهی در داخل و خارج از کشور در زمینه ارزش‌گذاری معاملات بلوکی با استفاده از مدل‌های یادگیری عمیق مانند شبکه‌های عصبی مصنوعی GRU انجام نشده است. همچنین، در برخی از مطالعات نزدیک به موضوع در بورس اوراق بهادار تهران نیز نگاه پارادایمی یا سیستمی در مطالعات وجود ندارد. علاوه بر تفاوت‌هایی که از لحاظ متدولوژی بین این پژوهش و پژوهش‌های مشابه وجود دارد. در این پژوهش به سرمایه‌گذاران، صنعت‌گران و پژوهشگران بازار بورس اوراق بهادار تهران کمک می‌کند تا بتوانند، ارزش و قیمت سهام بلوکی شرکت‌های موجود در بازار سرمایه را پیش‌بینی و مدیران صنایع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نیز با آگاهی از چگونگی تاثیر این مدل بر ارزش‌گذاری معاملات بلوکی را قادرسازد، روند تغییرات قیمت سهام بلوکی را کنترل نموده، ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت را کاهش داده و در نهایت ریسک تأمین مالی را برای شرکت پایین آورند. براساس یافته‌های این پژوهش به مدیران صنایع در بورس و استفاده‌کنندگان از شاخص‌های ارزش‌گذاری معاملات بلوکی ارزیابی عملکردی پیشنهاد می‌گردد که علی‌رغم مفید بودن معیارهای بازده سهام و بازده بازار و بازده صنعت اما به سبب لحاظ نشدن هزینه فرصت در معیارهای فوق، استفاده از معیارهای ارزش افزوده اقتصادی در کنار این معیارها مفید فایده می‌باشد. به نظر می‌رسد مقایسه عملکرد شبکه‌های عصبی بازگشتی هر شرکت با شرکت فعال در صنعت دیگر نتایج ارزنده ای را به ارمغان آورد.

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.

1. Teng-Tsai TU et al.
2. Yuxin Sun et al

References

Aggarwal, A; Gupta, I; Garg, N; & Goel, A. (2019). *Deep Learning Approach to Determine the Impact of Socio-Economic Factors on Bitcoin Price Prediction*. Twelfth International Conference on Contemporary Computing (PP. 1-5). India: IEEE, doi: 10.1109/IC3.2019.8844928.

Ameri, M. H; & Belgurian. M. (2016). *Thesis on Damrani's investigation of large and block transactions in the Tehran Stock Exchange market.* (PP. 1-5). doi:10.30495/jdaa.2023.1962972.1043.

Albuquerque, R; & Schroth, E. (2010). *Quantifying private benefits of control from a structural model of block trades*. Journal of Financial Economics, *96*, (PP. 33-55). doi:10.1016/j.jfineco.2009.12.003.

Alikhani, A; & Soroushyar, A. (2022). *Comparison of different types of profits and their effect on excess stock return, quarterly journal of judgment and decision making in accounting and auditing*. Types of Profit and Their Effect on Stock Returns, *2*, (PP. 39-58). doi:10.30495/jdaa.2023.1962972.1043.

Basu, N; Paeglis, I; & Toffanin, M. (2017). *Reading between the blocks*. Journal of Corporate Finance, *45*, (PP. 294-317). doi:10.1016/j.jcorpfin.2017.04.017.

Nahhal, B. (2023). *Effect of Block Trading on the Moroccan Stock Exchange*. African Development Finance Journal, *5*, (PP. 33-52). http://journals.uonbi.ac.ke/index.php/ad.

Cho, K; Van Merrienboer, B; Gulcehre, C; Bahdanau, D; Bougares, F; Schwenk, H; & Bengio, Y. (2014). *Learning Phrase Representations Using Rnn Encoder-Decoder for Statistical Machine Translations*. Arxiv. 1406. 1078. doi:10.48550/arXiv.1406.1078.

Azarkh, D; & Pacheca, J. (2019). *Market Trends Block Trades*. Lexis Practice Advisor, (PP.2-5). https://www.stblaw.com/docs/default-source/Publications/lexis-practice-advisor-market-trends-2018_19_block-trades.

Dong, L; Uchida, K; & Hou, X. (2014). *Block trade targets in China*. Journal of Corporate Finance, *25*, (PP. 188-201). doi: 10.1016/j.jcorpfin.2013.12.001.

De, S; & Jindra, J. (2012). *Why newly listed firms become acquisition targets*. Journal of Banking & Finance, *36*, (PP. 2616-2631. doi: 10.1016/j.jbankfin.2012.06.006.

Dehghan, N. M; Izdi, H; & Alidousti, F. (2016). *Investigating the impact of corporate governance indicators on the rate of return on assets of Tehran Stock Exchange banks*. Forth International Conference on New Researches in Management, Economics and Accounting, (PP. 1-5). Germany. https://scholar.conference.ac/index.php/download/file/8533-The-effect-of-corporate-governance-index-rate-of-return-on-assets-of-banks-Tehran-Stock-Exchange.

Pérez-Soba, l; Martínez-Cañete, A. R; & Márquez–De-La-Cruz, E. (2021). *Private Benefits From Control Block Trades In The Spanish Stock Exchange*. The North American Journal of Economics and Finance, *56*, (PP.1-35). doi: 10.1016/j.najef.2020.101338.

Etamadi, H; Dehghani, T; Azar, A; Anwari, R; & Asghar, A. (2013). *Designing a model for pricing control blocks of stocks. Scientific Research Quarterly*. Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis, *6*, (PP. 71-84). https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_2625_67b3f887a30f67a91e72058711d10fc3.

Fama, E; & French, K. (1993). *Common Risk Factors In The Returns On Stocks and Bonds*. Journal of Financial Economics, *33*, (PP. 3-56). doi:10.1016/0304-405X(93)90023-5.

Gul-Arzi, G. H; & Badi-Dast, I. (2021). *Investors' perception of market returns and its effect on the formation of collective behavior with an approach based on collective adherence to beta*. Research Paper on Development and Capital, *7*, (PP. 87-100). https://www.sid.ir/fa/VEWSSID/J_pdf/4043314011205.

Ghasemi-Dodran, S; Asgari, H; & Pakmaram, A. (2018). *Experimental test of the information content of Ayers and Olson's adjusted cash flow model in companies listed on the Tehran Stock Exchange*. First National Conference on Management, Accounting and Economics with an Eemphasis on Marketing Regional and Global, (PP. 1-15). Iran:.https://sid.ir/paper/899376/fa.

Ghaemi, M. H; & Masoumi, J. (2013). *Determining the length of the event time range for event research in Tehran Stock Exchange*. Accounting Knowledge Magazine, *2*, (PP. 25-7). https://ensani.ir/fa/article/download/231734.

Hatami, N. (2018). *Combining neural networks for stock forecasting*. Journal of Economic Sciences, *7*, (PP. 61-80). https://www.sid.ir/frontend/image/citecounter.svg

Harris, M. & Raviv, A. (1988). *Corporate control contests and capital structure*. Journal of Financial Economics, *20*, (PP. 55-86). doi:10.1016/0304-405X(88)90040-2.

Jensen, M.C. (1986). *Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers*. The American Eeconomic Review, *76*, (PP.323-329). https://www.jstor.org/stable/1818789.

Premaratne, G; & Balasubramanyan, L. (2003). *Stock Market Volatility. A Survey of North America, Europe and Asia*. National University of Singapore, Department of Economics, (PP. 1-21). doi:10.2139/ssrn.375380.

Mehraban, M. R; Tehrani, R; & Jamshidi, H. (2017). *Analysis of the role of block transactions in creating abnormal returns and the effect on unsystematic fluctuations in the Tehran Stock Exchange*. Scientific Quarterly of Asset Management and Financing, *8*, (PP. 1-5). https://amf.ui.ac.ir/article_23827_13e60b541f3b0c451d3eedbe967e5997.pdf

Mehrani, S; Moradi, M; Iskandar, H; & Hashemi, M. M. J. (2014*). Institutional Ownership and Financial Flexibility*. Scientific Research, *7*, (pp. 43-56). https://faar.ctb.iau.ir/article_520149_db5ff4d90858d38955209218d1651388.

Osmani, F; Cheshmi, A; Salehnia, N; & Ahmadi, Sh. M. T. (2023). *The response of stock returns of various Iranian industries to inflation and interest rates with the Panel-ARDL approach*. Planning and Budget Research Quarterly, *28*, (PP. 75 -53). http://jpbud.ir/article-1-2155-fa.html.

Meng, Q; Song, X; Liu, C; Wu, Q; & Zeng, H. (2020). *The Impact Of Block Trades On Stock Price Synchronicity From China*. Sciencedirect, *68***,** (PP. 239-253). doi:10.1016/j.iref.2020.04.009.

Selmi, R; Mensi, W; Hammoudeh, S; & Bouoiyour, J. (2018). *Is Bitcoin a hedge, a safe haven or a diversifier for oil price movements? A comparison with gold*. Energy Economics, *74*, (PP. 787-801) .doi:10.1016/j.eneco.2018.07.007.

Refenes, A. N; Zapranis, A; & Francis, G. (1994). *Stock performance modeling using neural networks: a comparative study with regression models*. Neural networks, *7*, (PP. 375-388). doi: 10.1016/0893-6080(94)90030-2.

Salehnejad, S. H; & Ghayor, V. (2019). *The effect of the rate of return on assets and the rate of return on equity and the financial leverage of the shares of companies admitted to the Tehran Stock Exchange*. Researcher (Management), *7*, (PP. 17- 27). https://www.sid.ir/paper/151497/fa#downloadbottom.

Syedkhani, R; Mohammadi, M. A; & Amini, P. (2021). *Investigating the ability of operational cash flows in assessing the performance of companies with an emphasis on the quality of disclosure during periods of financial crisis*. Researches in Financial Accounting and Auditing, *13*, (PP. 147-176). https://www.sid.ir/paper/393082/fa#downloadbottom.

Sediqi, A. H; & Sajdinejad, A. (2018). *Presenting an approach based on deep learning to detect fraud in financial payment systems*. Information Management Scientific Quarterly, *5*, (PP. 458-458). https://www.aimj.ir/article_101840_c517de6fd03df4131f4585d463d0713c.

Tehrani, R; & Flowerjani, R. R. (2007). *Examining the ratio of book value to market value as a risk substitute variable using the leverage approach*. Journal of Accounting and Auditing, *15*, (PP. 37-54). https://ensani.ir/fa/article/14254.

Tu, T. T; & LIAO, C. W. (2020). *Block trading based volatility forecasting: An application of VACD-FIGARCH model.* Journal of Asian Finance, Economics and Business, *7*, PP (59-70). doi: 10.13106/jafeb.2020.vol7.no4.59.

Sun, Y; & Ibikunle, G. (2017). *Informed trading and the price impact of block trades: A high frequency trading analysis*. International Review of Financial Analysis, *54*, (PP. 114-129). doi:10.1016/j.irfa.2016.07.005.

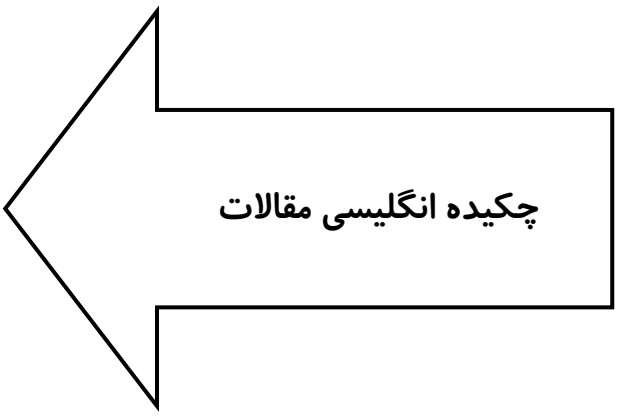
Yim, J. (2002, June). *A comparison of neural networks with time series models for forecasting returns on a stock market index*. In International Conference on Industrial, Engineering and Other Applications of Applied Intelligent Systems (PP. 25-35). Berlin: Springer Berlin Heidelberg. doi:10.1007/3-540-48035-8_4.

Zhang, G. P. (2003). *Time Series Foricasting Using A Hybrid Arima And Neural Network Model.* Neurocompuling, *50*, (PP. 159-175). doi:10.1016/S0925-2312(01)00702-0.

Zare, M. H. & Nilchi, M. (2018). *Comparative evaluation of Markowitz approach with a hybrid method to form an optimal portfolio using DNN deep learning and gravity search algorithm*. Journal of Financial Management Perspective, 9, (PP. 165-188). https://ensani.ir/fa/article/download/437244.

COPYRIGHTS

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


چکیده انگلیسی مقالات

Content

Title	Authors	Page
The Effect of Financial Development on the Decoupling of Energy Consumption and Economic Growth	Saeed Rasekhi Sara Ghanbartabar	**1-4**
Examining the Relationship between Diversification of Banking Resources and Expenses and Systemic Risk	Yazdan Gudarzi Farahani Mohsen Mehrara Zoleikha Morsali Arzanagh	**5-6**
Introducing and Testing the ZZ Growth Model for Stock Valuation	Maysam Ahmadvand Hassan Ghalibaf Asl	**7-8**
Agency Costs and the Relationship between Financial distress Risk and the Stock Prices Crash Risk	Ramineskandari Gholamreza Kordestani	**9-10**
Investigating the Effect of Financial Literacy on the Intention to Invest in the Stock Market, Taking into Account the Tendency and Behavioral Controls of Investors and Emphasizing Moral and Mental Norms	Mehdi Madani Ahmad Nabizadeh	**11-12**
Time-Varying Effect of Macroeconomic Factors on Investor Sentiment: Examining the Role of Sanction, JCPOA and Covid-19	Manije Ramshe Esmaeel Jalili Mohaddese Yousefi	**13-14**
Tax Planning and Firm Value with the Moderating Role of the Board of Directors	Reza Fallah Ghasem Ghasemi Ali Niroumand Beihaghi	**15-18**
Designing a Model for Selecting Financing Sources of Iranian Industrial Enterprises with Fuzzy ISM-MICMAC Approach	Mohsen Shafieyan Mahdi Homayounfar Maryam Ooshaksaraie Mohammad Taleghani Mehdi Fadaei	**19-22**
Investor Sentiment Model based on Asymmetric Conditions of Strategies in Psychological Games of Stock Price	Homayoun Khosravi Golmet Abadi Ali Asghar Taher Abadi Ataollah Mohmadi Melgharni Ahmad Ali Jadidiyan	**23-26**
Designing a Model for Predicting Valuation of Block Trade Transactions with a Focus on GRU Artificial Neural Network in the Industry in Metal industries, Automobile and Parts manufacturing, Materials and Pharmaceutical products	Adeleh Bahreini Maryam Akbarian Fard Mehdi Khoshnood	**27-28**

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 12, No. 45, Summer 2024

pp. 1-4

Research Paper

The Effect of Financial Development on the Decoupling of Energy Consumption and Economic Growth[1]

Saeed Rasekhi[2], Sara Ghanbartabar[3]

Received: 2024/01/07 Accepted: 2024/04/21

INTRODUCTION

Although the financial economics literature provides significant evidence of the positive effects of financial development on macroeconomic indicators and economic growth (Cooray, 2010; Guru & Yadav, 2019), as well as its negative impact on energy consumption (Chiu & Lee, 2020; Adom et al., 2020), the question remains unanswered: can financial development improve the decoupling of energy consumption from economic growth? Answering this question requires examining the status of the decoupling period and assessing the impact of financial development on this period. Given the empirical gap regarding the influence of financial development on the decoupling of energy consumption and economic growth, this study aims to test the hypothesis that financial development can enhance the decoupling of economic growth from energy consumption. The research unfolds in two stages: first, using the Tapio approach, decoupling intervals are plotted for 64 selected countries during the period

1. DOI: 10.22051/JFM.2024.46119.2894

2. Professor, Department of Economics & Energy, Mazandaran University, Sari, Iran. Corresponding Author. Email:srasekhi@umz.ac.ir

3. M.Sc. Department of Economics & Energy, Mazandaran University, Sari, Iran. Email:sara95ghanbartabar@gmail.com

2002-2021. Second, the study investigates and tests the effect of financial development on decoupling using the Generalized Method of Moments (GMM).

MATERIALS AND METHODS

According to Tapio, the decoupling coefficient ($e(E)$) is calculated according to equation (1).

$$e(E) = \frac{(\Delta E_t / E_{t-1})}{(\Delta G_t / G_{t-1})} \quad (1)$$

where, ΔE_t indicates changes in energy consumption during the period, E_{t-1} indicates energy consumption in the base year, ΔG_t changes in GDP per capita during the studied period, and G_{t-1} is GDP per capita in the base year.

This research econometric model is based on equation (2) with the logarithm of energy consumption ($\log E_{it}$), economic growth ($\log Y_{it}$), and also the interaction of the logarithm of economic growth with the logarithm of independent variables including financial development ($logFD_{it}$), economic freedom ($logFHI_{it}$), human development ($log\ HDI_{it}$), economic structure ($log\ IND_{it}$), energy price ($log\ PE_{it}$), technology ($logTEC_{it}$) and urbanization ($logURB_{it}$) all in the year t for the country i.

$$\begin{aligned} \log E_{it} = \alpha_0 logE_{it-1} + \alpha_1 \log Y_{it} + \alpha_2 \log Y_{it} . logFD_{it} + \alpha_3 \log Y_{it} . log\ HDI_{it} + \\ \alpha_4 \log Y_{it} . logFHI_{it} + \alpha_5 \log Y_{it} . logTEC_{it} + \alpha_6 \log Y_{it} . log\ IND_{it} + \\ \alpha_7 \log Y_{it} . logURB_{it} + \alpha_8 \log Y_{it} . log\ PE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Equation (2) is estimated using the Generalized Method of Moments (GMM).

RESULTS AND DISCUSSION

Figure (1) illustrates the decoupling intervals estimated in the present research for selected countries during the years 2002-2021. According to this figure, the state of decoupling of energy consumption from economic growth in the studied countries falls within the first region of Tapio coordinates, indicating weak decoupling. Furthermore, based on the estimation results of this research model, financial development enhances decoupling within the first region of Tapio coordinates, thereby confirming the research hypothesis. Although the variables influencing energy consumption (including financial development, economic freedom, and human development) have contributed to decoupling, their overall effect has not fundamentally altered the decoupling period.

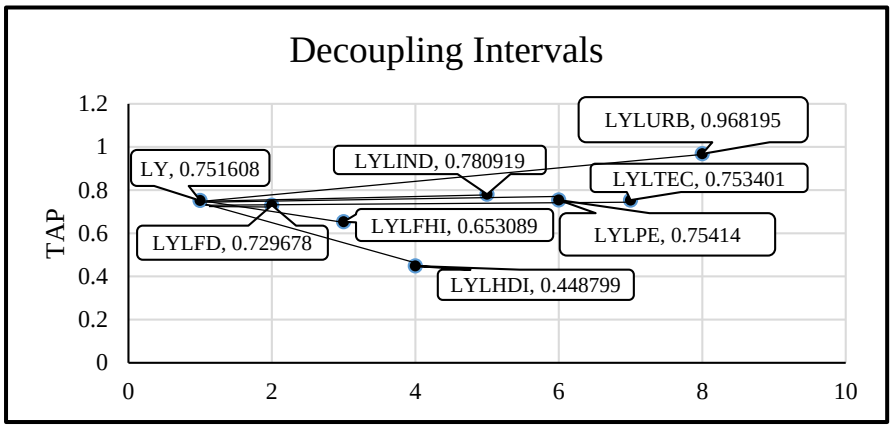


Figure 1. Decoupling intervals for selected countries during the years 2002-2021

Reference: Present Research

CONCLUSION

The main purpose of this research is to address the recent question and test the hypothesis that financial development can improve the decoupling of energy consumption from economic growth. For this purpose, the method of Generalized Method of Moments was employed for 64 selected countries based on the maximum available data during the period of 2002-2021.

The results obtained in this research confirm the hypothesis that financial development improves the decoupling of energy consumption from economic growth. However, according to the results, although the variables affecting energy consumption have played a role in decoupling, the overall effect of these variables has not been able to create a fundamental change in the decoupling interval. Furthermore, it seems that decoupling in the selected countries needs to be shifted to the fourth region of Tapio coordinates, where energy consumption decreases and economic growth increases. Achieving this requires the application of soft policies, particularly targeted at financial development, energy-oriented efficiency, and upgrading energy hardware and technology through financial means to reduce energy intensity.

Overall, based on the results of this research, although financial development has improved decoupling, a sustainable development approach is necessary for achieving strong decoupling.

Keywords: Decoupling, Energy Consumption, Financial Development, Economic Growth, Selected countries, Tapio.

JEL Classification: G00, Q43, O47.

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. 12, No. 45, Summer 2024

pp. 5-6

Research Paper

Examining the Relationship between Diversification of Banking Resources and Expenses and Systemic Risk[1]

Yazdan Gudarzi Farahani[2], Mohsen Mehrara[3], Zoleikha Morsali Arzanagh[4]

Received: 2023/10/22 Accepted: 2024/05/07

INTRODUCTION

The banking industry holds a pivotal role in any economy, primarily through monetary intermediation. Alongside the stock market and insurance sectors, banks constitute the fundamental pillars of financial markets. Given the underdevelopment of Iran's capital market, the banking sector assumes even greater significance. Despite facing numerous changes in recent years, banks continue to facilitate the transfer of resources from savers to investment entities. Diversification stands out as a prevalent business strategy among banking institutions, enhancing resilience against shocks at an individual bank level. However, widespread adoption of diversification can lead to overlapping portfolios across banks, thereby increasing systemic risk during severe economic shocks. This unintended consequence underscores the need to examine the relationship between banking resource and expense diversification and systemic risk within the country's banking system.

MATERIALS AND METHODS

This study focuses on banks listed on the Tehran Stock Exchange as the statistical population. Systemic risk is estimated using the conditional value-at-risk criterion. Panel data and quantile regression techniques are employed to assess the impact of

1. 10.22051/JFM.2024.45357.2874

2. Assistant Professor, Department of Islamic Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Email: y.gudarzi@qom.ac.ir.

3. Professor, Faculty of Economics, Tehran University, Tehran, Iran. Email: m.mehrara@ut.ac.ir.

4. Lecturer, Department of Management and Accounting, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran. Email: zmorsali93@gmail.com.

banking resource and expense diversification on systemic risk among selected banks in Iran from 2010 to 2022.

RESULTS AND DISCUSSION

The research findings indicate that diversifying banking resources and expenses increases interdependence among financial institutions and diversifies financial asset combinations, thereby amplifying systemic risk and its propagation across institutions. In the panel data regression model, the coefficient of influence of the bank resource diversification index on systemic risk is 1.45, and in quantile regression, it is 1.33. Moreover, quantile regression results highlight varying effects of resource and expense diversification indices across different banking groups concerning systemic risk levels. The prevalence of high systemic risk in Iran suggests an excessive systemic risk in financial activities, indicating a potential necessity for enhanced regulatory oversight.

CONCLUSION

The study underscores a significant relationship between the bank income mix diversification index and systemic risk. Non-current facility of the banking system emerges as a critical variable influencing systemic risk within the banking network. Thus, it is recommended to align bank facilities with economic growth performance, inflation rates, and liquidity expansion while prioritizing support for the real sector of the economy.

Keywords: Diversification, Systemic Risk, Banking System, Conditional Value at Risk, Panel Data.

JEL Classification: E63, G32, G21, C23.

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. 12, No. 45, Summer 2024

pp. 7-8

Research Paper

Introducing and Testing the ZZ Growth Model for Stock Valuation[1]

Maysam Ahmadvand[2], Hassan Ghalibaf Asl[3]

Received: 2023/12/31 Accepted: 2024/04/22

INTRODUCTION

Estimating the intrinsic value of financial assets is one of the most interesting and important topics in finance. The value of an asset is determined according to the risk and future or expected returns of that asset. The value of the asset increases with the increase in its expected returns and, conversely, decreases with the increase in its risk. This issue is one of the basic axioms in the field of asset valuation and is known as the starting point of financial theory and the main standard for designing a financial model and judging it. Many models have been designed and introduced to estimate the intrinsic value of assets, especially financial assets. Currently, two main approaches are used for valuing assets: 1) the absolute approach, which is considered equivalent to the discounted cash flows method or Gordon's growth model and determines the value of the asset based on fundamental factors, i.e., risk and return, and 2) the relative approach, in which the asset is valued using one or more ratios or multiples belonging to similar assets (such as the price-to-earnings ratio (P/E), price-to-book value ratio (P/B), and so on).

Despite the widespread use of these two approaches for asset valuation, the experimental investigations of Zhiqiang Zhang from Renmin University of China show that the discounted cash flows method (Gordon's model) and the relative valuation method have faced important challenges that have raised serious doubts about their effectiveness. By introducing the ZZ growth model, he raised a paradox that completely questioned the applications of the two mentioned methods in the valuation of assets. Accordingly, this paper aims to describe the ZZ growth model and measure its power compared to Gordon's model in estimating the intrinsic value of stocks.

---

1. 10.22051/JFM.2024.46040.2893

2. Ph.D. Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email: maysam.21989@gmail.com.

3. Associate Professor, Department of Management, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: h.ghalibaf@alzahra.ac.ir.

MATERIALS AND METHODS

In this paper, while outlining the basics of the ZZ growth model and its technical justifications, a large sample of Iranian listed companies in different industries has been used. To test the power of the ZZ growth model in determining the fair values of the stocks of companies in the Iranian stock market, after calculating the average growth rate and the required payback period of the companies in the sample and according to their EPSs in the fiscal years 2020-2022, the values of the selected stocks in the mentioned years have been estimated and determined using this model. In the next stage, Gordon's model has been used to determine the values of companies' stocks. Finally, the values estimated using these two models and the deviation of each from the average adjusted stock market prices, through the Independent Samples T-test, have been compared. In addition, by using the mentioned models, the prices of the symbols that have gone public and traded in the Iranian stock market in recent months have been estimated and compared with their closing prices on the day of IPO, and the deviation between them has been determined.

RESULTS AND DISCUSSION

The research findings indicate that in each of the investigated industries, the ZZ growth model, compared to Gordon's model, has been able to estimate the values of stocks with much higher accuracy. It is worth mentioning that, according to the research findings, the estimated values of some stocks using Gordon's model are zero or negative, which is not acceptable. Additionally, in the case of IPO pricing, the ZZ growth model has performed better compared to Gordon's model.

CONCLUSION

According to the research results, it seems that the ZZ growth model can easily solve the common valuation problems that are difficult for Gordon's model (or the discounted cash flow method) and the relative approach. The ZZ growth model not only has the advantages of Gordon's model but also overcomes its shortcomings. Therefore, the ZZ growth model can be easily applied to value stocks in all industries, both conventional and high-growth industries. Accordingly, it is suggested that the mentioned model, along with other valuation models and methods in the stock exchange, be used by institutions with a securities valuation license from the Securities and Exchange Organization of Iran, including investment banks, investment consultants, brokerage companies, and so on. Additionally, official experts in the fields related to stock valuation can use this model.

Keywords: Stock Valuation, The ZZ Growth Model, Required Payback Period, The Gordon's Model, Iranian Stock Market.
JEL Classification: G12, G39.

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. 12, No. 45, Summer 2024

pp. 9-10

Research Paper

Agency Costs and the Relationship between Financial distress Risk and the Stock Prices Crash Risk[1]

Ramineskandari[2], Gholamreza Kordestani[3]

Received: 2023/11/02 Accepted: 2024/04/24

INTRODUCTION

Managers do not disclose bad news about the company due to their desire and motivation to maintain wealth, reward contracts, and job security concerns. When the bad news reaches a certain level, the benefits of withholding bad news, despite the costs incurred, diminish, leading to a decline in stock market confidence and causing a stock price crash. On the other hand, financial distress and job security concerns among managers are reasons why they tend to consistently conceal bad news. Therefore, it is expected that an increased risk of financial distress will lead to a higher risk of stock price crashes. Additionally, agency relationships and conflicts of interest between managers and shareholders lead shareholders to tolerate agency costs to align interests and minimize conflicts. Thus, it is anticipated that agency costs influence the relationship between financial distress and the risk of stock price crashes. Accordingly, the impact of agency costs on the relationship between the risk of financial distress and the risk of stock price crashes has been examined. The study aims to investigate whether the risk of financial distress affects the risk of stock price crashes and how agency costs influence this relationship. Consequently, the following hypotheses have been tested.

HYPOTHESIS

First Hypothesis: Financial distress increases the risk of a stock price crash.

Second Hypothesis: Agency costs amplify the relationship between financial distress and the risk of a stock price crash.

1. 10.22051/JFM.2024.45464.2877

2. Ph. D. Student, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran. Email: Ramineskandari1376@gmail.com.

3. Professor, Department of Accounting, Faculty of Social Science, Imam Khomeini international University, Qazvin, Iran. Corresponding Author. Email: kordestani@soc.ikiu.ac.ir.

METHOD

This research investigates the descriptive-correlational relationship between financial variables using multi-variable regression models. The financial data of 211 companies listed on the Tehran Stock Exchange is analyzed for the period from 2012 to 2021.

RESULTS

To assess stock price crash risk using measures of negative skewness of stock returns and low-to-high volatility, financial distress risk was evaluated using Merton's criterion based on market information. The first hypothesis was not supported by these criteria, which may be attributed to market efficiency in the Tehran Stock Exchange, where Merton's criterion relies on market data—a crucial aspect given market orientation.

The rejection of the second hypothesis might stem from potential manipulation of company accounting information by management. In agency theory, managers, distinct from owners under transaction cost theory, often prioritize their own interests. This behavior may obscure information disclosures aligned with the opportunity-seeking theory, contributing to observable agency costs.

Given the absence of a relationship between financial distress risk and the risk of stock price decline moderated by agency costs, financial distress risk was recalculated using Altman's model based on accounting information from 1968. Subsequent models were re-estimated in additional tests. Management's timing of news related to financial distress influences market perception of the company's economic fundamentals and the potential for significant stock price declines.

CONCLUSION

The results indicate that financial distress risk (based on accounting information) increases the likelihood of a stock price crash. Thus, confirming the positive effect of financial distress on stock price crash risk suggests that heightened financial distress incentivizes managers to withhold negative news from investors, thereby increasing the likelihood of future stock price declines. Financial distress risk provides critical insights into near-term stock price crash risks. These findings align with those of Andre et al. (2021).

The degree of market efficiency can also influence the relationship between financial distress risk and the risk of stock price decline, as indicated by Merton's criterion based on stock market information.

Given the impact of agency costs on the relationship between financial distress risk and stock price crash risk, industry-level analysis can elucidate these dynamics. This hypothesis is consistent with the findings of Moradi and Karami (1398) and Mousavi et al.

Investors should consider financial distress analyses of firms when evaluating stock price crash risks. Increased oversight of firms facing financial distress risk is crucial to safeguard shareholder interests.

Keywords: Agency cost, Risk of financial distress, Stock prices crash risk.
JEL Classification: G32, G34, 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. 12, No. 45, Summer 2024

pp. 11-12

Research Paper

Investigating the Effect of Financial Literacy on the Intention to Invest in the Stock Market, Taking into Account the Tendency and Behavioral Controls of Investors and Emphasizing Moral and Mental Norms[1]

Mehdi Madani[2], Ahmad Nabizadeh[3]

Received: 2023/06/22 Accepted: 2024/05/13

INTRODUCTION

The stock market plays a significant role in capital decisions and improves the efficiency and effectiveness of participatory governance. In the stock market, there are many benefits, such as long-term capital growth, income sharing, and inflation control. The liquidity of the stock market is very attractive for investment purposes and is considered an important criterion. In general, financial literacy is the ability to understand and effectively apply various financial skills, including budgeting for money management and investment, which leads to self-sufficiency in financial principles and ultimately improves financial life. Based on this, the present research investigates the effect of financial literacy on the intention to invest in the Tehran Stock Market.

RESEARCH METHOD

This research is applied research. The research philosophy is realism with an inductive approach. This research is based on the method of collecting field data. Additionally, the research is quantitative. Based on the research method, this study is realist in terms of research philosophy and inductive in terms of approach. From the perspective of research strategy, it is a descriptive-survey type, and in terms of data collection, it is field research using a questionnaire tool. The statistical population of

1. 10.22051/JFM.2024.43689.2837

2. M.Sc. Department of Business Managemtn, Financial Orientation, Kharazmi University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:Msetad92@yahoo.com

3. Assistant Professor, Department of Business Managemtn, Financial Orientation, Kharazmi University, Tehran, Iran. Email:Ahmadnabizade@khu.ac.ir

the current research includes all investors and newcomers to the Tehran Stock Exchange market. The sampling method in this research is non-random sampling, and the sample size is calculated according to structural equation sampling. Considering that the questionnaire of this research contains 25 questions, the sample size is between 125 and 375, but it is emphasized that the minimum sample should not be less than 200 people in a single period of time exclusively in 2020. The measurement of variables is designed based on a five-point Likert scale. The questions related to the variables of the present questionnaire were analyzed by quoting the research articles of Root (2020), Sivaramakrishanan et al. (2017), and Weng et al. Respondents choose from among the five options, and scores from 1 to 5 are assigned to the questions, with the total score measured by the sum of the obtained scores.

RESULTS AND DISCUSSION

The results showed that financial literacy has a significant effect on investors' tendencies in the stock market. Therefore, the government should actively educate people to acquire more financial knowledge to reduce decision-making discrepancies. Additionally, the results showed that people with more financial literacy have better control over their behavior in the stock market and a greater tendency to enter the capital market. In general, financial literacy encourages people to use their financial knowledge and mentalities in deciding to enter the stock market for financial investments instead of relying on others' suggestions.

CONCLUSION

Not only are the level of financial literacy but also characteristics such as ethical norms key factors affecting financial decisions. The conclusion of this research is useful for the government, shareholders, and the general public. If people equip themselves with financial literacy, they can reduce their decision-making disorders in the stock market. Although in traditional financial theory, the emotional tendencies of the investor have no role in the stock price, realized return, and expected return, in this research, the investor's subjective norms did not show a positive effect on the intention to invest in the stock market.

Keywords: Investment Intention, Financial Literacy, Past Behavior of Investors, Mental Norms.
JEL Classification: G41, G40, G53, G11.

COPYRIGHTS

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

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 12, No. 45, Summer 2024

pp. 13-14

Research Paper

Time-Varying Effect of Macroeconomic Factors on Investor Sentiment: Examining the Role of Sanction, JCPOA and Covid-19[1]

Manije Ramshe[2], Esmaeel Jalili[3], Mohaddese Yousefi[4]

Received: 2023/09/12 Accepted: 2023/11/18

INTRODUCTION

Investor sentiment plays an important role in financial markets, making it crucial to study the factors affecting it. Investor sentiment is a psychological belief about future cash flows with excessive optimism (high sentiment) or pessimism (low sentiment), which can lead to a wrong assessment of the value of assets, causing the stock price to deviate from its fundamental value. High (low) sentiments of capital investors are formed by good (bad) news related to economic conditions or companies and will lead to overvaluation (undervaluation) of the company (Kim and Na, 2018). According to Chen et al. (2021), investor sentiment varies across economic cycles and can affect both financial markets and the real sector of the economy. Many studies have examined the effect of emotion on financial markets and the real sector of the economy. The existing literature often considers investor sentiment as an exogenous variable, focusing less on how it is determined. Considering the importance of macroeconomic factors in explaining investor sentiment, the present study examines the time-varying effect of these factors on investor sentiment in the Tehran Stock Exchange. For this purpose, the structural vector autoregression approach with time-varying parameters and stochastic volatility (TVP-SVAR-SV) has been used. This approach investigates the effect of shocks from each macroeconomic factor on investor sentiment in the short, medium, and long term. The use of this approach also allows for the study of the dynamic relationship between variables at specific time points. This research selected three events: the sanctions in 2012, the Joint Comprehensive Plan of Action (JCPOA), and the coexistence of COVID-19 and America's withdrawal from the JCPOA.

---

1. 10.22051/JFM.2023.44964.2863

2. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran. Corresponding Author. Email:m.ramshe@qom.ac.ir.

3. Ph.D. Department of Strategic Management, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email:e.jalili@modares.ac.ir.

4. M.Sc. Department of Accounting, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Email:mohaddese.u72@gmail.com.

MATERIALS AND METHODS

The current research examines the time-varying effect of macroeconomic factors on investor sentiment using the TVP-SVAR-SV approach. The data was collected quarterly from the first quarter of 2004 to the third quarter of 2022. Ox Metrics software was used to estimate the models. Macroeconomic variables used in this research include the exchange rate (Ex), OPEC oil price (OIL), liquidity (LIQ), gross domestic product (GDP), and inflation (INF). In this paper, the combined index of Psychological Line Index, High and Low Index, Relative Strength Index, and Adjusted Turnover Rate was used to measure the investor sentiment index. Then, using the method of principal component analysis, the indices were combined to obtain a single index.

RESULTS AND DISCUSSION

The findings showed that the impact of shocks from macroeconomic factors on investor sentiment was negative in the short term. After the second quarter of 2014, the exchange rate had a positive effect on investor sentiment in the medium term. GDP and inflation also had a positive effect on investor sentiment in the medium term, with the biggest reaction related to the drop in oil prices in 2008. Compared to other factors, liquidity had the greatest impact on investor sentiment in the short, medium, and long term. The study of sentiment reaction to shocks from macroeconomic factors during the three events—sanctions in 2012, the JCPOA, and the coexistence of COVID-19 and the withdrawal of the United States from the JCPOA—shows that the sentiment response to shocks from each of the factors in all three events is similar, and no factor has a lasting positive or negative effect on sentiment. The effect period of exchange rate and oil price shocks on investor sentiment is shorter than that of other macroeconomic variables. In the first (third) event, compared to the other two events, the sentiment reaction to shocks from macroeconomic variables (except inflation) is stronger (weaker).

CONCLUSION

Macroeconomic factors are usually expected to affect the sentiment of economic agents with a delay. Therefore, it is expected that the investor's reaction to shocks from these factors will be different in the short, medium, and long term. The findings of this paper confirm the varying reaction of investor sentiment to shocks from these macroeconomic factors in the short, medium, and long term, indicating the limited effect of these factors on investor sentiment in the long term. On the other hand, the strong effect of investor sentiment on itself in the short term (compared to the short-term effect of macroeconomic factors) shows that investor sentiment is influenced more by the prevailing sentiment in the stock market in the previous quarter than by macroeconomic factors. Therefore, policymakers and relevant institutions should pay attention to this issue and provide suitable conditions for increasing the level of awareness and knowledge among capital market participants. It is suggested to study the behavior of investor sentiment in response to shocks from other fundamental concepts such as specific characteristics of companies and industries in future research.

Keywords: Macroeconomic Factors, Investor Sentiment, Sanction, Covid-19, TVP-SVAR-SV.

JEL Classification: E70, G40, C58, F51.

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. 12, No. 45, Summer 2024

pp. 15-18

Research Paper

Tax Planning and Firm Value with the Moderating Role of the Board of Directors[1]

Reza Fallah[2], Ghasem Ghasemi[3], Ali Niroumand Beihaghi[4]

Received: 2023/12/02 Accepted: 2024/05/03

INTRODUCTION

Accounting plays a crucial role in economic decision-making, as financial statements prepared by accounting systems serve as vital sources of information for managers, investors, creditors, and other societal stakeholders to fulfill their responsibilities. Financial analysts utilize the information available in these financial statements to conduct various analyses and share their findings. Financial reports, in particular, are among the most important outputs of accounting information systems, providing financial information to external users within a specific framework.

Company valuation is paramount in economic decision-making, relying on information available in financial statements. The volume of research in the field underscores its significance.

This article examines the role of corporate governance in relation to tax planning and company valuation, aiming to determine whether corporate governance structures

1. 10.22051/JFM.2024.34177.2470

2. Assistant Professor, Department of Management and Accounting, Sabzevar Branch, Islamic Azad University, Sabzevar, Iran. Email: rezafallah62@gmail.com.

3. Assistant Professor, Department of Management and Accounting, Sabzevar Branch, Islamic Azad University, Sabzevar, Iran. Corresponding Author. Email: ghasem_ghasemi@iaus.ac.ir .

4. M.Sc. Student, Department of Management and Accounting, Sabzevar Branch, Islamic Azad University, Sabzevar, Iran. Email: anb1361@gmail.com.

(including board characteristics and tax policies) influence tax planning. Tax planning incurs significant costs for companies and shareholders and plays a crucial role in financial decision-making. Additionally, this article explores the effects of tax planning on company performance and valuation. For instance, research suggests that tax avoidance can reduce corporate transparency and incentivize managers to divert company resources for personal gain. Moreover, studies indicate a negative relationship between effective tax rates and stock prices, suggesting that tax reduction can diminish stock value.

MATERIALS AND METHODS

This research is applied in nature with a descriptive (non-experimental), correlational approach, predicting changes in the dependent variable based on changes in independent and moderator variables. Regression analysis is employed to test hypotheses. Data is gathered through library and field studies, utilizing common software from the Tehran Stock Exchange, including Rahavard Novin. Collected data is organized and analyzed using Excel and EViews software.

Data collection methods include:

1. **Library Method:** Gathering theoretical foundations and research background from books, reputable journals, and articles.
2. **Documentary Method:** Collecting data through examination of financial statements available on the Tehran Stock Exchange and Rahavard Novin software.

The population comprises all companies listed on the Tehran Stock Exchange. Sample selection employs a systematic elimination method based on specific criteria:

- Listed on the stock exchange before 2014 and continuously listed until the end of 2018.
- Fiscal year ending in March without changes during the study period.
- Availability of information.
- Exclusion of investment companies, banks, and insurance companies due to their distinct nature.

- Inclusion of companies with positive pre-tax profits due to challenges in interpreting effective tax rates for loss-making firms.

After applying these criteria, 148 companies were included in the study.

RESULTS AND DISCUSSION

The study investigates the impact of tax planning on firm value, moderated by board characteristics in the Tehran Stock Exchange. Results support the first hypothesis, revealing a significant positive relationship between tax planning and firm value, measured through effective tax rates. This finding contrasts with prior studies (Kavala and Mohez, 2019; Tarmidi and Sari, 2019; Jabarzadeh Kangarloo et al., 2018), which suggested negative associations between effective tax rates and stock prices.

Additionally, control variables such as firm size and asset returns show positive coefficients, signifying significant relationships with firm value. The Durbin-Watson statistic confirms error independence, while an adjusted R-squared value of 0.854 indicates that 85% of the variation in firm value is explained by model variables.

Findings from the second hypothesis indicate that board size negatively moderates the tax planning-firm value relationship. Larger boards with reduced flexibility may diminish managerial inclination towards tax planning. Conversely, the third hypothesis demonstrates that board independence positively moderates this relationship, enhancing tax planning and firm value. Moreover, the fourth hypothesis reveals that CEO duality negatively moderates the relationship, limiting CEO discretion and reducing tax planning effectiveness. Lastly, the fifth hypothesis highlights that gender diversity on boards positively moderates tax planning and firm value.

CONCLUSION

1. The study confirms a significant positive relationship between tax planning and firm value, suggesting potential and current investors prioritize companies with higher effective tax rates for potential higher value creation. Company managers should also emphasize tax planning strategies.
2. Investors are advised to exercise caution with companies exhibiting larger board sizes and CEO duality, which negatively impact tax planning and firm value.

3. Investment focus should be directed towards companies with board independence and gender diversity, as these factors positively influence tax planning effectiveness and firm value.

Keywords: Tax Planning, Company Valuation, Board of Directors Characteristics.

JEL Classification: G30, H26, H32.

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. 12, No. 45, Summer 2024
pp. 19-22

Research Paper

Designing a Model for Selecting Financing Sources of Iranian Industrial Enterprises with Fuzzy ISM-MICMAC Approach[1]

Mohsen Shafieyan[2], Mahdi Homayounfar[3], Maryam Ooshaksaraie[4], Mohammad Taleghani[5], Mehdi Fadaei[6]

Received: 2023/12/06 Accepted: 2024/05/26

INTRODUCTION

Financial security is paramount for industrial enterprises as it profoundly influences innovation expenditures, investments, enhances firm competitiveness, and augments market share by enabling full capacity utilization. However, the financing mechanisms vary depending on the enterprise's operational environment and are often subject to constraints. In Iran, due to fundamental weaknesses in domestic and

1 10.22051/JFM.2024.34222.2473

2. Ph.D. Student, Department of Industrial Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. Email:mohsen.shns@gmail.com.

3. Assistant Professor, Department of Industrial Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. Corresponding Author. Email:homayounfar@iaurasht.ac.ir.

4. Assistant Professor, Department of Industrial Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. Email:maryam_ooshaksaraie@yahoo.com.

5. Associate Professor, Department of Industrial Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. Email:m.taleghani454@yahoo.com.

6. Assistant Professor, Department of Industrial Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. Email:fadaei@iaurasht.ac.ir.

international financing of industrial companies, a significant portion of these companies remains underfunded, leading to bankruptcies in some cases. Financial managers encounter various challenges in selecting the most appropriate financing method for their enterprises. This research aims to assist financial managers of industrial enterprises by presenting key micro and macro financial indicators in Iran to facilitate better decision-making regarding financing methods for their firms.

MATERIALS AND METHODS

This research utilizes a descriptive-survey method employing fuzzy interpretive structural modeling (ISM) – MICMAC approach to identify key financial indicators for industrial enterprises in Iran. Experts include financial experts and managers from small, medium, and large industrial enterprises in Guilan province, selected based on theoretical expertise, practical experience, willingness, and ability to participate in the research. A purposive sampling method identified twenty-three experts whose judgments were solicited through interviews and questionnaires. The validity of the questionnaire and measurement tools was assessed using validity criteria, employing content analysis for questionnaire validation.

Initially, 14 key financial indicators were identified through a review of relevant domestic research on enterprise financing and expert approval. Subsequently, experts completed a questionnaire to establish relationships between these indicators using triangular fuzzy numbers. Definite average values of expert judgments were obtained. A graphical model illustrating these relationships was developed, and MICMAC analysis determined the types of variables involved.

RESULTS AND DISCUSSION

According to the fuzzy ISM method, the indicators are categorized into different levels of influence on each other:

- First level: Restrictions on the use of financial instruments and legal restrictions.
- Second level: Mechanism of profit sharing of financial instruments.

- Third level: Risk associated with the source and volume of investment (financing), and financing time horizon.
- Fourth level: Cost of the financing process, expected return of the source, monetary policies of the central bank, and supervisory policies of the stock exchange organization.
- Fifth level: Credit status of the company.
- Sixth level: Optimal capital structure (cost of capital optimization) and risks related to financial instruments.
- Seventh level: Government financial policies.

MICMAC analysis revealed the following clusters:

- Dependent area (weak driving, high dependence): Restrictions on the use of funds of financial instruments, mechanism of profit sharing of financial instruments, and legal restrictions.
- Independent area (high driving, low dependence): Optimal capital structure, company's credit status, and government financial policies.
- Linkage area (high driving, high dependence): Source risk, investment volume, financing time horizon, expected return of the source, etc.

CONCLUSION

The research findings highlight that government financial policies exert the greatest influence on other financing indicators for industrial enterprises in Iran and play a central role in the internal connectivity analysis of these indicators. Therefore, government financial policies are crucial indicators for making key decisions in financing sourcing by industrial enterprises, prioritizing attention before other indicators in managerial decisions. Further analysis reveals that indicators such as restrictions on the use of financial instruments and legal restrictions form the foundational level in the fuzzy ISM model, indicating their fundamental impact across all other indicators. In contrast, indicators in the independent cluster, namely optimal capital structure, firm's credit status, and government financial policies, exert significant influence on other indicators while receiving minimal impact from them. Therefore, these indicators hold critical importance when selecting financing sources.

Additionally, indicators in the linkage cluster demonstrate substantial influence on other indicators and are highly influenced by them.

Given the limitation of the ISM method in weighting indicators, future research could integrate techniques like fuzzy analytical network process to prioritize these indicators. Exploring relationships within the fuzzy ISM model offers a deeper understanding of these indicators and their interrelationships.

Keywords: Financing, Industrial Enterprise, Fuzzy Interpretive Structural Modeling, MICMAC Analysis.

JEL Classification: C60، O25، L52، L16، G32.

COPYRIGHTS

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

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 12, No. 45, Summer 2024
pp. 23-26

Research Paper

Investor Sentiment Model based on Asymmetric Conditions of Strategies in Psychological Games of Stock Price[1]

Homayoun Khosravi Golmet Abadi[2] , Ali Asghar Taher Abadi[3] ,
Ataollah Mohmadi Melgharni[4] , Ahmad Ali Jadidiyan[5]

Received: 2023/05/11 Accepted: 2024/04/21

INTRODUCTION

Examining the sales volume of ordinary investors in the form of converging or diverging sentiment can be meaningfully related to the expected inflation modulating variable. Unintentionally, it can be placed in the flow of the chains of the information cascade of herding behavior by the currency market. According to the possible patterns of Barberis et al. (1998), the framework of optimism and pessimism of variable situations resulting from psychological and signal games of primary investors, this model can be used in a general form of patterns derived from continuous functions and around the stock market price mechanism according to the patterns of Bikhchandani et al. (1992). The importance of designing this model to maintain the measurement

1. 10.22051/JFM.2024.42711.2777

2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Sanandaj Branch, Islamic Azad University, Sanandaj, Iran. Corresponding Author. Email: khosravi homayoun@gmail.com.
3. Assistant Professor, Kangavar Branch, Islamic Azad University, Kangavar, Iran. Email: Tahrabay@yahoo.com.
4. Assistant Professor, Sanandaj Branch, Islamic Azad University, Sanandaj, Iran. Email:ataata.mm68@yahoo.com.
5. Assistant Professor, Kangavar Branch, Islamic Azad University, Kangavar, Iran. Email:ahjadidi53@gmail.com.

indicators of investors (Baker et al., 1997; Statman, 2011) in relation to the main theories and two approaches, from top to bottom related to exogenous factors and from bottom to top related to endogenous factors, is their psychology. The main issue of the research is related to modeling the expected and non-expected situations of primary investors in the form of selling and holding shares based on the Markov probability distribution in dynamic psychoanalytic games (DGPS) in accordance with the theories of Battigali et al. (2008) and Gina Kopelos et al. (1989), which are related to the updated beliefs of the first and second levels. The structural equation model data of this research was obtained in the period from the beginning of 2015 to the beginning of 2020 and within the framework of impulse correlations with three-factor models of Fama and French and four-factor models of Carhart (1995) in a coded process of reflected and related data. This data was collected with question items in accordance with the theory of Corbin and Strauss (1998). The findings of the research show one-way and two-way convergences in relation to the behavioral impulses of investors concerning the received signals from both currency and stock markets. People with currency market signals in an unexpected situation followed their signal in one direction. Conversely, in an expected signal situation, they followed two signals from the currency market and the stock market convergently. These findings of the comprehensive investor model can show a more optimal probability distribution for Banerjee's (1992) models in relation to less economically developed countries.

MATERIALS AND METHODS

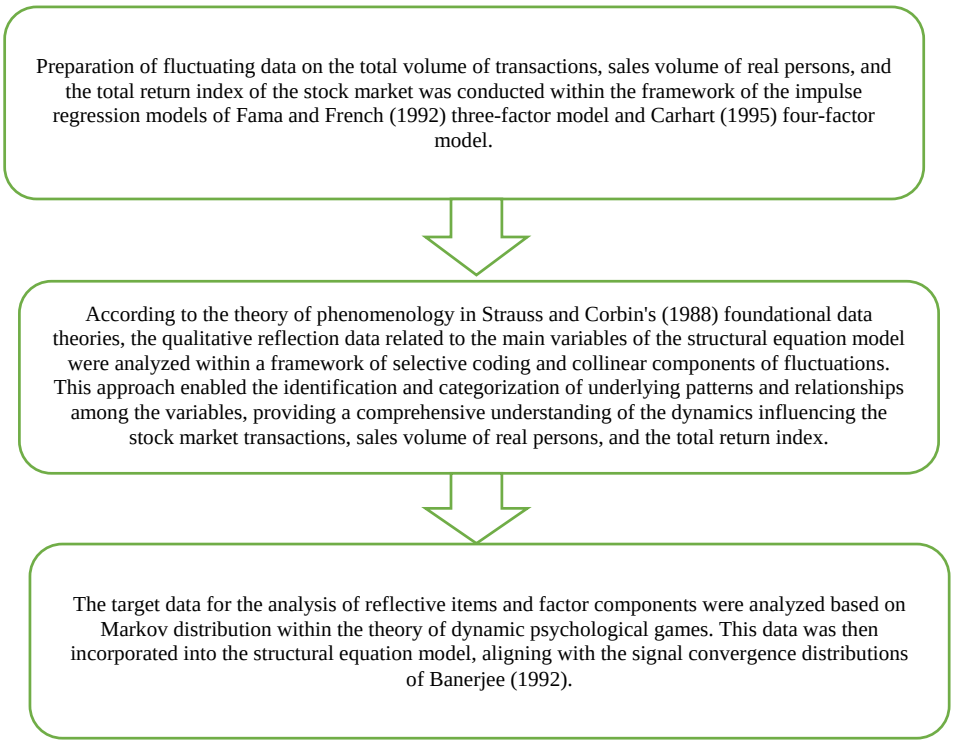
The purpose of this research is analytical and causal, with a retrospective approach in terms of practical results and the time dimension of the data. Data collection for this research was conducted through the Kodal website, Novavaran Amin Stock Exchange Data Service Company, and the Central Bank. During the screening of the statistical population, 73 sample companies from all the companies listed on the Tehran Stock Exchange were selected based on the following conditions:

a. The same financial periods
b. Full presence in the stock market
c. c) Certain availability of data related to the sales volume of natural persons along with other required data.

The target data collection model for analyzing the main and secondary hypotheses related to the research questions, and finally the factor analysis of reflective and question items, was conducted according to the theory of data phenomenology of the

foundation in accordance with the theories of qualitative and selective coding of Strauss and Corbin.

(1988) for use in Smart-pls and SPSS software in line with the following three basic steps:



RESULTS AND DISCUSSION

The analysis of the research model aligns with the main hypotheses related to structural equations and is based on the main theories of Bikhchandani et al. (1992), Christopher Zemsky (1998), and Banerjee (1992). The results of the three-part tests—structural model fit, measurement model fit, and general model fit of convergence validity—at two levels of identifiers and factor loading coefficients, according to the theory of Holland (1999), were used to confirm the main hypotheses and validate their standard values. In connection with the test of the sub-hypotheses related to the comparison of the main and sub-paths of the structural equation model of the research, the results show a significant difference in the exit of real investors from the capital market in both expected and unexpected situations. The analysis of the factorial component coded in relation to the reflective items of the structural equation model shows the separation of mass behavioral convergences in the form of dynamic patterns of investors' sentiments in expected and unexpected situations from cognitive biases. In unique time frames of optimism in currency and capital markets, real investors can

exhibit two-way convergence in the signals of these markets. Conversely, during periods of pessimism in the markets, the convergent behavioral impulses of individuals appear in the form of one-way signals.

CONCLUSION

The collective behavior of investors is shaped by a shared belief directly linked to their sentiments, influencing fluctuations in the stock price index through collective actions and distinct impulses. This study aims to develop and generalize an updated model of mass behavior based on Barberis' investor sentiment model and the framework of dynamic psychological games (DGPS), which considers cognitive biases and the impact of general and macroeconomic factors.

Indicators measuring investor sentiment primarily include total transaction volume and liquidity in the capital market, aligning with studies by Barberis et al. (2008) and Malcolm Baker and Jeremy Stein (2004) on investors' reactions under low and high sentiment conditions. Exogenous factors contributing to emotional states of optimism and pessimism are defined, alongside endogenous factors like risk aversion and unique risk-taking behaviors.

The research expands Banerjee's (1992) probability distribution model by integrating a cyclical and dynamic investor sentiment model rooted in psychological theories of mass behavior. This model addresses optimistic and pessimistic scenarios in both stock and related markets. The comprehensive model aims to define components for measuring investor sentiment, building on Baker et al. (2007), and understanding collective behaviors described by Bikhchandani et al. The model adapts to contemporary market dynamics, providing a nuanced definition of one-way and two-way convergences in relation to investor transaction volumes and the participation of ordinary investors.

The findings reveal that when stock and currency markets exhibit minimal fluctuations, herding behavioral chains converge unidirectionally around market price mechanisms. In contrast, during periods of greater market volatility, these convergences become bidirectional, aligning with theories such as Modigilini and Chan (1979), Fama (1981), and Campbell et al. (2004) on monetary illusions.

Keywords: Herding behaviors, Investor sentiment model, Dynamic psychological games, Momentum, Asymmetric strategies.

JEL Classification: C92, C63, C73, C36, C57.

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. 12, No. 45, Summer 2024

pp. 27-28

Research Paper

Designing a Model for Predicting Valuation of Block Trade Transactions with a Focus on GRU Artificial Neural Network in the Industry in Metal industries, Automobile and Parts manufacturing, Materials and Pharmaceutical products[1]

Adeleh Bahreini[2], Maryam Akbarian Fard[3], Mehdi Khoshnood[4]

Received: 2023/07/23 Accepted: 2024/01/20

INTRODUCTION

The comprehensive model incorporates all factors influencing the prediction of block transaction valuations in the capital market, including industry-specific characteristics. This approach aims to minimize risk and maximize returns, thereby enhancing market efficiency and effectiveness, fostering economic growth and development. By developing a GRU artificial neural network model, this study focuses on predicting block transaction valuations for buying and selling block shares. The primary research question investigates whether the GRU neural network model is a suitable framework for forecasting block stock pricing across industries and whether consistent results regarding the impact of financial indicators on block transactions are observed at the industry level. To address this, the study first reviews theoretical foundations related to block transactions in the capital market, identifying key factors affecting transaction valuations as outlined in the theoretical literature. Subsequently, the research background is discussed. The methodology section outlines the population and statistical sample, research questions, and operational definitions of variables. Following this, the study presents the estimation and experimental results based on the GRU neural network model for predicting block transactions in industries. Finally, conclusions and recommendations are provided in the concluding section.

1 10.22051/JFM.2024.44487.2847

2. Ph.D. Student, Department of Finance Engineering, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. Email:adelehbahreiny@gmail.com.
3. Assistant Professor, Department of Accounting, Somehsara Branch, Islamic Azad University, Somehsara, Iran. Corresponding Author. Email:maryamakbaryan1402@gmail.com.
4. Assistant Professor, Department of Accounting, Rudsar and Amlesh Branch, Islamic Azad University, Rudsar, Iran. Email: khshnood.mehdi42@gmail.com.

RESEARCH METHOD

The data for block transactions was collected using the Kodal network and by studying financial statements through the new Rahavard software. Transaction data from the exchange board was obtained using the Information Site of the Tehran Stock Exchange Technology Management Company and TSE Client software. After gathering data using these software tools, functions within the software were employed to calculate research variables by inputting information into Excel. The statistical method chosen for analysis is artificial neural networks. This method aims to determine whether the research variables significantly impact the valuation of block transactions in the capital market. Calculations, predictions, and optimization using the artificial neural network employ the backpropagation algorithm within Python software. Subsequently, a new dataset serves as the benchmark for training and testing various machine learning algorithms. The study utilizes the GRU neural network architecture to conduct research. In the fourth step, the aforementioned variables are integrated into the artificial neural network model to derive an optimal model for predicting block transactions, and prediction errors are computed accordingly.

ANALYSIS AND EVALUATION OF RESULTS

To evaluate performance and demonstrate prediction effectiveness, the root mean square error (RMSE) measure is utilized, which accurately reflects prediction accuracy. Specifically, the GRU recurrent neural network model predicts block transaction valuations after excluding specified variables. Each block transaction dataset includes transaction data from 20 days prior to and 5 days following the transaction day. The network error is assessed using MSE and RMSE criteria, and accuracy percentages of the model are compared. Long Short-Term Memory (LSTM) and GRU neural networks are designed to address the limitations of recurrent neural networks by learning long-term dependencies. These networks are effective across a wide range of problems and have become popular in various research fields, particularly in predicting block transaction valuations.

FINDINGS

Industry managers of companies listed on the Tehran Stock Exchange, equipped with an understanding of how this model influences block transaction valuations, can manage price fluctuations of block shares. This capability helps mitigate investment risks and, consequently, reduces financing risks for the company. At the industry level, the impact of financial indicators on block transaction valuations varies across different sectors. This diversity underscores the independence of industries from each other in terms of their financial dynamics and market behaviors.

ORIGINALITY /VALU

In the model presented, measuring the valuation of block transactions aids industry managers in the stock market, as well as users, shareholders, and owners of shares, in making more informed evaluations of pricing.

Keywords: Stock Returns, BlockTrade Transaction Valuation, Industry, Deep Learning Neural Networks, GRU Model.

JEL Classification: G12, L16, C45.

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. 12, No.45, Summer 2024

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. 12, No. 45

Summer 2024