بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال هشتم– شماره (۳۱)– زمستان ۱۳۹۹

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

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

دانشگاه الزهرا (س) – دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

صاحب امتیاز : دانشگاه الزهرا (س)

سردبیر: ابراهیم عباسی

مدیر مسئول : محمدرضا رستمی

مدیر داخلی : مریم مقدس بیات

کارشناس اجرایی : اعظم امیری خواه

ویراستار فارسی: علی رضایی

ویراستار انگلیسی: مجتبی رجبی

تدوین و صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده علی‌آبادی

طراح جلد: حدیث کریمی

چاپ: انتشارات فرگاهی

دوره چاپ :فصلنامه

شمارگان: ۱۰ جلد

شماره شاپا: ۳۲۱۴-۲۳۴۵

نشانی : تهران- میدان شیخ بهائی – خیابان ده ونک- دانشگاه الزهرا (س)- کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

آدرس الکترونیکی نشریه:

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

تلفن: ۰۲۱-۸۸۲۱۲۵۷۸

اعضای هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

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

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

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

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

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

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

رسالت فصلنامه:

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

اهداف فصلنامه:

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

محورهای مقالات:

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

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

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

۱. شکل مقاله

مقاله در محیط نرم‌افزاری word، اندازه صفحه A4 (حاشیه‌ها از بالا ۴، پایین۵، چپ ۴ و راست ۵ سانتیمتر)، فونت فارسی متن B Zar 12 و فونت انگلیسی Times New Roman 11 و با فاصله ۱ سانتیمتر بین خط‌ها صرفا از طریق سایت http://jfm.alzahra.ac.ir ارسال شود.

۲. ساختار مقاله

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

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

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

۳. ارجاع‌های درون متنی

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

٤. منابع

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

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

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

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

٥. عنوان نمودارها و جداول

عنوان جداول در بالای آنها و عنوان نمودارها در زیر هر نمودار درج شود. برای شماره‌گذاری از شماره ١ (عددی) تا ... استفاده شود.

٦. سایر موارد

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

فهرست مطالب

عنوان	نویسنده	صفحه
سطح آستانه نرخ ارز اثرگذار بر ثبات مالی بانک‌های ایران	تیمور محمدی عباس شاکری مهدی تقوی حسن سامانی پور	۱-۲۲
ارزیابی عملکرد راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده در بورس اوراق بهادار تهران	عبداله خانی محمود بت شکن بابک اطهری	۲۳-۵۰
بررسی نقش منابع اطلاعاتی بر رابطه میان ویژگی‌های شخصیتی و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی در بورس اوراق بهادار تهران	محمد حسن ابراهیمی سروعلیا میثم امیری محمدرضا معراجی	۵۱-۸۲
تحلیل بنیادی رفتار هزینه‌ها از بعد کارکرد و ماهیت و اثر آن بر دقت برآورد سود هر سهم	علی شیرزاد محمدجواد ساعی فرزانه نصیرزاده	۱۱۰-۸۳
بررسی تأثیر توانایی مدیریتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه‌گذاری	احمد خدامی‌پور علیرضا رحیمی عارف فروغی	۱۳۴-۱۱۱
انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی سهام	منیژه رامشه عاطفه جنتی منظری	۱۳۵-۱۵۶
الگویی برای شناسایی عدم اطمینان و افزایش انعطاف در تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای با رویکرد اختیار سرمایه‌گذاری (مطالعه موردی: نیروگاه برق فتوولتاییک جنوب اصفهان)	محمد مشهدی زاده محسن دستگیر سهیل سلحشور	۱۵۷-۱۸۶
بررسی تأثیر حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری بر اشتیاق سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران	راهبه برومند منصور گرکز پرویز سعیدی علیرضا معطوفی	۱۸۷-۲۱۲
بدهی دولت به بانک‌های تجاری و شکنندگی مالی	محمد قدمیاری	۲۱۳-۲۳۴
برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی با استفاده از سنجه‌های MES و CoVaR	عبدالرضا شاکری نگار خسروی پور سیده محبوبه جعفری	۲۳۵-۲۵۶

راهبرد مدیریت مالی

سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۲۲-۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۹/۰۲
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۱۱/۲۹
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۲/۰۶

مقاله پژوهشی

سطح آستانه نرخ ارز اثرگذار بر ثبات مالی بانک‌های ایران[۲۱]

تیمور محمدی[۳]، عباس شاکری[۴]، مهدی تقوی[۵] و حسن سامانی پور[۶]

چکیده

عملکرد بانک‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد زیان انباشته بانک‌ها از مرز خطر فراتر رفته است که این امر ثبات شبکه بانکی را تهدید می کند. برخلاف تصور عامیانه، افزایش نرخ ارز وضعیت بانکها را بهبود نمی‌دهد و مقاله فعلی در جهت پاسخگویی به این پرسش تهیه شده است که آیا با افزایش نرخ ارز، بانکها در شرایط باثبات مالی قرار خواهند گرفت یا اینکه برای این امر آستانه مشخصی وجود دارد، هدف مقاله کنونی بررسی ثبات مالی بانکی و برآورد سطح آستانه نرخ ارز اثرگذار بر آن می‌باشد. لذا با به کار گیری مجموعه ای از متغیرهای اقتصاد کلان از قبیل تورم، نرخ ارز، رشد تولید ناخالص داخلی و همچنین متغیرهای ترازنامه ای بانک‌ها منجمله سود، حقوق صاحبان سهام، مطالبات غیر جاری و وام(تسهیلات) به بررسی ثبات مالی بانکی می پردازیم. بدلیل نقش کلیدی و لنگر بودن نرخ ارز در مطالعه صورت گرفته با تمرکز بر این متغیر از منظر جهت و اندازه تأثیر ، سطح آستانه نرخ ارز اثرگذار بر ثبات‌مالی بانکها برآورد می‌شود.

الزاماً افزایش بی حد و مرز نرخ ارز، وضعیت بانکها را بهبود نمی‌دهد و با صعود نرخ ارز از ۱۲,۲۶۰ ریال در سال ۱۳۹۱ میزان ثبات مالی بانکها روند نسبتاً ثابتی را طی می کند و با افزایش نرخ ارز تا سطح آستانه ۴۲,۴۷۵ریال این روند ادامه می‌یابد لیکن پس از آستانه مورد اشاره، ثبات مالی بانکی تغییر جهت می‌دهد بدین معنا که عبور نرخ ارز پس از سطح آستانه ۴۲,۴۷۵ ریال منجر به کاهش ثبات گردیده است. در این پژوهش برای برآورد پارامترهای مدل، روش گشتاورهای تعمیم یافته درقالب مدل پنل پویا مورد استفاده واقع شده و ۳۱ بانک کشور در دوره زمانی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷مورد مطالعه قرار گرفته است.

واژه های کلیدی: نرخ ارز- آستانه- ثبات مالی- بانک- شاخص
طبقه‌بندی موضوعی: E31, E430, G21

---

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده چهارم در دانشگاه علامه طباطبائی تحت عنوان " محاسبه شاخص ثبات بانکی (Z-Score) و ارزیابی عوامل موثر بر آن در چارچوب نظارت احتیاطی کلان " می‌باشد.

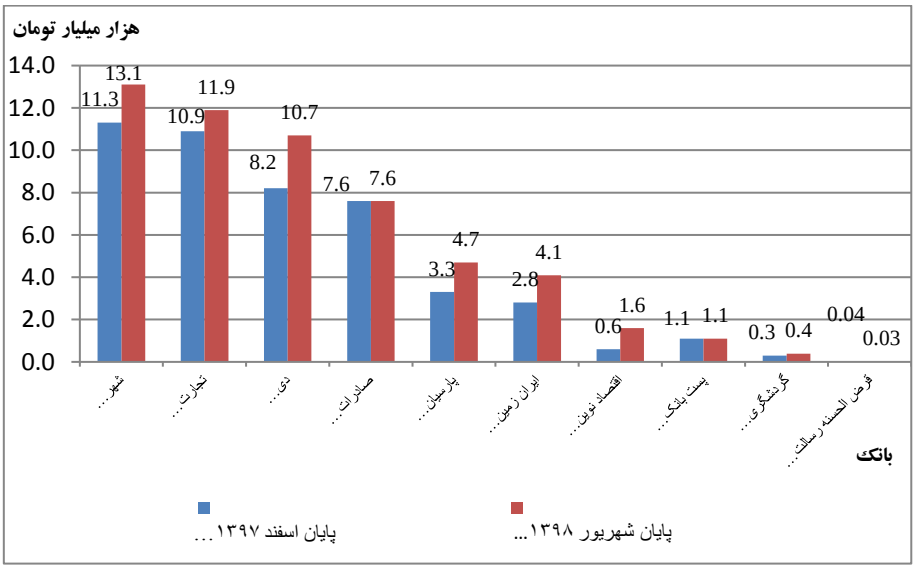
۲. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.29180.2261

۳. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، نویسنده مسئول، Email: atmahmadi@gmail.com
٤. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، Email: shakeri.abbas@gmail.com
۵. استاد(بازنشسته) دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، Email: m-tagavi@yahoo.com
٦. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه علامه طباطبائی، Email: samanipour@yahoo.com

مقدمه

در طول سه دهه اخیر، چندین بحران بانکی در کشور به وقوع پیوسته است و لیکن بدلیل وجود قدرت حمایت دولت و بانک مرکزی عملا" ورشکستگی بانک‌ها بصورت برجسته اتفاق نیفتاده است به عنوان مثال می‌توان به نقش مهم بانکها در اقتصاد ایران برای انجام واردات برای شرکتها و کارخانجات اشاره نمود زیرا این امر به منابع بانکی بستگی دارد که متعاقباً باعث حمایت بالای دولت و به تبع آن بانک مرکزی از بانک‌ها گردیده است. اثرات وجود دوره‌های بی ثباتی در سیستم بانکی منتج به پیامد های نامطلوب و عدم ثبات به شکلهای مختلف از جمله افزایش نرخ ارز، تورم، نرخ بهره بانکی، نرخ بهره وام‌های بین بانکی و افزایش مطالبات معوق بانک‌ها می‌شود. از این رو برای جلوگیری از وقایع عنوان شده، ارزیابی و بررسی ثبات مالی بانکی و عوامل موثر بر آن دارای اهمیت می‌باشد.

در میان بانک‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران، زیان انباشته بانک‌های شهر، تجارت، دی، صادرات، پارسیان، ایران زمین، اقتصاد نوین، پست بانک، گردشگری و قرض الحسنه رسالت اغلب روند فزاینده ای یافته‌اند. بررسی‌ها در خصوص اطلاعات منتشر شده بانکهای مذکور نشان می‌دهند زیان انباشته ده بانک فوق با گذر از مرز خطر بر بی ثباتی شبکه بانکی موثر واقع می‌شوند.



نمودار ۱. زیان انباشته ۱۰ بانک فعال در بازار بورس اوراق بهادارتهران

منبع: سایت کدال

در نمودار(۱) زیان انباشته بانکهای مورد اشاره در پایان شهریور ۱۳۹۸ و انتهای سال ۱۳۹۷ آمده است لذا ملاحظه می‌شود زیان انباشته این بانکها در شش ماه اول سال جاری اغلب بیش از رقم مربوطه در پایان سال ۱۳۹۷ می‌باشند این امر بی ثباتی مالی در سیستم بانکی را نشان می‌دهد که ادامه این روند، انحراف در اهداف اقتصاد کلان را در پی خواهد داشت.

مطالعه ثبات مالی و آشفتگی بانکی و عوامل موثر بر آن موضوع با اهمیتی می‌باشد. زیرا اولاً می‌تواند توانایی ناظران و تنظیم کنندگان برای پیش بینی و مدیریت ریسک های اساسی را افزایش دهد و آنها را قادر می سازد تا با مدیریت، هماهنگی و نظارت کارا با ریسک های مترتب بر آن مقابله نمایند. ثانیاً ناظران قادر خواهند بود به صورت موثر، سیستم بانکی سالم و بی ثبات را تشخیص دهند تا در زمان مناسب در مورد موسسات دارای مشکل، اقدام مناسب را به انجام برسانند. ثالثاً هزینه نجات برای یک بخش بانکی که از شوک های مضر رنج می برد را کاهش می‌دهد. رابعاً بحران در بخش بانکی ممکن است بحران های دیگری را ایجاد نماید و از طریق سایر بخشها گسترش پیدا کرده که متعاقباً موجب خسارت به اقتصاد خواهد شد لذا از وقوع بحران در سایر بخشها نیز ممانعت به عمل می آید.

نکته حائز اهمیت در این پژوهش و تفاوت آن با سایر پژوهشهای مشابه صورت گرفته شده به نقش کلیدی نرخ ارز ارتباط دارد بدین مفهوم که نرخ ارز چه میزان بر ثبات مالی نظام بانکی موثر بوده و آستانه این تأثیرگذاری چقدر است؟ لذا در جهت شناخت عوامل موثر برثبات مالی سیستم بانکی ایران با تاکید بر نرخ ارز و آستانه اثرگذار آن اقدام می نماییم. در واقع با توجه به دوره مورد مطالعه(سال های۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷) و اطلاعات متغیرهای شبکه بانکی وکلان اقتصاد که در دسترس قرار دارند با شناسایی عوامل موثر بر ثبات ۳۱ بانک کشور، تمرکز بیشتر بر آنها و تعیین میزان اثرگذاری عوامل موثر بر مدل از بی ثباتی مالی بانکی منتج به بحران بانکی وعدم تحقق اهداف اقتصاد کلان جلوگیری می نماییم. از این رو با مطالعه شاخص ثبات مالی بانکی، عوامل موثر بر شاخص معرفی شده و سطح آستانه نرخ ارز اثرگذار، شناسایی و تعیین می‌شود.

در ادامه این مقاله، فرضیه، سوال اصلی و مبانی نظری پژوهش در زمینه ثبات مالی بانکی و نرخ ارز بیان می‌شود. سپس مروری بر پیشینه پژوهش می نماییم و بعد از آن، روش شناسی، جامعه آماری، دوره زمانی، روش گردآوری اطلاعات، متغیرها، محدودیتها و یافته های پژوهش را خواهیم داشت و بخش پایانی به نتایج و پیشنهاد مربوطه اختصاص دارد.

مبانی نظری پژوهش

در ارتباط با این پژوهش، یک فرض و یک پرسش وجود دارد که به دنبال آزمون فرضیه و پاسخ به آن هستیم درواقع، فرضیه ما این است که نرخ ارز بر ثبات مالی شبکه بانکی موثر می‌باشد

و درپی پاسخ به این سوال هستیم تا آستانه نرخ ارز اثرگذار بر ثبات مالی شبکه بانکی را بدست آوریم.

اگرچه ثبات مالی یک نقش کلیدی در اقتصاد ایفا می‌کند اما امروزه تعریف واحدی برای ثبات مالی وجود ندارد. گِردروپ (۲۰۰۳)[1] پس از حذف اثر بدهی‌های بخش غیرمالی و مولفه‌های اقتصاد کلان، از شاخص‌های بانکی (تعداد بانک‌ها، شاخص‌های ترازنامه‌ای) و شاخص‌های بازار (قیمت دارایی‌ها) به عنوان عوامل تعیین‌کننده بحران نروژ یاد می‌کند.

در مطالعات نلسون و پرلی (۲۰۰۵)، بانک مرکزی اروپا(۲۰۰۵) و وَن دِن اِند(۲۰۰۶)[2] آمده است که به دلیل تعاملات بین واسطه‌گری مالی بانکی و غیربانکی علاوه بر اطلاعات ترازنامه‌ای، به اطلاعات بازار نیز نیاز داریم لذا به چند ویژگی شاخص‌های ترکیبی مناسب اشاره شده است این شاخص‌ها، در صورت اجرای تحلیل در کشورهای مختلف باید در سطح بین‌المللی قابل‌قیاس باشند. گرسل و هرمانِک(۲۰۰۶)[3] خاطر نشان می‌کنند که تفاوت‌های استانداردهای حسابداری ملی، مقایسه بین‌کشوری برخی از شاخص‌های کلیدی سلامت مالی صندوق بین المللی پول را غیرممکن کرده‌اند.

در مطالعات مرسیکا، شاتک و ولف[4](۲۰۰۷)، شاخص ثبات به صورت $z = \frac{\overline{ROA}+\overline{E/A}}{\sigma_{ROA}}$ می باشد درشاخص مورد اشاره، میانگین نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی با $\overline{E/A}$، میانگین بازدهی دارایی‌ها(درآمد خالص بردارایی‌ها) با نماد $\overline{ROA}$ و انحراف استاندارد به شکل σ_{ROA} نمایش داده می‌شوند سپس برای هر بانک می‌توان محاسبه فوق را انجام داد و مقدار z-score بالاتر نشان دهنده ریسک بالاتر می‌باشد.

لپتیت، نیس، رس و تارازی[5](۲۰۰۸) رابطه بین ریسک بانک و تنوع تولیدات در بانک را بررسی کردند. لپتیت و همکاران[6](۲۰۰۸)در اندازه‌گیری ریسک بانک دو شیوه تقریباً مشابه را به کار بردند. روش مزبور در واقع تغییر متد بوید و گراهام[7](۱۹۸۶) می‌باشد لذا از فرمول (انحراف استاندارد/(میانگین ROE+۱))=ADZ استفاده کردند که در آن ADZ همان شاخص ثبات و ROE بازدهی حقوق صاحبان سهام هستند.

---

1 . Gerdrup
2 . Van den End
3 . Gersl and Hermanek
4 . Mercieca, Schaeck & Wolf
5 . Leptit, Nys, Rous & Tarazi
6 . Leptit & et al.
7 . Boyd & Graham

جان و کیک[1](۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های سیستم بانکی و موسسات مالی کشور آلمان و بر پایه آمارهای سال های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ با بکارگیری تکنیک رگرسیون پنل به ارائه یک شاخص ثبات بانکی پرداختند، آنان در راستای ادبیات موضوع پژوهش با بکارگیری شاخص‌های آگاهی دهنده(آینده نگر[2]) از قبیل نرخ رشد شاخص بازار سهام مربوط به بخش بانکی، احتساب عدم توانایی پرداخت بدهی (احتمال نکول) در سطح بانک و حاشیه سود اعتباری[3] به ارائه شاخص ثبات بانکی پرداختند لذا ازمعادله رگرسیونی استفاده نمودندکه متغیر وابسته $y_{i,t}$ شاخص ثبات برای سیستم بانکی در سطح هر بانک i در زمان t را نشان می‌دهد و ارزش با وقفه آن نیز در سمت راست مدل وارد می‌شود زیرا ثبات بانکی هر دوره از ثبات بانکی دوره قبل تأثیر می پذیرد ضمناً متغیرهای توضیحی احتیاطی کلان از قبیل قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص و متغیرهای کنترل بانکی منجمله لایبور سه ماهه، نسبت حجم پول به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی را مورد استفاده قرار دادند.

طبق نظر بورخیس و نابی[4](۲۰۱۳) نسبت Z-Score به عنوان شاخص مناسب برای بررسی سلامت و ثبات مالی بانکی می‌باشد زیرا این نسبت به صورت معکوس با احتمال ورشکستگی بانک مرتبط می‌باشد. آنان Z-Score رابه صورت $Z = \frac{\mu+K}{\sigma}$ در نظر گرفتند که μ میانگین بازدهی دارایی‌های بانک(ROA) میباشد K بیانگر سرمایه پرداخت شده برحسب درصد کل دارایی‌ها و σ انحراف استاندارد ROA به عنوان یک جایگزین برای نوسان بازدهی می‌باشد. برطبق نظر آنها، احتمال ورشکستگی(کم مایگی) براساس احتمال بالا رفتن زیان بیش از میزان حقوق صاحبان سهام تعریف می‌شود بنابراین، افزایش شاخص مورد اشاره معادل کاهش درریسک بانک می‌باشد.

بنابر نظرات بک، دمیرگوک- کونت و مروچ[5](۲۰۱۳) سلامت بانکی به وسیله Z-Score اندازه‌گیری می‌شود که شامل میانگین بازدهی سرمایه بعلاوه نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی[6] تقسیم بر انحراف استاندارد بازدهی دارایی‌هاست.

---

1 . John & Kick
2 . Forward Looking
3 . Credit Spread
4 . Bourkhis & Nabi
5 . Beck, Demirguc-Kunt & Merrouche
6 . Equity Divided Assets

جاسمینا پوپووسکا[1](۲۰۱۴)به منظور مدل سازی ثبات مالی در بخش بانکی کشور مقدونیه، یک شاخص ثبات مالی را معرفی می نمایند. شاخص مزبور بر اساس عوامل اصلی ثبات مالی بر مبنای کمل[2] بنا نهاده شده است.

بوجیانگ[3](۲۰۱۴) برای سیستم بانکی چین در زمان t نسبت کل مطالبات غیرجاری را با توجه به این که $0 \leq NPLR_t \leq 1$ می‌باشد با به کارگیری ارزش تغییر یافته y_t به جای $NPLR_t$ به صورت متغیر وابسته $y_t = \ln\{\frac{1-NPLR_t}{NPLR_t}\}$ معرفی نمود. $-\infty < y_t < +\infty$ می‌باشد بنابراین $NPLR_t$ به صورت منفی با y_t مرتبط می‌گردد این بدین معنی است که y_t بالاتر نشان دهنده موقعیت ریسک اعتباری بهتر می‌باشد و برعکس، y_t پایین تر بیان کننده ریسک اعتباری بدتر خواهد بود ضمناً y_t به وقفه هایش و به متغیرهای اقتصاد کلان با n وقفه وابسته می‌باشد.

پیشینه پژوهش

بانک‌ها همواره با ریسک های متعدد و متنوعی از قبیل ریسک نوسانات نرخ ارز یا ریسک پول ملی مواجه بوده اند آنها تلاش می‌کنند تا ریسک های مترتب بر خود را شناسایی و تحت مدیریت قرار دهند لیکن گستردگی و تنوع فعالیت بانک‌ها توأم با خدمات پیچیده مالی، اعتباری و بین المللی، مواجهه با ریسک را اجتناب ناپذیر می‌نماید. طبق مطالعات ساندرز[4] (۱۹۹۰)، دست یابی به سود با افزایش درآمد، کاهش هزینه‌های بانک‌ها و تغییرات نرخ ارز مرتبط است. بر اساس نظر گلکینسون[5](۱۹۹۲)، اثر نوسانات در نرخ ارز بر عدم ثبات بانکها مشهود می‌باشد ونمی‌توان با متدهای مدیریت ریسک نسبت به حذف تأثیر نوسان نرخ ارز اقدام نمود و برای این منظور می‌توان با استفاده از فعالیت های خارج تراز نامه، ریسک تغییرات نرخ ارز را تقلیل داد.

پایتختی اسکویی(۱۳۷۴) با این هدف که نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی چگونه موثر می‌باشد با استفاده از تقاضای کل و از طریق خالص صادرات با ارائه معادلات همزمان در قالب یک مدل و با برآورد 3SLS به مطالعه در خصوص میزان اثر گذاری نرخ ارز و نوسانات

---

1 . Jasmina Popovska
2 . CAMELS
3 . Bojiang
4 . Saunders
5 . Gilkenson

آن بر شاخص قیمت سهام پرداخت نتایج مطالعات وی بیانگر آن است که نرخ ارز واقعی بروی سرمایه گذاری بخش خصوصی بی اثر می‌باشد و بصورت غیرمستقیم از طریق تقاضای کل اثر ناچیزی بر آن دارد در واقع با افزایش نرخ ارز، تقاضای سفته بازی فزونی می‌یابد و متعاقباً درآمد ملی نیز افزایش خواهد یافت این امرباعث می‌شود تا سرمایه گذاری کل(دربرگیرنده سرمایه گذاری بخش خصوصی و دولتی) افزایش یابد.

جاوید و فاروق[1] (۲۰۰۹) در مطالعات خود با بررسی رابطه نرخ ارز و عملکرد اقتصاد داخلی با بکارگیری مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده در بلندمدت، حساسیت عملکرد اقتصاد داخلی به نوسانات نرخ ارز را برشمرده اند. طبق نظر آنها رابطه بلند مدت مثبت بین رشد اقتصادی و نوسان نرخ ارز مورد تأیید قرار گرفت.

زمانزاده(۱۳۹۰) در مطالعاتش بیان می‌نماید با توجه به این که در اقتصاد ایران نرخ ارز در طی یک دهه کاهش یافته است. این امر منجر به کاهش اشتغال و تولید گردیده است و از آنجاییکه نرخ تورم بالا در اکثر سالها مشهود می‌باشد حتی با پایین آمدن نرخ واقعی ارز در بلند مدت از میزان تورم نخواهدکاست. بنابر این با هدف مدیریت نرخ ارز و کاهش نرخ آن عملاً در فرآیند زمانی بلند مدت روند نرخ ارز بصورت صعودی نمایان خواهد شد.

شایگانی و عبدالهی آرانی(۱۳۹۰) با بکارگیری داده‌های آماری سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ برای یازده بانک دولتی، هشت بانک خصوصی و یک موسسه مالی و اعتباری با استفاده از معیار Z به صورت $Z=\frac{K+\mu}{\sigma}$ به بررسی ثبات بانکی پرداختند که Z نشان دهنده شاخص ثبات، K ارزش خالص دارایی‌ها بصورت درصدی از دارایی‌ها، μ متوسط بازدهی به عنوان درصدی از دارایی‌ها و σ انحراف معیار بازده دارایی‌ها می‌باشند لذا اثرمتغیرهای مستقل شامل: دارایی، نسبت وام به دارایی، نسبت هزینه به درآمد، نسبت دارایی‌های بانک‌های خصوصی به کل دارایی‌های سیستم بانکی، نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی حقیقی و نرخ ارز بر شاخص ثبات مالی بانک‌های مورد اشاره را بررسی کردند.

محقق نیا و همکاران (۱۳۹۱) با مطالعه در خصوص ارتباط نوسان های نرخ ارز و بازده صنعت بانکداری شامل ۹ بانک که سهامشان در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار می‌گیرند در سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ به این نتیجه رسیدند که نوسانات نرخ برابری دلار آمریکا در مقابل

---

1 . Javed, and Faroog

ریال و قیمت سهام این بانک ها دارای رابط معنی داری با یکدیگر نیستند. به عقیده ایشان عدم اطلاع دقیق و تحلیل مناسب سرمایه گذاران از میزان تأثیر این نوسانات بر ارزش این شرکت ها به دلیل افشای ناکافی وضعیت باز ارزی و این که بانک‌ها توانسته اند با روش های متنوع مصون‌سازی طبیعی، نوسان‌های نرخ ارز را کنترل کنند باعث گردیده تا اثر نوسانات نرخ ارز بر ارزش بانکها کاهش یابد.

گیانلیس[1](۲۰۱۱) با بررسی دلایل نوسانات نرخ ارز در کشورهای منتخب به این نتیجه رسید که منشاء نوسانات نرخ ارز به اقتصاد بخش پولی و مالی باز می‌گردد و این امر در کشورهای فرانسه، ایتالیا و اسپانیا بدلیل شوک های پولی می‌باشد.

دن‌مولا[2] (۲۰۱۳) با مطالعه تجربی در خصوص نحوه ارتباط تغییرات نرخ ارز با تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در کشور نیجریه به این نتیجه رسید که نوسان نرخ ارز بروی تورم دارای اثر منفی بوده لیکن نرخ ارز در بلندمدت بروی رشد تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادی تجاری دارای اثر مثبت می‌باشد.

محرابیان و چگنی(۱۳۹۳) به پژوهش پیرامون اثر نرخ ارز و نوسانات آن بر شاخص قیمت سهام در ایران در خلال فروردین ۱۳۸۰ تا خرداد ۱۳۹۱ پرداختند نتایج مطالعات آنها نشان می دهد بین نرخ ارز، نوسانات آن و شاخص قیمت سهام رابطه تعادلی بلندمدت به صورت معنی دار برقرار می‌باشد ضمناً نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام دارای اثر منفی و نوسانات آن دارای اثر مثبت بر شاخص مزبور می‌باشد.

ذالبگی دارستانی(۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های ۲۵ بانک در طی سال های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ و با بکارگیری شاخص ثبات بانکی Z بصورت $Z=\frac{K+\mu}{\sigma}$ عوامل موثر بر ثبات بانکی را بررسی کرد، در شاخص مذکور، K نسبت سرمایه به دارایی، μ نسبت بازدهی به دارایی و σ انحراف معیار بازدهی دارایی می‌باشند لذا با تفکیک شاخص ثبات بانکی به سه قسمت K/σ ، μ/σ و $\frac{K+\mu}{\sigma}$ با استفاده از متغیرهای برونزا از قبیل نسبت سرمایه به انحراف معیار بازدهی دارایی، نسبت سپرده به کل دارایی، لگاریتم کل دارایی هر بانک، سود آوری و تورم به تخمین مدل مورد نظر پرداخت.

---

1 . Giannellis
2 . danmola

لاگات[1](۲۰۱۶) با مطالعه در زمینه رابطه نرخ ارز و عملکرد بانکهای تجاری در بورس اوراق بهادار درکشور کنیا در خلال سالهای ۲۰۰۶ تا ۲۰۰۱۳ به رابطه مثبت و معنی دار بین نرخ ارز و شاخص عملکرد مالی دست یافت. یافته های او نشان می‌دهد با افزایش در نرخ ارز، رشد سود آوری بانک‌ها بهبود می‌یابد.

عزیز نژاد و کمیجانی (۱۳۹۶) تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر نوسانات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در ایران طی دوره سه ماهه اول سال ۱۳۸۰ تا سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۱را بررسی کردند و نتایج بیان کننده آنست که نوسانات نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران بروی تغییرات نرخ سود سپرده‌های کوتاه مدت با دوره زمانی‌کمتر از ۶ ماه دارای بالاترین تأثیر بوده است و پس از آن تغییرات نرخ حقیقی ارز، توضیح دهنده حداکثر تغییرات نرخ تورم در سطح تولید کننده می‌باشد ضمناًرشد اقتصادی در میان‌مدت به طور منفی و در کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور مثبت از تغییرات نرخ ارز متأثر می‌گردد و نوسان نرخ ارز بر تراز تجاری کشور با وقفه‌ای کوتاه موثر بوده و بدان آسیب می زند.

سادات برقعی و محمدی(۱۳۹۷) در پی پاسخ به این پرسش بودند که اگر شوکی به اقتصاد وارد شود و سبب تغییر نرخ ارز و قیمت‌ها گردد، انتقال نرخ ارز یعنی رابطه قیمت و نرخ ارز به چه میزان خواهد بود؟ پاسخ مزبور این بود که انتقال نرخ ارز که در اثر یک شوک خاص اتفاق می افتد با انتقال نرخ ارز که در اثر شوک دیگر اتفاق می افتد متفاوت است لذا آنها با بکارگیری یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران و داده های فصلی سال های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹درجه انتقال نرخ ارز به‌شرط هریک از شوک‌های وارد بر اقتصاد (شوک تکنولوژی، درآمد نفتی، تولید خارجی، تقاضای پول، نرخ بهره خارجی و سیاست پولی) را محاسبه کردند. نتایج نشان می‌دهند که بعد از شوک درآمد نفت و شوک تولید خارجی، بیشترین درجه انتقال نرخ ارز در بلندمدت مرتبط با شاخص قیمت مصرف کننده و کمترین میزان درجه انتقال مربوط به شوک تکنولوژی بوده است.

زمانی، جنتی و قربانی(۱۳۹۷) تأثیر نوسان های نرخ ارز بر عملکرد نظام بانکی ایران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته در محیط داده‌های تابلویی پویا مورد بررسی قرار دادند آنها شاخص‌های درآمد،کیفیت دارایی، نسبت بازده دارایی و نسبت مطالبات

---

1 . Lagat

معوق به کل تسهیلات پرداختی استفاده شده را به کار بردند، نتایج حاصله بیان کننده آن است که نوسان نرخ ارز بر بازده دارایی بانک‌ها معنی دار می‌باشد و نوسان نرخ ارز عاملی مهم و کلیدی در افزایش نسبت مطالبات معوق به کل تسهیلات پرداخت شده توسط بانک‌ها بوده است زیرا موجب ایجاد ریسک اعتباری و متعاقباً منجربه افزایش مطالبات معوق بانک‌ها گردید بنابراین نوسان نرخ ارز باعث ایجادبسترانواع ریسک‌ها از جمله ریسک معاملاتی، ریسک تبدیل، ریسک اعتباری، ریسک نرخ سود، ریسک نرخ تورم و امثالهم می‌شود که این موضوع در نهایت باعث کاهش سودآوری بانک‌ها می گردد.

ذوالفقاری و اسدی(۱۳۹۸) به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر ثبات بانکی پرداختند و یافته های آنها بیانگر تأثیر مثبت و معنی دار سرمایه اجتماعی برنظام بانکی کشور می‌باشد ضمناً متغیرهای نسبت سرمایه به دارایی و سرانه تولید ناخالص داخلی، تأثیر مستقیم و معنی دار و تسهیلات غیرجاری، تأثیر منفی بر بهبود ثبات بانکی دارد.

روش شناسی پژوهش

این پژوهش، در زمره پژوهشهای کاربردی قلمداد می‌گردد زیرا از نتایج یافته ها می‌توان برای سیاستگذاری در بانکها و اقتصاد کلان کشور بهره جست. طرح این پژوهش بصورت شبه تجربی و پس رویدادی است از این رو متغیر با اهمیت نرخ ارز و شاخص ثبات بانکی در یک الگوی مناسب تجربی به منظور بدست آوردن آستانه نرخ ارز به کار رفته اند لذا برای انجام این کار و به منظور گردآوری دادهها و اطلاعات مورد نیاز از روش کتابخانه ای استفاده شده است.

جامعه آماری و دوره زمانی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش۳۱ بانک کشور مشتمل بر بانکهای انصار، آینده، دی، اقتصاد نوین، گردشگری، قرض الحسنه مهر ایران، قرض الحسنه رسالت، قوامین، حکمت ایرانیان، ایران زمین، کارآفرین، کشاورزی، خاورمیانه، مسکن، ملت، ملی، پارسیان، پاسارگاد، پست بانک، رفاه کارگران، صادرات ایران، سامان، صنعت و معدن، سرمایه، سپه، شهر، سینا، تجارت، توسعه تعاون، توسعه صادرات و موسسه اعتباری توسعه هستند و دوره زمانی مورد مطالعه در طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ می‌باشد.

روش آماری گردآوری اطلاعات

برای این منظور از داده‌های بانک اطلاعاتی موجود در کتابخانه و موسسه علوم بانکی بانک مرکزی(آمار ترازنامه و سود و زیان بانک‌ها) استفاده گردیده و برای برآورد پارامترهای مدل، آزمون فرضیه و پاسخ به پرسش پژوهش، نرم افزارهای EXCEL و EVIEWS به کار گرفته شده‌اند.

متغیرهای پژوهش

در ایـن پژوهش دودسته متغیر کنترلی در نظر گرفته شده‌اند. دسته نخست مشتمل برمتغیرهای اقتصاد کلان شامل نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، شاخص مالی بورس، قیمت جهانی نفت، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی هستند دسته دوم در برگیرنده متغیرهای ترازنامه ای بانکها از قبیل مطالبات غیرجاری، بازدهی حقوق صاحبان سهام، نسبت سرمایه به تسهیلات داخلی می‌باشند. همچنین شاخص z بصورت $Z=\frac{K+\mu}{б}$ نشان داده می‌شود که k نسبت سرمایه بر دارایی بوده و از تقسیم سرمایه به مجموع دارایی‌های بانک حاصل می‌شود. μ بازدهی دارایی(حاصل سود بر دارایی) می باشد، در صورت حساب سود و زیان بانک‌ها برای محاسبه سود می بایست درآمدها از هزینه‌ها کسر شوند درآمدها مشتمل بر درآمدهای مشاع(سود تسهیلات اعطایی و سود حاصل از سرمایه‌گذاری ها و سپرده گذاری ها) و درآمدهای غیر مشاع می‌باشند و هزینه‌ها شامل هزینه‌های اداری و عمومی، هزینه مطالبات مشکوک الوصول، هزینه‌های مالی، هزینه کارمزد و سایر هزینه‌ها هستند. ضمناً $б$ انحراف معیار بازدهی دارایی را نشان می‌دهد.

محدودیت‌ها

محرمانه بودن بعضی از اطلاعات بانک‌ها از قبیل کفایت سرمایه و تأخیر زمانی در دسترسی به اطلاعات از جمله محدویتهای این پژوهش قلمداد می‌شوند.

آزمون پایایی

پیش از آن که مدل مورد نظر را تخمین بزنیم ابتدا مانا بودن متغیرهای به کار رفته را مورد آزمون قرار می دهیم برای این منظور از آزمون لین و لوین که کاربرد بیشتری در خصوص داده‌های ترکیبی دارند، استفاده می نماییم. نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول زیر نشان داده شده است لذا ملاحظه می‌گردد همه متغیرهای در سطح بصورت همراه با عرض از مبدأ و روند زمانی مانا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرها به روش لوین، لین و چو(سطح)

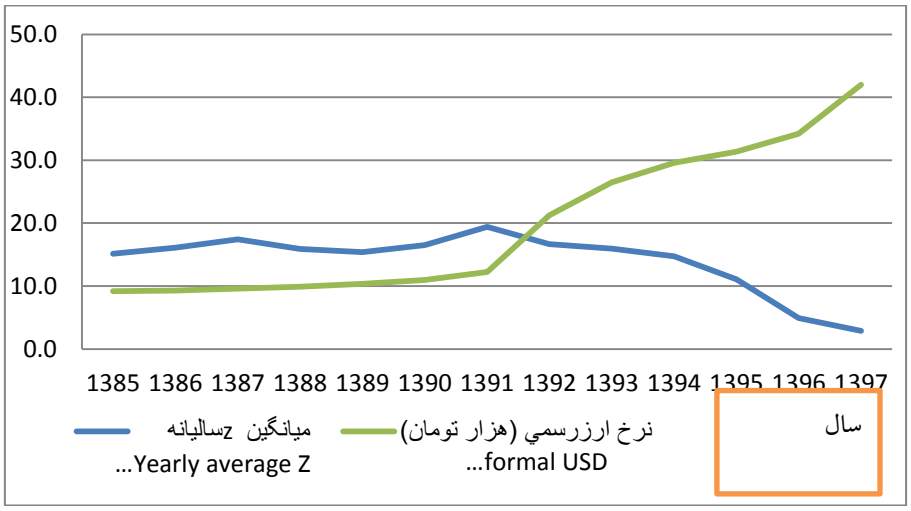
متغیر		روش ارزیابی	آماره آزمون	احتمال	ایستایی یا ناایستایی
سطح	Z	مقدار ثابت	-۱۳/۰	۰/۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۱۰/۱	۰/۰۰	ایستا
	DZ	مقدار ثابت	-۲۱/۸	۰/۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۱۹/۹	۰/۰۰	ایستا
	INF	مقدار ثابت	-۸/۳	۰/۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۳/۸	۰/۰۰	ایستا
	FTEPIX	مقدار ثابت	-۰/٤	۰/۳۳	ناایستا
		مقدار ثابت و روند	-۱۲/٦	۰/۰۰	ایستا
	OIL	مقدار ثابت	-۱/۸	۰/۰۳	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۳/۷	۰/۰۰	ایستا
	ENTS	مقدار ثابت	-۱٤/۵	۰/۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۲۱/۷	۰/۰۰	ایستا
	NAG1BE1GDP	مقدار ثابت	۵/۳	۱/۰۰	ناایستا
		مقدار ثابت و روند	-۷/۱	۰/۰۰	ایستا
	EXG	مقدار ثابت	۱۰/۳	۱/۰۰	ناایستا
		مقدار ثابت و روند	-۵/٤	۰/۰۰	ایستا
	NPL	مقدار ثابت	۸/۵	۱/۰۰	ناایستا
		مقدار ثابت و روند	-۸/٦	۰/۰۰	ایستا
	ROE	مقدار ثابت	-۳/۸	۰/۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۱٦/٤	۰/۰۰	ایستا
	SAR1BE1TAS	مقدار ثابت	-٤۹/۰	۰/۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-٤۱/۱	۰/۰۰	ایستا
	GGDP1USA	مقدار ثابت	-۱۰/۱	۰/۰۰	ایستا
		مقدار ثابت و روند	-۱۳/٦	۰/۰۰	ایستا

منبع: نتایج پژوهش

رابطه نرخ ارز و شاخص ثبات

محاسبه شاخص ثبات مالی برای شبکه بانکی در طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ درنمودار(۲) منعکس گردیده است باتوجه به روند طی شده در خصوص شاخص مذکور و نرخ ارز(دلار) رسمی ملاحظه می‌شود هر دو روند مشابهی را تا سال ۱۳۹۱ طی می‌کنند اما پس از آن روند واگرا بوجود

می آید به عبارت دیگر پس از این سال با افزایش نرخ ارز، ثبات بانکی نسبتاً ثابت می‌باشد لیکن نکته مهم آن است که این ثبات تا سطح آستانه مشخصی از نرخ ارز برقرار خواهد بود، در ادامه و پس از تخمین مدل، آستانه مزبور محاسبه گردیده و سپس رفتارنرخ ارز و شاخص ثبات مالی بانک‌ها مورد بررسی قرار می گیرند.



نمودار۲. میانگین z بانکها در هرسال و نرخ دلار رسمی به قیمت اسمی

منبع: نتایج پژوهش

تخمین مدل

در این پژوهش، متغیرهای عملیاتی پژوهش به سه گروه مستقل، وابسته وکنترلی تقسیم می‌شوند. ثبات مالی بانکی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای اقتصاد کلان، ترازنامه‌ای و شاخص ثبات مالی دوره پیشین به عنوان متغیرهای مستقل می‌باشند. لذا در راستای اثبات فرضیه موثر بودن نرخ ارز بر ثبات مالی شبکه بانکی، مدل ارائه شده توسط جان و کیک(۲۰۱۲) مورد استفاده قرار گرفته و متعاقباً متغیرهای به کارگرفته شده در پژوهش‌های شایگانی و عبدالهی آرانی(۱۳۹۰) و ذالبگی دارستانی(۱۳۹۳) نیز در مدل زیر موثر واقع شده‌اند.

$$y_{i,t} = \propto y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{J} \beta_j X_{j,t-p} + \sum_{k=1}^{k} \beta_k Z_{i,k,t-q} + v_{i,t} \quad t=2\dots T \quad \text{رابطه (۱)}$$

متغیر وابسته $y_{i,t}$ شاخص ثبات مالی برای سیستم بانکی در سطح بانک i در زمان t را نشان می‌دهد و ارزش با وقفه آن نیز در سمت راست مدل آمده است زیرا ثبات بانکی هر دوره از ثبات بانکی دوره قبل تأثیر می پذیرد ضمنا" $X_{j,t-p}$ متغیرهای توضیحی احتیاطی کلان از قبیل تورم و نرخ ارز و $Z_{i,k,t-q}$ متغیرهای کنترل بانکی منجمله اختلاف نرخ سپرده و تسهیلات بانکی، مطالبات غیرجاری و بازدهی حقوق صاحبان سهام می‌باشند، ضرائب β_j و β_k به ترتیب اثرات $X_{j,t-p}$ و $Z_{i,k,t-q}$ را بر $y_{i,t}$ را توضیح می دهند و در مقطع زمان برای بانک‌ها ثابتند. ضمناً خطای ویژه(جمله خطا) بوسیله $v_{i,t}$ نمایش داده شده است.

آزمون F لیمر(چاو)

برای این‌که بتوان مشخص نمود که آیا داده‌های پانل برای برآورد تابع موردنظر کارآمدتر خواهد بود یا نه، فرضیه ای را آزمون می کنیم که در آن کلیه عبارات ثابت برآورد با یکدیگر برابر هستند. فرضیه صفر این آزمون که به آزمون چاو یا F لیمر معروف است به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_i = \alpha \\ H_1: \alpha_i \neq \alpha \end{cases}$$

جدول ۲. نتایج آزمون اثر ثابت

تست اثر	آماره	احتمال
مقطع(F)	۲۰/۵	۰/۰۰
مقطع(چی دو)	۳٦۳/٤	۰/۰۰

منبع: نتایج پژوهش

با توجه به اینکه احتمال بدست آمده کوچکتر از ۰/۰۵ حاصل شده است بنابراین مدل دارای اثرات بوده و می بایست آزمون هاسمن صورت گیرد.

آزمون هاسمن

به منظور این‌که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) برای برآورد مناسب‌تر می‌باشد (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده

شده و متغیرهای مستقل مدل استوار است. اگر چنین ارتباطی وجود داشته باشد، مدل اثر ثابت و اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثر تصادفی کاربرد خواهد داشت. فرضیه H0 نشان دهنده عدم ارتباط بین متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیهH1 نشان دهنده وجود ارتباط است.

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن

خلاصه آزمون	آماره کای دو	درجه آزادی کای دو	احتمال
مقطعی تصادفی	۲۱/٤	۱۲	۰/۰٤٥

منبع: نتایج پژوهش

بنابراین ملاحظه می‌گردد تخمین مورد نظر دارای اثرات ثابت می‌باشد.

یافته های پژوهش

برای برآورد الگوهای تجربی، روش‌های متنوع پانل دیتا منجمله پانل معمولی، برآوردگر میانگین گروهی، میانگین گروهی‌تلفیقی و پانل وقفه‌های توزیعی مورد استفاده قرار می‌گیرند. درمطالعه کنونی، از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته[1] که توسط آرلانو-باند[2] ارائه شده به صورت پویا برای آزمون فرضیه‌استفاده شده است انگیزه اصلی در ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی آن است که در صورت تعیین مدل مناسب، برآورد، استنباط و پیش بینی کاراتری فراهم آید. ضمناً این امر به فرم تبعی مدل اقتصادی نیز مرتبط می‌باشد زیرا در مدل مذکور، متغیر وابسته ثبات مالی بانکی به صورت وقفه‌دار در سمت راست مدل به کارگرفته شده است.

بدلیل بکارگیری متغیر وابسته به صورت باوقفه در مدل، میانگین هایOLS سازگاری لازم را نخواهد داشت.از این رو، روش برآورد دو مرحله ای 2SLS و GMM را می‌توان به کار برد. بنابر نظرماتیاس و سوستر[3] با انتخاب نادرست متغیرهای ابزاری، برآورد 2SLS منجر به واریانس های بزرگ برای ضرائب گردیده و بی معنی بودن آنها از منظر آماری را در پی خواهد داشت لذا روش گشتاورهای تعمیم یافته ارائه شده توسط آرولانو و باند برای این منظور مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین مدل مورد اشاره با انجام تخمین به صورت زیر به دست می آید:

---

1 . Generalized Method of Moments(GMM)
2 . Arellano-Bond
3 . Matias and Suster

رابطه (۲)

$$\hat{z}=۰/۴۸۸۴z\ (-1) + ۰/۵۴۹۸\ inf - ۰/۰۰۰۲\ ftepix - ۰/۲۵۱۶\ oil + ۰/۸۲۸۶\ ents$$

(۰/۰۰۶۶) (۰/۰۶۳۲) (۰/۰۰۰۰۲) (۰/۰۲۹۱) (۰/۲۳۱۲)

(۷۳/۸۰) (۸/۶۹) (–۹/۴۵) (–۸/۶۶) (۳/۵۸)

$$-۵۸/۷۴۴۷\ nag1be1gdp + ۰/۰۰۳۵\ exg - ۰/۰۰۰۰۰۰۰۴۱۲(exg)^2 - ۰/۰۰۰۱۷\ npl$$

(۸/۵۳۶۰) (۰/۰۰۰۳) (۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۵) (۰/۰۰۰۰۱۵)

(–۶/۸۸) (۱۲/۹۸) (–۷/۸۴) (–۱۱/۰۴)

$$+۱۰/۵۰۲۸\ roe + ۴۷/۵۲۵۶ sar1be1tas + ۰/۷۵۵۱ ggdp1usa - ۵۶/۶۳۲۷\ duu*roe$$

(۱/۸۱۶۵) (۱/۹۱۳۳) (۰/۰۸۰۹) (۷/۳۱۶۲)

(۵/۷۸) (۲۴/۸۴) (۹/۳۲) (–۷/۷۴)

درمدل فوق در سطر اول، اعداد داخل پرانتز، خطای استاندارد و در سطر دوم، اعداد مندرج در پرانتز مبین آماره t مربوط به هر متغیر می‌باشند. در این الگو، Z و Z(-1) به ترتیب شاخص ثبات مالی نظام بانکی و شاخص ثبات مالی دوره قبل هستند inf نرخ تورم، ftepix شاخص مالی بورس اوراق بهادار، oil قیمت جهانی نفت، ents اختلاف نرخ سود تسهیلات و سپرده بانکی، nag1be1gdp نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، exg نرخ ارز(دلار) رسمی، $(exg)^2$ مجذور نرخ ارز، npl مطالبات غیر جاری، roe بازده حقوق صاحبان سهام، sar1be1tas سرمایه به تسهیلات ، ggdp1usa رشدتولید ناخالص داخلی ایالات متحده آمریکا و duu متغیر دامی را نشان می‌دهند.

براین اساس، نتایج حاکی از آن است که Prob(J-statistic) برای مدل تقریباً ۰/۱۹ بوده و با توجه به اینکه Prob(J-statistic)≥ ۰/۰۵ می‌باشد نشانه معنی دار بودن برآورد مدل است. همچنین از نتایج حاصل از برآورد ملاحظه می گردد نرخ ارز مورد استفاده در الگو بطور کامل معنی دار بوده و در این الگو، نرخ ارز با شاخص ثبات مالی رابطه مستقیم دارد بعبارت دیگر با یک واحد صعود نرخ ارز، شاخص ثبات مالی به میزان ۰/۰۰۳۵ افزایش می‌یابد.

به منظور پاسخ به سوال پژوهش مبنی بر این که آستانه نرخ ارز اثرگذار بر ثبات مالی شبکه بانکی چقدر است در معادله فوق، تغییرات شاخص ثبات مالی نسبت به نرخ ارز را محاسبه نماییم در این صورت می‌توان نوشت:

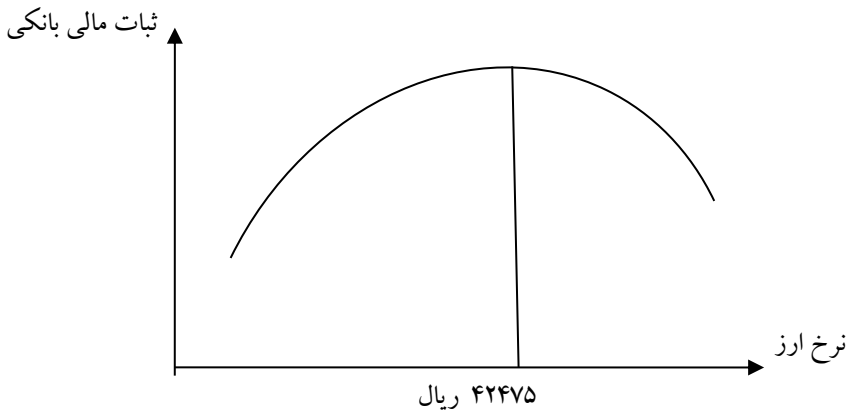
رابطه (۳)

$$\frac{d\hat{Z}}{dexg} = ۰/۰۰۳۵ - ۰/۰۰۰۰۰۰۰۸۲۴\ exg$$

اکنون با برقراری رابطه $\frac{d\hat{Z}}{dexg} = ۰$ نرخ ارز بدست می آید. رابطه (۴)

بنابراین:

$exg=(۰/۰۰۳۵) /(۰/۰۰۰۰۰۰۰۸۲۴) \approx ۴۲۴۷۵$ رابطه (۵)



شکل ۱. رابطه ثبات مالی بانکی و نرخ ارز(دلار)

منبع:نتایج پژوهش

در تخمین مدل و شکل(۱) مشاهده می‌شود با یک واحد افزایش نرخ ارز، شاخص ثبات مالی حدوداً به میزان ۰/۰۰۳۵ بالا می رود لیکن نکته قابل تأمل این است که افزایش نرخ ارز دارای آستانه مشخصی می‌باشد براساس تخمین صورت گرفته شده این عدد تقریباًبرابر ۴۲۴۷۵ ریال می‌باشد یعنی آن که با فزونی نرخ ارز از آستانه حاصل شده منجر به کاهش ثبات مالی در شبکه بانکی خواهد شد.

نتیجه گیری و بحث

بی ثباتی مالی از طریق تضعیف توانایی های اقتصادی دارای اثر نامطلوب می‌باشد. بی ثباتی مالی می‌تواند منجر به خلق بحران مالی شود و متعاقباً بحران های مالی، تشدید بی ثباتی و ورشکستگی بانک‌ها را در پی دارد. ثبات اقتصاد کلان به ثبات مالی بانک‌ها مرتبط بوده و نتایج عملی از بحران های مالی درسه دهه گذشته به صورت آشکاری نشان می دهند که نوسانات اقتصاد کلان به صورت

قدرتمند با بی ثباتی در سیستم مالی و بانکی مرتبط می‌باشد. از این رو بررسی ثبات مالی و بانکی از مقوله های مورد علاقه متخصصین مالی و بانکی در سرتاسر جهان بوده است.

شکل گیری دوره‌های بی ثباتی مالی در سیستم بانکی منتج به پیامد های نامطلوب و عدم ثبات به شکلهای مختلف از جمله افزایش نرخ تورم، نرخ بهره بانکی، نرخ بهره وام‌های بین بانکی و افزایش مطالبات معوق بانک‌ها می‌شود. یک سیستم بانکی سالم و سلامت می بایست از تخصیص بهینه منابع سرمایه‌ای خود اطمینان حاصل نماید تا از بحران های سیستم بانکی و اثرات ناشی از آن بر اقتصاد که دارای هزینه بالایی نیز می‌باشد جلوگیری نماید. بواسطه همگرایی فعالیت‌های کسب‌وکار در زیربخش‌های نظام مالی، درهم تنیدگی خدمات و بازارهای مالی، ارائه دامنه وسیعی از خدمات توسط هر یک از زیربخش‌های نظام مالی منجر به تعامل شدید میان بانک‌ها و سایر زیربخش‌های نظام مالی، تاثیرپذیری متقابل بازار پول و سایر بازارهای نظام مالی و ایجاد چالش در آنها منجر به افزایش احتمال انتقال ریسک سیستمی به عنوان مهم‌ترین نگرانی بانک‌های مرکزی گردیده است این امر به دلیل ارتباط نزدیک‌تر بازارها و تشدید آسیب‌پذیری کشورها می‌تواند زمینه بحران‌های مالی را فراهم نماید.

ارزیابی ثبات مالی بانکی با شناسایی نشانگرهایی که مخاطرات سیستم بانکی را علامت دهی می‌کنند از عوامل مهم برای بانک‌های مرکزی و بخشهای نظارتی آن می‌باشند. در پژوهش فعلی، ثبات مالی بانکی و برآورد سطح آستانه نرخ ارز اثرگذار بر آن مورد بررسی قرار گرفت. لذا ضمن تبیین مفهوم ثبات بانکی و به کار گیری مجموعه ای از متغیرهای اقتصاد کلان از قبیل تورم، نرخ ارز، رشد تولید ناخالص داخلی و همچنین متغیرهای ترازنامه ای بانک‌ها منجمله سود، حقوق صاحبان سهام، مطالبات غیرجاری و وام(تسهیلات) تخمین مدل صورت گرفت. در این ارتباط بدلیل نقش کلیدی و لنگر بودن نرخ ارز در مطالعه انجام شده توجه به تغییرات این متغیر و میزان اثر آن بر ثبات مالی نظام بانکی حائز اهمیت می‌باشد. بنابراین با تمرکز بر این متغیر از منظر جهت و اندازه تأثیر ، سطح آستانه نرخ ارز اثرگذار بر ثبات مالی بانک‌ها برآورد گردید. نتایج حاصل از پژوهش حاکی از آن است که :

۱-نرخ ارز به عنوان یک متغیر سیاستگذاری با شاخص ثبات مالی رابطه مستقیم دارد بعبارت دیگر با یک واحد صعود نرخ ارز، شاخص ثبات مالی به میزان ۰/۰۰۳۵ افزایش می‌یابد.

۲- با افزایش نرخ ارز از سطح ۱۲۲۶۰ ریال در سال ۱۳۹۱ میزان ثبات مالی بانکی روند نسبتاً ثابتی را طی می‌کند.

۳- رابطه نرخ ارز و شاخص ثبات مالی شبکه بانکی تا حد وآستانه مشخصی بصورت مستقیم می‌باشد لیکن نرخ ارز تا سطح مزبور قابل افزایش می‌باشد.

۴-آستانه نرخ ارز بدست آمده در این پژوهش بصورت تقریبی برابر ۴۲۴۷۵ ریال می‌باشد.

۵- با بالا رفتن نرخ ارز و گذر از آستانه به دست آمده، ثبات مالی بانکی روند نزولی را در پیش می‌گیرد.

۶-زیان انباشته ده بانک مشتمل بربانکهای شهر، تجارت، دی، صادرات، پارسیان، ایران زمین، اقتصاد نوین، پست بانک، گردشگری و قرض الحسنه رسالت در شش ماه اول سال جاری اغلب بیش از رقم پایان سال ۱۳۹۷ می‌باشند.

نتایج بدست آمده فوق برای سیاستگذاری در اقتصاد کلان قابل استفاده می‌باشد و همانگونه که ملاحظه شد در طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ با افزایش نرخ ارز، ثبات مالی بانکی به صورت روند نسبتاً ثابتی می‌باشد و این امر تا سطح آستانه نرخ ۴۲۴۷۵ ریال ادامه می‌یابد لیکن با ادامه افزایش نرخ ارز از آستانه مورد اشاره، ثبات مالی بانکی کاهش می‌یابد. این امر در حیطه عمل می‌تواند مورد بهره برداری و استفاده عملی قرار گیرد بدین مفهوم که پیشنهاد می‌گردد سیاستگذاران این نکته را مد نظر قرار دهند که بی توجهی ثبات مالی بانکها به نرخ ارز، دائمی نبوده و دارای آستانه مشخص ۴۲۴۷۵ ریال می‌باشد و پس از رسیدن به حد مزبور، شبکه بانکی دچار اختلال و عدم ثبات فزاینده گردیده که این موضوع به بی ثباتی در اقتصاد کلان و اثرات تبعی نامطلوب آن از قبیل افت بازار سرمایه،کاهش رشد اقتصادی و تورم منجر خواهد شد.

منابع

- پایتختی اسکویی، علی .(۱۳۷۶). *بررسی تأثیر ارز واقعی بر تصمیمات سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران (۱۳۷۴-۱۳۴۰)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.
- ذالبگی دارستانی، حسام. (۱۳۹۳). «عوامل موثر بر ثبات درشبکه بانکی ایران». *پژوهشهای پولی و بانکی*، ۷(۲۰) ، ۳۰۷-۳۲۷.
- ذوالفقاری، مهدی و اسدی، زهره.(۱۳۹۸). «بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر ثبات بانکی ایران». پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۳(۱۹)، ۸۵-۱۰۸.
- زمان، زهرا، جنتی، ابوالفضل و قربانی، مریم. (۱۳۹۷). «تأثیر نوسان های نرخ ارز بر عملکرد نظام بانکی ایران»، *فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، ۴(۸)، ۸۱-۱۰۴.
- زمانزاده، حمید. (۱۳۹۰). «مدیریت نرخ ارز در اقتصاد ایران»، *تازه‌های اقتصاد*، ۸(۱۳۰)، ۴۱-۴۸.
- سادات برقعی، متین و محمدی، تیمور. (۱۳۹۷). «انتقال نرخ ارز شرطی به قیمت مصرف کننده در ایران: رهیافت DSGE»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۸(۲)، تابستان ۱۳۹۷، ۲۱-۴۸.
- -شایگانی، بیتا و عبداللهی آرانی، مصعب. (۱۳۹۰). «بررسی ثبات در بخش بانکی ایران»، *جستارهای اقتصادی*، ۱۶، ۱۴۷-۱۶۸.
- عزیز نژاد، صمد و کمیجانی، اکبر.(۱۳۹۶). «تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر نوسانات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در ایران»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷(۱)، ۱۲۱-۱۴۳.
- متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز، شاهمرادی، اصغری و کمیجانی، اکبر.(۱۳۸۹). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت»، *پژوهشهای اقتصادی*، ۱۰(۴)، ۸۷-۱۱۶.
- محرابیان، آزاده و چگنی، ایلناز.(۱۳۹۳). «اثر نرخ ارز و نوسانات آن بر شاخص قیمت سهام در ایران»، *اقتصاد کاربردی*، سال چهارم، ۶۵-۷۸.
- محقق نیا، محمدجواد، حسینی، حسین و جعفری باقرآبادی، احسان.(۱۳۹۱). «بررسی رابطه نوسان های نرخ ارز و بازده صنعت بانکداری»، *پژوهش های تجربی حسابداری*، ۹، ۵۷-۷۳.
- Akonji Danmola, R. (2013). "The Impact of Exchange Rate Volatility on the Macroeconomic Variables in Nigeria", *European scientific journal*, 9(7), PP.152-165.

- Aziznejad, S. and Komijani, A. (2017), "The Effects of Exchange Rate Volatility on the Selected Macroeconomic Variables: Case Study of IRAN", *Quarterly J÷ournal of Economic Research*, 17(1), PP.121-143. (In Persian)
- Beck, T., Demirguc–Kunt, A., & Merrouche, O. (2013). "Islamic VS. Conventional Banking: Business model, efficiency and stability", *Journal of Banking & Finance*, 37, PP. 433-447.
- Borghi, M.S. and Mohammadi, T. (2018). "Conditional Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices in Iran: A DSGE Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 18 (2), PP. 21-48. (In Persian)
- Bourkhis, K., and Nabi, M.S. (2013). "Islamic and conventional banks soundness during 2007 – 2008 financial crisis", *Review of Financial Economics*, 22(2), PP. 68– 77.
- Boyd, J. H., and Graham, S. L. (1986). "Risk Regulation and Bank Holding Company Expansion into Nonbanking", Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly review*, 10, spring, PP. 2–17.
- Demirguc-kunt, A. and Detragiache, E. (2005). "Cross Country Empirical Studies of Systemic Bank Distress: A Survey". *IMF Working Paper*, No.05/96.
- Faroog, M. and Javed, Z. H. (2009). "Economic Growth and Exchange Rate Volatility in Case of Pakistan", *Journal of Life and Social Sciences*, GC University Faisalabad, 17 (2), PP. 112-118.
- Gerdrup, K. (2003). "Three episodes of financial fragility in Norway since the 1890s", *BIS Working Papers*, 142, October.
- Gersl, A and Hermanek, J. (2006). "Financial Stability Indicators: advantages and disadvantages of their use in the assessment of the financial system stability", *Czech National Bank Financial Stability Review*.
- Giannellis, N and Papadopoulos, A.P. (2011). "What causes exchange rate volatility?, Evidence from selected EMU members and candidates for EMU membership countries", *Journal of International Money and finance*, 30, PP.39-61.
- Gilkenson, J. and Smith, S. (1992). "The convexity traps: pitfalls in financing mortgage portfolios and related securities, *Economic Review*, PP. 14–27.
- Gray, D.F., Merton, R.C. and Bodie, Z. (2007). "New framework for measuring and managing macro financial risk and financial stability", *NBER Working Paper*, no, 13607.
- International monetary fund (IMF), (1998). "A Survey by Staff of the International Monetary Fund", *World Economic and Financial Survey*, April.
- Jiang, B. (2014). *Financial Stability of Banking System in China*, Nottingham Trent University, PhD Thesis.
- John, N. and Kick, T. (2012). "Determinants of Banking System Stability: A Macro Prudential Analysis", from: http://www.bis.org/bcbs/events/bhbibe/jahn.pdf
- Lagat, C. and Nyandema, M. (2016). "The Influence Of Foreign Exchange Rate Fluctuations On The Financial Performance Of Commercial Banks Listed At The Nairobi Securities Exchange", *British Journal of Marketing Studies*, 4(3), PP. 1-11.

- Lepetit, L., Nys, E., Rous, P., and Tarazi, A. (2008). "Bank income structure and risk: An empirical analysis of European bank", *Journal of Banking & Finance*, 32(8), PP. 1452 –1467.
- Mehrabian, A. and Chegeni, I. (2014). "The Effect of Exchange Rate and its Volatility on Stock Price Index in Iran", *Applied Economics*, 4(13), PP. 65-78. (In Persian)
- Mercieca S., Schaeck, K., and Wolfe, S. (2007). "Small banks in Europe: Benefits from diversification", *Journal of Banking and Finance*, 31(7), PP. 98 –1975.
- Mohagheghnia, M.J. Hosseini, H. and Jafari Bagherabadi, E. (2012), "The Investigation of the Relationship between Exchange Rate Fluctuations and Banks' Stock Return in Tehran Stock Exchange", *Journal of Empirical Research in accounting*,9 , pp. 73-57. (In Persian)
- Motavaseli, M. Ebrahimi, I. Shahmoradi, A. and Komijani A. (2011). "A New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model for an Oil Exporting Country". *The Quarterly Journal of Economic Research*, 10 (4), PP.87-116. (In Persian)
- Oskoee, A. (1997), *Investigating the Impact of Real exchange on Reaction of Foreign Private Investment in Iran (1374-1384)*, MA dissertation, Shahid beheshti University.(In Persian)
- Popovska, J. (2014). "Modeling Financial Stability: The case of the banking sector in macedonia", *Journal of Applied Economics and Business*, 2(1), March, PP. 68- 91.
- Shayegani, B. and Abdollahi Arani, M. (2011). "Investigating Stability in the Iranian Banking Sector", *Economic Prospects*, 16, pp. 147-168. (In Persian)
- Saunders, A. and Yourougou, P. (1990). "Are banks special?, The separation of banking from commerce and interest rate risk", *Journal of Economics and Business*, 42, PP. 171–182.
- Segoviano, M. A. & Goodhart, C. (2009). "Banking Stability Measures", *IMF Working Paper*, WP09(4).
- Van den End, J.W. (2006). "Indicator and boundaries of financial stability", *DNB Working Paper*, 97, March.
- Zalbaghi Darbasti, H. (2014). "Factors Affecting Stability in Iran's Banking Network", *Monetary and Banking Research*, 7 (20), pp. 307-327. (In Persian)
- Zamanzadeh, H. (2011). "Exchange Rate Management in Iran", *Journal of tazeh haye eghtesad*, 8 (130), pp. 41-48. (In Persian)
- Zaman, Z. Jannati, A. and Ghorbani, M. (2018)."The Effect of Exchange Rate Fluctuations on the Banking System of Iran", *Islamic Financial and Banking Studies Quarterly*, 4 (8), pp. 104-81. (In Persian)
- Zolfaghari, M. Asadi, Z. (2019). "Investigating the Effect of Social Capital on Banking Stability in Iran", The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 3(19), pp. 85-108. (In Persian)

راهبرد مدیریت مالی

سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۵۰-۲۳

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۳/۱۸
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۹/۰۲/۰۲
تاریخ تصویب: ۱۳۹۹/۰۲/۱۱

مقاله پژوهشی

ارزیابی عملکرد راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

عبداله خانی[۲]، محمود بت شکن[۳]، بابک اطهری[٤]

چکیده

راهبرد مومنتوم، علی‌رغم عملکرد فوق‌العاده خود اما به دلیل کشیدگی مازاد و چولگی منفی، نیمه تاریکی نیز در زمان سقوط بازار اوراق بهادار (بحران‌های مالی) به همراه دارد که قادر خواهد بود بازده مازاد چندین سال حاصل از راهبرد مومنتوم را به‌یک‌باره از بین ببرد. هدف این پژوهش توضیح سقوط ریسک مومنتوم می‌باشد که برای این منظور از الگوی نوسان بالای ریسک راهبرد مومنتوم در طول زمان و از طریق تخمین واریانس تحقق‌یافته بازده روزانه استفاده گردید. اجرای خود بازگشت مرتبه اول (AR1) مشخص نمود ریسک مومنتوم، علی‌رغم نوسانات شدید در طول زمان، به میزان قابل توجهی از قابلیت پیش‌بینی برخوردار بوده و با مقیاس گذاری بر مبنای انحراف معیار هدف می‌توان ریسک مومنتوم را مدیریت نمود. نتایج پژوهش نشان داد می‌توان با مدیریت ریسک مومنتوم و از طریق مقیاس گذاری آن، شاهد کاهش انحراف معیار از ۴۵ درصد به ۳۱ درصد، چولگی منفی از ۲,۵- درصد به نزدیک صفر، مازاد کشیدگی از ۷ درصد به ۱,۵ درصد و نسبت شارپ ۰,۳۶ قبل از مقیاس گذاری به ۰,۵۳ پس از مقیاس گذاری بود. درنتیجه، بر اساس نتایج پژوهش، مدیریت ریسک مومنتوم به میزان قابل توجهی قادر به حذف ریسک سقوط مومنتوم می‌گردد.

واژه های کلیدی: ناهنجاری بازار سرمایه، راهبرد مومنتوم، سقوط مومنتوم، راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده
طبقه‌بندی موضوعی: G120

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.26586.2108
۲. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، ایران، نویسندهٔ مسئول، Email:a.khani@ase.ui.ac.ir
۳. استادیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان،Email:m.botshekan@ase.ui.ac.ir
٤. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و امور اداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران Email:babakathari@ase.ui.ac.ir

مقدمه

در ادبیات پژوهش‌های مالی، راهبردهای معاملاتی چندعاملی (ناهنجاری‌ها) نشان‌دهنده نسبت شارپ بالاتری نسبت به راهبرد معاملاتی تک عاملی بازار بوده است. سرمایه‌گذاران از این راهبردها برای بهبود (بازده) پرتفوی سهام خود استفاده می‌نمایند. یکی از مناسب‌ترین این راهبردها، راهبرد مومنتوم می‌باشد که توانسته در مقایسه با سایر راهبردهای معاملاتی (بازار، ارزش و اندازه)، نسبت شارپ بالاتری را عاید سرمایه‌گذاران نماید[۱]. بااین‌وجود، جذابیت راهبرد مومنتم، منوط به مدیریت نوسان در طول زمان راهبرد خواهد بود (سدربورگ و همکاران[۲]، ۲۰۱۹، موریا و میور[۳]، ۲۰۱۷).

علی‌رغم جذابیت برای راهبرد مومنتم، پژوهش (دنیل و ماسکوئیتز[۴]، ۲۰۱۶) نشان داد به‌واسطه تأثیر سقوط بازارهای سهام، ممکن است سرمایه‌گذاران با ریسک از بین رفتن ناگهانی عایدی ناشی از راهبرد مومنتوم مواجه شوند (سقوط راهبرد مومنتوم). پژوهش باروسو و سانتاکلارا[۵] (۲۰۱۵) نشان داده که سقوط راهبرد مومنتوم می‌تواند ناشی از در نظر نگرفتن گشتاور چولگی و کشیدگی موجود در بازده سهام و در مدل قیمت‌گذاری کلاسیک میانگین-واریانس (مارکوئیتز[۶]، ۱۹۵۰) باشد. براین اساس، در نظر گرفتن گشتاورهای مذکور در مدل قیمت‌گذاری بر اساس راهبرد مومنتوم، یعنی راهبرد مومنتم مدیریت‌شده که در بخش روش پژوهش توضیح داده خواهد شد، می‌تواند نسبت شارپ پرتفوی سرمایه‌گذاری را افزایش داده و به‌کارگیری این راهبرد را برای سرمایه‌گذاران جذاب نماید. برمبنای ادبیات مذکور، در این پژوهش، برای اولین بار، راهبرد مومنتم مدیریت‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرارگرفته است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ادبیات و مبانی نظری راهبرد مومنتم را می‌توان به حوزه مبتنی بر نظریه انتظارات رفتاری و حوزه مبتنی بر نظریه انتظارات عقلایی تقسیم نمود (چن و یانگ، ۲۰۱۹). بر اساس نظریه‌های رفتاری (روانشناسی)، بازده سرمایه‌گذاران و ناشی از راهبرد مومنتم به علت عکس‌العمل کم ایشان به اخباری

---

۱. در اینجا، راهبرد مومنتوم به معنای خرید سهام‌های با بالاترین بازده در دوره‌های قبل و فروش سهام‌های با پایین‌ترین بازده در دوره‌های قبل است.

2 . Cedarburg et al.
3 . Moreira and Muir
4 . Daniel and Moskowitz
5 . Barrosoand Santa-clara
6 . Markowitz

است که نشان‌دهنده وجود مومنتوم می‌باشد و یا عکس‌العمل بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار در بازار خواهد بود، اما نظریه مبتنی بر انتظارات عقلایی بر اساس چارچوب مبتنی بر ریسک[1] بنا نهاده شده، به این معنا که بازده برندگان قبلی به علت ریسک گریزی آن‌ها و بازده مورد انتظار ایشان نیز پاداششان برای ریسک نوسان بازده مومنتم در طول زمان بوده است (گاتزمن و هانگ، ۲۰۱۸). براین اساس، دنیل و مارکوویتز (۲۰۱۳) مدیریت ریسک نوسان بازده مومنتوم در طول زمان را پیشنهاد نمودند. در ادامه، باروسو و سانتاکلارا (۲۰۱۵) نشان دادند که چولگی و دم پهنی بازده راهبرد مومنتوم و درنتیجه ریسک سقوط راهبرد مومنتوم ناشی از نوسان ریسک بازده راهبرد مذکور در طول زمان می‌باشد و در این صورت، بر اساس نظریه مبتنی بر انتظارات عقلایی و پیشنهاد مدیریت ریسک نوسان بازده در طول زمان توسط دنیل و مارکویتز (۲۰۱۳) می‌توان ریسک سقوط راهبرد مومنتوم را مدیریت ریسک نمود. در ادامه، موریا و میور[2] (۲۰۱۷) نیز در پژوهش خود نشان دادند پرتفولیوهای با نوسان مدیریت‌شده، یعنی پرتفولیوهای ساخته‌شده برمبنای بازده ماهانه تقسیم بر واریانس محقق شده ماه قبل آن، برای عوامل ریسک، دارای ریسک کمتر و آلفا و نسبت شارپ بیشتر در هنگام نوسان بالا خواهد داشت. موریا و میلر (۲۰۱۹) و ایسدورفر و میسیرلی[3] (۲۰۱۹)، سدربورگ و همکاران[4] (۲۰۱۹) نیز نشان دادند پرتفوهای با نوسان مدیریت‌شده در رگرسیون‌های پوششی[5]، آلفای مثبت و معناداری را ارائه می‌دهند. براین اساس، در این پژوهش برمبنای نظریه مبتنی بر انتظارات عقلایی و برای اولین بار در بورس اوراق بهادار تهران، وجود ریسک سقوط راهبرد مومنتوم و مدیریت ریسک مذکور مورد آزمون قرارگرفته است.

در ادبیات پژوهش‌های مالی داخل کشور، پژوهشی با موضوع سقوط مومنتوم و مدیریت ریسک مومنتوم مشاهده نگردید. بااین‌وجود، در پژوهش راعی و بستان آراء (۱۳۹۸) اثر مومنتم در توضیح پراکندگی میانگین بازده‌ها اکثراً معنادار بوده و همچنین، صرف ریسک‌های محاسبه‌شده برای عامل بازار برحسب انحراف معیار بازده معنادار بوده است. پورزمانی و ارضی (۱۳۹۵)، در بررسی خود نشان دادند که ارزش‌افزوده اقتصادی اسپرد و ارزش‌افزوده اقتصادی مومنتوم، رابطه مستقیم و معنی‌داری با بازدهی سهام داشته و افزایش آن‌ها منجر به افزایش بازدهی سهام می‌شود. نتایج پژوهش فدایی نژاد و مایلی (۱۳۹۴) حاکی از فرو واکنشی سرمایه‌گذاران نسبت به ریسک در شرکت‌های

---

1 . risk-based framework
2 . Moreira and Muir
3 . Eisdorfer and Misirli
4 . Cederburg et al.
5 . spanning regressions

درمانده مالی و ظهور مومنتوم بازده در آن‌ها بود. بر اساس یافته‌های پژوهش بدری و فتح الهی (۱۳۹۳)، استراتژی‌های معاملاتی مبتنی بر مومنتوم بازده تا دوره میان‌مدت سودآور می‌باشد. مدل ریسک سه-عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) تا دوره میان‌مدت توانایی توضیح مومنتوم را ندارد و بازده اضافی مومنتوم پس از کنترل ریسک، چالشی برای فرضیه کارایی بازار به شمار می‌رود؛ بنابراین، مومنتوم بازده تا دوره میان‌مدت، از طریق مدل‌های رفتاری قابل توضیح است و فرو واکنشی بازار می‌تواند موجب ایجاد مومنتوم باشد. در دوره بلندمدت، مومنتوم بازده ناپدیدشده و بازده استراتژی‌های مبتنی بر مومنتوم بازده نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار است.

فرضیه پژوهش

بر اساس روش پژوهش که در بخش بعدی این پژوهش ارائه‌شده است، راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده، راهبرد مومنتومی است که بازده ماهانه آن در نسبت انحراف معیار ماهانه هدف به انحراف معیار ماهانه محاسبه‌شده، ضرب خواهد شد و راهبرد مومنتوم مرسوم، راهبردی است که بازده ماهانه آن در نسبت مذکور ضرب نخواهد گردید. براین اساس و با توجه به مبانی و پیشینه پژوهش، فرضیه پژوهش عبارت است از:

راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده دارای نسبت شارپ بالاتری نسبت به راهبرد مومنتوم مرسوم می‌باشد.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان جامعه‌ی آماری در نظر گرفته‌شده است. روش نمونه‌برداری در این پژوهش حذف سیستماتیک بوده، لذا شرکت‌هایی که حائز شرایط ذیل نباشند از نمونه حذف گردید.

۱- جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و لیزینگ)، نباشد.

۲- معاملات سهام شرکت طی دوره پژوهش، بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار متوقف نشده باشد.

۳- کلیه داده‌های موردنیاز پژوهش برای شرکت‌های موردبررسی موجود و در دسترس باشد.

۴- با توجه به دوره زمانی پژوهش شرکت از سال ۸۴ در بورس پذیرفته‌شده باشد و تا سال ۹۶ از بورس اخراج نشده باشد.

با اعمال شرایط فوق، تعداد ۱۲۳ شرکت بورسی به‌عنوان نمونه آماری این پژوهش در نظر گرفته‌شده که لیست کامل اسامی و نماد معاملاتی هرکدام در یک لوح فشرده موجود است.

قلمرو موضوعی این پژوهش در حوزه مطالعات بورس اوراق بهادار قرارگرفته و از نوع پژوهش کاربری می‌باشد و در این پژوهش اطلاعات موردنیاز به روش‌های زیر جمع‌آوری‌شده است:

روش کتابخانه‌ای: در این روش برای جمع‌آوری اطلاعات در زمینه‌ی مبانی نظری و ادبیات موضوع پژوهش، از طریق مطالعه‌ی کتب و مقالات و مراجعه به سایت‌های تخصصی، اطلاعات لازم جمع‌آوری گردید.

روش اسنادکاوی: جهت جمع‌آوری اطلاعات موردنیاز برای آزمون فرضیه ازاین‌روش استفاده شد. داده‌های موردنیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و نرم‌افزار تی اس ای کلاینت، داده‌های موردنیاز روزانه و ماهانه از بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری و موردبررسی قرار گرفت.

متغیرها و مدل‌های پژوهش

متغیرهای مورداستفاده در پژوهش به شرح و ترتیب زیر می‌باشد:

r_{WML}: بازده ماهانه راهبرد مومنتوم که در زیر، نحوه محاسبه آن توضیح داده شده است:

در این پژوهش، راهبرد منتخب مومنتوم، به‌صورت تشکیل پرتفوی و بر اساس بازده تجمعی ده ماه گذشته اوراق تشکیل‌دهنده پرتفوی و نگهداری پرتفوی مذکور برای ماه یازدهم (t) منظور گردید. بدین ترتیب، برای محاسبه بازده راهبرد مومنتوم در ماه t ابتدا بازده ۱۰ ماه گذشته هر سهم، به‌صورت تجمعی[1] محاسبه‌شده و سپس، تمامی سهم‌ها بر اساس بازدهی تجمعی ۱۰ ماهه گذشته، به ترتیب صعودی به نزولی، مرتب‌شده و در ادامه، دهک بندی گردید. در اینجا دهک اول با دارای بالاترین بازده، پرتفوی برندگان و دهک دهم که دارای کمترین بازده می‌باشد را پرتفوی بازندگان می‌نامند. درنهایت، میانگین وزنی ساده بازده تجمعی پرتفوی برندگان از بازده تجمعی بازندگان در ماه t کسر گردید و به همین ترتیب، بازدهی مومنتوم برای تمامی ماه‌های طول دوره پژوهش، محاسبه شد.

r_{RMRF}: اولین عامل فاما فرنچ (۱۹۹۳)، یعنی صرف ریسک بازار می‌باشد که از تفاوت حاصل از بازده ماهانه بازار (میانگین بازده نمونه آماری پژوهش) و نرخ بازده ماهانه بدون ریسک،

1 . Cumulative

محاسبه‌شده است (Rm-Rf) که در این پژوهش، از نرخ سپرده سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت گزارش‌شده توسط بانک مرکزی به‌عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده‌شده است.

r_{SMB}: دومین عامل فاما فرنچ (۱۹۹۳) می‌باشد که از تفاوت حاصل از میانگین بازده ماهانه پرتفوهای سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ با کنترل متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و طبق فرمول زیر به‌دست‌آمده است:

$$SMB=\frac{\frac{S}{L}+\frac{S}{M}+\frac{S}{H}}{3}-\frac{\frac{B}{L}+\frac{B}{M}+\frac{B}{H}}{3}$$ مدل ۱

r_{HML}: سومین عامل فاما فرنچ (۱۹۹۳) که از تفاوت حاصل از میانگین بازده ماهانه پرتفوهای سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین با کنترل متغیر اندازه بازار طبق فرمول زیر به‌دست‌آمده است:

$$HML=\frac{\frac{S}{H}+\frac{B}{H}}{2}-\frac{\frac{S}{L}+\frac{B}{L}}{2}$$ مدل ۲

برای محاسبه ارزش و اندازه، شش پرتفوی و به شرح زیر تشکیل‌شده است:

تمام شرکت‌های نمونه بر اساس ارزش بازار سهام شرکت i در ماه مرداد سال t به دو قسمت مساوی تقسیم‌شده‌اند. شرکت‌های باارزش بازار سهام بالا، شرکت‌های بزرگ (Big) و شرکت‌های باارزش بازار پایین، شرکت‌های کوچک (Small) تلقی شده که ارزش بازار سهام شرکت i به‌صورت زیر محاسبه گردیده است:

مدل ۳ تعداد سهام شرکتi*قیمت پایانی هر سهم شرکت i=ارزش بازار سهام شرکت i

قیمت پایانی سهام شرکت i از میانگین موزون قیمت‌های مبادله‌ای با توجه به حجم مبنا محاسبه‌شده که توسط بورس اوراق بهادار تهران و به‌وسیله نرم‌افزار تی اس ای کلاینت در دسترس می‌باشد.

تمام شرکت‌های نمونه به‌صورت مستقل از مرحله ۱، بر اساس نسبت ارزش دفتری (B) به ارزش بازار (M)، یعنی (B/M) سهام عادی شرکت i مرتب و سه گروه بر اساس نسبت B/M به شرح زیر تشکیل گردید:

۳۰٪ شرکت‌هایی با بالاترین رتبه، شرکت‌های دارای نسبت B/M بالا (High) و ۳۰٪ شرکت‌هایی با پایین‌ترین رتبه، شرکت‌های دارای نسبت B/M پایین (Low) و ۴۰٪ شرکت‌هایی که در میانه قرار می‌گیرند، شرکت‌های دارای نسبت B/M متوسط (Median).

از ترکیب پرتفوهای مستقل محاسبه‌شده، شش پرتفوی بر اساس اشتراک دو پرتفوی مبتنی بر اندازه و سه پرتفوی مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار طبق جدول ۱ در زیر تشکیل‌شده است:

جدول ۱. پرتفوی بندی

B/M / Size	Low	Median	High
Small	S/L	S/M	S/H
Big	B/L	B/M	B/H

در ادامه، از مدل ۴ و به شرح زیر استفاده‌شده است:

مدل ۴ $$\mathbf{RV}_{\mathrm{I,t}} = \sum_{j=0}^{20} \mathbf{r^2}_{i,d_t-j} .$$

که در آن:

$\mathbf{RV}_{\mathrm{i,t}}$: واریانس تحقق‌یافته عامل i در ماه t

$\mathbf{r^2}_{i,d\mathrm{t}-j}$: مربع بازده روزانه (بر اساس قیمت پایانی) سهم i در d جلسه (روز) معاملاتی ماه t

واریانس تحقق‌یافته ماهانه ($\mathbf{RV}_{\mathrm{i,t}}$) از بازده روزانه شرکت‌های نمونه برای هر یک از عامل‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مومنتوم باروسو و سانتاکلارا (۲۰۱۵)، با استفاده از مدل ۴، محاسبه‌شده است. به‌گونه‌ای که برای هرماه t، واریانس تحقق‌یافته بر اساس بازده‌های روزانه ۲۱ روز (جلسه) معاملاتی پیشین محاسبه گردید.

در ادامه، از محاسبات مدل ۴، جهت استفاده در مدل خود بازگشت مرتبه اول واریانس تحقق‌یافته در مدل ۵ و به شرح در زیر، استفاده گردید:

مدل ۵ $$\mathbf{RV}_{\mathrm{i,t}} = \alpha + \rho \boldsymbol{RV}_{\mathrm{i,t-1}} + \varepsilon_{\mathrm{t}} .$$

که در آن:

$\mathbf{RV}_{\mathrm{i,t}}$: واریانس تحقق‌یافته سهام i در ماه t

α_t: عرض از مبدأ یا همان جزء ثابت رگرسیون

ρ: ضریب رگرسیون مدل

$\mathbf{RV}_{\mathrm{i,t-1}}$: واریانس تحقق‌یافته سهام i در ماه t-1

ε_{t}: جزء خطای رگرسیون

در ادامه و بر اساس مدل ۵، آماره $\boldsymbol{R^2_{i,oos}}$ و به شرح مدل ۶ محاسبه‌شده است:

$$\boldsymbol{R^2_{i,oos}} = 1 - \frac{\sum_{t=s}^{T-1}(\hat{\alpha}_t + \hat{\rho}_t\ \mathbf{RV_{i,t}} - \mathbf{RV_{i,t+1}})^2}{\sum_{t=s}^{T-1}(\overline{\mathbf{RV}}_{i,t} - \mathbf{RV_{i,t+1}})^2} \qquad \text{مدل ۶}$$

که در آن:

$\boldsymbol{R^2_{i,oos}}$: آماره یا ضریب تعیین عامل i بر اساس نمونه‌گیری خارج از نمونه (out of sampling)

$\hat{\alpha}_t$: عرض از مبدأ یا همان جزء ثابت تخمین زده شده توسط خود بازگشت مرتبه اول مدل ۵ در ماه t

$\hat{\rho}_t$: ضریب مدل رگرسیون

$RV_{i,t}$: واریانس تحقق‌یافته سهام i در ماه t

$RV_{i,t+1}$: واریانس تحقق‌یافته سهام i در ماه t بعلاوه یک

$\overline{RV}_{i,t}$: میانگین واریانس تحقق‌یافته عامل i از ابتدا تا ماه t

در ادامه، از مدل ۷، جهت محاسبه واریانس راهبرد مومنتوم در ماه t استفاده گردید:

$$\hat{\sigma}^2{}_{wml,t} = 21 \sum_{j=0}^{125} r^2{}_{wml,\frac{d_{t-1}-j}{126}} \qquad \text{مدل ۷}$$

$\hat{\boldsymbol{\sigma}}^{\mathbf{2}}{}_{wml,t}$: واریانس بازده راهبرد مومنتوم برای ماه t

$r^2{}_{wml,dt}$: مربع بازده روزانه راهبرد مومنتوم

که در اینجا ۱۲۶($j = 0, \ldots, 125$) نشان‌دهنده ۱۲۶ روز معاملاتی در ۶ ماه گذشته t می‌باشد و ۲۱، نشان‌دهنده جلسات معاملاتی در هرماه (کل هفته به‌جز پنجشنبه و جمعه) می‌باشد.

در ادامه، مومنتوم مدیریت‌شده از طریق مدل ۸ در زیر، محاسبه گردید:

$$\boldsymbol{r}_{WML*,t} = \frac{\boldsymbol{\sigma}_{target}}{\hat{\boldsymbol{\sigma}}_t}\boldsymbol{r}_{WML,t} \qquad \text{مدل ۸}$$

که در آن:

$\boldsymbol{r}_{WML*,t}$: بازده راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده برای ماه t

$\boldsymbol{\sigma}_{target}$: انحراف معیار هدف برای بازده ماهانه راهبرد مومنتوم (بارسو ۲۰۱۵)

$\boldsymbol{\sigma}_t$: انحراف معیار واریانس محاسبه‌شده بر اساس مدل ۸

$\boldsymbol{r}_{WML,t}$: بازده راهبرد مومنتوم ساده برای ماه t

در پایان نیز از طریق مقایسه نسبت شارپ راهبرد مومنتوم با ریسک مدیریت‌شده و راهبرد مومنتوم مرسوم جهت آزمون فرضیه اصلی پژوهش و به شرح زیر، استفاده شد (باروسو و سانتاکلارا ۲۰۱۵):

مدل ۹ $$\text{نسبت شارپ مومنتوم مرسوم} = \frac{\text{میانگین بازده سالانه راهبرد مومنتوم مرسوم}}{\text{انحراف معیار بازده سالانه راهبرد مومنتوم مرسوم}}$$

مدل ۱۰ $$\text{نسبت شارپ مومنتوم مدیریت} = \frac{\text{میانگین بازده سالانه راهبرد مومنتوم مدیریت شده}}{\text{انحراف معیار بازده سالانه راهبرد مومنتوم مدیریت شده}}$$

در ادامه و در قالب جدول ۲، مقادیر محاسبه‌شده، شامل حداکثر، حداقل، میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی و نرخ شارپ برای متغیرهای مذکور ۱۲۳ شرکت طی دوره یازده‌ساله بین سال‌های ۸۴ الی ۹۵ ارائه گردید (۱۶۲۳۶ ماه–شرکت).

جدول ۲. نتایج مقادیر محاسبه‌شده متغیرهای پژوهش

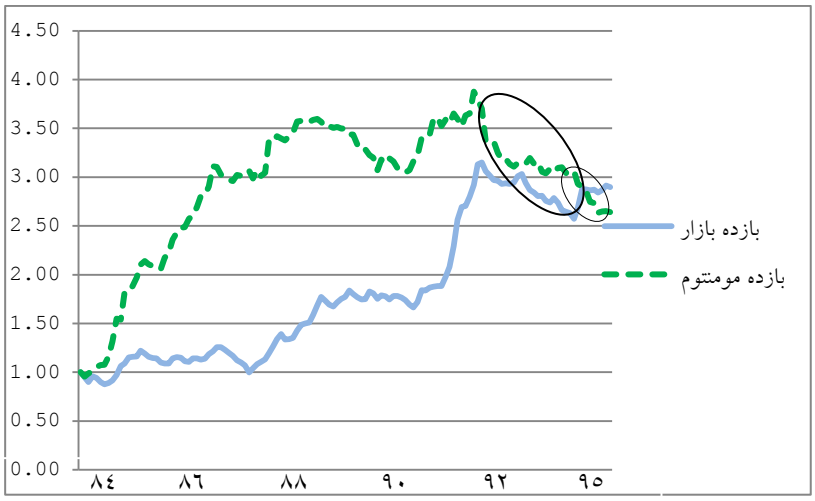
نام متغیر	نماد متغیر	حداکثر	حداقل	میانگین*	انحراف معیار*	چولگی	کشیدگی	نرخ شارپ*
بازده مازاد پرتفوی بازار	RMRF	۲۶٫۳۵	-۱۰٫۴۱	۸٫۴۴	۳۴٫۰۵	۳٫۵۰	۴٫۹۰	۰٫۲۵
بازده مازاد پرتفوی اندازه	SMB	۸٫۳۴	-۱۱٫۸۸	۰٫۰۷	۹٫۸۲	۰٫۰۰۱	۰٫۰۱	۰٫۰۱
بازده مازاد پرتفوی ارزش	HML	۱۳٫۴۱	-۱۶٫۶۶	-۱۸٫۵۸	۲۸٫۴۶	-۱٫۱۴	۱٫۲۹	-۰٫۶۵
بازده مازاد پرتفوی مومنتوم	WML	۳۳٫۲۰	-۳۳٫۰۷	۱۶٫۴۰	۴۵٫۵۵	-۲٫۴۶	۷٫۰۷	۰٫۳۶

*این متغیر به‌صورت سالانه محاسبه گردیده است.

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، پرتفوی مومنتوم به‌طور میانگین، سالانه ۱۶٫۴۰درصد بازدهی داشته که از سایر پرتفوی‌های موردبررسی پژوهش، بیشتر می‌باشد. پرتفوی مومنتوم نیز با انحراف معیار ۴۵٫۵۵ دارای بالاترین انحراف معیار بین داده‌های پژوهش می‌باشد که نشان می‌دهد داده‌های این پرتفوی، دارای پراکندگی بیشتری نسبت به سایر پرتفوی‌های پژوهش می‌باشد. علاوه براین، پرتفوی مومنتوم با ضریب چولگی ۲٫۴۶–، دارای چولگی منفی می‌باشد. دو شاخصه‌ی توزیع بازده پرتفوی مومنتوم، یعنی چولگی منفی ۲٫۴۶– و کشیدگی مثبت ۷٫۰۷، حاکی از یک چولگی چپ دم پهن می‌باشد که به‌عنوان زنگ خطری برای سقوط پرتفوی مومنتوم می‌باشد. آخرین داده

محاسبه‌شده در جدول ۲، نسبت شارپ می‌باشد. از مقایسه نسبت مذکور جهت تعیین پرتفوی بهینه‌تر استفاده می‌شود، به‌نحوی که پرتفوی دارای نسبت شارپ بالاتر، نسبت به پرتفوی با نسبت شارپ پایین‌تر بهینه‌تر خواهد بود. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، پرتفوی مومنتوم، دارای بالاترین نسبت شارپ با ضریب ۰٫۳۶ می‌باشد که می‌تواند نشان‌دهنده پرتفوی بهینه‌تر نسبت به سه پرتفوی مقلد [1] دیگر باشد.

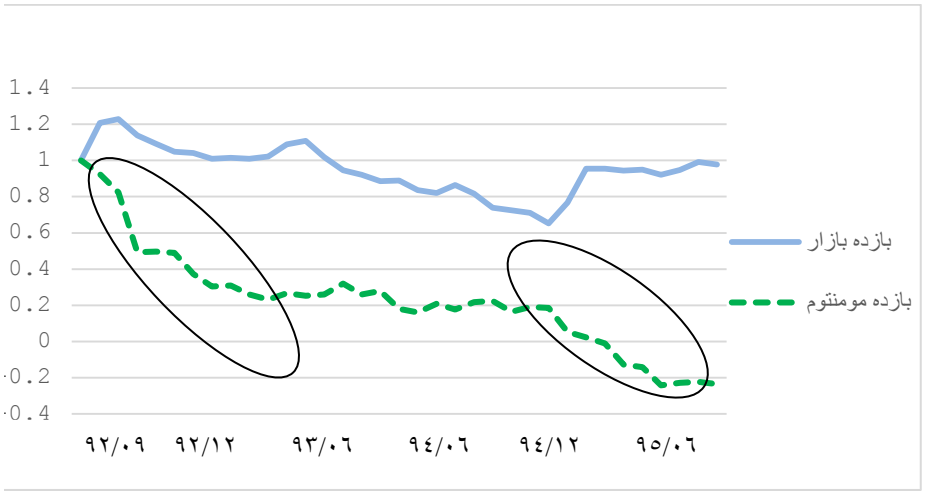
در ادامه، مقایسه بازده تجمعی پرتفوی بازار و مومنتوم از طریق نمودار ۱ ارائه‌شده که نشان‌دهنده نوسانات هر دو پرتفوی از مهرماه سال ۱۳۸۴ تا شهریورماه سال ۱۳۹۵ می‌باشد. همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌گردد، اگر شخصی در مهر سال ۱۳۸۴ یک واحد سرمایه (پول) خود را در پرتفوی مومنتوم سرمایه‌گذاری نماید بعد از گذشت تنها ۱۵ ماه، به‌طور متوسط، سرمایه وی، دو برابر خواهد شد و درمجموع، در دوره اول موردبررسی پژوهش (دوره قبل از سقوط مومنتوم)، یعنی از مهر سال ۱۳۸۴ تا پایان آبان ۱۳۹۲ این روند صعودی برای پرتفوی مومنتوم ادامه دارد به‌طوری که سرمایه‌گذاری ۱ واحد سرمایه به ۳٫۸۸ واحد سرمایه افزایش می‌یابد؛ اما همان‌گونه که مشاهده می‌شود در دوره دوم موردبررسی پژوهش (دوره بعد از سقوط مومنتوم)، پرتفوی مومنتوم به‌یک‌باره دچار سقوط می‌شود به این معنی که روند صعودی بازده تجمعی پرتفوی مومنتوم به روند نزولی تغییریافته و حتی بازده تجمعی پرتفوی بازار در این زمان از آن پیشی خواهد گرفت به‌طوری که در کمتر از سه سال از آذر سال ۱۳۹۲ تا پایان شهریور ۱۳۹۵، بازده تجمعی منفی ۱۲۴٪- عاید سرمایه‌گذاران پرتفوی مومنتوم می‌شود، این در صورتی است که راهبرد بازار طی همین مدت ۳۴ ماه که راهبرد مومنتوم با سقوط مواجه بود، تنها (۲-) درصد بازده تجمعی منفی برجای گذاشته است.



نمودار ۱. مقایسه بازده تجمعی پرتفوی بازار و مومنتوم در طول دوره زمانی پژوهش (از تاریخ ۱۳۸٤,۰۷ الی ۱۳۹٥,۰٦)

1 . mimicking portfolio

با توجه به مشاهده سقوط مومنتوم در بازار بورس اوراق بهادار تهران، دوره زمانی پژوهش (از مهرماه ۱۳۸۴ تا شهریورماه ۱۳۹۵) به دو دوره قبل از سقوط (۱۳۸۴/۰۷ الی ۱۳۹۲/۰۸) و دوره سقوط (۱۳۹۲/۰۹ الی ۱۳۹۵/۰۶)، تقسیم گردید و بر این اساس نمودار ۲، بازده تجمعی پرتفوی مومنتوم و بازار را در زمان وقوع بحران (دوره سقوط)، مورد بررسی و مقایسه قرار داده که به شرح زیر ارائه می‌شود.



نمودار ۲. مقایسه بازده تجمعی پرتفوی بازار و مومنتوم در دوره سقوط مومنتوم (از تاریخ ۱۳۹۲,۰۹ الی ۱۳۹٥,۰٦)

بنابراین، همان‌گونه که مشاهده می‌شود نتایج پژوهش در طول دوره زمانی ۱۳۲ ماهه، نشان‌دهنده دو سقوط در بازده پرتفوی مومنتوم از آذرماه سال ۱۳۹۲ تا شهریورماه ۱۳۹۳ و همچنین، از آذرماه سال ۱۳۹۴ تا خرداد سال ۱۳۹۵ می‌باشد.

بررسی مدل رگرسیون

پس از مشخص شدن سودآوری پرتفوی مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران طبق نتایج ارائه‌شده در جدول ۲، جهت آزمون معنی‌داری بازده خاص مومنتوم و پس از کنترل عوامل فاما و

فرنچ، از رگرسیون به روش حداقل مربعات[1]، به شرح مدل ۱۰ و در ادامه استفاده گردید. برای اجرای رگرسیون، از بازده ماهانه هر یک از پرتفوی‌های پژوهش (مومنتوم، بازار، ارزش و اندازه) استفاده شد که در بخش متغیرها و مدل‌های پژوهش، طریقه محاسبه هریک تشریح گردید. همچنین، با توجه به وجود دو سقوط مومنتوم در بازار بورس اوراق بهادار تهران (نمودار ۱) که منجر به تغییر ناگهانی روند بازدهی مومنتوم گردید، جهت برازش رگرسیون در مدل ۱۰، نمونه مورد بررسی پژوهش، به دو دوره قبل از سقوط و بعد از سقوط تقسیم شده که نتایج هر یک به شرح جداول ۳ و ۴ ارائه شده است.

$$r_{WML,t} = \alpha + \beta_1 r_{RMRF,t} + \beta_2 r_{SMB,t} + \beta_3 r_{HML,t}$$ رابطه ۱۰

که در آن:

α : بازده خاص پرتفوی مومنتوم (میزان بازدهی تعریف‌نشده توسط عوامل فاما و فرنچ)

$r_{WML,t}$: بازده پرتفوی مومنتوم در ماه t

$r_{RMRF,t}$: بازده پرتفوی بازار در ماه t

$r_{SMB,t}$: بازده پرتفوی اندازه در ماه t

$r_{HML,t}$: بازده پرتفوی ارزش در ماه t

نتایج رگرسیون رابطه ۱۰ در قالب جداول ۳ و ۴ و به شرح در ادامه، ارائه‌شده است:

جدول ۳. نتایج مدل رگرسیون مومنتوم بر روی عوامل فاما و فرنچ

(دوره قبل از سقوط مومنتوم)

نام متغیر	نماد	Coefficient	t-statistics	Prob
بازده خاص مومنتوم	A	۰,۰۱۷۳	۲,۰۱	۰,۰٤۷
پرتفوی بازار	Rmrf	۰,۲۸	۱,۹۹	۰,۰٤۹
پرتفوی اندازه	Smb	۰,۰۵	۰,۲۲	۰,۸۲
پرتفوی ارزش	Hml	-۰,٤۳	-۲,٥٦	۰,۰۱۲

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، در دوره قبل از سقوط، پرتفوی مومنتوم بعد از کنترل عوامل فاما و فرنچ، بازده معنی‌دار ماهیانه ۱,۷۳ درصد عاید سرمایه‌گذاران این راهبرد نموده که این

1 . Ordinary Least Squares (OLS)

مقدار به‌طور متوسط بازده سالانه ۲۱ درصد، حاصل می‌نماید(۱۲ماه*۱,۷۳) که بازده قابل‌توجهی می‌باشد.

جدول ٤. نتایج مدل رگرسیون مومنتوم بر روی عوامل فاما و فرنچ

(دوره سقوط مومنتوم)

نام متغیر	نماد	Coefficient	t-statistics	Prob
بازده خاص مومنتوم	A	-۰,۰۳	-۲,۲۲	۰,۰۳٤
پرتفوی بازار	Rmrf	۰,۲۷	۰,۹۳	۰,۳٦
پرتفوی اندازه	Smb	-۰,۱٦	-۰,۳۹	۰,٦۹
پرتفوی ارزش	Hml	-۰,۵۸	-۱,٤۲	۰,۱٦

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، در دوران سقوط، پرتفوی مومنتوم بعد از کنترل عوامل فاما و فرنچ، به‌طور متوسط بازده معنادار ماهانه منفی ۳ درصد عاید سرمایه‌گذاران می‌نماید؛ که این امر به دلیل سقوط مومنتوم در زمان مواجهه با بحران می‌باشد.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه پژوهش

پژوهشگران (انگل، ۱۹۸۲ و بولرسلو[1]، ۱۹۸۷)، معتقدند، کشیدگی اضافه توزیع بازده مومنتوم می‌تواند نشان‌دهنده تغییرات ریسک در طول زمان، برای عامل مذکور باشد بدین معنی که کشیدگی مازاد پرتفوی مومنتوم به میزان ۷ درصد، پژوهشگر را به این سمت هدایت می‌نماید که ریسک عامل مذکور در طول زمان را با سه عامل دیگر موردمطالعه قرار داده دهد. بر این اساس، ابتدا نوسان پذیری بازده هر یک از چهار پرتفوی موردبررسی پژوهش، پیش‌بینی‌شده است. برای دستیابی به این امر، ابتدا از بازده روزانه سهام شرکت‌های نمونه، واریانس (نوسان پذیری) تحقق‌یافته هر پرتفوی، طبق رابطه ۱۱ در ادامه، محاسبه گردید:

$$\mathbf{RV}_{\mathrm{i,t}} = \sum_{j=0}^{20} \mathbf{r}^{\mathbf{2}}{}_{i,d_t-j} \ . \qquad \text{رابطه ۱۱}$$

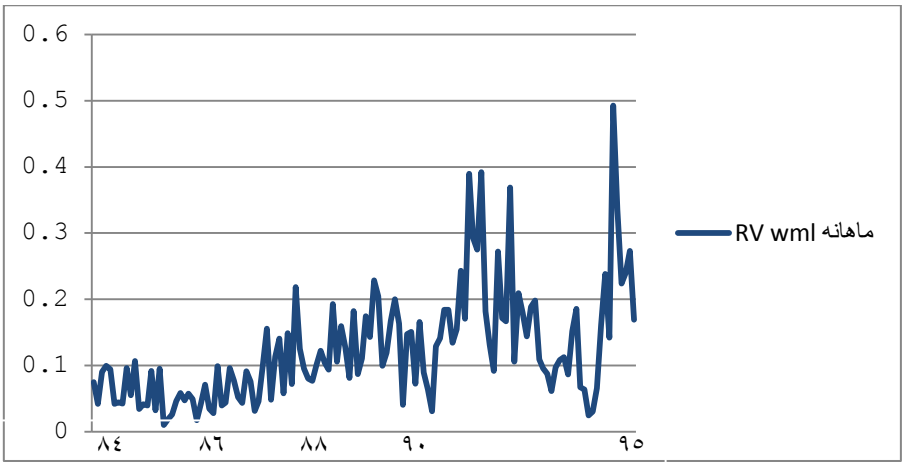
که در آن:

1 . Bollerslev

$\mathbf{RV}_{i,t}$: واریانس تحقق‌یافته پرتفوی i در ماه t

$\mathbf{r}^2_{i,dt-j}$: توان دوم بازده روزانه (بر اساس قیمت پایانی) سهم i در d جلسه (روز) معاملاتی ماه t

شاخص نوسانات واریانس تحقق‌یافته ماهانه مومنتوم در قالب نمودار ۳ و به شرح زیر نشان داده شده است.



نمودار ۳. نوسانات تحقق‌یافته پرتفوی مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران

همان‌طور که در نمودار ۳ مشاهده می‌شود، شاخص نوسانات واریانس تحقق‌یافته مومنتوم، در ماه‌هایی که مومنتوم دچار سقوط شده (با توجه به نمودار ۱)، نسبت به سایر ماه‌ها، دارای نوسانات بیشتری می‌باشد.

در ادامه، رابطه ۱۲ که خود بازگشت مرتبه اول از واریانس تحقق‌یافته پرتفوی مومنتوم، بازار، اندازه و ارزش می‌باشد، برازش شده است:

$$RV_{i,t} = \alpha + \rho\, RV_{i,t-1} + \varepsilon_t . \qquad \text{رابطه ۱۲}$$

که در آن:

$RV_{i,t}$: واریانس تحقق‌یافته سهام i از ابتدا تا ماه t

α: عرض از مبدأ یا همان جزء ثابت خود بازگشت مرتبه اول رابطه (۴-۳)

ρ: ضریب رگرسیون

$RV_{i,t-1}$: پیش‌بینی واریانس تحقق‌یافته سهام i در ماه t بر اساس ضرایب محاسبه‌شده ($\hat{\alpha}$ و $\hat{\rho}$) از ابتدا تا یک ماه قبل از ماه t

ε_t: جزء خطای رگرسیون رابطه

و نتایج حاصل از رابطه ۱۲، در جدول ۵ و به شرح در ادامه، نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از خود بازگشت مرتبه اول واریانس تحقق‌یافته مومنتوم و سه عامل فاما و فرنچ

نام متغیر	نماد متغیر	α	t-statistic	ρ	t-statistic	R2	R2 oos	$\bar{\varepsilon}$	ββ
بازار	RMRF	۰,۰۰۰۳	۵,۳۲	۰,۵۲	٦,۹۰	۰,۲٦	۰,۲۸	۷,۲۱	۵,۰۱
اندازه	SMB	۰,۰۰۰٤	۵,۹۸	۰,٤۵	۵,۷۳	۰,۲۰	۰,۲۰	٦,۷۹	٤,۲۵
ارزش	HML	۰,۰۰۰٦	٦,٦۷	۰,٤۱	۵,۱٦	۰,۱۷	۰,۲۰	۹,۵٤	٤,۷٦
مومنتوم	WML	۰,۰۰۰۵	٤,۸۵	۰,۵٦	۷,۸٤	۰,۳۲	۰,۳۳	۱۲,۲۷	۸,٤۲

همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، ریسک پرتفوی مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران بیشترین نوسان را دارا می‌باشد، به این معنا که میانگین واریانس تحقق‌یافته پرتفوی مومنتوم برابر با (۱۲,۲۷)، می‌باشد که این مقدار بیش از میانگین واریانس تحقق‌یافته سه پرتفوی دیگر (بازار، اندازه و ارزش) می‌باشد. همچنین، علاوه بر اینکه ریسک پرتفوی مومنتوم بیشترین نوسان را دارد، دارای بیشترین ثبات (پایایی) نیز می‌باشد، به این معنا که ضریب متغیر واریانس تحقق‌یافته مومنتوم (ρ)، طبق جدول ۵ برابر ۰,۵۶ می‌باشد که بیشتر از مقدار ضریب مذکور برای سه پرتفوی دیگر (بازار، اندازه و ارزش) می‌باشد.

در ادامه، ماحصل داده‌های تخمین زده شده برای ضرایب آلفا و بتا رابطه ۱۲ برای محاسبه آماره ضریب تعیین خارج از نمونه و به شرح رابطه ۱۳ در ادامه، استفاده گردید:

$$R^2_{i,oos} = 1 - \frac{\sum_{t=s}^{T-1}(\hat{\alpha}_t + \hat{\rho}_t\ RV_{i,t} - RV_{i,t+1})^2}{\sum_{t=s}^{T-1}(\overline{RV}_{i,t} - RV_{i,t+1})^2}$$ رابطه ۱۳

که در آن:

$R^2_{i,oos}$: آماره یا ضریب تعیین عامل i بر اساس نمونه‌گیری خارج از نمونه

$\hat{\alpha}_t$: عرض از مبدأ یا همان جزء ثابت تخمین زده شده توسط خود بازگشت مرتبه اول در رابطه ۱۲ در ماه t

$\hat{\rho}_t$: ضریب رگرسیون رابطه ۱۲ در ماه t

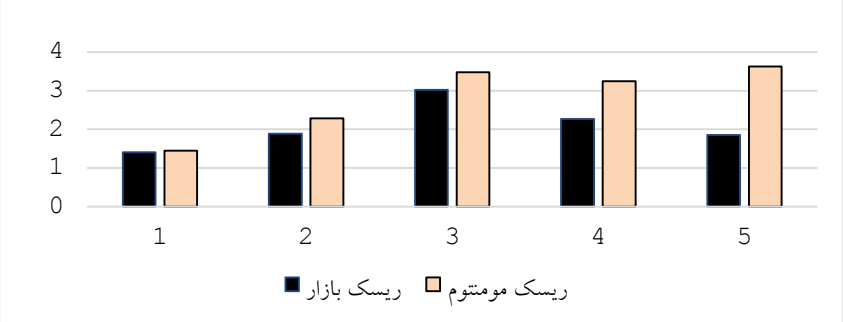
$RV_{i,t}$: واریانس تحقق‌یافته سهام i در ماه t

$RV_{i,t+1}$: واریانس تحقق‌یافته سهام i در ماه t بعلاوه یک

$\overline{RV}_{i,t}$: میانگین واریانس تحقق‌یافته عامل i از ابتدا تا ماه t

نتایج رابطه ۱۳ نیز در جدول ۶ آورده شده است. مقدار $R^2_{i,oos}$ برای عامل مومنتم برابر با ۰,۳۳ می‌باشد که بیشتر از مقدار $R^2_{i,oos}$ برای سه عامل دیگر می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، حدود ۳۳٪ امکان پیش‌بینی ریسک عامل مومنتم وجود دارد.

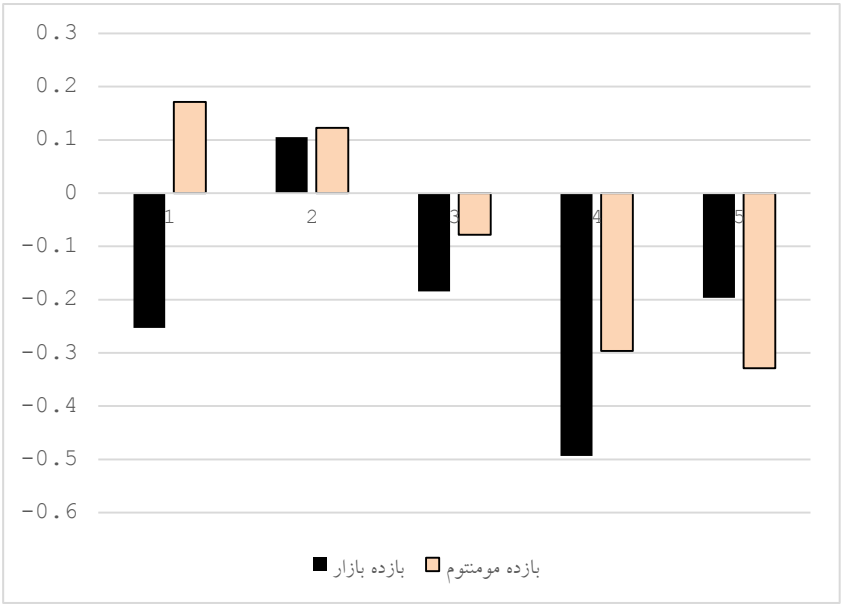
در ادامه، عملکرد پرتفوی بازار و مومنتوم بورس اوراق بهادار تهران و بر اساس واریانس تحقق‌یافته در قالب نمودارهای ۴، ۵ و ۶ ارائه گردیده است. برای رسم نمودار۴ ، ابتدا برای هرماه، واریانس تحقق‌یافته شش‌ماهه گذشته پرتفوی مومنتوم جمع حسابی گردید تا به‌عنوان معیاری جهت پنجک بندی ریسک ماهانه پرتفوی مومنتوم مورداستفاده قرار بگیرد. سپس، از میانگین واریانس تحقق‌یافته ۱۲ ماه بعد، به‌عنوان ریسک ماهانه پرتفوی مومنتوم، جهت رسم نمودار مذکور استفاده گردید. سپس، ریسک محاسبه‌شده ماهانه مومنتوم (میانگین ۱۲ ماه آتی) بر اساس واریانس تحقق‌یافته (شش ماه گذشته)، به پنج دسته تقسیم گردید، پنجک اول، شامل مجموعه ماه‌های دارای کمترین واریانس تحقق‌یافته و پنجک پنجم، شامل مجموعه ماه‌های دارای بیشترین واریانس تحقق‌یافته می‌باشد. سپس، برای پرتفوی بازار نیز مراحل بالا سپری شده و درنهایت نمودار ۴ و به شرح در ادامه رسم گردید:



نمودار ٤. پنجک بندی ریسک بر اساس واریانس تحقق‌یافته

همان‌طور که در نمودار ۴ مشاهده می‌شود میانگین ریسک پرتفوی مومنتوم از پنجک اول به پنجک پنجم، دارای روند صعودی می‌باشد. همچنین، در تمامی پنجک ها ریسک پرتفوی مومنتوم از پرتفوی بازار بیشتر می‌باشد. به‌طورکلی، نمودار ۴ نشان می‌دهد ریسک بالاتر در ماه‌های اخیر (شش‌ماهه گذشته) پرتفوی مومنتوم، ریسک بیشتری را در آینده (دوازده ماه آتی) برای پرتفوی مومنتوم به دنبال خواهد داشت.

در ادامه، برای رسم نمودار ۵ از تقسیم میانگین بازده بر واریانس تحقق‌یافته (دوازده ماه آتی)، نسبت شارپ هرماه محاسبه گردید، سپس، همانند نمودار ۴ از واریانس تحقق‌یافته شش‌ماهه گذشته به‌عنوان معیار پنجک بندی، استفاده گردید و نمودار ۵ رسم شد.



نمودار ۵. پنجک بندی بازده بر اساس واریانس تحقق‌یافته

همان‌طور که در نمودار ۵ مشاهده می‌شود هرچه از پنجک اول (پنجک با واریانس تحقق‌یافته کمتر) به سمت پنجک پنجم (پنجک با واریانس تحقق‌یافته بیشتر) پیش می‌رویم، بازدهی پرتفوی مومنتوم کاهش می‌یابد، بر این اساس، بین ریسک و بازده پرتفوی مومنتوم رابطه معکوس وجود دارد درصورتی‌که هیچ رابطه موازنه‌ای بین ریسک و بازده پرتفوی بازار وجود ندارد.

در ادامه، برای رسم نمودار ۶ از تقسیم میانگین بازده بر واریانس تحقق‌یافته (دوازده ماه آتی)، نسبت شارپ هرماه محاسبه گردید، سپس، همانند نمودار ۴ از واریانس تحقق‌یافته شش‌ماهه گذشته به‌عنوان معیار پنجک بندی، استفاده شد و نمودار ۶ رسم گردید.

نمودار ٦. پنجک بندی نسبت شارپ بر اساس واریانس تحقق‌یافته

همان‌طور که در نمودار ۶ مشاهده می‌شود هرچه از پنجک اول (پنجک با واریانس تحقق‌یافته کمتر) به سمت پنجک پنجم (پنجک با واریانس تحقق‌یافته بیشتر) پیش می‌رویم، بر اثر افزایش ریسک و کاهش بازده، نسبت شارپ پرتفوی مومنتوم کاهش می‌یابد، درنتیجه، نسبت شارپ پرتفوی مومنتوم به طرز قابل‌توجهی بر اساس شرایط ریسک پیشین خود (شش‌ماهه گذشته) تغییر می‌کند. درصورتی‌که نسبت شارپ پرتفوی بازار همانند ریسک و بازده خود، هیچ روند مشخصی را نشان نمی‌دهد.

در ادامه، جهت تعیین توانایی پیش‌بینی ریسک توسط داده‌های خارج از نمونه (OOS)[1]، از داده‌های ۶۰ ماهه نخست نمونه پژوهش، به‌عنوان نمونه آموزشی[2] (نمونه‌ای برای تخمین ضرایب مدل) برای اجرای خود بازگشت مرتبه اول (طبق رابطه ۱۲) و با هدف پیش‌بینی ریسک خارج از نمونه هریک از چهار پرتفوی مقلد و بر اساس روش پنجره مشاهدات گسترده[3]، استفاده گردید. به‌طوری‌که از خود بازگشت تخمین زده شده مذکور جهت پیش‌بینی واریانس ماه بعد استفاده

---

1 . Out Of Sample
2 . Training Sample
3 . Expanding windows of observations

گردید. سپس، داده ماه شصت و یکم به داده‌های شصت‌ماهه نخست اضافه گردید و مجدداً ضرایب رگرسیون رابطه ۱۲، تخمین زده شد و بر اساس رگرسیون تخمین زده شده جدید، واریانس پرتفوی موردنظر برای ماه شصت و دوم تخمین زده شد و این فرایند تا آخرین ماه از دوره پژوهش (ماه ۱۳۲)، تکرار و اجرا شد.

در ادامه، ریسک راهبرد مومنتوم و بر اساس مدل ۱۴، محاسبه گردید ($\hat{\sigma}^2_{wml,t}$) و جهت مقیاس‌گذاری ریسک مومنتوم از رابطه ۱۵ استفاده گردید تا به این طریق، نوسان ریسک راهبرد مومنتوم، تعدیل یا تثبیت[1] گردد:

$$\hat{\sigma}^2_{wml,t} = 21 \sum_{j=0}^{125} r^2_{wml,d_{t-1}-j}/126 \qquad \text{رابطه ۱۴}$$

که در آن:

$\hat{\sigma}^2_{wml,t}$: واریانس بازده پرتفوی مومنتوم برای ماه t

$r^2_{wml,d}$: توان دوم بازده روزانه پرتفوی مومنتوم

در حقیقت و ازآنجایی‌که راهبرد مومنتوم یک راهبرد خود تأمین مالی[2] با سرمایه صفر[3] می‌باشد و نیاز به سرمایه‌گذاری مستقیم ندارد، لذا محدودیت نیاز به به‌کارگیری مبلغ سرمایه‌گذاری اولیه جهت مقیاس‌گذاری نخواهد داشت. ازاین‌رو، از واریانس تخمین زده شده رابطه ۱۴، برای مقیاس‌گذاری بازده مومنتوم، جهت مدیریت پرتفوی مومنتوم (کاهش نوسان ریسک راهبرد مومنتم) و طبق رابطه ۱۵ استفاده گردید.

$$r_{WML^*,t} = \frac{\sigma_{target}}{\hat{\sigma}_t} r_{WML,t} \qquad \text{رابطه ۱۵}$$

که در آن:

$r_{WML^*,t}$: بازده پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده برای ماه t

σ_{target}: انحراف معیار هدف برای بازده ماهانه راهبرد مومنتوم[4]

---

1 . Constant
2 . Self-Financing strategy
3 . Zero-Investment
٤. با توجه به مدل اصلی پژوهش (باروسو و سانتاکلارا، ۲۰۱۵) که از نرخ انحراف معیار ۱۲ درصد به‌عنوان انحراف معیار هدف استفاده گردیده است، در این پژوهش نیز ابتدا به کمک نرخ ۱۲ درصد رابطه ۱۵، محاسبه گردید که منجر به کاهش یا ثبات ریسک مومنتوم در طول دوره پژوهش نگردید، لذا با توجه به‌تناسب نرخ انحراف معیار هدف در پژوهش مبنا (۱۲٪) به انحراف معیار واقعی مومنتوم در پژوهش مبنا (۲۸٪)، انحراف معیار هدف با توجه به انحراف معیار واقعی ٤٥ درصدی در این پژوهش، ۲۰ درصد در نظر گرفته شد که منجر به دستیابی به اهداف پژوهش مانند مدل اصلی گردید. لازم به یادآوری است بعد از بحران‌های مالی در بورس کشورهای پیشرفته، مدیریت جدید صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر مبنای سطح نوسان پذیری از قبل تعیین‌شده (انحراف معیار هدف) مدیریت می‌شود.

$\hat{\sigma}_t$: انحراف معیار واریانس محاسبه‌شده بر اساس رابطه ۱۴

$r_{WML,t}$: بازده راهبرد مومنتوم ساده برای ماه t

در ادامه، نمودار ۷، وزن راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده (مقیاس‌گذاری شده) را در طول زمان پژوهش نشان می‌دهد، وزن مذکور بر اساس رابطه ۱۵ محاسبه گردیده که درواقع همان تفاوت میان دو طرف معادله بوده و به دلیل وزن متغیر نسبت انحراف معیار هدف به انحراف معیار واقعی، در طول زمان می‌باشد، به‌طوری‌که اگر نسبت مذکور برابر با ۱ گردد، در این صورت نوسانات راهبرد مومنتوم مرسوم با نوسانات مورد انتظار (انحراف معیار هدف)، برابر بوده، لذا در این صورت مبلغ سرمایه‌گذاری در هر دو نوع راهبرد برابر خواهد بود و درنتیجه، ریسک یکسانی متوجه مومنتوم مرسوم و مومنتوم مدیریت‌شده می‌گردد، اما در مواقعی که انحراف معیار هدف از انحراف معیار واقعی کمتر باشد، نسبت مقیاس‌گذاری کوچک‌تر از یک بوده و بدین معناست که سرمایه‌گذاری در آن مقطع از ریسک بیشتری نسبت به ریسک قابل‌پذیرش (هدف) ما به همراه خواهد داشت، لذا مبلغ کمتری (متناسب با مقیاس به‌دست‌آمده)، در آن مقطع سرمایه‌گذاری نموده و ریسک بالای آن را به میزان مورد انتظار کاهش خواهد یافت و بدین ترتیب ریسک مومنتوم مدیریت خواهد گردید و بالعکس درصورتی‌که انحراف معیار هدف از انحراف معیار واقعی بیشتر باشد، نسبت مقیاس‌گذاری بزرگ‌تر از یک بوده و بدین معناست که سرمایه‌گذاری در آن مقطع از ریسک کمتری نسبت به ریسک قابل‌پذیرش (هدف) ما به همراه خواهد داشت، لذا مبلغ بیشتری (متناسب با مقیاس به‌دست‌آمده)، در آن مقطع سرمایه‌گذاری نموده و نسبت به مومنتوم مرسوم بازدهی بالاتری کسب خواهد گردید؛ بنابراین نسبت مذکور نشان‌دهنده میزان سرمایه‌گذاری مومنتوم مدیریت‌شده نسبت به مومنتوم مرسوم بوده که درنتیجه هردو راهبرد بازدهی بالایی عاید سرمایه‌گذاران می‌نمایند با این تفاوت که راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده از ریسک کمتری نسبت به مومنتوم مرسوم برخوردار بوده است چراکه در مقابل ریسک متغیر در طول زمان راهبرد مومنتوم مرسوم، راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده، ریسک ثابتی (انحراف معیار هدف)، در طول کل دوره سرمایه‌گذاری به همراه داشته که دلیل آن استفاده از مقدار سرمایه (پول) متغیر بر مبنای مقیاس‌گذاری، جایگزین یک مقدار ثابت، در وضعیت خریدوفروش می‌باشد.

نمودار ۷. وزن مقیاس‌گذاری پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده
بورس اوراق بهادار تهران

همان‌طور که در نمودار ۷، مشاهده می‌شود، مقیاس‌گذاری صورت گرفته در محدوده بین ۰,۳۶ تا ۱,۰۷ قرار می‌گیرد به‌طوری‌که در اواسط سال ۱۳۹۲ (اولین سقوط مومنتوم)، همچنین، در اواخر سال ۱۳۹۴ (دومین سقوط مومنتوم)، این مقیاس به کمترین مقدار خود می‌رسد.

در ادامه، به‌منظور تفسیر اقتصادی نتایج پژوهش و در قالب آزمون فرضیه اصلی پژوهش و برای مقایسه، از نسبت شارپ پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده (با ریسک مدیریت‌شده) و پرتفوی مومنتوم مرسوم (مدیریت نشده)، یعنی رابطه ۱۶ و رابطه ۱۷، استفاده گردید:

رابطه ۱۶
$$\text{نسبت شارپ مومنتوم مرسوم} = \frac{\text{میانگین بازده سالانه راهبرد مومنتوم مرسوم}}{\text{انحراف معیار بازده سالانه راهبرد مومنتوم مرسوم}}$$

رابطه ۱۷
$$\text{نسبت شارپ مومنتوم مدیریت‌شده} = \frac{\text{میانگین بازده سالانه راهبرد مومنتوم مدیریت شده}}{\text{انحراف معیار بازده سالانه راهبرد مومنتوم مدیریت شده}}$$

در ادامه، نتایج حاصل از رابطه ۱۶ و ۱۷ طی دوره مهرماه سال ۱۳۸۴ تا شهریورماه سال ۱۳۹۵ و در قالب جدول ۶ ارائه‌شده است.

جدول ٦. مقایسه آمار توصیفی پرتفوی مومنتوم مرسوم و مومنتوم مدیریت‌شده بورس اوراق بهادار تهران

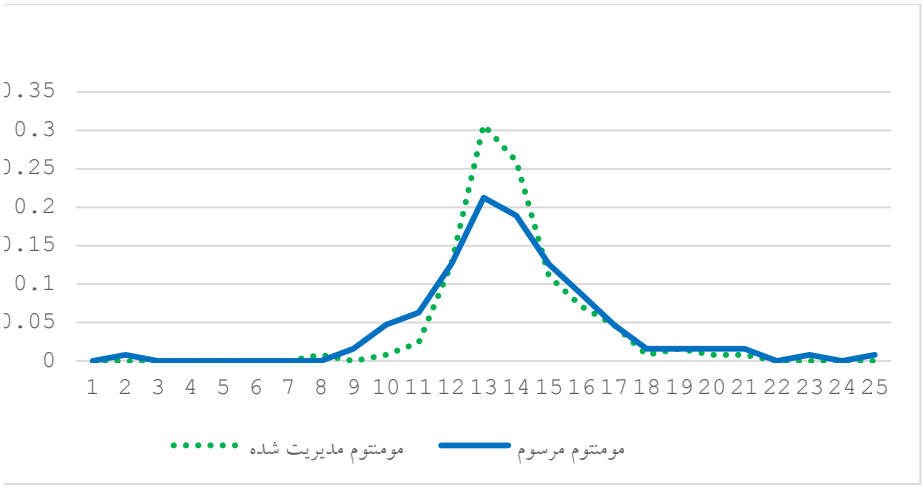
نام متغیر	نماد متغیر	حداکثر	حداقل	میانگین*	انحراف معیار*	چولگی	کشیدگی	نرخ شارپ*
بازده مازاد پرتفوی مومنتوم مرسوم	WML	۳۳,۲۰	-۳۳,۰۷	١٦,٤٠	٤٥,٥٥	-۲,٤٦	۷,۰۷	۰,۳٦
بازده مازاد پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده	WML*	۲۲,۱۳	-۱٥,۹٥	۱٥,۷۲	۳۱,۳۷	-۰,۰۱	۱,٤٦	۰,٥

*این متغیر به‌صورت سالانه محاسبه گردیده است.

بر اساس نرخ شارپ محاسبه‌شده طبق رابطه ۱۶ و ۱۷ که در جدول ۶ نشان داده شده است، نرخ شارپ پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده به میزان (۰,۵) محاسبه‌شده که درواقع بیشتر از نرخ شارپ محاسبه‌شده برای پرتفوی مومنتوم مرسوم (۰,۳۶) می‌باشد؛ بنابراین، فرضیه پژوهش تحت عنوان «راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده دارای نسبت شارپ بالاتری نسبت به راهبرد مومنتوم مرسوم می‌باشد» رد نمی‌شود.

همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، دامنه نوسان بین حداکثر و حداقل بازده پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده، نسبت به مومنتوم مرسوم، کاهش یافته است؛ که این امر، سبب کاهش قابل‌توجه (۱۴ درصدی) انحراف معیار، افزایش نرخ شارپ از ۳۶ درصد برای پرتفوی مومنتوم مرسوم به ۵۰ درصد برای پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده و درمجموع، باعث بهینه‌تر شدن پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده نسبت به نسخه قدیمی خود (مومنتوم مرسوم) گردید، به‌طوری‌که کشیدگی مازاد پرتفوی مومنتوم مرسوم از مقدار بسیار بالای ۷ درصد به مقدار قابل‌قبول ۱,۴۶ درصد برای مومنتوم مدیریت‌شده، کاهش یافت. همچنین، چولگی منفی ۲,۴۶ درصد به نزدیک صفر رسید که این موضوع عمل ریسک سقوط مومنتوم را حذف می‌نماید.

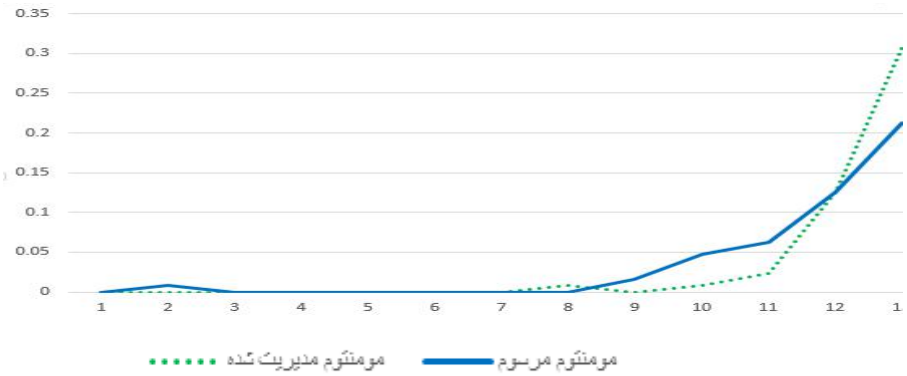
در ادامه، نمودار تابع چگالی بازده ماهانه راهبرد مومنتوم و نسخه مدیریت‌شده آن را به شرح زیر نشان می‌دهد (نمودار ۸).



نمودار ۸. مقایسه تابع چگالی مومنتوم مرسوم و مومنتوم مدیریت‌شده بورس اوراق بهادار تهران

در نمودار ۸ خط ممتد نشان‌دهنده تابع چگالی پرتفوی مومنتوم مرسوم می‌باشد که به‌وضوح می‌توان مازاد کشیدگی را مشاهده نمود، در مقابل، تابع چگالی مومنتوم مدیریت‌شده با نقطه‌چین مشخص گردیده و همان‌طور که مشخص است نسبت به نسخه مومنتوم مرسوم، از کشیدگی کمتری برخوردار می‌باشد.

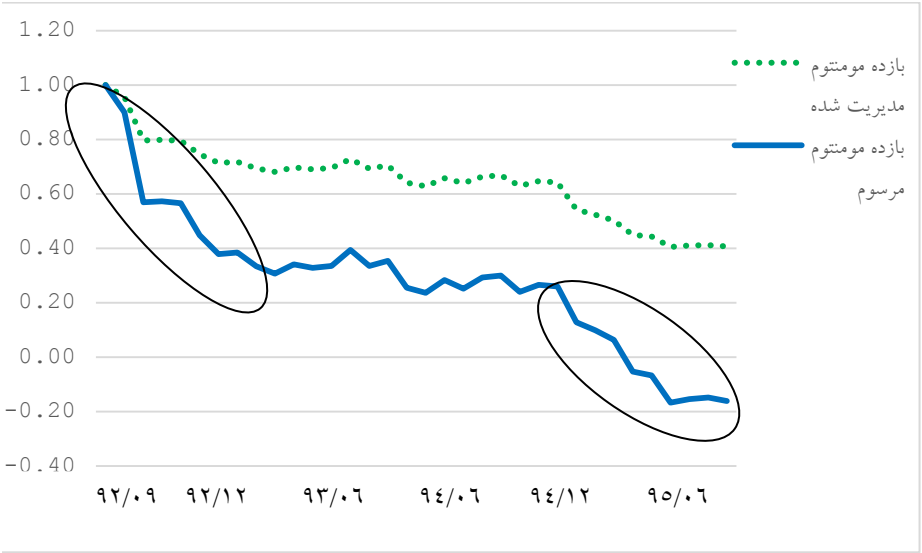
همچنین، در ادامه، نمودار ۹ و با تمرکز بر نیمه سمت چپ نمودار ۸، چولگی منفی پرتفوی مومنتوم را به شرح زیر نشان داده شده است.



نمودار ۹. مقایسه چولگی منفی مومنتوم مرسوم و مومنتوم مدیریت‌شده بورس اوراق بهادار تهران

همان‌طور که در نمودار ۹ مشاهده می‌شود، مومنتوم مرسوم که با خط ممتد نمایش داده شده دارای یک دم پهن چوله به چپ می‌باشد که این نقص به‌طور قابل‌توجهی در نسخه مومنتوم مدیریت‌شده با کاهش کشیدگی و برطرف شدن چولگی منفی اصلاح گردیده است.

نمودار ۱۰ و در ادامه، به بررسی مومنتوم مدیریت‌شده در زمان سقوط مومنتوم مرسوم پرداخته و بازدهی دو پرتفوی را با یکدیگر در زمان مواجهه با بحران‌ها نشان می‌دهد.



نمودار ۱۰. مقایسه پرتفوی مومنتوم مرسوم و مومنتوم مدیریت‌شده بورس اوراق بهادار تهران

همان‌طور که در نمودار ۱۰ مشاهده می‌گردد، مومنتوم مدیریت‌شده در زمان مواجهه با بحران‌های مالی همانند پرتفوی مومنتوم مرسوم دچار سقوط نشده و تنها به میزان قابل جبرانی کاهش یافته که این امر در سرمایه‌گذاری امری بدیهی و اجتناب‌ناپذیر می‌باشد.

نتیجه‌گیری و بحث

راهبرد مومنتوم به‌عنوان یک ناهنجاری فراگیر در سطح بازارهای مالی شناخته شده است. مومنتوم به دلیل سادگی، مورداستفاده بسیاری از سرمایه‌گذاران و مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری

قرارگرفته، به‌طوری‌که سرمایه‌گذاران از این راهبرد برای بهبود (بازده) پرتفوی سهام خود استفاده می‌نمایند؛ اما عملکرد فوق‌العاده راهبرد مومنتوم، نیمه تاریکی نیز به همراه دارد که زمان سقوط بازار (بحران‌های مالی) خود را نشان می‌دهد به‌طوری‌که قادر است بازده مازاد چندین سال حاصل از راهبرد مومنتوم را به‌یک‌باره از بین ببرد. علاوه بر این، به دلیل کشیدگی مازاد و چولگی منفی مومنتوم، دیگر حتی بازده‌های بالا هم سرمایه‌گذاران ریسک گریز را مجاب به سرمایه‌گذاری از این طریق نمی‌نماید. به همین دلیل، برخی مومنتوم را یک راهبرد سوخته و ناکارآمد در دهه اخیر تلقی می‌نمایند و معتقدند این مازاد بازدهی به دلیل ریسک بالاتر این راهبرد می‌باشد. براین اساس، پژوهشگران جهت پیدا نمودن راه‌حلی برای کنترل ریسک مزبور، پیشنهادهایی همچون، ایجاد پرتفوی پوششی از طریق عامل ریسک یا بتای مومنتوم را مطرح نمودند که در عمل از کارایی لازم برخوردار نبود، درنتیجه، ریسک سقوط مومنتوم همچنان به‌عنوان معمایی حل‌نشده در ادبیات پژوهش‌های مالی باقی ماند.

لذا در این پژوهش، به‌منظور جلوگیری از وقوع این سقوط‌ها و همچنین، باهدف افزایش نسبت شارپ مومنتوم، نسبت به ایجاد یک راهبرد معاملاتی با ریسک ثابت، به ترتیب مراحل زیر طی گردید. ابتدای امر، کارایی راهبرد مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران موردبررسی و آزمون قرار گرفت که نتایج حاکی از بازدهی مثبت و معنادار مومنتوم بوده و همچنین، مشخص گردید عامل مومنتوم نسبت به سه عامل دیگر از نسبت شارپ بالاتری نیز برخوردار می‌باشد. بدین ترتیب، از طریق مقایسه بازده تجمعی پرتفوی مومنتوم و بازار در طول دوره زمانی پژوهش، وجود سقوط مومنتوم بررسی گردید که نتایج نشان داد بازده تجمعی راهبرد مومنتوم در هنگام مواجهه با بحران مالی پیش‌آمده در بازار، افت شدیدی نموده و بازده چندین سال را از دست خواهد داد.

با توجه به مشخص شدن وجود سقوط مومنتوم در بازار بورس اوراق بهادار تهران، جهت جلوگیری ازاین‌دست سقوط‌ها، نیاز به معیاری بود تا از طریق آن ریسک آتی مومنتوم را بتوان پیش‌بینی و سپس نسبت به کنترل و کاهش آن، اقدام نمود. در این راستا با استفاده از واریانس تحقق‌یافته ماهانه، به بررسی و آزمون قابلیت برآورد ریسک مومنتوم پرداخته شد که نتایج به‌دست‌آمده، نشان داد ریسک مومنتوم قابل پیش‌بینی می‌باشد. در ادامه، جهت بررسی قدرت توضیح دهندگی ریسک مومنتوم توسط واریانس تحقق‌یافته، ارتباط بین واریانس تحقق‌یافته گذشته و ریسک آتی پرتفوی مومنتوم مورد آزمون قرار گرفت و مشخص گردید ریسک دوازده ماه آتی

مومنتوم به شکل معناداری متأثر از واریانس تحقق‌یافته شش‌ماهه قبل آن می‌باشد. درنتیجه، می‌توان با استفاده از واریانس تحقق‌یافته شش‌ماهه گذشته، ریسک آتی مومنتوم را پیش‌بینی نمود.

بر این اساس، با استفاده از نتایج حاصل‌شده، راهکاری جدید (مقیاس‌گذاری) جهت مدیریت و کنترل ریسک مومنتوم مورد ارزیابی قرار گرفت و نتایج پژوهش نشان داد اجرای یک راهبرد معاملاتی با سرمایه متغیر و ریسک ثابت از طریق مقیاس‌گذاری بر مبنای انحراف معیار هدف، نسبت به راهبردی با مقدار سرمایه ثابت و ریسک متغیر در طول زمان، از کارایی بالاتری برخوردار بوده و منجر به کاهش انحراف معیار، کاهش مازاد کشیدگی، کاهش چولگی و درمجموع، باعث کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در پرتفوی مومنتوم می‌گردد. همچنین نتایج پژوهش نشان داد پرتفوی مومنتوم مدیریت‌شده دارای نسبت شارپ بالاتر، نسبت به نسخه قبل از مقیاس‌گذاری خود می‌باشد. بر این اساس، آزمون فرضیه پژوهش به شرح، راهبرد مومنتوم مدیریت‌شده دارای نسبت شارپ بالاتری نسبت به راهبرد مومنتوم مرسوم می‌باشد، رد نمی‌گردد.

منابع

- بدری، احمد و فتح الهی، فؤاد (۱۳۹۳). «مومنتوم بازده: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران». *دانش سرمایه‌گذاری*، ۹، صص ۱-۱۹
- پور زمانی، زهرا و ارضی، حدیثه (۱۳۹۵). «مقایسه آثار ارزش‌افزوده اقتصادی اسپرد و ارزش‌افزوده اقتصادی مومنتوم بر بازده سهام». *حسابداری مدیریت*، ۹(۲۹)، صص ۴۱-۵۱
- *راعی، رضا و بستان آراء، مهدی (۱۳۹۸). «جستجو برای ساختار بهینه مدل‌های قیمت‌گذاری فاما-فرنچ و کارهارت در بازار سرمایه ایران». راهبرد مدیریت مالی، ۷(۱)، صص ۲۶-۵۰*
- فدائی نژاد، محمداسماعیل و مایلی، محمدرضا (۱۳۹۴). «آزمون تجربی مومنتوم بازده در شرکت‌های درمانده مالی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران». *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۸(۲۸)، صص ۷۹-۹۰
- هاشمی، سید عباس و میرکی، فؤاد (۱۳۹۲) « بررسی بازده مازاد بر ریسک مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران ». پژوهش حسابداری و حسابرسی، ۱(۸) ، ۵۶-۳۹
- Badri Ahmad. Fathullahi F. (2014). Return Momentum: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal Management System*, 9, pp.1-20 (in Persian)
- Barroso, P. Santa-clara, P. (2015). Momentum has it's a moments. *Journal of Financial Economics*. 116, pp.111-120.
- Cederburg S. O'Doherty M. S. Wang F. and Yan X. (2019). On the performance of volatility-managed portfolios. *Journal of Financial Economics* (JFE), Forthcoming
- Chen, Z. Yang, b. (2019). In search of preference shock risks: Evidence from longevity risks and momentum profits. *Journal of Financial Economics* (JFE), 133, pp.225-249.
- Chui A. S. Titman, K. C. Wei. (2000). Momentum, Legal Systems and Ownership Structure: An Analysis of Asian Stock Markets. SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=265848
- Daniel, K. Moskowitz, T. (2016). Momentum crashes. Journal of Financial Economics, 122, pp.221-247
- Eisdorfer, A. Misirli, U. 2019. Distressed stocks in distressed times. Forthcoming in Management Science
- Fadaie Nezhad M. E. Mayeli M. R. (2015). Empirical test of momentum in financial distress firms: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 8(28), pp.79-90(in Persian)
- Fama, E., French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Finance Economic*, 33, pp. 3-56.

- Goetzmann, W. N. Huang, S. (2018). Momentum in Imperial Russia. *Journal of Financial Economics*, 130, pp.579-591.
- Grundy, B. Martin, J. (2001). Understanding the nature of the risks and the source of the rewards to momentum investing. *Review of Financial Studies*, 14, pp.29–78.
- Hashemi S. Mirki F. (2013). Review of the Excess Return of Momentum Risk in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Accounting Research*, 3(1), pp.39-56 (in Persian)
- Jegadeesh, N. Titman, S. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *Journal of Finance*, 56, pp.699-720
- Markowitz, H. M. (1950). Portfolio selection. *Efficient diversification of investment*, pp.1-354.
- Moreira, A. T. Muir. (2017). Volatility-managed portfolios. *Journal of Finance*, 72, pp.1611–44.
- Moreira, A. Muir, T. (2019). Should long-term investors time volatility? *Journal of Financial Economics*, 131, pp.507-527.
- Poorzamani Z. Arzee H. (2016). Comparing of the Effects of EVA (Economic Value Added) Spread and EVA Momentum on Stock Return. *Management Accounting*, 9(29), pp.41-51 (in persian)
- Raei R. Bostanara M. (2019). In Pursuit of the Optimal Combination of Fama-French and Carhart Models for Iranian Capital Market. *Journal of Financial Management Strategy*, 7(24), pp.41-70 (in Persian)
- Rouwenhorst, K. (1998). International momentum strategies. *Journal of Finance*, 53, pp.267–284.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۸۲-۵۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۶/۱۶
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۱۱/۰۴
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۱/۰۵

مقاله پژوهشی

بررسی نقش منابع اطلاعاتی بر رابطه میان ویژگی‌های شخصیتی و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

محمد حسن ابراهیمی سروعلیا[۲]، میثم امیری[۳]، محمدرضا معراجی[٤]

چکیده

سؤال اصلی این پژوهش نقش ویژگی‌های شخصیتی و منابع اطلاعاتی بر رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی است. جامعه آماری پژوهش کلیه سرمایه‌گذاران حقیقی بالای ۱۸ سال هستند که خود به معاملات سهام مبادرت می‌ورزند. تعداد نمونه برگزیده، ۳۸۴ نفر هست. جهت تحلیل داده‌های به‌دست‌آمده از پرسشنامه، از نرم‌افزارهای SPSS و Smart PLS استفاده‌شده است. جهت نشان دادن اعتبار یافته‌های مدل پژوهش از شاخص‌های برازش مدل‌های معادلات ساختاری به روش حداقل مربعات جزئی استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی نشان می‌دهد بین روان رنجوری، برونگرایی و تعداد معاملات رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. از طرف دیگر بین گشودگی، سازگاری و تعداد معاملات رابطه منفی و معناداری وجود دارد. استفاده از خدمات مشاوره مالی از متخصصان، رابطه میان تعداد معاملات سرمایه‌گذاران با ویژگی شخصیتی گشودگی و وظیفه‌شناسی را به‌صورت منفی و روان رنجور را به‌صورت مثبت تعدیل می‌کند. از سوی دیگر ارتباطات کلامی به‌عنوان منبع اطلاعاتی دیگر، رابطه میان تعداد معاملات سرمایه‌گذاران با ویژگی شخصیتی سازگاری را به‌صورت مثبت و سرمایه‌گذاران روان رنجور را به‌صورت منفی تعدیل می‌کند.

واژه های کلیدی: وظیفه‌شناسی، برونگرایی، سازگاری، روان رنجوری، مشاوره مالی از متخصصان.
طبقه‌بندی موضوعی: G41

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.28138.2199
۲. استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی، Email:ebrahimi.mohammad86@yahoo.com
۳. استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی، Email:amiry82@yahoo.com
٤. کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبایی، نویسنده مسئول، Email:m.meraji@mail.com

مقدمه

اکثر نظریه‌های اقتصادی و مالی بر این فرض استوارند که سرمایه‌گذاران در زمان تصمیم عقلایی عمل می‌کنند که این، با نظریه «انسان اقتصادی عقلایی» منطبق است. سرمایه‌گذاران به هنگام سرمایه‌گذاری تمامی جوانب را در نظر می‌گیرند و عقلایی‌ترین تصمیم را اتخاذ می‌کنند. خصوصاً سرمایه‌گذاران باید به سمت مطلوب‌ترین ترکیب ریسک و بازده مورد انتظار در نقطه مماس بر منحنی بی‌تفاوتی شخصی سرمایه‌گذار که حداکثر مطلوبیت را با توجه به فرصت‌های سرمایه گذاری در دسترس، نشان می‌دهد حرکت کنند(اسکندریان، ۱۳۹۰). مقالات متعددی در سال‌های اخیر زیربنایی‌ترین فرضیه این تئوری را به چالش کشیده‌اند. دانش مالی رفتاری با استناد به نمونه‌های بسیار زیادی از رفتار غیر عقلایی و اشتباهات مکرر در ارزیابی، باعث تردید در اصل انسان عقلایی گردیده است. عرصه ظهور علوم رفتاری در مباحث مالی، یک رویکرد جدید نسبت به مطالعات بازارهای مالی است. این رویکرد به این موضوع می‌پردازد که برخلاف مباحث و نظریه‌های مالی استاندارد، گرایش‌های رفتاری و شناختی می‌تواند بر قیمت دارایی‌های مالی تأثیرگذار باشد. برخی از رفتارهای سرمایه‌گذاران با معیارهای پذیرفته‌شده طی سال‌های نه‌چندان دور همخوانی نداشته و ناقض آن‌ها هستند(پمپین،۱۳۸۸) که به این رفتارهای غیر عقلایی، تورش‌های رفتاری یا سوگیری‌های رفتاری گفته می‌شود. شخصیت یکی از عواملی است که موجبات تورش‌های رفتاری را پدید می‌آورد (پمپین،۱۳۸۸). شخصیت ازجمله عوامل روانی است که در تمامی رفتارهای انسانی نقش بارز و مشخص دارد چنانچه در مدیریت منابع انسانی نیز یکی از عوامل اساسی برای تعیین شغل و حرفه افراد است (کاکه پور،۱۳۹۲). ماهیت پیچیده ابزارها و بازارهای مالی و تغییرات سریع آنان سرمایه‌گذاران را برای مواجهه با آن دچار مشکل کرده است (لوساردی و میتچل[1]،۲۰۱۱). موضوع تورش‌های رفتاری علی‌الخصوص در میان سرمایه‌گذاران حقیقی که برای خود معامله می‌کنند از اهمیت بیشتری برخوردار است. پژوهش‌های متعددی در بازار سهام حاکی از پیروی سرمایه‌گذاران حقیقی از جو بازار و شایعات دیداری و استفاده کمتر از تحلیل‌های علمی، مشاوره از متخصصان مالی و اطلاعات بنیادی است (محسنی پور،۱۳۹۱). از طرفی یکی از عوامل مؤثر در اخذ تصمیم در خصوص معاملات سهام، اخذ مشاوره مالی قبل از انجام معامله است. سرمایه‌گذاران توانایی کسب اطلاعات از منابع اطلاعاتی متعددی رادارند. این منابع اطلاعاتی به دودسته منابع اطلاعاتی تخصصی

1 . Lusardi & Mitchell

و غیرتخصصی تقسیم‌بندی می‌گردد. منابع اطلاعاتی تخصصی شامل مشاوره از متخصصان مالی و منابع اطلاعاتی غیرتخصصی همانند گرفتن اطلاعات از دوستان، آشنایان، همکاران و ... است (تونی، فانگ و اقبال[1]،۲۰۱۷). با عنایت به تأثیر منابع اطلاعاتی بر تصمیمات مالی سرمایه‌گذاران و با توجه به توانایی محدود سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری در شرایط نا اطمینان به نظر می‌رسد، پژوهش‌های مالی درزمینه تأثیر کیفیت مشاوره بر رابطه بین ویژگی‌های شخصیتی و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران امری لازم و ضروری تلقی می‌گردد. همچنین با توجه پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه مالی رفتاری و سنجش اثرات ویژگی‌های شخصیتی سرمایه‌گذاران بر رفتار معاملاتی آنان، جای خالی این‌گونه پژوهش‌های رفتاری در بازار مالی ایران به‌خوبی احساس می‌گردد. لذا در مطالعه حاضر به دنبال بررسی این موضوع خواهیم بود که چگونه کیفیت مشاورات مالی اخذشده توسط سرمایه‌گذاران حقیقی بر رابطه میان ویژگی‌های شخصیتی و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران می‌گذارد.

در بخش‌های بعدی به مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و در آخرین بخش به تحلیل نتایج و ارائه پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

افراد برای سرمایه‌گذاری، عوامل بسیار زیادی را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهند. تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تحت تأثیر عوامل متعددی از قبیل عوامل بیرونی (شرایط اقتصادی، سیاسی، فرهنگی، میزان تبلیغات، مسائل درون شرکتی و ...) و عوامل درونی (عوامل روانی شامل: عوامل بیوریتمی، قدرت تحلیل ذاتی، کسب پرستیژ (وجهه) سهامداران بودن، انطباق تصویر ذهنی خریدار و تصویر واقعی شرکت، میزان درجه ریسک‌پذیر، میزان اعتمادبه‌نفس). به‌مانند کوه یخی که در آب فرورفته و فقط قله و نوکان (عوامل بیرونی) از سطح آب بیرون و قابل‌مشاهده است و بیشترین بخش کوه یخ (عوامل درونی) در زیر سطح آب پنهان است. در تصمیم‌های سرمایه‌گذاران فرض بر این است که تصمیم‌گیری عقلایی هست، ولی همواره افراد در تصمیم‌گیری‌های خود احساسات و شناخت‌های خود را دخالت داده و یا تحت شرایط مختلف امکان رفتار عقلایی در تصمیم‌گیری از افراد سلب می‌گردد. عواملی همچون احساسات (خشم، اضطراب و ...)، فرهنگ، شخصیت، دین و ایدئولوژی نقش بسزایی در رفتار افراد در موقعیت‌های مختلف تصمیم‌گیری دارند.

---

1 . Tauni, Fang&Iqbal

ویژگی‌های شخصیتی: از شخصیت تعاریف متعدد و گوناگونی ارائه‌شده است. تعاریف متعدد از شخصیت نشانگر آن است که تمامی معانی شخصیت را نمی‌توان در یک نظریه خاص یافت بلکه در حقیقت تعریف شخصیت به نوع تئوری و نظریه هر دانشمند بستگی دارد. پروین و جان تعریف زیر را به‌عنوان تعریف عملی شخصیت پیشنهاد می‌کنند: « شخصیت بیانگر آن دسته از ویژگی‌های فرد یا افراد است که الگوهای ثابت فکری و رفتاری را در برمی‌گیرد»(پروین و جان، ترجمه جوادی و کدیور، ۵۲:۱۳۸۱). در مورد ابعاد شخصیتی نیز نظرات گوناگون و متفاوتی ارائه‌شده است. یکی از این نظریات مدل پنج عاملی مک کری و پوش نوار (۱۹۸۷) است. این مدل شخصیت افراد را به پنج بعد: روان آزردگی خویی، برون‌گرایی، گشودگی، سازگاری و وظیفه‌شناسی تقسیم می‌کند (تقوا و عبدالهی، ۱۳۹۲). دیگمن[1] (۱۹۹۰) معتقد است که طرح پنج عاملی، ساختار ویژگی‌های شخصیت را نشان می‌دهد و محصول چهار دهه تلاش و کوشش علمی در این زمینه است. مجموعه پژوهش‌های تجربی گلدبرگ[2] (۱۹۹۰ و ۱۹۹۳) بر اساس نظر ماتیوز و دیری[3](۱۹۹۸) بسیار فراگیر و همه‌جانبه بوده، تأییدکننده نظریه پنج عامل بزرگ است. اکثر آنچه روانشناسان تحت عنوان شخصیت تعریف می‌کنند توسط این مدل خلاصه‌شده است و این مدل کاربرد بالایی در جمع‌آوری و طبقه‌بندی مفاهیم مختلف و اندازه‌گیری‌های گوناگون دارد. بر اساس این نظریه افراد مختلف را می‌توان بر اساس الگوهای ثابت فکری، احساسی و رفتاری طبقه‌بندی کرد. این الگوهای رفتاری ثابت به‌صورت کمی برآورد شده است. بر پایه تعریف جان و سریواستاوا[4] (۱۹۹۹) برونگرایی بیانگر وجود رویکردی پرانرژی به جهان مادی و اجتماعی در فرد است که ویژگی‌هایی مانند مردم‌آمیزی، فعال بودن، قاطعیت و جرئت را شامل می‌شود. سازگاری نشانگر جهت‌گیری اجتماعی و جامعه پسند در مقابل نگرش خصمانه نسبت به دیگران است که ویژگی‌هایی مانند نوع‌دوستی، خوش‌قلبی، اعتماد و فروتنی را شامل می‌شود. وظیفه‌شناسی توصیف‌کننده قدرت کنترل تکانه‌ها، به‌صورت که جامعه مطلوب می‌داند و تسهیل‌کننده رفتار تکلیف محور و هدف محور است و ویژگی‌هایی مانند تفکر پیش از عمل، به تأخیر اندازی ارضای خواسته‌ها، رعایت قوانین و هنجارها و سازمان‌دهی و اولویت‌بندی تکالیف را در برمی‌گیرد. روان آزردگی خویی به معنی گرایش به تجربه هیجانات منفی (مانند احساس اضطراب، نگرانی، غم و تنش) در مقابل ثبات هیجانی و خونسردی است. گشودگی توصیف‌کننده گستردگی، عمق، پیچیدگی و خلاقانه بودن زندگی ذهنی و تجربه‌ای فرد در مقابل داشتن ذهنی بسته است.

---

1 . Digman
2 . Goldberg
3 . Matthews & Deary
4 . John& Srivastava

رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران: رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی عبارت است از تعداد معاملات آنان در مدت‌زمان مشخص (تونی، فانگ و اقبال،۲۰۱۷). رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی متغیر وابسته پژوهش است که از طریق پاسخ به پرسش «معمولاً شما هرچند وقت یک‌بار به خرید یا فروش سهام می پردازید؟» جمع‌آوری می‌شود (آبرئو و مندس، ۲۰۱۲ گراهام و همکاران[1]،۲۰۰۹).

منابع اطلاعاتی: با توجه به پژوهش‌های قبلی صورت گرفته (آبرئو و مندس[2]،۲۰۱۲ و دوراند و همکاران[3]، ۲۰۰۸) دو منبع اطلاعاتی قابل‌توجه سرمایه‌گذاران حقیقی در اتخاذ تصمیمات مالی، مشاوره مالی از متخصصان و ارتباط کلامی است. مشاوره مالی از متخصصان یک منبع تخصصی است (آبرئو و مندس، ۲۰۱۲) که سرمایه‌گذاران آن را از طریق افراد متخصص مثل مشاوران سرمایه‌گذاری و کارگزاران دریافت می‌کنند. در مقابل ارتباطات کلامی یک پدیده غالب در میان سرمایه‌گذاران است که در آن، برای کسب اطلاعات از افراد غیرمتخصص استفاده می‌شود (ایکاویچ و ویسبنر[4]، ۲۰۰۷). این افراد شامل دوستان، خانواده، همکاران و سایر افراد نزدیک به سرمایه‌گذار هستند.

آبرئو و مندس (۲۰۱۱) به بررسی شدت رابطه بین تعداد معاملات و اطلاعات کسب‌شده و ارتباط آن با منابع اطلاعاتی مورداستفاده سرمایه‌گذاران و فرا اعتمادی آنان پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش که در بورس کشور پرتقال انجام‌شده بود حاکی از آن بود که به میزانی که سرمایه‌گذاران برای کسب اطلاعات وقت می‌گذارند معاملات بیشتری در ابزارهای مالی انجام خواهند داد. این نتایج در سرمایه‌گذاران با ویژگی‌های مختلف شامل متغیرهای جمعیت شناختی و اقتصادی متفاوت، تجربه، شیوه سرمایه‌گذاری و درجه ریسک گریزی مورد تأیید واقع‌شده است. نتایج این پژوهش، رابطه مثبت و قوی بین سرمایه‌گذاری در کسب اطلاعات و تعداد معاملات در دارایی‌های مالی را نشان می‌دهد. رابطه میان این دو متغیر، به منابع اطلاعاتی که سرمایه‌گذار مورداستفاده قرار می‌دهد بستگی دارد. همچنین سرمایه‌گذاران دارای تورش رفتاری فرا اعتمادی و سایر سرمایه‌گذاران از منابع اطلاعاتی مختلفی بهره می‌برند. سرمایه‌گذاران فرا اعتماد، هنگام جمع‌آوری اطلاعات به‌صورت مستقیم از منابع اطلاعاتی تخصصی، معاملات بیشتری انجام می‌دهند. کرامر (۲۰۱۲) در بررسی سرمایه‌گذاران هلندی به نتایج متناقضی با یافته‌های قبلی رسید. وی در پژوهش خود نشان داد که سرمایه‌گذارانی که از مشاوره مالی استفاده می‌کنند نسبت به سایر سرمایه‌گذاران معاملات بیشتری انجام می‌دهند. او دلیل این امر را کارمزدهایی که مدیران از معاملات بیشتر می‌بردند، می‌داند. یانگ، اچسو و تو (۲۰۱۲) دریافتند که مشاوران مالی اعتماد سرمایه‌گذاران و

---

1 . Graham et al
2 . Abreu & Mendes
3 . Durand et al
4 . Ivković & Weisbenner

حجم معاملاتی آنان را تحت تأثیر قرار می‌دهند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن بود که اگر سرمایه‌گذاران از ویژگی‌های برونگرایی و وظیفه‌شناسی برخوردار باشند، احتمال بیشتر شدن معاملات آنان ناشی از افزایش اعتماد وجود خواهد داشت. افراد برونگرا توانایی به دست آوردن اطلاعات گوناگونی از شبکه دوستان خود رادارند. اگر مشاور مالی اطلاعات صحیحی به این افراد بدهد منجر به افزایش اعتمادبه‌نفس آن‌ها خواهد شد که نتیجه‌اش معاملات بیشتر خواهد بود. کارابولوت (۲۰۱۳) در مقاله خود با عنوان «مشاوره مالی بهبودی به سمت بدتر شدن» به دنبال بررسی نقش مشاوران مالی در پرتفوی‌های اشخاص حقیقی است. وی در این پژوهش اذعان می‌کند که مشهود است همکاری با مشاوران مالی برای اشخاص حقیقی ارزش‌افزوده ایجاد خواهد کرد اما نمایندگی مالی متخصصان به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم هزینه‌هایی ایجاد می‌کند که بخشی یا تمام فواید ممکن مشاوره مالی را از بین خواهد برد. یافته‌ها حاکی از آن دارد که مشاوران تعداد معاملات کمتری انجام می‌دهند. یافته‌ها حاکی از آن است مشتریانی که بر اساس قواعد سرانگشتی خود به تخصیص دارایی روی آوردند عملکرد بهتری ازلحاظ پیش‌بینی قیمتی نسبت به همتایان خود که از پیشنهادهای مشاوران بهره برده بودند، داشتند. دوراند و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی نقش شخصیت در فرا اعتمادی و بیش واکنشی با استفاده از مدل پنج عاملی مک کری و کاستا، بم و جاکسون پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از آن بود که شخصیت با فرا اعتمادی و بیش واکنشی رابطه دارد و شخصیت در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و عایدی حاصل از آنان مؤثر است. نتایج این پژوهش بیان می‌دارد که تمایل به ریسک‌پذیری، احساسات منفی، برونگرایی، مردانگی، اولویت در نوآوری، وظیفه‌شناسی، سازگاری و زنانگی ویژگی‌های شخصیتی مهمی در مالی رفتاری هستند. همچنین آنان رابطه منفی بین برون‌گرایی و تعداد معاملات را تأیید کردند و ادعا کردند که افراد برون‌گرا به دنبال سود بالا از خریدوفروش خود هستند و به همین دلیل کمتر معامله انجام می‌دهند. فرشت، شرتر و تروینو (۲۰۱۴) نقش ابعاد پنج‌گانه شخصیتی را بر اطلاعاتی که فرد در شرایط نا اطمینان کسب می‌کند و چگونگی تأثیر این اطلاعات بر تصمیم فرد را تشریح کردند. آن‌ها دریافتند که ویژگی‌های شخصیتی افراد نوع اطلاعاتی که آنان کسب می‌کنند را تحت تأثیر قرار می‌دهد که این اطلاعات تصمیم فرد را خواهد ساخت. آن‌ها یک راهکار غیرمستقیم برای فهم تأثیر ویژگی‌های شخصیتی افراد بر تصمیم‌های اقتصادی آنان از طریق نحوه اکتساب اطلاعات معرفی کردند. تونی و همکاران (۲۰۱۷) بررسی تأثیر شخصیت مشاور مالی بر رابطه میان مشاوره مالی و رفتار معاملاتی ۳۴۱ سرمایه‌گذار چینی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از آن است که مشاوره مالی به‌طور مثبت و معناداری بر تعداد معاملات سرمایه‌گذاران اثرگذار است. همچنین پژوهش‌های بیشتر نشان می‌دهد این رابطه هنگامی‌که مشاور مالی دارای ویژگی‌های شخصیتی گشودگی، وظیفه‌شناسی و سازگاری باشد تقویت خواهد شد. در سوی دیگر، اگر مشاور مالی دارای ویژگی‌های شخصیتی روان رنجوری یا برونگرایی باشد، اطلاعاتی که از سوی آن‌ها کسب می‌شود منجر به

اصلاحات کمتری در پرتفوی سرمایه‌گذار خواهد شد. جمشیدی و قالیباف اصل (۱۳۹۷) در مقاله خود تحت عنوان بررسی تأثیر شخصیت سرمایه‌گذاران بر رفتار معاملاتی و عملکرد سرمایه‌گذاری آنان به بررسی تأثیر ۵ ویژگی شخصیتی مرکز کنترل، تمایل به حداکثر سازی، خودارزیابی، هیجان خواهی و رفتارهای نوع A و B بر رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران و عملکرد سرمایه‌گذاران با استفاده از رگرسیون لجستیک و OLS پرداخته‌اند. پژوهش حاضر بر روی ۳۸۰ نفر از سرمایه‌گذاران فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته است. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از آن است که افراد با مرکز کنترل بیرونی، رفتار نوع A و تمایل به حداکثر سازی زیاد معاملات بیشتری انجام می‌دهند. همچنین افراد با تمایل به حداکثر سازی زیاد پرتفوی متنوع‌تری دارند. تنوع پرتفوی افراد با مرکز کنترل بیرونی، خودارزیابی زیاد و هیجان خواهی زیاد، کمتر است. هیجرودی، دوستار و مرادی (۱۳۹۷) در مقاله خود به بررسی نقش تعدیلگری ویژگی‌های شخصیتی سرمایه‌گذاران بر کسب اطلاعات مالی پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش که در سال ۱۳۹۵ در میان ۳۸۴ سرمایه‌گذار بورس اوراق بهادار تهران انجام‌گرفته است حاکی از آن است که کسب اطلاعات سرمایه‌گذاران را تحریک می‌کند که ناخودآگاه با اطلاعاتی که دارند در سهام سود ده سرمایه‌گذاری نمایند که منجر به معاملات بیشتری خواهد شد. همچنین از میان ویژگی‌های شخصیتی، برونگرایی و سازگاری رابطه میان اطلاعات مالی و رفتار سرمایه‌گذاران را تعدیل می‌کند و تأثیر ویژگی‌های گشودگی، وظیفه‌شناسی و روان رنجوری بر این رابطه معنادار شناخته نشد. تونی و همکاران (۲۰۱۹) در مقاله خود با عنوان تأثیر شباهت شخصیتی سرمایه‌گذار و مشاور مالی بر رفتار معاملاتی در بازار آتی به بررسی ۴۰۸ سرمایه‌گذار و مشاور مالی در بازار آتی چین که از شرکت‌های کارگزاری جمع‌آوری‌شده است پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش‌ها حاکی از آن است که شباهت شخصیتی سرمایه‌گذار و مشاور در ویژگی‌های شخصیتی گشودگی، وظیفه‌شناسی و سازگاری منجر به معاملات بیشتر در بازار آتی خواهد شد. همچنین تجانس در ویژگی‌های شخصیتی روان رنجوری منجر به کاهش معاملات خواهد شد. تونی، یوسف و احسان (۲۰۲۰) در پژوهش خود با عنوان شباهت شخصیتی سرمایه‌گذاران و مشاوران و کارایی معاملاتی به ارزیابی تأثیر تفاوت یا شباهت ابعاد شخصیتی سرمایه‌گذاران و مشاوران طبق مدل پنج عاملی مک کری و کاستا بر کارایی معاملاتی سرمایه‌گذاران پرداخته‌اند. پژوهش‌های این پژوهشگران روی ۳۱۴ سرمایه‌گذار چینی حاکی از آن است که شباهت شخصیتی سرمایه‌گذار و مشاور در ابعاد شخصیتی گشودگی، برونگرایی، وظیفه‌شناسی و توافق پذیری بر کارایی معاملاتی سرمایه‌گذاران اثر مثبت دارد. این در حالی است که شباهت شخصیتی سرمایه‌گذاران و مشاوران مالی در بعد شخصیتی روان آزردگی خویی بر کارایی معاملات اثر منفی دارد. پژوهش‌های بیشتر در این زمینه نشان دهنده آن است که شباهت میان سرمایه‌گذاران و مشاوران مالی در متغیرهای جمعیت شناختی ازجمله جنسیت و تحصیلات نیز بر کارایی معاملاتی اثرگذار است.

پرسش‌های پژوهش

مطالعه حاضر چهار سؤال اصلی زیر را موردبررسی قرار می‌دهد:

پرسش اصلی ۱: بین ویژگی‌های پنج‌گانه شخصیتی سرمایه‌گذاران طبق مدل ۵ عاملی مک کری و کاستا و تعداد معاملات آنان چه رابطه‌ای وجود دارد؟

پرسش اصلی ۲: بین ویژگی‌های جمعیت شناختی و اقتصادی سرمایه‌گذاران حقیقی شامل جنسیت، سن، وضعیت تأهل، تحصیلات، تجربه سرمایه‌گذاری، درآمد ماهیانه و درجه ریسک‌پذیری با تعداد معاملات آنان چه رابطه‌ای وجود دارد؟

پرسش اصلی ۳: منابع اطلاعاتی که سرمایه‌گذاران حقیقی به‌عنوان منبع اصلی تصمیم‌گیری مالی خود انتخاب می‌کنند چگونه بر تعداد معاملات آنان تأثیر می‌گذارد؟

پرسش اصلی ۴: منابع اطلاعاتی مورداستفاده توسط سرمایه‌گذاران حقیقی رابطه بین ویژگی‌های شخصیتی و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران را چگونه تعدیل می‌کند؟

روش‌شناسی پژوهش

مطالعه حاضر از لحاظ هدف در زمره پژوهش‌های کاربردی است. جامعه آماری پژوهش حاضر کلیه سرمایه‌گذاران حقیقی در بازار سرمایه است که در ماه حداقل یک خرید یا فروش داشته باشند و معاملاتشان را بر روی حساب خود انجام می‌دهند. افراد حقیقی که زیر ۱۸ سال دارند به دلیل اینکه معاملاتشان را توسط فردی دیگری انجام می‌دهند از جامعه پژوهش حذف شده‌اند. نمونه پژوهش بر اساس فرمول حجم جامعه نامحدود در سطح اطمینان ۹۵ درصد و با انحراف معیار ۰/۵ برابر با ۳۸۴ برآورد گردید. به‌منظور دستیابی به اهداف پژوهش و آزمون فرضیه پژوهش از ابزار پرسشنامه مورداستفاده در پژوهش تونی و فانگ و اقبال (۲۰۱۷) استفاده گردید. برای گردآوری اطلاعات، از سرمایه‌گذاران تالار بورس تهران، کارگزاری‌ها، مدیران، تحلیل گران و معامله گران بازار سرمایه استفاده شده است. پایایی و روایی ابزارها با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ، پایایی ترکیبی، روایی همگرا و روایی واگرا موردبررسی قرار گرفت که نتایج به‌دست‌آمده نشان از پایایی و روایی موردقبول برای ابزارها داشت. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها در دو سطح توصیفی و استنباطی صورت گرفت. در سطح توصیفی با استفاده از شاخص‌های توصیفی میانگین و انحراف معیار به تجزیه‌وتحلیل داده‌ها پرداخته شد و در سطح استنباطی از همبستگی و روش معادلات ساختاری با نرم‌افزار Smart PLS استفاده گردید.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

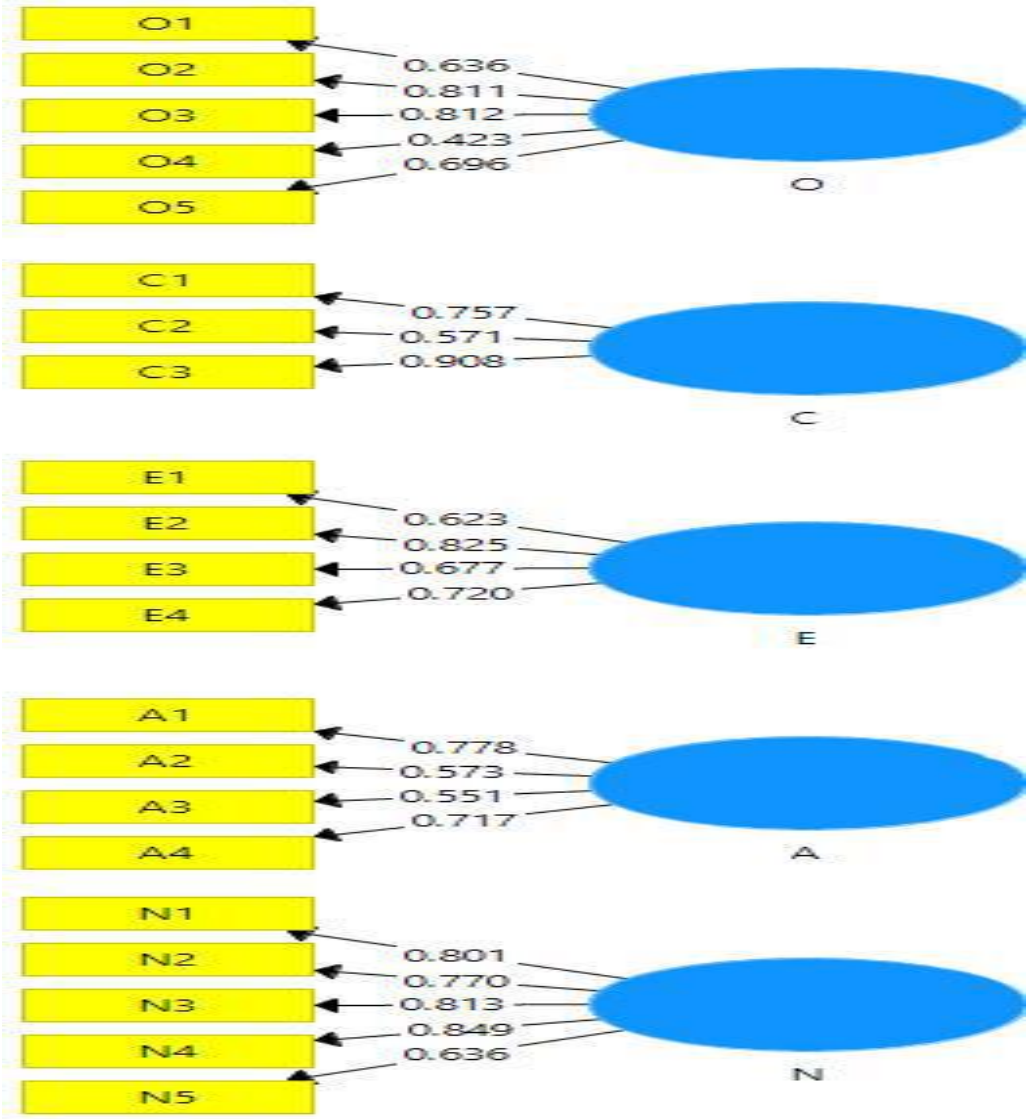
بررسی قابلیت اعتماد ابزارهای اندازه‌گیری

آزمون الگوی اندازه‌گیری شامل بررسی قابلیت اعتماد (هماهنگی درونی[1]) و اعتبار (روایی واگرا[2]) سازه‌ها و ابزارهای پژوهش می‌شود. قابلیت اعتماد آزمون به‌دقت اندازه‌گیری و ثبات آن مربوط است، پس دو معنای متفاوت دارد: یک معنای قابلیت اعتماد، ثبات و قابلیت اعتماد نمره‌های آزمون در طول زمان است. بدین معنا که اگر یک آزمون چند بار در مورد یک پاسخگو اجرا شود، نمره آن در همه موارد یکسان است. معنای دوم قابلیت اعتماد، به همسانی گویه‌ها اشاره دارد. به این مفهوم که سؤال‌های آزمون تا چه اندازه‌ای با یکدیگر همبستگی دارند (سرمد، بازرگان و حجازی، ۱۳۸۷)، جهت بررسی قابلیت اعتماد سازه‌ها فرنل[3] و لاکر[4] (۱۹۸۱) سه ملاک را پیشنهاد می‌کنند که شامل: ۱- قابلیت اعتماد هر یک از گویه‌ها ۲- قابلیت اعتماد ترکیبی[5] هریک از سازه‌ها و ۳- متوسط واریانس استخراج شده[6] AVE. در مورد قابلیت اعتماد هریک از گویه‌ها، بار عاملی ۰٫۵ و بیشتر در تحلیل عاملی تأییدی نشانگر سازه خوب تعریف‌شده است (گیفن[7] و اشتراب، ۲۰۰۵)، برای بررسی قابلیت اعتماد ترکیبی هر یک از سازه‌ها از ضریب دیلون - گلداشتاین[8] (ρc) استفاده شد. ازآنجایی‌که PLS برخلاف رگرسیون چندگانه (OLS[9]) از نمرات عاملی آزمودنی‌ها برای تحلیل استفاده می‌کند، در نظر گرفتن بار عاملی هر یک از گویه‌ها در محاسبه شاخص قابلیت اعتماد ضروری است. این در حالی است که ضریب آلفای کرونباخ وزن برابری به گویه‌ها می‌دهد و قابلیت اعتماد را کمتر نشان می‌دهد، بنابراین از ضریب ρc استفاده شد (مانوئل[10] و همکاران، 2007). مقادیر قابل‌پذیرش ρc باید ۰٫۷ یا بیشتر باشند، نشانگر سوم بررسی قابلیت اعتماد، میانگین واریانس استخراج شده هست. ناتالی و برتسترین (۱۹۹۴) مقادیر AVE 0.4 و بیشتر را توصیه می کنند. در ادامه ρc و AVE و ضریب آلفای هر یک از سازه‌ها ارائه‌شده‌اند. معمولاً دامنه ضریب قابلیت آلفای کرونباخ از صفر، به معنای عدم ارتباط تا مثبت یک به معنای ارتباط کامل قرار می‌گیرد و هرچقدر عدد به‌دست‌آمده به یک نزدیک‌تر باشد، قابلیت پایایی پرسشنامه بیشتر می‌شود. معمولاً آلفای کمتر از ۰٫۶ پایایی ضعیف، ۰٫۶ تا ۰٫۸ قابل‌قبول و بالاتر از ۰٫۸ نشان دهنده پایایی بالای پرسشنامه پژوهشی هست (خاکی، ۱۳۸۴). در این پژوهش نیز آلفای بالای ۰٫۶ از سازه‌ها ارائه‌شده‌اند که نشانگر اعتماد کافی و مناسب سازه‌هاست.

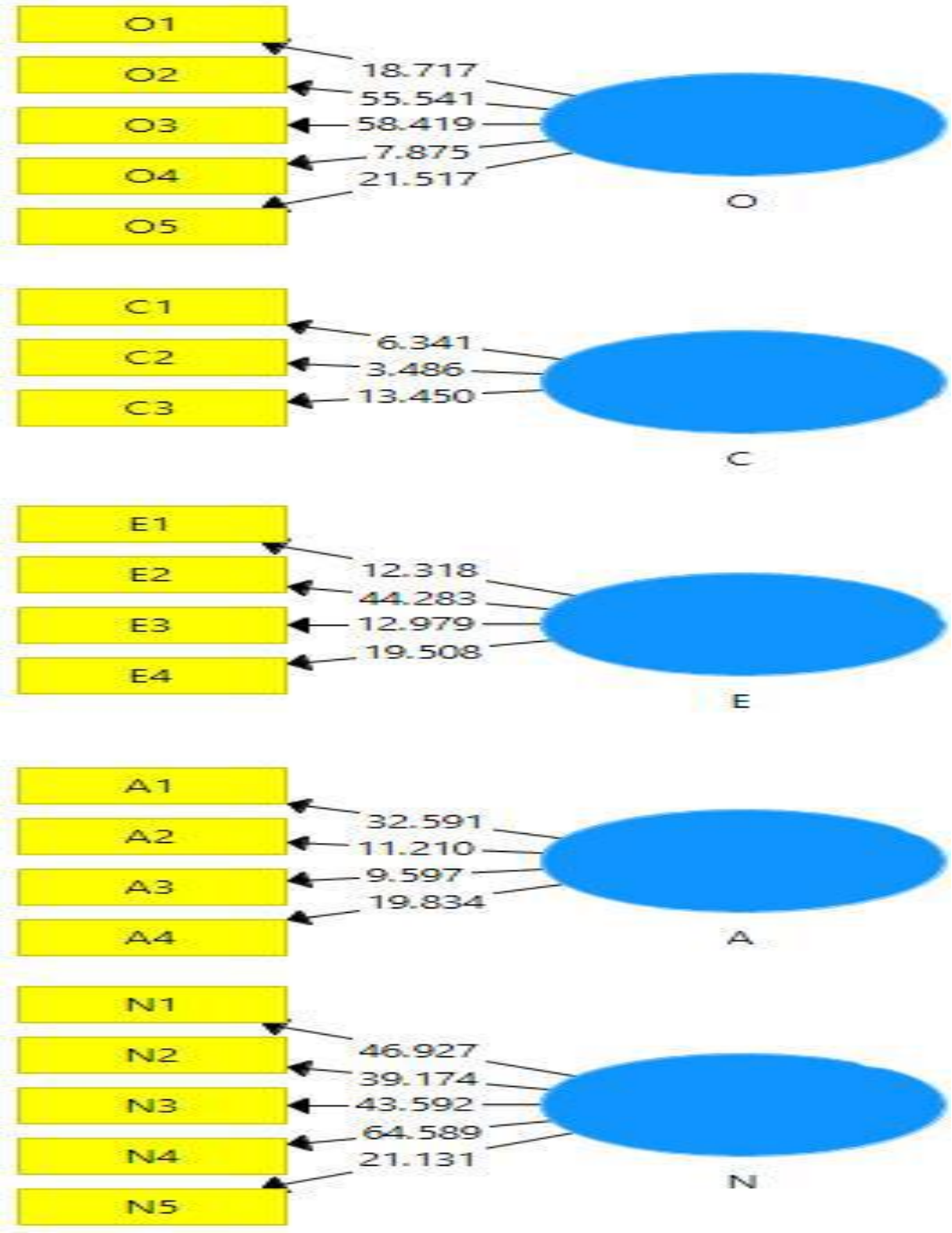
---

1 . Internal Consistency
2 . Discriminant Validity
3 . Fornell
4 . Larcker
5 . Composite Reliability
6 . Average Variance Extracted
7 . Gefen
8 . Dillon - Goldstein
9 . Ordinary Least Squares
10 . Manuel

شکل (۱) و (۲) و جدول (۱) نتایج تحلیل عاملی تأییدی ۵ بعد شخصیتی شامل روان آزردگی خویی (N)، برونگرایی (E)، گشودگی (O)، سازگاری (A)، وظیفه‌شناسی (C) آورده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تمامی سؤال‌ها بارهای معناداری روی بعد شخصیتی خود دارند.



شکل ۱. نتایج تحلیل عاملی تأییدی ابعاد شخصیتی



شکل۲. ضرایب T نتایج تحلیل عاملی تأییدی ابعاد شخصیتی

جدول ۱. پایایی ترکیبی، میانگین واریانس استخراج شده و آلفای کرونباخ ابعاد شخصیتی

متغیر	ρc	AVE	α
روان آزردگی خویی (N)	۰,۷۵۳	۰,٦۰٤	۰,۸٤۳
برونگرایی (E)	۰,۸۰٦	۰,٥۱۲	۰,٦۸۷
گشودگی (O)	۰,۸۱٤	۰,٤۷۷	۰,۷۱٥
سازگاری (A)	۰,۷٥۳	۰,٤۳۸	۰,٥٦۳
وظیفه‌شناسی (C)	۰,۷۹۷	۰,٥۷٥	۰,٦۲۸

همان‌گونه که در جدول (۱) مشخص است هرکدام از ابعاد شخصیتی مقادیر قابل‌قبولی را در معیارهای پایایی ترکیبی، میانگین واریانس استخراج شده و آلفای کرونباخ کسب کرده‌اند که نشان‌دهنده قابلیت اعتماد این ابعاد در پژوهش حاضر است.

اعتبار اشاره به این امر دارد که آیا گویه‌ها همان مفهوم را می‌سنجند که موردنظر ماست (سرمد، بازرگان و حجازی، ۱۳۸۷). برای بررسی روایی واگرای سازه‌ها، چین (۱۹۸۸) دو ملاک را توصیه می‌کند که ۱- گویه‌های یک سازه باید بیشترین بار عاملی را بر سازه خود داشته باشند؛ یعنی بار مقطعی کمی بر سازه‌های دیگر داشته باشند. گیفن و اشتراب (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کنند که بار عاملی هر گویه بر روی سازه مربوط به خود باید حداقل ۰,۱ بیشتر از بار عاملی همان گویه بر سازه‌های دیگر باشد. ملاک دوم اینکه جذر AVE یک سازه باید بیشتر از همبستگی آن سازه با سازه‌های دیگر باشد. این امر نشانگر آن است که همبستگی آن سازه با نشانگرهای خود بیشتر از همبستگی‌اش با سازه‌های دیگر است. سؤالات مرتبط با هر بعد شخصیتی به ترتیب آنچه در پرسشنامه آمده است نام‌گذاری شده است. در جدول (۲) بار مقطعی مؤلفه‌ها بر سازه‌های پژوهش گزارش شده‌اند:

جدول ۲. بارهای عاملی متقاطع برای بررسی روایی

متغیر	روان آزردگی خویی (N)	برونگرایی(E)	گشودگی(O)	سازگاری(A)	وظیفه‌شناسی(C)
O1	-۰.٥۰۹	-۰.۱۰٤	۰.٦۳٦	۰.٤٥۱	-۰.۰۱۱
O2	-۰.٥٤۳	-۰.۳۳۷	۰.۸۱۱	۰.٤۱٦	-۰.۱۷۷
O3	-۰.٤٥۷	-۰.۳۰۹	۰.۸۱۲	۰.٥۳٤	-۰.۱۰۲
O4	-۰.۲۸۹	-۰.۰٥٤	۰.٤۲۳	۰.۱۱٦	-۰.۰۸۹
O5	-۰.۲۸۱	-۰.۱۲۰	۰.٦۹٦	۰.۱٥۸	-۰.۲۱۷
C1	۰.۰٥۰	۰.۲٦۰	-۰.۱۲٥	-۰.۱۳۰	۰.۷٥۷

متغیر	روان آزردگی خویی (N)	برونگرایی (E)	گشودگی (O)	سازگاری (A)	وظیفه‌شناسی (C)
C2	۰.۱۴۹	۰.۱۴۹	-۰.۱۲۰	-۰.۱۵۳	۰.۵۷۱
C3	۰.۰۸۹	۰.۳۲۹	-۰.۱۴۱	-۰.۰۳۱	۰.۹۰۸
E1	۰.۴۲۵	۰.۶۲۳	-۰.۲۲۰	-۰.۳۴۲	۰.۰۰۶
E2	۰.۲۸۴	۰.۸۲۵	-۰.۳۰۹	-۰.۳۴۶	۰.۳۸۲
E3	۰.۱۰۸	۰.۶۷۷	-۰.۱۴۳	-۰.۱۴۵	۰.۲۱۵
E4	۰.۲۰۰	۰.۷۲۰	-۰.۱۱۳	-۰.۰۶۸	۰.۴۲۱
A1	-۰.۵۴۳	-۰.۳۱۸	۰.۳۸۷	۰.۷۷۸	-۰.۱۱۴
A2	-۰.۳۱۵	-۰.۰۸۸	۰.۱۷۶	۰.۵۷۳	۰.۰۷۰
A3	-۰.۲۲۴	-۰۲۴۷	۰.۳۵۷	۰.۵۵۱	-۰.۲۱۶
A4	-۰.۴۹۲	-۰.۲۸۷	۰.۴۷۰	۰.۷۱۷	-۰.۰۶۳
N1	۰.۸۰۱	۰.۳۳۲	-۰.۵۹۷	-۰.۵۶۹	۰.۱۴۸
N2	۰.۷۷۰	۰.۲۴۹	-۰.۴۵۲	-۰.۴۱۶	۰.۰۶۷
N3	۰.۸۱۳	۰.۲۸۵	-۰.۴۵۷	-۰.۵۱۹	۰.۰۱۶
N4	۰.۸۴۹	۰.۳۳۳	-۰.۴۶۷	-۰.۴۷۲	۰.۱۴۸
N5	۰.۶۳۶	۰.۳۱۰	-۰.۴۵۵	-۰.۴۱۴	۰.۱۵۷

با توجه به جدول (۲) تمامی ابعاد بیشترین بار عاملی را بر سازه خودشان دارند و حداقل فاصله بین بار عاملی مربوط به سازه خودشان بیش از ۰,۱ هست که نشان می‌دهد سازه‌های پژوهش از روایی مناسبی برخوردار هستند. در جدول (۳) نتایج مربوط به بررسی همبستگی و ملاک دوم روایی گزارش شده‌اند.

جدول ۳. ماتریس همبستگی و جذر میانگین واریانس استخراج شده

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳
سازگاری (A)	0.662												
سن	-0.236	1.000											
وظیفه‌شناسی (C)	-0.111	0.149	0.758										
برونگرایی (E)	-0.359	0.281	0.339	0.715									
تحصیلات	0.072	0.000	0.028	0.053	1.000								
تجربه سرمایه‌گذاری	-0.121	0.406	0.250	0.186	0.038	1.000							
درآمد	-0.187	0.208	0.333	0.481	0.049	0.485	1.000						

وضعیت تأهل	-0.241	0.349	0.269	0.282	-0.230	0.365	0.332	1.000					
روان آزردگی خوبی (N)	-0.618	0.144	0.120	0.391	-0.023	0.172	0.164	0.297	0.777				
گشودگی(O)	0.529	-0.149	-0.168	-0.301	-0.045	-0.114	-0.130	-0.255	-0.629	0.691			
سطح ریسک گریزی	0.168	-0.043	-0.162	-0.071	0.119	-0.136	-0.118	-0.289	0.036	-0.059	1.000		
جنسیت	-0.067	-0.223	-0.142	0.126	-0.099	-0.257	0.028	-0.140	-0.030	0.067	0.095	1.000	
تعداد معاملات	-0.618	0.226	0.159	0.484	0.013	0.224	0.233	0.319	0.835	-0.746	0.060	-0.121	1.000
توجه: اعداد روی قطر ماتریس همبستگی جذر میانگین واریانس استخراج شده می‌باشند													

با توجه به جدول (۳) جذر میانگین واریانس استخراج شده تمامی متغیرهای پژوهش بیشتر از همبستگی آن‌ها با متغیرهای دیگر است؛ بنابراین ملاک دوم بررسی روایی واگرا متغیرهای پژوهش برقرار است. علاوه بر این اعداد زیر قطر ماتریس همبستگی برای بررسی رابطه بین متغیرها گزارش شده است.

شاخص‌های توصیفی متغیرهای اندازه‌گیری شده

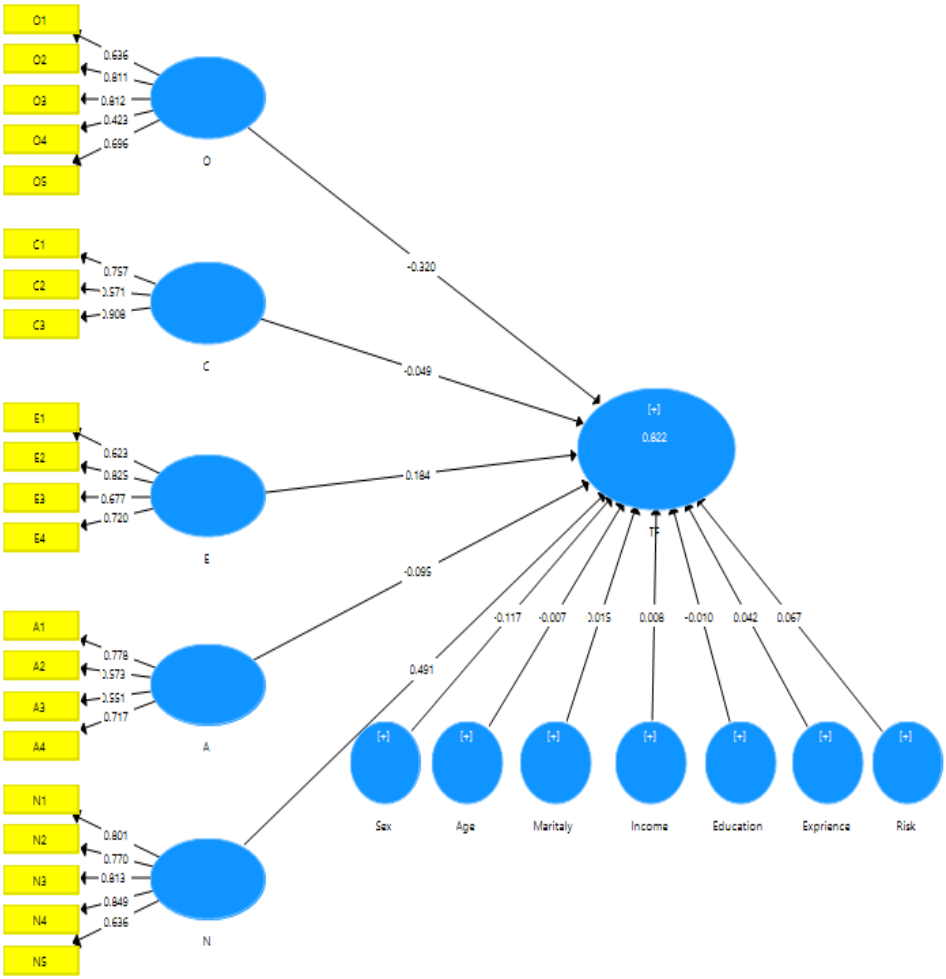
در جدول (۴) این شاخص‌ها ارائه‌شده‌اند. با توجه به پرسشنامه مورداستفاده در این پژوهش، ابعاد شخصیتی با ۲۳ سؤال با طیف لیکرت از سرمایه‌گذاران مورد پرسش قرارگرفته است. از این میان، هر یک از ابعاد سازگاری و وظیفه‌شناسی دارای ۴ سؤال و سایر ابعاد دارای ۵ سؤال بوده‌اند. در رابطه با تعداد معاملات، گزینه‌ها به‌صورت، ماهیانه یک‌بار=۱، دو تا سه مرتبه در ماه=۲، هفته‌ای یک‌بار=۳، دو تا سه بار در هفته=۴ و روزانه= ۵ و در رابطه با منابع اطلاعاتی، گزینه‌ها به‌صورت اصلاً=۱، به‌ندرت=۲، گاهی= ۳، اغلب اوقات=۴ و همیشه= ۵ کدگذاری گردیده است.

جدول ٤. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار
روان آزردگی خوبی (N)	۱۵,٤۰	۳,۸۷
برونگرایی (E)	۱۷,۰۹	۲,۷۵
گشودگی (O)	۱۸,۲۲	۲,۷۸
سازگاری (A)	۱۵,٦۲	۱,۸۸
وظیفه‌شناسی (C)	۱٤,٤۰	۲,۳٦
تعداد معاملات	2.46	1.54
ارتباطات کلامی شامل مشورت از دوستان، آشنایان و همکاران	۳,٤٦	۰,۹٤
مشاوره مالی از متخصصان	۲,۵۷	۱,۲۰

آزمون بررسی اثرات ابعاد شخصیتی و متغیرهای جمعیت شناختی بر تعداد معاملات

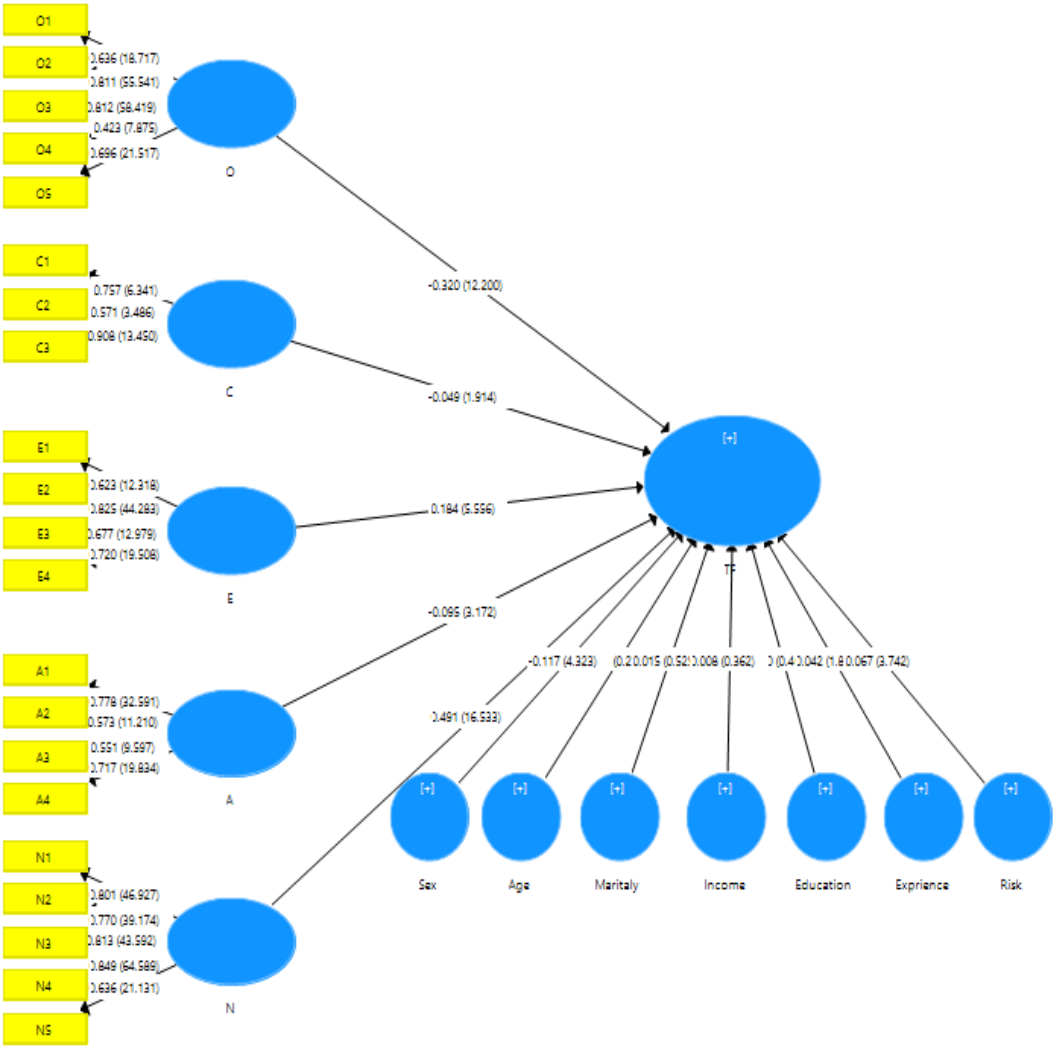
برای پیش‌بینی اثرات ابعاد شخصیتی و متغیرهای جمعیت شناختی، الگوی مفهومی پیشنهادشده از طریق روش الگو یابی معادلات ساختاری بررسی و با توجه به سؤالات پژوهش، از روش حداقل مجذورات جزئی برای برآورد الگو استفاده شد. آزمون الگوی ساختاری پژوهش و سؤالات پژوهش در روش PLS از طریق بررسی ضرایب مسیر (بارهای عاملی) و مقادیر R^2 امکان پذیر است (سید عباس زاده و همکاران، ۱۳۹۱). همچنین از روش بوت استراپ برای محاسبه مقادیر آماره T و p-value جهت تعیین معناداری ضرایب مسیر استفاده شد. ضرایب مسیر برای تعیین سهم هر یک از متغیرهای پیش‌بین در تبیین واریانس متغیر ملاک مورداستفاده قرار می گیرند و مقادیر R^2 نشانگر واریانس تبیین شده متغیر ملاک توسط متغیرهای پیش‌بین است. علاوه بر آن از ضریب Q^2 استون-گیسر برای بررسی



شکل ۳. الگوی آزمون شده پژوهش

توانایی پیش‌بینی متغیرهای وابسته از روی متغیرهای مستقل استفاده شد. مقادیر مثبت این ضریب نشانگر توانایی پیش‌بینی است (وینزی[1] و همکاران، ۲۰۱۰). نمودار شکل (۳) و (۴) مدل آزمون شده بین متغیرهای پژوهش را نشان داده است. اعداد داخل دایره واریانس تبیین شده است.

همان‌گونه که در نمودار شکل (۳) مشخص است، اثر ابعاد شخصیتی و ویژگی‌های جمعیت شناختی و اقتصادی را بر تعداد معاملات سرمایه‌گذاران مورد آزمون قرار داده‌ایم.



شکل ٤. ضرایب مسیر و T الگوی آزمون شده پژوهش

1 . Vinzi

ضرایب T بالای 1.96 ± تا 2.58 ± در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند و ضرایب بالاتر از ± 2.58 در سطح ۱ درصد معنادار هستند. در جدول (۵) برآورد ضریب مسیر و واریانس تبیین شده مدل پژوهش گزارش شده است.

جدول ۵. ضرایب مسیر و واریانس تبیین شده

متغیرها	ضرایب مستقیم	واریانس تبیین شده
جنسیت	−0.117**	0.822 *: معناداری در سطح ۹۵ درصد **: معناداری در سطح ۹۹ درصد
وضعیت تأهل	0.015	
درآمد	0.008	
تجربه سرمایه‌گذاری	0.042	
تحصیلات	−0.010	
سن	−0.007	
درجه ریسک‌پذیری	0.067**	
روان آزردگی خویی (N)	0.491**	
برونگرایی (E)	0.184**	
گشودگی (O)	−0.320**	
ساز گاری (A)	−0.095**	
وظیفه‌شناسی (C)	−0.049	

با توجه به جدول (۵) تأثیر روان آزردگی خویی (N)، برونگرایی (E)، درجه ریسک‌پذیری بر تعداد معاملات مثبت و معنادار است. تأثیر گشودگی (O) و سازگاری (A) بر تعداد معاملات منفی و معنادار است. همچنین همان‌گونه که ملاحظه می‌شود ۸۲ درصد واریانس تعداد معاملات توسط مدل پژوهش تبیین می‌شود. جدول (۶) اعتبار اشتراک و افزونگی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود مقادیر اعتبار اشتراک و افزونگی مثبت هستند که نشان دهنده کیفیت مناسب و قابل‌قبول مدل پژوهش حاضر می‌باشند.

جدول ٦. اعتبار اشتراک و افزونگی متغیرها

متغیرهای پژوهش	(CV-Redundancy) Q^2	CV-Communality
تعداد معاملات	۰,٦٥٦	۱,۰۰
روان آزردگی خویی (N)		۰,۳۸۸
برونگرایی (E)		۰,۱٦۰
گشودگی (O)		۰,۲۱۲
ساز گاری (A)		۰,۰٤۷
وظیفه‌شناسی (C)		۰,۱٦٥

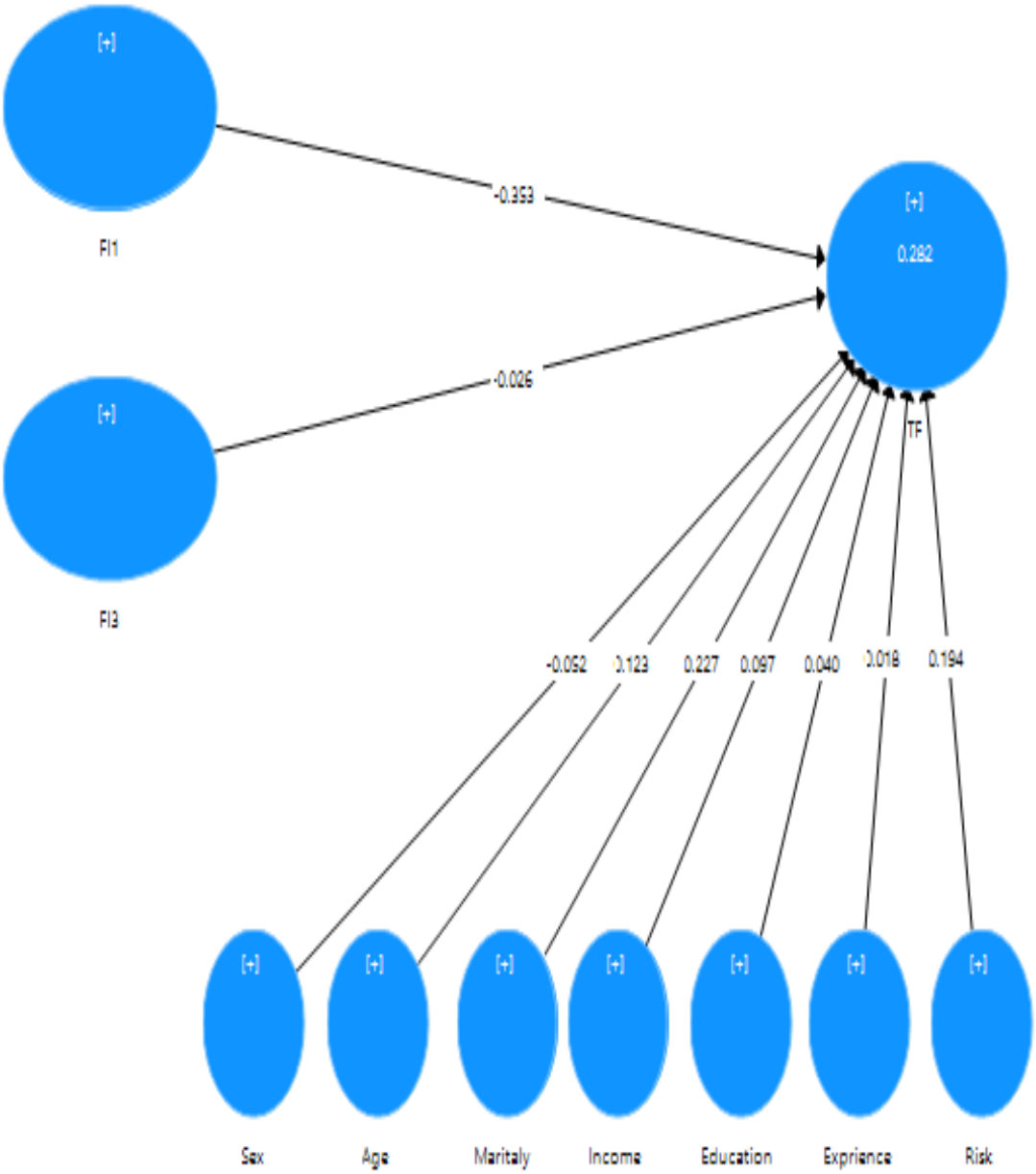
جهت نشان دادن اعتبار یافته‌های مدل پژوهش از شاخص‌های برازش مدل‌های معادلات ساختاری به روش حداقل مربعات جزئی استفاده شد. روش‌هایی برای بررسی اعتبار مدل در PLS وجود دارد. این روش‌ها که به آن بررسی اعتبار (Cross- validation) می‌گویند شامل شاخص بررسی اعتبار اشتراک (CV- Continuunality) و شاخص افزونگی (CV-Redundancy) می‌شوند. شاخص اشتراک کیفیت مدل اندازه‌گیری هر بلوک را می‌سنجد، شاخص افزونگی نیز که به آن Q^2 استون-گیسر نیز می‌گویند، با در نظر گرفتن مدل اندازه‌گیری، کیفیت مدل ساختاری را برای هر بلوک درون‌زاد اندازه‌گیری می‌کند. مقادیر مثبت این شاخص‌ها نشانگر کیفیت مناسب و قابل‌قبول مدل اندازه‌گیری و ساختاری می‌باشند (تنن هاوس[1] و همکاران، ۲۰۰۵). همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود مثبت بودن مقادیر اعتبار اشتراک و اعتبار افزونگی برای تمامی متغیرها در پژوهش حاضر نشانگر کیفیت مناسب و قابل‌قبول مدل اندازه‌گیری و ساختاری هست.

آزمون تأثیر منابع اطلاعاتی مورداستفاده بر تعداد معاملات

برای پیش‌بینی اثر منابع اطلاعاتی و متغیرهای جمعیت شناختی بر تعداد معاملات، الگوی مفهومی پیشنهادشده از طریق روش الگو یابی معادلات ساختاری بررسی و با توجه به سؤالات پژوهش، از روش حداقل مجذورات جزئی برای برآورد الگو استفاده شد. شکل (۵) و (۶) مدل آزمون شده بین متغیرهای پژوهش را نشان داده است. اعداد داخل دایره واریانس تبیین شده است.

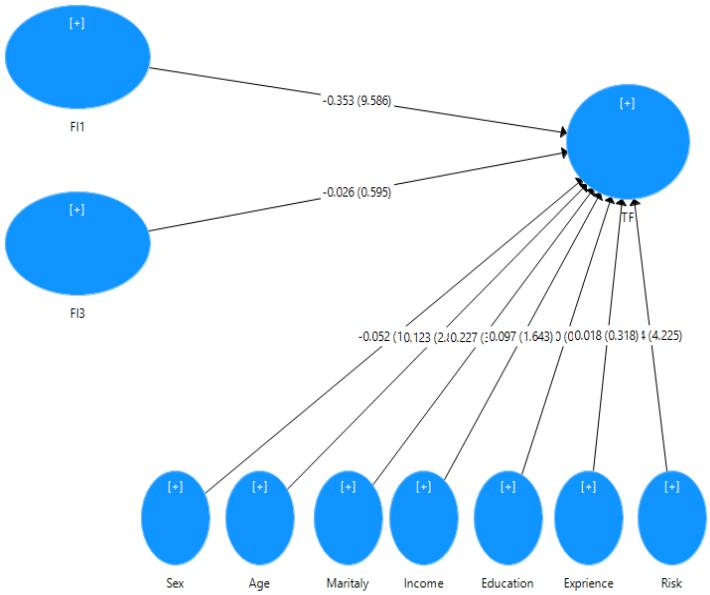
---

1 . Tenenhaus



شکل ۵. الگوی آزمون شده پژوهش

نمودار شکل (۵) تأثیر دو منبع اطلاعاتی ارتباطات کلامی و مشاوره مالی را بر تعداد معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی نمایش می‌دهد. همچنین در این مدل تأثیر متغیرهای جمعیت شناختی و اقتصادی نیز آمده است.



شکل ٦. ضرایب مسیر و T الگوی آزمون شده پژوهش

ضرایب T بالای 1.96 ± تا 2.58 ± در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند و ضرایب بالاتر از ± 2.58 در سطح ۱ درصد معنادار هستند. در جدول (۷) برآورد ضریب مسیر و واریانس تبیین شده مدل پژوهش گزارش شده است.

جدول ۷. ضرایب مسیر و واریانس تبیین شده

متغیرها	ضرایب مستقیم	واریانس تبیین شده
جنسیت	-۰.۰۵۲	۰,۲۸۲ ** معناداری در سطح ۹۹ درصد *معناداری در سطح ۹۵ درصد
وضعیت تأهل	۰.۲۲۷**	
درآمد	۰.۰۹۷	
تجربه سرمایه‌گذاری	۰.۰۱۸	
تحصیلات	۰.۰٤۰	
سن	۰.۱۲۳**	
درجه ریسک‌پذیری	۰.۱۹٤**	
مشورت از دوستان، آشنایان و همکاران	-۰.۳۵۳**	
مشاوره مالی از متخصصان	-۰.۰۲٦	

با توجه به جدول (۷) تأثیر مشورت از دوستان، آشنایان و همکاران بر تعداد معاملات منفی و معنادار است و همچنین تأثیر درجه ریسک‌پذیری و وضعیت تأهل نیز بر تعداد معاملات معنادار است. اعتبار اشتراک و افزونگی متغیر تعداد معاملات بررسی شد. مقادیر اعتبار اشتراک و افزونگی مثبت هستند که نشان دهنده کیفیت مناسب و قابل‌قبول مدل پژوهش حاضر می‌باشند. مثبت بودن مقادیر اعتبار اشتراک و افزونگی برای متغیر تعداد معاملات در پژوهش حاضر نشانگر کیفیت مناسب و قابل‌قبول مدل اندازه‌گیری و ساختاری هست.

جدول ۸. اعتبار اشتراک و افزونگی متغیرها

متغیرهای پژوهش	Q^2 (CV-Redundancy)	CV-Communality
تعداد معاملات	۰,۰۲٤	۱,۰۰

آزمون اثر منابع اطلاعاتی بر رابطه میان ابعاد شخصیتی و تعداد معاملات

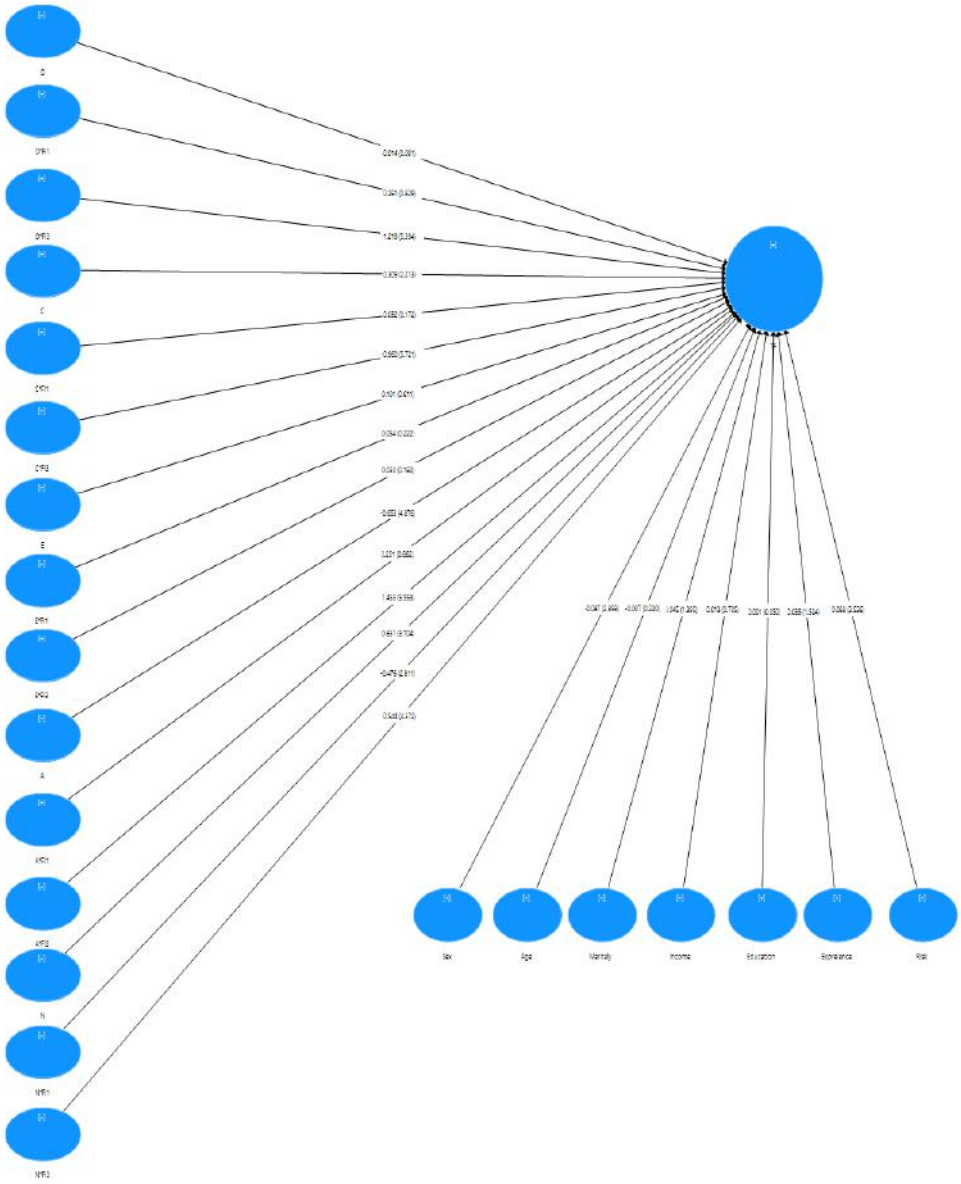
برای پیش‌بینی تأثیر منابع اطلاعاتی بر رابطه میان ابعاد شخصیتی و تعداد معاملات، الگوی مفهومی پیشنهادشده از طریق روش الگو یابی معادلات ساختاری بررسی و با توجه به سؤالات پژوهش، از روش حداقل مجذورات جزئی برای برآورد الگو استفاده شد.

برای تعیین تأثیر منابع اطلاعاتی بر رابطه میان ویژگی‌های شخصیتی و تعداد معاملات، ده اثر متقابل مطابق جدول زیر ایجاد می‌کنیم:

جدول ۹. اثرات متقابل ایجادشده

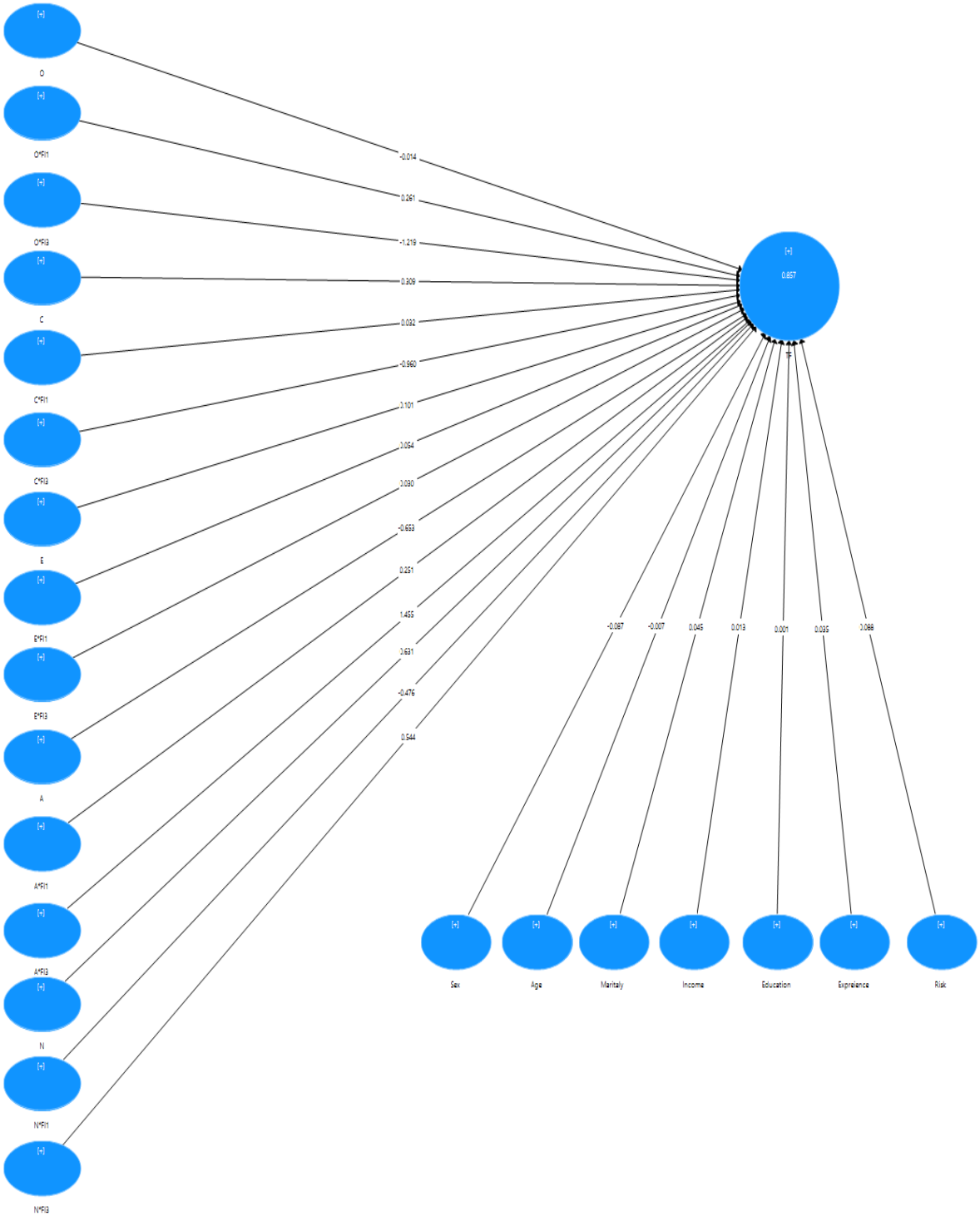
۱	مشاوره مالی متخصصان × گشودگی
۲	مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × گشودگی
۳	مشاوره مالی متخصصان × وظیفه‌شناسی
٤	مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × وظیفه‌شناسی
٥	مشاوره مالی متخصصان × برون‌گرایی
٦	مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × برون‌گرایی
۷	مشاوره مالی متخصصان × سازگاری
۸	مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × سازگاری
۹	مشاوره مالی متخصصان × روان آزردگی خویی
۱۰	مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × روان آزردگی خویی

نمودار شکل (۷) و (۸) مدل آزمون شده بین متغیرهای پژوهش را نشان داده است. اعداد داخل دایره واریانس تبیین شده است.



شکل ۷. الگوی آزمون شده پژوهش

در نمودار شکل (۸) تأثیر ده اثر متقابل ایجادشده طبق جدول (۹) و هرکدام از ابعاد شخصیتی را بر تعداد معاملات سرمایه‌گذاران موردسنجش قرار داده‌ایم. ضرایب T بالای ± ۱,۹۶ تا ± ۲,۵۸ در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند و ضرایب بالاتر از ± ۲,۵۸ در سطح ۱ درصد معنادار هستند. در جدول (۱۰) برآورد ضریب مسیر و واریانس تبیین شده مدل پژوهش گزارش شده است.



شکل ۸. ضرایب مسیر و T الگوی آزمون شده پژوهش

جدول ۱۰. ضرایب مسیر و واریانس تبیین شده

متغیرها	ضرایب مستقیم	واریانس تبیین شده
جنسیت	−0.087**	
وضعیت تأهل	0.045	
درآمد	0.013	
تجربه سرمایه‌گذاری	۰,۰۳۵	
تحصیلات	0.001	
سن	−0.007	
درجه ریسک‌پذیری	0.088**	
گشودگی	−0.014	
مشاوره مالی متخصصان × گشودگی	−1.219**	
مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × گشودگی	0.261	
وظیفه‌شناسی	0.309*	
مشاوره مالی متخصصان × وظیفه‌شناسی	−0.960**	۰,۸۵۷
مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × وظیفه‌شناسی	0.032	** معناداری در سطح ۹۹ درصد *معناداری در سطح ۹۵ درصد
برونگرایی	0.101	
مشاوره مالی متخصصان × برون‌گرایی	0.030	
مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × برون‌گرایی	0.054	
سازگاری	−0.653**	
مشاوره مالی متخصصان × سازگاری	1.455	
مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × سازگاری	0.251**	
روان آزردگی خویی	0.631**	
مشاوره مالی متخصصان × روان آزردگی خویی	0.544**	
مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران × روان آزردگی خویی	−0.476**	

با توجه به جدول (۱۰)، متغیرهای درجه ریسک‌پذیری، وظیفه‌شناسی، استفاده سرمایه‌گذاران با بعد شخصیتی سازگاری از منبع اطلاعاتی مشاوره مالی متخصصان، روان آزردگی خویی، استفاده سرمایه‌گذاران با بعد شخصیتی روان آزردگی خویی از منبع اطلاعاتی مشاوره مالی متخصصان رابطه مثبت و معناداری با تعداد معاملات هستند. همچنین متغیرهای جنسیت، استفاده سرمایه‌گذاران با بعد شخصیتی گشودگی از منبع اطلاعاتی

مشاوره مالی متخصصان، استفاده سرمایه‌گذاران با بعد شخصیتی وظیفه‌شناسی از منبع اطلاعاتی مشاوره مالی متخصصان، سازگاری و استفاده سرمایه‌گذاران با بعد شخصیتی روان آزردگی خویی از منبع اطلاعاتی ارتباطات کلامی دارای رابطه منفی و معناداری با تعداد معاملات هستند. اعتبار اشتراک و حشو متغیر تعداد معاملات موردبررسی قرار گرفت. مقادیر اعتبار اشتراک و حشو مثبت هستند که نشان دهنده کیفیت مناسب و قابل‌قبول مدل پژوهش حاضر می‌باشند. مثبت بودن مقادیر اعتبار اشتراک و اعتبار حشو برای متغیر تعداد معاملات در پژوهش حاضر نشانگر کیفیت مناسب و قابل‌قبول مدل اندازه‌گیری و ساختاری هست.

جدول ۱۱. اعتبار اشتراک و افزونگی متغیرها

متغیرهای پژوهش	Q^2 (CV-Redundancy)	CV-Communality
تعداد معاملات	۰,٦١٤	۱,۰۰

نتیجه‌گیری و بحث

بررسی سؤال اول: در میان ابعاد شخصیتی، بین روان آزردگی خویی، برونگرایی و تعداد معاملات رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. از سوی دیگر ویژگی شخصیتی گشودگی و سازگاری دارای رابطه منفی و معناداری با تعداد معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی است.

بررسی سؤال دوم: از میان متغیرهای جمعیت شناختی و اقتصادی موردبررسی در این پژوهش شامل جنسیت، وضعیت تأهل، درآمد، تجربه سرمایه‌گذاری، تحصیلات، سن و درجه ریسک‌پذیری، تنها دو متغیر جنسیت و درجه ریسک‌پذیری رابطه معناداری با تعداد معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی دارند. بین جنسیت و تعداد معاملات رابطه منفی و معناداری وجود دارد. این بدین معناست که آقایان در مقایسه با خانم‌ها تعداد معاملات بیشتری را انجام می‌دهند. همچنین افراد با درجه ریسک‌پذیری بالاتر به معاملات بیشتری دست می‌زنند که به معنای رابطه مثبت میان تعداد معاملات و درجه ریسک‌پذیری هر فرد است.

بررسی سؤال سوم: استفاده سرمایه‌گذاران از منبع اطلاعاتی ارتباطات کلامی شامل مشورت با دوستان، آشنایان و همکاران خود منجر به معاملات کمتری خواهد شد. از سوی دیگر رابطه معناداری میان مشاوره مالی از متخصصان و تعداد معاملات در سرمایه‌گذاران حقیقی بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد.

بررسی سؤال چهارم: استفاده از منابع اطلاعاتی بر روی رابطه میان ویژگی‌های شخصیتی و تعداد معاملات اثرگذار است. به‌گونه‌ای که سرمایه‌گذاران دارای ویژگی شخصیتی گشودگی، با دریافت مشاوره مالی از متخصصان تعداد معاملاتشان را کاهش می‌دهند. سرمایه‌گذاران دارای ویژگی

شخصیتی وظیفه‌شناسی با دریافت اطلاعات از متخصصان مالی معاملات کمتری انجام خواهند داد. سرمایه‌گذاران دارای ویژگی شخصیتی سازگاری هنگامی‌که اطلاعات موردنیاز خود را از دوستان، آشنایان و همکاران خود دریافت می‌کنند تعداد معاملات بیشتری انجام می‌دهند. همچنین سرمایه‌گذاران دارای نمره بالا در بعد شخصیتی روان آزردگی خویی، در صورت استفاده از مشاوره مالی از متخصصان تعداد معاملات بیشتری انجام می‌دهند. این در حالی است که مشورت از دوستان، آشنایان و همکاران در این سرمایه‌گذاران به معاملات کمتری منتهی خواهد شد.

یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که افراد روان رنجور، تعداد معاملات بیشتری انجام می‌دهند. تعداد معاملات بیشتر توسط این بخش از سرمایه‌گذاران به دلیل آن است که آنان با تعداد بیشتر معاملات توانایی کاهش احساسات منفی در خود رادارند (دوراند و همکاران، ۲۰۰۸). همچنین سرمایه‌گذاران برونگرا تمایل به معاملات بیشتری از خود نشان می‌دهند که این یافته با پژوهش‌هایی مثل پژوهش باربر و ادئون (۲۰۰۱) همخوانی دارد که معتقدند این‌گونه سرمایه‌گذاران، به دلیل ویژگی اجتماع‌پذیری خود معاملات بیشتری انجام می‌دهند. از سوی دیگر یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که میان بعد شخصیتی گشودگی و تعداد معاملات رابطه منفی وجود دارد. به این معنی که سرمایه‌گذاران روشنفکر تعداد معاملات کمتری انجام می‌دهند که این یافته نیز در پژوهش های دیگر تأییدشده است. سرمایه‌گذاران با نمره بالا در این بعد شخصیتی به دلیل وجود شک و تردید معاملات کمتری انجام می‌دهند (تونی و همکاران[1]، ۲۰۱۵)؛ و درنهایت رابطه منفی بین سازگاری و تعداد معاملات سرمایه‌گذاران وجود دارد. یافته‌های پژوهش درباره تأثیر متغیرهای جمعیت شناختی حاکی از آن است که تعداد معاملات مردان در مقایسه با خانم‌ها بیشتر است و همچنین بین درجه ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران و تعداد معاملات آنان رابطه مثبتی وجود دارد. به این معنی که با افزایش درجه ریسک‌پذیری هر سرمایه‌گذار، تعداد معاملات وی بیشتر خواهد شد. تعداد معاملات بیشتر مردان در مقایسه با خانم‌ها و افراد ریسک‌پذیر در مقابل افراد ریسک گریز در پژوهش‌های بسیاری مورد تأکید قرارگرفته است. برای نمونه، دوراند و ادئون (۲۰۰۱) دریافتند که خانم‌ها و افراد با تحصیلات بالاتر و سرمایه‌گذاران ریسک گریز تعداد معاملات کمتری دارند. این در حالی است که سرمایه‌گذاران مسن‌تر معاملات بیشتری انجام می‌دهند. میان سایر ویژگی‌های جمعیت شناختی مطرح‌شده در پژوهش و تعداد معاملات رابطه معناداری وجود ندارد. پژوهش‌های قبلی انجام‌گرفته، نتایج متضادی در مورد رابطه بین تحصیلات سرمایه‌گذاران حقیقی و تعداد معاملات آنان منتشر کرده‌اند. برای مثال، نتایج پژوهش‌های تونی، فانگ و اقبال (۲۰۱۷) حاکی از آن است که سرمایه‌گذاران کم‌تجربه تعداد معاملات کمتری

---

1 . Tauni et al

انجام می‌دهند این در حالی است که دورن و هابرمن[1] (۲۰۰۵) در پژوهش خود نشان دادند که سرمایه‌گذاران باتجربه‌تر تمایل به کاهش تعداد معاملات خود دارند.

در رابطه با استفاده از منابع اطلاعاتی، یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که افرادی که از ارتباطات کلامی به‌عنوان منبع اطلاعاتی خود استفاده می‌کنند، تعداد معاملات کمتری انجام می‌دهند. دلیل این امر آن است که افراد، علاقه‌ای به آموزش از شکست‌های اطرافیان خود شامل دوستان، آشنایان و همکاران خود ندارند (آبرئو و مندس، ۲۰۱۲). همچنین یافته‌های این پژوهش، رابطه معناداری میان استفاده از مشاوره مالی متخصصان به‌عنوان منبع اطلاعاتی و تعداد معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی نیافت. یکی از دلایل این امر را می‌توان عدم استفاده وسیع سرمایه‌گذاران حقیقی از خدمات تحلیلی شرکت‌های مشاوره سرمایه‌گذاری، کارگزاری‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و تحلیل گران مستقل دانست. از سوی دیگر، بخشی از اطلاعات تحلیلی این شرکت‌ها که در اختیار سرمایه‌گذاران حقیقی قرار می‌گیرد عملاً کاربرد چندانی ندارد و به معامله منجر نخواهد شد.

در رابطه با تأثیر منابع اطلاعاتی بر رابطه میان ابعاد شخصیتی و تعداد معاملات، نتایج این پژوهش حاکی از آن است که مشاوره مالی از متخصصان رابطه میان بعد شخصیتی گشودگی و تعداد معاملات را به‌صورت منفی تعدیل می‌کند. به این معنا که سرمایه‌گذاران روشنفکر[2] هنگامی‌که اطلاعات خود را از مشاوران مالی متخصص دریافت می‌کنند، تمایل کمتری به معامله در بازار بورس اوراق بهادار تهران خواهند داشت. در رابطه با تأثیر منابع اطلاعاتی بر رابطه میان بعد شخصیتی وظیفه‌شناسی و تعداد معاملات، نتایج این پژوهش حاکی از آن است که مشاوره مالی از متخصصان، رابطه میان وظیفه‌شناسی و تعداد معاملات را به‌صورت منفی تعدیل می‌کند. سرمایه‌گذاران دارای نمره بالا در بعد شخصیتی وظیفه‌شناسی افراد منظم، سازمان‌یافته و مسئولیت‌پذیرند (مک کری و کاستا، ۱۹۹۲). این افراد برای رسیدن به بهترین نتایج مدنظر خود بیشترین تلاش را می‌کنند و بنابراین بیشترین معاملات را مبتنی بر اطلاعات تحلیلی خود در قیاس با زمانی که اطلاعات را از مشاوران مالی دریافت می‌کنند، انجام می‌دهند (تونی، فانگ و اقبال، ۲۰۱۷). یافته‌های پژوهش، رابطه معناداری در مورد تعدیل رابطه میان بعد شخصیتی برونگرایی توسط منابع اطلاعاتی ارائه ننموده است. یافته‌های پژوهش، حاکی از آن است که ارتباطات کلامی به‌صورت مثبت رابطه میان سازگاری و تعداد معاملات را تعدیل می‌کند. سرمایه‌گذاران دارای نمره بالا در سازگاری، افرادی

---

1 . Dorn and Huberman
2 . Open minded

قابل اعتماد، دلسوز و پیرو در ارتباطات اجتماعی خود هستند (مک کری و کاستا، ۱۹۹۲). لذا این سرمایه‌گذاران برای اینکه پیروی خود با جمع را حفظ کنند، کمتر وارد قضاوت در مورد پیشنهادهای دوستان خود می‌شوند و به اطلاعات دریافتی از دوستان، آشنایان و همکاران خود بدون ارزیابی آن، اعتماد می‌کنند (ایسن، وینوگارد و کین[1]، ۲۰۰۲). سرمایه‌گذاران با ویژگی شخصیتی سازگاری بالا، تمایل به انطباق با انتظارات اطرافیانشان رادارند و دلیل تعداد معاملات بیشتر آنان افزایش ضریب نفوذشان است(تونی، فانگ و اقبال،۲۰۱۷). شاید بتوان این ویژگی را یکی از دلایل تأثیر مثبت مشورت با اطرافیان بر روی تعداد معاملات این سرمایه‌گذاران دانست. یافته‌های این پژوهش درباره سرمایه‌گذاران روان رنجور حاکی از آن است که، مشاوره مالی از متخصصان تعداد معاملات این سرمایه‌گذاران را به‌صورت مثبت و ارتباطات کلامی به‌صورت منفی تعدیل می‌کند. سرمایه‌گذاران روان رنجور، به‌عنوان سرمایه‌گذارانی که تمایل به تجربه احساسات منفی دارند شناخته می‌شوند(تونی، فانگ و اقبال،۲۰۱۷). سرمایه‌گذاران روان رنجور، نسبت به محرک‌های بیرونی در محیط خود حساسیت بالایی دارند و ممکن است نسبت به شرایط عادی بازار سهام دچار واکنش بیش‌ازحد شوند. اضطراب منجر به افزایش عصبانیت در سرمایه‌گذاران خواهد شد که به‌نوبه خود منجر به افزایش ترس سرمایه‌گذاران در انجام معامله است. سرمایه‌گذاران روان رنجور دریافته‌اند که مشاوران مالی بهتر می‌توانند در این موقعیت‌ها سرمایه‌گذاری کنند و استراتژی‌های بهتری در این مواقع برای سرمایه‌گذاری تعیین کنند(تونی، فانگ و اقبال، ۲۰۱۷). شاید دلیل تعدیل مثبت رابطه میان روان رنجوری و تعداد معاملات را بتوان این امر دانست.

پژوهش حاضر رابطه میان ابعاد شخصیتی و تعداد معاملات را با استفاده از مدل پنج‌گانه مک کری و کاستا سنجیده است، اگرچه مدل یکی از مدل‌های موردتوافق عمده است اما انتظار می‌رود پژوهش‌های دیگر رابطه بین ابعاد شخصیتی و تعداد معاملات را با استفاده از مدل‌های دیگر بررسی نمایند. همچنین پژوهش حاضر از دو منبع اطلاعاتی برای سنجش اثر آن بر روی تعداد معاملات و رابطه میان ابعاد شخصیتی و تعداد معاملات بهره گرفته است. انتظار می‌رود پژوهش‌های آتی از منابع اطلاعاتی متنوع‌تری برای سنجش این امر بهره گیرند. این پژوهش در سطح فرد و با در نظر گرفتن شخصیت سرمایه‌گذاران انجام گردیده است. با عنایت به آنکه شخصیت تنها پیش‌بینی کننده بخشی از تصمیمات هر فرد سرمایه‌گذار است پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی، در رابطه با سایر عوامل همچون سبک تصمیم‌گیری، سبک رفتاری و سایر موارد مرتبط هم در سطح فرد و هم در

---

1 . Eisen, Winograd, & Qin

سطح گروه‌هایی که در فرد با آنان در تعامل است، پژوهش‌هایی انجام گیرد که مکمل این پژوهش گردند.

این پژوهش نیز همانند سایر پژوهش‌ها دارای محدودیت‌هایی است که بعضاً انجام پژوهش را با موانع و مشکلاتی مواجه می‌نماید. می‌توان به برخی از این محدودیت‌ها به شرح زیر اشاره نمود:

در انتخاب جامعه آماری به لحاظ پراکنده بودن سرمایه‌گذاران، به ناچار از شیوه نمونه‌گیری‌ای استفاده شد که تنها افراد در دسترس بتوانند پرسشنامه پژوهش حاضر را تکمیل نمایند

ازآنجایی‌که این پژوهش میدانی بوده و جمع‌آوری اطلاعات از طریق پرسشنامه و مراجعه به جامعه هدف صورت گرفت، لذا عدم آمادگی افرادی که آن را دریافت می‌نمایند، در روند اجرای پژوهش محدودیت ایجاد می‌کند.

رفتار معاملاتی هر یک از سرمایه‌گذاران حقیقی به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات حقیقی تعداد معاملات، براساس خود اظهاری هر یک از آنان تبیین شده است.

منابع

- اسکندریان، احمد (۱۳۹۰). بررسی رابطه بروز تورش‌های رفتاری و ظرفیت ریسک‌پذیری باشخصیت سرمایه‌گذاران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز.
- پروین، لارنس؛ جان، الیور(۱۳۸۱). روانشناسی شخصیت نظریه و پژوهش.ترجمه: محمدجعفر جوادی و پروین کدیور. تهران: نشر آییش.
- پمپین، میشلام. دانش مالی رفتاری و مدیریت دارایی، ترجمه احمد بدری(۱۳۸۸). تهران: انتشارات کیهان.
- تقوا، محمدرضا و عبدالهی، هادی (۱۳۹۲). بررسی تأثیر پنج عامل بزرگ شخصیت بر هوش عاطفی و بهبود و تحول سازمانی. مطالعات مدیریت (بهبود و تحول). سال بیست و سوم شماره،۷۲ زمستان صفحات ۲۲ تا ۲۸
- جمشیدی، ناصر و قالیباف اصل، حسن (۱۳۹۷). بررسی تأثیر شخصیت سرمایه‌گذاران بر رفتار معاملاتی و عملکرد سرمایه‌گذاری آنان؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه تحقیقات مالی، ۱۳۹۷، دوره بیستم، شماره ۱، صفحات ۷۵ تا ۹۰.
- کاکه پور، صادق (۱۳۹۲). بررسی اثرات تیپ شخصیتی سرمایه‌گذاران بر خطاهای ادراکی آن‌ها در سرمایه‌گذاری‌هایشان در بورس اوراق بهادار. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه علامه طباطبائی
- محسنی، سید مرتضی (۱۳۹۱). بررسی رفتار سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی با رویکرد روان‌شناسانه، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم اقتصادی و اداری مازندران.
- هیجرودی، فاطمه و دوستار، محمد و مرادی، محمد (۱۳۹۷). تحلیل تعدیلگری مدل پنج عاملی شخصیت بر تأثیرگذاری کسب اطلاعات مالی بر رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری سال هفتم، شماره بیست و پنجم، بهار ۹۷.
- Abreu, M. & Mendes, V. (2012). Information, overconfidence and trading: Do the sources of information matter? Journal of Economic Psychology, ۳۳(۴), ۸۶۸–۸۸۱
- Barber, B. M. & Odean, T. (2001). Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment. Quarterly Journal of Economics, 116(1), 261–292
- Digman, J. M. (1990). Personality structure: Emergence of the five-factor model. Annual Review of Psychology, 41, 417–440.

- Durand, R. B. Newby, R. & Sanghani, J. (2008). An intimate portrait of the individual investor. The Journal of Behavioral Finance, 9(4), 193–208.
- Durand, R. B. Newby, R. Peggs, L. & Siekierka, M. (2013). Personality. The Journal of Behavioral Finance, 14(2), 2013, 116–133.
- Eskandarian, Ahmad (2011). Investigating the relationship between behavioral bias and risk capacity with the personality of investors. Master Thesis. Islamic Azad university central tehran branch. (in persian)
- Flynn, K. E. & Smith, M. A. (2007). Personality and health care decision-making style. The Journals of Gerontology. Series B, Psychological Sciences and Social Sciences, 62(5), 261–267.
- Goldberg, L. R. (1990). Standard markers ofthe Big-Fivefactor structure. Unpublished report, Oregon Research Institute
- Heinström, J. (2003). Five personality dimensions and their influence on information behaviour. Information Research, 9(1).
- Hijroudi, Fatemeh and Dostar, Mohammad and Moradi, Mohammad (2018). Adjustment analysis of the big five-factor personality model on the effect of obtaining financial information on the behavior of investors in the Tehran Stock Exchange. Investment Knowledge Quarterly of the seventh year, twenty-fifth issue, spring 97. (in persian)
- Ivković, Z. & Weisbenner, S. (2007). Information diffusion effects in individual Investors'common stock purchases: Covet thy neighbors' investment choices. Review of Financial Studies, 20(4), 1327–1357.
- Jamshidi, Nasser and Qalibaf Asl, Hassan (2018). Investigating the effect of investors' personality on their trading behavior and investment performance; Evidence from Tehran Stock Exchange. Quarterly Journal of Financial Research, 1397, Volume 20, Number 1, 75-90. (in persian)
- Jebran & Tanveer Ahsan (2019): Influence of Investor and Advisor Big Five Personality Congruence on Futures Trading Behavior, Emerging Markets Finance and Trade, DOI:10.1080/1540496X.2019.1672529.
- John, O. P. & Srivastava, S. (1999). The Big five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L.A. Pervin, & O.P. John (Eds.), Handbook of personality: Theory and research. NewYork: Guilford Press, 102-138
- Kakehpour, Sadegh (2013). Investigating the effects of investors personality type on their perceptual biases in their investments in the stock exchange. Master Thesis. Allameh Tabatabai University (in persian).
- Karabulut, Y. (2013). Financial advice: An improvement for worse Available at SSRN, 1710634.
- Kramer, M. M. (2012). Financial advice and individual investor portfolio performance.Financial Management, 41(2), 395–428.

- Lusardi, A. & Mitchell, O. S. (2011). Financial literacy and planning: Implications for retirement wellbeing. National Bureau of Economic Research (No. w17078).
- McCrae, R. R. & John, O. P. (1992). An introduction to the five-factor model and its applications. Special Issue: The five-factor model: Issues and applications. Journal of Personality, 60, 175-215.
- Mohseni, Seyed Morteza (2012). Investigating the Behavior of Investors in Financial Markets with a Psychological Approach, M.Sc. Thesis, Mazandaran University of Economic and Administrative Sciences. (in persian).
- Muhammad Zubair Tauni, Muhammad Ansar Majeed, Sultan Sikandar Mirza, Salman Yousaf, Khalil Jebran, (2018) "Moderating influence of advisor personality on the association between financial advice and investor stock trading behavior", International Journal of Bank Marketing, https:// doi.org/10.1108/IJBM-10-2016-0149
- Muhammad Zubair Tauni, Yousaf Salman, Ahsan Tanveer (2020). Investor-advisor Big Five personality similarity and stock trading performance. Journal of Business Research 109 (2020) 49–63.
- Parvin, Lawrence; John, Oliver (2002). Personality Psychology Theory and Research. Translation: Mohammad Jafar Javadi and Parvin Kadivar. Tehran: Ayesh Publishing.(in persian)
- Pompian, Michael M. Behavioral Finance and Wealth Management, translated by Ahmad Badri (2009). Tehran: Kayhan Publications. (in persian)
- Taqwa, Mohammad Reza and Abdollahi, Hadi (2013). Investigating the effect of Big five-factor personality on emotional intelligence and organizational improvement and transformation. Management studies (improvement and transformation). Twenty-Third Year ,Issue 72, 22-28. (in persian)
- Tauni M. H. Fang. H. X, Iqbal. A (2017). The role of financial advice and word-of-mouth communication on the association between investor personality and stock trading behavior: Evidence from Chinese stock market/ Personality and Individual Differences 108 (2017) 55–65
- Yang, S. Hsu, Y. & Tu. C. (2012). How do traders influence investors confidence and trading volume? A dyad study in the futures market. Emerging Markets Finance and Trade, 48(Sup 3), 23–34.

راهبرد مدیریت مالی

سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۱۱۰-۸۳

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۰۲
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۱۱/۰۳
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۱/۰۵

مقاله پژوهشی

تحلیل بنیادی رفتار هزینه‌ها از بعد کارکرد و ماهیت و اثر آن بر دقت برآورد سود هر سهم[۱]

علی شیرزاد[۲]، محمدجواد ساعی[۳]، فرزانه نصیرزاده[٤]

چکیده

این پژوهش نگرشی جدید در خصوص ارزیابی رفتار هزینه‌ها ارائه خواهد داد و با تکمیل مدل‌های گذشته که تنها چسبندگی هزینه را در زمان کاهش فروش بررسی می کردند، رفتار هزینه‌ها را در هنگام کاهش فروش (چسبندگی هزینه) و افزایش فروش (سیگنال مثبت هزینه) بررسی می کند. علاوه بر آن در این پژوهش رفتار هزینه‌ها برحسب کارکرد (بهای تمام‌شده و هزینه عملیاتی) و ماهیت (هزینه حقوق و دستمزد، خدمات و استهلاک) طبقه‌بندی‌شده و تأثیر هر یک بر دقت برآورد سود هر سهم بررسی می‌شود. جامعه‌ی آماری پژوهش کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از میان آن‌ها ۹۵ شرکت در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۲ انتخاب و بررسی گردیده است. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوی اثرات ثابت با روش OLS استفاده شده است. نتایج پژوهش در زمان کاهش فروش حاکی از وجود ارتباط منفی و معنادار بین چسبندگی مجموع هزینه‌ها، بهای تمام شده و هزینه خدمات با دقت برآورد سود هر سهم و ارتباط مثبت و معنادار بین چسبندگی هزینه حقوق و دستمزد با دقت برآورد سود هر سهم است اما رابطه‌ی معناداری بین چسبندگی هزینه‌های عملیاتی و استهلاک با دقت برآورد سود هر سهم یافت نشد.همچنین یافته‌ها در زمان افزایش فروش نشان می‌دهد که بین سیگنال مثبت بهای تمام‌شده با دقت برآورد سود هر سهم رابطه‌ی مثبت و معنادار وجود دارد اما بین سیگنال مثبت مجموع هزینه‌ها، هزینه‌های عملیاتی، حقوق و دستمزد، خدمات و استهلاک با دقت برآورد سود هر سهم رابطه‌ی معناداری یافت نشد.ازاین‌رو ضروری است مدیران و تحلیلگران مالی برای برآورد دقیق‌تر سود هر سهم به رفتار این هزینه‌ها دقت نموده و چسبندگی و سیگنال مثبت آن‌ها را در برآوردهای خود لحاظ کنند.

واژه های کلیدی: رفتار هزینه، چسبندگی هزینه، سیگنال هزینه، عناصر هزینه، سود هر سهم
طبقه‌بندی موضوعی: C33, M41

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.29185.2262
۲. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران، Email:alishirzad@mail.um.ac.ir
۳. استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران، نویسنده مسئول، Email:mj-saei@um.ac.ir
٤. دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران، Email:nasirzadeh@um.ac.ir

مقدمه

شناخت رفتار هزینه‌ها و به‌طور خاص چسبندگی هزینه و عوامل مؤثر بر آن، یکی از مهم‌ترین موضوعات حسابداری بهای تمام‌شده در حوزه حسابداری مدیریت است. بر اساس مدل‌های سنتی رفتار هزینه‌ها با توجه به تغییرات در سطح فعالیت یک سازمان به‌صورت ثابت و متغیر می‌باشند. طبق تعریف، حداقل در آغاز، هزینه‌های ثابت، مستقل از سطح فعالیت‌ها بوده و در مقابل، هزینه‌های متغیر، به فراخور تغییرات در فعالیت‌ها تغییر می‌کنند. طبق این استدلال انتظار می‌رود که درصد معینی کاهش (افزایش) در حجم فعالیت منتهی به درصد معینی کاهش (افزایش) در هزینه گردد و درصد تغییر در هزینه ربطی به جهت تغییر حجم فعالیت نداشته باشد. به‌بیان‌دیگر در مدل سنتی بیان می‌شود رفتار یک هزینه به میزان تغییر محرک آن تغییر می‌کند و ربطی به جهت تغییر ندارد؛ یعنی تغییر در هزینه‌ها به میزان تغییر در سطح فعالیت‌ها بستگی دارد و جهت تغییر حجم فعالیت‌ها، تأثیری بر اندازه تغییرات در هزینه‌ها ندارد.

طی دو دهه‌ی گذشته، میزان قابل‌توجهی از مطالعات حسابداری به بررسی واکنش نامتقارن هزینه‌ها نسبت به تغییرات سطح فعالیت‌ها پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش‌ها نشان می‌دهد زمانی که سطح فعالیت‌ها پایین می‌آید هزینه‌ها کاهش‌یافته و هنگامی‌که سطح فعالیت‌ها بالا رود افزایش می‌یابند، اما میزان کاهش هزینه‌ها نسبت به کاهش فعالیت‌ها کمتر بوده اما در مقابل میزان افزایش در هزینه‌ها تقریباً متناسب با افزایش سطح فعالیت‌ها بوده است. به این نوع رفتار هزینه‌ها، چسبندگی هزینه گفته می‌شود. چسبندگی هزینه یکی از خصوصیات رفتاری هزینه‌ها بوده و بیان می‌کند که افزایش هزینه‌ها در زمان رشد فعالیت‌ها، بیش از کاهش هزینه‌ها در زمان افت فعالیت‌ها می‌باشد.

توجه به رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش فروش نیز از اهمیت بسزایی برخوردار است که در مطالعات گذشته به این رفتار هزینه‌ها (که از این به بعد سیگنال مثبت هزینه نامیده خواهد شد) که می‌تواند بر پیش‌بینی عملکرد آتی شرکت مؤثر باشد توجهی نشده است. در این مورد بنکر و چن [1] (۲۰۰۶) نشان دادند که مدل‌های پیش‌بینی سودی که به‌صورت هم‌زمان سیگنال مثبت و چسبندگی هزینه‌ها را در زمان افزایش و کاهش فعالیت با خود دارند بهتر از سایر مدل‌های پیش‌بینی سودی هستند که تنها بر مبنای تفکیک اطلاعات سود می‌باشند. با توجه به مطالب بیان‌شده ضروری که علاوه بر بررسی و تحلیل رفتار هزینه‌ها در زمان کاهش فروش، رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش فروش نیز ارزیابی شود.

---

1 . Banker & Chen

بر اساس مبانی و چارچوب نظری گزارشگری مالی تفکیک هزینه‌ها سبب ارائه اطلاعاتی جامع‌تر می‌شود، به‌طوری‌که تحلیل‌های مفصل و جامع‌تری از رفتار انواع هزینه‌ها ارائه می‌دهد زیرا رفتار هریک از انواع هزینه‌ها می‌تواند در زمان تغییرات فروش متفاوت باشد. زمانی که هزینه‌ها به‌صورت کلی بررسی می‌شوند تنها می‌توان راجع به رفتار مجموع هزینه‌ها در زمان تغییرات فروش قضاوت کرد درحالی‌که ممکن است هریک از انواع هزینه‌ها در زمان تغییرات درآمد رفتاری متفاوت و یا حتی متناقض با یکدیگر و مجموع هزینه‌ها داشته باشند که به علت عدم بررسی جداگانه رفتار هزینه ها، تحلیل‌های انجام‌گرفته کامل نبوده و نمی‌توان رفتار و تأثیرات هزینه‌ها را به‌درستی پیش‌بینی کرد. ازاین‌رو در این پژوهش هزینه‌ها برحسب کارکرد و ماهیت طبقه‌بندی‌شده، چسبندگی و سیگنال مثبت هر یک از آن‌ها محاسبه می‌شود. بدین منظور در این پژوهش هزینه‌ها برحسب کارکرد و ماهیت به شرح ذیل تفکیک می‌گردند:

الف) طبقه‌بندی هزینه‌ها برحسب کارکرد: بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه‌های اداری، عمومی و فروش

ب) طبقه‌بندی هزینه‌ها برحسب ماهیت: هزینه حقوق و دستمزد، خدمات و استهلاک.

چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه‌ها در زمان تغییرات فروش دارای پیامدهای گوناگونی می‌باشند. بر اساس پژوهش‌های گذشته یکی از پیامدهای مهم، تأثیر منفی آن‌ها بر دقت برآورد سود هر سهم می‌باشد. اغلب مدیران و تحلیل‌گران مالی بدون توجه به تأثیرات چسبندگی هزینه و سیگنال مثبت هزینه‌ها در زمان تغییرات فروش بر میزان هزینه‌های دوره‌های آتی اقدام به پیش‌بینی سود می‌کنند که این دقت برآورد سود هر سهم را کاهش می‌دهد؛ اما آن‌ها با محاسبه‌ی رقم چسبندگی هزینه در دوران کاهش فروش، سیگنال هزینه‌ها در دوران افزایش فروش و تعیین میزان تأثیر هر یک از انواع هزینه‌ها بر سودهای آتی می‌توانند سود هر سهم را دقیق‌تر پیش‌بینی کنند. این پژوهش با توجه به اهمیت پیش‌بینی صحیح سود و تأثیر آن بر تصمیمات استفاده‌کنندگان به دنبال بررسی تأثیر چسبندگی و سیگنال مثبت انواع هزینه‌ها در زمان تغییرات فروش بر دقت پیش‌بینی سود می‌باشد. درنتیجه هدف اصلی این پژوهش تحلیل و بررسی تأثیر چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه‌ها به‌صورت کلی و به تفکیک بهای تمام‌شده، هزینه‌های اداری، عمومی و فروش[1] (که از این به بعد به‌اختصار هزینه عملیاتی نامیده می‌شود)، هزینه حقوق و دستمزد، هزینه خدمات و هزینه استهلاک بر دقت برآورد سود هر سهم می‌باشد.

---

1 . Selling, general, and administrative costs

در ادامه مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه‌شده و به تبیین فرضیه‌ها پرداخته خواهد شد مبنی بر آن‌که رفتار انواع هزینه‌ها در زمان کاهش و افزایش فروش تأثیر متفاوتی بر دقت پیش‌بینی سود دارند. سپس به توصیف داده‌ها پرداخته و آمار توصیفی و همبستگی بین متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود. در قسمت بعد چسبندگی و سیگنال مثبت هریک از هزینه‌ها اندازه‌گیری شده و تأثیر آن‌ها بر دقت پیش‌بینی سود ارزیابی می‌گردد. در انتها پژوهش با بحث در مورد نتایج این پژوهش و پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی به پایان می‌رسد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

دقت برآورد سود هر سهم

بر اساس نظریه نمایندگی میان مدیریت و سهامداران شرکت تضاد منافع و عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد. انتشار سود پیش‌بینی‌شده ابزاری جهت کاهش عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیریت شرکت و سرمایه‌گذاران می‌باشد. در بند ۴۷ بیانیه شماره یک هیئت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا بیان‌شده است که سرمایه‌گذاران، بستانکاران و علاقه‌مندان از سود پیش‌بینی‌شده جهت ارزیابی توانایی سودآوری، توان پرداخت سود سهام، پیش‌بینی سودهای آتی و ارزیابی ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت، یا دادن اعتبار به شرکتی استفاده می‌کنند. بنابراین، می‌توان به اهمیت سود و پیش‌بینی آن به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین معیارهای ارزیابی عملکرد مدیران و شرکت‌ها پی برد و هرچه دقت پیش‌بینی بالاتر باشد عدم تقارن اطلاعاتی کمتر خواهد بود. دقت برآورد سود هر سهم برای سرمایه‌گذاران حائز اهمیت است زیرا تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در مورد خرید، فروش و یا نگهداری سهام بر مبنای این اطلاعات است. اگر این پیش‌بینی با خطا همراه باشد سبب گمراهی استفاده‌کنندگان و اتخاذ تصمیمات نادرست از سوی آن‌ها خواهد شد. افزون بر این، شواهد نشان می‌دهد که سود هر سهم و سود پیش‌بینی‌شده آن دارای اثراتی بر قیمت بازار سهام عادی است که نشان از اهمیت پیش‌بینی صحیح سود می‌باشد. رولاند[1] (۱۹۷۸)، روش‌های پیش‌بینی سود هر سهم را به سه دسته به شرح ذیل طبقه‌بندی می‌کند:

اول: پیش‌بینی به‌وسیله مدیران.

دوم: پیش‌بینی به‌وسیله تحلیل‌گران.

سوم: پیش‌بینی با استفاده از مدل‌های سری زمانی (گام تصادفی)

---

1 . Ruland

در این پژوهش ازآنجاکه پیش‌بینی تحلیل‌گران در ایران وجود ندارد و بر اساس یافته‌های رولاند (۱۹۷۸) پیش‌بینی مدیران دقیق‌تر از پیش‌بینی با استفاده از مدل‌های سری زمانی می‌باشد برای اندازه گیری خطای پیش‌بینی سود از پیش‌بینی سود هر سهم توسط مدیران استفاده می‌شود.

به اعتقاد آرمسترانگ و کالپی[1](۱۹۹۲) نکته حائز اهمیت در پیش‌بینی، دقت آن پیش‌بینی بوده که به عواملی همچون افق پیش‌بینی، قضاوت‌های پیش‌بینی کننده و فناوری مورداستفاده بستگی دارد. آن‌ها خطای پیش‌بینی را اختلاف بین مقدار واقعی و مقدار برآورد شده تعریف می‌کنند. عدم دقت در سود برآورد شده می‌تواند موجب بازده غیرعادی برای عده‌ای از سرمایه‌گذاران و زیان غیرعادی برای عده‌ای دیگر شود. عوامل مختلفی می‌توانند بر کاهش دقت پیش‌بینی سود تأثیر بگذارند که بر اساس پژوهش اندرسون و همکاران[2](۲۰۰۷) و ویس[3](۲۰۱۰) رفتار نامتقارن هزینه‌ها یکی از مهم‌ترین این عوامل می‌باشد که در ادامه موردبحث و بررسی قرار می‌گیرد.

چسبندگی و سیگنال مثبت انواع هزینه‌ها

در اولین اظهارنظرها در ارتباط با رفتار هزینه‌ها در زمان تغییر سطح فعالیت‌ها، مالکولم[4] (۱۹۹۱) اظهار نمود که بخش زیادی از هزینه‌های سربار شرکت هیچگونه رابطه‌ای با تغییرات میزان فعالیت‌های آن شرکت ندارند. بعد از او رایبرن[5](۱۹۹۳) بیان کرد که حسابداران تصور می‌کنند که روابط بین هزینه‌ها و سطح فعالیت خطی بوده، درحالی‌که اقتصاددانان تأکید زیادی بر غیرخطی بودن روابط دارند. کوپر وکاپلان[6](۱۹۹۸) نیز بیان نمودند که افزایش در هزینه‌ها در زمان افزایش فعالیت‌ها نسبت به کاهش هزینه‌ها در زمان کاهش فعالیت‌ها بیشتر می‌باشد. موارد مطرح شده همگی گویای آن است که رفتار هزینه‌ها برخی مواقع با مفروضات سنتی مربوط به هزینه‌ها در تضاد است.

اندرسون و همکاران (۲۰۰۳) اولین کسانی هستند که این رفتار نامتقارن هزینه‌ها را به‌طور کامل در یک پژوهش جامع با عنوان «چسبندگی هزینه» که متمرکز بر رفتار هزینه‌های عملیاتی است، مورد تحلیل و بررسی قرار دادند. آن‌ها بیان نمودند که چسبندگی هزینه‌ها بر سود فعلی شرکت اثر منفی می‌گذارد؛ چراکه افت فروش متناسب با کاهش هزینه‌ها جبران نمی‌شود. بر اساس دیدگاه آن‌ها، مدیران ارشد

---

1 . Armstrong & Collopy
2 . Anderson er al
3 . Weiss
4 . Malcom
5 . Rayburn
6 . Cooper & Kaplan

اختیارات زیادی در ارتباط با هزینه‌های عملیاتی دارند. آن‌ها با بررسی مدل‌های سنتی رفتار هزینه‌ها و نقد آن‌ها، مدلی جدید ارائه دادند که بر اساس آن هزینه‌ها متناسب با تغییرات در سطح فعالیت‌ها دستخوش تغییر نمی‌گردند، بلکه بر اساس تصمیم‌گیری‌های که توسط مدیران اتخاذ می‌شوند تغییر می‌یابند. آن‌ها دو علت اصلی چسبندگی هزینه‌ها را «نظریه‌ی ملاحظات شخصی مدیران» که جهت تأمین منافع شخصی انجام می‌شود و «نظریه‌ی عدم تعدیل هزینه‌ها» عنوان نمودند. طبق «نظریه‌ی ملاحظات شخصی مدیران» چنین بیان می‌شود که مدیران همواره تصمیماتی نمی‌گیرند که منجر به بهترین نتیجه برای سهامداران شود. مدیران گرایش به حداکثر رساندن منافع خویش دارند و از این‌رو ممکن است نسبت به کاهش منابع، به‌منظور جلوگیری از کاهش قدرت بی‌میل باشند. یکی از موارد معروف نمایندگی در شرکت‌ها موضوع امپراتور سازی مدیریتی بوده و به این مفهوم است که مدیریت تمایل به رشد بیش‌ازاندازه شرکت و نگهداشت منابع بلااستفاده باهدف حفظ و افزایش منافع شخصی ازجمله شأن و جایگاه، مقام و قدرت، پاداش و اعتبار دارد. بر اساس «نظریه‌ی هزینه‌های تعدیل‌شده» یا «تعدیلات هزینه‌ها»، هنگامی‌که تقاضا برای محصولات و خدمات یک سازمان افت می‌کند، مدیران می‌توانند منابع مازاد را حذف کرده و هزینه‌های مرتبط با آن‌ها را تعدیل نمایند. درصورتی‌که افت سطح فعالیت موقتی باشد، کاهش هزینه‌ها و افزایش بعدی (به دلیل افزایش در حجم فعالیت) به‌احتمال‌زیاد از هزینه نگهداشت منابع اضافی که به‌صورت موقتی حفظ شده‌اند، تجاوز می‌کند. هزینه‌های کاهش منابع شرکت می‌تواند شامل هزینه‌های اخراج کارکنان، هزینه‌های واگذاری دارایی‌های سازمان و جریمه‌های حاصل از فسخ قراردادها باشد. همچنین، درصورتی‌که پس از تعدیل هزینه‌ها تقاضا برای محصولات افزایش یابد، شرکت متحمل هزینه‌هایی از قبیل تحصیل دارایی‌های جدید با شرایط موردنظر شرکت، استخدام و آموزش کارکنان جدید و هزینه‌های مذاکره برای عقد قراردادهای جدید می‌شود. ازاین‌رو، هزینه‌ها نه تنها متناسب با سطح فروش جاری، بلکه بر اساس انتظارات مدیران نسبت به فروش‌های آتی منظور می‌شوند.

بر اساس پژوهش اندرسون و همکاران (۲۰۰۷) توجه به رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش فروش نیز ضروری می‌باشد زیرا اثرات بااهمیتی بر ارزش شرکت، سودهای آتی و برآورد آن‌ها دارد که این مورد توسط بنکر و چن (۲۰۰۶) نیز تأکید شده است. بر اساس پژوهش اندرسون و همکاران (۲۰۰۷) رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش فروش بر سودهای آتی تأثیر معناداری دارد و با اندازه‌گیری و تحلیل آن می‌توان برآورد دقیق‌تری از سودهای آتی شرکت داشت. بنکر و چن (۲۰۰۶) نیز نشان دادند مدل‌هایی که به‌صورت هم‌زمان رفتار هزینه‌ها را در زمان کاهش و افزایش در نظر می‌گیرند برآورد دقیق‌تری از سوده‌ای آینده دارند؛ بنابراین توجه به رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش فروش نیز

از اهمیت زیادی برخوردار بوده و تحلیل این رفتار و اثرات آن سبب افزایش دقت در برآورد سود هر سهم خواهد شد که این مورد در پژوهش‌ها و مطالعات مربوط به رفتار هزینه‌ها موردتوجه کافی قرار نگرفته است؛ اما در این پژوهش رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش نیز فروش بررسی‌شده و تأثیر آن بر دقت برآورد سود هر سهم آزمون می‌گردد. ازاین‌رو نیازمند الگویی هستیم که بتواند رفتار هزینه‌ها را در زمان افزایش و کاهش فروش اندازه‌گیری کند. بدین منظور با بررسی مدل‌های ارائه‌شده در پژوهش‌های گذشته از مدل اندرسون و همکاران (۲۰۰۷) که توانایی محاسبه چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه‌ها را به‌صورت هم‌زمان دارد استفاده خواهد شد. برتری و مزایای این مدل در بخش روش‌شناسی پژوهش و اندازه‌گیری متغیرها بیان می‌شود.

مروری بر پیشینه پژوهش

اندرسون و همکاران (۲۰۰۳) نخستین پژوهشگرانی هستند که به موضوع چسبندگی هزینه‌ها پرداختند و دریافتند که هزینه‌ها در زمان کاهش فروش دارای رفتاری چسبنده هستند. آن‌ها با بررسی هزینه‌های عملیاتی به‌عنوان تابعی از درآمد فروش پی بردند که هزینه‌ها در زمان کاهش فروش متناسب با هزینه‌ها در زمان افزایش فروش تغییر نمی‌کنند. آن‌ها در خطوط هوایی آمریکا چسبندگی ریز هزینه‌های عملیاتی را بررسی کرده و بیان نمودند که هزینه‌های حقوق و دستمزد فاقد چسبندگی هستند. سابرامانیام و ویدنمایر[1](۲۰۰۳) به بررسی چسبندگی بهای تمام شده و هزینه عملیاتی پرداختند و نتیجه گرفتند که آن‌ها به‌صورت جداگانه و هم به‌صورت مجموع رفتار چسبنده دارند. بنکر و چن (۲۰۰۶b) نشان دادند که دخالت چسبندگی هزینه‌ها در مدل‌های پیش‌بینی سود سبب کاهش خطا در پیش‌بینی سود می‌گردد. ویس (۲۰۱۰) بیان می‌کند در شرکت‌هایی که شدت چسبندگی هزینه‌ها بالاتر است، خطای پیش‌بینی سود تحلیل‌گران بیشتر بوده و سرمایه‌گذاران در ارزیابی ارزش شرکت، شدت چسبندگی هزینه‌ها را مدنظر قرار خواهند داد. همچنین سیفتسی و سالاما[2](۲۰۱۸) معتقدند که رابطه‌ای مثبت میان چسبندگی هزینه و خطای پیش‌بینی سود وجود دارد؛ زیرا مدیران و تحلیل‌گران پیامدهای منفی چسبندگی هزینه را در پیش‌بینی سود لحاظ نمی‌کنند؛ بنابراین مدیران و تحلیل‌گران می‌بایست نسبت به چسبندگی هزینه‌ها آگاهی داشته باشند تا از پیش‌بینی نادرست سود خودداری کنند. علاوه برآن رولکسین و همکاران [3](۲۰۱۸) نیز معتقدند که با وارد شدن متغیر چسبندگی به مدل رگرسیون، می‌توان پیش‌بینی دقیق‌تری برای متغیرهای آتی داشته باشیم.

---

1 . Subramaniam & Weidenmier
2 . Ciftci& Salama
3 . Rouxelin et al

هان و همکاران[1] (۲۰۱۹) نشان دادند زمانی که مدیران نسبت به آینده واحد تجاری خوش‌بین هستند این موضوع سبب افزایش شدت چسبندگی هزینه و سودهای پیش‌بینی‌شده آتی می‌شود و چسبندگی هزینه عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران و سرمایه‌گذاران افزایش می‌دهد.

در خصوص چسبندگی هزینه‌ها در ایران نیز مطالعاتی انجام شده است. قائمی و نعمت‌الهی (۱۳۸۶) بیان نمودند که بهای تمام‌شده، هزینه‌های عملیاتی و هزینه‌های سربار، چسبنده بوده ولی هزینه‌های مالی، مواد و دستمزد مستقیم چسبنده نیستند. نمازی و همکاران (۱۳۹۱) نتیجه گرفتند که مجموع هزینه‌های عملیاتی و بهای تمام‌شده نیز دارای رفتار چسبنده هستند. اسماعیل‌زاده و مهرنوش (۱۳۹۳) نیز به این نتیجه رسیدند که افزایش چسبندگی هزینه‌ها موجب کاهش دقت پیش‌بینی سود و کیفیت سود می‌شود. سجادی و همکاران (۱۳۹۳) دریافتند که هر چه میزان چسبندگی هزینه بیش‌تر باشد سود اخبار منفی را با سرعت بیش‌تری منعکس می‌کند و در شرکت‌هایی که چسبندگی بالاتری دارند محافظه‌کاری شرطی بیش‌تر است.

رستمی و همکاران (۱۳۹۴) بیان نمودند که ارتباطی مثبت و قوی بین شدت چسبندگی با تأمین مالی خارج از ترازنامه و محدودیت‌های مالی در کلیه شرکت‌های موردمطالعه بدون توجه به نوع صنعت وجود دارد. ژولانژاد و همکاران (۱۳۹۶) دریافتند که با افزایش رشد فروش و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، چسبندگی هزینه نیز افزایش می‌یابد. ولی در مقابل نوسان فروش‌های تاریخی، باعث کاهش چسبندگی هزینه‌ها می‌شود. سلیمانی امیری و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی که در صنعت سیمان انجام شده است، نشان دادند که رابطه‌ی معناداری میان چسبندگی هزینه‌ها و هموارسازی سود در صنعت سیمان وجود ندارد. پازوکی و دارابی (۱۳۹۸) بیان نمودند که بین ویژگی‌های نظام راهبری و میزان چسبندگی هزینه و بین میزان چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری آتی شرکت رابطه معناداری وجود دارد اما بین ویژگی‌های مدیریت سود و کیفیت سود با چسبندگی هزینه‌ها رابطه معناداری وجود ندارد.

فرضیه‌های پژوهش

یکی از اهداف مهم حسابداری تهیه اطلاعات سودمند برای پیش‌بینی آینده شرکت می‌باشد. در این میان پیش‌بینی صحیح سود از اهمیت زیادی برخوردار بوده که به‌عنوان یک مبنای مهم برای تصمیم‌گیری‌ها و قضاوت‌های استفاده‌کنندگان می‌باشد. سود از تفاوت درآمدها و هزینه‌های یک

---

1 . Han et al

شرکت در یک دوره‌ی مالی مشخص به دست می‌آید. درواقع درآمدها و هزینه‌ها دو رکن تشکیل‌دهنده سود بوده و برای پیش‌بینی صحیح سود می‌بایست تا حد امکان اجزای سود دقیق‌تر پیش‌بینی شوند. همان‌طور که در قسمت‌های قبل بیان شد رفتار هزینه‌ها در زمان کاهش و افزایش تولید نامتقارن بوده که تحلیلگران مالی و مدیران باید این رفتار را در پیش‌بینی‌های خود لحاظ کنند. در زمان پیش‌بینی رشد درآمدها، هزینه‌های شرکت تقریباً متناسب با افزایش فروش افزایش‌یافته و تقریباً میزان تغییرات هزینه‌ها در زمان افزایش تولید قابل پیش‌بینی است اما زمانی که برای شرکت کاهش تولید پیش‌بینی شود، تحلیل‌گران و مدیران باید توجه داشته باشند که بر اساس مفهوم چسبندگی هزینه‌ها متناسب با کاهش درآمدها، هزینه‌ها کاهش نمی‌یابند و اگر مدیران و تحلیل‌گران این عامل را در پیش‌بینی‌های خود لحاظ نکنند در پیش‌بینی سودهای آتی دچار خطا خواهند شد. همچنین پژوهش‌های گذشته نیز شدت چسبندگی هزینه را به‌عنوان یکی از عوامل مهمی می‌دانند که می‌تواند بر دقت پیش‌بینی سود تأثیر بگذارد. همان‌طور که در قسمت پیشینه پژوهش نیز بیان شد ویس (۲۰۱۰) بیان می‌کند در شرکت‌هایی که شدت چسبندگی هزینه‌ها بیش‌تر است، خطای پیش‌بینی سود توسط تحلیل گران بیشتر بوده و سیفتسی و سالاما (۲۰۱۸) نشان دادند که رابطه‌ای مثبت بین چسبندگی هزینه و خطای پیش‌بینی سود وجود دارد؛ زیرا مدیران و تحلیل‌گران پیامدهای منفی چسبندگی هزینه را در پیش‌بینی سود لحاظ نمی‌کنند. علاوه بر آن با بررسی پژوهش اندرسون و همکاران (۲۰۰۷) می‌توان استدلال نمود که علاوه بر چسبندگی هزینه‌ها، سیگنال مثبت هزینه‌ها نیز بر خطای پیش‌بینی سود تأثیرگذار می‌باشد. درنتیجه اگر تحلیلگران مالی و مدیران شدت چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه را در پیش‌بینی‌های خود لحاظ نکنند نمی‌توانند پیش‌بینی مناسبی از سود آینده شرکت داشته باشند و این پیش‌بینی با خطای بیش‌تری همراه خواهد بود؛ بنابراین فرضیه اول پژوهش به‌صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: هر چه چسبندگی مجموع هزینه‌ها (مجموع بهای تمام‌شده و هزینه‌های عملیاتی) بیشتر باشد، دقت پیش‌بینی سود کاهش می‌یابد.

در این فرضیه رفتار مجموع هزینه‌ها در زمان کاهش فروش (چسبندگی هزینه) و افزایش فروش (سیگنال مثبت هزینه) بر دقت پیش‌بینی سود آزمون می‌شود.

بر اساس مطالب بیان‌شده در بالا با تفکیک هزینه‌ها از یکدیگر و تحلیل جداگانه رفتار هر یک از آن‌ها می‌توان تحلیل جامعی در مورد رفتار انواع هزینه‌ها در زمان تغییرات فروش داشت به‌گونه‌ای که مدیران می‌توانند درک بهتری از رفتار هر یک از هزینه‌ها داشته و کنترل مطلوب‌تری بر روی

آن‌ها داشته باشند. بر اساس پژوهش‌های گذشته انتظار این است که شدت چسبندگی و سیگنال مثبت انواع هزینه‌ها متفاوت بوده و تأثیر متفاوتی بر دقت پیش‌بینی سود داشته باشند؛ بنابراین فرضیه دوم و سوم پژوهش به شرح زیر تبیین می‌شوند:

فرضیه دوم: هر چه چسبندگی بهای تمام شده و هزینه‌های عملیاتی بیشتر باشد، دقت پیش‌بینی سود کاهش می‌یابد.

فرضیه سوم: هر چه چسبندگی هزینه‌های حقوق و دستمزد، خدمات و استهلاک بیشتر باشد، دقت پیش‌بینی سود کاهش می‌یابد.

در فرضیه‌های دوم و سوم نیز رفتار انواع هزینه‌ها در زمان کاهش فروش (چسبندگی هزینه) و افزایش فروش (سیگنال مثبت هزینه) بر دقت پیش‌بینی سود آزمون می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی است و به‌صورت نیمه تجربی و با الگوی توصیفی-همبستگی انجام می‌شود و در طبقه پس رویدادی قرار دارد. جامعه‌ی آماری پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. داده‌های موردنیاز برای انجام این پژوهش بین سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۲ با استفاده از نرم‌افزار رهاورد نوین، متن صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه مربوط به آن‌ها جمع‌آوری گردیده است. همچنین داده‌های یک سال قبل از این دوره برای محاسبه برخی از متغیرها استخراج شد. نمونه‌گیری از این جامعه آماری به روش غربالگری بوده و نمونه آماری این پژوهش شامل کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که دارای شرایط زیر باشند:

۱. شرکت‌های مورد بررسی، قبل از سال ۱۳۹۱ در بورس پذیرفته‌شده باشند و تا پایان دوره پژوهش در بورس فعال باشند.
۲. برای افزایش قابلیت مقایسه شرکت‌هایی انتخاب گردید که سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند هرسال بوده و در طی دوره پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند.
۳. طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ اطلاعات مالی شرکت‌ها موردبررسی در دسترس باشد.
۴. به دلیل تفاوت در ماهیت فعالیت و گزارش‌های مالی، نمونه انتخابی جز شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و واسطه‌گری مالی، هلدینگ‌ها، لیزینگ‌ها و بیمه‌ها نباشد.

با توجه به شرایط بیان‌شده نمونه نهایی این پژوهش شامل ۹۵ شرکت و ۵۷۰ سال- شرکت بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. در جدول زیر چگونگی انتخاب نمونه ارائه‌شده است:

جدول ۱. شرایط اعمال‌شده برای تعیین جامعه محدودشده

شرح	تعداد شرکت
تاریخ پذیرش آن‌ها در سازمان بورس اوراق بهادار قبل از سال ۱۳۹۱	٤١٧
تعداد شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه نمی‌باشد.	۹۱
تعداد شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و واسطه‌گری مالی، هلدینگ‌ها، لیزینگ‌ها و بیمه‌ها	۷۳
تعداد شرکت‌هایی که در بازه زمانی پژوهش، از بورس کنار گذاشته شده است	٤٥
تعداد شرکت‌هایی که در بازه زمانی، اطلاعات مالی آن‌ها در دسترس نبود	۱۱۳
تعداد شرکت‌های حذف‌شده از نمونه پژوهش	۳۱۲
تعداد شرکت‌های موردبررسی در پژوهش	۹۵

پس از انتخاب شرکت‌ها، برای انجام برخی محاسبات از نرم‌افزار صفحه گسترده اکسل استفاده شده است. در تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، برحسب نیاز مدل‌های رگرسیون و نرم‌افزار STATA14 استفاده شده است.

مدل‌های آزمون فرضیه‌های پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوی پیشنهادی ویس (۲۰۱۰) و سیفتسی و سالاما (۲۰۱۸) استفاده می‌شود. مدل شماره (۱) برای ارزیابی تأثیر چسبندگی و سیگنال مثبت مجموع هزینه‌ها (بهای تمام شده و هزینه عملیاتی) بر دقت برآورد سود هر سهم، مدل شماره (۲) برای آزمون تأثیر چسبندگی و سیگنال مثبت بهای تمام‌شده و هزینه‌های عملیاتی بر دقت برآورد سود هر سهم و در نهایت مدل شماره (۳) برای سنجش تأثیر چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه‌های دستمزد، خدمات و استهلاک بر دقت برآورد سود هر سهم مورداستفاده قرار می‌گیرند. الگوهای پژوهش به شرح ذیل می‌باشند:

مدل (۱):

$$FE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{TotalCost\ Signal}^{-}_{i,t} + \beta_2 \boldsymbol{TotalCost\ Signal}^{+}_{i,t} + \beta_3\ MV_{i,t} + \beta_4 LOSS_{i,t} + \beta_5 DOWN_{i,t} + \beta_6\ VSALE_{i,t} + \beta_7\ MARGIN_{i,t} + \beta_8 \Delta NINCOME_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۲):

$$FE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\ \boldsymbol{COGS\ Signal}^{-}_{i,t} + \beta_2\ \boldsymbol{SG\&A\ Signal}^{-}_{i,t} + \beta_3\ \boldsymbol{COGS\ Signal}^{+}_{i,t} + \beta_4\ \boldsymbol{SG\&A\ Signal}^{+}_{i,t} + \beta_5\ MV_{i,t} + \beta_6 LOSS_{i,t} + \beta_7 DOWN_{i,t} + \beta_8 VSALE_{i,t} + \beta_9 MARGIN_{i,t} + \beta_{10} \Delta NINCOME_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل(۳) :

$$FE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{Wage\ Signal}^{-}_{i,t} + \beta_2 \boldsymbol{Serv\ Signal}^{-}_{i,t} + \beta_3 \boldsymbol{Dep\ Signal}^{-}_{i,t} + \beta_4 \boldsymbol{Wage\ Signal}^{+}_{i,t} + \beta_5 \boldsymbol{Serv\ Signal}^{+}_{i,t} + \beta_6 \boldsymbol{Dep\ Signal}^{+}_{i,t} + \beta_7 MV_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 DOWN_{i,t} + \beta_{10} VSALE_{i,t} + \beta_{11} MARGIN_{i,t} + \beta_{12} \Delta NINCOME_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$FE_{i,t}$: خطای برآورد سود هر سهم

$TotalCost\ Signal^{-}_{i,t}$: چسبندگی مجموع هزینه‌ها

$TotalCost\ Signal^{+}_{i,t}$: سیگنال مثبت مجموع هزینه‌ها

$COGS\ Signal^{-}_{i,t}$: چسبندگی بهای تمام‌شده

$SG\&A\ Signal^{-}_{i,t}$: چسبندگی هزینه عملیاتی

$COGS\ Signal^{+}_{i,t}$: سیگنال مثبت بهای تمام‌شده

$SG\&A\ Signal^{+}_{i,t}$: سیگنال مثبت هزینه عملیاتی

$Wage\ Signal^{-}_{i,t}$: چسبندگی هزینه دستمزد

$Serv\ Signal^{-}_{i,t}$: چسبندگی هزینه خدمات

$Dep\ Signal^{-}_{i,t}$: چسبندگی هزینه استهلاک

$Wage\ Signal^{+}_{i,t}$: سیگنال مثبت هزینه دستمزد

$Serv\ Signal^{+}_{i,t}$: سیگنال مثبت هزینه خدمات

$Dep\ Signal^{+}_{i,t}$: سیگنال مثبت هزینه استهلاک

$MV_{i,t}$: لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

$LOSS_{i,t}$: متغیر مجازی - شرکت‌هایی که در دوره t زیان گزارش کرده‌اند برابر ۱ و برای بقیه‌ی حالات صفر است.

$DOWN_{i,t}$: متغیر مجازی پیش‌بینی زیان- برابر ۱ برای شرکت‌هایی که دوره t پیش‌بینی وقوع زیان نموده‌اند و برای بقیه‌ی حالات برابر صفر است.

$VSALE_{i,t}$: درصد تغییرات فروش

$MARGIN_{i,t}$: نسبت سود ناویژه به فروش

$\Delta NINCOME_{i,t}$: تغییرات سود نسبت به دوره قبل. اگر تغییرات سود نسبت به دوره‌ی مشابه سال قبل مثبت بود برابر ۱ و برای بقیه‌ی حالات برابر صفر خواهد بود.

نحوه اندازه‌گیری متغیرهای وابسته و مستقل پژوهش به شرح ذیل می‌باشد:

اندازه‌گیری متغیر وابسته

دقت برآورد سود هر سهم

$FE_{i,t}$ خطای پیش‌بینی سود هر سهم بوده که بر اساس الگوی چنگ و فیرث[1] (۲۰۰۰) محاسبه می‌شود:

مدل (۴):

$$\mathbf{FE}_{i,t} = \frac{(\mathbf{AP}_{i,t} - \mathbf{FP}_{i,t})}{\mathbf{FP}_{i,t}}$$

$FE_{i,t}$= قدر مطلق خطای برآورد سود هر سهم مدیران شرکت i در سال t

$AP_{i,t}$ = سود خالص واقعی هر سهم شرکت i در سال t

$FP_{i,t}$= سود خالص پیش‌بینی‌شده توسط مدیران برای شرکت i در سال t

1 . Cheng &Firth

هرچه میزان این کسر کوچک‌تر باشد نشان‌دهنده آن است که دقت برآورد سود هر سهم بیشتر است.

اندازه‌گیری متغیرهای مستقل

چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه

بر اساس مطالب بیان‌شده توجه به رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش فروش با اهمیت است در این پژوهش جهت بررسی تأثیرات رفتار هزینه بر دقت پیش‌بینی سود در زمان کاهش و افزایش فروش نیازمند مدلی هستیم که چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه‌ها را برای هرسال- شرکت محاسبه کند. الگوی اندرسون و همکاران (۲۰۰۷) علاوه بر آن‌که قادر است چسبندگی هزینه را به‌صورت سال- شرکت محاسبه کند، اهمیت سیگنال مثبت هزینه‌ها را نیز بیان نموده و اقدام به محاسبه‌ی آن می‌کند. بر مبنای این مدل زمانی که فروش‌ها نسبت به دوره قبل کاهش می‌یابد بر اساس تحلیل‌های سنتی انتظار آن است که نسبت هزینه‌ها به فروش نیز کاهش یابد؛ اما با توجه به مطالب ذکرشده در بالا همچون نظریه‌های «ملاحظات شخصی مدیران» و «هزینه‌های تعدیل‌شده» ممکن است هزینه‌های شرکت متناسب با فروش‌ها کاهش نیابند که این موضوع سبب افزایش نسبت هزینه‌ها به فروش می‌شود که در این الگو میزان این تغییرات چسبندگی هزینه نامیده می‌شود. نحوه محاسبه چسبندگی هزینه‌ها به شرح زیر است:

مدل (۶) :

$$\text{Cost Signal}^{-}=\frac{\text{COST}_{i,t}}{\text{SALES}_{i,t}}-\frac{\text{COST}_{i,t-1}}{\text{SALES}_{i,t-1}}$$

(در زمان کاهش فروش عدد به‌دست‌آمده از مدل (۶) نشان‌دهنده‌ی چسبندگی هزینه، در سایر شرایط مقدار این متغیر معادل صفر در نظر گرفته‌شده است.)

این نسبت در زمان کاهش فروش با عنوان سیگنال منفی هزینه‌ها بیان می‌شود. بر اساس این الگو زمانی که فروش کاهش می‌یابد عدد محاسبه‌شده نشان‌دهنده‌ی چسبندگی هزینه و در غیر این صورت (افزایش فروش و یا عدم تغییر میزان فروش) به آن صفر اختصاص داده می‌شود.

بر مبنای این الگو در زمان افزایش فروش‌ها انتظار آن است که به دلیل وجود هزینه‌های ثابت نسبت هزینه‌ها به فروش کاهش یابد که این میزان تغییرات در نسبت هزینه‌ها به‌عنوان سیگنال مثبت هزینه شناخته می‌شود. نحوه محاسبه سیگنال مثبت هزینه به شرح زیر است:

مدل (۷) :

$$\text{Cost Signal}^{+}=\frac{\text{COST}_{i,t}}{\text{SALES}_{i,t}}-\frac{\text{COST}_{i,t-1}}{\text{SALES}_{i,t-1}}$$

(در زمان افزایش فروش عدد به‌دست‌آمده از مدل (۷) نشان‌دهنده‌ی چسبندگی هزینه، در غیر این صورت به آن صفر اختصاص داده می‌شود.)

این نسبت در زمان افزایش فروش با عنوان سیگنال مثبت هزینه‌ها بیان می‌شود. بر اساس این الگو زمانی که فروش افزایش می‌یابد عدد محاسبه‌شده نشان‌دهنده‌ی سیگنال مثبت هزینه و در غیر این صورت (کاهش فروش و یا عدم تغییر میزان فروش) به آن صفر اختصاص داده می‌شود.

توضیح متغیرهای مدل‌های (۶) و (۷) به شرح ذیل می‌باشد:

$COST_{i,t}$: هزینه‌های دوره جاری (شامل: مجموع هزینه‌ها، بهای تمام شده، هزینه عملیاتی، حقوق و دستمزد، خدمات، استهلاک)

$SALES_{i,t}$: فروش‌های دوره جاری

$COST_{i,t-1}$: هزینه‌های دوره گذشته (شامل: مجموع هزینه‌ها، بهای تمام شده، هزینه عملیاتی، حقوق و دستمزد، خدمات، استهلاک)

$SALES_{i,t-1}$: فروش‌های دوره گذشته

همان‌طور که در بالا بیان شد با استفاده از الگوی اندرسون و همکاران (۲۰۰۷) می‌توان رفتار هزینه‌ها را در زمان افزایش و کاهش فروش برای هرسال- شرکت اندازه‌گیری نمود. در این پژوهش نیز با توجه به کامل‌تر بودن مدل اندرسون و همکاران (۲۰۰۷) و در نظر گرفتن رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش و کاهش فروش برای تحلیل بهتر رفتار هزینه‌ها از این الگو برای اندازه‌گیری چسبندگی و سیگنال مثبت انواع هزینه‌ها استفاده شده و اثرات آن‌ها بر دقت برآورد سود هر سهم آزمون می شود.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی

در جدول ۲ آمار توصیفی مربوط به تمامی متغیرهای پژوهش ارائه‌شده است. بدین منظور جهت تفسیر بهتر، متغیرها بر اساس خطای پیش‌بینی سود به دو گروه تقسیم شده‌اند. بدین‌صورت که پس از تعیین میانه‌ی خطای پیش‌بینی سود متغیرها بر اساس آن به دو گروه تقسیم گردیده‌اند. انتظار آن است که چسبندگی هزینه‌ها در گروه دوم که خطای پیش‌بینی سود بالاتری دارند بیش‌تر باشد. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به شرح ذیل ارائه می‌شود:

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	متغیرها	حداقل	میانگین	انحراف استاندارد	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف استاندارد	حداکثر
	خطای پیش‌بینی سود	۰/۰۰۱	۰/۱۴۳**	۰/۰۹۵	۰/۳۲۴	۰/۳۳۳	۶/۶۵۴**	۰/۸۱۴	۳۰/۹
کاهش فروش	چسبندگی مجموع هزینه‌ها	-۰/۰۷۴	۰/۰۱۳*	۰/۰۴۳	۰/۱۹۷	-۰/۰۵۲	۰/۰۲۲*	۰/۰۷۱	۰/۴۶۲
	چسبندگی بهای تمام شده	-۰/۰۷۷	۰/۰۰۹*	۰/۰۳۸	۰/۱۷۸	-۰/۱۰۶	۰/۰۱۱*	۰/۰۴۸	۰/۲۴۸
	چسبندگی هزینه عملیاتی	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۴*	۰/۰۱۲	۰/۰۶۰	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۹*	۰/۰۳۲	۰/۲۵۲
	چسبندگی هزینه دستمزد	-۰/۰۴۶	۰/۰۰۷*	۰/۰۱۹	۰/۰۸۶	-۰/۰۲۵	۰/۰۱۱*	۰/۰۲۹	۰/۱۶۲
	چسبندگی هزینه خدمات	-۰/۰۳۳	۰/۰۰۲	۰/۰۱۲	۰/۰۷۶	-۰/۰۱۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	۰/۰۴۰
	چسبندگی هزینه استهلاک	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۶	۰/۰۳۳	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۳۸
	سیگنال مثبت مجموع هزینه‌ها	-۰/۲۳۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۶۶	۰/۲۳۱	-۰/۴۵۸	-۰/۰۲۳	۰/۰۸۹	۰/۲۲۲
	سیگنال مثبت بهای تمام شده	-۰/۲۰۳	۰/۰۰۰۲	۰/۰۶۲	۰/۲۳۲	-۰/۳۱۱	-۰/۰۲۴	۰/۰۷۲	۰/۱۴۶
افزایش فروش	سیگنال مثبت هزینه عملیاتی	-۰/۰۷۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۷	۰/۰۵۱	-۰/۱۰۸	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۲۸	۰/۱۶۷
	سیگنال مثبت هزینه دستمزد	-۰/۱۶۱	-۰/۰۰۳	۰/۰۲۴	۰/۰۶۰	-۰/۲۰۸	-۰/۰۱۱	۰/۰۳۸	۰/۰۶۷
	سیگنال مثبت هزینه خدمات	-۰/۰۹۳	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۶	۰/۰۵۲	-۰/۳۰۶	-/۰۰۴	۰/۰۲۴	۰/۰۹۶
	سیگنال مثبت هزینه استهلاک	-۰/۰۴۹	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۱	۰/۰۵۸	-۰/۱۹۴	-۰/۰۰۹	۰/۰۳۴	۰/۰۵۰
	لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	۵/۱۲۲	۶/۳۱۰	۰/۶۰۷	۸/۱۹۲	۵/۰۷۲	۶/۳۷۴	۰/۷۶۹	۸/۵۷۴
	تغییرات فروش	-۳/۵۲۸	-۰/۰۲۷	۰/۶۹۳	۲/۷۴۴	-۱۳۸/۷۳۴	-۲/۵۵۵	۱۵/۹۱۶	۳/۷۱۸
	نسبت سود نا ویژه به فروش	-۰/۱۹۳	۰/۲۳۹	۰/۲۲۰	۱/۲۰۳	-۰/۵۱۹	۰/۱۶۶	۰/۲۲۱	۰/۷۱۵

میانگین خطای پیش‌بینی سود در گروه اول (۰/۱۴۳) و در گروه دوم (۶/۶۵۴) می‌باشد. با مقایسه ستون میانگین چسبندگی انواع طبقات هزینه در دو گروه که با علامت ستاره مشخص شده‌اند می توان بیان نمود که چسبندگی هزینه‌ها در گروه دوم که خطای پیش‌بینی سود بیش‌تری دارند بالاتر

است و این نشان از تأثیر چسبندگی هزینه‌ها بر خطای پیش‌بینی سود در انواع طبقات هزینه دارد؛ بنابراین بر اساس این جدول می‌توان تحلیل نمود که با افزایش میزان چسبندگی هزینه‌ها خطای پیش‌بینی سود نیز افزایش می‌یابد. در جدول ۳ آمار توصیفی مربوط به متغیرهای کیفی پژوهش که به‌صورت متغیر مجازی (۰ و ۱) هستند ارائه‌شده است:

جدول ۳. اطلاعات مربوط به سود و زیان

متغیر	سود	زیان	متغیر	مثبت	منفی
گزارش سود یا زیان	۵۱۵	۵۵	تغییرات سود نسبت به دوره قبل	۲۰۶	۳٤٦
پیش‌بینی سود یا زیان	۵٤۰	۳۰			

همان‌گونه که مشخص است در بیش‌تر سال‌ها شرکت‌ها سود گزارش نموده‌اند و پیش‌بینی سود داشته‌اند.

نتایج همبستگی

بر خلاف رگرسیون که در مجموع، اثرات متغیرها را روی‌هم می‌سنجد، ضریب همبستگی به‌صورت دو به دو، میزان همبستگی دو متغیر را اندازه‌گیری می‌کند. به‌این‌ترتیب، هر چه همبستگی بین دو متغیر بالاتر باشد، نتایج پژوهش بهتر می‌شوند. بر اساس نتایج جدول ۴ مشاهده می‌شود بین متغیرهای وابسته و مستقل همبستگی مناسبی برقرار است و این امر باعث بهبود نتایج رگرسیونی خواهد شد. به‌طوری‌که سیگنال منفی (چسبندگی) و مثبت انواع هزینه‌ها با خطای پیش‌بینی سود همبستگی متفاوتی دارند و این نشان می‌دهد که سیگنال هر یک از انواع هزینه‌ها می‌تواند تأثیر متفاوتی بر خطای پیش‌بینی سود داشته باشد. همچنین بین برخی از متغیرهای مستقل نیز همبستگی مشاهده می‌شود که این مورد ممکن است موجب بروز هم خطی و خودهمبستگی بین متغیرهای مستقل شود. بدین منظور این موارد در قسمت آمار استنباطی با آزمون‌های مناسب موردبررسی قرار گرفت و بین متغیرها هم خطی و خودهمبستگی مشاهده نگردید.

جدول ٤. ضرایب همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش

متغیرها	FE	TotalCost⁻ Signal	COGS⁻ Signal	SGA⁻ Signal	Wage⁻ Signal	Serv − signal	Dep − Signal	TotalCost + Signal	COGS + Signal	SGA + Signal	Wage⁺ Signal	Serv + Signal	Dep + signal	MV	LOSS	DOWN	VSALE	MARGIN	ΔNINCOME
FE	۱																		
TotalCost Signal⁻	۲	۱																	
COGS Signal⁻	۱	/۸۷	۱																
SG&A Signal⁻	۲	/۶۴	۲	۱															
Wage Signal⁻	۰	/۵۲	۳	۶	۱														
Serv Signal⁻	۰	/۳۴	۲	۳	۵	۱													
Dep Signal⁻	۰	/۴۲	۲	۴	۰	۲	۱												
TotalCost Signal⁺	۰	/۵۲	۰	۰	۰	۰	۰	۱											
COGS Signal⁺	۱	/۰۵	۰	۰	۰	۰	۰	۹	۱										
SG&A Signal⁺	۰	/۰۳	۰	۰	۰	۰	۰	۳	۰	۱									
Wage Signal⁺	۱	/۰۷	۰	۰	۰	۰	۰	۳	۲	۴	۱								
Serv Signal⁺	۰	/۰۶	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۲	۱							
Dep Signal⁺	۰	/۰۴	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲	۱	۱						
MV	۰	/۰۷	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱					
LOSS	۳	/۲۹	۱	۲	۲	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱				
DOWN	۰	/۱۲	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۶	۱			
VSALE	۲	/۲۰	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۳	۱	۰	۱		
MARGIN	۱	/۲۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۳	۴	۳	۰	۱	
ΔNINCOME	۰	/۲۴	۲	۲	۲	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۲	۱	۰	۳۳	۱

*همبستگی در سطح خطای ۵ درصد معنادار

آمار استنباطی

برازش مدل ها و آزمون فرضیه‌ها

در این بخش الگوهای پژوهش آزمون می‌شوند. قبل آزمون این الگوها لازم است تا آزمون چاو[1] به‌منظور انتخاب روش اثرات ضرایب ثابت[2] با روش OLS در مقابل روش داده‌های تلفیقی با روش OLS انجام شود. فرضیه صفر این آزمون بیان می‌کند که روش داده‌های تلفیقی با روش OLS نسبت به روش اثرات ضرایب ثابت با روش OLS ارجحیت دارد و فرضیه یک روش اثرات ضرایب ثابت با روش OLS را نسبت به روش داده‌های تلفیقی با روش OLS ارجح می‌داند. نتایج حاصل آزمون چاو در جدول ۵ ارائه گردیده است:

بنابراین بر اساس نتایج حاصل آزمون چاو در تمامی الگوها استفاده از الگوی اثرات ثابت با روش OLS نسبت به روش داده‌های تلفیقی با روش OLS روش ارجحیت دارد. پس از انجام آزمون چاو برای انتخاب روش اثرات ثابت یا تصادفی آزمون هاسمن انجام شد و در هر سه فرضیه استفاده

1 . Chow
2 . Fixed Effects

از الگوی اثرات ثابت تائید گردید؛ بنابراین برای برازش تمامی الگوهای پژوهش از الگوی اثرات ثابت با روش OLS استفاده خواهد شد.

جدول ۵. نتایج آزمون چاو

مدل	آماره آزمون	P- مقدار	نتیجه
اول	۱/٦۷	۰/۰۰۰۳	استفاده از الگوی اثرات ثابت با روش OLS
دوم	۱/٦۱	۰/۰۰۰۸	استفاده از الگوی اثرات ثابت با روش OLS
سوم	۱/۵۷	۰/۰۰۱٤	استفاده از الگوی اثرات ثابت با روش OLS

جهت آزمون نهایی مدل‌ها ابتدا فروض کلاسیک رگرسیون بررسی‌شده و با رفع مشکلات احتمالی مدل نهایی را برازش داده خواهد شد. بدین منظور برای بررسی ناهمسانی واریانس آزمون والد [1]تعدیل‌شده استفاده گردید که نتایج این آزمون نشان داد باقیمانده خطای تمامی مدل‌ها مشکل ناهمسانی واریانس دارند که در زمان آزمون فرضیه‌ها با روش های مناسب آماری این مشکل رفع گردید. علاوه بر آن خودهمبستگی بین باقیمانده خطاها با استفاده آزمون والدریج بررسی گردید و یافته‌ها نشان داد که مشکل خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد. بر اساس بیزلی و همکاران[2] (۱۹۸۰) هم خطی بین متغیرهای مستقل بررسی شد و تمامی شاخص‌های محاسبه‌شده کمتر از پنج بوده که بیان می‌کند مشکل هم‌خطی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد. نتایج حاصل آزمون هم خطی در جدول ۶ارائه گردیده است:

جدول ٦. بررسی هم‌خطی بین متغیرهای پژوهش

متغیر	ضریب واریانس	عامل تورم واریانس
چسبندگی بهای تمام شده	۰/۹۷٤	۱/۰۳
چسبندگی هزینه عملیاتی	۰/۷۲۳	۱/۳۸
چسبندگی هزینه دستمزد	۰/۵۵	۱/۷۹
چسبندگی هزینه خدمات	۰/۸۰۰	۱/۲۵۰
چسبندگی هزینه استهلاک	۰/٦٤۱	۱/۵٦
سیگنال مثبت بهای تمام شده	۰/۹۳۰	۱/۰۷

1 . Wald
2 . Beasley et al

سیگنال مثبت هزینه عملیاتی	۰/۹۷٤	۱/۰۳
سیگنال مثبت هزینه دستمزد	۰/۸۲۷	۱/۲۱
سیگنال مثبت هزینه خدمات	۰/۸٦۲	۱/۱٦
سیگنال مثبت هزینه استهلاک	۰/٦٤۱	۱/٥٦
لگاریتم ارزش بازار حقوق	۰/۲۹۱	۳/٤۳
گزارش سود یا زیان	۰/۳۸۱	۲/٦۲
پیش‌بینی سود یا زیان	۰/٤۸۹	۲/۰٤
درصد تغییرات فروش	۰/٥۲٦	۱/۹۰
سود ناویژه به فروش	۰/۳٤٦	۲/۸۹
تغییرات فروش	۰/۸۸٥	۱/۱۳

علاوه بر آن ازآن‌جا که رویدادهای هرسال و ویژگی‌های هر صنعت ممکن است بر رفتار هزینه ها و نتایج پژوهش تأثیر داشته باشد در برازش تمامی الگوها اثرات سال و صنعت کنترل شده است. نتایج برآورد الگوها در جداول (۹-۷) ارائه‌شده است که به شرح ذیل می‌باشد:

آزمون فرضیه اول پژوهش

نتایج حاصل از برآورد فرضیه اول در جدول ۷ ارائه‌شده است. نتایج آزمون فرضیه اول بیان می‌کند که چسبندگی مجموع هزینه‌ها با خطای برآورد سود هر سهم رابطه مثبت و معنادار داشته و فرضیه در سطح خطای ۵ درصد تائید می‌شود.

ضریب برآوردی چسبندگی مجموع هزینه‌ها مثبت (۱۳/۷۵۵=β_1) و معنادار بوده (۲/۲۰=آماره t) که نشان می‌دهد چسبندگی مجموع هزینه‌ها با خطای برآورد سود هر سهم رابطه مستقیم و معنادار دارد و اگر چسبندگی مجموع هزینه‌ها یک واحد افزایش یابد خطای برآورد سود هر سهم ۱۳/۷۵۵ افزایش خواهد یافت؛ یعنی با افزایش چسبندگی مجموع هزینه‌ها دقت برآورد سود هر سهم کاهش می‌یابد. ضریب برآوردی سیگنال مثبت مجموع هزینه‌ها منفی (۴/۲۳۶- = β_2) اما معنادار نبوده (۱/۵۰- =آماره t) که نشان می‌دهد در زمان افزایش فروش‌ها، سیگنال مثبت مجموع هزینه‌ها با خطای برآورد سود هر سهم رابطه معکوس و غیر معنادار دارد. همچنین ضریب ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مثبت بوده (۱/۶۶۱= β_3) بوده که گویای رابطه‌ی مثبت و معنادار (۲/۱۶=آماره t) این متغیر با خطای برآورد سود هر سهم می‌باشد. ضریب برآوردی زیان ده بودن شرکت مثبت (۷/۰۷۵ = β_4)

و معنادار بوده است (۲/۹۷=آماره t) که نشان از رابطه‌ی مثبت این متغیر با خطای پیش‌بینی سود دارد. علاوه بر آن ضریب برآوردی پیش‌بینی زیان منفی (۷/۹۱۲- = β_5) و معنادار بوده (۲/۹۸- =آماره t) و گویای آن است که با افزایش میزان این متغیر خطای برآورد سود هر سهم کاهش می‌یابد. سایر متغیرهای کنترلی رابطه معناداری با خطای پیش‌بینی سود نداشته‌اند.

جدول ۷. آزمون فرضیه اول. آزمون رابطه‌ی چسبندگی و سیگنال مثبت مجموع هزینه‌ها با خطای برآورد سود هر سهم

$$FE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{TotalCost\ Signal^-}_{i,t} + \beta_2 \boldsymbol{TotalCost\ Signal^+}_{i,t} + \beta_3\ MV_{i,t} + \beta_4 LOSS_{i,t} + \beta_5 DOWN_{i,t} + \beta_6\ VSALE_{i,t} + \beta_7\ MARGIN_{i,t} + \beta_8 \Delta NINCOME_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره **t**	**p**- مقدار
عرض از مبدأ	۹/۹۹۹-	٤/۷٦۲	۲/۱۰-	۰/۰۳۸
چسبندگی مجموع هزینه‌ها	۱۳/۷٥٥	٦/۲٥۸	۲/۲۰	۰/۰۳۰
سیگنال مثبت مجموع هزینه‌ها	٤/۲۳٦-	۲/۸۲۲	۱/٥۰-	۰/۱۳۷
ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	۱/٦٦۱	۰/۷۷۰	۲/۱٦	۰/۰۳٤
زیان‌ده بودن شرکت	۷/۰۷٥	۲/۳۸٦	۲/۹۷	۰/۰۰٤
پیش‌بینی زیان	۷/۹۱۲-	۲/٦٥٤	۲/۹۸-	۰/۰۰٤
درصد تغییرات فروش	۰/۱۰۹-	۰/۰۷۷	۱/٤۱-	۰/۱٦۲
نسبت سود ناویژه به فروش	۱/۲٤۸	۲/۲۱۰	۰/٥٦	۰/٥۷٤
تغییرات سود	۰/۰٤۲	۰/٤٦۱	۰/۰۹	۰/۹۲۷
ضریب‌تعیین			٪۲٥/۹٦	
آماره فیشر			٤/۰٤	
سطح معناداری الگو			۰/۰۰۰٤	

آزمون فرضیه دوم پژوهش

نتایج آزمون فرضیه دوم در جدول ۸ ارائه‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که چسبندگی بهای تمام شده با خطای برآورد سود هر سهم رابطه‌ی معناداری دارد درحالی‌که چسبندگی هزینه‌های عملیاتی رابطه‌ی معناداری با خطای برآورد سود هر سهم ندارد.

ضریب برآوردی چسبندگی بهای تمام شده مثبت (β_1 =۱۱/۸۶۶) و معنادار بوده (۲/۲۴ =آماره t) که نشان می‌دهد چسبندگی بهای تمام شده با خطای برآورد سود هر سهم رابطه مستقیم و معنادار دارد و سبب افزایش خطای برآورد سود هر سهم (کاهش دقت برآورد سود هر سهم) می‌شود و اگر چسبندگی بهای تمام‌شده یک واحد افزایش یابد خطای پیش‌بینی سود هر سهم ۱۱/۸۶۶ افزایش خواهد یافت. ضریب برآوردی چسبندگی هزینه عملیاتی مثبت (β_2 = ۱۹/۰۳۵) ولی معنادار نبوده (۰/۹۶=آمارهt) که نشان می دهد در زمان کاهش فروش، چسبندگی هزینه عملیاتی با خطای پیش‌بینی سود رابطه مستقیم ولی غیرمعنادار دارد.

جدول ۸ .آزمون فرضیه دوم. آزمون رابطه‌ی چسبندگی و سیگنال مثبت بهای تمام شده و هزینه‌های عملیاتی با خطای برآورد سود هر سهم

$$FE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{COGS\ Signal^-}_{i,t} + \beta_2 \boldsymbol{SG\&A}\ Signal^-_{i,t} + \beta_3 \boldsymbol{COGS\ Signal^+}_{i,t} + \beta_4 \boldsymbol{SG\&A}\ Signal^+_{i,t} + \beta_5\ MV_{i,t} + \beta_6 LOSS_{i,t} + \beta_7 DOWN_{i,t} + \beta_8 VSALE_{i,t} + \beta_9 MARGIN_{i,t} + \beta_{10} \Delta NINCOME_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره **t**	**p**- مقدار
عرض از مبدأ	-۹/۴۹۱	۴/۷۴۲	-۲/۰۰	۰/۰۴۸
چسبندگی بهای تمام‌شده	۱۱/۸۶۶	۵/۲۹۷	۲/۲۴	۰/۰۲۷
چسبندگی هزینه عملیاتی	۱۹/۰۳۵	۱۹/۷۷۸	۰/۹۶	۰/۳۳۸
سیگنال مثبت بهای تمام‌شده	-۵/۵۳۲	۲/۳۱۵	-۲/۳۹	۰/۰۱۹
سیگنال مثبت هزینه عملیاتی	-۱/۹۳۲	۱۰/۳۷۹	-۰/۱۹	۰/۸۵۳
ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	۱/۵۸۷	۰/۷۶۴	۲/۰۸	۰/۰۴۱
زیان‌ده بودن شرکت	۹/۹۷۶	۲/۳۸۵	۲/۹۲	۰/۰۰۴
پیش‌بینی زیان	-۷/۶۷۷	۲/۷۳۷	-۲/۸۰	۰/۰۰۶
درصد تغییرات فروش	-۰/۱۱۳	۰/۰۸۱	-۱/۳۸	۰/۱۷۱
نسبت سود ناویژه به فروش	۰/۹۵۸	۲/۳۲۱	۰/۴۱	۰/۶۸۱
تغییرات سود	۰/۰۵۹	۰/۴۹۰	۰/۱۲	۰/۹۰۴
ضریب تعیین			٪۲۵/۷۲	
آماره فیشر			۴/۵۱	
سطح معناداری الگو			۰/۰۰۰	

ضریب برآوردی سیگنال مثبت بهای تمام‌شده منفی (β_3 = ۵/۵۳۲-) و معنادار بوده (۲/۳۹- =آماره t) که نشان می‌دهد با افزایش یک واحدی سیگنال مثبت بهای تمام‌شده در زمان افزایش فروش خطای پیش‌بینی سود ۵/۵۳۲- واحد کاهش خواهد یافت. ضریب برآوردی سیگنال مثبت هزینه عملیاتی مثبت (β_4 = ۱/۹۳۲-) و غیر معنادار بوده که نشان می‌دهد در زمان افزایش فروش‌ها رابطه‌ی آن با خطای پیش‌بینی سود معکوس می باشد. همچنین ضریب ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مثبت بوده (β_3 =۱/۵۸۷) بوده که گویای رابطه‌ی مثبت و معنادار (۲/۰۸=آماره t) این متغیر با خطای برآورد سود هر سهم می‌باشد. ضریب برآوردی زیان‌ده بودن شرکت مثبت (β_6 = ۹/۹۷۶) و معنادار بوده (۲/۹۲ =آماره t) که نشان از رابطه‌ی مثبت این متغیر با خطای پیش‌بینی سود دارد. علاوه بر آن ضریب برآوردی پیش‌بینی زیان منفی (β_7 = ۷/۶۷۷-) و معنادار بوده (۲/۸۰- =آماره t) و گویای آن است که با افزایش میزان این متغیر خطای پیش‌بینی سود کاهش می‌یابد. سایر متغیرهای کنترلی رابطه معناداری با خطای پیش‌بینی سود نداشته‌اند.

آزمون فرضیه سوم پژوهش

نتایج آزمون فرضیه سوم در جدول ۹ ارائه‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که چسبندگی هزینه‌های حقوق و دستمزد و خدماتی با خطای برآورد سود هر سهم در سطح خطای ۱۰ درصد رابطه معناداری دارد درحالی‌که چسبندگی هزینه استهلاک رابطه‌ی معناداری با خطای برآورد سود هر سهم ندارد.

ضریب برآوردی چسبندگی هزینه دستمزد منفی (β_1 = ۱۴/۸۷۰-) و معنادار بوده (۱/۶۶- =آماره t) که نشان می‌دهد چسبندگی هزینه دستمزد با خطای برآورد سود هر سهم رابطه معکوس و معنادار دارد. ضریب برآوردی چسبندگی هزینه خدمات مثبت (β_2 =۲۶/۹۶۳) و معنادار بوده (۱/۷۵=آماره t) که نشان می‌دهد چسبندگی هزینه خدمات با خطای برآورد سود هر سهم رابطه مستقیم و معناداری دارد و سبب افزایش خطای برآورد سود هر سهم (کاهش دقت برآورد سود هر سهم) می‌شود و اگر چسبندگی هزینه خدمات یک واحد افزایش یابد خطای برآورد سود هر سهم ۲۶/۹۶۳ واحد افزایش خواهد یافت. ضریب برآوردی چسبندگی هزینه استهلاک مثبت (β_3=۲۷/۷۵۰) و غیر معنادار بوده (۰/۸۴=آماره t) که نشان می‌دهد چسبندگی هزینه استهلاک با خطای برآورد سود هر سهم رابطه مستقیم و غیر معنادار دارد. ضریب برآوردی سیگنال مثبت هزینه دستمزد منفی (β_4 = ۶/۳۲۱-) و غیر معنادار بوده (۰/۳۵۶=آماره t) است. ضریب برآوردی سیگنال مثبت هزینه خدماتی منفی (β_5 =۸/۷۷۳-) و هزینه استهلاک مثبت (β_6 = ۲/۶۰۴) و غیر معنادار است.

جدول ۹. آزمون فرضیه سوم. آزمون رابطه‌ی چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه‌های حقوق و دستمزد کارکنان، خدمات و استهلاک و با خطای پیش‌بینی سود هر سهم

$$FE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{Wage\ Signal^-}_{i,t} + \beta_2 \boldsymbol{Serv\ Signal^-}_{i,t} + \beta_3 \boldsymbol{Dep\ Signal^-}_{i,t} + \beta_4 \boldsymbol{Wage\ Signal^+}_{i,t} + \beta_5 \boldsymbol{Serv\ Signal^+}_{i,t} + \beta_6 \boldsymbol{Dep\ Signal^+}_{i,t} + \beta_7 MV_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 DOWN_{i,t} + \beta_{10} VSALE_{i,t} + \beta_{11} MARGIN_{i,t} + \beta_{12} \Delta NINCOME_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره **t**	**p**- مقدار
عرض از مبدأ	-۷/۷۳۷	٤/٦٥٩	-۱/٦٦	۰/۱۰۰
چسبندگی هزینه دستمزد	-۱٤/۸۷۰	۸/۹۳۳	-۱/٦٦	۰/۰۹۹
چسبندگی هزینه خدمات	۲٦/۹٦۳	۱٥/۳۸٥	۱/۷٥	۰/۰۸۳
چسبندگی هزینه استهلاک	۲۷/۷٥۰	۳۳/۱٦۲	۰/۸٤	۰/٤۰٥
سیگنال مثبت هزینه دستمزد	-٦/۳۲۱	٦/۸۰۷	-۰/۹۳	۰/۳٥٦
سیگنال مثبت هزینه خدماتی	-۸/۷۷۳	۷/۷٦۸	-۱/۱۳	۰/۲٦۲
سیگنال مثبت هزینه استهلاک	۲/٦۰٤	۱۳/٤۰٤	۰/۱۹	۰/۸٤٦
ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	۱/۳۸۱	۰/۷٤۲	۱/۸٦	۰/۰٦٦
زیان‌ده بودن شرکت	۷/٤۹۹	۲/٤۲۱	۳/۱۰	۰/۰۰۳
پیش‌بینی زیان	-۸/۱۹۷	۲/٦٤٤	-۳/۱۰	۰/۰۰۳
درصد تغییرات فروش	-۰/۱٥۳	۰/۰۹٥	-۱/٦۱	۰/۱۱۰
نسبت سود ناویژه به فروش	۰/۲۱۳	۲/٦۹٥	۰/۰۸	۰/۹۳۷
تغییرات سود	-۰/۲۲٦	۰/٤۸۹	۰/٤٦	۰/٦٤٥
ضریب تعیین			٪۲٤/۱٤	
آماره فیشر			۳/۱۷	
سطح معناداری الگو			۰/۰۰۰۸	

ضریب ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مثبت بوده (β_7 =۱/۳۸۱) بوده که گویای رابطه‌ی مثبت و معنادار (۱/۸٦=آماره t) این متغیر با خطای برآورد سود هر سهم می‌باشد. ضریب برآوردی زیان‌ده بودن شرکت مثبت (β_8 =۷/۴۹۹) و معنادار بوده (۳/۱۰ =آماره t) که نشان از رابطه‌ی مثبت این متغیر با خطای برآورد سود هر سهم دارد. علاوه بر آن ضریب برآوردی پیش‌بینی زیان منفی (β_9 = -۸/۱۹۷) و معنادار بوده (-۳/۱۰ =آماره t) و گویای آن است که با افزایش میزان این متغیر خطای برآورد سود هر سهم کاهش می‌یابد. سایر متغیرهای کنترلی رابطه معناداری با خطای برآورد سود هر سهم نداشته‌اند.

نتیجه‌گیری و بحث

بر اساس پژوهش‌های گذشته یکی از پیامدهای مهم چسبندگی هزینه تأثیر منفی آن بر دقت برآورد سود هر سهم می‌باشد. در پژوهش حاضر این مسیر تحقیقاتی با بررسی رابطه‌ی چسبندگی و سیگنال مثبت انواع طبقات هزینه برحسب کارکرد و ماهیت با دقت برآورد سود هر سهم، موردبررسی بیش‌تری قرار گرفت. نتایج نشان داد که شدت چسبندگی مجموع هزینه‌ها، بهای تمام شده و هزینه خدمات با خطای برآورد سود هر سهم رابطه‌ی مثبت و معناداری دارد و هرچه میزان چسبندگی آن‌ها بیش‌تر باشد دقت برآورد سود هر سهم کم‌تر بوده و سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران، مدیران و سایر استفاده‌کنندگان باید در پیش‌بینی سودهای آتی و ارزیابی ارزش شرکت، پیامدهای چسبندگی این هزینه‌ها را مدنظر قرار دهند تا بتوانند با کم‌ترین خطا عملکرد آتی شرکت را برآورد کنند. همچنین چسبندگی هزینه دستمزد بر خطای برآورد سود هر سهم تأثیر منفی دارد و با افزایش چسبندگی این هزینه دقت برآورد سود هر سهم کاهش می‌یابد.

از موارد دیگری که در این پژوهش موردبررسی قرار گرفت تأثیر رفتار انواع هزینه‌ها در زمان افزایش فروش بر دقت برآورد سود هر سهم بود. نتایج نشان داد که سیگنال مثبت بهای تمام‌شده با دقت برآورد سود هر سهم رابطه‌ی معناداری دارد. این موضوع بیان می‌کند رفتار هزینه‌ها در زمان افزایش فروش نیز باید توسط مدیران و تحلیل‌گران موردبررسی و تحلیل قرارگرفته و تأثیر آن را بر دقت برآورد سود هر سهم لحاظ کنند؛ بنابراین می‌توان بیان نمود با اضافه نمودن متغیر چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه‌ها به مدل‌های پیش‌بینی سود برآورد دقیق‌تری از سودهای آتی داشت. لازم به ذکر است که یافته‌های این پژوهش با نتایج ویس (۲۰۱۰)، سیفتسی و سالاما (۲۰۱۸)، بنکر و چن (۲۰۰۶) و اسماعیل زاده و مهرنوش (۱۳۹۳) مطابقت دارد.

ازآنجاکه نتایج پژوهش نشان داد چسبندگی و سیگنال مثبت طبقات مختلف هزینه با دقت برآورد سود هر سهم رابطه‌ای معنادار دارند بنابراین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی پژوهشگران بر روی عناصر هزینه‌ی بیش‌تری متمرکزشده و رفتار هر یک از اجزای آن را تحلیل کنند که این موضوع می‌تواند نتایج شفاف‌تری از میزان و رابطه‌ی چسبندگی و سیگنال مثبت هزینه‌ها با دقت برآورد سود هر سهم و سایر متغیرها ارائه دهد. علاوه بر آن بررسی مقایسه‌ای تأثیر چسبندگی و

سیگنال مثبت هزینه‌ها بر دقت برآورد سود هر سهم در صنایع مختلف می‌تواند به درک بهتر رفتار هزینه‌ها کمک کند. لازم به توضیح است محدودیتی که در مراحل پژوهش حاضر وجود داشته است و در تعبیر و تفسیر نتایج حاصل از آن، باید به آن توجه شود، دسترسی نداشتن به پیش‌بینی تحلیلگران مالی در خصوص پیش‌بینی‌های مربوط به سودهای آتی شرکت‌ها است. در این پژوهش طبق روال متعارف در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، از گزارش‌های پیش بینی سودی که از سوی مدیران شرکت‌ها ارائه می‌گردد برای محاسبه‌ی خطای پیش‌بینی سود هر سهم استفاده شده است. چنانچه دسترسی به پیش‌بینی تحلیلگران مالی میسر شود با حذف این محدودیت‌ها می‌توان دامنه‌ی کاربرد یافته‌های این پژوهش را گسترش داد.

منابع

- اسماعیل زاده، علی و مهرنوش، علی. (۱۳۹۳). «رابطه بین چسبندگی هزینه‌ها با کیفیت سود و خطای پیش‌بینی». *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۶ (۲۱)، ۳۷-۶۱.
- افلاطونی، عباس. (۱۳۹۵). *تحلیل آماری در پژوهش‌های مالی و حسابداری با نرم‌افزار Stata*، چاپ اول، انتشارات ترمه، تهران.
- پازوکی، پریسا و دارابی.(۱۳۹۸). «تحلیل رابطه ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و سود شرکت بر چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری در بازار سرمایه ایران با رویکرد معادلات ساختاری». *پژوهشهای تجربی حسابداری*، مقالات آماده انتشار، پذیرفته‌شده، انتشار آنلاین از خرداد ۱۳۹۸.
- رستمی، علی، علی محمدی، میثم و نوروزی، محمد. (۱۳۹۴). «بررسی تأثیر تأمین مالی خارج از ترازنامه و محدودیت های مالی بر چسبندگی هزینه‌ها». *راهبرد مدیریت مالی*، ۳ (۲)، ۳۴-۲۳.
- ژولانژاد، فاطمه، بخردی نسب، وحید و عربصالحی، مهدی.(۱۳۹۶). «تأثیرات تغییرات فروش و انتظارات از رشد فروش بر چسبندگی هزینه‌ها در شرایط نبود اطمینان». *راهبرد مدیریت مالی*، ۵ (۴)، ۱۸۷-۱۵۹.
- سجادی، حسین، حاجی زاده، سعید و نیک کار، جواد. (۱۳۹۳). «تأثیر چسبندگی هزینه بر تقارن زمانی سود با تأکید بر رابطه میان چسبندگی هزینه و محافظه کاری مشروط». *مجله دانش حسابداری*،۵ (۱۶)، ۹۹-۸۱.
- سلیمانی امیری، غلامرضا، طباطبایان، مریم السادات و معصومی بیلندی، زهرا.(۱۳۹۷). «چسبندگی هزینه و مدیریت سود با تمرکز بر انگیزه‌های مدیریتی در صنعت سیمان». *مجله دانش حسابداری*،۹(۴)، ۱۵۱-۱۲۹.
- قائمی، محمدحسین و نعمت الهی، معصومه. (۱۳۸۶). «رفتار و ساختار هزینه‌های عملیاتی و هزینه‌های مالی شرکتهای تولیدی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران». *دانش حسابرسی*، ۲۲، ۲۹-۱۶.
- نمازی، محمد، غفاری، محمدجواد و فریدونی، مرضیه. (۱۳۹۱). «تحلیل بنیادی رفتار چسبنده هزینه‌ها و بهای تمام شده با تأکید بر دامنه تغییرات در بورس اوراق بهادار تهران». *پیشرفتهای حسابداری*، ۴(۲)، ۱۵۱-۱۷۷.
- Aflatooni, A. (2016). *Statistical Analysis in Accounting and Finance Using Stata*.Tehran: Termeh (In Persian).
- Anderson, M. C. R. D. Banker, and S. N. Janakiraman. (2003). "Are Selling, General, and Administrative Costs Sticky"? *Journal of Accounting Research* 41 (1): 47–63.

- Anderson, M. C. R. D. Banker, R. Huang, and S. N. Janakiraman.(2007). "Cost Behavior and Fundamental Analysis of SG&A Costs". *Journal of Accounting, Auditing & Finance*. 22(1), 1-28.
- Armstrong, J. S. Collopy, F. (1992). "Error measures for generalizing about forecasting methods: Empirical comparisons". *International Journal of Forecasting* 8, 69–80.
- Banker, R. D. and L. Chen. (2006b). "Predicting Earnings Using a Model Based on Cost Variability and Cost Stickiness". *The Accounting Review, 81* (2), 285–307.Bolou G, Moazez E, Khan-Hosseini D and NikooNesbati M. (2012). "The Relationship between Managers' Standpoints and 'Sticky Prices' in Tehran Stock Exchange". *The Journal of Planning and Budgeting,* 17 (3),79-95.
- Cheng Y. and M. Firth. (2000). "An empirical analysis of the bias and rationality of profit forecasts published in new issue prospectuses", *Journal of Business Finance & Accounting*, 27, 423-446.
- Ciftci, M & M. Salama. (2018). "Stickiness in Costs and Voluntary Disclosures: Evidence from Management Earnings Forecasts". *Journal of Management Accounting Research*, 30(3), 211-234.
- Cooper, R & Kaplan, R. (1998). "The Design of Cost Management Systems: Texts, Cases, and Readings". *Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ*.
- Esmailzadeh, A & Mehrnoush, A. (2014). "The Relation of Cost Sticky with Earning Forecast and Earining Quality".*The Financial Accounting and Auditing Research*, 6(21), 37-61 (In Persian).
- Ghaemi, M.H &Nematollah, M. (2007). "The Behavior and Structure of Operating Expenses and Financial Expenses of Manufacturing Companies Listed in Tehran Stock Exchange". *Audit Science*, 22, 16-29 (In Persian).
- Han, S., Rezaee, Z. and Tuo, L. (2019), "Is cost stickiness associated with management earnings forecasts?", *Asian Review of Accounting*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print.
- Malcom, R. E. (1991). "Overhead Control Implications of Activity Costing". *Accounting Horizon*, 5 (4), 69–78.
- Namazi, M, Ghaffari, M.J and Fereidouni, M. (2013). "Fundamental Analysis of Costs and Cost Sticky Behavior Emphasizing Scope Changes in Tehran Stock Exchange", *Journal of Accounting Advances*, 4(2), 151-177(In Persian).
- Pazouki, P & Darabi, R. (2019). "Analysis of the Relationship between Corporate Governance and Corporate Earnings with Cost Sticking and Accounting Conservatism in Iranian Capital Market with Structural Equation Approach". *Journal of Empirical Research in Accounting*, Articles in Press, Accepted Manuscript Available Online from 29 May 2019 (In Persian).
- Rayburn, G. (1993). "Principles of Cost Accounting: Using Cost Management Approach". *IRWIN, Burr Ridge, Toronto.*
- Richard. R. M. (1977). "An Examination of the Accuracy of the Earnings Forecasts", *Financial Management*, 78-84.

- Rostami, A, Ali Mohammdi, M & Norozi, M. (2015). "The Effect of Off-balance Sheet Financing and Financial Constraints on Cost Stickiness". *Financial Management Strategy*, 3(2), 23-34(In Persian).
- Rouxelin, F. and Wongsunwai. W, and Yehuda. N. (2018). "Aggregate Cost Stickiness in GAAP Financial Statements and Future Unemployment Rate". *The Accounting Review*. 93(3), 299-325.
- Ruland, w. (1978). "The Accuracy of Forecasts by Management and by Financial Analysts", *The Accounting Review*, 2, 439-447.
- Sajjadi, H, Hajizadeh, S & Nikkar, J. (2014). "Effect of Cost Stickiness on Symmetry Time Profit with Emphasis on Relationship between Cost Stickiness and Conditional Conservatism". *Journal of Accounting Knowledge*, 5(16), 81-99 (In Persian).
- Soleimani Amiri, G, Tabatabaiian, M & Masoumi Bilandi, Z. (2019). "Cost Stickiness and Income Smoothing with Focus on Management Motives in Cement Industry". *Journal of Accounting Knowledge*, 9(4), 129-151 (In Persian).
- Subramaniam C. and M. L. Weidenmier. (2003). "Additional Evidence on the StickyBehavior of Costs". *Working paper, Texas Christian University*.
- Weiss, D. (2010). "Cost Behavior and Analysts' Earnings Forecasts". *The Accounting Review*, 85 (4), 1441–1471.
- Zholanejad, F, Bekhradinasab, V & Arabsalehi, Z. (2018). "The Effect of Changes in Sale and Sale Growth Expectations on Stickiness of Costs in Conditions of Uncertainty". *Financial Management Strategy*,5(4),159-187(In Persian).

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۱۳۴-۱۱۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۴/۱۹
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۱۱/۲۹
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۲/۱۳

مقاله پژوهشی

بررسی تأثیر توانایی مدیریتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه‌گذاری[۱]

احمد خدامی‌پور[۲]، علیرضا رحیمی[۳]، عارف فروغی[٤]

چکیده

توان و اختیار بالای مدیریت می‌تواند به کارایی بیشتر یا رفتار فرصت‌طلبانه منجر شود. هدف این پژوهش بررسی تأثیر توانایی مدیریتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه‌گذاری است. به‌منظور اندازه‌گیری توانایی مدیریتی از مدل دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها(DEA) و برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) و همچنین برای اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی از شاخص نرخ موثر مالیاتی نقدی (CETR) استفاده شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل رگرسیون چندمتغیره بهره گرفته شده است. نمونه مورد مطالعه متشکل از ۱۵۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که بر خلاف انتظار با افزایش اجتناب مالیاتی، در سطح توانایی مدیریتی پائین، کارایی سرمایه‌گذاری کاهش نمی‌یابد، در حالی که در سطح توانایی مدیریتی بالا انتظار موجود مبنی بر تأثیرپذیری مثبت کارایی سرمایه‌گذاری از افزایش اجتناب مالیاتی تایید می‌شود.

واژه های کلیدی: توانایی مدیریتی، اجتناب مالیاتی، کارایی سرمایه‌گذاری
طبقه‌بندی موضوعی: M41, G11, H25.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.27194.2147

۲. دانشیار حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران، نویسنده مسئول، Email:Khodamipour@uk.ac.ir

۳. استادیار حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران، Email:rahimi2010@gmail.com

٤. کارشناس حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران، Email:forughiaref@aem.uk.ac.ir

مقدمه

در محیط‌های تجاری و اقتصادی امروزی سرمایه‌گذاری مؤثر می‌تواند سبب رشد و توسعه پایدار اقتصادی شود. مدیران با سطح بهینه‌ای از سرمایه‌گذاری می‌توانند با بهره‌گیری از فرصت‌های سودآور، نهایت بازدهی را ایجاد و منافع سهامداران را تامین کنند. سرمایه‌گذاری همواره به‌عنوان یکی از راه‌های اصلی توسعه شرکت‌ها و جلوگیری از رکود و عقب ماندگی مورد توجه بوده است. در این میان، محدودیت در منابع موجب شده است علاوه بر میزان سرمایه‌گذاری، کارایی سرمایه گذاری نیز اهمیت بالایی داشته باشد.

کارایی سرمایه‌گذاری زمانی حاصل می‌شود که شرکت تنها در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت سرمایه‌گذاری کند که منجر به افزایش ثروت سهامداران می‌شود. از این رو، انتظار اینکه میزان سرمایه‌گذاری‌های شرکت متأثر از میزان وجوه در دسترس و نه پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت، باشد صرفا در شرایطی امکان پذیر است که حاکمیت شرکتی ضعیف یا مشکلات نمایندگی وجود داشته باشد و دسترسی مدیر به منابع خارجی را محدود سازد (باربارا و همکاران[1]، ۲۰۱۸: ۳۶۹). میزان سرمایه‌گذاری‌ها در یک شرکت، تحت تأثیر انتخاب‌های مدیران شرکت بوده و کیفیت این انتخاب به نوبه خود به توانایی این مدیران بستگی دارد. توانایی مدیریتی عبارت است از افزایش ارزش شرکت با استفاده مؤثر از منابع محدود در کل عملیات تجاری شرکت (دمرجیان و همکاران[2]، ۲۰۱۲: ۱۲۳۵).

اجتناب از (پرداخت) مالیات وجوه در دسترس را افزایش می‌دهد. این امر می‌تواند باعث ایجاد ثروت برای سهامداران یا تشدید مشکلات نمایندگی شود (هانلون و هیتزامن[3]، ۲۰۱۰: ۱۳۱). در دیدگاه سنتی اجتناب از مالیات انتقال ثروت به دولت را کاهش می‌دهد و شرکت را قادر می‌سازد منافع بیشتری بدست آورد و ارزش سهام را افزایش دهد (ویلسون[4]، ۲۰۰۹: ۹۸۱). به عبارتی سیاست‌های مالیاتی مشابه تصمیم‌های سرمایه‌گذاری هستند که از طریق اجتناب از مالیات برای شرکت منابع اقتصادی ایجاد می‌کند (فرانسیس و همکاران، ۲۰۱۴). با این حال اجتناب مالیاتی می تواند موجب ترغیب مدیران در شرکت‌های با سطوح بالای اجتناب مالیاتی به فعالیت‌های پر هزینه جهت پنهان کردن اجتناب مالیاتی و کاهش شفافیت صورت‌های مالی جهت دستیابی کم هزینه‌تر به

---

1 . Bhabra et al
2 . Demerjian et al
3 . Hanlon & Heitzaman
4 . Wilson

منافع شود که می‌توان آن را رفتاری فرصت طلبانه تلقی کرد (دسای دهارامپالا[1]، ۲۰۰۷). استفاده مدیریت از منافع حاصل از افزایش اجتناب مالیاتی به منظور سرمایه‌گذاری فراتر از حد مطلوب (بلاکریشهانان[2] و همکاران، ۲۰۱۲) یا عدم سرمایه‌گذاری منافع حاصل از اجتناب مالیاتی در پروژه های دارای خالص ارزش فعلی مثبت نمونه‌هایی از رفتارهای فرصت طلبانه است (برتراند و مولاینتاین[3]، ۲۰۰۳: ۱۰۴۸).

عمده پژوهش‌هایی که تاکنون در ارتباط با توانایی مدیریتی انجام شده است، نشان می‌دهند که مدیران توانمند به گونه‌ای مطلوب فرصت‌های سرمایه‌گذاری را ارزیابی می‌کنند. برای نمونه، دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که چنین مدیرانی در تعیین میزان و زمان‌بندی بازده اقتصادی و همچنین ریسک و بازده سرمایه‌گذاری توفیق بیشتری دارند. سانچز و مکا (۲۰۱۸: ۲۴۲) دریافتند که توانایی مدیریتی یک عامل تعیین کننده مهم در کارایی سرمایه‌گذاری است که منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بیش یا کمتر از حد می‌شود. در صورتی که نقدینگی ناشی از اجتناب مالیاتی در تعیین میزان سرمایه‌گذاری اهمیت داشته باشد (به ویژه برای شرکت‌هایی که دارای محدودیت مالی هستند) (ادوارد و همکاران[4]، ۲۰۱۶: ۸۷۰). انتظار داریم توانمندی مدیر موضوعی تأثیرگذار بر کارایی سرمایه‌گذاری صورت گرفته از محل این وجوه باشد.

لذا هدف این پژوهش، بررسی تأثیر توانایی مدیریتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه‌گذاری می‌باشد.

در ادامه ساختار مقاله به این ترتیب خواهد آمد؛ ابتدا مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش و فرضیه‌های برگرفته از مبانی نطری و پیشینه پژوهش بیان شده است. بخش بعد روش‌شناسی پژوهش شامل جامعه و نمونه آماری، مدل آزمون فرضیه و متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود. در بخش پایانی نیز پس از بیان نتایج پژوهش، نتیجه‌گیری و پیشنهادها خواهد آمد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

جنسن و مکلینگ (۱۹۷۶: ۳۴۰) اعتقاد دارند جدایی مالکیت از مدیریت منجر به مشکلات نمایندگی و لذا تشویق مدیران به تصمیم‌گیری به نفع خود به هزینه شرکت و سهامداران می‌شود.

---

1 . Desai & Dharmapala
2 . Balakrishnan et al
3 . Bertrand & Mullainathan
4 . Edwards et al

تصمیمات مربوط به مخارج سرمایه‌گذاری از این دست هستند. مطالعات پیشین نشان می‌دهند، شرکت‌هایی با جریان نقدینگی آزاد یا ظرفیت استقراض بالا ممکن است اقدام به سرمایه‌گذاری هایی کنند که لزوما منجر به افزایش ارزش شرکت نمی‌شوند (جنسن، ۱۹۸۶: ۳۲۵). مدیران ممکن است به جای توزیع جریان‌های نقدی آزاد اضافی به سهامداران، از این جریان‌های نقد در پروژه‌های غیر سودآور با هدف حفظ قدرت مدیریتی خود بهره گیرند (هوپ و توماس[1]، ۲۰۰۸: ۶۱۰). کُر و همکاران (۱۹۹۹: ۴۹۳) به همبستگی مثبت بین اندازه شرکت و پاداش دست یافته و بیان می‌کنند مدیران قادرند به راحتی با تحصیل دارایی‌ها یا شرکت‌های دیگر به عنوان جایگزینی جهت جبران خدمات خود بهره برداری کنند.

با بهره‌گیری از نظریه نمایندگی جنسن و مکلینک (۱۹۷۶) پژوهش‌های مالی به این نکته اشاره دارد که احتمال اینکه مدیر از جریان‌های نقدی آزاد برای مخارج سرمایه‌ای یا تحصیل استفاده کند بیشتر از احتمال توزیع آن بین سهامداران است. در همین راستا بلان‌چارد و همکاران (۱۹۹۴: ۳۴۶) به این نتیجه رسیدند که دریافت‌های پیش بینی نشده قابل توجه به طور معمول برای کسب کنترل شرکت‌هایی استفاده می‌شود که توان خلق ارزش چندانی ندارند. هارفورد (۱۹۹۹: ۱۹۷۸) به نتایج مشابهی دست یافت، شرکت‌هایی با سطح بالای نقدینگی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری پائین به احتمال زیاد اقدام به تحصیل شرکت‌هایی می‌کنند که عملکرد آینده شرکت را تضعیف می‌کند. باتس (۲۰۰۵: ۱۱۸) ابراز داشت در اغلب مواقعی که از انحلال شرکت‌های فرعی جریان نقد غیر منتظره‌ای حاصل شود شرکت اصلی، در مقایسه با معمول صنعت، به جای توزیع بین سهامداران اقدام به سرمایه‌گذاری بیش از حد مبادرت می‌کند. در نهایت، ریدیک و وایتد[2] (۲۰۰۹: ۱۷۳۵) بیان کردند که شوک‌های جریانات نقدی مثبت باعث افزایش مخارج سرمایه‌گذاری و لذا کاهش نقدینگی در دسترس می‌شود. یکی از راه‌های ایجاد جریان نقد آزاد اضافی اجتناب مالیاتی است (جیمنز-انگوریا[3]، ۲۰۰۷). ایجاد جریان‌های نقدی اضافی از طریق اجتناب مالیاتی در شرکت‌های دارای محدودیت مالی رواج بیشتری دارد (آمسترانگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۶). انتظار می‌رود افزایش سطح اجتناب مالیاتی با به حداقل رساندن خروج نقدینگی از شرکت (خورانا و موسر[4]، ۲۰۱۳: ۱۱۵) موجب افزایش ثروت سهامداران شود. میزان اجتناب مالیاتی به میزان تحمل مدیران در شرایط عدم

---

1 . Hope & Thomas
2 . Riddick & Whited
3 . Jiménez-Angueira
4 . Khurana & Moser

اطمینان، تخصص مالیاتی مسئولین، طرح‌های جبران خدمات عملکرد-محور (تیلر و ریچاردسون[1]، ۲۰۱۴: ۱۲) و مسئولیت اجتماعی شرکت بستگی دارد (لاینس و ریچاردسون[2]، ۲۰۱۵: ۳۴۵).

با استفاده از چارچوب نظری تئوری نمایندگی مطالعاتی نظیر دسای و دهارامپالا (۲۰۰۶: ۱۶۸، ۲۰۰۸: ۲۵، ۲۰۰۹: ۵۴۱) و دسای و همکاران (۲۰۰۷: ۶۰۲) نشان می‌دهند، مدیرانی که جهت افزایش جریان نقدی آزاد متوسل به اجتناب مالیاتی بیشتر می‌شوند، ممکن است به منظور پنهان ماندن از دید مأمورین مالیاتی اقدام به ارائه صورت‌های مالی غیر شفاف نمایند؛ اما همزمان امکان دارد مدیر از ابهام موجود در صورت‌های مالی جهت استفاده از مبالغ حاصل از اجتناب مالیاتی در جهت اهداف خود برآید (دسای و دهارامپالا، ۲۰۰۹). پارک و همکاران[3] (۲۰۱۶: ۴۶۸) دریافتند که رابطه منفی بین اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت در حضور مدیریت توانمند تضعیف می‌شود. سانچز و مکا[4] (۲۰۱۸) دریافتند، شرکت‌های با توانایی مدیریتی بالا، عموما سطح بالاتری از کارایی سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهند. برخی از پژوهش‌های خارجی و داخلی مرتبط با پژوهش در ادامه آورده شده است.

دیرنگ و همکاران[5] (۲۰۱۰) به بررسی تأثیر خصوصیات مدیران بر اجتناب مالیاتی پرداختند. آن‌ها در بررسی خود در باب تأثیر ویژگی‌های فردی مدیران ارشد در افزایش اجتناب مالیاتی شرکت ها، به این نتیجه رسیدند که جدا از ویژگی‌های خاص شرکت‌ها، ویژگی‌های فردی مدیران ارشد، نقش بسیار مهمی در تعیین سطح اجتناب مالیاتی شرکت‌ها دارند.

چن و همکاران[6] (۲۰۱۰) در پژوهشی نشان دادند که اجتناب از پرداخت مالیات به گونه‌ای مثبت با ریسک سقوط قیمت سهام رابطه دارد. پنهان و انباشته کردن اخبار بد طی دوره‌های متوالی ریسک سقوط قیمت سهام را دربر خواهد داشت. به این دلیل که اخبار بد انباشته شده از یک نقطه اوج فراتر می‌روند و همگی به یکباره آشکار می‌شوند. افزون بر این، آنان بیان کردند که ارتباط مثبتی بین اجتناب از پرداخت مالیات و ریسک سقوط قیمت سهام، زمانی که شرکت‌ها از یک ساز و کار نظارت خارجی مانند مالکیت نهادی پیروی می‌کند، ضعیف می‌شود.

---

1 . Taylor & Rihardson
2 . Lanis & Richardson
3 . Park et al
4 . Sánchez & Meca
5 . Dyreng et al
6 . Chen et al

دالیوال و همکاران[1] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین اجتناب مالیاتی و میزان وجوه نقد نگهداری شده پرداختند. نتایج بررسی‌های آن‌ها نشان داد که بین اجتناب مالیاتی و میزان وجه نقد نگهداری شده رابطه منفی وجود دارد. همچنین دریافتند که رابطه منفی بین این دو متغیر در شرکت هایی که از نظام راهبری قوی‌تری برخور دارند، ضعیف‌تراست.

کو و همکاران[2] (۲۰۱۳) اقدام به بررسی رابطه بین توانایی مدیر و اجتناب از پرداخت مالیات کرده و اعلام کردند که بین توانایی مدیر و اجتناب از پرداخت مالیات رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فرانسیس و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی توانایی مدیریتی و اجتناب مالیاتی پرداختند. نتایج نشان دادند که بین توانایی مدیریتی و اجتناب مالیاتی رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد. همچنین، آن‌ها دریافتند زمانیکه هزینه‌های فرصت فعالیت‌های اجتناب از مالیات قابل توجه است، مدیران با توانایی بالا کمتر درگیر فعالیت‌های اجتناب از مالیات شده و می‌توانند منابع شرکت را به فعالیت‌هایی که کارایی بیشتری دارند اختصاص دهند.

چن و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعهٔ خود به این نتیجه رسیدند که توانایی مدیران یکی از اجزای اصلی موفقیت در تصمیم‌گیری‌های نوآوری بوده و دارای ارتباط مثبتی با ارزش بازار است.

پارک و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی توانایی مدیریتی و اجتناب مالیاتی در کره پرداخته و به این نتیجه رسیدند که بین توانایی مدیریتی و اجتناب مالیاتی رابطه منفی وجود دارد. به علاوه بین اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت رابطه منفی و معنادار وجود دارد. همچنین نتایج نشان دهنده این بود که توانمندی بالای مدیر منجر به کاهش رابطه منفی بین اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت می‌شوند.

کاستر و همکاران[3] (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که مدیران توانمند به دلیل درک بالایی که از محیط عملکردی شرکت‌ها دارند می‌توانند تصمیمات تجاری را با استراتژی‌های مالیاتی همسو کرده و فرصت‌های برنامه‌ریزی مالیاتی موثر را شناسایی کنند. آن‌ها به شواهد قابل اعتمادی مبنی بر مشارکت مدیران توانمند در فعالیت‌های اجتناب مالیاتی (که پرداخت مالیات نقدی شرکت‌ها را کاهش می دهد) دست یافتند.

---

1 . Dhaliwal et al
2 . Ko et al
3 . Koester et al

حبیب و حسن (۲۰۱۷) به بررسی توانایی مدیریتی، کارایی سرمایه‌گذاری و ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج بیانگر این بود که ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت‌هایی که دارای مدیران توانمندتر هستند از طریق ناکارایی سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد.

لی و همکاران[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی توانایی مدیریتی و فرصت سرمایه‌گذاری پرداختند. نتایج نشان دهنده این بود که شرکت‌هایی با توانایی مدیریتی بالا از طریق فرصت‌های سرمایه‌گذاری مطلوبتر، سود بیشتری را کسب می‌کنند.

خورانا و همکاران (۲۰۱۸) توانایی مدیریتی، اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این بود که توانایی مدیریتی باعث می‌شود، افزایش اجتناب مالیاتی منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری شود.

خدامی‌پور و امینی‌نیا (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین اجتناب از پرداخت مالیات و هزینه بدهی پرداختند و اینکه آیا سطح مالکیت نهادی این رابطه را تعدیل می‌کند یا خیر. نتایج پژوهش نشان داد که رابطه‌ای منفی بین اجتناب از پرداخت مالیات و هزینه بدهی وجود دارد.

پورحیدری و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر شفافیت گزارشگری مالی پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که فعالیت‌های برنامه‌ریزی مالیاتی، شفافیت گزارشگری مالی شرکت را کاهش می‌دهد.

منصورفر و همکاران (۱۳۹۴) با بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر کیفیت سود، نشان دادند که توانایی مدیریت تأثیر مثبت و معناداری بر کیفیت سود داشته و باعث پایداری بیشتر سود و کیفیت بهتر اقلام تعهدی می‌شود.

خدامی‌پور و امینی‌نیا (۱۳۹۴) بیان داشتند شرکت‌هایی که از پرداخت مالیات اجتناب می‌کنند، میزان وجه نقد بیشتری نگهداری می‌نمایند. همچنین، در شرکت‌هایی که با محدودیت مالی رو به رو هستند، این رابطه قوی‌تر است. در نتیجه بین اجتناب از پرداخت مالیات و نگهداشت وجه نقد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

عرب صالحی و هاشمی (۱۳۹۴) تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر اجتناب مالیاتی را بررسی نمودند. نتایج پژوهش نشان داد که اثر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر اجتناب مالیاتی مثبت ومعنادار است.

---

1 . Lee et al

فروغی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی توانایی مدیریتی و کارایی سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشگری مالی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج بیانگر این بود که مدیران توانا تمایل به سرمایه گذاری بیش از حد دارند. علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد کیفیت گزارشگری مالی باعث کاهش تأثیر مثبت توانایی مدیریتی بر سرمایه‌گذاری بیش از حد می‌شود.

فروغی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر توانایی مدیریتی بر اجتناب مالیاتی پرداختند. نتایج حاکی از وجود تأثیر منفی و معنادار توانایی مدیریتی بر اجتناب مالیاتی بوده است.

مراد زاده‌فرد (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی توانایی مدیریتی، کارایی سرمایه‌گذاری و ریسک سقوط آتی قیمت سهام پرداخت. یافته‌ها نشان داد که توانایی مدیریتی، سرمایه‌گذاری کمتر از حد را کاهش، سرمایه‌گذاری بیشتر از حد را تقویت و در مجموع سبب افزایش انحراف در سطح سرمایه‌گذاری مورد انتظار می‌شود. همچنین توانایی مدیریتی ریسک سقوط قیمت آتی سهام را به طور معناداری افزایش می‌دهد.

حسنی‌القار و شعری‌آناقیز (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی پرداختند. نتیجه اینکه توانایی مدیریت تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. همچنین یافته‌ها نشان‌دهنده تأثیر غیر مستقیم اندازه شرکت و اهرم مالی بر اجتناب مالیاتی است.

حجازی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر توانایی مدیران بر سیاست تقسیم سود پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که توانایی مدیران دارای رابطه مثبت و معناداری با سیاست تقسیم سود شرکت‌ها است. مدیران تواناتر سود تقسیمی بیشتری پرداخت می‌کنند.

آقایی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی نقش توانایی مدیریتی در اجتناب مالیاتی شرکت را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این بود که در شرکت‌هایی با عملکرد بهتر، مدیران با سطح توانایی بالا کمتر درگیر فعالیت‌های اجتناب مالیاتی می‌شوند و به طور کلی، علاوه بر ویژگی‌های شرکت، توانایی مدیریتی بر رفتار اجتناب مالیاتی شرکت موثر است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح شده فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر بیان می‌شوند:

فرضیه ۱: توانایی مدیریتی پائین باعث می‌شود افزایش اجتناب مالیاتی منجر به کاهش کارایی سرمایه‌گذاری شود.

فرضیه ۲: توانایی مدیریتی بالا باعث می‌شود افزایش اجتناب مالیاتی منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری شود.

روش شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ روش پژوهش تجربی از نوع پس‌رویدادی است. در پژوهش‌های پس‌رویدادی روابط احتمالی بین متغیرها از طریق مشاهده شرایط موجود مورد مطالعه قرار می‌گیرد و توسط پژوهشگر قابل دستکاری نیستند. از لحاظ روش استدلال نیز این پژوهش از نوع پژوهش‌های استقرایی است که با استفاده از مشاهده اجزایی از جامعه (نمونه) نسبت به ارائه الگویی برای کل جامعه اقدام می‌نماید. پژوهش حاضر از لحاظ نظری در زمره پژوهش‌های اثباتی قرار دارد و از لحاظ آماری از نوع پژوهش‌های همبستگی است که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش رگرسیون خطی چندمتغیره به‌کار می‌رود.

داده‌های کمّی مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از صورت‌های مالی حسابرسی شده منتشر شده در سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (شبکه کدال) [1]، نرم افزار ره‌آورد نوین و تارنمای شرکت مدیریت فناوری بورس تهران [2] استخراج شده است. در مرحله بعد از نرم افزار آماری Excel استفاده شده است و برای آزمون‌های آماری مربوطه از نرم افزار Eviews نسخه ۱۰ استفاده شده است.

در این پژوهش، جامعهٔ آماری کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است. از جامعهٔ آماری پژوهش شرکت‌هایی انتخاب شدندکه حائز شرایط زیر باشند:

۱. قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس پذیرفته شده باشند و تا پایان سال ۱۳۹۶ در بورس حاضر باشند؛

۲. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و سایر واسطه‌گری‌های مالی نباشند؛

۳. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند هر سال باشد و

۴. اطلاعات مورد نیاز آن‌ها در دسترس باشد.

باتوجه به محدودیت‌های بیان شده ۱۵۲ شرکت (در مجموع ۱۵۲۰ سال-شرکت) نمونه این پژوهش را تشکیل می‌دهند.

---

1 . www.codal.ir
2 . www.tsetmc.com

مدل و متغیرهای پژوهش

مدل‌های پژوهش

برای سنجش فرضیه اول پژوهش از مدل رگرسیون زیر (مدل ۱) استفاده می‌کنیم.

$$\begin{aligned} Invest_{i,t} &= \alpha 0 + \beta_1 TaxAV_{i,t} + \beta_2 LowMgmtAbility_{i,t} \\ &+ \beta_3 TaxAV_{i,t} \times LowMgmtAbility_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} \\ &+ \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 MBRatio_{i,t} + \beta_8 FCF_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (۱)$$

و برای سنجش فرضیه دوم پژوهش از مدل رگرسیون زیر (مدل ۲) استفاده می‌کنیم.

$$\begin{aligned} Invest_{i,t} &= \alpha 0 + \beta_1 TaxAV_{i,t} + \beta_2 HighMgmtAbility_{i,t} \\ &+ \beta_3 TaxAV_{i,t} \times HighMgmtAbility_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} \\ &+ \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 MBRatio_{i,t} + \beta_8 FCF_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (۲)$$

متغیرهای بکار رفته در دو مدل فوق به تفصیل در بخش متغیرهای پژوهش تشریح شده‌اند.

متغیر وابسته

کارایی سرمایه‌گذاری (Invest)**:** در این پژوهش برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل ریجاردسون (۲۰۰۶) مطابق با الگوی رگرسیون زیر (الگوی ۳) استفاده شده است.

$$\begin{aligned} Investment_{i,t} &= \alpha 0 + \beta_1 MBRatio_{i,t-1} + \beta_2 ROA_{i,t-1} + \beta_3 Cash_{i,t-1} + \beta_4 LnAge_{i,t-1} \\ &+ \beta_5 Lev_{i,t-1} + \beta_6 Size_{i,t-1} + \beta_7 Investment_{i,t-1} + Industry + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (۳)$$

که درآن:

$Investment_{i,t}$: نسبت تغییر در خالص دارایی‌های ثابت، سرمایه‌گذاری بلندمدت و دارایی‌های نامشهود به میانگین کل دارایی های شرکت i در سال t.

$MBRatio_{i,t-1}$: نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام سال t-1.

$ROA_{i,t-1}$: نسبت سود عملیاتی شرکت به کل دارایی‌ها در سال t-1.

$Cash_{i,t-1}$: (وجوه نقد + سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت) / میانگین دارایی‌ها در سال t-1.

$LnAge_{i,t-1}$: لگاریتم تعداد سال‌هایی که شرکت در بورس اوراق بهادار بوده است.

$Lev_{i,t-1}$: نسبت بدهی‌های بلند مدت به کل دارایی‌ها در سال t-1.

$Size_{i,t-1}$: اندازه شرکت برابر است با لگاریتم ارزش دفتری کل دارایی‌ها درسال t-1.

$Investment_{i,t-1}$: نسبت سرمایه‌گذاری‌های شرکت در سال t-1 به جمع دارایی‌ها در ابتدای سال t-1.

از طریق جایگذاری مقادیر متغیرهای مربوط به هر شرکت در مدل برآورد شده در سطح صنعت مربوطه در هر سال در الگوی (۱) میزان پسماند مدل محاسبه می‌شود. مقادیر مثبت (انحراف مثبت از سرمایه‌گذاری مورد انتظار) بیانگر انتخاب پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی یا همان سرمایه گذاری بیشتر از حد ($\varepsilon_{i,t} > 0$) و پسماندهای منفی (انحراف منفی از سرمایه‌گذاری مورد انتظار) نشان دهنده گذر از فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ارزش فعلی خالص مثبت یا در واقع سرمایه‌گذاری کمتر از حد ($\varepsilon_{i,t} < 0$) خواهد بود. در این پژوهش از تمامی خطاهای بدست آمده از مدل که نشان دهنده ناکارایی سرمایه‌گذاری است قدرمطلق گرفته شده و سپس اعداد بدست آمده در منفی یک ضرب شده تا شاخص کارایی سرمایه‌گذاری بدست آید.

متغیر مستقل

اجتناب مالیاتی (TaxAV)**:** برای اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی مطابق با پژوهش هسیج و همکاران[1] (۲۰۱۸: ۲۴۵) از شاخص نرخ موثر مالیاتی نقدی[2] (CETR5) استفاده شده که در الگوی شماره ۴ نشان داده شده است.

CETR5: نرخ موثر مالیاتی نقدی (پنج ساله) برابر است با مجموع مالیات پرداخت شده تقسیم بر مجموع سود قبل از مالیات که در رابطه زیر نشان داده شده است.

$$CETR5_{i,t} = \frac{\sum_{t=1}^{t=t+4} TXPD_{i,t}}{\sum_{t=1}^{t=t+4} PI_{i,t}} \qquad (۴)$$

PI: سود قبل از مالیات.

TXPD: مجموع مالیات پرداخت شده.

---

1 . Hsieh et al

2 . Cash Effective Tax Rate (CETR)

متغیر تعدیل کننده

توانایی مدیریتی (MA): به منظور اندازه‌گیری توانایی مدیریت از الگوی ارائه شده توسط دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) استفاده شده است. سنجش توانایی مدیران با استفاده از این الگو در دو گام صورت می‌گیرد. گام اول؛ ابتدا کارآیی شرکت با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها[1] (DEA) و الگوی BCC با در نظر گرفتن بهای تمام شده کالای فروش رفته (CGS) هزینه های اداری، عمومی و فروش (SG&A)، دارایی‌های ثابت مشهود (PPE)، اجاره عملیاتی (OpsLease)، مخارج تحقیق و توسعه (R&D) و دارایی های نامشهود (Intan) به عنوان متغیرهای ورودی و فروش (Sale) به عنوان متغیر خروجی سنجیده می‌شود. تحلیل پوششی داده‌ها یک مرز کارایی را برای شرکت ها فراهم می کند. اندازه کارایی (θ) که DEA تولید می‌کند، یک عدد بین صفر و یک است. شرکت‌هایی با نمره کارایی یک، شرکت هایی هستند که بسیار کارا بوده و شرکت‌هایی که امتیاز کارآیی آن‌ها کمتر از یک است، زیر مرز کارایی قرار دارند و باید با کاهش هزینه‌ها یا با افزایش درآمدها به مرز کارایی برسند. به منظور جلوگیری از اثر مضاعف، مبلغ اجاره عملیاتی از هزینه های اداری، عمومی و فروش کسر گردیده است. برای سنجش کارایی شرکت ها از رابطه زیر (الگوی ۵) استفاده گردد.

$$MAX\theta = (Sale)/\ (\theta_1 CGS+\theta_1 SG\&A+\theta_1 PPE+\theta_1 Opslease+\theta_1 R\&D+\theta_1 Intan)^{-1} \qquad (۵)$$

گام دوم، کارآیی محاسبه شده شرکت‌ها متأثر از دو عامل از ویژگی‌های شرکتی و توانایی مدیران است؛ بنابراین باید این دو عامل از یکدیگر تفکیک گردند. در این راستا، ابتدا از یک رگرسیون (الگوی ۶) که ارتباط کارایی شرکت ها را با ویژگی‌های شرکتی را نشان می‌دهد، استفاده می‌شود:

$$FirmEffici\ ency_{i,t} = \alpha 0 + \alpha 1\, LN(TotalAssets)_{i,t} + \alpha 2\, MarketSharei,t + \alpha 3\, FreeCashFlowi,t + \alpha 4\, LN(Age)_{i,t} + Industry + \varepsilon i,t \qquad (۶)$$

باقیمانده حاصل از مدل نشان دهنده امتیاز توانایی مدیران شرکت است. با توجه به اینکه برای آزمون فرضیه‌های پژوهش باید توانایی مدیریتی در دو سطح بالا و پائین مطرح شود، مشاهدات در قالب چارک بیان می‌شود به گونه‌ای که چارک بالا نشان دهنده توانایی مدیریتی بالا و چارک پائین

---

1 . *Data* envelopment *analysis* (DEA)

نشان دهنده توانایی مدیریتی پائین است. لازم به ذکر است که این روش توسط دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) معتبر شناخته شده است. در الگوی فوق:

$LN\ (Total\ Assets)_{i,t}$: اندازه شرکت که برابر است با لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت.

$Market\ Share_{i,t}$: نشان دهنده سهم بازار شرکت (مقدار فروش در پایان سال t تقسیم بر کل فروش صنعت در پایان سال t) است و از رابطه زیر (الگوی ۷) اندازه‌گیری می شود.

$$MarketShare = \frac{Sales_{i,t}}{TotalSales_{i,t}} \qquad (۷)$$

$Free\ Cash\ Flow_{i,t}$: نماد جریان‌های نقدی آزاد مثبت است.

اگر شرکتی جریان نقدی مثبت داشته باشد شاخص جریان‌های نقدی آزاد برابر با یک و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. جریان‌های نقدی آزاد به شرح زیر (الگوی ۸) محاسبه شده است:

$$FCF_{i,t} = (INC_{i,t} - TAX_{i,t} - INTEP_{i,t} - CSDIV_{i,t}) / TA_{i,t-1} \qquad (۸)$$

الگوی (۶) متغیرهای آن به پیوست توضیح داده می‌شود (جدول شماره ۱).

$LN\ (Age)_{i,t}$: لگاریتم تعداد سال‌هایی که شرکت در بورس اوراق بهادار بوده است.

ضمنا با توجه به افشا نشدن مناسب شاخص ارز خارجی (Foreign Currenc Indicator) برای شرکت‌های ایرانی، این متغیر از مدل رگرسیونی در الگوی (۵) کنار گذاشته شده است.

متغیرهای کنترلی

اندازهٔ شرکت (Size): در این پژوهش از متغیر لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها برای سنجش اندازهٔ شرکت استفاده شده است.

اهرم مالی شرکت (Lev): نسبت جمع بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها معرف اهرم مالی شرکت است.

سودآوری شرکت (ROA): از بازده دارایی‌ها (نسبت سود عملیاتی تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌های شرکت) به مثابه معیاری از سودآوری شرکت استفاده می‌شود.

فرصت‌های رشد (MRatio)**:** از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

جریان نقدینگی آزاد (FCF)**:** جریان‌های نقدی آزاد از رابطه پیشنهادی لین و پولسن (۱۹۸۹: ۷۸۱) به شرح الگوی (۹) محاسبه شده است.

$$FCF_{i,t} = (INC_{i,t} - TAX_{i,t} - INTEP_{i,t} - CSDIV_{i,t}) / TA_{i,t-1} \quad (۸)$$

که در آن؛

$INC_{i,t}$: سود عملیاتی قبل از هزینه استهلاک شرکت در دوره مالی جاری.

$TAX_{i,t}$: جمع مالیات پرداختی شرکت در دوره مالی جاری.

$INTP_{it}$: هزینه بهره پرداختی شرکت در دوره مالی جاری.

$CSDIV_{i,t}$: سود پرداختی به سهامداران عادی شرکت در دوره مالی جاری.

$TA_{i,t-1}$: جمع دارایی‌ها در ابتدای دوره مالی.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ ارائه شده‌اند. آماره‌های مذکور شمایی کلی از وضعیت توزیع داده‌های پژوهش را ارائه می‌کنند.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی

متغیر	علائم اختصاری	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
کارایی سرمایه‌گذاری	Invest	۰/۰۶۹	۰/۰۶۰	۰/۶۱۰	۰	۰/۰۴۸
اجتناب مالیاتی	TaxAV	۰/۱۲۵	۰/۱۴۰	۰/۸۱۰	-۰/۸۷۱	۰/۰۹۰
توانایی مدیریتی پائین	LowMA	-۰/۰۱۷	۰	۰	-۰/۳۲۰	۰/۰۳۶
توانایی مدیریتی بالا	HighMA	۰/۰۱۶	۰	۰/۳۷۰	۰	۰/۰۳۵
اندازه شرکت	Size	۶/۰۹۹	۶	۸/۳۰۰	۴/۴۴۰	۰/۶۷۱
اهرم مالی	Lev	۰/۵۹۲	۰/۶۰۰	۱/۹۴۰	۰/۰۹۰	۰/۲۰۲
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۵۳	۰/۱۴۰	۰/۶۴۰	-۰/۵۲۰	۰/۱۳۲
فرصت رشد	MTB	۲/۳۵۳	۲/۲۱۰	۱۹/۷۳۰	-۳۲/۹۵۰	۲/۷۵۶
جریان‌های نقد آزاد	FCF	۰/۳۰۳	۰/۲۴۰	۱/۴۶۰	-۰/۳۷۰	۰/۲۵۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود میانگین مشاهدات و میانه آن‌ها اختلاف اندکی دارند. نزدیک بودن مقادیر میانگین و میانه مشخص می‌کند که داده‌ها ازتوزیع نرمال برخوردارند. همچنین انحراف معیار متغیرهای استفاده شده صفر نیست، لذا می‌توان متغیرهای مدنظر را در مدل وارد کرد. میانگین کارایی سرمایه‌گذاری برابر با ۰/۰۶۹ و انحراف معیار آن برابر با ۰/۰۴۸ است. میانگین اجتناب مالیاتی (نرخ موثر مالیات نقدی) برابر با ۰/۱۲۵ است. بر طبق ماده ۱۴۳ قانون مالیات‌های مستقیم مصوب سال ۱۳۸۰ نرخ موثر قانونی مالیاتی شرکت‌های بورسی ۲۲/۵ درصد می‌باشد، درحالیکه میانگین نرخ موثر مالیاتی نقدی ۰/۱۲ درصد است؛ به عبارت دیگر، نرخ موثر مالیاتی نقدی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران کمتر از نرخ قانونی مالیات است. همچنین میانگین توانایی مدیریتی پائین و بالا به ترتیب برابر به ۰/۰۱۷- و ۰/۰۱۶ و انحراف معیار آن‌ها به ترتیب ۰/۰۳۶ و ۰/۰۳۵ می‌باشد.

بررسی مانایی متغیرهای پژوهش

برای بررسی ایستایی (مانایی) متغیرهای پژوهش از آزمون لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲) استفاده گردیده است که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو

متغیر	مقدار آماره آزمون	سطح معناداری	درجه مانایی
Invest	-۱۱/۳۸۹	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.
TaxAV	-۱۵/۱۲۲	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.
LowMA	-۱۳/۶۱۰	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.
HighMA	-۶/۹۶۰	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.
Size	-۹/۵۶٤	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.
Lev	-۵/۸۳۱	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.
ROA	-۱۰/۷۳۶	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.
MTB	-۱۰/۷۹۱	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.
CFC	-۱٤/۵٤۶	۰/۰۰۰	متغیر مورد نظر مانا است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1 . Levin, Lin & Chu

بر اساس آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، چنانچه معناداری آماره آزمون کمتر از سطح خطای مورد نظر (در اینجا ۰/۰۵) باشد، متغیر مورد آزمون ایستا می‌باشد. همانطور که در جدول فوق مشاهده می‌شود در کلیه متغیرها سطح معناداری در آزمون کوچکتر از ۰/۰۵ است و نشان‌دهنده این است که متغیرها پایا هستند. این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال های مختلف ثابت بوده است و در نتیجه شرکت‌های مورد بررسی تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

نتایج آزمون همبستگی

در این پژوهش قبل از پرداختن به آزمون فرضیه‌ها، به بررسی همبستگی بین متغیرها پرداخته‌شده است. برای بررسی هم‌جمعی بین متغیرها از ضریب همبستگی پیرسون استفاده می‌گردد. با توجه به نتایج جدول ۳ ضریب همبستگی بین متغیرها پائین است و نشان از عدم همبستگی بین آن‌ها است.

جدول ۳. آزمون همبستگی متغیرهای پژوهش

	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹
Invest	1								
TaxAV	-۰/۰۲	1							
Low MA	۰/۰۵**	۰/۰٦***	۱						
High MA	-۰/۰۱	۰/۰۸***	۰/۲۳***	1					
Size	۰/۱۰***	-۰/۰٦***	۰/۰۲	۰/۰۱	1				
Lev	-۰/۰٦***	۰/۰٦***	۰/۰۵**	۰	۰/۱۱***	۱			
ROA	۰	-۰/۰۳	۰/۰۹***	۰/۰٤	۰/۱۰***	-۰/٤۱***	۱		
MTB	-۰/۰۲	۰	۰/۰۱	۰/۰٤	-۰/۰۳	-۰/۰۹***	۰/۱۹***	۱	
CFC	۰	۰	۰/۰۸***	۰/۰۱	۰/۰۷***	-۰/۲٦***	۰/٦۱***	۰/۱٥***	۱

*** معناداری در سطح ۰/۰۱ ** معناداری در سطح ۰/۰۵ * معناداری در سطح ۰/۱۰

آزمون ناهمسانی واریانس خطاها

در پژوهش حاضر، فرض ناهمسانی واریانس خطاها از طریق آزمون بروش – پاگان–گادفری بررسی شد. نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است بیانگر این است که سطح معناداری مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین ناهمسانی واریانس در مدل‌های پژوهش وجود دارد. با این حال، می‌توان گفت واریانس مقادیر

اخلال در مدل‌ها ناهمسان است و نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) استفاده کرد و لذا برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[2] (GLS) استفاده شده است.

همچنین برای بررسی خودهمبستگی، از آزمون دوربین – واتسون استفاده شده است که نتایج مربوط به آن، در قسمت نتایج آزمون هر فرضیه گزارش شده است.

جدول ٤. آزمون ناهمسانی واریانس

مدل پژوهش	آماره آزمون	سطح معناداری	روش تخمین مدل
مدل اول	۸/۳٦٥	۰/۰۰۰	روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)
مدل دوم	۸/۳٦٦	۰/۰۰۲	روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)

مآخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش و تحلیل آن

نتایج آزمون فرضیه اول

برای برآورد مدل ۱ از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده که نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل ۱

متغیر	ضریب متغیر	آمارهT	سطح معناداری
Constant	۰/۰۰٦	۰/۲۹۲	۰/۷٦۹
TaxAV	-۰/۰۰۸	-۰/٤٦۲	۰/٦٤۳
LowMA	۰/۰٤۸	۰/۸۹٦	۰/۳۷۰
TaxAV*LowMA	-۰/۰۷٤	-۰/۳۱۳	۰/۷٥٤
Size	۰/۰۱۰	۳/٥۹۱	۰/۰۰۰
Lev	-۰/۰۱٤	-۱/۹۰۹	۰/۰٥۷
ROA	-۰/۰۱٦	-۱/۳٦۷	۰/۱۷۲
MTB	-۰/۰۰۱	۱/۰۰٥	۰/۳۱٥
CFC	۰/۰۱۹	۲/۸۲۱	۰/۰۰٥
F-statistic (P-Value)		۷۸/۷۷ (۰/۰۰۰)	
R- Squared		۰/٦٦٥	
Adjusted R- Squared		۰/٦٥٦	
Durbin – Watson Stat.		۲/۲۰۲	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1 . Ordinary Least Squares (OLS)
2 . Generalized least squares (GLS)

همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، آماره F مدل با سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است؛ بنابراین متغیرهای مستقل و کنترلی توانایی توضیح متغیر وابسته را دارند. با توجه به نتایج مربوط به آماره تی استیودنت (۰/۰۷۴-) و سطح خطای متغیر اثر متقابل توانایی مدیریتی پائین در اجتناب مالیاتی (۰/۷۵۴) نشان دهنده این موضوع است که تأثیر متغیر اثر متقابل توانایی مدیریتی پائین در اجتناب مالیاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری معنی‌دار نیست. لذا فرضیه اول پژوهش تایید نمی‌شود.

علاوه براین ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۶۵۶ است. لذا ۶۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را می توان به متغیرهای مستقل و کنترلی نسبت داد. برای بررسی خود همبستگی باقیمانده‌های مدل رگرسیون از آمون دوربین واتسون استفاده شده است. نتایج این آزمون با آماره ۲/۲۰۲ بیانگر عدم خود همبستگی مرتبه اول در مقادیر خطای مدل است.

نتایج آزمون فرضیه دوم

برای برآورد مدل ۲ از روش حداقل تعمیم یافته استفاده شده که نتایج آن در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ٦. نتایج تخمین مدل ۲

متغیر	ضریب متغیر	آمارهT	سطح معناداری
Constant	-۰/۰۱٦	-۰/٦۱۰	۰/٥٤۱
TaxAV	-۰/۰۳۹	-۲/۲۰٥	۰/۰۲۸
HighMA	-۰/۰۳٤	-۰/٦٦٥	۰/٥۰٦
TaxAV*HighMA	۰/۳٤٥	۲/۰٤۳	۰/۰٤۱
Size	۰/۰۱۲	۲/۸٥۱	۰/۰۰٤
Lev	۰/۰۲٤	۱/۹۱٥	۰/۰٥٦
ROA	-۰/۰۰۳	-۰/۲٤٥	۰/۸۰٦
MTB	-۰/۰۰۲	-۳/۲۲۰	۰/۰۰۱
CFC	۰/۰۰٥	۰/٦٦۰	۰/٥۰۹
F-statistic (P-Value)		۱۲۷/۳۹۱ (۰/۰۰۰)	
R- Squared		۰/۷٥۸	
Adjusted R- Squared		۰/۷٥۲	
Durbin – Watson Stat.		۱/٥۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، سطح اطمینان آماره F مدل در سطح ۹۵ درصد معنی دار است؛ بنابراین متغیرهای مستقل و کنترلی توانایی توضیح متغیر وابسته را دارند. آماره تی استیودنت (۲/۴۰۲) و سطح خطای متغیر اثر متقابل توانایی مدیریتی بالا در اجتناب مالیاتی (۰/۰۱۱) نشان دهنده این است که طبق انتظار تأثیر متغیر توانایی مدیریتی بالا در اجتناب مالیاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری مثبت و معنی‌دار است.

علاوه براین ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۷۴۵ است. لذا ۷۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را می توان به متغیرهای مستقل و کنترلی نسبت داد. برای بررسی خود همبستگی باقیمانده‌های مدل رگرسیون از آمون دوربین واتسون استفاده شده است. آماره دوربین واتسون (۱/۵۰۰) نشان دهنده عدم خود همبستگی باقیمانده‌های مدل رگرسیون است.

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر تأثیر توانایی مدیریتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه‌گذاری بررسی گردید. یافته‌ها نشان می‌دهد که بر خلاف انتظار مطرح شده در فرضیه اول، توانایی مدیریتی پائین بر رابطه افزایش اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه‌گذاری اثرگذار نیست.

شاید بتوان این موضوع را به استفاده مالکان از سیستم‌های نظارت بر عملکرد مدیریت همچون حاکمیت شرکتی ارتباط داد. به این صورت که سیستم حاکمیت شرکتی قوی تلاش می‌کند با نظارت مناسب بر مدیریت، هزینه‌های ناشی از توان پائین مدیریت را به حداقل رسانده یا مدیر را تشویق به تلاش جهت استفاده بهینه از منابع نقدی در شرکت از جمله جریان‌های نقدی آزاد ناشی از اجتناب مالیاتی نماید. در این دیدگاه سیستم حاکمیت شرکتی مناسب را می‌توان مکمل توان مدیریت تلقی کرد که توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی تأثیر این متغیر بر روابط پیش گفته بررسی شود.

یافته‌های آزمون فرضیه دوم بیانگر این است که در شرکت‌های با توانایی مدیریتی بالا با افزایش اجتناب مالیاتی کارایی سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد، بنابراین فرضیه دوم پذیرفته می‌شود. در واقع در شرکت‌های با توانایی مدیریتی بالا با افزایش جریان‌های نقد آزاد احتمال سرمایه‌گذاری مدیر در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت افزایش می‌یابد که منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری می شود. هر چند ممکن است از نگاه اجتماعی به موضوع، اجتناب مالیاتی امری مناسب نباشد، اما در

شرکت‌هایی که مدیریت توان لازم را جهت بهره‌برداری از وجوه در دسترس دارد، حداقل در کوتاه مدت، سهامداران شرکت از اجتناب مالیاتی بهره‌مند می‌شوند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش با یافته‌های دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲)، سانچز و مکا (۲۰۱۸)، لی و همکاران (۲۰۱۸) و فرانسیس و همکاران (۲۰۱۳) همسو می‌باشد، در حالی که با یافته‌های برتراند و مولاینتاین (۲۰۰۳) و خورانا و همکاران (۲۰۱۸) در مطابقت ندارد.

با توجه به نتایج مطرح شده پیشنهاد می‌شود که سهامداران عمده و اعضای هیئت مدیره، ساز و کارهای نظارتی بیشتری را برای مدیران با توانایی پائین اتخاذ کنند. به طوری که با کنترل جریان های نقدی و طرح های توجیهی مناسب، مبالغ سرمایه‌گذاری هدفمندتر و از ناکارآمدی مدیران در مقوله سرمایه‌گذاری جلوگیری شود. همچنین، با نظارت قوی بر مدیران با توانایی بالا از فرصت‌طلبی آن‌ها جلوگیری شود. یافته‌های این پژوهش می‌تواند سهامداران و هیئت مدیره شرکت‌ها را ترغیب نماید که در انتخاب مدیران به توانایی مدیران توجه کافی داشته باشند.

با توجه به اهمیت موضوع، برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود تأثیر اجتناب مالیاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری و همچنین تأثیر مکانیزم‌های کنترلی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه گذاری مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

- آقایی، محمدعلی؛ حسنی، حسن؛ و باقری، حسن. (۱۳۹۷). نقش توانایی مدیریتی در اجتناب مالیاتی شرکت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۵۷ (۱۴)، صص.۷۴-۲۴.
- پورحیدری، امید؛ فدوی، محمدحسن؛ امینی‌نیا، میثم. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر شفافیت گزارشگری مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصاد*، ۵۲(۱۴)، صص. ۸۵-۶۹.
- حجازی، رضوان؛ فصیحی، صغری؛ کرمشاهی، بهنام. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر توانایی مدیران بر سیاست تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۵۴(۱۴)، صص. ۸۷-۶۷.
- حسنی‌القار، مسعود؛ شعری‌آناقیز، مسعود. (۱۳۹۶).بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی. *دانش حسابداری*، ۱ (۸)، صص.۱۳۴-۱۰۷.
- خدامی‌پور، احمد؛ امینی‌نیا، میثم. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بین اجتناب از پرداخت مالیات و هزینه بدهی و تأثیر مالکیت نهادی بر این رابطه. *پژوهشنامه مالیات*، ۱۹(۲۱)، صص. ۱۵۵- ۱۳۵.
- خدامی‌پور، احمد؛ امینی‌نیا، میثم. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین اجتناب از پرداخت مالیات و نگهداشت وجه نقد با لحاظ شرایط محدودیت مالی. *دانش حسابداری مالی*، ۱ (۲)، صص. ۸۲- ۶۷.
- عرب صالحی، مهدی؛ هاشمی، مجید. (۱۳۹۴). تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر اجتناب مالیاتی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱ (۲۲)، صص.۱۰۴-۸۵.
- فروغی، داریوش؛ امیری، هادی؛ زمانی‌بختیاروند، محمد. (۱۳۹۵). تأثیر توانایی مدیریتی بر اجتناب مالیاتی. *دانش حسابداری*، ۲۶ (۷)، صص. ۱۵۰-۱۳۱.
- فروغی، داریوش؛ امیری، هادی؛ و ساکیانی، امین. (۱۳۹۵). توانایی مدیریتی، کارایی سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشگری مالی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲۱(۶)، صص. ۸۹-۶۳.
- مراد زاده فرد، مهدی. (۱۳۹۵). توانایی مدیریتی، کارایی سرمایه گذاری و ریسک سقوط قیمت سهام. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۵۰(۱۳)، صص.۵۶-۲۵.
- منصورفر، غلامرضا؛ دیدار، حمزه؛ و حسین‌پور، وحید. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱ (۷)، صص. ۵۴-۳۷.
- Aghaei, M. A. Hasani, H. & Bagheri, H. (2018). The Role of Managerial Ability in Corporate Tax Avoidance: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 14(57), pp.24-74. (In Persian)

- Arabsalehi, M. & Hashemi, M. (2015). The Effect of Managerial Overconfidence on Tax Avoidance. *Accounting and Auditing Review, 22*(1), pp.85-104. (In Persian)
- Armstrong, C. S. Blouin, J. L. Jagolinzer, A. D. & Larcker, D. F. (2015) Corporate governance, incentives, and tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics*, 60(1), pp.1-17.
- Balakrishnan, K. Blouin, J. & Guay, W. (2012). Does tax aggressiveness reduce financial reporting transparency? Unpublished manuscript. University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.
- Bates, T. W. (2005). Asset sales, investment opportunities, and the use of proceeds. *The Journal of Finance*, 60(1), pp.105-135.
- Bertrand, M. & Mullainathan, S. (2003). Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences. *Journal of political Economy*, 111(5), pp.1043-1075.
- Bhabra, G. S. Kaur, P. & Seoungpil, A. (2018). Corporate governance and the sensitivity of investments to cash flows. *Accounting & Finance*, 58(2), pp.367-396.
- Blanchard, O. J. Lopez-de-Silanes, F. & Shleifer, A. (1994). What do firms do with cash windfalls? *Journal of financial economics*, 36(3), pp.337-360.
- Blaylock, B. (2016). Do Managers Extract Economically Significant Rents Through Tax Aggressive Transactions? *Contemporary Accounting Research*, 33(3), pp.43–101.
- Chen, S. Chen, X. Cheng, Q. & Shevlin, T. (2010). Are family firms more tax aggressive than non-family firms? *Journal of Financial Economics*, 95(1), pp.41-61.
- Chen, Y. Podolski, E.J. Madhu, V. (2015). Does managerial ability facilitate corporate innovative success? *Journal of Empirical Finance*, 34(5), pp.313-326.
- Core, J. E. Holthausen, R. W. & Larcker, D. F. (1999). Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance1. *Journal of financial economics*, 51(3), pp.371-406.
- Demerjian, P. Lev, B. & McVay, S. (2012). Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests, *Management Science*, 58(7), pp.1229-1248.
- Desai, M. A. & Dharmapala, D. (2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. *Journal of Financial Economics*, 79(1), pp.145-179.
- Desai, M. A. & Dharmapala, D. (2008). Tax and corporate governance: an economic approach. *In Tax and corporate governance* (pp 13-30). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Desai, M. A. & Dharmapala, D. (2009). Corporate tax avoidance and firm value. *The review of Economics and Statistics*, 91(3), pp.537-546.
- Desai, M. A. Dyck, A. & Zingales, L. (2007). Theft and taxes. *Journal of financial economics*, 84(3), pp.591-623.
- Dhaliwal, D. Huang, S. Moser, W. & Pereir, R. (2011), Corporate Tax Avoidance and the Level and Valuation of Firm Cash Holdings. Working paper.
- Dyreng, S. D. Hanlon, M. & Maydew, E. L. (2010). The effects of executives on corporate tax avoidance. *The Accounting Review*, 85(4), pp.1163-1189.

- Edwards, A. Schwab, C. & Shevlin, T. (2016). Financial constraints and cash tax savings. *The Accounting Review*, 91(3), pp.859-881.
- Foroughi, D. Amiri, H, & Zamani bakhtiyarvand, M. (2016). Impact of Managerial Ability on Tax Avoidance. *Accounting Knowledge*, 7(26), pp.131-150. (In Persian)
- Foroughi, D. Amiri, H. & Sakini, A. (2016). Managerial Ability, Investment Efficiency and Financial Reporting Quality. *Empirical Research in Accounting, 6*(21), pp.63-89. (In Persian)
- Francis, B, Sun, X. & Wu, Q. (2013). Managerial Ability and Tax Avoidance. Available at: http://ssrn.com/abstract=2348695.
- García-Sánchez, I. M. & García-Meca, E. (2018). Do talented managers invest more efficiently? The moderating role of corporate governance mechanisms. *Corporate Governance: An International Review*, 26(4), pp.238-254.
- Habib, A. & Hasan, M. M. (2017). Managerial ability, investment efficiency and stock price crash risk. *Research in International Business and Finance*, 42, pp.262-274.
- Hanlon, M. & Heitzman, S. (2010). A review of tax research. *Journal of accounting and Economics*, 50(2-3), pp.127-178.
- Harford, J. (1999). Corporate cash reserves and acquisitions. *The Journal of Finance*, 54(6), pp.1969-1997.
- Hasanialghar, M. & Sherianaghiz, M. (2017). The Impact of Managerial ability on Tax Avoidance. *Accounting Knowledge*, 8(1), pp.107-134. (In Persian)
- Hejazi, R. Fasihi, S & karamshahi, B. (2017).nvestigating the Effect of Management Ability on Dividend Policy Companies listed in Tehran Stock. ***Empirical Studies in Financial Accounting,*** 14(54), pp.73-94. (In Persian)
- Hope, O. K. & Thomas, W. B. (2008). Managerial empire building and firm disclosure. *Journal of Accounting Research*, 46(3), pp.591-626.
- Hsieh, T. S. Wang, Z. & Demirkan, S. (2018). Overconfidence and tax avoidance: The role of CEO and CFO interaction. *Journal of Accounting and Public Policy*, 37(3), pp.241-253.
- Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics*, 3(4), pp.305-360.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American economic review*, 76(2), pp.323-329.
- Jiménez-Angueira, C. E. (2007). Tax Environment Changes, Corporate Governance, and Tax Aggressiveness (Doctoral dissertation, Ph. D. Dissertation, University of Florida).
- Khademipour, A. & Amininiya, M. (2013). An Investigation into the Relationship between Tax Avoidance and Cost of Debt and the Effect of Institutional Ownership on this Relationship. *Tax Research*, 21(19), pp.135-155. (In Persian)
- Khademipour, A. & Amininiya, M. (2015). Investigating the Relationship between Tax Avoidance and Cash Holding with considering the Financial Constraint Condition. *Empirical Research of Financial Accounting,* 2(1), pp.67-82. (In Persian)

- Khurana, I. K. & Moser, W. J. (2013). Institutional shareholders' investment horizons and tax avoidance. *The Journal of the American Taxation Association*, 35(1), pp.111-134.
- Khurana, I. K. Moser, W. J. & Raman, K. K. (2018). Tax Avoidance, Managerial Ability, and Investment Efficiency. *Abacus*, 54(4), pp.547-575.
- Ko, C. Y. Park, J. and H. Jung. (2013). Managerial Ability and Tax Avoidance, *Advanced Science and Technology Letters*, pp.34, 1-9.
- Koester, A. Shevlin, T. & Wangerin, D. (2016). The role of managerial ability in corporate tax avoidance. *Management Science*, 63(10), pp.3285-3310.
- Lanis, R. & Richardson, G. (2015). Is corporate social responsibility performance associated with tax avoidance? *Journal of Business Ethics*, 127(2), pp.439-457.
- Lee, C. C. Wang, C. W. Chiu, W. C. & Tien, T. S. (2018). Managerial ability and corporate investment opportunity. *International Review of Financial Analysis*, 57(3), pp.65-76.
- Lehn, K. & Poulsen, A. (1989). Free cash flow and stockholder gains in going private transactions. *The Journal of Finance*, *44*(3), pp.771-787.
- Levin, A. Lin, C. F. & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), pp.1-24.
- Mansourfar, G. Didar, H & Hosseinpour, V. (2015).The Effect of Managerial Ability on Earning Quality of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research*, 7(1), pp.37-54. (In Persian)
- Moradzadehfard, M. (2016). Managerial ability, Investment Efficiency and Stock Price Crash Risk, *Empirical Studies in Financial Accounting, 13*(50), pp.25-56. (In Persian)
- Park, J. Ko, C. Y. Jung, H. & Lee, Y. S. (2016). Managerial ability and tax avoidance: evidence from Korea. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, *23*(4), pp.449-477.
- Park, J. Ko, C. Y. Jung, H. & Lee, Y. S. (2016). Managerial ability and tax avoidance: evidence from Korea. Asia-Pacific *Journal of Accounting & Economics*, 23(4), pp.449-477.
- Pourheydari, O. Fadavi, M. H. & Amininiya, M. (2014). The Effect of Tax Avoidance on Transparency of Financial Reports of Companies Accepted in Tehran Stock Exchange. *Economic Research, 14*(52), 69-85. (In Persian)
- Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of accounting studies*, 11(2-3), pp.159-189.
- Riddick, L. A. & Whited, T. M. (2009). The corporate propensity to save. The *Journal of Finance*, 64(4), pp.1729-1766.
- Taylor, G. & Richardson, G. (2014). Incentives for corporate tax planning and reporting: Empirical evidence from Australia. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 10(1), pp.1-15.
- Wilson, R. J. (2009). An examination of corporate tax shelter participants. *The Accounting Review*, 84(3), pp.969-999.

راهبرد مدیریت مالی

سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۱۵۶-۱۳۵

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۵/۱۶
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۰۹/۱۲
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۹/۱۴

مقاله پژوهشی

انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی سهام[1]

منیژه رامشه[2]، عاطفه جنتی منظری[3]

چکیده

بر اساس نظریه توازن، شرکت‌ها اهرم بهینه دارند و انحراف از آن منجر به تضعیف عملکرد شرکت و متعاقباً کاهش ارزش آن خواهد شد. پژوهش حاضر با هدف مطالعه آثار انحراف از اهرم بهینه بر مشارکت‌کنندگان بازار به بررسی رابطه انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام می‌پردازد. به همین منظور از داده‌های ۹۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ و رویکرد کنترل اثرات سال‌ها و صنایع استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد بازار اطلاعات انحراف اهرم از اهرم بهینه را در قیمت سهام لحاظ کرده و عوامل وضعیت اهرم نسبت به اهرم بهینه (بالاتر و پایین‌تر از بهینه) و ارزش‌گذاری نادرست سهام (بیش ارزش‌گذاری و کم ارزش‌گذاری)، تأثیرپذیری قیمت را تعدیل می‌کنند. به این معنی که بازار به افزایش فاصله اهرم از اهرم بهینه در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از بهینه دارند و سهام آن‌ها بیش از واقع ارزش‌گذاری شده، واکنش مثبت نشان داده و انحراف از اهرم بهینه در این شرکت‌ها منجر به افزایش بازده غیرعادی سهام می‌شود. برای اینکه نتایج تحت تأثیر نحوه اندازه‌گیری اهرم بهینه قرار نگیرد، از چهار سنجه برای آن استفاده شد که از بین آن‌ها نتایج حاصل از به‌کارگیری سنجه میانگین متحرک اهرم سازگاری بیشتری با ادبیات پژوهش دارد.

واژه های کلیدی: انحراف از اهرم بهینه، بازده غیرعادی انباشته، نظریه علامت‌دهی، نظریه توازن، نظریه موقعیت سنجی بازار

طبقه‌بندی موضوعی: G32, G17

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.27723.2179

۲. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه قم، قم، ایران،نویسنده مسئول، Email:m.ramshe@qom.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه قم، قم، ایران، Email:atefejanati@yahoo.com

مقدمه

در علوم مالی، بدهی به‌عنوان یکی از منابع اصلی ریسک مالی شناخته‌شده و با بازده سهام در ارتباط است. پس از ارائه نظریه مودیلیانی و میلر[۱] (۱۹۵۸) در خصوص استقلال ارزش شرکت از ساختار سرمایه، مطالعات تجربی به بررسی تأثیر اهرم بر بازده سهام پرداختند. نتایج مطالعات تجربی در این حوزه نظیر هامادا[۲] (۱۹۷۲)، مازولیس[۳] (۱۹۸۳)، باندری[۴] (۱۹۸۸)، دیمیترو و جین[۵] (۲۰۰۸)، کورتوگ[۶] (۲۰۱۰) و مراداغلو و سیواپراساد[۷] (۲۰۱۲) ترکیبی است. افزون بر دغدغه نوع رابطه اهرم و بازده سهام برای پژوهش‌گران و فعالان بازار سرمایه، تأثیر انحراف از اهرم بهینه بر بازده سهام شرکت نیز موضوعی حائز اهمیت است. بر اساس نظریه توازن که از نظریه‌های غالب در ساختار سرمایه است، شرکت‌ها اهرم بهینه دارند و در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کنند. اگر به لحاظ اقتصادی ساختار سرمایه بهینه وجود داشته باشد، انتظار می‌رود انحراف از ساختار بهینه عملکرد شرکت را تضعیف کند (چانگ و همکاران[۸]، ۲۰۱۳). یکی از سنجه‌های اندازه‌گیری عملکرد شرکت، بازده سهام تعدیل‌شده بر اساس حرکت بازار است. به‌عبارت‌دیگر با پذیرش این دیدگاه که عملکرد شرکت با حذف اثر حرکت عمومی بازار سهام در طول یک دوره نگهداری اندازه‌گیری می‌شود، بازده‌های غیرعادی انباشته از سنجه‌های مناسب اندازه‌گیری عملکرد شرکت خواهد بود که در این پژوهش مورداستفاده قرار می‌گیرد.

بدین ترتیب مطالعه رابطه انحراف اهرم از اهرم بهینه با بازده غیرعادی انباشته سهام، جهت بررسی اثر انحراف از اهرم بهینه بر مشارکت‌کنندگان بازار، هدف پژوهش حاضر است. به‌منظور بررسی دقیق‌تر این رابطه، از هزینه‌های انحراف از اهرم بهینه و هزینه‌های تعدیل به سمت اهرم بهینه بر اساس نظریه‌های توازن و موقعیت سنجی بازار استفاده شد. بی‌ین[۹] (۲۰۰۸) نشان داد بر اساس پیش‌بینی نظریه توازن، هزینه‌های انحراف از اهرم بهینه در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر از اهرم بهینه است، نسبت به شرکت‌های دسته مقابل (اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است)، بالاتر است. وار و همکاران[۱۰]

---

1 . Modigliani and Miller
2 . Hamada
3 . Masulis
4 . Bhandari
5 . Dimitrov and Jain
6 . Korteweg
7 . Muradoglu and Sivaprasad
8 . Chung et al.
9 . Byoun
10 . Warr et al.

(۲۰۱۲) با استناد به نظریه موقعیت سنجی بازار نشان دادند، هزینه‌های تعدیل اهرم به سمت اهرم بهینه در دو دسته شرکت‌هایی که سهام بیشتر و کمتر از ارزش ذاتی ارزش‌گذاری شده‌اند، متفاوت است. با توجه به اهمیت این هزینه‌ها، رابطه انحراف از اهرم بهینه با بازده غیرعادی انباشته سهام در شرکت‌هایی که اهرم وضعیتی متفاوت نسبت به اهرم بهینه دارند (اهرم بالاتر و پایین‌تر از اهرم بهینه) و شرکت‌هایی که سهام آن‌ها نادرست ارزش‌گذاری شده است (بیش از ارزش واقعی و کمتر از ارزش واقعی) و نیز تعامل آن‌ها به‌صورت مقایسه‌ای بررسی شد تا مشخص شود آیا عکس‌العمل بازار نسبت به انحراف از اهرم بهینه در این شرکت‌ها، مشابه است یا خیر. با توجه به اینکه مطالعات داخلی در این حوزه صرفاً به بررسی رابطه اهرم و بازده سهام پرداخته و نقش اهرم بهینه و اثرات نظریه‌های ساختار سرمایه دراین‌بین نادیده گرفته‌شده، پژوهش حاضر به این مهم پرداخته است. به‌علاوه در مطالعات داخلی عموماً از سنجه اهرم پیش‌بینی با رگرسیون به‌عنوان اهرم بهینه استفاده‌شده است. در این پژوهش از چهار سنجه میانگین اهرم شرکت، میانگین متحرک اهرم شرکت، میانگین اهرم صنعت و اهرم پیش‌بینی با رگرسیون به‌عنوان سنجه‌های اهرم بهینه استفاده‌شده است تا نتایج پژوهش تحت تأثیر سنجه مورداستفاده برای اهرم بهینه قرار نگیرد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

اهرم بهینه مرکز ثقل مطالعات ساختار سرمایه است. شرکت‌ها مقدار بهینه اهرم را با وزن‌دهی به هزینه‌ها و مزایای هر واحد بدهی اضافی مشخص می‌کنند. مزایای بدهی شامل صرفه‌جویی مالیاتی بهره و کاهش در مسئله نمایندگی جریان نقد آزاد و هزینه‌ها شامل هزینه‌های بالقوه ورشکستگی و تضاد نمایندگی بین سهامداران و طلبکاران است (فاما و فرنچ[1]، ۲۰۰۵). باید توجه داشت که بحث وجود یا عدم وجود اهرم بهینه موافقان و مخالفانی دارد. بسیاری از پژوهش‌گران نشان داده‌اند که شرکت‌ها اهرم بهینه دارند و به سمت آن حرکت می‌کنند (فلنری و رنگان[2]، ۲۰۰۶؛ لمون و همکاران[3]، ۲۰۰۸؛ فرانک و شن[4]، ۲۰۱۴؛ دی‌آنجلو و رل[5]، ۲۰۱۵؛ اسمیت و همکاران[6]، ۲۰۱۵؛

1 . Fama and French
2 . Flannery and Rangan
3 . Lemmon et al.
4 . Frank and Shen
5 . DeAngelo and Roll
6 . Smith et al.

وجزکی و همکاران[1]، ۲۰۱۷). درحالی‌که پژوهش‌گرانی نظیر چن و ژائو[2] (۲۰۰۷) و چانگ و داسگوپتا[3] (۲۰۰۹) معتقدند اهرم بهینه وجود ندارد و حرکت اهرم در طول زمان تصادفی است. رامشه و قره‌خانی (۱۳۹۶) و اصولیان و کر (۱۳۹۶) با استفاده از روش‌های شبیه‌سازی به بررسی وجود یا عدم وجود اهرم بهینه در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد رفتار اهرم شرکت‌ها تصادفی نیست؛ به عبارتی وجود اهرم بهینه و حرکت اهرم به سمت آن تائید شد. بعلاوه نتایج پژوهش‌هایی که به مطالعه سرعت تعدیل اهرم پرداخته‌اند نیز حاکی از وجود اهرم بهینه و تعدیل اهرم به سمت آن است (بی‌ین، ۲۰۰۸، وار و همکاران، ۲۰۱۲، ازتکین[4]، ۲۰۱۵، ولی‌زاده لاریجانی و اثنی‌عشری، ۱۳۹۶).

اگر به لحاظ اقتصادی ساختار سرمایه بهینه وجود داشته باشد، انتظار می‌رود در شرکت‌هایی که ساختار سرمایه از ساختار بهینه فاصله زیادی دارد، عملکرد شرکت از وضعیت ایده‌آل فاصله گرفته و دچار مشکلات رقابتی شوند. این شرکت‌ها نمی‌توانند عملیات سودآور مستمر داشته باشند و به احتمال زیاد توسط سایر شرکت‌ها تحصیل شده و یا دچار ورشکستگی می‌شوند. برعکس در شرکت‌هایی که اهرم آن‌ها نزدیک به اهرم بهینه است، با ایجاد جریان نقد خالص بیشتر و با اتخاذ فرصت‌های سرمایه‌گذاری جدید ارزش شرکت حداکثر خواهد شد (چانگ و همکاران، ۲۰۱۳). برای اندازه‌گیری عملکرد شرکت، سنجه‌های متفاوتی در مطالعات بکار رفته است. هامادا (۱۹۷۲) از سود حسابداری که عملکرد گذشته شرکت را نشان می‌دهد استفاده کرد. سود حسابداری در مقایسه با بازده سهام نگاه روبه‌جلو نداشته و انتظارات سرمایه‌گذاران در مورد ارزش آتی شرکت را نشان نمی‌دهد. باندری (۱۹۸۸) بازده سهام تعدیل‌شده بر اساس تورم را که نسبت به سنجه سود حسابداری برتری داشت را مورداستفاده قرار داد اما در این سنجه بازده برای حرکت بازار سهام تعدیل نشده بود. مطالعاتی نظیر دیمیترو و جین (۲۰۰۸)، کورتوگ (۲۰۱۰) و مراداغلو و سیواپراساد (۲۰۱۲) از بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک استفاده کردند که برای همه حرکت‌های بازار تعدیل‌شده است. بدین ترتیب بازده‌های غیرعادی انباشته سهام که با حذف اثر حرکت عمومی بازار سهام در طول یک دوره نگهداری اندازه‌گیری می‌شود، از سنجه‌های مناسب اندازه‌گیری عملکرد است که در پژوهش حاضر نیز مورداستفاده قرار گرفته است.

---

1 . Wojewodzki et al.
2 . Chen and Zhao
3 . Chang and Dasgupta
4 . Öztekin

بازده سهام از جمله سنجه‌های اندازه‌گیری عملکرد است که درک مشارکت‌کنندگان بازار از وضعیت شرکت را نشان می‌دهد. به اعتقاد راس[1] (۱۹۷۷) بر اساس نظریه علامت‌دهی، افزایش اهرم اخبار خوب را به بازار مخابره کرده و متعاقب آن ارزش شرکت افزایش خواهد یافت. البته این باور وجود دارد که این علامت‌ها در خصوص شرکت‌های ناموفق که قادر به پرداخت بدهی و هزینه‌های بهره نیستند، مصداق ندارد. میلر و راک[2] (۱۹۸۵) معتقدند تأمین مالی خارجی پیش‌بینی‌نشده ممکن است به‌عنوان اخبار بد در نظر گرفته شود زیرا ناتوانی شرکت در کسب وجوه نقد طبق پیش‌بینی را به بازار علامت‌دهی می‌کند. گینر و ریورت[3] (۲۰۰۱) معتقدند وجود مشکل اطلاعات نامتقارن و ترجیح شرکت‌ها به تأمین مالی داخلی بجای تأمین مالی خارجی بر اساس نظریه سلسله‌مراتبی، نشان می‌دهد انتشار اوراق بهادار به‌عنوان اخبار بد در مورد چشم‌انداز آتی شرکت توسط سرمایه‌گذاران درک می‌شود. علیرغم پژوهش‌های متعددی که در خصوص رابطه اهرم و بازده سهام انجام‌شده و نتایج ترکیبی آن‌ها، پژوهش‌های محدودی به مطالعه رابطه انحراف از سطح اهرم بهینه و بازده سهام پرداخته‌اند. گرین و همکاران[4] (۱۹۹۶) دریافتند بازار به فاصله گرفتن اهرم شرکت از اهرم بهینه پاداش نمی‌دهد. گینر و ریورت (۲۰۰۱) ارتباط ارزشی ساختار سرمایه شرکت را با به‌کارگیری مدل ارزیابی اولسون[5] (۱۹۹۵) مطالعه کرده و به‌طور مشابه نشان دادند انحراف از سطح بدهی بهینه، به‌عنوان خبر بد توسط سرمایه‌گذاران درک می‌شود.

بر اساس نظریه توازن، در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر از اهرم بهینه است نسبت به شرکت‌های دسته مقابل (اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است) با هزینه‌های بالاتر انحراف از اهرم بهینه مواجه هستند، زیرا احتمال آنکه تعهدات بدهی را نقض کرده و در معرض هزینه‌های بالاتر ورشکستگی قرار گیرند، بیشتر است. بعلاوه این شرکت‌ها در مقایسه با شرکت‌های دسته مقابل، احتمالاً با هزینه‌های پایین‌تر تعدیل روبرو هستند. تعدیل در این شرکت‌ها در قالب بازخرید بدهی است که کم‌هزینه‌تر از انتشار بدهی می‌باشد (بی‌ین، ۲۰۰۸). با توجه به اهمیت موقعیت اهرم شرکت نسبت به اهرم بهینه بر هزینه‌های انحراف از اهرم بهینه، این موضوع که آیا موقعیت اهرم نسبت به اهرم بهینه در شرکت، عاملی اثرگذار بر عکس‌العمل مشارکت‌کنندگان بازار نسبت به انحراف از اهرم بهینه است یا خیر، در پژوهش حاضر بررسی خواهد شد. وار و همکاران (۲۰۱۲) به مطالعه هزینه‌های تعدیل اهرم به

---

1 . Ross
2 . Miller and Rock
3 . Giner and Reverte
4 . Green et al.
5 . Ohlson

سمت اهرم بهینه بر مبنای نظریه موقعیت سنجی بازار پرداختند. طبق این نظریه، ساختار سرمایه برآیند آثار انباشته تلاش‌های گذشته شرکت در زیر نظر قرار دادن بازار سهام و همگام‌سازی خود با شرایط آن است. وار و همکاران (۲۰۱۲) معتقدند اگر سهام در بازار کمتر از مقدار واقعی ارزش‌گذاری شده باشد، هزینه انتشار سهام افزایش می‌یابد؛ در مقابل زمانی که سهام بیشتر از میزان واقعی ارزش‌گذاری شده است، انتشار سهام جدید هزینه کمتری به شرکت تحمیل خواهد کرد؛ بنابراین اگر تعدیل اهرم از طریق انتشار سهام امکان‌پذیر باشد، هزینه‌های تعدیل اهرم تحت تأثیر ارزش بازار سهام نسبت به ارزش واقعی آن قرار خواهد داشت. زمانی که سهام در بازار بیشتر از میزان واقعی ارزش‌گذاری شده است هزینه‌های تعدیل اهرم به سمت اهرم بهینه، پایین‌تر؛ برعکس زمانی که سهام کمتر از میزان واقعی ارزش‌گذاری شده، هزینه‌های تعدیل بالاتر خواهد بود (وار و همکاران، ۲۰۱۲). با توجه به اهمیت تفاوت ارزش بازار و ارزش ذاتی سهام بر هزینه‌های تعدیل اهرم، این مطلب که آیا اطلاعات ارزش سهام نسبت به ارزش ذاتی، عاملی تأثیرگذار بر عکس‌العمل سرمایه‌گذاران نسبت به انحراف از اهرم بهینه است یا خیر نیز، در این پژوهش بررسی می‌شود.

در ادبیات ساختار سرمایه سنجه‌هایی متفاوت برای اهرم بهینه موجود است که اصلی‌ترین آن‌ها میانگین اهرم شرکت، میانگین متحرک اهرم شرکت، میانگین اهرم صنعت و اهرم پیش‌بینی با رگرسیون است. سنجه میانگین اهرم شرکت برابر با متوسط اهرم سالانه شرکت در طول دوره پژوهش است و بر اساس آن هر شرکت یک اهرم بهینه دارد که در طول زمان ثابت است (بی‌ین و ریم[1]، ۲۰۰۵ و دی‌ملو و فرهت[2]، ۲۰۰۸). سنجه میانگین متحرک اهرم شرکت معادل میانگین متحرک اهرم سالانه شرکت است که توسط شیام‌ساندر و مایرز (۱۹۹۹)[3] و دی‌ملو و فرهت (۲۰۰۸) استفاده‌شده است. بر اساس سنجه میانگین اهرم صنعت، اهرم بهینه شرکت‌های هر صنعت برابر با میانگین اهرم هر صنعت است و با تغییر ویژگی‌های صنعت در طول زمان، اهرم بهینه نیز تغییر خواهد کرد. پژوهش‌گرانی نظیر چن و ژائو[4] (۲۰۰۶)، دی‌ملو و فرهت (۲۰۰۸) و دی‌آنجلو و رل (۲۰۱۵) از این سنجه برای اهرم بهینه استفاده کرده‌اند. بسیاری از پژوهش‌ها با استفاده از برآورد رگرسیون اهرم واقعی شرکت بر ویژگی‌های مختص شرکت نظیر اندازه، سودآوری، فرصت‌های رشد، ارزش وثیقه گذاری دارایی‌ها، ارزش دارایی‌های نامشهود و سپر مالیاتی غیر بدهی به پیش‌بینی اهرم پرداخته

---

1 . Byoun and Rhim
2 . D'Mello and Farhat
3 . Shyam-Sunder and Myers
4 . Chen and Zhao

و از آن به‌عنوان اهرم بهینه استفاده کرده‌اند (کوراجزیک و لوی[1]، ۲۰۰۳؛ لمون و همکاران، ۲۰۰۸؛ فلنری و رنگان، ۲۰۰۶؛ اسمیت و همکاران، ۲۰۱۵؛ لیائو و همکاران[2]، ۲۰۱۵؛ بام و همکاران[3]، ۲۰۱۷). در پژوهش‌های داخلی نیز عموماً از این سنجه برای برآورد اهرم بهینه استفاده‌شده است (اصولیان و باقری، ۱۳۹۵؛ ولی‌زاده لاریجانی و اثنی‌عشری، ۱۳۹۶؛ حقیقی‌طلب و همکاران، ۱۳۹۷). اکثر پژوهش‌های داخلی از سنجه اهرم پیش‌بینی با رگرسیون به‌عنوان اهرم بهینه استفاده کرده و این امر می‌تواند نتایج پژوهش‌ها در این حوزه را تحت تأثیر قرار دهد. لذا در این پژوهش هر چهار سنجه اهرم بهینه مورداستفاده قرارگرفته‌اند.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری ارائه‌شده، پژوهش حاضر به مطالعه درک سرمایه‌گذاران از انحراف اهرم شرکت‌ها نسبت به اهرم بهینه می‌پردازد. بعلاوه با توجه به اهمیت دو عامل موقعیت اهرم شرکت نسبت به اهرم بهینه (اهرم بالاتر و پایین‌تر از اهرم بهینه) و تفاوت ارزش بازار و ارزش ذاتی سهام (بیش ارزش‌گذاری و کم ارزش‌گذاری نسبت به قیمت واقعی) بر هزینه‌های انحراف از اهرم بهینه، این موضوع که آیا این عوامل، عواملی اثرگذار بر عکس‌العمل مشارکت‌کنندگان بازار نسبت به انحراف از اهرم بهینه هستند یا خیر، در این پژوهش بررسی شده است. بدین ترتیب فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر است:

۱. بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته رابطه وجود دارد، به‌عبارت‌دیگر بازار اطلاعات در مورد انحراف از اهرم بهینه را در قیمت سهام لحاظ می‌کند.
۲. رابطه انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته در شرکت‌هایی با اهرم بالاتر و پایین‌تر از اهرم بهینه با یکدیگر متفاوت است، به‌عبارت‌دیگر موقعیت اهرم نسبت به اهرم بهینه (بالاتر یا پایین‌تر از اهرم بهینه) رابطه انحراف از اهرم بهینه با بازده غیرعادی انباشته را تعدیل می‌کند.
۳. رابطه انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته در شرکت‌هایی که بیش و کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده‌اند با یکدیگر متفاوت است، به‌عبارت‌دیگر ارزش‌گذاری نادرست سهام

---

1 . Korajczyk and Levy
2 . Liao et al.
3 . Baum et al.

(بیش از واقع یا کمتر از واقع)، رابطه انحراف از اهرم بهینه با بازده غیرعادی انباشته سهام را تعدیل می‌کند.

۴. موقعیت اهرم نسبت به اهرم بهینه و ارزش‌گذاری نادرست سهام، رابطه انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام را تعدیل می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه موردبررسی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۶ در بورس عضویت دارند، در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌های مالی، هلدینگ، بانک، بیمه و لیزینگ نباشند، بیش از ۵ ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند، سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد و داده‌های لازم برای محاسبه متغیرها در دسترس باشد. بدین ترتیب ۹۶ شرکت موردمطالعه قرار گرفت.

آزمون فرضیه اول. به پیروی از مراداغلو و سیواپراساد (۲۰۱۲)، مدل ۱ جهت بررسی فرضیه اول پژوهش برآورد می‌شود.

$$CAAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{DVT_{it}} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 \frac{P}{E}_{it} + \beta_5 Risk_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{مدل (۱)}$$

در این مدل $\mathrm{CAAR_{it}}$، بازده غیرعادی انباشته سهام شرکت i در سال t است که طبق رابطه شماره ۱ برابر با مجموع بازده‌های غیرعادی ماهانه ($\mathrm{AR_{it}}$) در طول یک سال است (مراداغلو و سیواپراساد، ۲۰۱۲). بازده غیرعادی ماهانه نیز ماحصل تفاوت بازده واقعی (R_{it}) و بازده مورد انتظار ($\mathrm{E(R)_{it}}$) شرکت i در ماه t طبق رابطه شماره ۲ است. برای محاسبه بازده مورد انتظار از مدل بازار بر اساس اطلاعات ۳۶ ماه قبل از دوره رویداد استفاده‌شده است.

$$CAAR_{it} = \sum_{t=1}^{12} AR_t \qquad \text{رابطه (۱)}$$

$$AR_{it} = R_{it} - E(R)_{it} \qquad \text{رابطه (۲)}$$

$\mathrm{DVT_{it}}$ معرف قدر مطلق انحراف اهرم شرکت i از اهرم بهینه در سال t است. اهرم از نسبت کل بدهی به مجموع کل بدهی و ارزش بازار سهام به دست می‌آید. همان‌طور که پیش‌ازاین اشاره شد، در این پژوهش از چهار سنجه برای اندازه‌گیری اهرم بهینه استفاده‌شده است. این سنجه‌ها عبارت‌اند

از میانگین اهرم شرکت (LEV_{A}^{*})، میانگین متحرک اهرم شرکت (LEV_{MA}^{*})، میانگین اهرم صنعت (LEV_{Ind}^{*}) و اهرم پیش‌بینی با رگرسیون (LEV_{Reg}^{*}). سنجه اول برابر با میانگین اهرم سالانه شرکت در کل دوره پژوهش، سنجه دوم برابر با میانگین اهرم سالانه شرکت از ابتدا تا پایان سال موردبررسی، سنجه سوم برابر با میانگین اهرم شرکت‌های هر صنعت در هرسال و سنجه چهارم برابر با اهرم پیش‌بینی حاصل از رگرسیون اهرم شرکت بر متغیرهای اندازه، سودآوری، فرصت‌های رشد، ارزش وثیقه گذاری دارایی‌ها است. در مدل ۱، متغیرهای اندازه ($SIZE_{it}$)، فرصت‌های رشد (MB_{it})، نسبت قیمت به سود (P/E_{it}) و ریسک ($Risk_{it}$) به‌عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته‌شده‌اند. اندازه از طریق لگاریتم ارزش بازار سهام، فرصت‌های رشد از نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری آن، قیمت به سود از نسبت قیمت پایان دوره سهام به سود هر سهم به‌دست‌آمده و ریسک، ضریب بتا است. بدین ترتیب مدل ۱ برای هر یک از سنجه‌های اهرم بهینه به‌صورت جداگانه برآورد می‌شود. با توجه به مبانی نظری پژوهش انتظار می‌رود با افزایش انحراف اهرم شرکت از اهرم بهینه، بازده غیرعادی انباشته سهام کاهش یابد.

آزمون فرضیه دوم. مدل ۲ جهت بررسی فرضیه دوم پژوهش برآورد می‌شود (مراداغلو و سیواپراساد، ۲۰۱۲؛ بی‌ین، ۲۰۰۸).

$$CAAR_{it} = \beta_0 + (\beta_1 D_{it}^{abov} + \beta_2 D_{it}^{belo})\mathrm{DVT_{it}} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 \frac{P}{E}_{i,t} + \beta_5 Risk_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۲)}$$

که D_{it}^{abov} متغیری مجازی است، اگر نسبت اهرم شرکت بالاتر از اهرم بهینه باشد، برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود. D_{it}^{belo} متغیری مجازی است که اگر اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه باشد، برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر خواهد بود. با توجه به هزینه‌های بالای انحراف اهرم از اهرم بهینه در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر از اهرم بهینه است نسبت به شرکت‌های دسته مقابل، انتظار می‌رود رفتار مشارکت‌کنندگان بازار نسبت به این دودسته شرکت یکسان نبوده و متعاقباً تأثیر انحراف از اهرم بهینه بر بازده غیرعادی در این شرکت‌ها متفاوت باشد. مدل ۲ بر اساس هر یک از سنجه‌های اهرم بهینه به‌صورت جداگانه برآورد می‌شود.

آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم. مدل‌های شماره ۳ و ۴، جهت بررسی فرضیه‌های سوم و چهارم برآورد می‌شوند (مراداغلو و سیواپراساد، ۲۰۱۲؛ وار و همکاران، ۲۰۱۲).

$$CAAR_{it} = \beta_0 + (\beta_1 D_{it}^{overv} + \beta_2 D_{it}^{underv})\mathrm{DVT_{it}} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 \frac{P}{E}_{i,t} + \beta_5 Risk_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۳)

$$CAAR_{it} = \beta_0 + (\beta_1 D_{it}^{overv} + \beta_2 D_{it}^{underv}) D_{it}^{abov}\mathrm{DVT_{it}} + (\beta_3 D_{it}^{overv} + \beta_4 D_{it}^{underv}) D_{it}^{belo} DVT_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 MB_{it} + \beta_7 \frac{P}{E}_{i,t} + \beta_8 Risk_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۴)

که $\mathrm{D_{it}^{over}}$ متغیری مجازی است، اگر سهام شرکت بیش از واقع ارزش‌گذاری شده باشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر خواهد بود. $\mathrm{D_{it}^{under}}$ نیز متغیری مجازی است که اگر سهام شرکت کمتر از میزان واقعی ارزش‌گذاری شده باشد، برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر خواهد بود. ارزش‌گذاری نادرست سهام از طریق نسبت ارزش واقعی به قیمت سهام (V/P) اندازه‌گیری می‌شود. اگر ارزش‌گذاری نادرست وجود نداشته باشد، این نسبت برابر با ۱ خواهد بود. اگر این نسبت بزرگ‌تر (کوچک‌تر) از یک باشد، به این معنی است که سهام کمتر (بیشتر) از میزان واقعی ارزش‌گذاری شده است. ارزش واقعی سهام با استفاده از رابطه شماره ۳ محاسبه شده است (بدرسچر[1]، ۲۰۱۱).

$$V_t = B_t + \frac{(ROE_t - r_e)}{(1 + r_e)} B_t + \frac{(ROE_{t+1} - r_e)}{(1 + r_e)^2} B_{t+1} + \frac{(ROE_{t+2} - r_e)}{(1 + r_e)^2 r_e} B_{t+2}$$

رابطه (۳)

که در آن V_t ارزش واقعی سهام، B_t ارزش دفتری سهام در پایان سال t، $\mathrm{ROE_t}$ بازده حقوق صاحبان سهام در پایان سال t و r_e نرخ بازده مورد انتظار سهامداران عادی (نرخ تنزیل) است که با استفاده از مدل بازار بر اساس اطلاعات ۳۶ ماه قبل از دوره رویداد به‌دست‌آمده است. مدل‌های شماره ۳ و ۴ برای هر یک از سنجه‌های اهرم بهینه به‌صورت جداگانه برآورد می‌شوند. لازم به ذکر است که همه مدل‌های این پژوهش با کنترل اثرات سال و صنعت برازش شده‌اند.

---

1 . Badertscher

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

در جدول ۱ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش گزارش شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
CAAR	۱۳/۹۰۳	−۰/۷۱۶	−۸۳/۹۵۵	۱۵۹/۸۹۵	۷۰/٤۳۱
LEV_A^*	۰/٤۳۱	۰/٤۱۳	۰/۰۵۹	۰/۸۳۳	۰/۱۸۱
LEV_{MA}^*	۰/٤۵۸	۰/٤۵۲	۰/۰٤۰	۰/۹۵٤	۰/۲۱۰
LEV_{Ind}^*	۰/٤۳۱	۰/٤۱۳	۰/۰۷۵	۰/۷۸۹	۰/۱۳۵
LEV_{Reg}^*	۰/٤۲۹	۰/٤٤۳	۰/۰٤۹	۰/۷۸٤	۰/۱٤۰
Size	٦/۰٦۲	٦/۰۱۵	۵/۰۵۰	۷/۵۰۷	۰/٦۲۰
MB	۲/٤۹۱	۲/۰۸۳	۰/٦۵۲	٦/٤۷٤	۱/۵٤۸
P/E	۱۲/۰۷٤	٦/٤۷۲	−٦/۰۹۰	۸۲/٦۹۷	۱۸/۹۹۰
Risk	۰/۷٤۹	۰/۷٤۰	−۰/۲۷۱	۲/۱۳۲	۰/٦۷۵

همان‌طور که پیش‌ازاین اشاره شد، مدل‌های پژوهش با کنترل اثرات سال و صنعت برازش شده و از خطاهای استاندارد نیرومند در برابر ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مقادیر جمله خطا استفاده‌شده است. جهت شناسایی هم خطی نیز از عامل تورم واریانس (VIF) استفاده می‌شود که مقادیر آماره این عامل در همه مدل‌ها نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مشکل هم خطی ندارند.

در این پژوهش:

** حاکی از معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰ درصد است.

در جدول ۲ نتایج مربوط به آزمون فرضیه اول در قالب مدل ۱ گزارش شده است. مدل مزبور به بررسی آثار انحراف اهرم واقعی از اهرم بهینه بر بازده غیرعادی انباشته سهام می‌پردازد. با توجه به در نظر گرفتن چهار سنجه برای اهرم بهینه، آثار انحراف اهرم از هر یک از سنجه‌های اهرم بهینه به‌صورت جداگانه در قالب مدل ۱ بررسی‌شده است. مدل برآورد شده بر اساس هر چهار سنجه اهرم بهینه معنادار است. ضریب متغیر انحراف از اهرم بهینه در مدل‌های مبتنی بر اهرم میانگین متحرک و اهرم پیش‌بینی با رگرسیون مثبت و معنادار است و در دو مدل دیگر معنادار نیست. این مطلب نشان می‌دهد با فاصله گرفتن اهرم از اهرم بهینه، بازده غیرعادی انباشته سهام افزایش می‌یابد. ضریب تعیین تعدیل‌شده بر اساس سنجه‌های اول، سوم و چهارم ۴۸ درصد و بر اساس سنجه دوم ۴۹ درصد است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل ۱

متغیر	سنجه اول (LEV_A^*)		سنجه دوم (LEV_{MA}^*)		سنجه سوم (LEV_{Ind}^*)		سنجه چهارم (LEV_{Reg}^*)	
	ضریب	VIF	ضریب	VIF	ضریب	VIF	ضریب	VIF
DVT_{it}	−۳۹/۵۲	۱/۱٤	۱۷۸/۳٤۱**	۱/۵۸	۲۹/۰۰	۱/۲۱	۵۲/۹۰*	۱/۱۲
$SIZE_{it}$	−۰/۰٤	۱/٦۱	−۰/۲۸۳	۱/٦۱	۱/۵۷	۱/۷۱	۱/۱۱	۱/٦۲
MB_{it}	٤/٦۷**	۱/۳۲	۵/٤۵**	۱/۳۳	٤/۵۸**	۱/۳۲	۵/۰۱**	۱/۳۲
P/E_{it}	−۰/۰۵	۱/۱۷	۰/۰۰۱	۱/۱۷	−۰/۰۳	۱/۱٦	−۰/۰٤	۱/۱٦
$Risk_{it}$	۳/۱۱۹	۱/۱۰	۳/۵۳	۱/۱۰	۳/۱٤	۱/۱۰	۳/۸۹	۱/۱۱
آماره F	۳۰/۳۷**		۲۳/٦٤**		۲۳/۵۸**		۲۷/٦۹**	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/٤۸		۰/٤۹		۰/٤۸		۰/٤۸	

با توجه به هزینه‌های انحراف از اهرم بهینه، فرضیه دوم به مقایسه آثار انحراف اهرم از اهرم بهینه بر بازده غیرعادی انباشته سهام در دودسته شرکت‌هایی که اهرم بالاتر و پایین‌تر از اهرم بهینه است، می‌پردازد. در جدول ۳ نتایج مربوط به آزمون فرضیه دوم در قالب مدل ۲ گزارش شده است. این مدل نیز برای هر یک از چهار سنجه اهرم بهینه به‌صورت جداگانه برازش شده است. مدل در هر چهار حالت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. بر اساس هر چهار سنجه اهرم بهینه، در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است، ضریب متغیر انحراف اهرم از اهرم بهینه مثبت است که نشان می‌دهد با افزایش اهرم و نزدیک شدن به اهرم بهینه، بازده غیرعادی انباشته کاهش یافته و بالعکس با کاهش اهرم و فاصله گرفتن از اهرم بهینه، بازده غیرعادی انباشته افزایش می‌یابد. ضریب مثبت این متغیر در مدل‌های مبتنی بر سنجه دوم و چهارم معنادار است و در دو مدل دیگر معنادار نیست. بر اساس سه سنجه میانگین اهرم شرکت، میانگین متحرک و اهرم پیش‌بینی با رگرسیون در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر از اهرم بهینه است ضریب متغیر انحراف اهرم از اهرم بهینه منفی است که نشان می‌دهد با افزایش اهرم و فاصله گرفتن اهرم از اهرم بهینه، بازده غیرعادی انباشته کاهش یافته و بالعکس با کاهش اهرم و نزدیک شدن به اهرم بهینه بازده غیرعادی انباشته افزایش می‌یابد. ضریب این متغیر تنها در مدل مبتنی بر سنجه میانگین اهرم شرکت معنادار است. بررسی معناداری تفاوت ضرایب متغیرهای انحراف از اهرم بهینه در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر و پایین‌تر از اهرم بهینه

است، نشان می‌دهد که تأثیر انحراف از اهرم بهینه بر بازده غیرعادی انباشته سهام در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر و پایین‌تر از اهرم بهینه است، بر اساس سنجه‌های اول، دوم و چهارم تفاوتی معنادار دارد.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل ۲

متغیر	سنجه اول (LEV_A^*)		سنجه دوم (LEV_{MA}^*)		سنجه سوم (LEV_{Ind}^*)		سنجه چهارم (LEV_{Reg}^*)	
	ضریب	VIF	ضریب	VIF	ضریب	VIF	ضریب	VIF
(۱) D_{it}^{abov}	−۱۰۹/۹۱**	۱/۷۱	−12/7	۱/۵۰	44/31	۱/۵۹	−7/26	۱/٤۷
(۲) D_{it}^{belo}	62/32	۱/۵۳	272/5**	۱/۸٤	8/78	۱/۵۱	122/8**	۱/٤۷
$SIZE_{it}$	−3/48	۱/٦۹	−1/34	۱/٦۱	2/52	۱/۷٦	−5/44	۱/۸۳
MB_{it}	۳/٤۰*	۱/۳۹	۳/۸۲*	۱/٤۰	4/86**	۱/۳۵	4/77**	۱/۳۲
P/E_{it}	−0/05	۱/۱۷	0/002	۱/۱۷	−0/04	۱/۱٦	−0/06	۱/۱۷
$Risk_{it}$	2/52	۱/۱۰	3/55	۱/۱۰	3/34	۱/۱۰	3/12	۱/۱۱
آماره F	۲۸/۲۵**		۲۵/۵۵**		۲۳/۵٦**		۲۷/۰۱**	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/٤۹		۰/۵۱		۰/٤۸		۰/۵۰	
تفاوت ضرایب ۱و۲ (p-value)	(۰/۰۲)		(۰/۰۰۲)		(۰/۱۳)		(۰/۰۰۱)	

فرضیه سوم به بررسی آثار انحراف از اهرم بهینه بر بازده غیرعادی انباشته سهام در دودسته شرکت‌هایی که سهام آن‌ها بیشتر و کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده است، می‌پردازد. در جدول ۴ نتایج مربوط به آزمون این فرضیه در قالب مدل ۳ گزارش شده است. این مدل نیز برای هر یک از چهار سنجه اهرم بهینه به‌صورت جداگانه برازش شده است. نتایج نشان می‌دهد مدل در هر چهار حالت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. در شرکت‌هایی که سهام آن‌ها کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده است، رابطه‌ای معنادار بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام وجود ندارد. در شرکت‌هایی که سهام بیش از واقع ارزش‌گذاری شده است، بر اساس سنجه‌های دوم و چهارم رابطه‌ای مثبت و معنادار بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام وجود دارد. این مطلب نشان می‌دهد در این دسته شرکت‌ها با فاصله گرفتن اهرم از اهرم بهینه، بازده غیرعادی انباشته سهام افزایش می‌یابد. بررسی معناداری تفاوت ضرایب متغیرهای انحراف از اهرم

بهینه در شرکت‌هایی که سهام آن‌ها بیشتر و کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده است نشان می‌دهد که تأثیر انحراف از اهرم بهینه بر بازده غیرعادی انباشته سهام در شرکت‌هایی که سهام آن‌ها بیشتر و کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده است، بر اساس سنجه دوم تفاوتی معنادار دارد اما بر اساس سه سنجه دیگر اهرم بهینه تفاوت معنادار وجود ندارد.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل ۳

متغیر		سنجه اول (LEV_A^*)		سنجه دوم (LEV_{MA}^*)		سنجه سوم (LEV_{Ind}^*)		سنجه چهارم (LEV_{Reg}^*)	
		ضریب	VIF	ضریب	VIF	ضریب	VIF	ضریب	VIF
$D_{it}^{overv} * DVT_{it}$	(۱)	–24/8	۱/۱۹	۱۹۷/۱٤**	۱/٦۰	۳٤/۰٦	۱/۳۱	۵۷/۹۷*	۱/۱۹
$D_{it}^{underv} * DVT_{it}$	(۲)	–131/2	1/15	–106/83	۱/۱۸	–16/92	۱/۲۲	۲۲/۲۳	۱/۱۹
$SIZE_{it}$		–0/90	1/63	–1/50	۱/٦۲	0/91	۱/۸۲	۰/٥٤	۱/٦۳
MB_{it}		5/09**	1/33	5/12**	۱/۳٦	4/72**	۱/۳۸	۵/۳۰**	۱/۳٤
P/E_{it}		–0/05	۱/۱۸	0/19	۱/۱۸	–0/04	۱/۱۷	–۰/۰۵	۱/۱۷
$Risk_{it}$		۳/٤۱	۱/۱۰	3/11	۱/۱۰	2/98	۱/۱۱	٤/۱۳	۱/۱۱
آماره F		۲۸/۲۵**		۲۷/٤۸**		۲۵/۲٤**		۲۹/۵۹**	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/٤۹		۰/۵۰		۰/٤۸		۰/٤۸	
تفاوت ضرایب ۱و۲ (p-value)		(۰/۱۷)		(۰/۰۰۵)		(۰/۲۰)		(۰/٤۷)	

در جدول ۵ نتایج مربوط به آزمون فرضیه چهارم در قالب مدل ۴ گزارش شده است. این مدل به بررسی اثرات تعاملی متغیرهای وضعیت اهرم نسبت به اهرم بهینه و ارزش‌گذاری نادرست سهام بر رابطه انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام پرداخته و برای هر چهار سنجه اهرم بهینه به‌صورت جداگانه بررسی می‌شود. مدل بر اساس هر چهار سنجه اهرم بهینه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. نتایج نشان می‌دهد بر اساس هر چهار سنجه اهرم بهینه در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر از اهرم بهینه بوده و ارزش سهام در بازار کمتر از ارزش واقعی، ارزش‌گذاری شده است رابطه‌ای منفی بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام وجود دارد که این رابطه در هیچ‌یک از مدل‌ها معنادار نیست. در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر از اهرم بهینه است و سهام بیش از واقع ارزش‌گذاری شده است رابطه منفی بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام بر اساس سنجه‌های اهرم میانگین، میانگین متحرک و اهرم پیش‌بینی با رگرسیون وجود دارد که این

رابطه تنها بر اساس سنجه میانگین، معنادار است. در این شرکت‌ها بر اساس سنجه میانگین اهرم صنعت رابطه مثبت و معنادار بین این دو متغیر وجود دارد. در مورد شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است و سهام کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده است بر اساس سنجه اول رابطه‌ای منفی و معنادار بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام وجود دارد. در این شرکت‌ها بر اساس سایر سنجه‌ها رابطه‌ای معنادار بین این دو متغیر وجود ندارد. در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است و ارزش سهام در بازار بیش از ارزش واقعی است، بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام رابطه مثبت وجود دارد. این رابطه در مدل‌های مبتنی بر سنجه دوم و چهارم معنادار است. بررسی معناداری تفاوت ضرایب متغیرهای انحراف از اهرم بهینه در چهار دسته شرکت نیز به‌صورت زوجی در این جدول گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل ٤

متغیر		سنجه اول (LEV_A^*)		سنجه دوم (LEV_{MA}^*)		سنجه سوم (LEV_{Ind}^*)		سنجه چهارم (LEV_{Reg}^*)	
		ضریب	VIF	ضریب	VIF	ضریب	VIF	ضریب	VIF
$D_{it}^{overv} * D_{it}^{abov} * DVT_{it}$	(۱)	−۱۱٤/۷٤**	۱/۷۳	−٥/۸٦	۱/٤٤	٥۲/۲۰۰*	۱/٥٦	−۰/۸٥	۱/٤۷
$D_{it}^{underv} * D_{it}^{abov} * DVT_{it}$	(۲)	−۱۰۰/۲٥	۱/۱۱	−۳۰/۹۲	۱/۱٥	−۱٥/۰٥	۱/۱٥	−٤٤/۷۷	۱/۰۷
$D_{it}^{overv} * D_{it}^{belo} * DVT_{it}$	(۳)	۷۲/۸۹	۱/٥۳	۳۰۱/۱۸**	۱/۸۳	۱۰/۹۲	۱/٥۳	۱۲٦/۱٥**	۱/٤٥
$D_{it}^{underv} * D_{it}^{belo} * DVT_{it}$	(٤)	−۳۹۸/٦۸**	۱/۱۱	−۱۳٥/۱۲	۱/۱٦	−۱٤/۲۲	۱/۱٥	۱۰٤/۲۱	۱/۳۳
$SIZE_{it}$		−٥/۰٦	۱/۷۲	−۳/٥۲	۱/٦٥	۱/۸۸	۱/۸٦	−٥/۸۹	۱/۸٤
MB_{it}		۳/٤۰*	۱/٤۳	۳/۷٦**	۱/٤٤	٥/۰٦**	۱/٤۱	٥/۰۸**	۱/۳٦
P/E_{it}		-0/05	۱/۱۸	−۰/۰۱	۱/۲۱	−۰/۰٥	۱/۱۷	−۰/۰٦	۱/۱۷
$Risk_{it}$		۲/٤۸	۱/۱۱	۳/۱۸	۱/۱۰	۳/۱٤	۱/۱۱	۳/۳٦	۱/۱۲
آماره F		۲۸/٤۹**		۲٦/۹۲**		۲٤/۲٥**		۲۷/۰۱**	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/٥۰		۰/٥۲		۰/٤۸		۰/٥۰	
تفاوت ضرایب (p-value):									
۱ و ۲		(۰/۸۷)		(۰/۸٤)		(۰/۱٤)		(۰/٥۰)	
۱ و ۳		(۰/۰۲)		(۰/۰۰۰۸)		(۰/۰۹)		(۰/۰۰۲)	
۱ و ٤		(۰/۰۸)		(۰/۳٦)		(۰/٤۲)		(۰/۱۰)	
۲ و ۳		(۰/۱۰)		(۰/۰۲)		(۰/٥٥)		(۰/۰۱)	
۳ و ٤		(۰/۰۰۸)		(۰/۰۰۲)		(۰/۸٦)		(۰/٦۹)	
۲ و ٤		(۰/۱۰)		(۰/٥٦)		(۰/۹۹)		(۰/۱۰)	

نتیجه‌گیری و بحث

پژوهش حاضر در قالب چهار فرضیه به بررسی رابطه انحراف اهرم از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام می‌پردازد. به‌منظور بررسی دقیق‌تر این رابطه از مفاهیم نظریه‌های توازن و موقعیت سنجی بازار نیز استفاده‌شده است. در ادبیات پژوهش سنجه‌های مختلفی برای اندازه‌گیری اهرم بهینه وجود دارد که استفاده از هر یک از آن‌ها می‌تواند منجر به نتایج متفاوت شود. برای اینکه نتایج پژوهش تحت تأثیر نحوه اندازه‌گیری اهرم بهینه قرار نگیرد، از چهار سنجه میانگین اهرم شرکت، میانگین متحرک اهرم شرکت، میانگین اهرم صنعت و اهرم پیش‌بینی با رگرسیون استفاده‌شده و هر یک از فرضیه‌ها بر اساس سنجه‌های مختلف اهرم بهینه آزمون شده‌اند. فرضیه اول پژوهش به بررسی وجود رابطه بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام می‌پردازد. نتایج حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام و تائید فرضیه است. به این معنی که با فاصله گرفتن اهرم از اهرم بهینه، بازده غیرعادی سهام افزایش می‌یابد. این مطلب برخلاف یافته‌های گرین و همکاران (۱۹۹۶) و گینر و ریورت (۲۰۰۱) است که نشان دادند برای بازار، انحراف اهرم از اهرم بهینه مطلوب نیست و به آن پاداش نمی‌دهد. با استناد به نظریه توازن و با تکیه بر این مطلب که هزینه‌های انحراف اهرم از اهرم بهینه در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر از اهرم بهینه است بیشتر از این هزینه در شرکت‌هایی است که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است، فرضیه دوم پژوهش تدوین شد. در این فرضیه تأثیر وضعیت اهرم نسبت به اهرم بهینه (بالاتر و پایین‌تر از اهرم بهینه) بر رابطه انحراف اهرم از اهرم بهینه با بازده غیرعادی انباشته سهام بررسی شد. نتایج حاکی از تائید این فرضیه بوده و نشان داد در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است، هر چه اهرم کمتر شده و از اهرم بهینه فاصله گیرد، بازده غیرعادی افزایش خواهد یافت. در مقابل در شرکت‌هایی که اهرم بالاتر از اهرم بهینه است، با افزایش اهرم و فاصله گرفتن از اهرم بهینه بازده غیرعادی افزایش نخواهد یافت. این یافته می‌تواند مؤید نظریه توازن باشد که بر اساس آن در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است در مقایسه با شرکت‌های دسته مقابل، هزینه‌های انحراف از اهرم بهینه کمتر است (بی‌ین، ۲۰۰۸)، بنابراین مشارکت‌کنندگان بازار کاهش اهرم نسبت به اهرم بهینه را (به افزایش اهرم نسبت به اهرم بهینه) ترجیح داده و آثار این کاهش در قیمت متبلور خواهد شد. این یافته نیز برخلاف یافته‌های گرین و همکاران (۱۹۹۶) و گینر و ریورت (۲۰۰۱) است که نشان دادند هیچ نوع انحرافی از اهرم بهینه (اعم از مثبت یا منفی) برای مشارکت‌کنندگان بازار مطلوب نیست. در فرضیه سوم با استناد به نظریه موقعیت سنجی بازار، رابطه انحراف اهرم از اهرم بهینه با بازده غیرعادی سهام در

شرکت‌هایی که سهام آن‌ها در بازار نادرست ارزش‌گذاری شده است، بررسی شد. زمانی که از سنجه میانگین متحرک به‌عنوان اهرم بهینه استفاده شود، این فرضیه تائید شده اما به‌کارگیری سایر سنجه‌های اهرم بهینه منجر به رد این فرضیه خواهد شد. تائید این فرضیه به این معنی است که در شرکت‌هایی که سهام آن‌ها بیش از واقع ارزش‌گذاری شده است، با فاصله گرفتن اهرم از اهرم بهینه بازده غیرعادی افزایش خواهد یافت اما در شرکت‌هایی که سهام کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده است، رابطه مشابه حاکم نیست. بر اساس نظریه موقعیت سنجی بازار، در شرکت‌هایی که سهام آن‌ها در بازار بیش از واقع ارزش‌گذاری شده است، هزینه‌های تعدیل اهرم به سمت اهرم بهینه کمتر بوده و این شرکت‌ها سریعتر به سمت اهرم بهینه حرکت خواهند کرد (وار و همکاران، ۲۰۱۲). تعدیل سریع اهرم به سمت اهرم بهینه می‌تواند دلیل خوش‌بینی مشارکت‌کنندگان بازار و افزایش بازده غیرعادی سهام باشد. در فرضیه چهارم اثرات تعاملی موقعیت اهرم نسبت به اهرم بهینه و ارزش‌گذاری نادرست سهام بر رابطه انحراف از اهرم بهینه با بازده غیرعادی انباشته سهام بررسی شد. نتایج نشان داد در شرکت‌هایی که سهام آن‌ها در بازار بیش از واقع ارزش‌گذاری شده و اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است در مقایسه با شرکت‌هایی که سهام آن‌ها بیش از واقع ارزش‌گذاری شده اما اهرم بالاتر از اهرم بهینه است، رابطه انحراف از اهرم بهینه با بازده غیرعادی سهام به‌صورت معناداری متفاوت است. در شرکت‌های دسته اول با کاهش اهرم و فاصله گرفتن از اهرم بهینه، بازده غیرعادی سهام افزایش خواهد یافت، درحالی‌که در شرکت‌های دسته دوم با افزایش اهرم و فاصله گرفتن از اهرم بهینه، بازده غیرعادی سهام کاهش می‌یابد. به‌علاوه نتایج آزمون این فرضیه بر اساس سنجه‌های اول و دوم اهرم بهینه نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه بوده و سهام بیش از واقع ارزش‌گذاری شده است در مقایسه با شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه بوده اما سهام کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده است، رابطه انحراف از اهرم بهینه با بازده غیرعادی انباشته سهام تفاوت معناداری دارند. در شرکت‌های دسته اول با کاهش اهرم و فاصله گرفتن از اهرم بهینه، بازده غیرعادی انباشته افزایش خواهد یافت درحالی‌که در شرکت‌های دسته دوم این رابطه حاکم نیست. بررسی نتایج برازش مدل‌ها بر اساس سنجه‌های مختلف اهرم بهینه نشان می‌دهد که به‌کارگیری سنجه های میانگین متحرک اهرم شرکت و اهرم پیش‌بینی با رگرسیون به‌عنوان اهرم بهینه منجر به نتایجی خواهد شد که سازگاری بیشتری با ادبیات پژوهش دارد؛ اما به‌کارگیری سنجه میانگین اهرم صنعت به‌عنوان اهرم بهینه، باعث می‌شود رابطه بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام

مطابق با پیش‌بینی نظریه‌های ساختار سرمایه نباشد. این مطلب خود مؤید ضرورت به‌کارگیری سنجه‌های مختلف اهرم بهینه در پژوهش حاضر است.

یافته‌های پژوهش حاضر می‌تواند هم‌راستا با نتایج پژوهش رامشه و قره‌خانی (۱۳۹۷) باشد که نشان دادند در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از بهینه بوده و سهام بیش از واقع ارزش‌گذاری شده است، سرعت تعدیل اهرم به سمت اهرم بهینه بالاست. به‌عبارت‌دیگر تعدیل سریعتر اهرم به سمت اهرم بهینه و پر کردن فاصله تا اهرم بهینه می‌تواند یکی از دلایل خوش‌بینی مشارکت‌کنندگان بازار و افزایش بازده غیرعادی باشد. پژوهش‌های انجام‌شده در ایران عمدتاً به بررسی رابطه اهرم و بازده سهام پرداخته و پژوهشی مشابه در این حوزه انجام نشده است. نتایج پژوهش خواجوی و همکاران (۱۳۸۹) نشان داد اهرم مالی با بازده غیرعادی انباشته رابطه‌ای معنادار ندارد. خدامی‌پور و همکاران (۱۳۹۲) دریافتند بین ساختار سرمایه و بازده غیرعادی سهام ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. دارابی (۱۳۹۵) نشان داد بین اهرم دفتری و بازده غیرعادی انباشته رابطه معکوس و معنادار وجود دارد اما بین اهرم بازار و بازده غیرعادی رابطه معناداری وجود ندارد. نتایج این پژوهش‌ها می‌تواند مشابه بخشی از یافته‌های پژوهش حاضر مبنی بر وجود رابطه مثبت بین انحراف از اهرم بهینه و بازده غیرعادی انباشته سهام در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است، باشد.

یافته‌های پژوهش حاضر مبنی بر اینکه عکس‌العمل منفی بازار به افزایش اهرم نسبت به اهرم بهینه حتی در شرکت‌هایی که ارزشی بیش از ارزش ذاتی برای آن‌ها متصور است، می‌تواند نشان‌دهنده اهمیت اهرم بهینه باشد. در این رابطه مسئولین ذی‌ربط می‌بایست ضمن متنوع سازی ابزارهای تأمین مالی، زمینه دستیابی شرکت‌ها به سطح اهرم بهینه را فراهم سازند. از دیگر یافته‌های این پژوهش آن است که کاهش اهرم و فاصله گرفتن از اهرم بهینه در شرکت‌هایی با اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه، همواره منجر به افزایش بازده غیرعادی سهام نخواهد شد بلکه وضعیت ارزش‌گذاری سهام شرکت در بازار نیز عاملی مهم در این راستا است. در شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تر از اهرم بهینه است، اگر سهام شرکت در بازار کمتر از واقع ارزش‌گذاری شده باشد، کاهش اهرم و فاصله گرفتن آن از اهرم بهینه منجر به افزایش بازده غیرعادی سهام نخواهد شد. این نتایج ضمن تائید اهمیت اهرم بهینه، بر سایر جنبه‌های وضعیت شرکت به‌عنوان عواملی مهم در تصمیم‌گیری مشارکت‌کنندگان بازار تأکید می‌کند که می‌تواند در پژوهش‌های آتی موردبررسی قرار گرفته و مدیران را جهت بهره‌برداری بیشتر از بازار سرمایه یاری نماید.

منابع

- اصولیان، محمد؛ کر، آیجمال. (۱۳۹۶).«پیش‌بینی اهرم مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به کمک مدل‌های شبیه‌سازی» ، *تحقیقات مالی*،۱۹(۱)، صص. ۱-۲۲.
- اصولیان، محمد؛ باقری، الهام. (۱۳۹۵).«بررسی تأثیر جریان وجوه نقد بر شکاف میان نسبت اهرم واقعی و بهینه»، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۳(۳)، صص. ۳۱۱-۳۳۲.
- حقیقی‌طلب، بهاره؛ عباس‌زاده، محمد رضا؛ صالحی، مهدی. (۱۳۹۷).«بررسی آثار تعاملی وضعیت مالی شرکت و ویژگی‌های صنعت در تعدیل ساختار سرمایه»، *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۶(۴)، صص. ۱۹-۲.
- خدامی پور، احمد؛ هوشمند زعفرانیه، رحمت اله؛ خانی، محمدرضا. (۱۳۹۲).«اثر ساختار سرمایه بر بازده غیر عادی آتی سهام با در نظر گرفتن سطح تمرکز در صنعت»، *راهبرد مدیریت مالی*، ۱(۳)، صص. ۱۳۱-۱۴۶.
- خواجوی، شکراله؛ ولی پور، هاشم؛ حاکمی ، بهروز. (۱۳۸۹)« بررسی تأثیر ساختار سرمایه بر بازده غیر عادی انباشته در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران«، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۳(۵)، صص. ۵۳-۶۵.
- دارابی، رویا. (۱۳۹۵).«بررسی رابطه میان ساختار سرمایه و بازده غیر عادی (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران)»، *راهبرد مدیریت مالی*، ۴(۱۲)، صص. ۷۷-۱۰۲.
- رامشه، منیژه؛ قره‌خانی ، محسن. (۱۳۹۶).«بررسی رفتار اهرم در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار»، ۱۰(۳۷)، صص. ۶۷-۹۹.
- رامشه، منیژه؛ قره‌خانی ، محسن. (۱۳۹۷). «سرعت تعدیل اهرم در بورس اوراق بهادار تهران»، *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۲۲، صص. ۱۱۳-۱۳۴.
- ولی زاده لاریجانی، اعظم؛ اثنی عشری ، حمیده. (۱۳۹۶).«ساختار سرمایه و سرعت تعدیل آن در چرخه عمر شرکت و نقش سودآوری»، *راهبرد مدیریت مالی*، ۵(۱۹)، صص. ۶۹-۹۲.
- Badertscher, Brad A. (2011). "Overvaluation and the Choice of Alternative Earnings Management Mechanisms". *The Accounting Review*, 86(5), pp.1491-1518.
- Bhandari, Laxmi Chand. (1988). "Debt equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence". *Journal of Finance*, Vol.43, pp.507–528.
- Byoun, Soku. (2008). "How and when do firms adjust their capital structures toward targets? "*Journal of Finance*, 63(6), pp.3069-3096.
- Byoun, Soku. & Rhim, Jong. (2005). "Tests of the pecking order theory and the tradeoff theory of optimal capital structure". *The Global Business and Finance Review*, Vol .10, pp. 1−20.

- Chang, Xin. & Dasgupta, Sudipto. (2009). "Target behavior and financing: How conclusive is the evidence? "*Journal of Finance*, Vol .64, pp. 1767–1796.
- Chen, Long. & Zhao, X. (2007). "Mechanical mean reversion of leverage ratios". *Economic Letters*, 95(2), pp. 223–229.
- Chen, Long. & Zhao, X. (2006). "On the relation between the market-to-book ratio, growth opportunity, and leverage ratio". *Finance Research Letters*, 3(4), pp.253-266.
- Chung, Y. Peter. Seung Na, Hyun. & Smith, Richard lester. (2013). "How Important Is Capital Structure Policy to Firm Survival?" .*Journal of Corporate Finance*, Vol.22, pp.83–103.
- Darabi, Roya. (2016). "The Investigation of the Relationship between Capital Structure and Abnormal Returns (Evidence from Tehran Stock Exchange)". *Journal of Financial Management Strategy*, 4(1), pp.77-102. (In Persian)
- DeAngelo, Harry. & Roll, Richard. (2015). "How Stable Are Corporate Capital Structures?" .*The Journal of Finance*, 70(1), pp. 373-418.
- Dimitrov, Valentin. & Jain, Prem. C. (2008)."The value relevance of changes in financial leverage beyond growth in assets and GAAP earnings". *Journal of Accounting, Auditing and Finance, spring*, pp. 191–222.
- D' Mello, Ranjan. & Farhat, Joseph. B. (2008). "A comparative analysis of proxies for an optimal leverage ratio". *Review of Financial Economics*, 17(3), pp. 213-227.
- Fama, Eugene. F. & French, Kenneth. R. (2005). "Financing Decisions, Who Issues Stock?" *Journal of Financial Economics*, 76(3), pp.545-512.
- Flannery, Mark. J. and Rangan, Kasturi. P. (2006). "Partial Adjustment toward Target Capital Structures". *Journal of Financial Economics*, 79(3), pp.469-506.
- Frank, Murray. & Shen, Tao. (2014). "Common factors in corporate capital structures". *Working paper*, University of Minnesota.
- Giner, Begona. & Reverte, Carmelo. (2001). "Valuation implications of capital structure: a contextual approach", *European Accounting Review*, 10(2), pp. 291–314.
- Green, J. Peter. Stark, Andrew W. & Thomas, Hardy M. (1996). "UK evidence on the market valuation of research and development expenditures", *Journal of Business Finance and Accounting*, 23(2), pp. 191–216.
- HaghighiTalab, B. Abbaszadeh, M. R. and Salehi, M. (2018)."The Effect of Firm Financial Position and Industry Characteristics on Capital Structure Adjustment". *Asset Management and Financing*, 6(4), pp.19-42. (In Persian)
- Hamada, RS. (1972). "The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks". *Journal of Finance*, 27(2): 435–452.

- Korajczyk, R. and Levy, A. (2003). "Capital structure choice: Macroeconomic conditions and financial constraints". *Journal of Financial Economics*, 68(1), pp. 75−109.
- Khajavi, SH. Valipor, H. and Hakami, B. (2010). "Analysis of the relationship capital structure and cumulative abnormal returns (case study: Tehran Securities Exchange)". *Financial Knowledge of Security Analysis (Financial studies)*, 3(5), pp.35-65. (In Persian)
- khodamipour, A. Houshmand zahferanieh, R. and Khani, V.M.R. (2014). "The effect of capital structure on stock futures Abnormal returns with regard to the level of concentration in the industry". *Journal of Financial Management Strategy*, 1(3), pp.131-146. (In Persian)
- Korteweg, A. (2010). "The net benefits to leverage". *Jounal of Finance*, 65(6), pp. 2137–2170.
- Lemmon, M. Roberts, M. and Zender, J. (2008). "Back to the Beginning: Persistence and the Cross-Section of Corporate Capital Structures". *Journal of Finance*, Vol 63, pp.1575-1608.
- Liao, L-K. Mukherjee, T. and Wang, w. (2015). "Corporate Governance and Capital Structure Dynamics: An Empirical Study". *The Journal of Financial Research*, 38(2), pp. 169–191.
- Masulis, R. (1983). "The impact of capital structure change on firm value: some estimates", *Journal of Finance*, 38(1), pp. 107–26.
- Miller, M. Rock, K. (1985). "Dividend policy under asymmetric information", *Journal of Finance*, Vol. 40, pp. 1031–51.
- Modigliani, F. Miller, MH. (1958). "The cost of capital, corporation finance and the theory of investment". *American Economic Review*, 48(3), pp.261–297.
- Muradoglu, G. Sivaprasad, S. (2012). "Capital structure and abnormal returns".*international business review*, Vol.21, pp.328-341.
- Ohlson, J. (1995). "Earnings, book values and dividends in equity valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11(2), pp. 661–87.
- Osoolian, M. and Kor, Aijaml. (2017). "Forcasting the leverage listed companies in Tehran Stock Exchange with the help of simulating models". *Financial Research Journal*, 19(1), pp. 1-22. (In Persian)
- Osoolian, M. and Bagheri, E. (2016). "A Study on the Effect of Cash Flows on the Gap between the Actual Leverage and Optimal Financial Leverage Ratio". *Journal of Accounting and Auditing Review*, 23(3), pp. 311-332. (In Persian)
- Öztekin, Ö. (2015). "Capital Structure Decisions around the World: Which Factors are Reliably Important?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(3), pp.301-323.
- Ramsheh, M. and Gharakhani, M. (2018). "Leverage Behavior in Tehran Stock Exchange". *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 37(10), pp. 67-99. (In Persian).

- Ramsheh, M. and Gharakhani, M. (2018). "Leverage adjustment Speed of listed companies in Tehran Stock Exchange". *Perspective of financial management*, 22, pp.113-134. (In Persian)
- Ross, S.A. (1977). "The determination of financial structure: the incentive-signallingapproach".*The Bell Journal of Economics*, 8(1), pp. 23–40.
- Shyam-Sunder, L. and Myers, S. C. (1999). "Testing static trade off against pecking order models of capital structure". *Journal of Financial Economics*, 51(2), pp. 219−244.
- Smith, D.J. Chen. J. and Anderson, H. D. (2015). "The influence of firm financial position and industry characteristics on capital structure adjustment". *Accounting and Finance*, 55 (4), pp. 1135-1169.
- Valizade Larijani, A. and Esnaashari, H. (2018). "Capital structure and its adjustment speed in firm's life cycle and the role of profitability". *Journal of Financial Management Strategy*, 5(4), pp.69-92. (In Persian)
- Warr, R. S. Elliott, W. B. Koeter-Kant, J. and Oztekin, O. (2012). "Equity Mispricing and Leverage Adjustment Costs".*Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(3), pp. 589-616.
- Wojewodzki, M. Poon, W.P.H. and Shen, J. (2017). "The Role of Credit Ratings on Capital Structure and its Speed of Adjustment: An International Study". *The European Journal of Finance*, 24(9), pp. 735-760.

راهبرد مدیریت مالی

سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۱۸۶-۱۵۷

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۱۰
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۷/۱۱/۲۲
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۱۱/۲۳

مقاله پژوهشی

الگویی برای شناسایی عدم اطمینان و افزایش انعطاف در تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای با رویکرد اختیار سرمایه‌گذاری (مطالعه موردی: نیروگاه برق فتوولتاییک جنوب اصفهان)[1]

محمد مشهدی زاده[2]، محسن دستگیر[3]، سهیل سلحشور[4]

چکیده

ارزیابی اقتصادی پروژه‌های سرمایه‌گذاری با توجه به عدم اطمینان حاکم بر شرایط مالی آن‌ها نیازمند تفکر جدیدی تحت عنوان نظریه اختیار سرمایه‌گذاری است تا نقایص روش‌های سنتی بودجه‌بندی سرمایه‌ای، ازجمله ایستا بودن و در نظر نگرفتن عدم اطمینان را پوشش دهد. بر اساس نظریه مذکور، در این پژوهش الگویی جهت شناسایی و رتبه‌بندی عدم اطمینان‌های محیطی و انعطاف‌ها یا اختیارات مدیریتی مؤثر بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، در یک نیروگاه برق فتوولتاییک در اصفهان، ارائه گردید. برای این منظور ابتدا به روش پیمایشی عوامل عدم اطمینان این نیروگاه از دیدگاه یک نمونه ۳۶ نفره از خبرگان، به روش تحلیل عاملی اکتشافی شناسایی و ضریب اهمیت هر یک بر منافع و مخارج نیروگاه با استفاده از فرآیند تحلیل سلسله مراتبی فازی مشخص شد. سپس نقش این اختیارات بر ارزش پروژه به روش رگرسیون خطی مورد آزمون قرار گرفت. ابزار جمع‌آوری اطلاعات در این پژوهش دو پرسشنامه محقق‌ساز بود که روایی و پایایی هرکدام با استفاده از شاخص لاوشه و ضریب آلفای کرونباخ تائید گردید. نتایج حاکی از تأثیر عوامل عدم اطمینان بر محیط سرمایه‌گذاری و وجود رابطه معنی‌دار بین به‌کارگیری انعطاف‌ها و اختیارات سرمایه‌گذاری با افزایش ارزش سرمایه‌گذاری در این نیروگاه است. ضمن آنکه خبرگان، تأثیر به‌کارگیری اختیارات گسترش، صبر و واگذاری را جهت افزایش انعطاف‌پذیری تصمیمات سرمایه‌گذاری در این نیروگاه مثبت ارزیابی نمودند.

واژه های کلیدی: بودجه‌بندی سرمایه‌ای، اختیار سرمایه‌گذاری، عدم اطمینان، منطق فازی.
طبقه‌بندی موضوعی: C02, G11,G31

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.22744.1827

۲. دانشجوی دکتری مدیریت دولتی- مالی، واحد اصفهان(خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. Email:moh.msh49@gmail.com

۳. استاد گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. نویسنده مسئول، Email:Dastmw@yahoo.com

٤. استادیار گروه ریاضی، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، مبارکه، ایران. Email:soheilsalahshour@mau.ac.ir

مقدمه

در عصر حاضر، افزایش پیچیدگی و همچنین پویایی شرایط حاکم بر فعالیت‌های اقتصادی و مالی و به دنبال آن افزایش ریسک تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاری و یا تأمین مالی پروژه‌ها در شرایط عدم اطمینان و نوسان پارامترهای اقتصادی، لزوم بازنگری در روش‌های ارزیابی اقتصادی را ضروری ساخته است. به‌طورکلی روش‌های ارزیابی اقتصادی پروژه‌ها به دودسته‌ی روش‌های سنتی و جدید تقسیم می‌شوند. روش‌های سنتی بودجه‌بندی سرمایه‌ای[1] شامل شاخص‌های مبتنی بر تنزیل جریان‌های نقدی[2] (DCF) نظیر خالص ارزش فعلی[3] (NPV)، نرخ بازده داخلی[4] (IRR) و شاخص سودآوری[5] (PI) و روش‌های مبتنی بر عدم تنزیل جریان‌های نقدی، مانند دوره بازگشت سرمایه[6] و میانگین نرخ بازده حسابداری، به هنگام رویارویی با عدم اطمینان و نوسان محیط اقتصادی، کفایت خود را از دست می‌دهند؛ بنابراین به‌عنوان شاخص‌های مالی مشترک بین شرکت‌ها و علیرغم سادگی محاسباتی، بدون توجه به عدم اطمینان حاکم بر محیط پروژه و انعطاف‌پذیری مدیریت در تصمیم‌گیری‌ها و درنهایت ارزش اضافی حاصل از اختیارات مدیریتی، تصویر ثابتی از وقایع آینده ارائه و در برخورد با عدم اطمینان بالا و پیچیدگی‌های زیاد محیط، از دقت و کفایت لازم برخوردار نیستند (فانی و همکاران،۱۳۹۱).

براین اساس و در پاسخ به نیازهای جدید، حدود سه دهه است که بودجه‌بندی سرمایه‌ای پروژه‌ها از دیدگاه نظریه جدید اختیارات سرمایه‌گذاری[7] (ROT) موردتوجه قرارگرفته تا نقایص روش‌های تنزیل جریان‌های نقدی را برطرف نماید.

در رویکرد اختیار سرمایه‌گذاری[8]، مسیرهای مختلفی برای تصمیم‌گیری در نظر گرفته می‌شود تا انعطاف‌پذیری کافی را برای تصمیم‌گیری‌های مدیریتی در محیط‌های نامطمئن فراهم آورد (دستگیر،۱۳۸۷). این رویکرد به علت در نظر گرفتن انعطاف بیشتر در تصمیمات راهبردی بودجه‌بندی سرمایه‌ای، باعث بالا بردن ارزش سرمایه‌گذاری می‌شود (مایرز[9]،۱۹۷۷؛ دیویس و

---

1 . Capital Budgeting
2 . Discounted Cash Flows (DCF)
3 . Net Present Value (NPV)
4 . Internal Rate of Return (IRR)
5 . Profitability Index (PI)
6 . Payback Period (PP)
7 . Real Options Theory (ROT)
8 . Real Option Approach
9 . Myers

اون[1]،۲۰۰۳). به‌طورکلی مزیت این رویکرد نسبت به روش‌های سنتی به هنگام تحلیل تصمیمات استراتژیک سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان، خود را نشان می‌دهد.

بدین ترتیب عدم اطمینان و انعطاف اصل و اساس رویکرد اختیار سرمایه‌گذاری در تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای پروژه‌ها است؛ بنابراین یکی از ملزومات مهم این روش شناسایی عوامل عدم اطمینان حاکم بر محیط سرمایه‌گذاری و همچنین شناسایی انعطاف‌ها و اختیارات متناسب با ماهیت پروژه‌های سرمایه‌گذاری است که با اظهار تأسف از سوی پژوهشگران به دست فراموشی سپرده می‌شود. این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که چگونه این عوامل عدم اطمینان و نوع اختیارات مناسب با هر پروژه سرمایه‌گذاری را باید شناسایی و جهت استفاده برای ارزیابی اقتصادی پروژه‌های سرمایه‌گذاری با رویکرد نوین اختیار سرمایه‌گذاری بکار برد؟

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

اختیار سرمایه‌گذاری

اختیار سرمایه‌گذاری، رویکردی نظام‌مند است که در آن با استفاده از نظریه مالی، تحلیل اقتصادی، تحقیق در عملیات، علم آمار، مدل‌سازی اقتصادسنجی و همچنین نظریه اختیار، در فضای تصمیم‌گیری پویا و همچنین محیط‌های تجاری نامطمئن، ارزش‌گذاری دارایی‌ها اعم از فیزیکی و مالی و هزینه‌یابی پروژه‌های اقتصادی، کاربرد می‌یابد (مان[2]، ۲۰۰۶؛ ذکاوت، ۱۳۸۸).

وجود اختیارات سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان توجیه داشته و هر چه عدم اطمینان بیشتر باشد، ارزش اختیارات و یا انعطاف‌پذیری نیز بیشتر است. به بیان دقیق‌تر، ارزش ناشی از انعطاف‌پذیری با میزان عدم اطمینان متغیرهای تابع ارزش پروژه، رابطه مستقیم دارد. این امر باعث بروز تفاوت میان دیدگاه اختیار سرمایه‌گذاری و دیدگاه سنتی در مواجه با عدم اطمینان می‌شود. انواع انعطاف‌پذیری رایج در پروژه‌های سرمایه‌گذاری عبارت‌اند از: اختیار درنگ در سرمایه-گذاری یا اختیار صبر[3]، اختیار خروج از پروژه و رها کردن[4] آن، اختیار توسعه[5] و اختیار مرکب[6] که ترکیبی از انواع دیگر اختیار است (فانی و همکاران،۱۳۹۱).

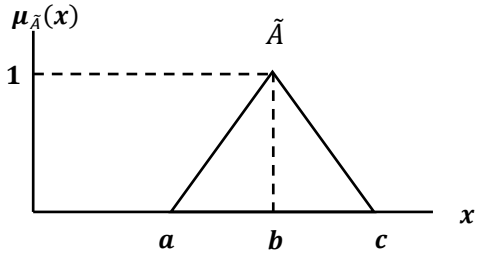
---

1 . Davis and Owens
2 . Mun
3 . Option to Defer
4 . Abandonment Option
5 . Expansion Option
6 . Compound Option

منطق فازی

منطق فازی[1]، یک منطق چند ارزشی در ریاضیات است که در مقابل منطق ارسطویی صفر- یک قرار داشته و به‌عنوان یک جهان‌بینی جدید با نیازهای دنیای پیچیده و سرشار از عدم اطمینان امروز سازگارتر از منطق ارسطویی است. زمانی که پیچیدگی سیستمی زیاد و داده‌ها ناکافی یا مبهم و غیرصریح باشند، منطق فازی بهترین ابزار برای مدل‌سازی و به تصویر کشیدن ابهام و عدم اطمینان، خواهد بود. (عطایی،۱۳۸۹). اعداد فازی مجموعه‌هایی هستند که برای توصیف مفاهیمی نظیر « تقریباً» و «در حدود» و «نزدیک به هم» استفاده می‌شوند. مهم‌ترین این اعداد، اعداد فازی مثلثی[2] است که با ۳ عنصر به‌صورت $\tilde{A} = (a, b, c)$ معرفی می‌شوند، نمایش هندسی و تابع عضویت چنین عددی عبارت است از: (آذر و رجب‌زاده،۱۳۹۱)

$$\mu_{\tilde{A}}(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \dfrac{x-a}{b-a} & a \le x \le b \\ \dfrac{c-x}{c-b} & b \le x \le c \\ 0 & x > c \end{cases}$$



داده‌های مالی به طرق مختلف در زمان‌های مختلف توسط افراد مختلف با معیارهای متفاوتی گردآوری می‌شوند، لذا برخورد قطعی با چنین داده‌هایی منطقی به نظر نمی‌رسد. پس نوعی عدم اطمینان در بیان این داده‌ها وجود دارد. یکی از پرکاربردترین روش‌ها برای بیان داده‌های واقعی بر اساس عدم اطمینان، استفاده از مفهوم داده‌های فازی مثلثی است که با ساختار واقعی انطباق بیشتری دارد. با انتخاب چنین داده‌هایی در محاسبات فازی، با خطای کمتری مواجه خواهیم شد. در ادبیات بودجه‌بندی سرمایه‌ای، هدف منطق فازی مواجهه با عدم اطمینان داده‌های مالی در آینده پروژه‌های سرمایه‌گذاری است.

مایرز نخستین کسی بود که بین اختیار مالی و سرمایه‌گذاری‌های واقعی مقایسه به عمل آورد. وی به این نتیجه رسید که نظریه قیمت‌گذاری اختیار، برای سرمایه‌گذاری‌های غیرمالی و دارایی‌های واقعی نیز کاربرد دارد و برای تمییز اختیارهای روی دارایی‌های واقعی از اختیارهای

---

1 . Fuzzy Logic
2 . Triangular

مالی قابل معامله در بازار، از اصطلاح اختیار سرمایه‌گذاری استفاده کرد که در محافل دانشگاهی و بازار نیز موردپذیرش قرار گرفت (مایرز،۱۹۷۷).

تریجورجیس[1] (۱۹۹۶) تحقیقات پراکنده قبل از خود در ارتباط با اختیار سرمایه‌گذاری را جمع‌آوری و تکنیک‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای را بازبینی و روشی را برای ارزشیابی این اختیار به‌منظور اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری در تصمیمات سرمایه‌گذاری بنا نهاد. به اعتقاد وی عدم اطمینان ناشی از منابع داخلی و خارجی پروژه و انعطاف‌پذیری در تصمیم، مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده ارزش اختیار سرمایه‌گذاری به شمار می‌روند (سینایی و هاشمی،۱۳۹۲).

از ابتدای قرن حاضر پژوهش‌های زیادی در ارتباط با کاربرد نظریه اختیار در بودجه‌بندی سرمایه‌ای به‌ویژه در شرایط عدم اطمینان به کمک منطق فازی به‌عنوان یک رویکرد ریاضی نیرومند جهت پوشش بهتر پویایی‌ها و عدم اطمینان‌های محیط سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بزرگ صنعتی انجام پذیرفت که به برخی از آن‌ها اشاره خواهد شد.

کارلسون و فولر[2] (۲۰۰۵) برای اولین بار با استفاده از منطق فازی در فرم بسته بلک شولز، پروژه‌های سرمایه‌گذاری شرکت مخابرات[3] NTI را پس از شناخت عدم اطمینان‌های حاکم بر محیط این پروژه‌ها، ارزیابی و به تعیین زمان بهینه اعمال اختیار سرمایه‌گذاری پرداختند و نتیجه گرفتند که پیاده‌سازی مدل آن‌ها به درک بهتر تصمیمات استراتژیک نزد مدیران، انعطاف بیشتر در تصمیم‌گیری‌ها و کنترل دقیق‌تر عدم اطمینان‌های حاکم بر محیط سرمایه‌گذاری پروژه‌های مخابراتی در کشورهای اروپایی، منجر خواهد شد.

لازو[4] و همکارانش (۲۰۰۷) از روش شبیه‌سازی مونت کارلو[5] به کمک اعداد فازی مثلثی برای ارزش‌گذاری اختیار گسترش یک میدان نفتی در کشور برزیل استفاده نمودند. نتایج برجسته مدل آن‌ها نسبت به ارزش‌گذاری غیر فازی اختیار گسترش باعث شد که این پژوهشگران مدل پیشنهادی خود را علیرغم پیچیدگی محاسباتی آن، به‌عنوان رویکردی مناسب در برخورد با عدم اطمینان‌های حاکم بر محیط سرمایه‌گذاری پروژه‌های نفتی برزیل، معرفی نمایند.

---

1 . Trigeorgis
2 . Carlsson and Fuller
3 . Nordic Telecom Inc
4 . Lazo
5 . Monte-Carlo Simulation

کولان[1] و همکارانش (۲۰۰۹) از دانشگاه فنلاند ضمن تمایز بین عوامل ریسک و عدم اطمینان و طبقه‌بندی هرکدام، یک مدل فازی برای ارزشیابی اختیار سرمایه‌گذاری ارائه نمودند. بر اساس این مدل استفاده از اعداد فازی می‌تواند به ارزشیابی اختیار در صنایع، کنترل عدم اطمینان‌های بازار و انعطاف‌پذیری مدیران، کمک زیادی بنماید.

لوئیز[2] و همکاران (۲۰۱۲) از رویکرد اختیار سرمایه‌گذاری برای ارزیابی اقتصادی مزارع بادی در اسپانیا استفاده کردند. قیمت برق و یارانه‌های دولتی را تابع یک فرآیند تصادفی در نظر گرفته و به کمک روش شبیه‌سازی مونت کارلو اختیار را ارزش‌گذاری و عوامل عدم اطمینانی چون یارانه‌های دولتی، نوسان قیمت برق و زمان انقضا اختیارات را جزو مهم‌ترین پارامترهای غیرقطعی مؤثر بر اختیار سرمایه‌گذاری در مزارع بادی اسپانیا، شناسایی کردند.

شین[3] (۲۰۱۴) از منطق اعداد فازی برای ارزش‌گذاری اختیار سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان برای نیروگاه‌های برق بادی تایوان استفاده کرد. وی متغیرهای عدم اطمینان را به‌صورت فازی وارد مدل بلک شولز نمود و ضمن ارزیابی اختیار سرمایه‌گذاری نتیجه گرفت که منطق فازی به‌خوبی می‌تواند عدم اطمینان محیط سرمایه‌گذاری این پروژه‌ها را پوشش داده و ارزش بیشتری را نسبت به ارزش‌گذاری در حالت غیر فازی، فراهم سازد.

کروک و نیکولینا[4] (۲۰۱۶) ارزیابی اقتصادی پروژه‌های پر ریسک نفت و گاز در دریای آرکتیک روسیه را با روش اختیار سرمایه‌گذاری موردبررسی قراردادند. ابتدا عوامل حساس عدم اطمینان این پروژه‌ها نظیر پتانسیل رشد تقاضای بازار، قیمت محصولات، نرخ تورم، حجم سرمایه موردنیاز، هزینه‌های متغیر، هزینه‌های احداث و نرخ بهره بانکی را شناسایی و سپس به روش درخت دوجمله‌ای و تحلیل سناریو اختیارات سرمایه‌گذاری این پروژه‌ها را ارزش‌گذاری نموده و نتیجه گرفتند که استفاده از این مدل الگوی مناسبی جهت مدیریت ریسک این قبیل پروژه‌ها و افزایش انعطاف‌پذیری در تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای (ارزیابی اقتصادی) پروژه‌های پر ریسک نفتی در شرایط عدم اطمینان است.

کنجاتاران[5] (۲۰۱۷) در پژوهشی تحت عنوان تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان برای ۱۸۶ شرکت سریلانکایی ابتدا مؤلفه‌ها و عوامل عدم اطمینان مالی، اقتصادی، عملیاتی

---

1 . Collan
2 . Luiz
3 . Sheen
4 . Kruk and Nikulina
5 . Kengatharan

و اجتماعی حاکم بر محیط سرمایه‌گذاری این شرکت‌ها را با روش تحلیل عاملی شناسایی و با روش تحلیل رگرسیون چندگانه سلسله مراتبی[1]، ضریب اهمیت این عوامل را بر تصمیمات سرمایه‌گذاری تعیین نمود. نتایج پژوهش وی حاکی از تأثیر معنادار عدم اطمینان‌های مالی به‌ویژه عامل تورم بر تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای پیشرفته (تلفیقی از روش‌های تنزیل جریان‌های نقدی (DCF) با نظریه اختیار و ابزارهایی مانند شبیه‌سازی مونت کارلو) بود.

در ایران تقریباً از سال ۱۳۸۸ موضوع اختیار سرمایه‌گذاری جدی‌تر از قبل در بخش نفت و گاز، پتروشیمی، معدن و نیروگاه‌های برق فسیلی موردتوجه قرار گرفت که همگی بر نقش بارز این اختیارات در سرمایه‌گذاری‌های پرخطر در حوزه‌های مذکور در شرایط عدم اطمینان و افزایش انعطاف‌پذیری در تصمیم‌گیری‌ها، تأکید داشته‌اند. به‌عنوان نمونه دین‌محمدی و باقری (۱۳۹۰) اثر عدم اطمینان بر توجیه‌پذیری پروژه‌های سرمایه‌گذاری با روش اختیار سرمایه‌گذاری در صنعت پتروشیمی ایران را به کمک فرم بسته بلک شولز مورد تحلیل قرارداده و از این روش به‌عنوان یک رویکرد کاربردی و مؤثر جهت ارزیابی اقتصادی پروژه‌های سرمایه‌گذاری و تصمیم‌گیری‌های استراتژیک سازمانی یادکرده و دلایل این نتیجه‌گیری را ویژگی‌های این رویکرد همچون پویایی، سیستمی بودن، انعطاف‌پذیری و قابلیت استفاده در محیط‌های نامطمئن برشمردند.

سینایی و هاشمی (۱۳۹۲) در پژوهشی تحت عنوان بررسی میزان استفاده مدیران شرکت‌ها از نظریه اختیارات سرمایه‌گذاری با نظرسنجی از ۱۱۷ مدیر شرکت‌های سهامی بورس اوراق بهادار تهران، نگاه مدیران این شرکت‌ها به نظریه مذکور را به روش رگرسیون خطی مورد تحلیل قرارداده و نتیجه گرفتند که از دید این مدیران متغیرهایی نظیر هزینه سرمایه‌گذاری، نرخ بهره بدون ریسک، عدم اطمینان‌های محیطی و هزینه‌های پژوهش و توسعه در کاربرد اختیارات سرمایه‌گذاری تأثیرگذارند.

پورحیدری و احمدی (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان اختیارات سرمایه‌گذاری و افزایش تعهدات در تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای، با نظرسنجی از دو گروه از کارشناسان مالی و حسابداری (تحت عنوان دو گروه آزمون و کنترل) به این نتیجه رسیدند که روش اختیارات سرمایه‌گذاری در بودجه‌بندی سرمایه‌ای ضمن تأثیر بر رفتار تصمیم‌گیرنده، منجر به انعطاف بیشتر در تصمیم‌گیری برای پروژه‌های بلندمدت (در شرایط عدم اطمینان) می‌گردد.

---

1 . Hierarchical Multiple Regression Analysis

در سال‌های اخیر عدم اطمینان و نقش آن در تصمیم‌گیری‌های مدیران مالی به‌ویژه در حوزه بودجه‌بندی سرمایه‌ای در پژوهش‌های داخلی چندی موردتوجه قرارگرفته است. از آن جمله جعفری اسکندری و همکارانش (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای تحت عنوان ارزیابی اقتصادی پروژه‌ها در شرایط عدم قطعیت با استفاده از منطق فازی، فرآیند تحلیل سلسله مراتبی و برنامه‌ریزی صفر و یک، جهت رفع کمبودهای ناشی از بی‌توجهی به عدم قطعیت پارامترها و نقش آن در ارزیابی اقتصادی پروژه‌ها، با در نظر گرفتن اهداف کمی و کیفی این ارزیابی‌ها، جهت لحاظ کردن عدم قطعیت در تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای از منطق فازی استفاده نموده و نتیجه گرفتند که استفاده از مدل فازی ارزیابی اقتصادی پروژه‌ها منجر به (افزایش انعطاف‌پذیری در) انتخاب بهترین پروژه‌ها در شرایط دنیای واقعی تحت شرایط عدم اطمینان خواهد شد. همچنین حیدری هراتمه (۱۳۹۶) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تأثیر اختیار واقعی ناشی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر بازده سهام شرکت‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران در تأکید بر نقش بارز اختیار واقعی سرمایه‌گذاری بر انعطاف‌پذیری تصمیمات، نتیجه می‌گیرد که رابطه‌ی مثبت نوسان- بازدهی در سطح شرکت، برای شرکت‌هایی که دارای اختیارات واقعی بیشتری هستند، بسیار قوی‌تر بوده و از میزان حساسیت بازدهی سهام نسبت به نوسانات بازده، بعد از به‌کارگیری اختیارات واقعی توسط شرکت‌ها به طرز چشمگیری کاسته می‌شود؛ بنابراین رابطه‌ی نوسان - بازدهی برای شرکت‌هایی که دارای محدودیت‌های عملیاتی کمتر و قابلیت‌های بیشتر جهت پاسخگویی بهتر به درخواست‌های نامعین (انعطاف‌پذیری بیشتر) می‌باشند، بسیار قوی‌تر است.

پرسش‌های پژوهش

بر اساس آنچه گفته شد هدف این پژوهش ارائه الگویی برای شناسایی عوامل عدم اطمینان، انعطاف‌ها و اختیارات مدیریتی نهفته در دل پروژه‌های سرمایه‌گذاری است که در بودجه‌بندی سرمایه‌ای طبق رویکرد نوین اختیارات سرمایه‌گذاری مدنظر قرار می‌گیرند.

بر این اساس پرسش‌های پژوهش حاضر عبارت‌اند از:

۱- عدم اطمینان‌های حاکم بر محیط سرمایه‌گذاری پروژه‌ها با توجه به محیط ایران چگونه باید شناسایی شوند؟ رتبه‌بندی این عوامل چگونه باید باشد؟ آیا این عوامل بر کاربرد نظریه اختیار سرمایه‌گذاری تأثیرگذارند؟

۲- آیا به‌کارگیری اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی نهفته در دل پروژه‌های سرمایه‌گذاری بر بهبود ارزش‌ها، سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده، تأثیر معنی‌داری دارد؟ اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی مناسب با هر پروژه از چه نوعی باید باشند؟

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ گردآوری داده‌ها از نوع پیمایشی و از نظر ماهیت توصیفی-تحلیلی است. ازآنجاکه پژوهش‌های مربوط به بودجه‌بندی سرمایه‌ای یا ارزیابی اقتصادی مستلزم بررسی یک پروژه سرمایه‌گذاری واقعی است، لذا به‌عنوان مطالعه موردی یک نیروگاه برق فتوولتاییک ۲ مگاواتی در جنوب استان اصفهان (به‌عنوان یکی از مناطق فوق‌العاده مستعد در تولید برق خورشیدی در ایران) را موردبررسی قرار می‌دهیم.

جامعه آماری این پژوهش، خبرگان یا کارشناسان انرژی‌های خورشیدی (در دسترس) با حداقل دو ویژگی بودند: ۱) آشنایی با مسائل فنی و محیطی مؤثر بر تولید برق در نیروگاه‌های فتوولتاییک ۲) آشنایی با روش‌های ارزیابی اقتصادی پروژه‌ها یا بودجه‌بندی سرمایه‌ای.

بدین ترتیب انتخاب نمونه آماری، از نوع هدفمند غیر احتمالی بر اساس (الف) در دسترس بودن، (ب) وجود یک تناسب منطقی بین نمونه و نیازهای پژوهش و (ج) تناسب علمی و تخصصی افراد حاضر در نمونه با موضوع پژوهش، مدنظر قرار گرفت. علت این انتخاب را می‌توان سه دلیل مهم (۱) تخصصی بودن موضوع پژوهش؛ (۲) منحصربه‌فرد بودن موضوع و وابستگی به افرادی که فقط آنان دراین‌ارتباط با پیچیدگی‌های موضوع پژوهش، از آگاهی متناسب بهره‌مند هستند؛ (۳) ضرورت وجود سازگاری نظری با موضوع پژوهش در نزد اعضای نمونه آماری، دانست (بیی[1]، ۱۳۸۱).

ازآنجایی‌که در پژوهش‌های تجربی حداقل حجم نمونه باید ۱۵ نفر باشد (حافظ نیا،۱۳۸۸)، در این پژوهش نیز به پیروی از قاعده مذکور و به دلیل تعداد محدود کارشناسان با ویژگی‌های گفته‌شده جهت جمع‌آوری داده‌ها و تکمیل پرسشنامه‌های مقدماتی ۱۲ کارشناس و برای تکمیل پرسشنامه‌های نهایی، به روش تصادفی تعداد ۳۶ کارشناس انتخاب شدند.

ابزار جمع‌آوری اطلاعات در این پژوهش دو پرسشنامه محقق ساز است. پرسشنامه اول شامل ۱۳ متغیر یا گویه در ارتباط با مؤلفه‌ها یا عوامل عدم اطمینان (اقتصادی، محیطی، فنی و زیربنایی)

---

1 . Babbie

حاکم بر محیط سرمایه‌گذاری نیروگاه‌های فتوولتاییک برای اخذ نظرات خبرگان بر اساس معیارهای عددی ساعتی[1] (۱۹۸۰) و در مقایسه با طیف لیکرت مطابق جدول (۱) طراحی گردید.

جدول ۱. متغیرهای کلامی و امتیازدهی پرسشنامه اول

متغیر کلامی	بسیار با اهمیت	با اهمیت	اهمیت متوسط	کم اهمیت	بدون اهمیت
امتیاز روش ساعتی	۹	۷	۵	۳	۱
امتیاز طیف لیکرت	۵	٤	۳	۲	۱

پرسشنامه دوم نیز شامل ۹ گویه حاکی از شرایط به‌کارگیری اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی در پروژه‌های فتوولتاییک و نوع اختیارات موردنظر در این پروژه‌ها که همگی بر اساس مصاحبه‌های مقدماتی و بررسی ادبیات موضوع به‌دست‌آمده بودند، برای اخذ نظرات خبرگان بر اساس طیف ۵ سطحی لیکرت تنظیم گردید. به‌منظور حفظ روایی ظاهری و روایی محتوایی، پرسشنامه‌های مقدماتی در اختیار ۱۲ نفر از خبرگان در حوزه‌های برق و انرژی‌های خورشیدی و حسابداری و مالی قرار گرفت و سپس با توضیح اهداف آزمون برای آن‌ها و ارائه تعاریف عملیاتی مربوط به محتوای سؤالات، از آن‌ها خواسته شد تا هریک از سؤالات را بر اساس طیف سه‌بخشی لیکرت «گویه ضروری است»، «گویه مفید است ولی ضروری نیست» و «گویه غیرضروری است» طبقه‌بندی کنند. سپس شاخص نسبت روایی محتوایی لاوشه[2] (CVR) محاسبه گردید. بر اساس جدول مخصوص این شاخص و با توجه به ۱۲ نفر کارشناس نمره گذار، باید حداقل مقدار این شاخص ۰/۵۶ باشد تا روایی محتوا تائید گردد. شاخص نسبت روایی محتوایی لاوشه برای گویه‌های دو پرسشنامه بزرگ‌تر از حداقل مقدار ۰/۵۶ محاسبه و روایی محتوایی و ظاهری گویه‌ها تائید گردید. همچنین ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه مقدماتی برابر ۰/۶۹۱ نشان از پایایی قابل‌قبول آن بود. پس از تائید روایی و پایایی مطالعه مقدماتی، پرسشنامه‌ها برای اعضا نمونه ارسال و با پیگیری‌های مکرر ۳۰ پرسشنامه (با نرخ بازگشت ۸۳٪) عودت داده شد.

بدین ترتیب در این پژوهش منظور از شناسایی عدم اطمینان‌های حاکم بر محیط سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک عبارت است از انجام هرگونه پرس‌وجو و مصاحبه با کارشناسان خبره جهت شناخت رخدادهایی که سرمایه‌گذاری در این حوزه را تحت تأثیر قرارداده، به‌نحوی‌که برآورد احتمال وقوع آن‌ها مشکل باشد. این اطلاعات از طریق نمرات به‌دست‌آمده از بررسی گویه‌های ۱ تا ۱۳ پرسشنامه به شرح جدول (۲) به روش تحلیل

1 . Saaty
2 . Lawshe

عاملی اکتشافی کشف و سنجیده شده و سپس با استفاده از فرآیند تحلیل سلسله مراتبی فازی دلفی[1] رتبه‌بندی می‌شوند. همچنین منظور از شناسایی اختیارات سرمایه‌گذاری یا انعطاف‌های نهفته در پروژه سرمایه‌گذاری فتوولتاییک اصفهان، عبارت است از انجام هرگونه پرس‌وجو و مصاحبه با کارشناسان خبره در این حوزه به‌منظور دستیابی به یک توافق گروهی بین ایشان، در ارتباط با پذیرش مفهوم اختیارات سرمایه‌گذاری، نقش آن در وضعیت نقدینگی، سود و زیان آتی پروژه می‌باشد و تأثیر معنادار به‌کارگیری این اختیارات بر بهبود ارزش‌ها، سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده، است. این توافق از طریق نمرات به‌دست‌آمده از بررسی گویه‌های ۱ تا ۹ پرسشنامه دوم به روش رگرسیون خطی مورد تحلیل قرار گرفته است.

جدول ۲. عدم اطمینان‌های مؤثر بر محیط سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک

گویه	متغیر	نماد
۱	متوسط تابش خورشید بر پانل‌های مسطح و ثابت در هر روز[2]	***ASR***
۲	میزان تابش سالانه خورشید (میزان دریافت اشعه) در منطقه[3] محل احداث	***SRD***
۳	تعداد روزهای آفتابی در سال[4] در منطقه موردمطالعه	***NSD***
٤	شفافیت هوا (آلودگی هوا)[5] در منطقه موردمطالعه	***TA***
٥	پاکیزگی سطوح[6] پنل‌های فتوولتاییک	***CS***
٦	دمای هوا و دیگر شرایط آب و هوایی[7] مثل میزان بارش، وزش باد، گرد و غبار و...	***AC***
۷	کارایی مدول های فتوولتاییک[8]	***EPM***
۸	نرخ بهره[9] بازار برای سرمایه‌گذاری در حوزه برق خورشیدی	***r***
۹	نرخ تورم[10] بازار	***F***
۱۰	تعرفه[11] خرید تضمینی برق خورشیدی توسط شبکه دولتی	***t***
۱۱	هزینه‌های عملیاتی، نگهداری و تعمیرات دوره‌ای[12]	***OMC***
۱۲	نوسان نرخ ارز[13] (مؤثر بر مخارج خرید تجهیزات از خارج کشور)	***V***
۱۳	مشوق‌ها، حمایت‌ها و سیاست‌های دولتی (یارانه‌ها و معافیت‌های مالیاتی[14])	***S***

1 . Fuzzy Delphi Analytical Hierarchy Process (FDAHP)
2 . Sun Radiation Daily (SRD)
3 . Annual Solar Radiation in area (ASR)
4 . Number of Sunny Days per year (NSD)
5 . Transparency of Air (TA)
6 . Clean The Surface (CS)
7 . Atmospheric Conditions (AC)
8 . Efficiency of Photovoltaic Modules (EPM)
9 . Interest Rate (r)
10 . Inflation Rate (f)
11 . Tariffs (t)
12 . Operational & periodic Maintenance Costs (OMC)
13 . Exchange Rate Volatility (V)
14 . Subsidies and Tax Exemptions (S)

تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش

جدول (۳) مقادیر آماره‌های توصیفی متغیرهای پرسشنامه اول را نشان می‌دهد. بر این اساس بیشترین مقدار میانگین برای متغیرهای متوسط تابشASR و میزان تابش سالانه نور خورشید SRD و حاکی از توجه ویژه کارشناسان بر عوامل محیطی است. همچنین از دیدگاه کارشناسان کمترین انحراف معیار متعلق به متغیر نوسان نرخ ارز بوده که نشان از پراکندگی کمتر این متغیر نسبت به سایر متغیرها است.

جدول ۳. آمار توصیفی داده‌ها

گویه	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
۱	٤/٥٠٠٠	۰/۸٦۱۰۳	-۱/۹۱۰	۳/۲۱۳
۲	٤/٥٠٠٠	۰/۸۲۰۰۱	-۱/٦۰۸	۱/۹۰٥
۳	٤/۳۳۳۳	۰/۸۰۲۳۰	-۱/٥٥۸	۳/۰۳۳
٤	۳/۹٦٦۷	۰/۸۸۹۹۲	-۰/٥٦۱	-۰/۲٦٥
٥	۳/۷۳۳۳	۰/۷۳۹٦۸	-۰/٦۱٥	۰/٦۱٥
٦	۳/٥٦٦۷	۰/۸٥۸۳٦	-۱/۰۹۷	۱/۷٦٦
۷	۳/۸۰۰۰	۰/۸۸٦٦۸	-۰/۲۱٦	-۰/٦٤٦
۸	۳/۸۰۰۰	۰/۹۹٦٥٥	-۰/٤٦٦	-۰/۷۱۱
۹	۳/۷٦٦۷	۱/۱۰٤۳	-۰/٦٥٥	-۰/۱٦۹
۱۰	۳/۹٦٦۷	۰/۹۲۷۸٦	-۰/٤۸٦	-۰/٦۲۳
۱۱	۳/٦۳۳۳	۰/۸٥۰۲۹	۰/۰۹۳	-۰/٥۹٤
۱۲	۳/٦۰۰۰	۰/۷۲۳۹۷	-۰/۹٥۸	۰/٥۰۷
۱۳	٤/۰۳۳۳	۰/۹٦٤۳۱	-۰/٥٦٤	-۰/۷٥٥

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای پاسخ به سؤال اول پژوهش، داده‌های جمع‌آوری‌شده با استفاده از نرم‌افزار SPSS و با روش تحلیل عاملی اکتشافی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرند. برای انجام تحلیل عاملی باید اطمینان حاصل کرد که آیا می‌توان داده‌های موجود را برای تحلیل مورداستفاده قرار داد؟ برای این منظور از شاخص KMO و آزمون کرویت بارتلت برای کفایت نمونه‌گیری و مناسب بودن همبستگی داده‌های گردآوری‌شده، استفاده می‌شود. جدول (۴) اطلاعات ارائه‌شده را بر اساس محاسبات نرم‌افزار SPSS به تصویر می‌کشد. نتایج نشان می‌دهد که شاخص KMO با مقدار ۰/۶۱۶ که

بزرگ‌تر از ۰/۶ است، در سطح قابل‌قبولی قرار داشته و نشانگر کفایت داده‌ها و نمونه برای تحلیل عاملی اکتشافی است. لازمه ادامه تحلیل عاملی، معناداری آزمون بارتلت است. نتایج این آزمون با سطح معنی‌داری کوچک‌تر از ۰/۰۵ حاکی از مناسب بودن مدل برای شناسایی ساختار عاملی و قبول فرض وجود همبستگی بین گویه‌ها (عوامل عدم اطمینان مورد شناسایی) است.

جدول ٤. نتایج آزمون KMO و بارتلت

مقدار آزمون KMO	۰/٦١٦			
آزمون کرویت بارتلت	۱۷٤/۰۹۹=آماره χ^2	۷۸=درجه آزادی	۰/۰۰= سطح معناداری	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

روایی محتوایی پرسشنامه اول با استفاده از بارهای عاملی، بر اساس جدول (۵) تائید می‌گردد.

جدول ۵. نتایج بررسی روایی محتوایی پرسشنامه اول

گویه	بار عاملی (میزان اشتراک هر گویه در عامل)	نتیجه روایی محتوایی
۱	۰/۷٤۷	مطلوب
۲	۰/٦۲۵	مطلوب
۳	۰/۸۰۷	مطلوب
٤	۰/۸۳۵	مطلوب
۵	۰/۸۰۰	مطلوب
٦	۰/٦۸۱	مطلوب
۷	۰/۷٦۸	مطلوب
۸	۰/۸۰۳	مطلوب
۹	۰/۷٦۹	مطلوب
۱۰	۰/۵۷۱	قابل‌قبول
۱۱	۰/٤۵٦	قابل‌قبول
۱۲	۰/۵۷۹	قابل‌قبول
۱۳	۰/۵٤٤	قابل‌قبول

مأخذ: یافته‌های پژوهش

روایی همگرا بدان معناست که آیا هرگویه فقط مؤلفه خود را اندازه‌گیری می‌کند؟ برای پاسخ به این سؤال از میانگین واریانس استخراج‌شده یعنی مجموع مربعات بارهای عاملی گویه های یک مؤلفه تقسیم‌بر تعداد گویه های آن مؤلفه استفاده‌شده که باید عددی بزرگ‌تر از ۰/۵ باشد (هومن،۱۳۸۹). جدول (۶) نتایج برقراری روایی همگرا را نشان می‌دهد.

جدول ٦. بررسی مقادیر میانگین واریانس استخراج‌شده و روایی همگرایی مؤلفه‌ها

مؤلفه	تعداد گویه‌ها	مجموع مربعات بارهای عاملی	میانگین واریانس استخراج‌شده	نتیجه
اول	۳	۲/٤٤۰	۰/۸۱۳	برقراری روایی همگرا
دوم	٤	۲/۳۲۸	۰/٥۸۲	برقراری روایی همگرا
سوم	۳	۲/۲۷٦	۰/۷٥۹	برقراری روایی همگرا
چهارم	۳	۱/۹٤۰	۰/٦٤۷	برقراری روایی همگرا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی

مؤلفه‌ها	ضرایب عاملی دوران یافته				بار عاملی
گویه‌ها	اقتصادی	فنی	محیطی	ساختاری	(میزان اشتراک هر گویه در عامل)
۸	۰/۸۸۳				۰/۸۰۳
۹	۰/۷۲۷				۰/۷٦۹
۱۳	۰/٥۹٦				۰/٥٤٤
٦		۰/۷۹۷			۰/٦۸۱
٥		۰/٦۹٤			۰/۸۰۰
۷		*۰/٦٤۲		۰/٥۹۲	۰/۷٦۸
۱۱		۰/٥۳۰			۰/٤٥٦
٤			۰/۸۹۸		۰/۸۳٥
۳			۰/۷۳۱		۰/۸۰۷
۱			۰/٦٥۸		۰/۷٤۷
۱۲				۰/۷۲۱	۰/٥۷۹
۲				۰/٦۷٥	۰/٦۲٥
۱۰	۰/٥۲۰			*۰/٥٤۰	۰/٥۷۱
واریانس توجیه شده	۱۸/۷۷۳	۱۷/۹۰۸	۱۷/٥۰٥	۱٤/۹۲٥	
واریانس تجمعی	۱۸/۷۷۳	۳٦/٦۸۱	٥٤/۱۸٦	٦۹/۱۱۱	
مقدار ویژه	۲/٤٤۰	۲/۳۲۸	۲/۲۷٦	۱/۹٤۰	

* انتخاب با توجه به بار عاملی بزرگ‌تر برای گویه های ۷ و ۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۷) جدول تحلیل عاملی اکتشافی پرسشنامه، بارهای عاملی کمتر از ۰/۵ در نظر گرفته نشده است. بارهای عاملی بیشتر از ۰/۵ معنادار بوده، بنابراین هیچ‌یک از گویه‌ها نباید حذف شوند.

مجموع واریانس استخراج‌شده برای ۴ عامل (مؤلفه) ۶۹/۱۱۱ درصد می‌باشد که مقدار قابل‌توجهی است، یعنی این چهار عامل حدود ۶۹٪ از واریانس را توجیه می‌کنند.

جهت بررسی پایایی پرسشنامه اول از آزمون آلفای کرونباخ استفاده‌شده است. ضریب آلفای کمتر از ۰/۶ ضعیف، ۰/۷ قابل‌قبول و بیش از ۰/۸ خوب خواهد بود. جدول (۸) نتایج ضریب آلفا و تائید پایایی مؤلفه‌های پرسشنامه را نشان می‌دهد.

جدول ۸. محاسبه آلفای کرونباخ و پایایی مؤلفه‌های پرسشنامه

مؤلفه	تعداد گویه‌ها	آلفای کرونباخ	نتیجه برقراری پایایی
کل	۱۳	۰/۸۱٦	خوب
اقتصادی	۳	۰/۷٥٤	قابل‌قبول
فنی	٤	۰/۷۱۹	قابل‌قبول
محیطی	۳	۰/۸۳۷	خوب
ساختاری	۳	۰/٦۷٦	قابل‌قبول

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه تحلیل عاملی اکتشافی، یعنی شناسایی عوامل عدم اطمینان مؤثر بر سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک و پارامترهای دخیل در این عوامل، به شرح جدول (۹) ارائه می‌گردد.

جدول ۹. شناسایی عوامل عدم اطمینان و متغیرهای دخیل در هر عامل

عوامل/ مؤلفه‌ها	گویه	متغیرهای نظرسنجی شده	بار عاملی
اقتصادی	۸	نرخ بهره بازار برای سرمایه‌گذاری در حوزه برق خورشیدی	۰/۸۰۳
	۹	نرخ تورم بازار	۰/۷٦۹
	۱۳	مشوق‌ها و حمایت‌های دولتی (یارانه‌ها و معافیت‌های مالیاتی)	۰/٥٤٤
فنی	٥	پاکیزگی سطوح پنل‌های فتوولتاییک	۰/۸۰۰
	٦	دمای هوا و دیگر شرایط آب و هوایی مثل میزان بارش و ...	۰/٦۸۱
	۷	کارایی مدول‌های فتوولتاییک	۰/۷٦۸
	۱۱	هزینه‌های مدول‌ها، نصب و راه‌اندازی سیستم‌های الکتریکی	۰/٤٥٦
محیطی	۱	متوسط تابش خورشید بر پانل‌های مسطح و ثابت در هر روز	۰/۷٤۷
	۳	تعداد روزهای آفتابی در سال	۰/۸۰۷
	٤	شفافیت هوا (آلودگی هوا)	۰/۸۳٥
ساختاری	۲	میزان تابش سالانه (میزان دریافت اشعه خورشید) در منطقه	۰/٦۲٥
	۱۰	تعرفه خرید تضمینی برق خورشیدی توسط شبکه دولتی	۰/٥۷۱
	۱۲	نوسان نرخ ارز (مؤثر بر مخارج خرید تجهیزات از خارج کشور)	۰/٥۷۹

اکنون برای پاسخ به این سؤال که آیا این عوامل شناسایی‌شده بر سرمایه‌گذاری در این نیروگاه تأثیر می‌گذارند، ابتدا باید مشخص گردد که عوامل شناسایی‌شده دارای توزیع نرمال هستند یا خیر؟ برای پاسخ به سؤال نرمال بودن متغیرها از آزمون کلموگروف- اسمیرنوف استفاده و باید آزمون فرض زیر انجام شود:

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{توزیع داده ها نرمال است} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{توزیع داده ها نرمال نیست} \end{cases}$$

جدول (۱۰) نرمال بودن مؤلفه‌ها و گویه های شناسایی‌شده در پرسشنامه اول را تائید می‌کند.

جدول ۱۰. نتایج آزمون کلموگروف- اسمیرنوف برای عوامل شناسایی‌شده

مؤلفه یا عامل	میانگین	انحراف استاندارد	P-Value	فرض صفر	نتیجه
اقتصادی	۳/۸٦۷۵	۰/۸۳۷۵۰	۰/۵۹٦	تائید	نرمال
فنی	۳/٦۸۳۳	۰/٦۱۵٦۵	۰/۳۰۸	تائید	نرمال
محیطی	٤/۲٦٦۷	۰/۷۳۹٦۸	۰/۰۷۵	تائید	نرمال
زیربنایی	۳/۸٦۷۰	۰/۸۳۷۵۰	۰/۵۹٦	تائید	نرمال

مأخذ: یافته‌های پژوهش

سپس از آزمون t تک نمونه‌ای (پارامتریک) استفاده و آزمون زیر انجام می‌گردد.

آزمون پارامتری t تک نمونه‌ای زمانی که قصد مقایسه میانگین یک (نمونه) متغیر با یک میانگین تعیین‌شده یا مفروض و نظری باشد، بکار می‌رود. این میانگین مفروض یا نظری می‌تواند یک مقدار معمول و رایج، یک مقدار استاندارد یا مورد انتظار یا یک مقدار متوسط باشد(کریمی،۱۳۹۴).

در این پژوهش ازآنجاکه میانگین به‌دست‌آمده از مطالعه مقدماتی با ۱۲ نفر کارشناس، عددی نزدیک به ۳ به‌دست‌آمده بود و از طرف دیگر مقدار متوسط (میانه و میانگین امتیازات طیف لیکرت) عدد ۳ می‌باشد، لذا در طرح آزمون فرض مقایسه میانگین از عدد ۳ استفاده‌شده است.

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \boldsymbol{\mu \leq 3} \rightarrow \text{عوامل و متغیر های نظر سنجی و شناسایی شده بر سرمایه گذاری در این حوزه تأثیر ندارند .} \\ \boldsymbol{H_1}: \boldsymbol{\mu > 3} \rightarrow \text{عوامل و متغیر های نظر سنجی و شناسایی شده بر سرمایه گذاری در این حوزه تأثیر دارند .} \end{cases}$$

جدول ۱۱. نتایج حاصل از آزمون عوامل عدم اطمینان شناسایی و نظرسنجی شده

عوامل	آماره آزمون	سطح معنی‌دار Sig	فرض صفر $t_{0.05}$ =۱/۶۹۹ / df =۲۹	فاصله اطمینان ۹۵٪	
عوامل اقتصادی	۵/۶۷۰	۰/۰۰۰	رد	۰/۵۵۴۳	۱/۱۷۹۷
عوامل فنی	۵/۶۷۰	۰/۰۰۰	رد	۰/۴۵۳۴	۰/۹۱۳۲
عوامل محیطی	۹/۳۷۹	۰/۰۰۰	رد	۰/۹۹۰۵	۱/۵۴۲۹
عوامل زیربنایی	۵/۶۷۰	۰/۰۰۰	رد	۰/۵۵۴۳	۱/۱۷۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۱) نشان می‌دهد که با توجه به سطح معنی‌داری یا مقدار خطای محاسبه‌شده (Sig) کمتر از ۵٪، فرض صفر برای تمام متغیرها با توجه به مقدار بحرانی (۱/۶۹۹) رد شده و بدین ترتیب میانگین هر یک از متغیرهای دخیل بر عوامل عدم اطمینان، اختلاف معنی‌داری با عدد ۳ دارد. همچنین در فاصله اطمینان ۹۵٪ برای میانگین عدد ۳ در حد بالا و پایین قرار نداشته، پس می‌توان نتیجه گرفت که میانگین این متغیرها برابر ۳ نیز نمی‌باشد. به عبارت بهتر، عوامل اقتصادی، فنی، محیطی و ساختاری شناسایی‌شده و متغیرهای نظرسنجی شده آن‌ها همگی بر محیط سرمایه‌گذاری نیروگاه فتوولتاییک تأثیر دارند. اکنون برای رتبه‌بندی عوامل عدم اطمینان شناسایی‌شده، نتایج خروجی تحلیل عاملی اکتشافی برای رتبه‌بندی و تعیین ضریب اهمیت هر یک از عوامل و گویه های شناسایی‌شده به‌عنوان ورودی روش تحلیل سلسله مراتبی دلفی فازی تلقی شده و ضریب اهمیت عوامل (یعنی میزان چگونگی اثرگذاری این عوامل بر سرمایه‌گذاری در این حوزه) تعیین می‌گردد. در این روش ابتدا باید ماتریس مقایسه زوجی متناظر با هر یک از گویه‌ها از نظر کارشناس اول تا کارشناس سی‌ام به‌صورت جداگانه برای هر یک و بر اساس نظرات حاصل از نظرسنجی به‌طور مستقیم، تشکیل گردد. برای تهیه ماتریس مقایسه زوجی فازی برای تمام گویه‌ها نیز نظرات حاصل از نظرسنجی به‌طور مستقیم مدنظر قرار می‌گیرد. (عطایی، ۱۳۸۹).

جدول (۱۲) ماتریس مقایسه زوجی فازی دلفی گویه های نظرسنجی شده را نشان می‌دهد.

جدول ۱۲. ماتریس مقایسه زوجی فازی دلفی عوامل عدم اطمینان

ماتریس مقایسه زوجی فازی دلفی گویه های نظر سنجی شده	گویه	۱			۲			۳			۴			۵			۶		
	۱	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۵۶	۰/۹۹	۱/۸۰	۰/۵۶	۱/۰۴	۱/۲۹	۰/۷۱	۱/۱۶	۱/۸۰	۰/۷۸	۱/۲۳	۱/۸۰	۰/۶۰	۱/۳۴	۳/۰۰
	۲	۰/۵۶	۱/۰۱	۱/۸۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۵۶	۱/۰۵	۱/۶۷	۰/۷۱	۱/۱۷	۱/۸۰	۰/۵۶	۱/۲۴	۱/۸۰	۰/۷۱	۱/۲۳	۱/۸۰
	۳	۰/۷۸	۰/۹۶	۱/۸۰	۰/۶۰	۰/۹۶	۱/۸۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۷۸	۱/۱۲	۱/۸۰	۰/۷۸	۱/۱۹	۱/۸۰	۰/۶۰	۱/۲۹	۳/۰۰
	۴	۰/۵۶	۰/۸۶	۱/۴۰	۰/۵۶	۰/۸۶	۱/۴۰	۰/۵۶	۰/۹۰	۱/۲۹	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۷۱	۱/۰۶	۱/۸۰	۰/۵۶	۱/۱۶	۳/۰۰
	۵	۰/۵۶	۰/۸۱	۱/۲۹	۰/۵۶	۰/۸۱	۱/۸۰	۰/۵۶	۰/۸۴	۱/۲۹	۰/۵۶	۰/۹۴	۱/۴۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۵۶	۱/۰۹	۳/۰۰
	۶	۰/۳۳	۰/۷۵	۱/۶۷	۰/۵۶	۰/۸۲	۱/۴۰	۰/۳۳	۰/۷۷	۱/۶۷	۰/۳۳	۰/۸۶	۱/۸۰	۰/۳۳	۰/۹۲	۱/۸۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰
	۷	۰/۵۶	۰/۸۲	۱/۲۹	۰/۵۶	۰/۸۲	۱/۴۰	۰/۵۶	۰/۸۵	۱/۲۹	۰/۵۶	۰/۹۵	۱/۸۰	۰/۵۶	۱/۰۱	۱/۸۰	۰/۶۰	۱/۱۰	۳/۰۰
	۸	۰/۳۳	۰/۸۱	۱/۶۷	۰/۳۳	۰/۷۷	۱/۴۰	۰/۳۳	۰/۸۴	۱/۶۷	۰/۳۳	۰/۹۴	۱/۸۰	۰/۴۳	۱/۰۰	۱/۸۰	۰/۴۳	۱/۰۸	۳/۰۰
	۹	۰/۳۳	۰/۷۸	۱/۲۹	۰/۳۳	۰/۷۷	۱/۴۰	۰/۳۳	۰/۸۱	۱/۲۹	۰/۳۳	۰/۹۰	۱/۸۰	۰/۳۳	۰/۹۶	۱/۸۰	۰/۴۳	۱/۰۴	۲/۳۳
	۱۰	۰/۳۳	۰/۸۶	۱/۸۰	۰/۳۳	۰/۸۵	۱/۴۰	۰/۴۳	۰/۸۹	۱/۶۷	۰/۳۳	۱/۰۰	۱/۸۰	۰/۴۳	۱/۰۶	۱/۸۰	۰/۶۰	۱/۱۵	۳/۰۰
	۱۱	۰/۴۳	۰/۷۸	۱/۶۷	۰/۳۳	۰/۷۸	۱/۴۰	۰/۳۳	۰/۸۱	۱/۶۷	۰/۳۳	۰/۹۰	۱/۸۰	۰/۵۶	۰/۹۶	۱/۸۰	۰/۶۰	۱/۰۵	۳/۰۰
	۱۲	۰/۳۳	۰/۷۸	۱/۸۰	۰/۳۳	۰/۷۷	۱/۶۷	۰/۳۳	۰/۸۱	۱/۶۷	۰/۴۳	۰/۹۰	۱/۶۷	۰/۳۳	۰/۹۶	۱/۸۰	۰/۴۳	۱/۰۴	۵/۰۰
	۱۳	۰/۵۶	۰/۸۷	۱/۸۰	۰/۵۶	۰/۸۷	۱/۴۰	۰/۵۶	۰/۹۱	۱/۲۹	۰/۵۶	۱/۰۱	۱/۸۰	۰/۷۱	۱/۰۸	۱/۸۰	۰/۶۰	۱/۱۷	۳/۰۰

۷			۸			۹			۱۰			۱۱			۱۲			۱۳		
۱/۸۰	۱/۲۲	۰/۷۸	۳/۰۰	۱/۲۴	۰/۶۰	۳/۰۰	۱/۲۹	۰/۷۸	۳/۰۰	۱/۱۶	۰/۵۶	۲/۳۳	۱/۲۸	۰/۶۰	۳/۰۰	۱/۲۹	۰/۵۶	۱/۱۴	۱/۸۰
۱/۸۰	۱/۲۳	۰/۷۱	۳/۰۰	۱/۲۴	۰/۷۱	۳/۰۰	۱/۲۹	۰/۷۱	۳/۰۰	۱/۱۷	۰/۷۱	۳/۰۰	۱/۲۹	۰/۶۰	۳/۰۰	۱/۳۰	۰/۶۰	۱/۱۵	۱/۸۰
۱/۸۰	۱/۱۷	۰/۷۸	۳/۰۰	۱/۱۹	۰/۶۰	۳/۰۰	۱/۲۴	۰/۷۸	۲/۳۳	۱/۱۲	۰/۶۰	۳/۰۰	۱/۲۳	۰/۶۰	۳/۰۰	۱/۲۴	۰/۷۸	۱/۱۰	۱/۸۰
۱/۸۰	۱/۰۵	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۰۷	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۱۱	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۰۰	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۱۱	۰/۶۰	۲/۳۳	۱/۱۱	۰/۵۶	۰/۹۹	۱/۸۰
۱/۴۰	۰/۹۳	۰/۵۶	۲/۳۳	۱/۰۰	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۰۴	۰/۵۶	۲/۳۳	۰/۹۴	۰/۵۶	۱/۸۰	۱/۰۴	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۰۵	۰/۵۶	۰/۹۳	۱/۴۰
۱/۶۷	۰/۸۵	۰/۳۳	۲/۳۳	۰/۹۶	۰/۳۳	۲/۳۳	۰/۹۶	۰/۳۳	۱/۶۷	۰/۸۷	۰/۳۳	۱/۶۷	۰/۹۶	۰/۲۰	۲/۳۳	۰/۹۶	۰/۳۳	۰/۸۵	۱/۶۷
۱/۸۰	۰/۹۴	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۰۶	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۰۶	۰/۵۶	۱/۸۰	۰/۹۵	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۰۵	۰/۵۶	۱/۸۰	۱/۰۶	۰/۵۶	۰/۹۴	۱/۸۰
۱/۸۰	۰/۹۲	۰/۳۳	۳/۰۰	۱/۰۴	۰/۳۳	۳/۰۰	۱/۰۴	۰/۵۶	۲/۳۳	۰/۹۴	۰/۵۶	۱/۸۰	۱/۰۴	۰/۳۳	۱/۸۰	۱/۰۴	۰/۳۳	۰/۹۲	۱/۸۰
۱/۸۰	۰/۸۹	۰/۳۳	۳/۰۰	۱/۰۰	۰/۲۰	۳/۰۰	۱/۰۰	۰/۳۳	۲/۳۳	۰/۹۰	۰/۳۳	۱/۸۰	۱/۰۰	۰/۲۰	۳/۰۰	۱/۰۰	۰/۳۳	۰/۸۹	۱/۸۰
۱/۸۰	۰/۹۸	۰/۵۶	۲/۳۳	۱/۱۱	۰/۴۳	۳/۰۰	۱/۱۰	۰/۴۳	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۴۳	۳/۰۰	۱/۱۰	۰/۴۳	۲/۳۳	۱/۱۱	۰/۵۶	۰/۹۸	۱/۸۰
۱/۸۰	۰/۸۹	۰/۵۶	۲/۳۳	۱/۰۱	۰/۵۶	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۲/۳۳	۰/۹۱	۰/۳۳	۳/۰۰	۱/۰۰	۰/۵۶	۲/۳۳	۱/۰۱	۰/۵۶	۰/۸۹	۱/۸۰
۱/۶۷	۰/۸۹	۰/۳۳	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۳۳	۱/۸۰	۰/۹۹	۰/۴۳	۲/۳۳	۰/۹۰	۰/۴۳	۱/۸۰	۰/۹۹	۰/۳۳	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۳۳	۰/۸۹	۱/۶۷
۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۸۰	۱/۱۲	۰/۵۶	۱/۸۰	۱/۱۲	۰/۵۶	۱/۸۰	۱/۰۲	۰/۵۶	۳/۰۰	۱/۱۳	۰/۶۰	۳/۰۰	۱/۱۳	۰/۵۶	۱/۰۰	۱/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در اجرای فرآیند تحلیل سلسله مراتبی، تعیین سازگاری ماتریس مقایسات زوجی از اهمیت زیادی برخوردار است. زیرا ماتریس‌های ناسازگار، نتایج مطلوبی به دنبال نخواهند داشت. برای محاسبه نرخ ناسازگاری ابتدا باید ماتریس مقایسه زوجی فازی به دو ماتریس، یکی ماتریس حد میانی اعداد فازی (m) و دیگری ماتریس میانگین هندسی حد بالا و حد پایین اعداد فازی (g) افراز شده و سپس نرخ سازگاری با توجه به روش گاگوس و بوچر[1] (۱۹۹۷) محاسبه می‌گردد(آذر و رجب‌زاده،۱۳۹۱). با توجه به نرخ ناسازگاری محاسبه‌شده در جدول (۱۳)، کلیه ماتریس‌ها از سازگاری خوبی برخوردارند زیرا میزان ناسازگاری آن‌ها کمتر از ۱۰٪ محاسبه‌شده، پس ماتریس‌ها برای ارزیابی و ادامه اجرای فرآیند تحلیل سلسله مراتبی فازی مناسب هستند.

1 . Gogus & Boucher

جدول ۱۳. نرخ ناسازگاری ماتریس مقایسه زوجی گویه های نظرسنجی شده

$CI^g =$	۰/۰۲٤۰۸	$CI^m =$	۰/۰۱۰۸	شاخص ناسازگاری	
$RI^g =$	۰/٤٦۹۱	$RI^m =$	۱/٤٥٥٥٥	شاخص ناسازگاری تصادفی	
$CR^g =$	۰/۰٥۱۳۳	$CR^m =$	۰/۰۰۷٤۲	نرخ ناسازگاری	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با طی مراحل روش تحلیل سلسله مراتبی فازی دلفی، وزن فازی و غیر فازی، ضریب اهمیت و اولویت متغیرهای مربوط به عوامل یا مؤلفه‌های شناسایی‌شده، طبق جدول (۱۴) مشخص می‌شود.

جدول ۱٤. ضریب اهمیت گویه های مربوط به عوامل و مؤلفه‌های شناسایی‌شده

گویه	نماد	$\tilde{Z}_i$			$\widetilde{W}_i$	وزن فازی عوامل		ضریب W_i	اولویت
۱	ASR	۰/٦٥	۱/۱۸	۲/۰۸	۰/۰۲٥۷۸	۰/۰۹۰۲۹	۰/۳۰۲۸۹	٪ ۸/۹۰	۳
۲	SRD	۰/٦۸	۱/۱۸	۲/۰۸	۰/۰۲٦۹۹	۰/۰۹۰۱٥	۰/۳۰۲۸۹	٪ ۹/۰۳	۲
۳	NSD	۰/۷۰	۱/۱۳	۲/۱٤	۰/۰۲۷۸۲	۰/۰۸٦۸۳	۰/۳۱۰۸۳	٪ ۹/۰۹	۱
٤	TA	۰/٦۰	۱/۰۲	۲/۰۰	۰/۰۲۳٥۷	۰/۰۷۷۸٥	۰/۲۹۱٤۰	٪ ۸/۱۲	٤
٥	CS	۰/٥۸	۰/۹٦	۱/۸٤	۰/۰۲۲۹۸	۰/۰۷۳۲۱	۰/۲٦۷۷۹	٪ ۷/٦۷	۷
٦	AC	۰/۳۷	۰/۸۸	۱/۷۳	۰/۰۱٤٦۲	۰/۰٦۷۷۷	۰/۲٥۱٦۰	٪ ٦/۲۸	۱۳
۷	EPM	۰/٥۸	۰/۹۷	۱/۸۸	۰/۰۲۳۱۲	۰/۰۷٤۰۲	۰/۲۷۲۸٤	٪ ۷/۷٦	٦
۸	r	۰/٤۱	۰/۹٥	۱/۹۱	۰/۰۱٦۱۳	۰/۰۷۲۷٤	۰/۲۷۸٥۲	٪ ٦/۸۹	۱۱
۹	f	۰/۳٦	۰/۹۲	۱/۷۳	۰/۰۱٤۰٦	۰/۰۷۰۱٤	۰/۲٥۲۳۸	٪ ٦/۲۹	۱۲
۱۰	t	۰/٤٦	۱/۰۱	۲/۰۰	۰/۰۱۸۲۳	۰/۰۷۷٦۳	۰/۲۹۱٤۰	٪ ۷/٤٤	۸
۱۱	OMC	۰/٤۷	۰/۹۲	۱/۸۸	۰/۰۱۸٦۲	۰/۰۷۰۳۸	۰/۲۷۳۱۸	٪ ۷/۱۰	۹
۱۲	V	۰/٤۱	۰/۹۱	۲/۰۹	۰/۰۱٦۱۲	۰/۰٦۹۹۹	۰/۳۰۳٥٥	٪ ۷/۰۰	۱۰
۱۳	S	۰/٦۰	۱/۰۳	۱/۹۲	۰/۰۲۳۷۱	۰/۰۷۸۹٤	۰/۲۷۹۹۹	٪ ۸/۰٦	٥
جمع		٦/۸۷	۱۳/۰٦	۲٥/۲۹		–		۱/۰۰	–

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ازآنجایی‌که کلیه عوامل عدم اطمینان شناسایی‌شده درنهایت یا بر درآمدهای حاصل از تولید برق و یا بر هزینه‌های تولید برق و در کل بر خالص ارزش فعلی نیروگاه (به‌عنوان معیاری برای قبول یا رد سرمایه‌گذاری در نیروگاه) اثر می‌گذارند لذا در زمان ارزش‌گذاری

اختیارات سرمایه‌گذاری این نیروگاه، عوامل مزبور باید با استفاده از منطق فازی وارد مدل ارزش‌گذاری گردد.

متناسب با سؤال دوم پژوهش یعنی چگونگی تأثیر اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک موردمطالعه، در این مرحله وجود یا عدم وجود رابطه معنادار بین استفاده از اختیارات سرمایه‌گذاری و ارزش سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک و سپس نوع اختیار موردنظر خبرگان در این حوزه، مدنظر قرارگرفته شده است.

جهت بررسی پایایی پرسشنامه دوم نیز از آزمون ضریب آلفای کرونباخ استفاده گردید. جدول (۱۵) نتایج آزمون پایایی را نشان می‌دهد. نتایج این جدول گویای آن است که ضریب آلفای کرونباخ برای هر یک از ابعاد متغیرها و نیز برای کل گویه های پرسشنامه بالاتر از ۷۰٪ قرار داشته و بنابراین پایایی و قابلیت اعتماد پرسشنامه، بر اساس محاسبات نرم‌افزار SPSS تائید می‌گردد.

جدول ۱۵. بررسی پایایی پرسشنامه دوم پژوهش با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ

متغیر	نوع	نماد	شماره گویه	آلفای کرونباخ
سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده و چالش‌های فرارو در حوزه انرژی خورشیدی	وابسته	Profitability	۱-۵	۰/۷۸۵
به‌کارگیری اختیارات مدیریتی در تصمیمات سرمایه‌گذاری برای نیروگاه فتوولتاییک	مستقل	Options	۶-۹	۰/۷۰۸
اختیار گسترش	-	Q6	۶	-
اختیار زمان‌بندی	-	Q7	۷	-
اختیار واگذاری	-	Q8	۸	-
اختیار (صبر) درنگ در سرمایه‌گذاری	-	Q9	۹	-
کل پرسشنامه	-	total	۱-۹	۰/۷۱۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۶) نیز نرمال بودن متغیرهای پرسشنامه دوم را تائید می‌کند.

جدول۱٦. نتایج آزمون کلموگروف- اسمیرنوف برای متغیرهای پرسشنامه دوم

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	P-Value	فرض صفر	توزیع متغیر
Profitability	٤/٥٠٦٧	۰/۳٦٦٦٦	۰/۱۷۹	تائید	نرمال
Options	٤/۱۳۳۳	۰/۷۷٦۰۸	۰/۰۷٤	تائید	نرمال
Q6	۳/۹۳۳۳	۰/۹٤٤٤۳	۰/۱٦٥	تائید	نرمال
Q7	۲/۳۰۰۰	۰/۹۱٥۳۹	۰/۰۸۷	تائید	نرمال
Q8	۳/۹۰۰۰	۰/۹۹٤۸۱	۰/۱٥٤	تائید	نرمال
Q9	۳/۹٦٦۷	۰/۸٥۰۲۹	۰/۱۲۳	تائید	نرمال
total	٤/۰۷۰٤	۰/۳۷٤۲۳	۰/۳۰٦	تائید	نرمال

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از اطمینان از نرمال بودن همه متغیرها، برای پاسخ به سؤال دوم پژوهش این سؤال را به دو سؤال فرعی به شرح زیر تقسیم می‌نماییم:

سؤال (۱-۲): آیا به‌کارگیری اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی بر بهبود ارزش‌ها، سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده در نیروگاه فتوولتاییک، تأثیر معنی‌داری دارد؟

سؤال (۲-۲): خبرگان حوزه انرژی خورشیدی، کدام نوع از اختیارات سرمایه‌گذاری را مناسب با نیروگاه فتوولتاییک تشخیص می‌دهند؟

برای پاسخ به سؤال فرعی (۱-۲) از روش تحلیل رگرسیون خطی ساده استفاده می‌شود. پس باید این سؤال را به‌صورت وجود یا عدم وجود (تأثیر) رابطه معنی‌دار بین متغیرهای مستقل و وابسته و به فرم دو فرض زیر تصور و آن را آزمون نمود:

H_0: به‌کارگیری اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی بر بهبود ارزش‌ها، سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده در نیروگاه فتوولتاییک، تأثیر معنی‌داری ندارد.

H_1: به‌کارگیری اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی بر بهبود ارزش‌ها، سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده در نیروگاه فتوولتاییک، تأثیر معنی‌داری دارد.

قبل از به‌کارگیری رگرسیون خطی باید شرایط زیر محقق گردد (بایزیدی و همکاران،۱۳۹۱)

(۱) عدم وجود وابستگی خطی بین متغیرهای مستقل (تحلیل به روش عامل تورم واریانس)

(۲) وجود رابطه خطی بین متغیرهای وابسته و مستقل (تشخیص از طریق آزمون F)

(۳) عدم وجود خودهمبستگی یا استقلال بین خطاها (تعیین به کمک آزمون دوربین واتسون)

(۴) نرمال یا تقریباً نرمال بودن توزیع (خطاها) متغیرها.

به‌منظور بررسی استقلال خطاها از یکدیگر با استفاده از آزمون دوربین واتسون، اگر آماره DW در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار گیرد، فرض عدم همبستگی بین خطاها پذیرفته در غیر این صورت رد می‌شود. جدول (۱۷) نتیجه این آزمون را برای سؤال دوم پژوهش نشان می‌دهد.

جدول۱۷. آزمون دوربین واتسون برای سؤال فرعی(۱-۲)

مدل	ضریب همبستگی R	ضریب تعیین R2	ضریب تعیین تعدیل‌شده Adj-R2	خطای استاندارد برآورد	آماره DW
۱	۰/۸۰۷	۰/٦٥٢	۰/٦٣٩	۰/٢٢٠٢	۱/۸۹٤

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ازآنجایی‌که مقدار آمارهDW (۱/۸۹۴) در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، لذا فرض عدم همبستگی بین خطاها رد نشده یعنی همبستگی بین خطاها وجود دارد. ضریب تعیین نیز نشان می‌دهد که ۶۵/۲٪ از تغییرات متغیر وابسته(ارزش و سودآوری) توسط متغیر مستقل(به‌کارگیری اختیارات) تبیین شده، که این نسبت، نسبت خوبی است.

به‌منظور بررسی عدم وجود وابستگی خطی بین متغیرهای مستقل، از آماره VIF استفاده می‌شود. اگر مقدار این آماره کمتر از ۵ باشد، شواهدی از وجود هم خطی چندگانه بین متغیرهای مستقل مدل وجود ندارد. همچنین شاخص ویژه کمتر از ۱۵ نیز تائید کننده عدم وجود وابستگی خطی است. نتایج جدول (۱۸) فرض عدم وجود وابستگی خطی بین متغیرهای مستقل را تائید می نماید.

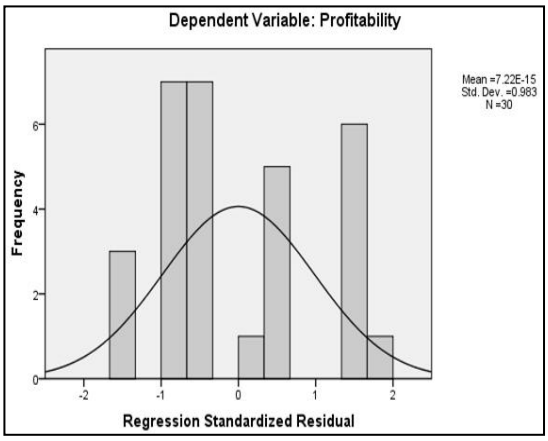
جدول ۱۸. بررسی عدم وجود وابستگی خطی

متغیر	آمار هم خطی		مدل	بعد	مقدار ویژه	شاخص وضعیت
	VIF	تلورانس				
به‌کارگیری اختیارات	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱	۱	۱/۹۸۳	۱/۰۰۰
				۲	۰/۰۱۷	۱۰/۹۲۵
متغیر وابسته: سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده و چالش‌های فرارو در حوزه انرژی خورشیدی						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای تائید وجود رابطه خطی بین متغیرهای وابسته و مستقل از آزمون F استفاده می‌شود. مقدار آماره F بیانگر معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۵٪ است. بر اساس محاسبات نرم‌افزار SPSS و با توجه به مقدار این آماره یعنی ۵۲/۴۰۷، فرض معناداری مدل رگرسیون در سطح معناداری (Sig= ۰/۰۰۰<۰/۰۵) پذیرفته می‌شود.

با مقایسه نمودار توزیع فراوانی خطاها و نمودار توزیع نرمال، وضعیت توزیع (خطاها) متغیرها مشخص می‌گردد. نمودار (۱) نشان می‌دهد که توزیع خطاها تقریباً نرمال و همچنین مقادیر میانگین و انحراف معیار نزدیک به صفر و یک است.



شکل ۱. آزمون نرمال بودن خطاها (مأخذ: یافته‌های پژوهش)

جدول ۱۹. نتایج آزمون سؤال فرعی (۱-۲) با استفاده از روش رگرسیون خطی

مدل	ضرایب استاندارد نشده		ضرایب استانداردشده	آماره t	سطح معنی‌داری Sig
	B	خطای استاندارد	بتا		
۱					
	۲/۰٤۰	۰/۳٤۳	–	۵/۹٤۷	۰/۰۰۰
به‌کارگیری اختیارات	۰/۵۳۲	۰/۰۷٤	۰/۸۰۷	۷/۲۳۹	۰/۰۰۰

متغیر وابسته: سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده و چالش‌های فرارو در حوزه انرژی خورشیدی

معادله خط رگرسیون سؤال فرعی (۱-۲): $Y = B_0 + B_1X \Rightarrow Y = ۲/۰٤۰+۰/۵۳۲X$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بدین ترتیب مفروضات و شرایط کلاسیک موردنیاز برای استفاده از مدل رگرسیون برقرار است. نتایج حاصل از آزمون رگرسیون خطی سؤال فرعی (۱-۲) پژوهش در جدول (۱۹) آمده است. این نتایج (با توجه به سطح معنی‌داری کوچک‌تر از ۵٪) حاکی از تأثیر معنادار به‌کارگیری اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی بر بهبود ارزش‌ها، سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده در نیروگاه فتوولتاییک، است. ضریب بتای به‌دست‌آمده (۰/۸۰۷) نیز نشان می‌دهد که با یک واحد تغییر در متغیر مستقل ۸۰/۷٪ تغییر در متغیر وابسته ایجاد می‌شود.

برای پاسخ به سؤال فرعی (۲-۲) نیز از آزمون t تک نمونه‌ای استفاده و فرضیه زیر را برای چهار متغیری که نماد انواع مختلف اختیارات سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک بوده و در مصاحبه‌های مقدماتی به تائید خبرگان نیز رسیده بودند، مورد آزمایش قرار می‌دهیم:

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \boldsymbol{\mu \leq 3} \rightarrow \text{عدم اتفاق نظر خبرگان بر به‌کارگیری اختیار } \boldsymbol{Q_i} \text{ در نیروگاه فتوولتاییک .} \\ \boldsymbol{H_1}: \boldsymbol{\mu > 3} \rightarrow \quad \text{اتفاق نظر خبرگان بر به‌کارگیری اختیار } \boldsymbol{Q_i} \text{ در نیروگاه فتوولتاییک .} \end{cases}$$

جدول(۲۰) نتایج حاصل از این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول۲۰. نتایج حاصل از آزمون متغیرهای نشان‌دهنده نوع اختیارات سرمایه‌گذاری

متغیر	نوع اختیار	آماره آزمون	سطح معنی‌دار Sig	فرض صفر $t_{0.05}$ =۱/٦۹۹ df =۲۹	فاصله اطمینان ۹۵٪	
Q6	گسترش	۵/٤۱۳	۰/۰۰۰	رد	۰/۵۸۰۷	۱/۲۸٦۰
Q7	زمان‌بندی	-٤/۱۸۸	۰/۰۰۰	قبول	-۱/۰٤۱۸	-۰/۳۵۸۲
Q8	واگذاری	٤/۹۵۵	۰/۰۰۰	رد	۰/۵۲۸۵	۱/۲۷۱۵
Q9	صبر(درنگ)	٦/۲۲۷	۰/۰۰۰	رد	۰/٦٤۹۲	۱/۲۸٤۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تحلیل نتایج جدول (۲۰) نشان می‌دهد که با توجه به سطح معنی‌داری (Sig) کمتر از ۵٪ فرض صفر با توجه به مقدار بحرانی (۱/۶۹۹) برای اختیار گسترش، واگذاری و صبر رد شده و میانگین پاسخ‌های خبرگان به این متغیرها، اختلاف معنی‌داری با عدد ۳ دارد. همچنین در فاصله اطمینان ۹۵٪ برای میانگین عدد ۳ در حد بالا و پایین قرار نداشته و میانگین این متغیرها برابر ۳ نیز نمی‌باشد. بدین ترتیب با ۹۵٪ اطمینان می‌توان ادعا کرد که خبرگان حوزه انرژی خورشیدی، با به‌کارگیری

اختیارات سرمایه‌گذاری از نوع گسترش، واگذاری و صبر موافق بوده و استفاده از این اختیارات را جهت انعطاف‌پذیری تصمیمات سرمایه‌گذاری در این نیروگاه مثبت ارزیابی می‌کنند؛ اما فرض صفر برای اختیار زمان‌بندی سرمایه‌گذاری در سطح معنی‌داری کمتر از ۵٪ قبول‌شده پس با میانگین کمتر از عدد ۳ و در سطح اطمینان ۹۵٪ ادعا می‌شود که خبرگان، با به‌کارگیری اختیار زمان‌بندی سرمایه-گذاری موافق نبوده و استفاده از آن را جهت انعطاف‌پذیری تصمیمات سرمایه‌گذاری در این نیروگاه مثبت ارزیابی نمی‌کنند.

درنهایت با توجه به یافته‌های پژوهش، الگوی پیشنهادی زیر جهت انعطاف‌پذیری بیشتر تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای در ارزیابی اقتصادی پروژه‌های سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان، با استفاده از رویکرد اختیار سرمایه‌گذاری به شرح نمودار (۲) ارائه می‌گردد.

نمودار ۲. الگوی پیشنهادی پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش الگویی برای شناسایی و رتبه‌بندی عوامل عدم اطمینان و همچنین شناسایی نوع اختیارات مناسب با یک پروژه سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک جنوب اصفهان ارائه گردید. برای این منظور و در پاسخ به سؤال اول این پژوهش، عوامل عدم اطمینان حاکم بر پروژه نیروگاه از دید خبرگان حوزه انرژی خورشیدی نظرسنجی و به کمک تحلیل عاملی اکتشافی مورد شناسایی و سپس با استفاده از فرآیند تحلیل سلسله مراتبی فازی رتبه‌بندی و ضریب اهمیت آن‌ها مشخص و درنهایت تأثیر این عوامل بر محیط سرمایه‌گذاری پروژه موردمطالعه، تعیین و مشخص شد که عوامل

اقتصادی شناسایی‌شده و متغیرهای نظرسنجی شده آن نظیر نرخ بهره بازار، نرخ تورم و یارانه‌ها، مشوق‌ها و معافیت‌های مالیاتی در قالب حمایت‌های دولتی، عوامل فنی نظیر پاکیزگی سطح پنل‌های خورشیدی، شرایط آب و هوایی منطقه، کارایی مدول‌های فتوولتاییک و هزینه‌های نصب و راه-اندازی این سیستم‌ها، عوامل محیطی چون متوسط تابش خورشید بر پنل‌های ثابت و مسطح در هر روز، تعداد روزهای آفتابی در سال و شفافیت یا آلودگی هوا و عوامل زیربنایی یا ساختاری میزان تابش سالانه خورشید (میزان دریافت اشعه خورشید) در منطقه، تعرفه خرید تضمینی برق خورشیدی توسط شبکه دولتی و نوسان نرخ ارز مؤثر بر مخارج خرید تجهیزات از خارج کشور، همگی بر محیط سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک تأثیر دارند. نتایج به‌دست‌آمده در این بخش، صرف‌نظر از روش بررسی، منطبق با یافته‌های پژوهش کارلسون و فولر (۲۰۰۵)، کولان و همکاران (۲۰۰۹)، کروک و نیکولینا (۲۰۱۶) است.

همچنین در پاسخ به سؤال دوم پژوهش مشخص شد که خبرگان حوزه انرژی خورشیدی، به‌کارگیری اختیارات سرمایه‌گذاری را جهت انعطاف‌پذیری تصمیمات سرمایه‌گذاری در نیروگاه فتوولتاییک، توصیه می‌کنند. به اعتقاد آنان به‌کارگیری اختیارات و انعطاف‌های مدیریتی بر بهبود ارزش‌ها، سودآوری و استفاده از فرصت‌های مطلوب آینده در این نیروگاه، تأثیر معنی‌داری دارد و این اختیارات را در قالب اختیار گسترش سرمایه‌گذاری در نیروگاه، اختیار واگذاری نیروگاه و اختیار درنگ برای سرمایه‌گذاری در آن، مناسب تشخیص می‌دهند. یافته‌های پژوهش حاضر در این بخش نیز با یافته‌های پژوهش‌های خارجی چون لازو و همکاران (۲۰۰۷)، شین (۲۰۱۴) وکنجاتاران (۲۰۱۷) و پژوهش‌های داخلی نظیر دین‌محمدی و باقری (۱۳۹۰) و سینایی و هاشمی (۱۳۹۲) از بسیاری لحاظ شباهت دارد.

محدودیت‌های پژوهش

در ارزیابی نتایج حاصل از این پژوهش، برخی از محدودیت‌ها باید در نظر گرفته شود که می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

(۱) محدودیت ذاتی پرسشنامه، ازاین‌جهت که ممکن است برخی از خبرگان، علیرغم داشتن تخصص‌های فنی، پیش‌بینی کنندگان توانمندی در مسائل اقتصادی و مالی نباشند.

(۲) به علت اجرای این پژوهش در استان اصفهان در سال ۹۶ و به دلیل تفاوت‌های اقلیمی و جغرافیایی استان‌های کشور، لذا تعمیم نتایج به سایر استان‌ها و به زمان‌های دیگر باید با احتیاط کافی صورت گیرد.

منابع

- آذر، ع. رجب‌زاده، ع. (۱۳۹۱). *تصمیم‌گیری با رویکرد MADM*، تهران، انتشارات نگاه.
- بایزیدی، ا، اولادی، ب؛ عباسی، ن. (۱۳۹۱). *تحلیل داده‌های پرسشنامه به کمک نرم‌افزار SPSS*، تهران، انتشارات عابد.
- ببی، ا. (۱۳۸۱). *روش‌های تحقیق در علوم اجتماعی*، ترجمه رضا فاضل، تهران، انتشارات سمت.
- پورحیدری، ا، احمدی فارسانی، ف. (۱۳۹۲). «اختیارات سرمایه‌گذاری و افزایش تعهدات در تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای». *فصلنامه حسابداری مالی*، ۱۷، صص. ۸۴-۷۱.
- جعفری اسکندری، م؛ صابونیان، م و دری، م. (۱۳۹۶). ارزیابی اقتصادی پروژه‌ها در شرایط عدم قطعیت با استفاده از منطق فازی، فرآیند تحلیل سلسله مراتبی و برنامه‌ریزی صفر و یک. راهبرد مدیریت مالی. ۵(۳) ، صص.۱۸۴-۱۷۱.
- حافظ نیا، م. (۱۳۷۷). مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی، تهران، انتشارات سمت.
- حیدری هراتمه، م. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر اختیار واقعی ناشی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر بازده سهام. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۸(۳۰) ، صص. ۲۰۰-۱۸۵.
- دستگیر، م. (۱۳۸۷). *مبانی مدیریت مالی*، تهران، انتشارات نو پردازان.
- دین‌محمدی، م، باقری، م. (۱۳۹۲). «ارزیابی اقتصادی طرح‌های سرمایه‌گذاری با روش اختیار واقعی (مطالعه موردی: طرح پتروشیمی)». *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۱۹، صص. ۱۷۷-۱۵۳.
- ذکاوت، م. (۱۳۸۸). «*تحلیل اختیار واقعی در بررسی طرح‌های سرمایه‌گذاری*». ششمین کنفرانس بین‌المللی توسعه نظام مالی ایران، تهران.۲، صص. ۵۲۳-۴۸۳.
- سینایی، ح، عیسی هاشمی، ق. (۱۳۸۸). «بررسی میزان استفاده مدیران شرکت‌ها از نظریه اختیارات سرمایه‌گذاری». *فصلنامه حسابداری مالی*، ۱، صص. ۹۲-۷۶.
- عطایی، م. (۱۳۸۹). *تصمیم‌گیری چند معیاره فازی*، انتشارات دانشگاه صنعتی شاهرود.
- فانی پاکدل، م و دیگران. (۱۳۹۱). «ارزشیابی پروژه‌های آماده‌سازی معدنی از دیدگاه نظریه اختیارات حقیقی: رویکرد مونت‌کارلو حداقل مربعات». *مجله علمی پژوهشی مهندسی معدن*.۱۲، صص. ۳۰-۱۵.
- کریمی، ر. (۱۳۹۴). *راهنمای آسان تحلیل آماری با SPSS*، تهران، نشر هنگام.
- هومن، ح. (۱۳۸۹). *مدل یابی معادلات ساختاری با لیزرل*، تهران، انتشارات سمت.
- Ataei, M. (1389). *Fuzzy multi-criteria decision making*. Publications of Shahrood University of Technology. (In Persian).
- Azar, A. Rajabzadeh, A. (1391). *Applied Decision Making (Multi-Attribute Decision Making)*. Tehran, Negah Publications, 2nd ed. (In Persian).
- Babbie, E. (1381). *The Practice of Social Research*. Tehran, SAMT Publications. (In Persian).
- Bayazidi, A. Oladi, B. Abasi, N. (1391). *Questionnaire analysis using SPSS software*. Tehran, Abed Publications. (In Persian).
- Carlsson, Ch. Fuller, R. (2005). "A fuzzy approach to real option valuation", *Fuzzy Sets & Systems*, 139: 297-312. Doi: 10.1016/S0165-0114(02)00591-2.
- Collan, M. Fuller, R. Mezei, J. (2009). "A Fuzzy Pay-Off Method for Real Option Valuation". *Journal of Applied Mathematics and Decision Sciences*, Online at http://mpra.ub.uni-muenchen.de/13601/.
- Davis, G.A. Owens, B. (2003). "Optimizing the Level of Renewable Electric R&D Expenditures Using Real Options Analysis". *Journal of Energy Policy*, 589–608. Doi: 10.1016/S0301-4215(02)00225-2.

- Dastgir, M. (1387). *Fundamentals of financial management*. Tehran, Nopardazan Publications. (In Persian).
- Dinmohammadi, M. Bagheri, M. (1392). Economic appraisal of investment projects by real option (case study: petrochemical plan). *Financial engineering and portfolio management,* 19, pp. 153-177. (In Persian)
- FaniPakdel, M.R. et al. (1391). Valuation of Mining Development Projects by Real Options Approach: least squares Mont Carlo approach, *Iranian Journal of Mining Engineering,* 12, pp. 15-30. (In Persian).
- Gogus, O, Boucher, T. (1997). A consistency test for rational weights in multi criterion decision analysis with fuzzy pair wise comparisons, *Fuzzy Sets and Systems*, 86, P.129-138. Doi: 10.1016/0165-0114(95)00410-6.
- Hafeznia, M. (1388). An Introduction to the Research Method in Humanities. Tehran, SAMT Publications. (In Persian).
- Heydari Haratemeh, M. (2017). Investigating the Effect of Real Options Resulting from investment opportunities on Stock Return. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 8(30), pp. 185-200. (In Persian)
- Homan, H. (1389). Structural Equation Modeling With LISREL Application. Tehran, SAMT Publications. (In Persian).
- Jafari Eskandari, M. Saboonian, M. Dory, M. (2017). Economic Evaluation of Projects under Uncertainty Using Fuzzy Logic, Analytical Hierarchy Process and Binary Integer Programming. *Financial Management Strategy*, 5(3), pp. 171-184. Doi: 10.22051/jfm.2017.14141.1290. (In Persian)
- Karimi. R. (1394). An Easy Guide to Statistical Analysis with SPSS. Tehran, Hengam publication. (In Persian).
- Kengatharan, L. (2017). Capital Investment Decision Making under uncertainty. *Asia-Pacific Management Accounting Journal*, 12(2), pp. 51-77.
- Available at: http://arionline.uitm.edu.my/ojs/index.php/APMAJ/article/view/632.
- Kruk.M.N, Nikulina.A.Y. (2016) Economic Estimation of Project Risks when Exploring Sea Gas and Oil Deposits in the Russian Arctic, *International Journal of Economics and Financial Issues*. 6(S2), pp. 138-150. Available at http: www.econjournals.com
- Lazoa, L. Marley, M. Vellascoa, B.R. (2007). "Real Options Value by Monte Carlo Simulation and Fuzzy Numbers", *International Journal of Business*, 12(2):181-189. Doi: 10.13140/RG.2.1.1387.8163.
- Luiz, A.M. Jose, M.C. (2012). *Valuation of Wind Energy Projects: A Real Option Approach*, 7(5):3218-3255. Doi: 10.3390/en7053218.
- Myers, S.C. (1977). "Determinants of Corporate Borrowing". *Journal of Financial Economics*, 5(2):147-175. Doi: 10.1016/0304-405X (77)90015-0.
- Mun.J, (2006). *Real Option Analysis: Tools and Techniques for Valuing Strategic Investment and Decisions*, United States, John Wiley & sons Inc.
- Poorhaydari, O. Ahmadi, F. (1392). "Real Options Method and Escalation of Commitments in Capital Budgeting Decisions". *Financial Accounting Quarterly*. 17, pp. 71-84. (In Persian).
- Sinaee, H. Isa Hashemi, Gh.A. (1388). "Studying the implementation of Real Options by corporate Companies Managers". *Financial Accounting Quarterly*. 1, pp. 76-92. (In Persian).
- Sheen, J-N. (2014). *Real Option Analysis for Renewable Energy Investment under Uncertainty*, 2nd International Conference on Intelligent Technologies and Engineering Systems, Taiwan. 293, pp. 283-289. Doi: 10.1007/978-3-319-04573-3_35.
- Zekavat, S.M. (1388). *The Application of Real Option Analysis in Investigation of Investment Projects*. The 6th International Conference on Financing System Development in Iran, 2, pp. 483-523. (In Persian).

پیوست: فرآیند تحلیل سلسله مراتبی دلفی فازی

تحلیل سلسله مراتبی روشی است که در آن، وزن دهی پارامترها بر مبنای مقایسه دوبه‌دوی آن‌ها در قالب ماتریس مقایسه زوجی انجام می‌گیرد. این فرآیند توسط لیو و چن (۲۰۰۷) ارائه و شامل مراحل زیر است: (عطایی،۱۳۸۹)

مرحله یک) نظرسنجی از متخصصان

در مورد پارامترهای مؤثر بر یک پدیده یا تصمیم به‌صورت کیفی یا در صورت امکان کمی نظرسنجی به عمل می‌آید.

مرحله دو) محاسبه اعداد فازی

برای محاسبه اعداد فازی $\tilde{a}_{ij}$ نتایج حاصل از نظرسنجی به‌طور مستقیم با اعداد فازی بر اساس توابع عضویت مثلثی به دلیل سهولت محاسباتی و از رابطه(۱) محاسبه می‌گردد.

$$\tilde{a}_{ij} = (\alpha_{ij}, \delta_{ij}, \gamma_{ij}) \text{ و } \alpha_{ij} \le \delta_{ij} \le \gamma_{ij} \qquad \text{رابطه (۱)}$$

در این رابطه $\alpha_{ij} = Min(\beta_{ijk})$ ، $\delta_{ij} = (\prod_{k=1}^{n} \beta_{ijk})^{\frac{1}{n}}$ ، $\gamma_{ij} = Max(\beta_{ijk})$ ، $k = 1, 2, 3, \dots, n$ و β_{ijk} نشان‌دهنده اهمیت نسبی عامل i بر عامل j از دیدگاه کارشناس k ام است.

مرحله سه) تشکیل ماتریس معکوس فازی

در این مرحله با توجه به اعداد فازی، ماتریس مقایسه زوجی فازی بین پارامترهای مختلف به شرح رابطه (۲) تشکیل می‌شود:

$$\tilde{A} = [\tilde{a}_{ij}] \quad , \quad \tilde{a}_{ij} \times \tilde{a}_{ji} \approx 1 \quad \forall i, j = 1, 2, 3, \dots, n \qquad \text{رابطه (۲)}$$

$$\tilde{A} = \begin{bmatrix} (1,1,1) & \cdots & (\alpha_{1j}, \delta_{1j}, \gamma_{1j}) & \cdots & (\alpha_{1n}, \delta_{1n}, \gamma_{1n}) \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ \left(\frac{1}{\gamma_{1j}}, \frac{1}{\delta_{1j}}, \frac{1}{\alpha_{1j}}\right) & \cdots & (1,1,1) & \cdots & (\alpha_{2n}, \delta_{2n}, \gamma_{2n}) \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ \left(\frac{1}{\gamma_{1n}}, \frac{1}{\delta_{1n}}, \frac{1}{\alpha_{1n}}\right) & \cdots & \left(\frac{1}{\gamma_{2n}}, \frac{1}{\delta_{2n}}, \frac{1}{\alpha_{2n}}\right) & \cdots & (1,1,1) \end{bmatrix}$$

مرحله چهار) محاسبه وزن فازی نسبی پارامترها

وزن نسبی عوامل از روابط زیر محاسبه می‌گردد. $\widetilde{W}_i$ یک بردار سطری است که نشان‌دهنده وزن فازی عامل i ام است.

$$\widetilde{Z}_i = [\widetilde{a}_{ij} \otimes ... \otimes \widetilde{a}_{in}] \qquad \text{رابطه (۳)}$$

$$\widetilde{W}_i = \widetilde{Z}_i \oslash (\widetilde{Z}_i \oplus ... \oplus \widetilde{Z}_n) \qquad \text{رابطه (۴)}$$

مرحله پنج) غیرفازی کردن وزن پارامترها

در این مرحله به‌منظور غیر فازی کردن وزن پارامترها، طبق رابطه (۵) میانگین هندسی مؤلفه‌های عدد فازی وزن پارامترها محاسبه و بدین ترتیب وزن پارامترها به‌صورت یک عدد قطعی بیان می‌شوند:

$$W_i = \left(\prod_{j=1}^{3} W_{ij}\right)^{\frac{1}{3}} \qquad \text{رابطه (۵)}$$

سپس ماتریس معکوس فازی $\widetilde{A}$ به دو ماتریس یکی ماتریس حد میانی اعداد فازی (m) و دیگری ماتریس میانگین هندسی حد بالا و حد پایین اعداد فازی ماتریس معکوس فازی (g) افراز و نرخ سازگاری به روش گاگوس و بوچر محاسبه می‌گردد:

$$CI^m = \frac{\lambda_{max}^m - N}{N-1}, \quad CR^m = \frac{CI^m}{RI^m} \quad , \quad CI^g = \frac{\lambda_{max}^g - N}{N-1}, \quad CR^g = \frac{CI^g}{RI^g} \qquad \text{رابطه (۶)}$$

در این رابطه $\lambda_{max}^m = \frac{m \times W_m}{W_m}$ بزرگ‌ترین مقدار ویژه ماتریس m و $\lambda_{max}^g = \frac{g \times W_g}{W_g}$ بزرگ‌ترین مقدار ویژه ماتریس g است. همچنین CI شاخص ناسازگاری، N تعداد عوامل، RI شاخص سازگاری تصادفی که مقدار آن از جدول شاخص ناسازگاری تصادفی انتخاب می‌گردد و CR نرخ سازگاری است که برای هر دو ماتریس m و g باید کوچک‌تر از ۱۰٪ باشد، در غیر این صورت(حتی برای یک ماتریس) باید پرسشنامه برای بازنگری به پاسخگویان ارجاع گردد(آذر و رجب‌زاده).

راهبرد مدیریت مالی

سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۲۱۲-۱۸۷

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۲۹
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۰۴/۰۴
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۴/۰۸

مقاله پژوهشی

بررسی تأثیر حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری بر اشتیاق سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران[1]

راهبه برومند[2]، منصور گرگز[3]، پرویز سعیدی[4]، علیرضا معطوفی[5]

چکیده

هدف این مقاله بررسی ارتباط بین حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری با اشتیاق سرمایه‌گذاری با کنترل محدودیت مالی می‌باشد که محدودیت مالی با استفاده از دو شاخص WW و SA اندازه‌گیری می‌شود، این مقاله با توسعه مدل دنگ و همکاران در سال ۲۰۱۷ و با استفاده از مفهوم محدودیت ملایم بودجه به بررسی ارتباط حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری با اشتیاق سرمایه‌گذاری پرداخته است. این پژوهش اطلاعات مالی ۱۰۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۰ ساله از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ موردبررسی قرار داده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری در طبقات مختلف شرکت‌های با محدودیت مالی و بدون محدودیت مالی ارتباط مثبت معنی‌داری با اشتیاق سرمایه‌گذاری دارد، بنابراین پژوهش حاضر حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری را به‌عنوان معیار مناسبی برای اندازه‌گیری اشتیاق سرمایه‌گذاری معرفی می‌کند، این نتیجه می‌تواند موردتوجه سیاست‌گذاران حوزه مسائل سرمایه‌گذاری قرار بگیرد.

واژه های کلیدی: اشتیاق سرمایه‌گذاری، محدودیت ملایم بودجه، بیش سرمایه‌گذاری، حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری، محدودیت در تأمین مالی

طبقه‌بندی موضوعی: C12, C33, D40, G11, G17,G31

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.23198.1857
۲. گروه حسابداری، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران Email: Boroumand62@yahoo.com
۳. دانشیار و عضو هیئت‌علمی گروه حسابداری، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران، نویسنده مسئول، Email: M_garkaz@yahoo.com
٤. دانشیار و عضو هیئت‌علمی گروه حسابداری، واحد علی آبادکتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی آبادکتول، ایران Email: dr.parvizsaeedi@yahoo.com
۵. استادیار و عضو هیئت‌علمی گروه مدیریت، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران Email: alirezamaetoofi@gmail.com

مقدمه

واحدهای تجاری، همواره با فرصت‌های سرمایه‌گذاری[1] زیادی روبه‌رو می‌شوند و نیازمند تصمیم‌گیری منطقی نسبت به یک سرمایه‌گذاری بهینه هستند. درواقع سرمایه‌گذاری هر واحد تجاری باید با توجه به محدودیت منابع و کارا بودن آن صورت بگیرد، اما مسئله‌ی اصلی انتخاب طرح‌ها و تصمیم‌گیری راجع به فرصت‌های سرمایه‌گذاری به‌وسیله‌ی مدیران واحدهای تجاری است که بر اساس منافع شخصی آن‌ها صورت می‌گیرد. به‌عبارتی‌دیگر، نا قرینگی اطلاعاتی و تضاد منافع، مانع انجام یک سرمایه‌گذاری بهینه می‌شود (یانگ و جیانگ[2]،۲۰۰۸). ازاین‌رو احدهای تجاری برای سرمایه‌گذاری در طرح‌های مختلف باید حد یا میزان سرمایه‌گذاری را با توجه به محدودیت منابع، موردتوجه قرار دهند (مدرس و حصار زاده،۱۳۸۷).

در شرایط وجود بازار کامل شرکت‌ها پروژه‌های سرمایه‌گذاری را تنها در صورتی اجرا خواهند نمود که ارزش فعلی جریان‌های نقدی تنزیل شده بیشتر از مخارج سرمایه‌ای مربوط به آن پروژه‌ها باشد، بعلاوه هیچ‌گونه محدودیت سرمایه وجود نداشته و شرکت‌ها بتوانند همیشه تأمین مالی خارجی را به هزینه‌ای معادل با هزینه سرمایه خودشان انجام دهند (پولینا و همکاران[3]،۲۰۰۵). لیکن فرض عدم نقص بازار واقع‌بینانه نیست، این مطلب بدان معناست که امکان برقراری شرایط بازار کامل در محیط واقعی وجود ندارد (لیاندرس[4]،۲۰۰۷). در چنین شرایطی شرکتی که در دسترسی به منابع خارجی بازار سرمایه با مشکلات بیشتری مواجه باشد، بخش بیشتری از منابع مالی موردنیاز خود را از منابع داخل شرکت تأمین می‌کند. چنین شرکتی اصطلاحاً «شرکت دچار محدودیت مالی[5]» نامیده می‌شود. به بیان فازاری میزان اتکای یک شرکت بر منابع داخلی نیز از طریق «حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی» آن شرکت تعیین می‌شود. پژوهش‌های آغازین در ارتباط با حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی توسط پژوهش فازاری و همکاران شروع گردید (فازاری و همکاران[6]،۱۹۸۸).

مدیران شرکت‌ها، با شناخت عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری و با به‌کارگیری آن‌ها در رسیدن به سطح سرمایه‌گذاری بهینه، می‌توانند نهایت بازدهی را ایجاد کنند. بازارهای ناکارا دارای نواقصی هستند که می‌توانند سطح سرمایه‌گذاری بهینه شرکت را تحت تأثیر قرار داده و درنهایت، به فرآیند «بیش

---

1 . Investment Opportunity
2 . Yang & Jiang
3 . Pawlina & Renneboog
4 . Lyandres
5 . Financial constraint
6 . Fazzari &Renneboog & Hubbard

سرمایه‌گذاری[1]» و یا «کم سرمایه‌گذاری[2]» منتهی شود. فرضیه بیش و کم سرمایه‌گذاری بیان می‌کند شرکت‌هایی که کمتر از سطح بهینه سرمایه‌گذاری می‌کنند، از مشکل کم سرمایه‌گذاری و شرکت‌هایی که بیشتر از سطح بهینه سرمایه‌گذاری می‌کنند، از مشکل بیش سرمایه‌گذاری آسیب می‌بینند (تهرانی و حصار زاده، ۱۳۸۸). بر اساس فرضیه بیش و کم سرمایه‌گذاری، از یک‌سو وجود جریان نقد به سبب نبود تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران منجر به بیش سرمایه‌گذاری می‌شود و از سوی دیگر، وجود محدودیت در تأمین مالی، به کم سرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد (بیدل و هیلاری[3]،۲۰۰۶).

مفهوم محدودیت نرم بودجه[4] و اشتیاق سرمایه‌گذاری[5] اولین بار توسط کرنای معرفی شد که هردوی این مفاهیم با حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری ارتباط پیدا می‌کند. کرنای بیان می‌کند که سندرم بیش سرمایه‌گذاری در اقتصادهایی که دارای محدودیت نرم بودجه هستند برجسته‌تر می‌باشد (کرنای[6]، ۱۹۸۶؛ دنگ و همکاران،۲۰۱۷).

درواقع دولت به‌عنوان یکی از بزرگ‌ترین تصمیم‌سازان اقتصادی در کشور، با تنظیم و اجرای بودجه‌های سالانه خود، نقش بسیار مهم و تأثیرگذاری در تغییر متغیرهای اقتصادی ازجمله کسری بودجه، نقدینگی موجود در اقتصاد، تورم، نرخ بهره و غیره دارد. تردیدی وجود ندارد که متغیرهای خرد و کلان اقتصادی تأثیر غیرقابل‌انکاری بر فروش شرکت‌ها و عملکرد آن‌ها دارد. عوامل اقتصادی کلان، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس را تحت تأثیر قرار می‌دهند و عوامل خرد اقتصادی بر شرکت‌های مختلف (حتی در یک صنعت) تأثیرات متفاوتی می‌گذارد (رهنمای رود پشتی و امیرحسینی،۱۳۸۹). مخارج دولت اعم از جاری و عمرانی آثار مختلفی را بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی داشته است.گاهی اوقات مخارج دولت‌ها عامل تحریک سرمایه‌گذاری خصوصی بوده و هر از چند گاهی نیز به‌عنوان مانعی بر سر راه آن عمل نموده است (عباسیان و همکاران،۱۳۹۱). لاو[7] در سال ۲۰۰۳ نشان داد که یک محیط قانونی قوی می‌تواند حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی عملیاتی را کاهش دهد (لاو، ۲۰۰۳) محدودیت‌های بودجه ممکن است دسترسی این شرکت‌ها به منابع مالی خارجی را آسان سازد (الن و دیگران ۲۰۰۵، کال و اکسیو،۲۰۰۳)؛ بنابراین سرمایه‌گذاری در شرکت‌های دولتی نسبت به شرکت‌های خصوصی

---

1 . Overinvestment
2 . Underinvestment
3 . Biddle, G. and Hilary, G
4 . Soft budget constraint (SBC)
5 . Investment thirst
6 . kornai
7 . Love

کمتر به دسترسی به منابع داخلی وابسته است. این نشان می‌دهد که شرکت‌های دولتی منحنی U شکل مسطح‌تری نسبت به شرکت‌های خصوصی دارند. شرکت‌های خصوصی دارای حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی بالاتری نسبت به شرکت‌های تحت کنترل دولت دارند (چاو فانگ، ۱۹۹۸ و کلری و دیگران[1]، ۲۰۰۷). اعتقاد دارند زمانی که جریان‌های نقدی عملیاتی منفی هستند شرکت‌ها ممکن است سرمایه‌گذاری را افزایش دهند چون درآمدهای متأثر از آن از هزینه‌های مالی بیشتر است. میشائیل فیرس و همکارانش در سال ۲۰۱۲ نشان دادند که ارتباط بین منابع مالی داخلی (جریان‌های نقدی عملیاتی) و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت یک رابطه U شکل است علاوه بر این در شرکت‌های تحت کنترل دولت حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی عملیاتی از شرکت‌های خصوصی بیشتر است به‌خصوص جایی که جریان‌های نقدی منفی است. بسیاری از مطالعات تجربی نشان می‌دهد جریان‌های نقدی عاملی تعیین‌کننده در سرمایه‌گذاری شرکت‌هایی که استانداردهای حاکمیتی ضعیف و مشکلات نمایندگی بالایی دارند می‌باشد (فیرس و همکاران[2]،۲۰۱۲).

بر این اساس با توجه به پژوهش‌های قبلی که ارتباط مثبتی بین حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری و بیش سرمایه‌گذاری یافته‌اند و مطالعات انجام‌شده توسط دنگ در سال ۲۰۱۷ در این پژوهش به بررسی رابطه حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری[3] با اشتیاق سرمایه‌گذاری پرداخته‌شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

برای اولین بار دو مفهوم محدودیت نرم بودجه و اشتیاق سرمایه‌گذاری توسط کرنای در سال‌های ۱۹۷۹، ۱۹۸۰ و ۱۹۸۶ و دنگ و همکاران در سال ۲۰۱۷ و زیجان و همکاران[4] نیز در سال ۲۰۱۷ برای تشریح رفتار اقتصادی در اقتصادهای سوسیالیستی مورداستفاده قرارگرفته است که ویژگی اصلی اقتصاد آن‌ها کسری بودجه است.

---

1 . Chow & Fung . Cleary& Raith
2 . Michael, Firth. Paul, H, Malatesta. Qingquan, Xin. Liping xu
3 . Investment cash flow sensitivity (ICFS)
4 . Zijian Chenga, Grant Flemingb, Zhangxin (Frank) Liuc

هنگامی‌که مخارج دولت از درآمدهای آن بیشتر باشد گفته می‌شود دولت با کسری بودجه مواجه است. میزان این کسری از مقایسه‌ی ارقام مربوط به درآمدها و مخارج به‌سادگی قابل‌محاسبه است. در اقتصاد بخش عمومی،کسری بودجه‌ی دولت ممکن است دلایل مختلفی داشته باشد. گاهی دولت برای انجام وظایف اقتصادی خود به‌صورت فعال در اقتصاد عمل می‌کند و برای رهایی از رکود اقتصادی، با افزایش مخارج سرمایه‌گذاری خود متوسل به سیاست کسری بودجه می‌شود تا اقتصاد را به وضعیت تعادل سوق دهد. گاهی ممکن است بدون اینکه دولت نقش فعالی در اقتصاد داشته باشد یا اقدام به اتخاذ یک سیاست مالی فعال کند، کسری بودجه به وجود آید (ابراهیمی نژاد، ۱۳۸۳).

دنگ و همکاران در سال ۲۰۱۷ بیان می‌کنند که اشتیاق سرمایه‌گذاری به‌عنوان تمایل بیشتر مدیران به سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد در پروژه‌ها بالأخص زمانی که دارایی‌های نقدی افزایش می‌یابد تعریف‌شده است و آن را ناشی از محدودیت نرم بودجه می‌دانند و سختی و نرمی بودجه را به‌طور غیرمستقیم و از طریق مشاهده دو پدیده بیان می‌کند.

پدیده اول بقا می‌باشد، اگر مشکلات شدید مالی شرکت را به سمت ورشکستگی سوق دهد و شرکت نابود شود. حالا این شکست چه به خاطر سهل‌انگاری خودش باشد چه ناشی از شرایط برون‌سازمانی باشد، در این حالت محدودیت بودجه سخت نامیده می‌شود.

در محدودیت بودجه نرم دولت به شرکت‌ها کمک می‌کند تا از مشکل رهایی پیدا کنند که به روش‌های مختلفی این کار انجام می‌گیرد مانند اعطای یارانه، معافیت فردی، عدم پرداخت مالیات و سایر موارد که باعث بهبود کامل، نیمه‌کامل و یا به تأخیر انداختن شکست می‌شود، انعطاف‌پذیری در شرایط اعطای اعتبار، طولانی شدن بازپرداخت بدهی اعتباری و غیره؛ در اینجا دولت پدرسالار به‌طور خودکار ضامن بقای شرکت است.

پدیده دوم، رشد شرکت است که نتیجه غیرمستقیم سختی یا نرمی محدودیت بودجه می‌باشد. محدودیت بودجه سخت است، اگر رشد شرکت وابسته به شرایط مالی خودشان باشد به‌عنوان‌مثال به میزان انباشتگی سودهای سال‌های قبلشان (سود انباشته) و از سوی دیگر- تحت شرایط محافظه‌کاری- چه مقدار آمادگی گرفتن اعتبار را دارند و آیا قادر به گرفتن اعتبار برای اهداف سرمایه‌گذاری هستند که بازهم این بستگی به چشم‌انداز آتی آن‌ها از شرایط مالی و انتظار سودآوری آن‌ها از سرمایه‌گذاری‌شان دارد. اگر سرمایه‌گذاری به شکست ختم شود ممکن است حتی منجر به شکست مالی شرکت شود. در زمانی که محدودیت بودجه نرم است در این حالت هیچ شکستی

وجود ندارد، شرکت‌ها به بقای خود ادامه می‌دهند. بدین ترتیب با توضیحاتی که داده شد محدودیت بودجه سخت، مفیداست چون باعث می‌شود که عمل و آزادی انتخاب مدیران را محدود، اما محدودیت نرم بودجه مفید نیست (کرنای، ۱۹۸۰ و دنگ،۲۰۱۷).

پس موضوع محدودیت ملایم بودجه ممکن است مدیران را تحریک کند که به دنبال انگیزه‌های منجر به بی‌مسئولیتی باشند و در نتیجه منجر به ریسک مالی شرکت بدون نظارت کافی باشد (ماسکین و همکاران، ۱۹۹۵). مشکلات مربوط به محدودیت ملایم بودجه در اقتصادهای در حال گذار بسیار برجسته است. کیان و رولاند نشان دادند که تئوری اشتیاق سرمایه‌گذاری در اقتصاد کلان برگرفته از کار کرنای، پدیده سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد در اقتصادهای در حال گذاری مثل چین را بهتر توضیح می‌دهد (کیان و رولاند[1]،۱۹۹۸). اشتیاق سرمایه‌گذاری از دو حالت خاص سرمایه‌گذاری ناشی می‌شود:

اول زمانی است که شرکت‌های مواجه با محدودیت نرم بودجه بیش‌ازحد سرمایه‌گذاری کرده‌اند

دوم، انگیزه سرمایه‌گذاری مدیران برای دوره‌های کوتاه‌مدت است.

حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری در اصل برای اندازه‌گیری محدودیت‌های مالی در کار فازاری در سال ۱۹۸۸ پیشنهاد شد. آن‌ها ارتباط مثبتی میان حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های مالی پیدا کردند (فازاری، ۱۹۸۸). بااین‌حال این ارتباط مثبت با پژوهش‌های بعدی به چالش کشیده شد؛ کاپلان و زینگلاس[2] در سال ۱۹۹۷ اولین افرادی بودند که رابطه قوی‌تر برای شرکت‌های با دسترسی کمتر به بازارهای سرمایه خارجی را زیر سؤال بردند آن‌ها فرض اصلی در ادبیات این موضوع را زیر سؤال بردند (کاپلان و زینگلاس،۱۹۹۷). علاوه بر این برخی مطالعات اخیر مانند کار الایانیس و موزومدر ۲۰۰۴[3]، اگسا وموزومدر ۲۰۰۸[4]، بروان و پترسن ۲۰۰۹[5]، چن وچن ۲۰۱۲[6] نیز به این نتیجه رسیدند که حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری نمی‌توانند به‌خوبی محدودیت‌های مالی را اندازه‌گیری کنند و به عبارتی معیار مناسبی برای آن نمی‌باشد. جنسن در سال ۱۹۸۶ به بررسی ارتباط بین جریان نقد آزاد، سود تقسیمی و سرمایه‌گذاری

---

1 . Qian & Roland
2 . Kaplan &Zingales
3 . Allayannis& Mozumdar
4 . Agca & Mozumdar
5 . Brown& Petersen
6 . Chen& Chen

اضافی در سایر شرکت‌ها پرداخته است (جنسن،۱۹۸۶). وی جریان نقد آزاد را وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی پس از کسر وجوه لازم به‌منظور سرمایه‌گذاری می‌دانست. بر اساس نظریه جنسن به دلیل وجود نظریه نمایندگی ممکن است مدیران جریان‌های نقد آزاد را در طرح‌هایی با ارزش فعلی خالص مثبت سرمایه‌گذاری نکنند بلکه حتی برای انتفاع شخصی و با دیدی کوتاه‌مدت، وجوه نقد آزاد را در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی سرمایه‌گذاری کنند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۶)، نتیجه مطالعه نشان می‌دهد که بین این متغیرها ارتباط مستقیم معنی‌دار وجود دارد و فرضیه جریان نقد آزاد را بیان می‌کند. ریچاردسون در سال ۲۰۰۶ به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد و جریان نقدی آزاد می‌پردازد و رابطه مثبت معنی‌داری را بین جریان نقد آزاد و بیش سرمایه‌گذاری پیدا می‌کند.

دنگ در سال ۲۰۱۷ بر اساس پژوهش‌های قبلی بیان می‌کند که حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری می‌تواند معیار اندازه‌گیری معتبری برای اشتیاق سرمایه‌گذاری در سطح شرکت‌ها باشد. با وجود مطالعاتی که در اقتصاد کلان انجام گرفته است نسبت فزاینده سرمایه به تولید به‌عنوان معیار اندازه‌گیری اشتیاق سرمایه‌گذاری در سطح کشور استفاده می‌شود (لی و همکاران،۲۰۱۲).[1] بااین‌حال هیچ شاخص مشابه ای در سطح شرکت و صنعت برای آن ارائه نشده است. دنگ بیان می‌کند که حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری (ICFS) می‌تواند معیار اندازه‌گیری خوبی در سطح شرکت برای اشتیاق سرمایه‌گذاری می‌باشد. وی با توسعه کار فازاری در سال ۱۹۸۸ و کار کرنای در سال ۱۹۸۶ درمی‌یابد که سطح حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری به‌وسیله ۴ عامل زیر تعیین می‌شوند:

۱ ترجیحات ریسکی مدیران (ریسک‌پذیری مدیران)

۲) تعیین بیش سرمایه‌گذاری بر اساس محدودیت بودجه نرم

۳) فرصت‌های سرمایه‌گذاری

۴) محدودیت مالی.

زمانی که دو عامل اول با یکدیگر ترکیب می‌شوند نتایج منطبق می‌شوند با مفهوم «اشتیاق سرمایه‌گذاری» معرفی‌شده توسط کرنای، درحالی‌که دو عامل بعدی مربوط می‌شوند به کار فازاری؛

---

1 . Lee& Xueyan

بنابراین بعد از کنترل اثر فرصت‌های سرمایه‌گذاری و محدودیت مالی، حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری می‌تواند اشتیاق سرمایه‌گذاران را در شرکت اندازه‌گیری کند (دنگ و همکاران،۲۰۱۷).

دنگ و همکاران در سال ۲۰۱۷ بیان می‌کنند که با توجه به ناسازگاری‌هایی که در مطالعات گذشته در مورد حساسیت‌های جریان نقدی سرمایه‌گذاری وجود دارد، مدلی را با استفاده از پژوهش فازاری در سال ۱۹۸۸ برای آزمون ارتباط میان حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری و محدودیت مالی ارائه می‌کنند و سپس آن را با استفاده از مدل کرنای ۱۹۷۹ که مفهوم اشتیاق سرمایه‌گذاری را برای اولین بار در سطح کلان کشوری مطرح می‌کند، توسعه می‌دهند. آن‌ها نشان دادند که حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری ارتباط مثبت و قوی با اشتیاق سرمایه‌گذاری دارد البته بعد از کنترل کردن محدودیت‌های مالی.

گاریگلیا و یانگ[1] در سال ۲۰۱۲ به بررسی تأثیر محدودیت‌های مالی و هزینه‌های نمایندگی در کاهش ناکارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های چینی برای دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۱۹۹۰ پرداختند. آن‌ها برای اندازه‌گیری محدودیت مالی از شاخص کاپلان و زینگلاس (۱۹۹۷) وایتد وو[2] (۲۰۰۶) و جهت برآورد میزان هزینه‌های نمایندگی از نسبت‌های کارایی استفاده کردند. شواهد نشان می‌دهد که ترکیب محدودیت‌های مالی و مشکلات نمایندگی می‌تواند برای توضیح ناکارآمدی سرمایه‌گذاری در محیط کشور چین مورداستفاده قرار گیرد.

ریچاردسون در سال ۲۰۰۶ به بررسی رابطه بین بیش سرمایه‌گذاری و جریان نقدی آزاد می‌پردازد و رابطه مثبت معنی‌داری را بین جریان نقد آزاد و بیش سرمایه‌گذاری پیدا می‌کند. وی برای کنترل محدودیت مالی شرکت‌ها را به چهار گروه تقسیم می‌کند به‌طوری‌که مشاهدات در گروه‌های ۳ و ۴، باارزش‌های بزرگ‌تر، به‌عنوان شرکت‌هایی که بیش سرمایه‌گذاری می‌کنند، تعریف می‌شود و مشاهدات در گروه ۱ و ۲، با مقادیر کوچک‌تر، به‌عنوان شرکت‌هایی که کمتر از حد سرمایه‌گذاری می‌کنند، تعریف می‌شود.

آلمیدا و همکارانش[3] در سال ۲۰۰۴ مطرح کردند که انتظار می‌رود ارتباط مثبتی بین تغییرات در میزان وجوه نقد و حساسیت جریان‌های نقدی شرکت وجود داشته باشد، به‌طوری‌که کاهش (و یا افزایش) میزان موجودی نقد شرکت در یک زمان مشخص به کاهش (و یا افزایش) حساسیت

---

1 . Guariglia, A. Yang, J
2 . Whited and Wu
3 . Almeida, H. and Campello, M. and Weisbach, M.S

جریان‌های نقدی وجوه نقد منجر شود. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌های با محدودیت مالی از حساسیت جریان نقدی؛ وجه نقد بالاتری نسبت به شرکت‌های بدون محدودیت مالی برخوردار هستند.

کاپلان و زینگلاس در سال ۱۹۹۷ با انتخاب نمونه ۴۹ تایی از شرکت‌هایی با نسبت سود تقسیمی پایین (شرکت‌های با محدودیت مالی) که توسط فازاری و دیگران شناسایی‌شده بود را با استفاده از اطلاعات کمی و کیفی به‌دست‌آمده از مطالعه گزارش‌های سالانه شرکت بررسی و تجزیه‌وتحلیل نمودند. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌های بدون محدودیت مالی نسبت به شرکت‌های با محدودیت مالی، حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری بالاتری دارند.

فازاری و دیگران در سال ۱۹۸۸، آن‌ها ۴۲۲ شرکت تولیدی آمریکایی را در فاصله زمانی ۱۹۸۴ تا ۱۹۶۹ موردمطالعه قرار دادند و از نسبت پرداخت سود تقسیمی به‌عنوان معیار فقدان محدودیت مالی استفاده کردند. آن‌ها دریافتند که شرکت‌های با محدودیت مالی نسبت به شرکت‌های بدون محدودیت مالی حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری بالاتری را نشان می‌دهند؛ بنابراین آن‌ها حساسیت بالای جریان نقد سرمایه‌گذاری را به‌عنوان معیاری از وجود محدودیت مالی تفسیر نموده‌اند.

فازاری در سال ۱۹۸۱ نشان داد که بعد از کنترل فرصت‌های رشد، سرمایه‌گذاری واحد تجاری به جریان‌های نقدی حساسیت نشان می‌دهد و این موضوع در مورد بنگاه‌های با سود تقسیمی پایین، تشدید می‌شود. وی نتیجه گرفت که وجود محدودیت‌های نقدینگی رو در روی بنگاه‌ها، یک اثر مستقیم قوی از طریق وجوه داخلی بر روی سرمایه‌گذاری می‌گذارد.

کورنای در سال ۱۹۸۰ بیان می‌کند که سندرم (ضایعه) بیش سرمایه‌گذاری در اقتصادهایی که دارای محدودیت ملایم بودجه مواجه هستند، برجسته‌تر می‌باشد که این از ویژگی‌های اقتصادهای در حال گذار می‌باشد و برای اولین بار مفهوم محدودیت ملایم بودجه و اشتیاق سرمایه‌گذاری توسط کورنای معرفی شد. در یک اقتصاد سوسیالیستی کمبود کالاهای مصرفی، کمبود مسکن، اختلالات در عرضه مواد، کمبود کالاهای سرمایه‌گذاری و کمبود نیروی انسانی دارای علل اصلی مشترکی است که باید برطرف شود. خصوصیات خاصی از مکانیسم اقتصادی به‌طور دائم کمبود تولید می‌کند. تلاش برای افزایش تولید ممکن است به سه محدودیت زیر برخورد کند:

۱)محدودیت منابع فیزیکی، ۲) محدودیت تقاضا و ۳) محدودیت بودجه شرکت.

کمبود منابع و کمبود تقاضا قبلاً موردبررسی قرارگرفته‌اند؛ اما مورد سوم که کمتر موردتوجه قرارگرفته است توسط کرنای مطرح می‌شود وی از طریق مدل تصویری، مخزن هیدرولیکی به تشریح اشتیاق سرمایه‌گذاری و محدودیت ملایم بودجه می‌پردازد که در آن جریان‌های کلان اقتصادی همان جریان مایع در مخزن هیدرولیکی می‌باشد.

حصارزاده و تهرانی در سال ۱۳۸۸ در پژوهش خود با عنوان «تأثیر جریان‌های نقدی آزاد و محدودیت در تأمین مالی بر بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری» با استفاده از اطلاعات مالی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به بررسی برخی از جنبه‌های نظریه بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری می‌پردازد. یافته‌های پژوهش حاکی از نبود رابطه معنی‌دار بین محدودیت در تأمین مالی و کم سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

شریفی و همکاران در سال ۱۳۹۰ در پژوهشی با عنوان «بررسی حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی عملیاتی با در نظر گرفتن اثر کنترل دولت» به بررسی حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی عملیاتی با در نظر گرفتن اثر کنترل پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که ارتباط بین سرمایه‌گذاری و جریان‌های نقدی عملیاتی غیریکنواخت است و ارتباط بین سرمایه‌گذاری و جریان‌های نقدی عملیاتی مثبت مستقیم و جریان‌های نقدی عملیاتی منفی معکوس است. همچنین حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی در شرکت‌های دولتی بیشتر از شرکت‌های خصوصی است.

فرضیه‌های پژوهش

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری بر اشتیاق سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور ابتدا به تبیین و اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش پرداخته‌شده است و سپس فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌گردد. بر اساس کار دنگ و همکاران در سال ۲۰۱۷ پس از کنترل اثر فرصت‌های سرمایه‌گذاری و محدودیت مالی، حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری می‌تواند اشتیاق سرمایه‌گذاران را در سطح شرکت اندازه‌گیری کند بر این اساس مدل بدین گونه تشریح می‌شود:

$$\frac{I_t}{K_{t-1}} = a_0 + a_1 Tobin'sQ_{t-1} + a_2\frac{CF}{K_{t-1}} + a_3\frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}} + a_4 Tobin'sQ_{t-1} \times \frac{CF}{K_{t-1}} + a_5 FC_t + e$$

که در آن:

I_t / K_{t-1}= مخارج سرمایه‌گذاری تقسیم‌بر مجموع کل دارایی‌های سال قبل

$Tobin'sQ_{t-1}$ = به‌عنوان کیوتوبین سال قبلی عبارت است از نسبت ارزش بازار شرکت بر ارزش دفتری یا ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت ،ولی به دلیل آنکه به دست آوردن ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت در اغلب موارد غیرممکن است از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به‌علاوه ارزش دفتری بدهی‌ها بر ارزش دفتری دارایی‌ها به دست می‌آید (فخاری و اسدزاده، ۱۳۹۶؛ مشکی میاوقی و صنایعی، ۱۳۹۵)

$S_t - S_{t-1}/S_{t-1}$= فروش سال جاری منهای فروش سال قبل تقسیم‌بر فروش سال قبل

CF/K_{t-1}=جریان وجه نقد خالص عملیاتی تقسیم‌بر مجموع کل دارایی‌های شروع دوره تعریف می‌شود

با در نظر گرفتن مدت تعاملی برای $Q_{t-1} \times CF/K_{t-1}$ طبق کار وگت در سال ۱۹۹۴، وکار چن در سال ۲۰۱۲ این ضریب نشان‌دهنده مشخصه حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری می‌باشد. اگر علامت ضریب منفی باشد ما می‌توانیم استنباط کنیم که حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری منجر به اشتیاق سرمایه‌گذاری می‌شود، البته بعد از کنترل اثر فرصت‌های سرمایه‌گذاری و محدودیت مالی. در اینجا جز باقی‌مانده e بیانگر اشتیاق سرمایه‌گذاری(ITH) می‌باشد(دنگ و همکاران ،۲۰۱۷).

FC_t سطح محدودیت مالی را با توجه به شاخص WWو شاخص SA را نشان می‌دهد.

شاخص WW

$$WW_{i,t}=2.817*LongDebt_{i,t}-0.29*DivDum_{i,t}-0.636*LogAsset_{i,t}-0.085*IndSalegrow_{i,t}-4.43*CashRatio_{it}+5.214*IndDebt_{it}+0.947*ControlPrivate_{i,t}$$

بر اساس کار واینند وو (۲۰۰۶) و ژنگ و لیان[1] (۲۰۱۴) در مدل فوق:

$LongDebt_{i,t}$ ، مجموع بدهی‌های بلندمدت تقسیم‌بر مجموع دارایی‌های شرکت i در سال t

1 . Zeng,H,and L. Lin

$DivDum_{i,t}$ ، این متغیر در این پژوهش اسمی است اگر شرکت در سال جاری بین سهامداران سود توزیع کند عدد یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد.

$LogAsset_{i,t}$ ، لگاریتم مجموع دارایی‌های شرکت i در سال t

$IndSaleGrow_{i,t}$، میانگین رشد فروش هر صنعت، برای محاسبه این متغیر لازم است تا فروش تمامی شرکت‌ها را بر اساس تفکیک نوع صنایع مشخص و سپس با فروش سال قبل مقایسه گردد. تفاوت فروش سال جاری و سال قبل تقسیم‌بر فروش سال قبل، رشد فروش در هر صنعت خواهد بود.

$CashRatio_{i,t}$ ، نسبت وجوه نقد شرکت i در سال t که برابر است با مجموع وجوه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت تقسیم‌بر مجموع دارایی‌های پایان سال

$IindDebt_{i,t}$ ، میانگین نسبت بدهی‌های بلندمدت در هر صنعت برای سال t، برای محاسبه متغیر فوق مجموع بدهی‌های بلندمدت در هر صنعت محاسبه و بر مجموع دارایی‌های همان صنعت تقسیم می‌شود.

$ControlPrivate_{i,t}$، متغیری کیفی است اگر کنترل شرکت i در سال t در دست سهامدار و شرکت خصوصی باشد عدد یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد.

شاخص SA:

$$SA= abs(-0.737\times size_{it} + 0.043 size_{it}^{2} - 0.040\times age_{it})$$

بر اساس کار هادلاک و پیرس[1] (۲۰۱۰) در مدل فوق:

Size: اندازه شرکت نشان داده می‌شود با لگاریتم ارزش دفتری کل دارایی‌ها

Age: عمر شرکت است.

با توجه به کار هادلاک و پیرس در سال ۲۰۱۰ شاخص SA یک شاخص معکوس محدودیت مالی است، یعنی مقادیر بزرگ شاخص، نشان‌دهنده درجه پایین‌تر محدودیت مالی است. همچنین در این مقاله اثرات ثابت‌شده سال و صنعت نیز در نظر گرفته شده است.

در مرحله اول ابتدا نمونه را بر اساس شاخص‌های مالی یک‌بار بر اساس شاخص WW و بار دیگر بر اساس شاخص SA به چهار گروه تقسیم می‌کنیم به‌طوری‌که گروه اول شامل شرکت‌هایی با کمترین محدودیت مالی و گروه چهارم شامل شرکت‌هایی با بیشترین محدودیت مالی می‌باشد

---

1 . Hadlock,c.and J.Pierce

سپس به بررسی اثر معیار حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری در این چهار گروه پرداخته تا رابطه حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری با محدودیت مالی مشخص شود.

بر اساس متغیرهای در نظر گرفته شده و با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه اصلی این پژوهش به شرح زیر بیان می‌شود:

بین حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری و اشتیاق سرمایه‌گذاری ارتباط معنی‌داری وجود دارد.

مدل پژوهش نیز به‌صورت زیر می‌باشد:

$$ITH_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ICFs_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 Agency\ cost_{it} + \varepsilon_{it}$$

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ روش همبستگی و از لحاظ هدف کاربردی می‌باشد. همچنین ازآنجاکه این نوشتار به توصیف آنچه هست یا توصیف شرایط موجود بدون دخل و تصرف (و نه به الزام و توصیه خاص) و با توجه به آن‌که قضاوت‌های ارزشی در این پژوهش کم‌رنگ است. پژوهش حاضر در زمره پژوهش‌های توصیفی حسابداری به شمار می‌رود. به‌علاوه با توجه به اینکه از اطلاعات تاریخی در آزمون فرضیه‌های آن استفاده خواهد شد در گروه پژوهش‌های نیمه تجربی طبقه‌بندی می‌گردد.

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که اطلاعات مربوط برای یک دوره زمانی ۱۰ ساله شامل سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ است، که داده‌های مربوط به‌صورت سالانه استفاده می‌شود. لازم به ذکر است برای انتخاب نمونه آماری از روش حذف سیستماتیک استفاده می‌شود و کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری که دارای شرایط زیر باشد به‌عنوان نمونه انتخاب و بقیه حذف می‌شوند:

۱- سهام شرکت از سال ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ در بازار اوراق بهادار تهران معامله شده باشد و اطلاعات شرکت‌ها برای طی دوره زمانی یادشده در دسترس باشد.

۲ - شرکت‌های برگزیده نمونه آماری متعلق به صنایع بانک‌ها، مؤسسات مالی اعتباری، واسطه‌گری‌های مالی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و شرکت‌های چند رشته‌ای صنعتی نباشد.

۳- سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه هرسال باشد و طی دوره زمانی پژوهش، تغییر نکرده باشد.

۴- با هدف حفظ اعتبار درونی پژوهش، شرکت‌های انتخاب‌شده در طی دوره موردبررسی توقف معاملاتی بیشتر از ۳ ماه نداشته باشند.

با توجه به مجموع شرایط ذکرشده، بر اساس اطلاعات به‌دست‌آمده تعداد نمونه آماری که دارای شرایط بالا باشد ۱۰۷ شرکت از صنایع مختلف است.

روش آزمون فرضیه‌ها و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	TobinsQ	CF/K	S	Q.CF/K	FC-WW	FC-SA	ICFs	ITH
میانگین	29/32171206	0/053936122	−1/264094199	2/904544294	17/46780783	1/098815565	14.50516	1/349655458
میانه	7/167809	0/028689	0/132369	0/183724	13/12588	1/092436	14.51294	1/370965
ماکزیمم	1342/673	11/93459	0/994785	1937/125	250/5144	1/985315	14.59096	1/52498
مینیمم	0/013376	−0/15956	−695/813	−1/71526	−42/2144	0/513173	14.37113	1
انحراف معیار	82/9689	0/370401	23/43768	59/29633	21/52847	0/209423	0.059420	0/105669491
چولگی	97/75875	993/1739	743/3039	1062/05	61/33171	0/286709	0/184435	0/080806785
کشیدگی	8/416945	31/03117	−26/1785	32/53091	7/297075	0/236405	−0/79814	−0/765283746
تعداد مشاهده	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070

اولین گام در تحلیل آماری تعیین مشخصات خلاصه‌شده داده‌ها و محاسبه شاخص‌های توصیفی می‌باشد تا مقدمات تحلیل آماری فراهم‌شده و خصوصیات توصیفی برای تحلیل بیشتر آشکار گردد.

آزمون نرمال بودن متغیرهای پژوهش

در انجام این پژوهش، به‌منظور تخمین پارامترهای مدل از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌گردد. روش حداقل مربعات معمولی بر این فرض استوار است که متغیر وابسته دارای توزیع نرمال است و توزیع غیر نرمال آن منجر به تخطی از مفروضات این روش برای تخمین پارامترها می‌شود. در مطالعه حاضر آزمون نرمال بودن از طریق آماره جارک-برا موردبررسی قرار می‌گیرد. اگر سطح معناداری آماره این آزمون بزرگ‌تر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع متغیرها پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون جارک-برا برای متغیر وابسته در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. آماره جارک-برا متغیرهای وابسته پژوهش

آزمون نرمال پذیری	ITH
جارک-برا	160.8351
معنی‌داری	0.000000
تعداد مشاهده	1070

در جدول۲ با توجه به کوچک‌تر بودن مقدار معناداری آماره جارک-برا از سطح معناداری ۰/۰۵، متغیرها نرمال نمی‌باشند، لذا باید داده‌ها را با روش‌های آماری مناسب تبدیل کرد؛ که در این پروژه از تبدیل باکس کاکس در نرم‌افزار مینی تب[1] کمک گرفته شد، آزمون جارک-برا بار دیگر بر روی داده‌های تبدیل یافته انجام شد که نتایج در جدول ذیل قابل مشاهده است.

جدول ۳. آماره جارک-برا متغیر وابسته پژوهش پس از نرمال سازی

آزمون نرمال پذیری	ITH
جارک-برا	104.3994
معنی‌داری	0.000000
تعداد مشاهده	1070

مشاهده می‌گردد که آماره جارک-برا کاهش یافته است که نشان می‌دهد متغیر وابسته توسط روش‌های ذکرشده تا حدی به توزیع نرمال نزدیک شده است، با توجه به ماهیت غیر نرمال داده‌های بورسی، در این پژوهش با توجه به بزرگ بودن حجم نمونه (N>30) و تعداد مشاهدات بالا، از قضیه حد مرکزی بهره می‌گیریم؛ از قضیه حد مرکزی می‌توان نتیجه گرفت که هر چه حجم پایه در نمونه‌برداری بزرگ‌تر باشد، واریانس بین نمونه‌ها کمتر و توزیع میانگین جوامع نمونه‌برداری شده به توزیع نرمال نزدیک‌تر می‌شود و نرمال بودن توزیع موردنظر با افزایش تعداد تکرارها (n) افزایش می‌یابد.

1 . Minitab

آزمون مانایی متغیرها (ریشه واحد):

به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای پژوهش از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون برای متغیرهای پژوهش استفاده می‌گردد. نتیجه آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون برای متغیرهای مدل موردبررسی در ذیل آمده است.

جدول ٤. بررسی مانایی متغیرها

متغیر	آزمون فیلیپس پرون		نتیجه آزمون
	آماره	معناداری	
COST	405.940	0.000	مانا
ICFS	1299.48	0.000	مانا
ITH	294.097	0.0002	مانا
ROA	321.604	0.000	مانا

نتایج جدول ۴ نشان‌دهنده این است که برای تمامی متغیرها، مقدار آماره احتمال تمامی آزمون‌ها کمتر از ۰,۰۵ می‌باشد و این نشان‌دهنده این است که تمامی متغیرهای پژوهش در سطح مانا می‌باشند.

هم خطی متغیرها

در این مطالعه برای بررسی هم خطی بین متغیرهای توضیحی از ضریب همبستگی بین آن‌ها استفاده‌شده است؛ که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول ۵. مقدار ضریب همبستگی

Correlation	COST	ICFS	ITH	ROA
COST	1.000			
ICFS	–0.019	1.000		
ITH	–0.035	0.061	1.000	
ROA	0.380	0.013	0.062	1.000

همان‌طور که مشخص است بیشترین مقدار قدر مطلق ضریب همبستگی بین متغیرها برابر با مقدار ۰/۳۸۰ می‌باشد و سایر مقادیر کمتر به‌دست‌آمده و این نشان‌دهنده این است که بین متغیرهای توضیحی هم خطی بالایی وجود ندارد.

بررسی فرضیه‌های پژوهش

آزمون تشخیص مدل

به‌منظور تخمین مدل مربوط به فرضیه‌ها، در ابتدا باید نوع روش تخمین مشخص گردد؛ بنابراین ابتدا برای تشخیص بین اینکه باید از روش تجمیعی دیتا استفاده شود یا از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود، آماره چاو (F لیمر) محاسبه می‌شود.

جدول ٦. نتایج آزمون F لیمر

مدل		آماره F لیمر	درجه آزادی	معناداری	نتیجه
مدل کلی		34.026836	(106,960)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
مدل در حد بالا	Q1ww	41.638112	(48,438)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
	Q2ww	33.282194	(48,438)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
مدل در حد پایین	Q3ww	22.370590	(57,519)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
	Q4ww	42.320566	(57,519)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
مدل در حد بالا	Q1sa	42.924168	(48,438)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
	Q2sa	31.136254	(48,438)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
مدل در حد پایین	Q3sa	29.905883	(57,519)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
	Q4sa	29.321149	(57,519)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)

با توجه به اینکه مقدار معناداری[1] در هر ۹ مدل کوچک‌تر از سطح خطای ۰/۰۵ است پس فرضیه صفر این آزمون که بیان‌کننده ترجیح روش تجمیعی دیتا بر روش داده‌های تلفیقی است رد می‌شود و تخمین با روش داده‌های تلفیقی (مدل panel) ترجیح داده می‌شود و باید عرض از مبدأ برای معادله لحاظ نمود.

1 . p-value

تخمین مدل با اثرات ثابت یا تصادفی

حال می‌بایست در مدل داده‌های تلفیقی (panel)، مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون گردد. برای این کار از آزمون‌هاسمن استفاده می‌شود.

جدول۷. نتایج آزمون‌هاسمن

مدل		آماره هاسمن	درجه آزادی	معناداری	نتیجه
مدل کلی		0.000000	3	1.000	اثرات تصادفی
مدل در حد بالا	Q1ww	6.889927	3	0.0755	اثرات تصادفی
	Q2ww	10.303195	3	0.0162	اثرات ثابت
مدل در حد پایین	Q3ww	11.820473	3	0.0080	اثرات ثابت
	Q4ww	29.975443	3	0.000	اثرات ثابت
مدل در حد بالا	Q1sa	12.846119	3	0.0050	اثرات ثابت
	Q2sa	6.211734	3	0.1018	اثرات تصادفی
مدل در حد پایین	Q3sa	15.725391	3	0.0013	اثرات ثابت
	Q4sa	22.851036	3	0.000	اثرات ثابت

با توجه به اینکه مقدار معناداری آزمون‌هاسمن برای مدل کلی و Q1ww و Q2sa در حد بالا از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگ‌تر است، فرضیه صفر مبتنی بر تخمین معادله به روش اثرات تصادفی رد نشده و مدل باید با استفاده از اثرات تصادفی تخمین زده شود.

مقدار معناداری آزمون‌هاسمن برای سایر متغیرها از سطح خطای ۰/۰۵ کوچک‌تر است، فرضیه صفر مبتنی بر تخمین معادله به روش اثرات تصادفی رد شده و مدل باید با استفاده از اثرات ثابت تخمین زده شود.

تخمین مدل‌ها

آزمون خود همبستگی

آزمون خود همبستگی یکی از فروض کلاسیک رگرسیون است. آماره دوربین- واتسون[1]، یک آماره آزمون می‌باشد که برای بررسی وجود خود همبستگی[2] (رابطه بین مقادیری که با تأخیر زمانی[3]

1 . Durbin–Watsonstatistic
2 . autocorrelation
3 . lag

مشخص از یکدیگر جداشده‌اند) بین باقیمانده‌ها در تحلیل رگرسیون استفاده می‌گردد. همان‌طور که مشخص است مقدار این آماره در این مطالعه نزدیک به ۲ می‌باشد که این مقدار نشان‌دهنده عدم وجود خود همبستگی می‌باشد که حالت مطلوب در فرضیات اصلی مربوط به باقیمانده‌ها می‌باشد.

جدول ۸. تخمین مدل کلی پژوهش

متغیر	Y= ITH		
	ضریب	آماره تی	معناداری
COST	–0.000466	–0.015386	0.9877
ICFS	0.394341	4.107218	0.0000
ROA	0.036341	1.079593	0.2806
C	0.505041	2.433262	0.0151
برازش کلی مدل	R^2 =0.217160 F= 6.203857 prob(F)= 0.000354 D.W=1.895554		

جدول۹. نتایج آزمون فرضیه پژوهش بر اساس شاخص WW

	WWQ1			WWQ2			WWQ3			WWQ4		
متغیر	ضریب	آماره تی	معناداری	ضریب	آماره تی	معناداری	ضریب	آماره تی	معناداری	ضریب	آماره تی	معناداری
COST	0.419605	3.595317	0.0004	–0.001857	–0.031316	0.9750	0.042567	0.634358	0.5261	–0.006801	–0.295535	0.7677
ICFS	0.380729	5.661510	0.0000	0.528961	3.734120	0.0002	0.338343	2.506527	0.0125	0.195944	1.408592	0.1596
ROA	–0.120321	–1.749409	0.0809	0.095513	1.509001	0.1320	–0.025970	–0.539516	0.5898	0.017321	0.334454	0.7382
C	-8.37E-05	–0.010731	0.9914	0.136704	0.609734	0.5424	0.400404	1.968399	0.0496	0.311125	3.229499	0.0013
برازش کلی مدل	R^2 =0.944848 F= 2775.354 prob(F)= 0.۰۰۰ D.W=1.889833			R^2 =0.995779 F= 2026.226 prob(F)= 0.۰۰۰ D.W=1.812611			R^2 =0.996045 F= 2178.403 prob(F)= 0.۰۰۰ D.W=1.120061			R^2 =0.997927 F= 4163.856 prob(F)= 0.۰۰۰ D.W=1.077825		

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی مدل‌ها در جدول ۹ گزارش شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل و سطح معناداری مربوط به F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است حاکی از معنی‌دار بودن متغیرهای ورودی از جمله متغیرهای کنترلی و مستقل، در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد و نشان از برازش مناسب مدل دارد.

جدول۱۰. نتایج آزمون فرضیه پژوهش بر اساس شاخص SA

	SAQ1		
متغیر	ضریب	آماره تی	معناداری
COST	0.436361	2.166291	0.0308
ICFS	0.353955	2.422305	0.0158
ROA	−0.340709	−3.426758	0.0007
C	0.026583	0.224487	0.8225
برازش کلی مدل	R^2 =0.998270 F=4954.674 prob(F)=0.۰۰۰ D.W=1.887380		

SAQ2		
ضریب	آماره تی	معناداری
−0.010921	−0.208131	0.8352
0.617383	20.21626	0.0000
0.167848	3.113132	0.0020
0.000166	0.008956	0.9929
R^2 =0.885481 F=1252.606 prob(F)=0.۰۰۰ D.W=1.796251		

SAQ3		
ضریب	آماره تی	معناداری
0.003258	0.098305	0.9217
0.176776	1.284634	0.1995
0.000878	0.023069	0.9816
0.660901	3.315373	0.0010
R^2 =0.995871 F=2086.081 prob(F)=0.۰۰۰ D.W=1.155138		

SAQ4		
ضریب	آماره تی	معناداری
−0.003619	−0.078263	0.9376
0.521762	3.926910	0.0001
−0.020246	−0.318615	0.7501
0.087208	0.949461	0.3428
R^2 =0.998122 F=4598.331 prob(F)=0.۰۰۰ D.W=1.002238		

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی مدل‌ها در جدول ۱۰ گزارش شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل و سطح معناداری مربوط به F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است حاکی از معنی‌دار بودن متغیرهای ورودی از جمله متغیرهای کنترلی و مستقل، در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد و نشان از برازش مناسب مدل دارد.

فرضیه پژوهش: بین حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری و اشتیاق سرمایه‌گذاری ارتباط معنی‌دار وجود دارد.

در مدل کلی مقدار ضریب تأثیر متغیر مستقل حساسیت جریان‌های نقدی (ICFs) بر متغیر وابسته اشتیاق سرمایه‌گذاری (ITH) برابر ۰/۳۹۴۳۴۱ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۴/۱۰۷۲۱۸ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده‌شده معنی‌دار است. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۰۰۰۰ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ کوچک‌تر بوده و یافته فوق را تائید می‌کند؛ بنابراین می‌توان گفت با احتمال ٪۹۵ بین حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری و اشتیاق سرمایه‌گذاری ارتباط معنی‌دار وجود دارد و فرضیه پژوهش تائید می‌گردد.

- بررسی حساسیت جریان‌های نقدی (ICFS) مدل نسبت به WW
  ۱. در چارک اول مثبت و معنادار است
  ۲. در چارک دوم مثبت و معنادار است
  ۳. در چارک سوم مثبت و معنادار است
  ۴. در چارک چهارم مثبت و معنادار نیست
- بررسی حساسیت جریان‌های نقدی (ICFs) مدل نسبت به SA
  ۱. در چارک اول مثبت و معنادار است

۲. در چارک دوم مثبت و معنادار است
۳. در چارک سوم مثبت و معنادار نیست
۴. در چارک چهارم مثبت و معنادار است

نتیجه‌گیری و بحث

به علت وجود ادبیات متناقضی که در رابطه با ارتباط میان حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری، محدودیت مالی و سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد وجود دارد، در نظریه‌های موجود درباره حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری‌ها این شک و تردید وجود دارد که آیا حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری را می‌توان به‌عنوان یک معیار اندازه‌گیری معتبر برای محدودیت مالی در شرکت بکار برد یا خیر؟

با توجه به کار فازاری در سال ۱۹۸۸ که سطح حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری‌ها به‌وسیله چهار عامل ترجیحات ریسکی مدیران ، تعیین سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد بر اساس محدودیت نرم بودجه، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و محدودیت مالی تعیین می‌شوند. زمانی که دو عامل اول با یکدیگر ترکیب شوند نتایج منطبق می‌شوند با مفهوم «اشتیاق سرمایه‌گذاران» معرفی‌شده توسط کرنای در ۱۹۸۰ و ۱۹۷۹ و دنگ ۲۰۱۷ است در حالی که دو عامل بعدی مربوط می‌شوند به کار فازاری در سال ۱۹۸۸، بنابراین بعد از کنترل اثر فرصت‌های سرمایه‌گذاری و محدودیت مالی می‌توان گفت که حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری اشتیاق سرمایه گذران را در سطح شرکت اندازه‌گیری می‌کند. با توجه به اینکه هدف از انجام این پژوهش بررسی تأثیر حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری بر اشتیاق سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده، بدین‌جهت پژوهشگر بعد از کنترل محدودیت مالی که توسط دو شاخص WW و شاخص SA اندازه‌گیری می‌شود و کنترل فرصت‌های سرمایه‌گذاری، به بررسی ارتباط حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری با اشتیاق سرمایه‌گذاری پرداخته‌شده است. با توجه به اینکه حساسیت جریانات نقدی در شاخص WW چه در FC حد بالا و چه FC در حد پایین ارتباط مثبت معنی‌داری با اشتیاق سرمایه‌گذاری را در سه چارک اول، دوم و سوم موردبررسی دارد و همچنین با توجه به اینکه حساسیت جریانات نقدی در شاخص SA در FC حد بالا و FC حد پایین در سه چارک اول، دوم و چهارم ارتباط مثبت معناداری دارد پس نشان می‌دهد که حساسیت جریانات نقدی معیار مناسبی برای اشتیاق سرمایه‌گذاری می‌باشد و تحت تأثیر محدودیت مالی قرار نمی‌گیرد. نتایج در کل نشان می‌دهند که حساسیت جریانات نقدی سرمایه‌گذاری معیار مناسبی برای اشتیاق سرمایه‌گذاری

می‌باشد زیرا محدودیت مالی بر روی رابطه حساسیت جریانات نقد سرمایه‌گذاری روی اشتیاق سرمایه‌گذاری تأثیری ندارد. در برازش کلی مدل نیز نشان می‌دهد که حساسیت جریانات نقدی ارتباط مثبت معنی‌داری با اشتیاق سرمایه‌گذاری دارد. فلذا مدیران شرکت‌ها و تحلیلگران مالی بایستی در تصمیمات و بررسی‌های خود به نتایج حاصل از این پژوهش عنایت داشته و اشتیاق سرمایه‌گذاری کارگزاران دولتی و مدیران شرکت‌ها را در حوزه چگونگی صرف منابع در پروژه‌های سرمایه‌گذاری با در نظر گرفتن عوامل محرک بیش سرمایه‌گذاری و یا کم سرمایه‌گذاری با در نظر گرفتن حساسیت جریان‌های نقدی مورد ارزیابی قرار دهند و نیز دولتمردان و سیاست‌گذاران اقتصادی بایستی اشراف داشته باشند که تصمیمات و رویه‌های ابلاغی توسط ایشان موجب اشتیاق سرمایه‌گذاری در بین مدیران شرکت‌ها و صنایعی می‌گردد که تحت‌الشعاع تصمیمات ایشان بوده و موجب کاهش کارآمدی و اثربخشی در انتخاب پروژه‌های دارای بیشترین ارزش‌افزوده اقتصادی می‌گردد.

منابع

- ابراهیمی نژاد، مهدی (۱۳۸۳). اصول تهیه و تنظیم و کنترل بودجه. چاپ اول، انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان.
- تهرانی، رضا و حصارزاده، رضا (۱۳۸۸). تاثیر جریان‌های نقدی آزاد و محدودیت در تأمین مالی بر بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری. فصلنامه تحقیقات حسابداری، پاییز ۱۳۸۸، صص ۵۰ -۶۷.
- حسینی، سید مجتبی، مقدم، عبدالکریم، رئیسی، زهره و احمدی، غلام‌رضا (۱۳۹۶). فرصت‌های رشد، پایداری سود و ارزش‌گذاری جریان‌های نقد آزاد. فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، سال پنجم، شماره ۱۸، صص ۷۴-۴۵.
- شریفی، محمدجواد (۱۳۹۲). بررسی حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی عملیاتی با در نظر گرفتن اثر کنترل دولت. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)
- عباسیان، عزت اله و فردوسی، مهدی و محمودی، وحید (۱۳۹۱). آزمون اثرات جایگزینی و مکملی مخارج دولت در بخش ساختمان از منظر تأمین مالی فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دوازدهم ، شماره ۳۶، صص۱۵۷-۱۳۵.
- فخاری، حسین، اسدزاده، احمد (۱۳۹۶). اثر اهرم مالی و جریان وجه نقد آزاد بر سرعت تعدیل نگهداشت وجه نقد. فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، سال پنجم، شماره ۱۹، صص ۲۳-۱.
- مدرس، احمد و حصارزاده، رضا (۱۳۸۷). کیفیت گزارش گری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری. فصلنامه‌ی بورس اوراق بهادار، ۱(۲): ۱۱۶-۸۵.
- مشکی میاوقی، مهدی و صنایعی، مهیار (۱۳۹۵). بررسی تأثیر انحراف از سطح بهینه نگهداشت وجه نقد و ارزش وجه نقد. فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، سال چهارم، شماره ۱۳، صص ۱۲۰-۱۰۳.
- رهنمای‌رودپشتی، فریدون و دیگران (۱۳۸۴). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌نامه اقتصادی، شماره ۱۷، صص ۳۶-۲۰۹.
- Abbasian, E. Ferdowsi, M. & Mahmoodi, V. (2012).A Study of Crowding-out and Crowding-in Effects of Government Expenditures on Construction Sector from Financing Perspective.Journal of Economic Research and Policies, 20 (36), pp. 157-135, (In Persian)
- Allayannis, G. and A. Mozumdar, 2004, The impact of negative cash flow and influential observations on investment–cash flow sensitivity estimates, Journal of Banking and Finance 28, pp.901–930.

- Agca, S. and A. Mozumdar, 2008, The impact of capital market imperfections on investment-cash flow sensitivity, Journal of Banking and Finance 32, pp.207–216.
- Almeida, H. and Campello, M. and Weisbach, M.S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. Journal of Finance. 59, pp.1777–1804.
- Biddle, G. C. Hilary, G. and Rodrig, S. Verdi. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? Journal of Accounting and Economics, 48 (2/3), pp. 112-131.
- Biddle, G. and Hilary, G. (2006). Accounting quality and firm-level capital investment. The Accounting Review, 81, pp.963-982
- Brown, J. R. and B. C. Petersen, 2009, Why has the investment-cash flow sensitivity declined so sharply? Rising R&D and equity market developments, Journal of Banking and Finance 33, pp.971–984.
- Chen, H. and S. Chen, 2012, Investment-cash flow sensitivity cannot be a good measure of financial constraints: evidence from the time series, Journal of Financial Economics 103, pp.393–410.
- Chow, C.K.W. Fung, M.K.Y. (2000). "Small businesses and liquidity constraints in financing business investment: evidence from Shanghai's manufacturing sector". J. Bus. Ventur. (15). pp.363–383.
- Cleary, S. (1999)." The relationship between firm investment and financial status". Journal of Finance, 54 (2). pp.673-692.
- Cleary, S. Povel, P. Raith, M. (2007). "The U-shaped investment curve: theory and evidence". Journal of Financial and Quantitative Analysis, 42 (1). pp.1-40.
- Deng,k.Z.Ding, Y.Zhu, Q.Zhou(2017)," Investment–cash flow sensitivity measures investment thirst, but not financial constraint", Accounting and Finance Journal
- Ebrahimi Nejad, M. (2004). Principles of Budget Preparation and Control, First Published, Shahid Bahonar University Press, Kerman. (In Persian)
- Fakhari, H. Asadzadeh, A (2018) "The Effect of Leverage and Free Cash Flow on the Cash Holding."Journal of Financial Management Strategy, vol 5, No. 19, pp. 23-1. (In Persian)
- Fazzari, S.M. Hubbard, R.G. Petersen, B.C. (1988). "Financing constraints and corporate investment". Brookings Papers on Economic Activity, (1). pp.141-195.
- Guariglia, A. Yang, J, (2012), "A Balancing Act: Managing Financial Constraints and Agency Costs to Minimize Investment Inefficiency in The Chinese Market", Paper in www.SSRN.com
- Hadlock, C. and J. Pierce, 2010, New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index, Review of Financial Studies 23, pp.1909–1940.

- Hoseini, S. M. Moghadam, A. Raiessi, Z & Ahmadi, G (2017) "Growth Opportunities, Earning Permanence and the Valuation of Free Cash Flow". Journal of Financial Management Strategy, vol. 5, No. 18, pp. 74-45. (In Persian)
- Hovakimian, A. and Hovakimian, G. (2009). Cash flow sensitivity of investment. European Financial Management, 15 (1), pp. 47–65.
- Jensen, M. C. 1986, Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers, American Economic Review 78, pp.323–329.
- Kaplan, S. N. and L. Zingales, 1997, Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? Quarterly Journal of Economics 112, pp.169–215.
- Kaplan, S. N. and L. Zingales, 2000, Investment-cash flow sensitivities are not valid measures of financing constraints, No. w7659. National bureau of economic research
- Kornai, J. 1979, Resource-constrained versus demand-constrained systems, Econometrica: Journal of the Econometric Society 47, pp.801–819
- Kornai, J. 1980, Economics of Shortage (North-Holland Publishing Co. Amsterdam
- Kornai, J. 1986, The Hungarian reform process: visions, hopes, and reality, Journal of Economic Literature 24, pp.1687–1737.
- Lee, M. I. H. M. M. H. Syed, and M. L. Xueyan, 2012, Is China over-investing and does it matter? (No. 12-277). International Monetary Fund
- Love, I. (2003). "Financial development and financing constraints: international evidence from the structural investment model". Review of Financial Studies (16). pp.765–791.
- Lyandres, E. (2005). Financial constraints, investment timing, and investmentcash flow sensitivity. Working paper.
- Meshki, M. Sanayeei Masuleh, M (2016). "The Effect of Deviation from the Optimal Level of Cash Holding on the Marginal Value of Cash Holding". Journal of Financial Management Strategy, vol.4, No. 13, pp. 120-103. (In Persian)
- Michael, Firth. Paul, H, Malatesta. Qingquan, Xin. Liping xu. (2012)." Corporate Investment, Government Control, and Financing Channels". Journal of Corporate Finance, (18). pp.433-45
- Modares, A. Hessarzadeh, R. (2008).Financial Reporting Quality and Investment Efficiency. Journal of Securities Exchange, 1 (2), pp. 116-85, (In Persian)
- Pawlina, G. and Renneboog, L. (2005). Is investment-cash flow sensitivity caused by the agency costs or asymmetric information? Evidence from the UK. Tilburg University. Discussion paper, No. 2005-23.
- Qian, Y, and G. Roland, 1998, Federalism and the soft budget constraint, American Economic Review 88, pp.1143–1162

- Rahnamarodposhti, F.Simbar.F. &Tootian.S (2005). Effect of macroeconomic variables on stock returns of companies accepted in Tehran Stock Exchange, Journal of Economic Research, No. 17, pp. 236-209. (In Persian)
- Richardson, S. 2006, Overinvestment of free cash flow, Review of Accounting Studies 11, pp.159–189.
- Sharifi, M. J. (2014). Investigation Investment-Cash flows Operating sensitivity Given the Effect of Government Control, Master`s Thesis, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, (In Persian)
- Shin, H. H. Kim, Y, (2001). "Agency Costs and Efficiency of Business Capital Investment: Evidence from Quarterly Capital Expenditures", School of Management State University of New York.
- Tehrani, R. Hesarzadeh, R. (2009). The effect of free cash flow and limitation on financing of over-investment and low investment. Journal of the Accounting Research. 3, pp. 50 -67(In Persian)
- Vogt, S. C. 1994, The cash flow/investment relationship: evidence from U.S. manufacturing firms, Financial Management 23, pp.3–20
- Whited, T. and G. Wu, 2006, Financial constraints risk, Review of Financial Studies 19, pp.531–559.
- Yang, J. and Jiang, Y. (2008). Accounting information quality, free cash flow and overinvestment: A Chinese study. The Business Review, 11 (1), pp. 159-166.
- Zeng, H. and L. Lin, 2014, Financial constraints and financial-industrial integration empirical evidence from Chinese listed firms holding non-listed bank ownership,Quarterly Journal of Economics (in Chinese), Forthcoming.

راهبرد مدیریت مالی

سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۲۳۴-۲۱۳

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۱۲/۰۶
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۱۲/۲۳
تاریخ تصویب: ۱۳۹۹/۰۱/۱۲

مقاله پژوهشی

بدهی دولت به بانک‌های تجاری و شکنندگی مالی[۱]

محمد قدمیاری[۲]

چکیده

همواره شکنندگی مالی بانک‌ها یکی از دغدغه‌های اصلی ناظران و تصمیم گیران در نظام بانکی بوده است و همچنین در دهه‌های اخیر ثبات مالی به‌عنوان هدف سیستم اقتصادی، بیش‌ازپیش در سیاست‌گذاری‌ها موردتوجه قرارگرفته است. پژوهش‌های زیادی به بررسی نقش تأمین مالی دولت در نظام پولی کشور پرداخته‌اند؛ اما تاکنون در مورد تأثیرات بدهی دولت به بانک‌های تجاری بر شکنندگی مالی پژوهشی انجام‌نشده است. هدف این پژوهش بررسی تأثیر بدهی‌های دولت به بانک‌های تجاری بر شاخص شکنندگی مالی در کشور ایران است. بدین منظور از داده‌های سالانه سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۶ و روش خود رگرسیون با وقفه گسترده استفاده‌شده است. نتایج نشان داد که فرضیه پژوهش مبنی بر اینکه بدهی دولت به بانک‌های تجاری باعث افزایش شکنندگی سیستم مالی می‌شود مورد تائید قرار گرفت. همچنین نتایج نشان‌دهنده‌ی رابطه مثبت و معنی‌دار متغیر تورم با شکنندگی سیستم مالی است. ضرایب الگوی رگرسیونی نشان داد که توسعه بازار سهام، باعث کاهش شکنندگی مالی شده است.

واژه‌های کلیدی: شکنندگی مالی، بدهی دولت، ثبات مالی، الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده
طبقه‌بندی موضوعی: G21;G32;H69

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.24939.2002
۲. دانشگاه دانش البرز، دانشکده مدیریت وحسابداری، گروه مدیریت مالی، نویسنده مسئول، Email ghadamyarimohammad@yahoo.com

مقدمه

افزایش بدهی‌های دولت در بسیاری از کشورهای پیشرفته طی چند سال گذشته موجب بحث در مورد تأثیرات اقتصادی به‌ویژه در ریسک‌های مرتبط با بازارهای پولی و مالی شده است (پوپسکو و تورکو[1]، ۲۰۱۷، آریل[2]، ۲۰۱۷، لیو[3]، ۲۰۱۶). مدیریت مؤثر تعهدات بدهی همواره یکی از چالش-هایی بوده که در طول تاریخ، دولت‌های زیادی با آن مواجه بوده‌اند؛ و در بسیاری از موارد این بدهی‌ها منجر به بحران‌های مالی شده‌اند و رفاه شهروندان را تهدید کرده‌اند.

در کشورهای درحال‌توسعه نقش و وظیفه بخش عمومی و دولت در برنامه‌ریزی اقتصادی و مشارکت در سرمایه‌گذاری‌های کلان و استراتژیک تولیدی بسیار مهم و اساسی است. مهم‌ترین منبع درآمدها و مخارج دولت، انواع مالیات‌هاست، اما در کشورهای جهان سوم (ازجمله ایران)، ازآنجاکه درآمدهای مالیاتی پاسخگوی هزینه‌های جاری و عمرانی دولت نیست، درآمدهای غیر مالیاتی مانند نفت، گاز و سایر منابع بخش دیگری از عواید دولت را تشکیل می‌دهد. با توجه به اینکه استخراج و صادرات منابع طبیعی محدود و قیمت آن نیز در کنترل دولت نیست و به‌طور عموم به‌عنوان یک متغیر برون‌زا، تابع عرضه و تقاضای بازارهای بین‌المللی است، ازاین‌رو، اتکای به آن به‌عنوان درآمد دائمی دولت از ثبات پایدار برخوردار نیست و این موضوع بودجه سالیانه دولت را متأثر می‌کند و به همراه سایر عوامل غیرمترقبه (مانند مخارج غیرقابل‌پیش‌بینی دولت درنتیجه سیل، زلزله و کاهش درآمدهای ارزی و...) کسری بودجه را به دنبال دارد. منابع کسری بودجه دولت از سه طریق استقراض از خارج، استقراض داخلی (انتشار اوراق قرضه) و استقراض از نظام بانکی تأمین می‌شود. اگر کسری بودجه از طریق استقراض خارجی تأمین شود، ممکن است به کسری حساب‌جاری و حتی بحران بدهی‌های خارجی منجر شود. اگر تأمین کسری بودجه از طریق استقراض داخلی (انتشار اوراق قرضه) باشد، باعث افزایش نرخ بهره خواهد شد و به دنبال آن سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. سرانجام اگر کسری بودجه از طریق استقراض از نظام بانکی تأمین شود، این موضوع به دلیل افزایش نقدینگی و به دنبال آن افزایش تقاضای کل، ممکن است آثار نامناسب اقتصادی مانند تورم، نوسان در نرخ ارز، تولید ناخالص

---

1 . Popescu, & Turcu
2 . Ari
3 . Liu

داخلی و به‌طورکلی ریسک‌هایی را به همراه داشته باشد. ازاین‌رو بدهی دولت به بانک‌ها نگرانی هایی را ایجاد و به دنبال آن انواع ریسک‌ها را به بخش‌های مختلف اقتصادی تحمیل می‌کند.

شواهد بحران بدهی‌های اخیر در اروپا نشان می‌دهد که در واکنش به ریسک بالاتر، بانک‌های که سرمایه کمتر داشتند، سرمایه خود صرف خرید دارایی‌های مخاطره‌آمیزتر نمودند و هزینه‌های تأمین مالی آن‌ها نیز افزایش یافت (آری، ۲۰۱۷، برانمیر و سانیکو[1]،۲۰۱۴، گارتلر و کاراندی[2]، ۲۰۱۱ کارتلگر و کیوتاکی[3]، ۲۰۱۰). این منجر به افزایش شکنندگی بانک‌ها و ریسک اعتباری می‌شود. شکنندگی مالی باعث می‌شود، بانک به‌خوبی قادر به تخصیص کارای منابع نباشد و به‌این‌ترتیب، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی گردد (زوت و زوانک[4]، ۲۰۰۰). نظر به اینکه اثر بدهی‌های دولتی به بانک‌ها در خصوص نظام بانکی ایران تاکنون آزمون نشده است، این پژوهش قصد دارد تا این خلأ پژوهشی را پر کند.

بنابراین و با هدف تدوین یک چارچوب مشخص برای واکنش دولت به انباشت بدهی نزد بانک‌های تجاری و تأثیر این بدهی بر شکنندگی مالی بانک‌ها، مطالعه حاضر تلاش خواهد کرد تا این رابطه را به‌طور تجربی در نظام بانکی ایران بررسی کند. به این منظور پس از مقدمه، بخش دوم مقاله به ادبیات موضوع و مبانی نظری و پس‌ازآن به‌مرور پیشینه تحقیق می‌پردازد. در بخش سوم، مدل و روش تحقیق آمده است. بخش چهارم به برآورد مدل و تفسیر نتایج اختصاص دارد و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه‌شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بدهی دولت

انجام فعالیت‌های مختلف دولت نیازمند صرف هزینه‌های جاری و سرمایه‌ای متنوع و تأمین مالی این هزینه‌ها است. بر اساس اصول مالیه عمومی؛ مالیات‌ها عمده‌ترین منبع تأمین مالی هزینه‌های جاری دولت را شکل می‌دهند. زمانی که اندازه دولت به‌صورت غیر بهینه بزرگ باشد (مانند بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه و کمتر توسعه‌یافته)، پایه‌های مالیاتی که مبتنی بر فعالیت‌های بخش خصوصی هستند، نمی‌توانند هزینه‌های عملیاتی دولت را پوشش دهند؛ حتی در اغلب موارد این

1 . Brunnermeier and Sannikov
2 . Gertler and Karadi
3 . Gertler and Kiyotaki
4 . Zwet, & Swank

کسری با ایجاد مازاد در تراز دارایی‌های سرمایه‌ای نیز جبران نمی‌شود. در این حالت کسری بودجه حالت مزمن و ساختاری خواهد داشت. در چنین شرایطی دولت حداقل تا زمان اصلاح ساختار اقتصاد ناگزیر به استقراض (ایجاد مازاد تراز واگذاری دارایی‌های مالی مستمر و انباشت بدهی) است. این در حالی است که سیاست‌گذار اقتصادی با آگاهی از این پیامدها می‌تواند اندازه و ترکیب تراز دارایی‌های مالی دولت را به نحوی تغییر دهد که ضمن توانمندسازی دولت برای بازپرداخت بدهی‌های شرایط برای اصلاح ساختاری مالی دولت نیز مساعد شود (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۷).

دولت‌ها برای تأمین کسری مالی بودجه علاوه بر برداشت از محل مانده‌های پولی خود نزد نهاد بانک مرکزی و سایر نهادهای سپرده پذیر، می‌توانند به استقراض از نهادهای مذکور و نهادهای غیر سپرده پذیر (خانوارها، شرکت‌های غیر سپرده پذیر و دنیای خارج) اقدام کنند (برانسون، ۱۹۹۹). بدهی دولت اهمیت زیادی در مسائل اقتصادی، سیاست‌گذاری و بازارهای مالی و نقش بسیار مهمی در مقادیر اقتصاد کلان[1] و ثبات بازار پولی و مالی دارد (باربریس[2] و همکاران، ۲۰۱۵). در اقتصاد ایران با توجه به عمق و توسعه کم بازار سرمایه، مشکلات در تأمین منابع مالی خارجی و کاهش منابع مالی قابل‌دسترس دولت برای اجرای طرح‌های تملک دارایی سرمایه‌ای، وظیفه تأمین مالی واحدهای اقتصادی عمدتاً بر عهده شبکه بانکی قرارگرفته است (سازمان برنامه‌وبودجه، ۱۳۹۶). ازاین‌رو نتایج این روش تأمین مالی موجب ۰ و نا اطمینانی در بازارهای مالی شده است.

شکنندگی مالی

جنبه‌های اقتصاد کلان و اقتصاد خرد برای شکنندگی مالی وجود دارند. در سطح اقتصاد خرد، شکنندگی مالی بدان معنی است که عناصر مسئول ترازنامه نسبت به تغییرات در نرخ بهره، درآمد، نرخ استهلاک و دیگر عناصری که بر نقدینگی و پرداخت بدهی ترازنامه تأثیر می‌گذارند، بسیار حساس می‌باشند. در این مورد، نوسانات معمول در آن متغیرها به ایجاد مشکلات مالی بزرگ منجر می‌شوند (کریل[3] و همکاران، ۲۰۱۷). در سطح اقتصاد کلان، شکنندگی مالی را می‌توان به‌طور گسترده به‌عنوان گرایش مشکلات مالی برای تولید بی‌ثباتی مالی تعریف کرد (رجبی و طادی، ۱۳۹۶).

---

1 . Macroeconomic quantities
2 . Barberis
3 . Creel

شکنندگی مالی بانک‌ها با آسیب زدن به اثربخشی سیاست پولی، منجر به افزایش تورم و بی‌ثباتی شاخص قیمت‌ها می‌شود. وقتی‌که بانک با شکنندگی مالی مواجه باشد، اهمیت انتقال سیاست پولی از کانال تسهیلات اعطایی کاهش‌یافته و عرضه اعتبارات به سرمایه بانک بستگی داشته و کمتر به ابزار سیاست پولی واکنش نشان خواهد داد. از طرف دیگر، سپرده‌گذاران با مشاهده شکنندگی مالی در بانک‌ها، سپرده‌ها را از بانک‌ها خارج نموده و در بازار دارایی سرمایه‌گذاری می‌کنند (احمدیان ۱۳۹۴). کاهش در منابع بانک و قدرت وام‌دهی آن، منجر به کاهش تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها و رشد اقتصادی و درنتیجه، افزایش تورم خواهد شد. به‌این‌ترتیب، تغییر در تقاضای پول، مانع از انتقال سیاست پولی از طریق عرضه پول و نرخ بهره خواهد شد. وقتی کارکرد سیاست پولی به دلیل رویداد شکنندگی مالی بانک‌ها، آسیب می‌بیند، سیاست‌گذار پولی، توانایی خود را در ثبات قیمتی از دست خواهد داد (لیندگرن و همکاران[1]، ۱۹۹۶).

تأثیر بدهی دولت بر شکنندگی مالی

تجزیه‌وتحلیل کوپر و نیکولو[2] (۲۰۱۸) سه جزء کلیدی را در خصوص تأثیر بدهی بانکی بر شکنندگی مالی مشخص می‌کند: اولاً ارزیابی بدهی دولت نشان می‌دهد که عدم اطمینان در مورد اعتبار دولت وجود دارد. دوم، بانک‌ها بدهی‌های دولتی را نگهداری می‌کنند و فعالیت‌های مالی آن‌ها تحت تأثیر نوسان قدرت خرید و قیمت این دارایی‌ها قرار می‌گیرد. سوم، دولت انگیزه‌ای برای حمایت بانک‌هایی که دچار مشکلات در پرداخت هستند دارد که موجب برهم زدن ثبات بازارها خواهد شد.

تحلیل نظری و تجربی کوپر و نیکولو (۲۰۱۸)، شکنندگی در بازارهای دارایی را به عواملی در مورد ریسک اعتباری دولت ارتباط می‌دهد. وی برای تائید ادعای خود در مورد تمایل دولت برای حمایت بانک‌ها، مثال ایرلند را مطرح می‌کند. مثال مشابه برای بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری در حال ورشکستگی و تأمین پشتوانه برای تأمین مالی مطالبات از آن‌ها در ایران طی سال‌های اخیر قابل‌طرح است. درواقع ریسک اعتباری دولت، موجب تضعیف طرف دارایی‌های ترازنامه بانک‌ها شده و به‌این‌ترتیب دولت را مجبور به حمایت و نجات بانک‌ها می‌کند تا مانع از فروپاشی آن‌ها شود. بااین‌وجود، انتخاب دولت، ریسک بدهی‌های دولت در ترازنامه بانکی را افزایش می‌دهد. این پدیده

---

1 . Lindgren
2 . Cooper & Nikolov

همان «تله شیطانی[1]» در خالص‌ترین شکل آن است. تصمیم دولت برای کمک به بانک‌ها آن‌ها را از ورشکستگی حفظ می‌کند، اما اعتبار مالی دولت را کاهش داده و از طریق آن موجب می‌شود که ریسک بدهی‌های دولت نزد بانک‌های دیگر کاهش یابد. این مکانیسم به این واقعیت اشاره دارد که بانک‌ها بدهی‌های دولتی خود را در ترازنامه خود دارند و برای محافظت بانک از کاهش قدرت خرید و نقد شوندگی بدهی‌های دولتی، سهام کافی منتشر نمی‌کنند. در چنین شرایطی بانک‌ها تمایل پیدا می‌کنند که بدهی‌های دولتی خود را نگهداری کنند، چراکه آن را به‌عنوان یک دارایی بدون ریسک در زمان محاسبه میزان نسبت کفایت سرمایه بانکی لحاظ می‌کنند. ازاین‌رو وجود طلب از دولت به علت پایین بودن ضریب ریسک آن در فرمول نسبت کفایت سرمایه باعث ارتقای این نسبت می‌شود. بانک‌ها انگیزه‌ای برای انتشار سهام جدید ندارند؛ چراکه اگر دچار مشکلات اعتباری شوند، دولت را در معرض تهدید قرار می‌دهند. در حقیقت، آن‌ها طلب از دولت و اوراق قرضه دولتی که ریسک قابل‌توجهی دارد را افزایش می‌دهند، زیرا انتظار دارند که اگر زیانی ایجاد شود، توسط دولت جبران می‌شود (پاگانو[2]، ۲۰۱۴). درواقع با در نظر گرفتن هزینه‌های ریسک اعتباری و ورشکستگی سیستم بانکی، دولت‌ها در صورت عدم توان پرداخت بدهی‌ها توسط بانک‌ها، آن‌ها را، با هزینه خلق پول و ایجاد بی‌ثباتی در بازارها، حمایت می‌کنند. درنتیجه، در شرایط تعادلی با در نظر گرفتن کمک مالی دولت، بانک‌ها انگیزه زیادی برای افزایش بدهی دولت و خرید اوراق قرضه دولتی در مقابل انتشار سهام دارند. عدم تأمین مالی از طریق انتشار سهام، نظارت مؤثر از طریق سهامداران را کاهش داده و از این طریق عامل افزایش بی‌ثباتی مالی می‌گردد. این دو ویژگی تعادلی در رفتار متقابل بانک و دولت نتیجه بهینه‌سازی منافع توسط بانک‌ها و دولت‌ها است. «تله شیطانی» به‌عنوان شکلی از تعادل نش کامل[3] به وجود می‌آید؛ که باوجوداینکه برای نظام اقتصادی زیان‌هایی به همراه دارد، اما منافع کوتاه‌مدت بانک و دولت را حداکثر می‌کند. این تجزیه‌وتحلیل، این دلالت را مطرح می‌کند که نجات بانک‌های داخلی توسط دولت‌های ملی، به‌جای ایجاد تعادل و ثبات، موجب بی‌ثباتی بازار دارایی‌ها شده و ریسک سیستماتیک را افزایش می‌دهد. درواقع ریسک سیستماتیک در بازار بدهی‌ها ناشی از همبستگی استراتژیک بین خریداران اوراق قرضه دولتی است که از طریق ریسک کم نکول دولت ریسک بانک را کاهش می‌دهند (کالوو، ۱۹۸۸). ازآنجایی‌که

---

1 . Diabolic loop
2 . Pagano
3 . Perfect Nash equilibrium

توانایی دولت برای بازپرداخت بدهی به‌طور معکوس بر نرخ بهره واقعی بستگی دارد، این امکان ایجاد بدبینی را فراهم می‌کند که در آن نرخ بهره بالا برای دارنده اوراق قرضه -به دلیل اینکه توانایی پرداخت بدهی دولت را کاهش می‌دهد- با ریسک نکول بیشتر جبران می‌شود (پوپسکو و تورکو، ۲۰۱۷).

با توجه به بی‌ثباتی بازارهای دارایی‌ها، خانوارها چگونه از ریسک‌های ذکرشده مصون می‌شوند؟ این اتفاق ممکن است از طریق سیستم بانکی به وجود آید، به این شکل که این ریسک توسط سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر که در سهام بانک سرمایه‌گذاری کرده‌اند تحمل می‌شود. آن‌ها زیان‌های حاصل از نگهداری بدهی دولتی و اوراق قرضه دولتی در حساب بانک‌ها را جذب می‌کنند. ممکن است این مصونیت از طریق کمک دولت به بانک‌ها انجام شود که توسط وام‌های دولتی تأمین می‌شود. نتایج پژوهش کوپر و نیکولو (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که دو مکانیسم ذکرشده میزان مطلوبیت مشابهی را برای خانوارهای ریسک‌پذیر دارد؛ اما هزینه‌های بسیار متفاوت اجتماعی ایجاد می‌کند. درواقع حمایت دولت از بانک‌های در حال ورشکستگی به‌نوعی پرداخت هزینه برای حمایت آن‌ها در تأمین مالی از طریق بدهی است. دولت بانک‌ها را حمایت می‌کند تا در مواقع لازم بتواند از طریق ایجاد بدهی نزد آن‌ها، نیازهای مالی خود را تأمین مالی کند. برای روشن شدن موضوع می‌توان به اقداماتی که بانک‌ها و دولت‌ها برای از بین بردن این «تله شیطانی » می‌توانند انجام دهند اشاره کرد.

در مورد اقدامات بانک‌ها می‌توان گفت که جذب سرمایه بیشتر از طریق فروش سهام و به اشتراک گذاشتن ریسک بانک با سهامداران می‌تواند این مکانیسم نامطلوب خود افزاینده میان بانک‌ها و دولت را از کار بیندازد. بانک‌هایی که سرمایه کافی نگهداری می‌کنند، ریسک‌های نکول دولتی را جذب نموده و از سرایت ضرر و زیان به بازار مالی جلوگیری کرده و بنابراین به‌طور کامل کانال تکثیر نوسان به بازارهای دارایی از بین می‌رود. بااین‌حال، زمانی که بانک‌ها انتظار دارند که کمک‌های مالی برای جلوگیری از ورشکستگی به آن‌ها ارائه شود، انگیزه آن‌ها برای خودکفایی در مقابله با ریسک از طریق انتشار سهام، از بین می‌رود. به‌این‌ترتیب، این رویه منجر به ایجاد مسئله خطر اخلاقی می‌گردد: انگیزه بانک‌ها برای نگهداری بدهی‌های دولتی و کاهش تکیه‌بر تأمین مالی از طریق انتشار سهام، تحت تأثیر پیش‌بینی آن‌ها از حمایت دولت در زمان ورشکستگی، قرار می گیرد.

در مورد اقدامات دولت برای از بین بردن این « تله شیطان»، حل‌وفصل مسئله فروپاشی سیستم مالی پرهزینه نیست. درواقع باید دولت‌ها تصمیم بگیرند که کمک‌های مالی برای جلوگیری از

ورشکستگی به بانک‌ها ارائه ندهند. درنتیجه نظام حاکمیتی، حمایتی را انجام نمی‌دهد تا بانک‌ها مجبور به کسب حمایت سپرده‌گذاران از طریق سپرده‌های سهام شوند و مسلماً این موجب بهبود نظام پاسخگویی و از این طریق بهبود عملکرد بانکی خواهد شد.

پورعبادیان (۱۳۹۷)، از شاخصی تحت عنوان شاخص شکنندگی سیستم بانکی بهره گرفته و با استفاده از اطلاعات سری زمانی فصلی دوره ۱۳۹۴:۴-۱۳۸۱:۱ به اندازه‌گیری سطوح شکنندگی و ریسک‌پذیری سیستم بانکی ایران می‌پردازد. مطابق نتایج حاصله، سه دوره با ریسک‌پذیری بیش‌ازحد و دو دوره با شکنندگی بالا طی دوره زمانی موردمطالعه، شناسایی می‌شود. دوره‌های شکنندگی بالای شناسایی‌شده که منجر به مشکلاتی در سیستم بانکی کشور شده‌اند مربوط به سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۱ می‌باشند که می‌توان آن‌ها را به شوک‌های ناشی از ادوار انتخاباتی نسبت داد. به نظر می‌رسد که شاخص مزبور می‌تواند شاخص خوبی برای اندازه‌گیری، پیش‌بینی و نظارت بر شکنندگی سیستم بانکی کشور باشد.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۷)، پیامدهای اقتصاد کلان انواع بدهی‌های دولت ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۳ با رویکرد SVAR بررسی نموده است. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد بدهی دولت به نهادهای خارج از نظام بانکی به مازاد تقاضای کل، افزایش نسبت قیمت کالاهای غیرقابل تجارت به قابل تجارت و کاهش GDP منجر می‌شود. بدهی دولت به بانک مرکزی نیز تورم‌زا بوده و GDP را کاهش می‌دهد. بدهی دولت به سایر نهادهای سپرده پذیر منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی، کاهش نسبت قیمت کالاهای غیرقابل تجارت به قابل تجارت، کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و افزایش GDP می‌شود. همچنین بر اساس نتایج تجزیه واریانس، دولت می‌تواند با مدیریت بدهی‌های خود بخش قابل‌توجهی از تغییرات متغیرهای اقتصاد کلان را در کوتاه‌مدت و بلندمدت کنترل کند.

زارعی (۱۳۹۷) به بررسی ارتباط بین پایداری بودجه‌ای و ثبات مالی طی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ با استفاده از روش‌های سری زمانی و آزمون علیت گرنجر پرداخت. یافته‌ها نشان می‌دهد که اقتصاد ایران حتی با وجود استفاده از درآمدهای نفتی به ترتیب در ۸۸ و ۵۶ درصد از سال‌های ۱۳۷۰- ۱۳۹۵ با ناپایداری بودجه‌ای و بی‌ثباتی مالی مواجه بوده است. بررسی تعامل این دو وضعیت با استفاده از آزمون علیت-گرنجر، گویای ارتباط دوسویه ناپایداری بودجه‌ای و بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران است. نتایج نشان داد که سلامت مالی دولت به‌عنوان متغیری پیشران با دو وقفه بر ثبات مالی اثرگذار است.

کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۹۶)، تلاش کرده‌اند با استفاده از روش هم انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس و داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۱ اقتصاد ایران، به بررسی پایداری بدهی دولت در قالب «تابع واکنش مالی» بپردازد. بر اساس تابع واکنش مالیِ برآورد شده، واکنش دولت به هر سه نوع بدهی (بدهی دولت به بانک مرکزی، بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی و بدهی خارجی دولت) به‌صورت ضعیف و قابل‌اغماض پایدار بوده است. به‌عبارت‌دیگر، دولت نسبت به افزایش در سطح بدهی‌ها از طریق کاهش کسری (افزایش مازاد) بودجه واکنش محسوسی نشان نداده که این مسئله با توجه به تأثیرپذیری رشد اقتصادی از سطح بدهی دولت از طریق کانال‌های متعدد، می‌تواند زنگ هشداری برای تصمیم گیران و سیاست-گذاران کشور باشد. همچنین، نتایج نشان داد که سیاست‌های مالی دولت در واکنش به نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی رویکرد موافق چرخه ای داشته است؛ بنابراین توصیه می‌شود که با هدف تدوین یک چارچوب مشخص و باثبات برای سیاست‌های مالی دولت، چرخه های تجاری و انباشت بدهی به‌عنوان دو مؤلفه اصلی در تابع هدف سیاست‌های مالی دولت لحاظ شوند.

بوباکر[1] و همکاران (۲۰۱۹)، در پژوهشی سعی نمودند تا مدلی کلان-مالی برای ایالات متحده طراحی کنند که در آن اثر سیاست‌های پولی مبتنی بر بدهی دولت را بر شکنندگی را بررسی کنند. آن‌ها شواهد تجربی ارائه نمودند که سیاست پولی تسهیل‌کننده توسط بانک فدرال، بازده دارایی‌های ایالات متحده را کاهش داده و نقدینگی را افزایش می‌دهد. شوک نقدینگی می‌تواند باعث تشدید شکنندگی مالی شود. درواقع کاهش بازده، مدیران بانک‌ها را به بهینه‌سازی اوراق بهادار خود با سرمایه‌گذاری در دارایی‌های پرخطر تحریک می‌کند. آن‌ها در این پژوهش از تخمین مدل VAR برای ارائه شواهد تجربی جدید مبنی بر افزایش جریان سرمایه به دارایی‌های اروپایی استفاده کردند. آن‌ها بیان کردند که این کانال به‌عنوان راه‌حلی برای ایجاد تعادل در پرتفوی با کاهش نقدینگی بانک‌ها و دارایی‌های داخلی، اثرات شکنندگی مالی را کاهش می‌دهد و هزینه‌های بودجه دولت و همچنین شرایط اعتبار را بهبود می‌بخشد.

جنایولی[2] و همکاران (۲۰۱۸)، اوراق قرضه و بدهی دولتی نگهداری شده توسط ۲۰،۰۰۰ مشاهده در بانک‌های ۱۹۱ کشور و ۲۰ مورد نکول از بدهی دولتی را در طول سال‌های ۱۹۹۸-۲۰۱۲ را بررسی می‌کند و دو واقعیت را تبیین می‌کند. او لا، بانک‌ها به‌طورمعمول اوراق قرضه دولتی

1 . Boubaker
2 . Gennaioli

زیادی نگهداری می‌کنند (به‌طور متوسط ۹ درصد از دارایی‌ها)، مخصوصاً بانک‌هایی که وام‌های کمتری می‌دهند و در کشورهای کمتر توسعه‌یافته فعالیت می‌کنند. دوم، در سال‌های بحران مالی، بانک‌هایی که اوراق قرضه دولتی بیشتری خریده‌اند، نرخ رشد وام کمتری نسبت به بانک‌های بدون اوراق قرضه دارند (حدود ۷ درصد کمتر). این نتایج نشان می‌دهد که پدیده‌ی «آغوش خطرناک[1]» بین بانک‌ها و دولت‌های حاکم بر آن‌ها نقش مهمی در نکول قرض‌های بانکی مستقل ایفا می‌کند و شدت و دوره آن بستگی به شرایط کشورها دارد.

ویلیامسون[2] (۲۰۱۸) با تدوین یک مدل تعادل عمومی پویا بر مبنای مدل فیشر نشان داد که سیاست‌های مالی می‌تواند برای بانک مرکزی بی‌اهمیت باشد و بانک مرکزی حتی زمانی که مجبور به پولی کردن بدهی‌های دولت باشد، مستقل عمل کند.

دی لیوجی و هابر[3] (۲۰۱۸) از طریق تدوین یک مدل خود رگرسیو برداری آستانه‌ای با تلاطم تصادفی و با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی۱۹۶۷:۱ -۲۰۱۲:۴ اقتصاد ایالات متحده نشان دادند که در رژیم‌های بدهی بالا، سیاست‌های پولی کارایی کمتری دارد.

گروبتی[4] (۲۰۱۸) با مطالعه ۲۸ صنعت در ۳۹ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه پی بردند؛ صنایع در کشورهای با نسبت بدهی دولت به GDP بیشتر رشد سریع‌تری نسبت به سایر کشورها دارند. آن‌ها بیان کردند اگر بدهی‌های دولت از نقد شوندگی مطلوبی برخوردار باشند صنایع از این بدهی‌ها می‌توانند به‌عنوان وثیقه در اخذ تسهیلات استفاده کنند.

کوپر و نیکولو (۲۰۱۸)، این مقاله تأثیر متقابل بدهی‌های دولتی با بازارهای مالی را بررسی می‌کند. این تعامل، که به نام «تله شیطانی» معرفی می‌کند، بیان می‌کند که انتخاب دولت برای حمایت بانک‌هایی که در حال ورشکستگی هستند منجر به ایجاد انگیزه‌هایی برای بانک‌ها می‌شود که منجر به نگهداری بدهی‌های دولتی به‌جای تأمین سرمایه از طریق فروش سهام می‌شود. وی نقش نقدینگی سهام بانک را در تعیین اینکه آیا «تله شیطانی» نتیجه یک تعادل نش بین بانک‌ها و دولت است را در مدل نظری‌اش اثبات می‌کند. وقتی بانک‌ها تأمین مالی خود را از طریق انتشار سهام انجام دهند، «تله شیطانی» از بین می‌رود؛ اما در تعادل نش، انتظارات عقلایی بانک‌ها برای کمک مالی

---

1 . dangerous embrace
2 . Williamson
3 . De Luigi & Huber
4 . Grobéty

دولت، این اطمینان را حاصل می‌کند که هیچ سهامی صادر نشده و حلقه بدهی بانکی قرض دولتی حاکم است.

آری (۲۰۱۷)، یک مدل تعادل عمومی پویا ارائه می‌دهد که در آن تعاملات استراتژیک بین بانک‌ها و سپرده‌گذاران ممکن است منجر به شکنندگی بانک‌های داخلی و کاهش سرعت بهبود بحران مالی شود. در پاسخ به افزایش هزینه‌های مالی، بانک‌ها برای تأمین این هزینه‌ها پرتفوی‌های پر ریسکی تشکیل خواهند داد که چشم‌اندازهای مالی‌شان را تضعیف می‌کند. در یک تعادل پستِ نش، هزینه‌های بالای تأمین سرمایه در بانک‌هایی با سرمایه کم منجر به این می‌شود که بانک‌ها موجودی‌شان از بدهی‌های دولت را افزایش داده و پرتفوی خود را ریسک تر کنند. وی این مدل را در بحران بدهی‌های اروپایی در سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۶ آزمون نموده است. از نظر وی تأمین مالی دولت از طریق بازار پولی می‌تواند منجر به تضعیف شرایط تأمین مالی بانک‌ها و تقویت انگیزه‌های ریسک‌پذیری بانک شود. اما مداخلات هدفمند ظرفیت را برای از بین بردن تعادل نامطلوب دارند.

بریتسون و والر[1] (۲۰۱۷) اقدام به طراحی یک مدل تعادل عمومی پویا کردند که در آن تئوری مالی سطح قیمت‌ها به‌عنوان شرط تعادل در نظر گرفته شده است. بررسی خواص دینامیکی مدل مذکور نشان داد که ارزش بازار بدهی‌های دولتی می‌تواند نوسان کند حتی اگر هیچ تغییری در مالیات یا هزینه‌های فعلی با آینده وجود نداشته باشند. این پویایی قیمت بدهی‌های دولت صرفاً به دلیل صرف نقد شوندگی بدهی‌های دولت است.

شیجاکو[2] (۲۰۱۶)، اثرگذاری ریسک ابتدایی قرض دولتی را بر ثبات بانک‌ها بررسی کرده است. بدین منظور یک رویکرد جدید را با استفاده از اطلاعات ترازنامه بانکی برای ایجاد شاخصی که نشان‌دهنده وضعیت ثبات بانکی باشد را استفاده کرده است. وی عوامل مختلفی که تعیین‌کننده‌ی شکنندگی بانکی هستند را برای تخمین مدل پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای برای دوره۲۰۰۸:۳–۲۰۱۵:۳ بکار گرفته است. وی هیچ شواهد را برای حمایتی این ایده نیافته که ریسک ابتدایی بدهی دولتی بر شکنندگی مالی بانک تأثیر می‌گذارد. در عوض نتایج نشان داد که بهبود وضع اقتصاد کلان و بازار مالی، عوامل تعیین‌کننده‌ای هستند که می‌توانند شکنندگی مالی بانک‌ها را کاهش دهند. سایر نتایج نشان داد که دیگر شاخص‌های بانکی، میزان واسطه‌گر مالی، فعالیت‌های

1 . Berentsen & Waller
2 . Shijaku

زیرخط ترازنامه، سرمایه بیش‌ازحد، ریسک اعتباری و سودآوری تأثیر معنی‌داری بر شکنندگی مالی ندارند.

همان‌طور که ادبیات پژوهشی ارائه‌شده نشان می‌دهد تاکنون پژوهش‌های معدودی در خارج از کشور نشان دادند که بدهی دولت به بانک‌ها می‌تواند بر شاخص شکنندگی مالی تأثیر معنی‌داری داشته باشد؛ اما نظر به حجم وسیع بدهی دولت به بانک‌ها در ایران، تاکنون پژوهشی به بررسی این فرضیه در اقتصادی ایران نپرداخته است. ازاین‌رو پژوهش حاضر قصد دارد تا این خلأ پژوهشی را پر کند.

روش‌شناسی پژوهش

مطالعه حاضر رابطه بین بدهی دولت به بانک‌های تجاری با شکنندگی مالی را موردبررسی قرار می‌دهد. در این روش با استفاده از مطالعات کتابخانه‌ای، جستجو در اینترنت، مطالعه اسنادی و مراجعه به سایت بانک مرکزی ترازنامه بانک‌ها و مرکز آمار، داده‌های موردنیاز جهت محاسبه متغیرهای پژوهش استخراج‌شده و پس‌ازآن محاسبات مربوطه انجام‌شده و برای تخمین مدل آماده‌شده است. تجزیه‌وتحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه بر اساس الگوهای اقتصادسنجی و با استفاده از نرم‌افزار E-Views صورت می‌گیرد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

به تبعیت از پژوهش کریل و همکاران (۲۰۱۷)، مدل پژوهش به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$BSFI_t = \alpha + \beta_1 Interest_t + \beta_2 Stock\ market C_t + \beta_3 Tax_t + \beta_4 EcGrowth_t + \beta_5 Inflation_t + \beta_6 Debt_t$$

$Interest_t$ نرخ بهره بلندمدت

$Stock\ market C_t$ سرمایه‌گذاری در بازار سهام برابر با نرخ رشد ارزش سهام مبادله شده در سال است.

Tax_t نسبت مالیات به ارزش‌افزوده بخش‌ها به‌جز بخش کشاورزی در سال است.

$Debt_t$ نشان‌دهنده بدهی دولت به بانک‌های تجاری

$EcGrowth_t$ نرخ رشد سالانه اقتصادی کشور است.

$Inflation_t$ نرخ تورم روی شاخص قیمت مصرف کننده است.

همچنین متغیر وابسته پژوهش $BSFI$ به تبعیت از نادعلی (۱۳۹۵) و کیبریتچی اوغلو (۲۰۰۳) است که به شکل زیر محاسبه می‌شود:

مقادیر منفی این شاخص نشان‌دهنده این است که سیستم بانکی در وضعیت شکنندگی بالا قرار دارد. در این حالت ممکن است سیستم بانکی با چالش‌های نقدینگی، اعتباری و نرخ ارزی مواجه شود. درصورتی‌که به دنبال عکس‌العمل‌های سیاستی و ریسک گریزی عمومی توسط بانک‌ها، سیستم بانکی شاخص به مسیر بهبودی برگردد مقدار شاخص افزایش خواهد یافت. زمانی که شاخص BSFI به مقدار صفر برسد می‌توان گفت که سیستم بانکی به‌طور کامل بهبود یافته است (پورعبادالهان کویچ و همکاران، ۱۳۹۷).

$$BSFI = \frac{\left[\left(\frac{CPS_t - \mu_{CPS}}{\delta_{CPS}}\right) + \left(\frac{DEP_t - \mu_{DEP}}{\delta_{DEP}}\right)\right]}{2} \quad (۱)$$

$$CPS_t = \frac{LCPS_t - LCPS_{t-1}}{LCPS_{t-1}} \quad (۲)$$

$$DEP_t = \frac{DEP_t - LDEP_{t-1}}{LDEP_{t-1}} \quad (۳)$$

که در آن:

BSFI: شاخص شکنندگی نظام بانکی که از طریق میانگین سه جزء زیر به دست می‌آید

μو δ به ترتیب بیانگر میانگین و انحراف معیار متغیرهای روابط ۲ و ۳ هستند

LCPS: بدهی بخش خصوصی به بانک‌ها (به‌صورت حقیقی)

LDEP: کل سپرده‌ها نزد بانک‌ها (به‌صورت حقیقی) (سپرده دیداری+سپرده غیر دیداری)

CPS: تغییرات سالانه LCPS

DEP : تغییرات سالانهLDEP .

بازه زمانی داده‌های پژوهش سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۶ و داده‌ها به‌صورت سالانه است. برای تخمین مدل پژوهش از مدل رگرسیونی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده استفاده می‌شود.

پیش از بررسی نتایج تخمین مدل نیاز است که آمارهای توصیفی پژوهش موردبررسی قرار گیرد. ازاین‌رو جدول (۱) به بررسی این اطلاعات می‌پردازد.

شاخص	شاخص شکنندگی	شاخص بدهی	نرخ رشد اقتصادی	تورم	نرخ بهره بلندمدت	سرمایه‌گذاری در بازار سهام	نسبت مالیات
میانگین	۰,۰۰۰	۲۰,۲٤۳	۰,۰۲۳	۰,۱۸۸	۰,۱۳٦	۱۷,۸۲۱	۰,۰۷٤
میانه	۰,۰٥٦	٤,۱۸۲	۰,۰٤۳	۰,۱۷۰	۰,۱٥۰	۱,۷۷٥	۰,۰۷۲
حداکثر	۰,٥۷۹	۱۳۱,۲۹۷	۰,۲۱۱	۰,٤۹۱	۰,۲۲۰	۱۲۹,۸۹۲	۰,۱۱۲
حداقل	-۳,٤٥۳	۰,۱٦۹	-۰,۲۷٥	۰,۰۸۳	۰,۰۸۰	۰,۰۰۰	۰,۰٤۷
انحراف معیار	۰,٦۳٥	۳۱,٥۹۲	۰,۱۱۳	۰,۰۸۷	۰,۰٤۳	۲۸,۷۰۹	۰,۰۱٦

در مورد مدل‌های سری زمانی یکی از نگرانی‌ها برای اطمینان به الگو وجود ریشه واحد و احتمال وقوع رگرسیون کاذب است. برای جلوگیری از این موضوع باید وضعیت مانایی متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گیرد. نتایج این آزمون در جدول زیر آمده است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد برای متغیرهای پژوهش

متغیر	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	نتیجه
stock	۰,٦۰۸	-۱,۳۲٤	۰,۰۰۰	-۱۱,٤۰۳	I(1)
interest	۰,۸۸٦	-۰,٤۷۲	۰,۰۰۰	-٦,۲۱۱	I(1)
inf	۰,۰۳۱	-۳,۱٤۱			I(0)
growth	۰,۰۰۰	-٦,٤٦۹			I(0)
debt	۰,۱۷۲	-۲,۳۱۸	۰,۰۰۰	-۷,۱۲۷	I(1)
bsfi	۰,۰۰۰	-٦,٤۹٥			I(0)
tax	۰,۰٤۷۷	-۲,۹٦۰			I(0)

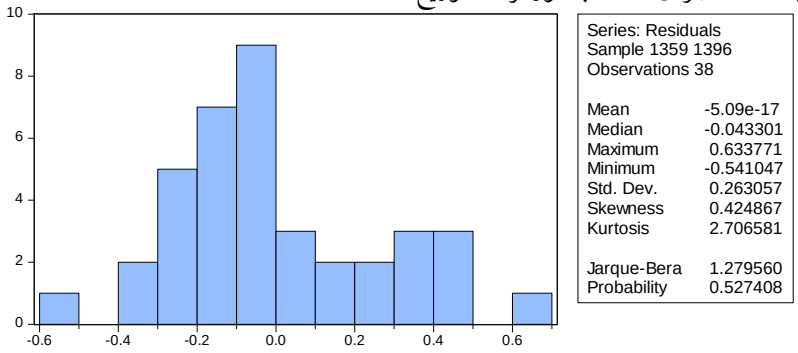
همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد متغیرهای الگو ترکیبی از متغیرهای مانا در سطح و متغیرهای مانا در تفاضل اول هستند. بدین منظور و برای تخمین مدلی که بتواند ماهیت پویای داده‌ها را لحاظ کند از الگوی ARDL استفاده می‌شود. برای اطمینان از اینکه الگوی ARDL دچار خطای رگرسیون کاذب نشده است نیاز به آزمون هم انباشتگی است. آزمون هم انباشتگی مخصوص این الگو آزمون باند به همراه مقادیر حدی پیشنهادشده در پژوهش پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه‌شده است.

جدول ۲. آزمون هم انباشتگی برای مدل پژوهش

Test Statistic	Value	k
F-statistic	22.39228	6
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.12	3.23
5%	2.45	3.61
2.50%	2.75	3.99
1%	3.15	4.43

بر اساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱) اگر آماره آزمون از کرانه بحرانی بالا گذر کند شواهدی برای اثبات رابطه بلندمدت میان متغیرها فراهم می‌شود و همچنین اگر مقدار آماره آزمون از کرانه بحرانی پایین فراتر نرود؛ آنگاه فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. ضمناً، اگر آماره F درون محدوده این دو کرانه قرار بگیرد آنگاه نتیجه غیر معین و غیرقابل استنباط خواهد بود. مقایسه آماره F به‌دست‌آمده در الگوی تخمین زده‌شده با مقادیر ارائه‌شده نشان می‌دهد آماره در تمامی سطوح معنی‌دار است درنتیجه می‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی را رد نمود و وجود هم انباشتگی در الگوی تخمین زده‌شده را تائید نمود.

نمودار ۱ توزیع نرمال اجزای اخلال رگرسیون را نشان می‌دهد احتمال مربوط به آماره جارک برا نشان می‌دهد که اجزای اخلال به‌طور نرمال توزیع شده‌اند.



نمودار ۱. توزیع اجزای اخلال الگوی تخمین زده‌شده

برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون بروچ پاگان گادفری استفاده می‌شود. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد احتمال آزمون بیش از ۰,۰۵ درصد است و فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس‌ها رد نمی‌شود. درنتیجه تفسیر نتایج بدون نگرانی از وجود ناهمسانی واریانس امکان‌پذیر است.

جدول ۳. نتایج آزمون بروچ پاگان گادفری

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.215841	Prob. F(8,29)	0.9854
Obs*R-squared	2.135463	Prob. Chi-Square(8)	0.9766
Scaled explained SS	1.06125	Prob. Chi-Square(8)	0.9978

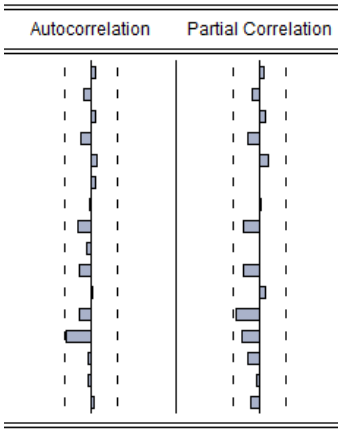
برای آزمون خودهمبستگی جملات اخلال از آزمونLM بریوش گادفری استفاده‌شده و نتایج آزمون نشان می‌دهد که ازآنجاکه احتمال آماره آزمون بیش از ۰٫۰۵ درصد است فرض صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی در جملات اخلال رد نمی‌شود؛ یعنی می‌توان نتایج تخمین را بدون نگرانی از خودهمبستگی جملات اخلال تفسیر نمود.

جدول ٤. نتایج آزمونLM بریوش گادفری

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

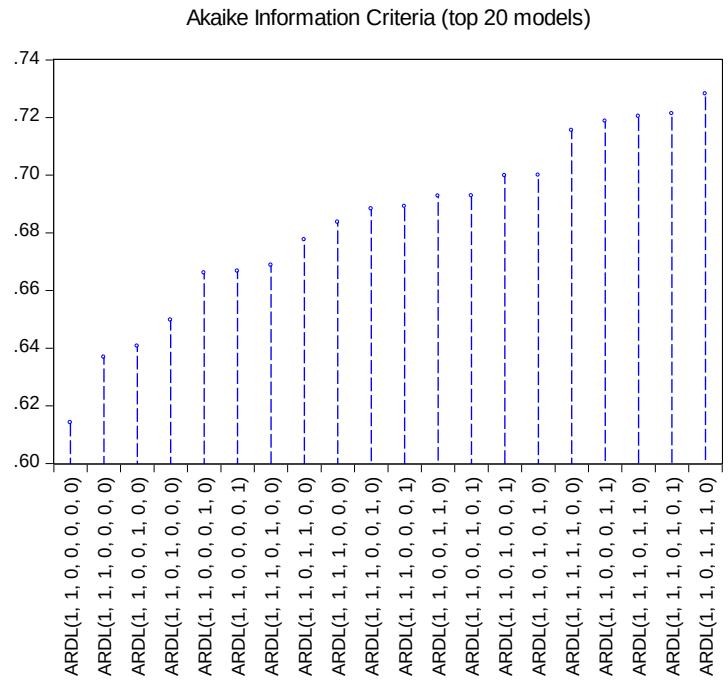
F-statistic	0.178064	Prob. F(2,27)	0.8379
Obs*R-squared	0.494693	Prob. Chi-Square(2)	0.7809

همان‌طور که نتایج نمودار ۲ نیز نشان می‌دهد پسماند مدل تا وقفه‌ی ۱۶ام همبستگی معنی‌داری با یکدیگر ندارند ازاین‌رو نتایج آزمون خودهمبستگی جملات اخلال که مورداشاره قرار گرفت تائید می‌شود.



نمودار ۲. نتایج آزمون خودهمبستگی جملات اخلال

برای تخمین مدل ARDL با وقفه‌های گسترده از متغیرهای مستقل وابسته نیاز به انتخاب بهترین ترکیب از متغیرها و وقفه‌های آن‌ها است، این عمل با معیارهای آکاییک، شوارتز و بیزین تعیین می‌شود که نمودار زیر نشان‌دهنده فرایند انتخاب مدل بهینه برای تخمین در الگوی ARDL است.



نمودار ۳. آماره آکاییک برای انتخاب مدل بهینه

جدول ۵. نتایج تخمین مدل اولیه ARDL

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
BSFI(-1)	۰,۰۷۰	۰,۰۹۷	۰,۷۲۶	۰,٤۷٤
DEBT	۰,۰۱۹	۰,۰۰۲	۷,۷۲۳	۰,۰۰۰
DEBT(-1)	-۰,۰۳۰	۰,۰۰۳	-۹,۵۱٦	۰,۰۰۰
GROWTH	۰,۵۸٦	۰,٤۸۰	۱,۲۲۰	۰,۲۳۲
INF	-۱,۵۱۰	۰,۷۲۳	-۲,۰۸۸	۰,۰٤٦
INTEREST	۱,۰۲۷	۲,۰٤۹	۰,۵۰۱	۰,٦۲۰
STOCK	۰,۰۰۸	۰,۰۰٤	۲,۳۳۰	۰,۰۲۷
TAX	-۷,۷۲۵	٤,۵۲۵	-۱,۷۰۷	۰,۰۹۸
C	۰,۷۸٦	۰,٤۲۰	۱,۸۷۱	۰,۰۷۲
ضریب تعیین	۰,۸۳۲٦	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰,۷۸٦٤
آماره F	۱۸,۰۳۷	احتمال F		۰,۰۰۰

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد بدهی‌های دولت اثر مثبت و معنی‌داری بر متغیر شکنندگی مالی دارد. البته اثر بدهی‌های دولت در دوره گذشته رابطه معکوسی با شاخص شکنندگی مالی دارد. همچنین متغیر تورم نیز اثر منفی بر شاخص شکنندگی مالی دارد. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام رابطه مثبتی با شاخص شکنندگی مالی دارد.

جدول ٦. نتایج تخمین مدل کوتاه‌مدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
D(DEBT)	۰,۰۱۹	۰,۰۰۲	۷,۷۲۳	۰,۰۰۰
D(GROWTH)	۰,۵۸٦	۰,٤۸۰	۱,۲۲۰	۰,۲۳۲
D(INF)	−۱,۵۱۰۰	۰,۷۲۳	−۲,۰۸۸	۰,۰٤٦
D(INTEREST)	۱,۰۲۷	۲,۰٤۹	۰,۵۰۱	۰,٦۲۰
D(STOCK)	۰,۰۰۸	۰,۰۰٤	۲,۳۳۰	۰,۰۲۷
D(TAX)	−۷,۷۲۵	٤,۵۲۵	−۱,۷۰۷	۰,۰۹۸
CointEq(-1)	−۰,۹۲۹	۰,۰۹۷	−۹,۵۸۰	۰,۰۰۰

همان‌طور که نتایج تخمین مدل کوتاه‌مدت نشان می‌دهد، ضریب تعدیل کوتاه‌مدت به مقدار **۰,۹۲** و به لحاظ آماری معنی‌دار است. این بدان معنی است که هر عدم تعادل از مدل بلندمدت در طول یک دوره با اصلاح **۹۲** درصدی در دوره بعد تعدیل می‌شود. این نشان‌دهنده تعدیل سریع مدل است.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل بلندمدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
DEBT	−۰,۰۱۱	۰,۰۰٤	−۲,۷٦٤	۰,۰۱۰
GROWTH	۰,٦۳۰	۰,۵۱۹	۱,۲۱۵	۰,۲۳٤
INF	−۱,٦۲٤	۰,۷۸۰	−۲,۰۸۳	۰,۰٤٦
INTEREST	۱,۱۰۵	۲,۲۲۹	۰,٤۹٦	۰,٦۲٤
STOCK	۰,۰۰۹	۰,۰۰٤	۲,۰۸۱	۰,۰٤٦
TAX	−۸,۳۱۰	٤,۸٤۷	−۱,۷۱٤	۰,۰۹۷
C	۰,۸٤۵	۰,٤٤۱	۱,۹۱۸	۰,۰٦۵

نتایج مدل بلندمدت نشان می‌دهد که در بلندمدت بین بدهی دولت به بانک‌های تجاری با شاخص شکنندگی مالی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. لذا استنباط می‌شود که اثر این متغیر در بلندمدت رابطه معکوسی با شاخص شکنندگی مالی دارد لذا ازآنجاکه مقادیر منفی این شاخص نشان‌دهنده شکنندگی مالی بالاتر است، این نتیجه بدان معنی است که در دوره موردبررسی هرچه بدهی دولت به بانک‌های تجاری بیشتر شده شکنندگی مالی اقتصاد افزایش‌یافته است. ازاین‌رو می‌توان گفت که فرضیه پژوهش مورد تائید قرار می‌گیرد. همچنین بین متغیر تورم با شاخص شکنندگی مالی نیز رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. تورم بالاتر به معنی بی‌ثباتی بیشتر در اقتصاد کلان بوده و مقادیر بالاتر این متغیر در اقتصاد ایران همواره باعث افزایش شکنندگی مالی شده است. درواقع در بلندمدت افزایش تورمی می‌تواند بی‌ثباتی در نظام پولی ایجاد کرده و موجب شکننده شدن سیستم مالی بانک‌ها شود. همچنین متغیر رشد بازار سرمایه با شاخص شکنندگی مالی رابطه مثبت و معنی‌داری دارد. این بدان معنی است که توسعه بازار سرمایه باعث حرکت هرچه بیشتر به سمت توازن بازار پول و سرمایه شده و این عاملی برای بهبود عملکرد اقتصاد کلان و درنتیجه کاهش شکنندگی مالی شده است.

نتیجه‌گیری و بحث

افزایش مشکلات بانکی در مقیاس وسیع، نگرانی‌های زیادی را ایجاد می‌کند، زیرا بحران بانکی جریان اعتباری به سمت خانوارها و شرکت‌ها را دچار گسست کرده و امکان ورشکستگی بنگاه‌های بخش حقیقی را افزایش می‌دهد. همچنین بحران بانکی می‌تواند عملکرد سیستم پرداخت‌ها را به مخاطره اندازد و از طریق کاهش اعتماد به نهادهای مالی داخلی، باعث کاهش پس‌انداز داخلی و یا خروج سرمایه در مقیاس زیاد شود. در نهایت یک بحران بانکی منجر به کاهش ثبات بانک‌ها و بسته شدن آن‌ها می‌شود. در دهه‌های اخیر ثبات مالی به‌عنوان هدف سیستم اقتصادی، بیش‌ازپیش در سیاست‌گذاری‌ها موردتوجه قرارگرفته است. شکنندگی مالی بانک‌ها با آسیب زدن به اثربخشی سیاست پولی، منجر به افزایش تورم و افزایش بی‌ثباتی شاخص قیمت‌ها می‌شود. افزایش مشکلات بانکی در مقیاس وسیع، نگرانی‌های زیادی را ایجاد می‌کند، زیرا بحران بانکی جریان اعتباری به سمت خانوارها و شرکت‌ها را دچار گسست کرده و امکان ورشکستگی بنگاه‌های بخش حقیقی را افزایش می‌دهد. همچنین بحران بانکی می‌تواند عملکرد سیستم پرداخت‌ها را به مخاطره اندازد و از طریق کاهش اعتماد به نهادهای مالی داخلی، باعث کاهش پس‌انداز داخلی و یا خروج سرمایه در

مقیاس زیاد شود. در نهایت یک بحران بانکی منجر به کاهش ثبات بانک‌ها و بسته شدن آن‌ها می‌شود. در دهه‌های اخیر ثبات مالی به‌عنوان هدف سیستم اقتصادی، بیش‌ازپیش در سیاست‌گذاری‌ها موردتوجه قرارگرفته است. یکی از مهمترین نهادهایی که می‌تواند با استفاده از نفوذ خود در سیستم بانکی با ایجاد بدهی، نیازهای مالی خود را تقریباً بدون محدودیت تأمین مالی کند دولت است؛ اما این روش تأمین مالی معایب و آسیب‌هایی به سیستم پولی و مالی کشور وارد می‌کند. هدف این پژوهش بررسی تأثیر بدهی‌های دولت به بانک‌های تجاری بر شاخص شکنندگی مالی در کشور ایران است. بدین منظور از داده‌های سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۷ و روش خود رگرسیون با وقفه گسترده استفاده‌شده است. نتایج نشان داد که فرضیه پژوهش مبنی بر اینکه بدهی بانک تأثیر باعث افزایش شکنندگی مالی می‌گردد مورد تائید قرار گرفت. درنتیجه به سیاست‌گذاران دولت پیشنهاد می‌شود که برای جلوگیری از شدت یافتن شکنندگی مالی در کشور تأمین مالی از طریق ایجاد بدهی در بانک‌های تجاری را متوقف نموده و بدهی‌های دولت را با سیستم بانکی تسویه نمایند. همچنین نتایج نشان‌دهنده‌ی رابطه مثبت و معنی‌دار متغیر تورم با شکنندگی سیستم مالی است. مشخصاً تورم به‌عنوان یک شاخص بی‌ثباتی در اقتصاد کلان تشدیدکننده‌ی شکنندگی سیستم مالی است ازاین‌رو کنترل تورم از این دیدگاه نیز توصیه می‌شود. نتایج نشان داد که توسعه بازار سرمایه باعث کاهش شکنندگی مالی می‌شود ازاین‌رو ایجاد توازن بین بازار پول و سرمایه به‌عنوان یک سیاست بلندمدت برای ایجاد ثبات مالی توصیه می‌گردد.

منابع

- احمدیان اعظم (۱۳۹۴)، ارزیابی شکنندگی مالی بانک‌ها با بکارگیری روش شبکه عصبی، سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی، مقاله ۲، دوره ۳، شماره ۲ – شماره پیاپی ۷، تابستان ۱۳۹۴، صص. ۲۹-۵۸.
- رجبی مصطفی، مریم جعفری طادی (۱۳۹۶)، تحلیل تأثیر توسعه مالی و شکنندگی مالی بر رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای منتخب شرق و غرب آسیا)، فصلنامه اقتصاد مالی، مقاله ۳، دوره ۱۱، شماره ۴۰، پاییز ۱۳۹۶، صص. ۵۳-۶۶.
- سازمان برنامه‌وبودجه، (۱۳۹۶)، بررسی وضعیت بدهی دولت به شبکه بانکی و نحوه تسویه آن، دفتر امور اقتصاد کلان.
- سلمانی یونس، یاوری کاظم، اصغرپور حسین، سحابی بهرام (۱۳۹۷)، اثرات اقتصاد کلان انواع بدهی‌های دولت در ایران. فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی. ۸ (۳۲)، صص. ۱۲۹-۱۷۷.
- صادقی سیدکمال، جلیل پور سالار (۱۳۹۴)، تأثیر ساختار بودجه‌ای دولت بر تأمین مالی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران (فرضیه بانک‌های غیرکارا) پژوهشنامه اقتصاد کلان (پژوهشنامه علوم اقتصادی): نیمه دوم ۱۳۹۴، دوره ۱۰ ، شماره ۲۰; از صفحه ۸۲ تا صفحه ۱۰۰.
- کریمی پتانلار سعید، جعفری صمیمی احمد، منتظری شورکچالی جلال (۱۳۹۶)، پایداری بدهی دولت در ایران: شواهد جدید از تابع واکنش مالی دوره ۲۴ شماره ۱۴ (۱۳۹۶): دوفصلنامه اقتصاد پولی مالی پاییز زمستان ۱۳۹۶.
- نادعلی محمد (۱۳۹۵)، سنجش میزان شکنندگی نظام بانکی در اقتصاد ایران، فصلنامه روند، سال بیست و سوم، شماره ۷۶، زمستان ۱۳۹۵، صص. ۱۴۵-۱۷۲.
- Ahmadian Azam (2015), Evaluation of Financial Fragility of Banks Using Neural Networks, Economic Development Policy, Article 2, Volume 3, Issue 2 - Issue 7, pp. 29-58.(In Persian)
- Ari, M. A. (2017). Sovereign risk and bank risk-taking. International Monetary Fund.
- Bamidele, T. B. & Joseph, A. I. (2013). Financial crisis and external debt management in Nigeria. International Journal of Business and Behavioural Sciences, 3(4), pp. 16-24.
- Barberis, N. Greenwood, R. Jin, L. & Shleifer, A. (2015). Survey evidence suggests that many investors form beliefs about future stock market returns by extrapolating past returns. Journal of Financial Economics, 115(1), pp. 155-167.
- Berentsen, A. & Waller, C. J. (2017). Liquidity Premiums on Government Debt and the Fiscal Theory of the Price Level. Journal of Economic Dynamics and Control, 89, pp. 173-182; https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.01.006.
- Betz, F. Oprica, S. Peltonen, T. Sarlin, P. (2014), "Predicting Distress In European Banks", Journal of Banking and Finance, Vol. 45, pp. 225-241.
- Black, L. Correa, R. Huang, X. Zh, H. (2016), "The Systemic Riosk of European Banks during the Financial and Sovereign Debt Crises", Journal of Banking and Finance, Vol. 63 (2016), pp. 107-125.
- Boubaker, S. Gounopoulos, D. Nguyen, D. K. & Paltalidis, N. (2019). The Diabolic Loop in a Monetary Union: Banking Fragility, Sovereign Risk, and Fiscal Policy. *Sovereign Risk, and Fiscal Policy (January 26, 2019)*.

- Cooper, R. & Nikolov, K. (2018). Government debt and banking fragility: The spreading of strategic uncertainty. International Economic Review, 59(4), pp. 1905-1925.
- Creel, J. Hubert, P. & Labondance, F. (2017). The Intertwining of Credit and Banking Fragility.
- De Luigi, C. & Huber, F. (2018). Debt Regimes and the Effectiveness of Monetary Policy. Journal of Economic Dynamics & Control, Available online 7 February 2018, 1–21; https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.01.027
- Gennaioli, N. Martin, A. & Rossi, S. (2018). Banks, government bonds, and default: What do the data say? Journal of Monetary Economics.
- Grobéty, M. (2018). Government Debt and Growth: The Role of Liquidity. Journal of International Money and Finance, 83, pp. 1-22; https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.01.004.
- Karimi Pantalar Saeed, Jafari Samimi Ahmad, Montazeri Shurkhchali Jalal (2017), Sustainability of Government Debt in Iran: New Evidence from the Financial Reaction Function Volume 24, Issue 14, 2017: Two-Fiscal Financial Economics. (In Persian).
- Kibritçioglu, A. (2003). Monitoring banking sector fragility. The Arab Bank Review, 5(2), pp. 51-66.
- Lindgren, C. J. Garcia, G. G. & Saal, M. I. (1996). Bank soundness and macroeconomic policy. International Monetary Fund.
- Liu, Y. (2016). Government debt and risk premia.
- Nadali Mohammad (2016), Measuring the Fragility of the Banking System in Iran's Economy, Trends, Trends, Years 23, No. 76, pp. 145-172. (In Persian)
- Pagano, M. (2014). Lessons from the European financial crisis.
- Planning and Budget Organization, (2017), State Debt Settlement to the Banking Network and its Settlement, Office of Macroeconomic Affairs. (In Persian)
- Popescu, A. & Turcu, C. (2017). Sovereign debt and systemic risk in the eurozone: A macroeconomic perspective. Economic Modelling, 67, pp. 275-284.
- Rajabi Mustafa, Maryam Jafari Tadi (2017), Analysis of the Effect of Financial Development and Financial Fragility on Economic Growth (Case Study of Selected Countries of East and West Asia), Financial Economics Quarterly, Article 3, Volume 11, Number 40, pp. 53- 66. (In Persian)
- Sadeghi Seyed Kumal, Jalil Pour Salar (2015), The Effect of Government Budget Structure on Financing Investment in the Private Sector in Iran (The Hypothesis of Non-Bank Banks) Journal of Economics, 2012; 10 (20); From page 82 to page 100. (In Persian)
- Shijaku, G. (2016). Does Primary Sovereignty Risk Matter for Bank Fragility? Evidence from Albanian Banking System.
- Williamson, S. D. (2018). Can the Fiscal Authority Constrain the Central Bank? Journal of Economic Dynamics and Control, 89, pp. 154-172; https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.01.015.
- Younes Barber, Yavari Kazem, Asgharpur Hussein, Bahram Nebula (2018), Macroeconomic Effects of Government Debts in Iran. Quarterly Journal of Economic Modeling Research. 8 (32), pp. 129-177. (In Persian)
- Zwet, A. V. & Swank, J. (2000). Financial Fragility and Macroeconomic Performance. De Nederlandsche Bank: DNB Staff Reports, 2000, No. 52.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی و یکم
زمستان ۱۳۹۹
صص ۲۵۶-۲۳۵

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۵/۰۶
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۱۰/۰۷
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۰/۱۰

مقاله پژوهشی

برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی با استفاده از سنجه‌های MES و CoVaR[1]

عبدالرضا شاکری[2]، نگار خسروی پور[3]، سیده محبوبه جعفری[4]

چکیده

هدف این مقاله برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی کشور، ارزیابی تأثیر بحران بانکی بر کل اقتصاد و استخراج سهم نظام بانکی در ریسک سیستمی با استفاده از سنجه‌های مختلف در قالب یک تحلیل مقایسه‌ای است. بدین منظور سنجه‌های ΔCoVaR و MES بکار گرفته‌شده و با استفاده از داده‌های روزانه در فاصله زمانی دی‌ماه ۱۳۸۷ تا تیرماه ۱۳۹۸ ریسک سیستمی نظام بانکی کشور برآورد می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد سنجه ریسک سیستمی ΔCoVaR برآورد شده، با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) و رگرسیون چندک، کمتر از سنجه ΔCoVaR برآورد شده با استفاده از مدل DCC-GARCH است. علت این امر را می‌توان در لحاظ نمودن اثرات سرریز در مدل DCC-GARCH دانست. همچنین نتایج نشان می‌دهد سنجه ΔCoVaR به‌طور متوسط ریسک سیستمی نظام بانکی را کمتر از سنجه MES برآورد می‌کند.

واژه های کلیدی: ریسک سیستمی، نظام بانکی، ارزش در معرض خطر (VaR)، سنجه ریسک سیستمی زیان مورد انتظار حاشیه‌ای (MES) و تغییر ارزش در معرض خطر شرطی (ΔCoVaR)
طبقه‌بندی موضوعی: E47 G21, G32, M41 C22

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.27534.2170

۲. گروه حسابداری، واحد بین‌المللی کیش، دانشگاه آزاد اسلامی، جزیره کیش، ایرانEmail:Ar.shakeri@gmail.com

۳. استادیار، حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران، نویسندهٔ مسئول ، Email:n_khosravipour@yahoo.com

٤. استادیار، حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران، Email:Jafari.mahboobeh@gmail.com

مقدمه

از زمان شروع بحران‌های مالی و اقتصادی در سال ۲۰۰۱، توجه به ریسک سیستمی در نهادهای مالی افزایش یافته است. رویدادها یا اتفاقاتی که در یک نهاد مالی حادث می‌شود ممکن است بر کل سیستم مالی و حتی اقتصاد کشور تأثیر داشته باشند. با مروری بر بحران‌های مالی در جهان ملاحظه می‌شود مهم‌ترین خطری که ثبات مالی را تهدید می‌کند ریسک سیستمی ناشی از بحرانهای سیستم بانکی است. بحران‌های بانکی اخیر در جهان، هزینه‌های زیادی برای اقتصادها به همراه داشته و نگرانی‌هایی را برای نظام مالی به وجود آورده است (مهدوی و همکاران، ۱۳۹۶). بحران‌های مالی، یکی از پدیده‌های رایج در اقتصاد داخلی و جهانی به شمار می‌آیند. بروز این بحران‌ها، هزینه‌های اقتصادی زیادی را برای کشورها به دنبال دارد. ازاین‌رو دولت‌ها بایستی در راستای کاهش هزینه‌های اقتصادی بحران‌های مالی و نیز جلوگیری از سرایت بحران و مقابله با آن، با توجه به شرایط اقتصادی خود، سیاست‌هایی را به‌کارگیرند (اوسکار، جین وای وس و گریگوری[1]، ۲۰۱۴). تدوین این سیاست‌ها رسیدگی به موضوع ریسک نظام مالی را می‌طلبد.

ایران در زمره کشورهایی طبقه بندی می‌شود که نظام مالی آن، بانک محور[2] است. سهم بالای نظام بانکی در تأمین وجوه موردنیاز بخش‌های مختلف اقتصادی کشور، دلالت بر بانک محور بودن نظام تأمین مالی اقتصاد ایران دارد. در چنین نظام‌هایی کاستی‌ها و ناکارآمدی‌های سیستم بانکی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم روند متغیرهای خرد و کلان اقتصادی را به‌شدت متأثر می‌سازد. هرگونه نقص و ناکارایی در فرآیند جذب و تخصیص منابع توسط بانک‌ها نه‌تنها موجب ضرر و زیان خود آن‌ها می‌شود بلکه اثرات مخربی بر رشد و توسعه اقتصادی کشور به همراه خواهد داشت.

شبکه بانکی کشور در حال حاضر شامل ۸ بانک دولتی (۳ بانک تجاری و ۵ بانک تخصصی)، ۲۰ بانک تجاری خصوصی، ۲ بانک قرض‌الحسنه و ۵ مؤسسه اعتباری دارای مجوز بوده که نقش مهمی در تخصیص اعتبارات و تأمین مالی بازی می‌کنند. طبق آمار اعلام‌شده توسط بانک مرکزی مانده بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در پایان آذرماه ۱۳۹۷ بالغبر ۱۴۹۷/۹ هزار میلیارد ریال بوده که در مقایسه با دوره مشابه ۳۲/۵ درصد رشد داشته است. این در حالی است که کل ذخایر قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی در آذرماه ۱۳۹۷ بالغبر ۱۸۲۰/۹ هزار ریال بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که شبکه بانکی کشور با تنگنای نقدینگی مواجه می‌باشد و هرگونه هراس بانکی و هجوم

---

1 . Oscar, Jean-Yves, Gregory
2 . Bank Based Financial System

سپرده‌گذاران به شبکه بانکی می‌تواند منجر به وقوع بحران در نظام بانکی کشور شود. این آمار، در کنار حجم معاملات بازار بین‌بانکی، نگرانی نسبت به وقوع بحران در نظام بانکی کشور را دوچندان می‌کند. همچنین، بر اساس آخرین گزارش منتشره توسط بانک مرکزی، حجم معاملات بازار بین‌بانکی در پایان سال ۱۳۹۶ بالغبر ۶۸۰,۵۵,۶۴۰ میلیارد ریال بوده است. دراین‌بین، سهم بانک‌های خصوصی از سپرده پذیری ۵۱ درصد و سهم بانک‌های مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی، ۲۶ درصد بوده است (بانک مرکزی، ۱۳۹۸) که نشان‌دهنده ساختار وابستگی بانک‌ها در بازار بین‌بانکی می‌باشد که نشان می‌دهد وقوع بحران در هر یک از بانک‌های کشور به‌ویژه بانک‌های خصوصی و مشمول سیاست‌های کلی اصل ۴۴ می‌تواند منجر به بحران در کل شبکه بانکی کشور شود؛ بنابراین برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی کشور از اهمیت بالایی برخوردار است.

مطالعات انجام‌شده در زمینه برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی ایران، عموماً از سنجه تغییر ارزش در معرض خطر شرطی[1] استفاده شده است (مهدوی و همکاران، ۱۳۹۶؛ استادهاشمی و همکاران، ۱۳۹۶). این سنجه تأثیر نهایی وقوع بحران در یک نهاد مالی (برای مثال شبکه بانکی) بر کل اقتصاد را نشان می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر این سنجه نشان می‌دهد؛ چنانچه یک نهاد مالی دچار بحران شود کل اقتصاد تا چه اندازه دچار بحران می‌شود، یعنی چنانچه شبکه بانکی به‌عنوان یک نهاد مالی[2] (یعنی پرتفویی متشکل از بانک‌های مختلف در نظر گرفته شود)، وقوع بحران در کل سیستم بانکی چه تأثیری بر بخش واقعی اقتصاد دارد. از دیگر سنجه‌های برآورد ریسک سیستمی، سنجه زیان مورد انتظار حاشیه‌ای[3] (MES) است که نشان می‌دهد اگر سیستم اقتصادی دچار بحران شود سهم یک نهاد چه اندازه است. این سنجه نیز مانند سنجه (ΔCoVaR) سهم نهایی یک نهاد را در ریسک سیستمی و اهمیت آن در وقوع ریسک سیستمی نشان می‌دهد با این تفاوت که سنجه (ΔCoVaR) را می‌توان یک سنجه پیش از بحران و سنجه MESرا سنجه پس از بحران نامید (بنوییت و همکاران، ۲۰۱۳). بر این اساس در این پژوهش، ریسک سیستمی نظام بانکی کشور با استفاده از سنجه‌های MES و ΔCoVaR برآورد و مقایسه می‌گردد. بخش‌های این مقاله به شرح زیر است: در بخش دوم مقاله مفهوم ریسک سیستمی موردبررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم مقاله به معرفی

---

1 . Conditional Value at Risk (ΔCoVaR)

۲. ریسک سیستمی می‌تواند ناشی از وقوع بحران در هر یک از بازارهای پول، بیمه یا بازار سرمایه ایجاد شود؛ بنابراین می‌توان سهم هر یک از بازارهای فوق در وقوع بحران را برآورد نمود.

3 . Marginal Expected Shortfall (MES)

سنجه‌های ریسک سیستمی اختصاص‌یافته است. در بخش چهارم داده‌ها و روش‌شناسی معرفی می‌گردد. بخش پنجم به نتیجه‌گیری و جمع‌بندی اختصاص‌یافته است.

ریسک سیستمی[1] نظام بانکی

برای اندازه‌گیری دقیق ریسک سیستمی می‌بایست به یک تعریف جامع و کامل از این مفهوم دست‌یافت. تاکنون تعاریف متعددی از ریسک سیستمی ارائه‌شده است. ولی باوجود تعاریف متعدد از مفهوم ریسک سیستمی همه آن‌ها دارای ویژگی‌های مشترکی هستند. بانک مرکزی اروپا[2] ریسک سیستمی را به‌عنوان خطر عدم ثبات مالی بسیار گسترده به‌نحوی‌که عملکرد یک سیستم مالی، رشد اقتصادی و رفاه عمومی دستخوش تغییر کند، تعریف می‌کند. درواقع تعریف بانک مرکزی اروپا بر مبنای عبارت ثبات مالی (یعنی عدم وجود ریسک سیستمی) بیان شده است. ثبات مالی عبارت است از شرایطی که در آن سیستم مالی (متشکل از واسطه‌های مالی، بازارهای مالی و زیرساخت‌های بازار) برای مقاومت در مقابل شوک‌ها و حل کردن عدم تعادل‌ها توانمند باشند؛ یعنی بتوانند در برابر هرگونه احتمال اختلال جدی در فرآیند واسطه‌گری مالی را که ممکن است به تخصیص پس‌اندازها به فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودمند آسیب وارد سازد مقاومت کنند.

صندوق بین‌المللی پول[3]، هیأت ثبات مالی[4] و بانک تسویه حساب‌های بین‌المللی[5] ریسک سیستمی را احتمال وقوع اختلال در خدمات مالی که موجب اختلال در همه یا قسمتی از سیستم مالی است و پیامدهای منفی برای سیستم مالی یا کل اقتصاد به دنبال دارد. لذا سیاست‌گذاران دریافتند که ریسک سیستمی یک مشکل زودگذر نیست و در پی سیاست‌های جدیدی جهت بررسی این مسئله چالش‌انگیز می‌باشند (به نقل از مهدوی و همکاران، ۱۳۹۶).

ریسک سیستمی به‌احتمال ازکارافتادگی در کل سیستم در اثر ایجاد شکست یا بحران در یک بخش یا قسمتی از بازار اطلاق می‌گردد. این ریسک در اثر حرکت هم‌زمان و یا همبستگی بین بخش‌های بازار ایجاد می‌شود. بنابراین ریسک سیستمی زمانی اتفاق می‌افتد که همبستگی بالایی بین ریسک‌ها و بحران‌های بخش‌های مختلف بازار وجود داشته باشد و یا زمانی که ریسک‌های بخش‌های مختلف در یک بخش از بازار یا یک کشور با سایر بخش‌ها و کشورها مرتبط و همبسته

---

1 . Systemic Risk
2 . European Central Bank
3 . International Monetary Fund
4 . Financial Stability Board
5 . Bank of International Settlement

باشد. ریسک سیستمی یک واکنش زنجیره‌ای به‌صورت دومینوهای به هم متصل می‌باشد. به این دلیل به آن سیستمی گفته می‌شود که دارای اثر فراگیر بر روی کل سیستم می‌باشد و به‌سرعت در کل بازار سرمایه و یا کل اقتصاد یک کشور منتقل می‌شود و اثر می‌گذارد (شیرمحمدی و چاوشی،۱۳۹۴)؛ بنابراین رسیدگی به موضوع ریسک سیستمی نه‌تنها نیازمند بررسی شیوه تکثیر شوک‌ها در یک بخش خاص است بلکه به روشی نیاز دارد که با استفاده از آن بتوان اثر شوک‌های یک بخش مالی خاص بر دیگر بخش‌های مالی یا اقتصاد واقعی به‌عنوان یک کل را بررسی کرد.

بنا به تعریف، ریسک سیستمی نظام مالی، احتمال سقوط در سیستم مالی است. این ریسک می‌تواند منجر به بی‌ثباتی و یا آشوب در بازارهای مالی شود که در اثر وقوع حوادث و رویدادها یا شرایط غیرسیستماتیک در واسطه‌های مالی ایجاد و یا برانگیخته و تشدید می‌شود.

سیستم‌های مالی- اقتصادی پیچیده در بسیاری از مواقع می‌توانند موجب ایجاد ثروت در جامعه شوند، اما در مواقع بروز بحران نیز می‌توانند به‌سرعت منجر به تسری بحران شوند. بر همین اساس، سیستم مالی- اقتصادی نیز می‌تواند به‌مانند سایر سیستم‌های پیچیده در معرض بروز ریسک‌های سیستمی قرار گیرد. به‌عبارت‌دیگر، در سیستم مالی- اقتصادی نیز ممکن است بروز شوک در یک یا چند نهاد مالی، باعث تسری آن در مجموعه‌ی سیستم در قالب یک اثر آبشاری شود و درنهایت بحران سیستمی را به وجود آورد (دستخوان و شمس قارنه، ۱۳۹۶).

ریسک سیستمی به معنای ریسک ناشی از ارتباطات و وابستگی‌های درونی موجود در یک سیستم یا یک بازار است که به‌واسطه رخداد یک شکست در یک جزء از سیستم و تسری آن در تمام سیستم یا بازار، منجر به بروز بحران در تمام سیستم یا بازار می‌شود. بر این اساس، کنترل و مدیریت ریسک‌های سیستمی و تلاش برای اجتناب از آن‌ها ازجمله مهم‌ترین دغدغه‌ها برای سیاست گذاران بازار پول قلمداد می‌شود. ازآنجاکه نقش شرکت‌های مختلف در ایجاد و تسری ریسک‌های سیستمی یکسان نیست، یکی از مهم‌ترین اقدامات ممکن برای کنترل ریسک‌های سیستمی و کاهش اثرات آن، شناخت نهاد یا سازمان‌هایی است که اثرگذاری بیشتری بر وقوع و تسری ریسک سیستمی دارند تا از طریق تمرکز بیشتر بر آن‌ها، شانس وقوع این‌گونه از ریسک‌ها کاهش یابد (اسماگا[1]، ۲۰۱۴). میزان درهم تنیدگی، میزان همبستگی و اندازه شرکت، سه عامل اصلی برای شناخت شرکت‌های مهم از نظر سیستمی است. شرکت‌هایی که دارای اندازه بزرگ‌تری هستند، نقش اثرگذارتری در ایجاد و تسری ریسک سیستمی دارند. درهم تنیدگی به معنای میزان مواجهه‌ی

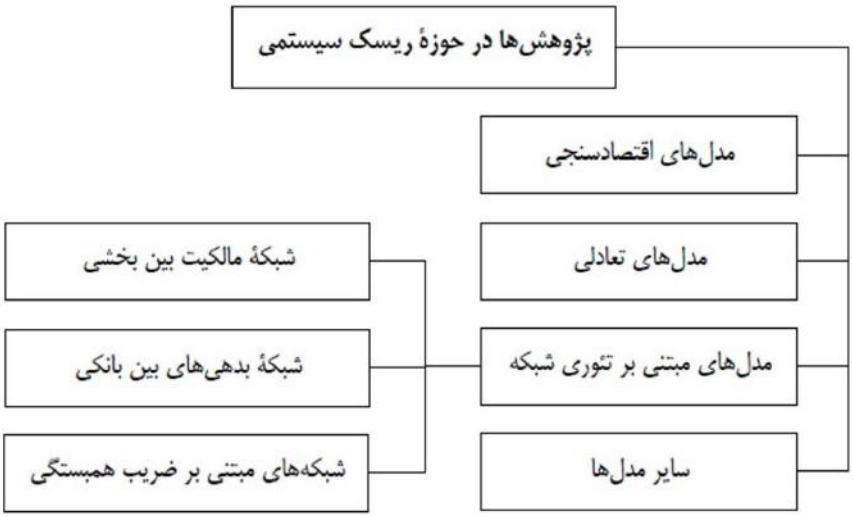
---

1 . Smaga

هم‌زمان شرکت‌ها به‌واسطه‌ی وجود ارتباط‌های علنی (روابط ترازنامه‌ای) و همبستگی به معنای میزان مواجهه‌ی شرکت‌ها به سبب وجود رابطه‌ی همبستگی بین شرکت‌ها است (همان منبع).

پیشینه‌ی پژوهش در حوزه ریسک سیستمی

پژوهش‌های انجام‌گرفته در حوزه ریسک سیستمی را می‌توان به ۴ حوزه پژوهش‌های مبتنی بر روش‌های اقتصادسنجی، پژوهش‌های مبتنی بر تئوری شبکه، پژوهش‌های مبتنی بر مدل‌های تعادل عمومی و سایر روش‌ها دسته‌بندی نمود که در شکل ذیل نشان داده‌شده است.



شکل ۱. دسته‌بندی پژوهش‌های مرتبط در حوزه ریسک سیستمی (دستخوان و شمس قارنه، ۱۳۹۶)

رستگار و کریمی (۱۳۹۵)، کیم و کیم[1] (۲۰۱۳) و ژو و تاراشف[2] (۲۰۱۳) در پژوهش‌های خود با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی به‌اندازه‌گیری و تحلیل ریسک‌های سیستمی پرداخته‌اند. هالدان و می[3] (۲۰۱۱) و پاسکواریلو[4] (۲۰۰۲) با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی در تحلیل ریسک

1 . Kim & Kim
2 . Zhou & Tarashev
3 . Haldane & May
4 . Pasquariello

به بررسی ساختار سیستم‌های اقتصادی- اجتماعی در قالب مدل‌های تعادل عمومی پرداخته‌اند. این دسته از پژوهش‌ها بر اساس مبانی تئوری بازی‌ها و مدل‌های تعادل بنیان‌گذاری شده‌اند و سعی دارند تا نقطه تعادل سیستم در شرایط وقوع بحران و ریسک‌های سیستمی را تعیین نمایند.

مدل‌های مبتنی بر تئوری شبکه به‌منظور تحلیل تعامل و ارتباط عوامل مختلف اقتصادی در یک سیستم مالی- اقتصادی به کار گرفته می‌شوند. بر اساس این رویکرد، یک سیستم مالی- اقتصادی را می‌توان در قالب یک شبکه از گره‌ها (عوامل اقتصادی) و یال‌ها (روابط بین عوامل) نمایش داد و بر اساس تحلیل و شبیه‌سازی رفتار این شبکه در قبال بروز اختلالات در برخی از گره‌ها و یال‌های شبکه، میزان آسیب‌پذیری سیستم مالی به بروز ریسک سیستمی را ارزیابی نمود. از سوی دیگر، پژوهش‌های موجود مبتنی بر تئوری شبکه را می‌توان در سه دسته کلی شبکه‌های ضریب همبستگی، شبکه بدهی‌های بین‌بانکی و شبکه مالکیت بین بخشی تقسیم‌بندی نمود. مطالعه لیو و تسه[1] (۲۰۱۲) و مانتگنا[2] (۱۹۹۸)، آلن و گیل[3] (۲۰۰۰) و فیک و پیج[4] (۲۰۱۳) و پکورا و اسپلتا[5] (۲۰۱۵)، از این دسته‌اند. با توجه به محدودیت اطلاعات موجود در خصوص بدهی‌های بین‌بانکی و عدم دسترسی آن‌ها، ساختار مالکیت بین بخشی می‌تواند به‌عنوان نماینده مناسبی برای تحلیل میزان درهم تنیدگی بین شرکت‌ها و تحلیل ریسک سیستمی ایجاد نماید.

دستخوان و شمس قارنه (۱۳۹۶) با به‌کارگیری شبکه مالکیت بین بخشی شرکت‌ها، معیارهای مختلف مبتنی بر شبکه ارزیابی شرکت‌های مهم در بورس تهران را موردبررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که به به‌کارگیری شبکه مالکیت با در نظر گرفتن مالکیت ترکیبی و معیارهای متناسب با آن می‌تواند به واقعی‌تر شدن نتایج حاصل از شناسایی شرکت‌های مهم از نظر ریسک سیستمی کمک نماید. افزون بر این با به‌کارگیری ترکیبی معیارهای مبتنی بر اندازه و درهم تنیدگی می‌توان نتایج قابل‌اتکاتری را در خصوص مهم‌ترین شرکت‌های سیستمی ارائه نمود. نتایج حاصل از مقایسه شاخص‌ها نشان داد که نمی‌توان تفاوت معناداری بین برخی از شاخص‌ها ارائه نمود، اما رتبه برخی شرکت‌ها بر اساس شماری از شاخص‌ها تفاوت معناداری با سایر شاخص‌ها دارد. با بررسی آماری شاخص‌های مختلف می‌توان دید که شرکت‌های مهم از نظر سیستمی از

---

1 . Liu & Tse
2 . Mantegna
3 . Allen & Gale
4 . Fique & Page
5 . Pecora & Spelta

قاعدهٔ پارتو[1] پیروی کرده و تعداد اندکی از شرکت‌ها دارای اثرگذاری بسیار بالایی در ایجاد ریسک سیستمی هستند.

چاوشی و شیرمحمدی (۱۳۹۴) با تعریف ریسک سیستمی (فراگیر) ریسک توزیع گسترده ورشکستگی و ناتوانی مؤسسات مالی یا انسداد بازارهای سرمایه که می‌تواند به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای عرضه سرمایه به بخش واقعی اقتصاد را کاهش دهد، به ارائه الگوهای مختلف از طبقه‌بندی این ریسک پرداخته‌اند. این پژوهش در پی بومی نمودن و آزمون ریسک سیستمی و بررسی آن در اقتصاد ایران است. این پژوهش به دو سؤال «چگونه بحران در یک بخش خاص می‌تواند به‌کل اقتصاد انتقال یابد؟ و اینکه آیا یک بخش خاص نسبت به بخش‌های دیگر دارای ریسک بیشتر یا کمتری است؟» پاسخ می‌دهد. برای این منظور، با استفاده از داده‌ها در یک دوره خاص، ابتدا میزان سهم ریسک سیستمی بانک، بیمه و بورس برآورد شده و در ادامه مشخص‌شده است که کدام‌یک از این صنایع بیشترین سهم از ریسک سیستمی را دارد.

مهدوی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از معیار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی (ΔCoVaR) به ارزیابی ریسک سیستمی در بخش بانکداری ایران پرداخته‌شده است. برای این منظور از بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد بانک‌هایی که حقوق صاحبان سهام آن‌ها از سال ۱۳۸۹ تا بهار ۱۳۹۵ موجود است انتخاب گردیده و با استفاده از معیار ΔCoVaR ارزیابی ریسک سیستمی در این بانک‌ها صورت پذیرفته است. نتایج برآورد نشان می‌دهد تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی برای بانک خاورمیانه بیشترین مقدار (۱۵/۶) و برای بانک سرمایه کمترین مقدار (۳۲٪) را به خود اختصاص داده است. این نتایج بیانگر آن است که بحران یا اختلال در بانک خاورمیانه از بین سایر بانک‌ها بیشترین تأثیر را بر سیستم مالی تحمیل می‌کند و بانک سرمایه کمترین تأثیر را دارد. به‌عبارتی‌دیگر اگر بحرانی در بانک خاورمیانه اتفاق بیفتد به‌اندازه ۱۵/۶۱ درصد بر ریسک سیستم مالی (بازار) می‌افزاید، درحالی‌که بحران در بانک سرمایه فقط ۳۲٪ درصد بر ریسک مالی سیستم می‌افزاید.

استاد هاشمی و همکاران (۱۳۹۷) به‌منظور تبیین ریسک سیستمی نظام بانکی کشور یک مدل شبکه‌ای چندلایه سیستم بانکی طراحی و در قالب این مدل نشان داده می‌دهند که چگونه وابستگی ساختار ترازنامه‌ای بانک‌ها باعث سرایت بحران از بانکی به سایر بانک‌ها و درنهایت باعث بحران در

---

1 . Pareto Principle

کل اقتصاد می‌شود. در این پژوهش فرض می‌شود که نظام بانکی پرتفویی متشکل از بانک‌ها می‌باشد که ساختار ترازنامه‌ای آن‌ها وابسته به یکدیگر است. برای برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی از داده‌های روزانه شاخص بانک‌ها در فاصله زمانی آذر ۱۳۸۷ تا فروردین‌ماه ۱۳۹۷ استفاده شده و ارزش در معرض خطر بازدهی داده‌های روزانه شاخص با استفاده از یک مدل GARCH نمایی برآورد گردیده است. بازدهی روزانه شاخص کل بازار بورس به‌عنوان نماینده اقتصاد واقعی در نظر گرفته‌شده و رگرسیون چندک در دو سطح ۵۰ و ۱ درصد برآورد گردیده است. در ادامه با استفاده از پارامترهای برآورد شده در رگرسیون چندک و همچنین بر اساس سنجه ΔCoVaR آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶) ریسک سیستمی نظام بانکی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین $\Delta CoVaR$ برآورد شده ۰٫۸۵۸۷- می‌باشد که مطابق انتظار منفی و نشان‌دهنده ریسک سسیستمی بالای نظام بانکی است.

بررسی پژوهش‌های انجام‌شده نشان می‌دهد که عموماً از سنجه ΔCoVaR برای برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی استفاده شده است. همان‌طور که اشاره شد سنجه MES به‌عنوان یک سنجه رقیب در برآورد سهم نهایی یک نهاد در برآورد ریسک سیستمی مورداستفاده قرار می‌گیرد. تفاوت این سنجه در این است که سنجه MES نشان‌دهنده سهم یک نهاد مالی، زمانی مورداستفاده قرار می‌گیرد که کل اقتصاد دچار بحران شده است درحالی‌که سنجه ΔCoVaR نشان‌دهنده وضعیتی است که یک نهاد مانند سیستم بانکی در شرایط بحرانی قرار می‌گیرد. درواقع سنجه MES یک سنجه پیشینی[1] برآورد ریسک سیستمی به شمار می‌رود درحالی‌که سنجه ΔCoVaR سنجه هم‌زمان به شمار می‌آید. به‌عبارت‌دیگر سنجه MES سنجه هشداردهنده است و می‌تواند به‌منظور مقررات گذاری نهاد مالی مورداستفاده سیاست‌گذار قرار گیرد. بر این اساس در این مقاله هر دو سنجه برآورد و نتایج مقایسه می‌گردد.

سنجه‌های ریسک سیستمی

در این بخش مهم‌ترین و پرکاربردترین سنجه‌های ریسک سیستمی معرفی می‌گردد. بنویت و همکاران[2] (۲۰۱۳)، سنجه‌های مهم اندازه‌گیری ریسک سیستمی شامل زیان مورد انتظار حاشیه‌ای

1 . Ex-ante
2 . Benoit, S.

(MES)، زیان مورد انتظار سیستمی (SES)[1]، سنجه ریسک سیستمی (SRISK) و ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) را معرفی و آن‌ها را با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. هدف مطالعه بنویت و همکاران مقایسه بنگاه‌های مالی مهم از نظر سیستمی *(SIFIs)*[2] است. برای این منظور بنویت و همکاران (۲۰۱۳) به‌منظور مقایسه تجربی سنجه‌های ریسک فوق از داده‌ای نمونه مطالعاتی استفاده کرده‌اند که در آن‌ها هر یک از این سنجه‌ها معرفی و مورداستفاده قرارگرفته است. این داده‌ها شامل ۹۴ بنگاه مالی آمریکایی است که ارزش بازار آن‌ها بیش از ۵ میلیارد دلار می‌باشد.

زیان مورد انتظار حاشیه‌ای (MES)، برابر با زیان مورد انتظار یک نهاد مالی زمانی است که بازار در یک افق زمانی معین به زیر یک حد آستانه‌ای مشخص سقوط کند. ایده اولیه این سنجه این است که بانک‌ها با بالاترین MES بیشترین سهم را در سقوط بازار دارند، بنابراین این بانک‌ها بزرگ‌ترین محرک‌های ریسک سیستمی هستند. زیان مورد انتظار سیستمی SES و سنجه ریسک سیستمی SRISK، نیز زیان مورد انتظار یک نهاد مالی را به شرطی که بحران مالی در اقتصاد، اتفاق افتاده باشد اندازه می‌گیرند. ارزش در معرض خطر شرطی CoVaR متناظر است با ارزش در معرض خطر (VaR) سیستم مالی به‌شرط اینکه یک نهاد در معرض خطر یا بحران باشد. سهم یک نهاد در ریسک سیستمی با $\Delta CoVaR$ محاسبه می‌شود که تفاضل بین CoVaR دو موقعیت شرکت یعنی شرایط عادی و بحرانی است. سنجه $CoVaR_{i,j}$ می‌تواند برای هر دو نهاد مالی i و j محاسبه شود؛ آدریان و برونرمایر i را یک سیستم مالی در نظر گرفتند. در این حالت CoVaR، ارزش در معرض خطر سیستم مالی به این شرط است که نهاد j در معرض بحران باشد، بنابراین می‌تواند سهم یک نهاد مالی (مانند بازار پول) را در ریسک سیستمی اندازه‌گیری کند. تفاوت سنجه‌های CoVaR و MES در جمله شرطی موجود در تعریف سنجه‌ها است. MES به بازده یک نهاد در زمانی که سیستم مالی دچار آشفتگی و رکود شده است نگاه دارد درحالی‌که CoVaR در مقابل، به بازده سیستم مالی در زمانی که یک نهاد دچار آشفتگی شده و در رکود قرارگرفته است نگاه دارد. این اختلاف به علت ویژگی‌های ذاتی سنجه‌ها نیست بلکه به علت کاربردی است که آن‌ها دارند. در حقیقت، از هر دو سنجه می‌توان در تحلیل‌ها بهره جست. در حالتی که CoVaR متناظر VaR یک نهاد باشد به شرطی که سیستم مالی در استرس قرارگرفته است، می‌توان آن را متناظر با تعریف MES مدنظر قرار داد. با توجه به اینکه نتایج برآورد ریسک سیستمی بر پایه سنجه‌های مختلف ریسک سیستمی می‌تواند

---

1 . Systemic Expected Shortfall
2 . Systemically Important Financial Institutions

متفاوت باشد و اتکا مقامات پولی بر نتایج یک سنجه ریسک سیستمی می‌تواند دلالت‌های متفاوتی برای مقررات گذاری شبکه بانکی و تدوین مقررات نظارتی داشته باشد، در این مقاله ضمن مقایسه تئوریک سنجه‌های MES وΔCoVaR نتایج تجربی در نظام بانکی کشور موردبررسی قرار می‌گیرد. لذا در ادامه به معرفی بیشتر این دو سنجه می‌پردازیم:

زیان مورد انتظار حاشیه‌ای (MES)

سنجه MES سهم حاشیه‌ای نهاد i در ریسک سیستمی است که با زیان مورد انتظار (ES) سیستم اندازه گرفته می‌شود. این سنجه ابتدا توسط آچاریا و همکاران (۲۰۱۰) ارائه گردید و در سال ۲۰۱۲ توسط براونلس و انگل[1] به‌صورت شرطی تعمیم داده‌شده است. همان‌طور که گفتیم این سنجه متناظر با زبان مورد انتظار یک بنگاه یا نهاد مالی است موقعی است که بازار در یک افق زمانی داده‌شده به زیر یک آستانه معین سقوط کند. با توجه به تعریف،ES با سطح $\alpha\%$ بازده مورد انتظار در بدترین $\alpha\%$تمام حالت‌ها است، اما می‌توان آن را به‌صورت عمومی تعمیم داد به‌طوری‌که بازده از یک آستانه C معین تجاوز کند. در کل، نمایش ریاضی ES به‌صورت زیر است:

$$ES_{mt}(C) = IE_{t-1}(r_{mt}|r_{mt} < C) = \sum_{i=1}^{N} W_{it} IE_{t-1}(r_{it}|r_{mt} < C) \qquad (۱)$$

آنگاه،MES مشتق جزئی ES سیستم نسبت به وزن نهاد i در سیستم مالی است:

$$MES_{it}(C) = \frac{\partial ES_{mt}(C)}{\partial W_{it}} = IE_{t-1}(r_{it}|r_{mt} < C) \qquad (۲)$$

MES افزایش ریسک سیستم (اندازه گرفته‌شده با ES) را با افزایش حاشیه‌ای وزن نهاد i در سیستم اندازه می‌گیرد. هرچه MES یک نهاد بالاتر باشد سهم بیشتری در افزایش ریسک سیستمی دارد.

تغییر در ارزش در معرض خطر شرطی (ΔCoVaR)

سنجه ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) برای برآورد اولین بار توسط آدریان و برونرمایر (۲۰۱۰) به‌منظور برآورد ریسک سیستمی ارائه و در سال‌های بعد توسط وی و همکارانش بسط داده

---

1 . Brownlees, C.T. and R.F. Engle

شد و نهایتاً آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶) تغییر در ارزش در معرض خطر شرطی ΔCoVaR را برای برآورد ریسک سیستمی ارائه نمودند. ΔCoVaR ساختار وابستگی دنباله‌ای بین دو ارزش در معرض خطر VaR را نشان می‌دهد و VaR(a) حداکثر زیان مورد انتظار را در یک بازه زمانی در سطح اطمینان $1-a$ را نشان می‌دهد:

$$\Pr\left(X^i \le VaR_a^i\right) = \alpha \qquad (۳)$$

که در آن X^i نشان‌دهنده بازدهی یک نهاد مالی یا یک بخش از اقتصاد (سیستم بانکی) است. احتمال اینکه بازدهی کمتر یا مساوی VaR باشد برابر α است. ارزش در معرض خطر از خانواده معیارهای اندازه نامطلوب ریسک می‌باشد که به‌عنوان یک معیار آماری حداکثر زیان احتمالی پرتفوی را در یک دوره زمانی مشخص با بیان کمی ارائه می‌دهد (جوریون[1]، ۲۰۰۱). به‌عبارت‌دیگر ارزش در معرض خطر (ریسک) مبلغی از ارزش پرتفوی (یا یک دارایی) را که انتظار می‌رود ظرف یک دوره زمانی مشخص و با میزان احتمال معین از دست برود مشخص می‌کند. $\mathrm{CoVaR}_q^{j\|i}$ برابر با VaR_q^j (کل اقتصاد یا بازار سرمایه) به‌شرط یک حادثه مؤثر بر وضعیت بخش بانکی مانند $C(\mathrm{R^i})$ است. این حادثه زمانی تحقق می‌یابد که بازدهی بخش موردنظر از اقتصاد $(\mathrm{R^i})$ متر یا برابر با VaR سیستم بانکی باشد. بنابراین $\mathrm{CoVaR}_q^{j\|i}$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Pr(R^j) \le CoVaR_q^{j\|C(R^i)} = q \qquad (۴)$$

تغییر در ارزش در معرض خطر شرطی ΔCoVaR تأثیر نهایی سیستم بانکی در ریسک کل اقتصاد در شرایطی است که سیستم بانکی در شرایط بحرانی باشد. بر اساس مقاله آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶)، تغییر در ارزش در معرض خطر شرطی ΔCoVaR برابر است با اختلاف بین CoVaR کل اقتصاد برای زمانی که سیستم بانکی در شرایط بحرانی باشد (یعنی در سطح ۵۰ درصد ارزش در معرض خطر آن باشد) وΔCoVaR کل اقتصاد زمانی که سیستم بانکی در شرایط عادی باشد یعنی سطح یک درصد ارزش در معرض خطر خود باشد. به‌عبارت‌دیگر داریم:

$$\Delta\ \mathrm{CoVaR}_q^{j\|j} = \mathrm{CoVaR}_q^{j\|R^i=\mathrm{VaR}_q^i} - \mathrm{CoVaR}_{50}^{j\|R^i=\mathrm{VaR}_{50}^i} \qquad (۵)$$

---

1 . Joorion

روش‌شناسی پژوهش

برای برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی لازم است تا ابتدا ارزش در معرض خطر و زیان مورد انتظار بازدهی شاخص بانک‌ها و همچنین شاخص کل بورس اوراق بهادار برآورد گردد. برای این منظور لازم است تا واریانس شرطی (نوسانات) شاخص‌ها برآورد گردد. عموماً برای برآورد نوسانات، از خانواده مدل‌های GARCH بالرسلو[1] (۱۹۸۶) که شکل تعمیم‌یافته مدل‌های ARCH انگل[2] (۱۹۸۲) است، استفاده می‌شود. مدل‌های GARCH غیرخطی برای تبیین رفتار بازارهای مالی از توانمندی بالایی برخوردارند (بکی حسکویی و صمدی، ۱۳۹۱). گلاستن، جاناتان و رانکل[3] (۱۹۹۳)، مدل GARCH تعدیل‌شده یا GJR را برای توضیح «اثر اهرمی[4]» پیشنهاد کردند.

به‌منظور فائق آمدن بر چولگی که اغلب در بازده‌های مالی با آن مواجه می‌شوند، نلسون[5] (۱۹۹۱) مدل گارچ نمایی (EGARCH) را معرفی نمود. یکی دیگر از یافته‌های GARCH، خصوصیت «لپتوکرتوسی[6]» توزیع تجربی بازده‌های مالی است. به‌منظور ایجاد توزیع‌های دنباله‌دار، معمولاً از توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) یا توزیع t استیودنت استفاده می‌شود. آچاریا و همکاران (۲۰۱۰) از داده‌های بازدهی روزانه برای شاخص موزون CRSP و شرکت‌های مالی موردنظر از ژوئن ۲۰۰۶ تا ژوئن ۲۰۰۷ برای محاسبه زیان مورد انتظار حاشیه‌ای (MES) کرده‌اند. در این مقاله به‌منظور برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی از داده‌های روزانه شاخص کل به‌عنوان نماینده کل اقتصاد استفاده شده است. همچنین فرض شده است که نظام بانکی پرتفویی متشکل از بانک‌های مختلف است که شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری وضعیت این پرتفوی را به‌صورت روزانه به تصویر می‌کشد. داده‌های روزانه از ۱۳۸۷/۹/۲۳ تا ۱۳۹۸/۳/۲۵ و تعداد کل مشاهدات ۲۵۳۸ مشاهده می‌باشد. این دوره طولانی‌ترین دوره‌ای است که داده‌های مربوط به شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری موجود است.

---

1 . Bollerslev
2 . Engle
3 . Glosten & Jaganathan & Runkle
4 . Leverage effect
5 . Nelson
6 . Leptokurtosis

برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی ایران

بر اساس ادبیات پژوهش و بر پایه روش معرفی‌شده در بخش قبل، ریسک سیستمی نظام بانکی ایران برآورد و در جدول ۱ پارامترهای مدل GARCH(1,1) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که تمام ضرایب از نظر آماری معنادار بوده و مدل GARC(1,1) به‌خوبی می‌تواند رفتار بازدهی شاخص بانک‌ها را توضیح دهید. نتایج معادله میانگین نشان می‌دهد که بازدهی شاخص بانک‌ها تابعی مثبت از مقادیر گذشته آن و همچنین تابعی مثبت از بازدهی شاخص کل بازار سرمایه است. همچنین معادله واریانس حکایت از این دارد که نوسان‌های شاخص بانک‌ها تابعی از نوسان‌های روزهای قبل و همچنین شوک‌های واردشده به بازار است.

جدول ۱. نتایج برآورد ناهمسانی واریانس شاخص بانک‌ها با استفاده از مدل GARCH(1,1)

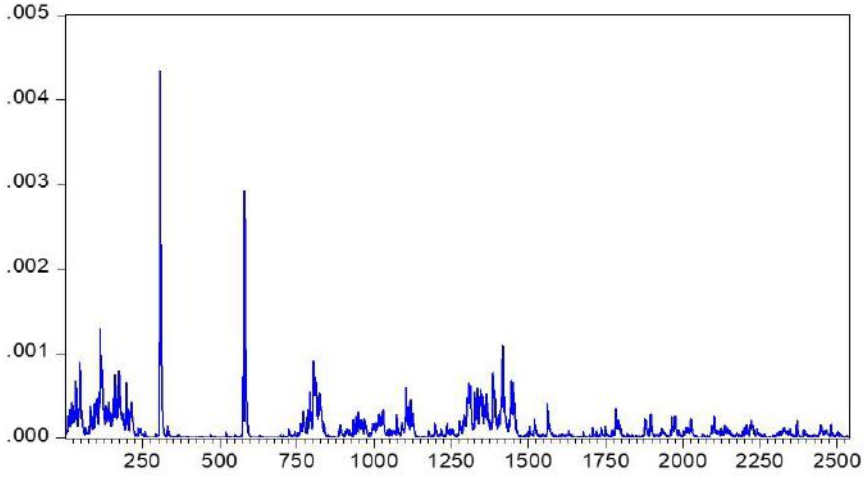
معادله میانگین					
متغیر وابسته	C		Bank(-1)		Index
Bank	۰,۰۰۰۵۹ (۵,۰۵)		۰,۲۹ (۱۶,۸۷)		۰,۴۴ (۳۰,۹۶)
معادله واریانس					
متغیر وابسته	Const.	ε_{t-1}^2	σ_{t-1}^2	R^2	AIC
σ_t^2	۱ .۱۷e-۶ (۷,۸۱)	۰,۲۹۹ (۱۹,۹۳)	۰,۷۳ (۷۵,۳۱)	۰,۲۷	-۷,۱۳۱

جدول ۲ رفتار بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار را در قالب یک مدل GARCH(1,1) تبیین می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که تمام ضرایب از نظر آماری معنادار می‌باشند. بر اساس معادله میانگین، بازدهی شاخص کل بازار سرمایه تابعی از مقادیر روز قبل می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر میانگین بازدهی شاخص بازار سرمایه یک فرایند خود رگرسیونی مرتبه اول است. همچنین معادله واریانس نشان می‌دهد که واریانس شرطی بازدهی تابعی از مقادیر روز قبل و همچنین شوک‌های بازار است.

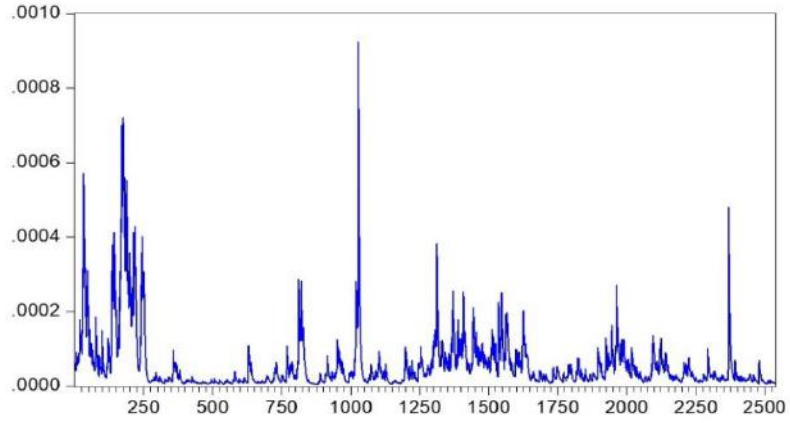
جدول ۲. نتایج برآورد ناهمسانی واریانس شاخص کل بازار با استفاده از مدل GARCH(1,1)

معادله میانگین					
متغیر وابسته	C		Rm(-1)		
Rm	−۰,۰۰۰۱ (−۲,۱۳)		۰,٤۱ (۲۰,۳۵)		
معادله واریانس					
متغیر وابسته	Const.	ε_{t-1}^2	σ_{t-1}^2	R^2	AIC
σ_t^2	۱,۰۲e−٦	۰,۱۹ (۱٤,۰٥)	۰,۷۹ (٦٦,٥۸)	۰,۱۳	−۷,٤۸۱

همان‌طور که اشاره شد، نتایج نشان می‌دهد که واریانس شرطی هر دو شاخص به مقادیر گذشته آن‌ها بستگی دارد. به‌عبارت‌دیگر بر اساس هر دو معادله واریانس می‌توان استدلال کرد که نوسان در هر دو شاخص تابعی از نوسان‌ها و نا اطمینانی‌های روزهای قبل و همچنین شوک‌های بازار است. باید توجه داشت که ضریب هر دو متغیر ε_{t-1}^2 و σ_{t-1}^2 در هر دو معادله مثبت و معنادار است. از نظر آماری ضرایب نشان می‌دهند که هر دو مدل در بلندمدت پایدار بوده و مدل GARCH مدل مناسب برای تبیین رفتار واریانس شرطی بازدهی هر دو شاخص است. نتایج حاصل از برآورد واریانس شرطی هر دو شاخص با استفاده یک مدلGARCH(1,1) استخراج شده است. نمودار ۱واریانس شرطی شاخص بانک‌ها و نمودار ۲ واریانس شرطی شاخص کل بورس اوراق بهادار را نشان می‌دهد.

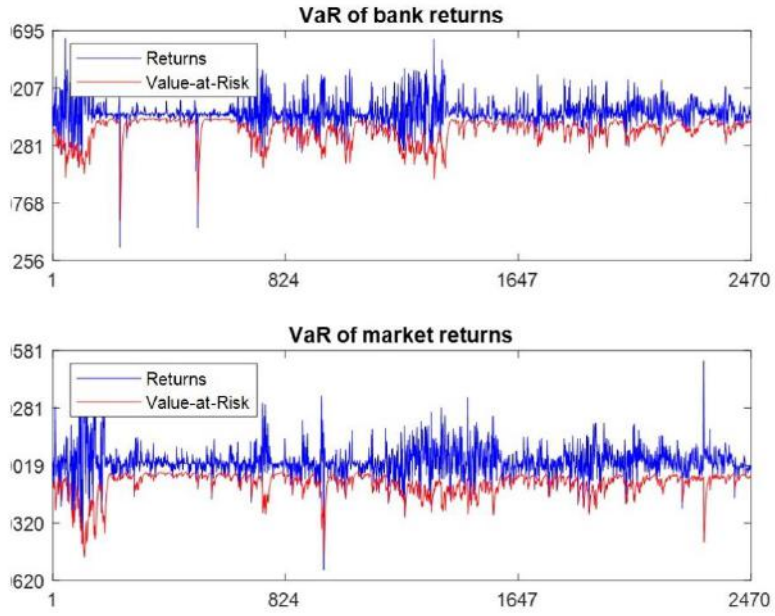


نمودار ۱. واریانس شرطی بازدهی شاخص بانک‌ها



نمودار ۲. واریانس شرطی بازدهی شاخص کل بودرس اوراق بهادار

در ادامه بر اساس نتایج به‌دست‌آمده ارزش در معرض خطر هر دو شاخص با استفاده از نرم‌افزار MATLAB برآورد گردیده است. نمودار ۲ ارزش در معرض خطر دو شاخص را برای ۲۴۷۰ مشاهده درون نمونه‌ای در مقایسه با بازدهی هر دو شاخص نشان می‌دهد. این نمودار نشان می‌دهد که در هر سطحی از بازدهی شاخص فوق چه میزان از ارزش خود را در سطح ۵ درصد از دست می‌دهد.



نمودار ۳. برآورد ارزش در معرض خطر شاخص بانکها و شاخص کل بورس اوراق بهادار در سطح ۵ درصد

پس از برآورد ارزش در معرض خطر هر دو شاخص، ریسک سیستمی نظام بانکی با استفاده از دو سنجه ΔCoVaR و MES صورت می‌گیرد. به‌منظور برآورد ΔCoVaR می‌بایست ابتدا CoVaR برآورد گردد. لذا برای برآورد ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) از روش‌های حداقل مربعات معمولی (OLS)، رگرسیون چندک و مدل DCC-GARCH استفاده می‌شود. برای محاسبه ΔCoVaR ابتدا با استفاده از رگرسیون چندک با فرض اینکه ارزش در معرض خطر شاخص بانک‌ها در سطح ۵۰ درصد است برآورد صورت پذیرفته و سپس رگرسیون چندک ۵ درصد برآورد می‌شود. آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که متغیر وضعیت در این رگرسیون تنها یک قید به شمار می‌رود و نباید آن را به‌عنوان یک عامل ریسک در نظر گرفت. برنال[1] و همکاران (۲۰۱۴) رگرسیون چندک را بدون در نظر گرفتن متغیر وضعیت برآورد کرده‌اند. برای نمایش تغییر در توزیع مشترک X^i و X^{system}، توزیع شرطی به‌صورت تابعی از متغیرهای شرایط تخمین زده می‌شود. دو رگرسیون چندک زیر روی داده‌ها اجرا می‌شوند:

$$X_t^i = \alpha^i + \gamma^i M_{t-1} + \varepsilon_t^i$$
$$X_t^{system} = \alpha^{system|i} + \beta^{system|i} X_t^i + \gamma^{system|i} M_{t-1} + \varepsilon_t^{system|i} \quad (۸)$$

که M_t بردار متغیرهای شرایط را نشان می‌دهد. اکنون که پارامترهای رگرسیون چندک تخمین زده شد، مقادیر پیش‌بینی‌شده VaR و CoVaR به‌صورت زیر خواهند بود:

$$VaR_t^i = \alpha^i + \gamma^i M_{t-1} \quad (۹)$$

$$CoVaR_t^i = \alpha^{system|i} + \beta^{system|i} VaR_t^i + \gamma^{system|i} M_{t-1} \quad (۱۰)$$

سرانجام، $\Delta CoVaR_t^i$ برای هر نهاد به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta CoVaR_{it}(\alpha) = CoVaR_t^{m|r_{it}=VaR_{it}(\alpha)} - CoVaR_t^{m|r_{it}=Median(r_{it})} \quad (۱۱)$$

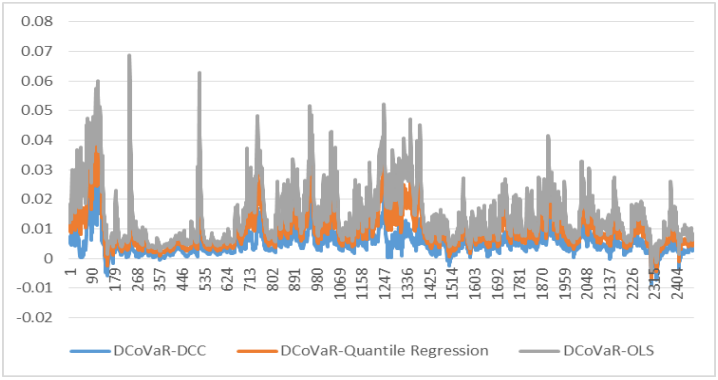
یک رهیافت دیگر برای تعریف وضعیت بحرانی نهاد i را می‌توان به‌صورت زیر در نظر گرفت:

$$\Delta CoVaR_{it}(\alpha) = CoVaR_t^{m|r_{it}\le VaR_{it}(\alpha)} - CoVaR_t^{m|r_{it}=Median(r_{it})} \quad (۱۲)$$

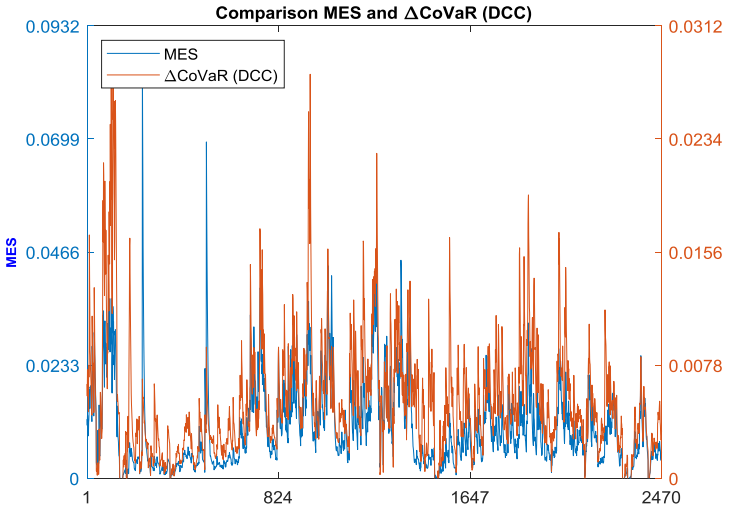
نمودار ۴ مقادیر برآورد شده این سنجه را با استفاده از روش‌های سه‌گانه فوق نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که سنجه برآورد شده با استفاده از روش DCC-GARCH مقادیر این سنجه را بالاتر از مقادیر برآورد شده با روش‌های دیگر برآورد می‌کند. لذا به‌منظور مقایسه نتایج برآورد ریسک سیستمی از سنجه برآورد شده با روش DCC-GARCH استفاده می‌شود. در ادامه نتایج حاصل از برآورد ریسک سیستمی با استفاده از سنجه‌های

1 . Bernal

موردبررسی مقایسه می گردد. نمودار ۵ نتایج حاصل از برآورد ریسک سیستمی با استفاده از دوسنجه ΔCoVaR و MES را نشان می‌دهد. همان‌طور اشاره شد سنجه‌های فوق سهم یک نهاد در وقوع ریسک سیستمی را نشان می‌دهند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده متوسط سنجه MES برابر با ۱/۰۱۶ و متوسط سنجه ΔCoVaR برابر با ۰/۰۰۵۵ می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، به‌طور متوسط سنجه ΔCoVaRریسک سیستمی نظام بانکی را کمتر از سنجه MES برآورد می کند. این امر می‌تواند دلالت‌های سیاستی متفاوتی داشته باشد. هرچه سهم یک نهاد (در این پژوهش سیستم بانکی) در ریسک سیستمی بالاتر باشد نگرانی سیاست گذار نسبت به وقوع ریسک سیستمی در اثر وقوع بحران در یک نهاد بیشتر است.



نمودار ٤. مقایسه برآورد سنجه (ΔCoVaR) با استفاده از روش‌های



نمودار ۵. مقایسه MES و ΔCoVaR

نتیجه‌گیری و بحث

با وقوع بحران سال ۲۰۰۷، ریسک سیستمی به یکی از موضوعات مهم در ادبیات مالی و همچنین سیاست‌گذاری نهادهای مالی تبدیل شد. رشد مطالعات و تولیدات علمی حکایت از توجه نهادهای دانشگاهی و سیاست‌گذاری به این موضوع است به‌طوری‌که کمیته بال[1] در نسخه جدید مقررات خود موضوع ریسک را موردتوجه قرار داد. بررسی‌ها نشان می‌دهد که طی سال‌های اخیر به دنبال اهمیت بین‌المللی ریسک سیستمی در مطالعات دانشگاهی، با توجه به اهمیت نظام بانکی در اقتصاد کشور، پژوهشگران به بررسی برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی پرداخته‌اند. در این پژوهش به‌منظور برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی ابتدا ادبیات پژوهش بررسی و سوابق پژوهش مرور شد. بررسی این مطالعات نشان می‌دهد که در پژوهش‌های پیشین عموماً از سنجه $\Delta CoVaR$ به‌منظور برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی استفاده شده است. علاوه براین نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد که در پژوهش‌های انجام‌شده سهم هر بانک در وقوع ریسک سیستمی برآورد شده است و سهم نظام بانکی به‌عنوان پرتفویی از بانک‌ها در نظام بانکی موردتوجه قرار نگرفته است. در این مقاله به‌منظور برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی و در جهت رفع کاستی‌های موجود در پژوهش‌های پیشین دو سنجه $\Delta CoVaR$ و MES استفاده و ریسک سیستمی نظام بانکی ایران برآورد و مقایسه شد. نتایج نشان می‌دهد که سنجه $\Delta CoVaR$ ریسک سیستمی نظام بانکی را کمتر از سنجه MES برآورد می‌کند. دلالت این امر این است که اگر سیاست‌گذار نتایج حاصل از برآورد سنجه $\Delta CoVaR$ را موردتوجه قرار دهد، باید سیاست‌های سخت‌گیرانه‌ای را نسبت به نظام بانکی در پیش گیرد تا از وقوع بحران در نظام بانکی و درنتیجه وقوع ریسک سیستمی پیشگیری نماید. همان‌طور که اشاره شد هرچند دو سنجه برآورد ریسک سیستمی اهمیت نظام بانکی در وقوع ریسک سیستمی را نشان می‌دهند، اما سنجه $\Delta CoVaR$ سنجه پیش از بحران است درحالی‌که سنجه MES سنجه پس از بحران به شمار می‌رود. سهامداران بانک‌ها نگران‌اند که در صورت وقوع بحران در اقتصاد، سهام بانک‌ها چه اندازه ارزش خود را از دست می‌دهند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده و با استفاده از سنجه MES می‌توان نشان داد که وقوع بحران در اقتصاد باعث می‌شود تا شاخص بانک‌ها روزانه ۱/۰۶ درصد از ارزش خود را به‌طور متوسط از دست بدهد. نتایج پژوهش می‌تواند در مدیریت پرتفوی سرمایه‌گذاری مورداستفاده قرار گیرد.

---

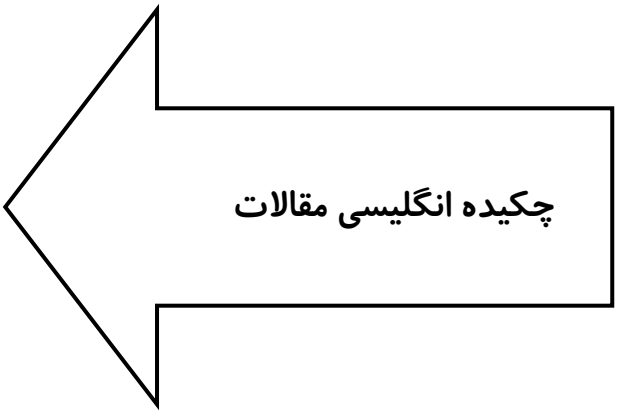
1 . Basel Committee

منابع

- استادهاشمی، علی؛ سوری، علی و سید جلال صادقی شریف (۱۳۹۷) مدلسازی و برآورد ریسک سیستم بانکی در قالب یک مدل شبکه‌ای با استفاده از سنجه *CoVaR*، فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی، شماره ۱۱ دوره ۳۷، صص ۱۸۳-۲۱۰.
- بانک مرکزی، عملکرد بانک‌ها در بازار بین‌بانکی ریالی، سال‌های مختلف، وبگاه بانک مرکزی (https://www.cbi.ir)
- بکی حسکوئی، مرتضی و ساناز صمدی (۱۳۹۱) برآورد واریانس پرتفوی سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل‌های کاپولاگارچ شرطی، سومین کنفرانس ریاضیات مالی و کاربردها.
- چاوشی، سیدکاظم و فاطمه شیرمحمدی (۱۳۹۴) شناسایی، سنجش و مدیریت ریسک سیستمی نظام مالی کشور به‌عنوان لازمه اقتصاد مقاومتی، کنفرانس جامع و بین‌المللی اقتصاد مقاومتی.
- حسینی، سید علی و سیده سمیه رضوی (۱۳۹۳) نقش سرمایه در ریسک سیستمی مؤسسات مالی، نشریه پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره (۱۳)۴، صص ۱۴۷-۱۲۷.
- دستخوش، حسین و ناصر شمس قارنه (۱۳۹۶) مقایسه شاخص‌های ارزیابی ریسک سیستمی در شبکه‌های مالی: شناسایی شرکت‌های مهم از نظر سیستمی در بازار بورس تهران، مجله مدل‌سازی ریسک و مهندسی مالی، شماره (۱)۲، صص ۲۱-۱.
- رستگار، محمدعلی و نسرین کریمی (۱۳۹۵) ریسک سیستمی در بخش بانکی، فصلنامه مدل‌سازی ریسک و مهندسی مالی، شماره (۱)۱، صص ۱۹-۱.
- صادقی، محمد (۱۳۹۱) مدیریت ریسک سیستمیک در نهادهای مالی بازار سرمایه ایران، نشریه مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی.
- مهدوی، غدیر؛ گیلانی پور، جواد؛ الهی، ناصر؛ و اسدالله فرزین وش (۱۳۹۶) ارزیابی ریسک سیستمی در شبکه بانکی ایران توسط معیار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی، فصلنامه مدیریت مالی و اوراق بهادار، شماره (۳۳)۸، صص ۲۸۱-۲۶۵.
- Acharya, Viral V. Pedersen, L. Philippon, T. and M. Richardson.(2009). Regulating Systemic Risk In Restoring Financial Stability: How to Repair a Failed System, Wiley Online library.doi.org/10.111/j.1468-0416.2009.00147_20.x.
- Acharya, V. Pederson, L. Philippon, T. & Richardson, M. (2010). Measuring systemic risk, Federal Reserve Bank of Cleveland, pp.2-10.
- Adrian, T. and M. Brunnermeier.(2009). CoVaR. Paper presented at the CEPR/ESI 13th Annual Conference on 'Financial Supervision in an Uncertain World' in Venice. Staff Report 348, Federal Reserve Bank of New York.

- Allen. F. and Douglas M. Gale.(2000). Financial Contagion, Journal of Political Economy, 108, pp.1-33.
- Baky Haskuee, M.; Samadi, S.(2012). Estimation of Variance of Investment Portfolios Using Conditional Copula Methods, Third Conference on Mathematical Finance and Applications [In Persian].
- Billio, M. Getmansky, M. Lo, A. and Loriana Pelizzon, 2010. Econometric measures of systemic risk in the finance and insurance sectors, NBER.
- Bisias, D., Flood, Mark. Lo, A., and S. Valavanis, (2012). A Survey of Systemic Risk Analytics, U.S. Department of the Treasury,Office of Financial Research No. 0001.
- Brownlees, C. and R.F. Engle.(2010). Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement working paper, New York University - Stern School of Business.
- Central Bank of Iran, Performance of Banks in Interbank Money Market, Different Issues (https://www.cbi.ir).
- Chavoshi, K.; Shirmohammadi, F.(2015). Identification, measurement and risk management of the country's financial system as a requirement of resistance economy, International conference of resistance economy [In Persian].
- Rowe, D. and Dean J.(2013). Bank Capital Management in the Light of Basel II, Journal of Performance Management, 1 (24).
- Dastkhosh, H.; Shams Gharneh, N.(2017). Systemic Risk Measures in Financial Markets: Identifying the Systemically Important Companies in TSE, Journal of Risk Modeling and Financial Engineering, 2(1), pp.1-21 [In Persian].
- European Central Bank (ECB).(2010). Financial networks and financial stability, Financial Stability Review, pp.160 - 155.
- Financial Stability Board.(2009). Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations. Report to g20 finance ministers and governors, Financial Stability Board.
- Fique, J. & Page, F.(2013). Rollover Risk and Endogenous Network Dynamics, Comput Manag Sci, 10 (3), pp.213–230.
- Group of Ten.(2001). Effects of consolidation on financial risk' working paper, International Monetary Fund.
- Haldane, A. G. & May, R. M.(2011). Systemic Risk in Banking Ecosystems, Nature.
- Hosseini, A. and Razavi, S.(2014). the Role of Capital in the Systematic Risk of Financial Institutions, Journal of Experimental Accounting Research, 4(13), pp.127-147 [In Persian].
- Kim B. H. & Kim, S.(2013). Transmission of the Global Financial Crisis to Korea. Journal of Policy Modeling, 35, pp.339–353.
- Liu, X. F. & Tse, C. K.(2012). Dynamics of Network of Global Stock Market, Accounting and Finance Research, 1, pp.1-12.

- Liu x.(2014). Systemic Risk of Commercial Bank: A markov – Switching Quantile Auto Regression Approach, Journal of Finance.
- Mahdavi, Gh.; Gilanipor, J.; Elahi, N. and A. Farzinvash.(2017). The evaluation of Systemic Risk in the Iran Banking System by Delta Conditional Value at Risk (CoVaR) Criterion, Financial Management and Securities Quarterly, 8(33), pp.265-281 [In Persian].
- Mantegna, R. N. (998). Hierarchical Structure in Financial Markets, the European Physical, Journal B - Condensed Matter and Complex Systems, 11, pp.193-197.
- Mishkin, F. (2007). Systemic Risk and the International Lender of Last Resort. Working paper, Board of Governors of the Federal Reserve, Speech delivered at the Tenth Annual International Banking Conference, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Moussa, A.(2011). Contagion and Systemic Risk in Financial Networks. Ph.D. thesis, Columbia University.
- 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.
- Ostadhashemi,A. , Suri, A.; Sadeghi sharif, J.(2018). Modeling and estimating the risk of a banking system in the form of a network model using CoVaR, Quarterly Journal of Monetary and Banking Research, 11 (37), pp.183-210 [in Persian].
- Pasquariello, P.(2002). Imperfect Competition, Information Heterogeneity and Financial Contagion. The Review of Financial Studies, 20(2), pp. 391-426.
- Pecora, N. & Spelta, A.(2015). Shareholding Relationships in the Euro Area Banking Market: A Network Perspective, Physica A, 434, pp.1–12.
- Rastegar, M. A.; Karimi, N.(2016). Systemic Risk in TSE Banking Sector, Journal of Risk Modeling and Financial Engineering, 1(1), pp.1-19 [In Persian].
- Rosengren, E.(2010). Asset Bubbles and Systemic Risk. Working paper, Federal Reserve Bank of Boston, Speech delivered at the Global Interdependence Center's Conference on "Financial Interdependence in the World's Post-Crisis Capital Markets".
- Sadeghi, M.(2013). Systemic risk management in financial institutions of the capital market of Iran, Journal of Research, Development and Islamic Studies [In Persian].
- Smaga, P.(2014). The Concept of Systemic Risk, Systemic Risk Centre Working Paper, LSE, London.
- Yun J. and M. Hyejung.(2014). Measuring Systemic Risk in the Korean Banking Sector. Journal of Pacific finance. 27. pp.94-114.
- Zhou, Ch. & Tarashev, N.(2013). Looking at the Tail: price-based Measures of Systemic Importance. BIS Quarterly Review, pp.47-61.


چکیده انگلیسی مقالات

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/07/28
Revised: 2018/10/07
Accepted: 2018/10/10

Research Paper

Estimation of Systemic Risk of Iranian Banking System Using MES and CoVaR Measures

Abdorreza Shakeri[1], Negar Khosravipour[2], Seyedeh Mahboobeh Jafari[3]

Abstract

This paper applies two systemic risk measures, namely ΔCoVaR and MES. The main purpose is to estimate the systemic risk of the Iranian banking system using daily data from January 2008 to July 2019 to assess the impact of the banking system crisis on the entire economy, and also show the role of the banking system in systemic risk. The results show that ΔCoVaR measure of systemic risk estimated using ordinary least squares (OLS) and quantile regression are less than the one estimated by the DCC-GARCH model. The reason can be seen in spillover effects considered in DCC-GARCH model. The results also show that ΔCoVaR measure estimates the systemic risk of the banking system less that MES on average.

Keywords: System risk, Banking system, Value at Risk (VaR), Marginal Expected Shortfall(MES), Change in Conditional Value at Risk (ΔCoVaR)

JEL: E47 G21, G32, M41 C22

---

1 . Department of Accounting , Kish International Branch, Islamic Azad University, Kish Island, Iran, Email:Ar.shakeri@gmail.com

2 . Assistant Professor of Accounting, faculty of economic and accounting Islamic Azad Univercity,Central Tehran Branch, Tehran, Iran,(Corresponding Author), Email:n_khosravipour@yahoo.com

3 . Assistant Professor of Accounting, faculty of economic and accounting Islamic Azad Univercity, South Tehran Branch, Tehran, Iran, Email:Jafari.mahboobeh@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/02/25
Revised: 2020/03/13
Accepted: 2020/03/31

Research Paper

Government Debt to Commercial Banks and Financial Fragility

Mohammad Ghadamyari[1]

Abstract

Banks' financial fragility has always been one of the main concerns of regulators and decision-makers in the banking system. Many studies have examined the role of government financing in the country's monetary system. However, the impact of government debt to commercial banks on financial fragility has not so far been investigated. The purpose of this study is to investigate the effect of government debt to commercial banks on financial fragility index in Iran. In so doing, annual data from years 1979 to 2017 and the self-regression method with extensive lag were used. The results confirmed the research hypothesis i.e. government debt to commercial banks increased the fragility of the financial system. The results also show a positive and significant relationship between inflation and the fragility of the financial system. The coefficients of the regression model showed that the development of the stock market reduced financial fragility

Keywords: Financial Frailty, Government Debt, Financial Stability, ARDL.
JEL: G21; G32; H69

---

1 . Ph.D. in Financial Management, Email:ghadamyarimohammad@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics

Received: 2018/11/20
Revised: 2019/06/25
Accepted: 2019/06/29

Research Paper

Investigating the Effect of Sensitivity of Cash Flows of Investment Thirst on Companies Listed in Tehran Stock Exchange

Rahebeh Boroumand[1], Mansour Garkaz[2] ,Parviz Saeedi[3], Alireza Matoofi[4]

Abstract

The main purpose of this paper is to investigate the relationship between the sensitivity of investment cash flows with investment thirst by controlling financial constraints. Notably, the financial constraints are measured using WW and SA indicators. Developing the Deng et al. Model in 2017, with the use of the concept of soft budget constraint, this paper has examined the relationship between the sensitivity of cash flow to investment and investment thirst. This research examines the financial information of 107 companies listed in the Tehran Stock Exchange from 2006 to 2016. The results of the research indicate that the sensitivity of investment inflow flow in different classes of companies with financial constraints and without financial constraints has a significant positive relationship with investment thirst. Therefore, the present study considers the sensitivity of investment cash flow as an appropriate indicator for measuring Investment thirst. This result could be of interest to policy makers in the field of investment.

Keywords: Investment Thirst, Soft Budget Constraint, Overinvestment, Investment Cash Flow Sensitivity, Financial Constraintss

JEL: C12, C33, D40, G11, G17,G31

---

1 . Accounting Department, Gorgan Branch, Islamic Azad University, Gorgan, Iran, Email:Boroumand62@yahoo.com

2 . Accounting Department, Gorgan Branch, Islamic Azad University, Gorgan, Iran (Corresponding Author), Email:M_garkaz@yahoo.com

3 . Accounting Department, Ali Abad-Katoul Branch, Islamic Azad University, Ali Abad-katoul, Iran, Email:dr.parvizsaeedi@yahoo.com

4 . Management Department, Gorgan Branch, Islamic Azad University of Gorgan, Iran, Email:alirezamaetoofi@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2018/11/01
Revised: 2019/02/11
Accepted: 2019/02/12

Research Paper

Developing a Model for Uncertainty Identification and Flexibility Enhancement in Capital Budgeting Decisions Based on Real Option Approach

Case Study: A Photovoltaic Plant in the South of Isfahan

Mohammad Mashhadizadeh[1], Mohsen Dastgir[2],Soheil Salahshour[3]

Abstract

Given the governing uncertainty on the financial conditions of investment projects, their economic appraisal requires a new insight like real option theory. This in turn can cover deficiencies of traditional methods of capital budgeting such as stationary and not considering uncertainty factors. Based on the mentioned theory, a model was proposed in the present study to identify and rank environmental uncertainties and effective managerial flexibilities or options on investment decisions in a photovoltaic plant in the south of Isfahan. In so doing, in a field study, uncertainty factors of this plant were identified through confirmatory factor analysis. The sample consisted of 36 experts. Then, impact factor of each factor on advantages and expenses of the above plant was evaluated using the fuzzy hierarchical analysis. In the next step, the effect of these options on the project value was tested by means of linear regression method. The research instruments were two researcher self-made questionnaires. Validity and reliability of each questionnaire were confirmed through Lawshe's content validity index and Cronbach's alpha coefficient. The results indicated the effect of uncertainty factors on investment environment of the plant. There was a significant relationship between the use of real option and flexibilities when the effect of investment in this plant increased. Meanwhile, the experts positively evaluated the effect of expansion, wait and abandonment options to increase the flexibility of investment decisions in this plant.

Keywords: Capital Budgeting, Real Option, Uncertainty, Fuzzy Logic.
JEL: G31, G11, C02

---

1 . Department of Management, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, Email:moh.msh49@gmail.com
2 . Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch ,Islamic Azad University, Isfahan, Iran,(Corresponding Author), Email:dastmw@yahoo.com
3 . Department of Mathematics, Mobarakeh Branch Islamic Azad University, Mobarakeh, Iran, Email:soheilsalahshour@mau.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/08/07
Revised: 2019/12/03
Accepted: 2019/12/05

Research Paper

The Deviation from Optimal Leverage and Abnormal Returns

Manijeh Ramsheh[1], Atefeh Jannati Montazeri[2]

Abstract

According to Trade off theory, the firms have an optimal leverage and any deviation can weaken corporate performance and subsequently decrease the firms value. In this research, the relation between deviations from optimal leverage and accumulated abnormal returns of stocks was considered in order to study the effect of deviation from optimal leverage on market participants. In so doing, the data were collected from 96 firms listed in Tehran Stock Exchange during 2009-2017. Likewise, the approach was applied to control the industry and year effects. Results show that the market impounds the information on deviation from optimal leverage in stock prices. Above or below optimal leverage, equity overvalued or undervalued are main factors modify price impact. It means that market has positive reaction to increase the distance from optimal leverage in firms that their leverage are lower than that of optimal and their stock overvalued. Deviation from optimal leverage in these firms is giving rise to an increase in abnormal returns of stocks. Because the optimal leverage measurement does not have any impact on the results, in this paper four measures were used among which the results of moving average leverage measures had more compatibility with research literature.

Keywords: Deviation from optimal leverage, Accumulated Abnormal Return, Signalling Theory, Trade off Theory, Market Timing Theory.
JEL: G32, G17

---

1 . Assistant Professor, University of Qom,(Corresponding Author), Email:m.ramshe@qom.ac.ir
2 .Qom, University of Qom, Faculty of Management, Department of Accounting, Email:atefejanati@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/07/10
Revised: 2020/02/18
Accepted: 2020/02/22

Research Paper

Investigating the Effect of Managerial Ability on Tax Avoidance and Investment Efficiency Relationship

Ahmad Khodamipour[1], Alireza Rahimi[2], Aref Forughi[3]

Abstract

Higher managerial ability and authority could lead to both higher efficiency for the firm and/or opportunistic behavior by manager. The researchers investigated the possible effect of the managerial ability on tax avoidance and investment efficiency relationship. In so doing, Demerjian et al (2012) and Richardson (2006) models were applied to respectively proxy for managerial ability and investment efficiency. Tax avoidance is measured using cash effective tax rate (CETR). The sample size included 152 firms listed with Tehran Stock Exchange from 2009 to 2018. Contrary to our predication, when tax avoidance increased, less investment efficiency at lower levels of managerial ability was not resulted. However, benefiting from high ability managers, firms would enjoy higher investment efficiency when tax avoidance increases.

Keywords: Managerial Ability, Tax Avoidance, Investment Efficiency.
JEL: M41, G11, H25.

1 . Associate Professor, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran,(Corresponding Author), Email: Khodamipour@uk.ac.ir
2 . Assistant Professor, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran, Email: rahimi2010@gmail.com
3 . MA. Accounting, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran, Email: forughiaref@aem.uk.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/11/23
Revised: 2020/11/23
Accepted: 2020/11/25

Research Paper

Fundamental Analysis of Cost Behavior by Function and Nature and Its Impacts on Earnings Forecast Accuracy

Ali Shirzad[1], Mohammad Javad Saei[2], Farzaneh Nassir Zadeh[3]

Abstract

This study will provide a new approach on cost behavior analysis. Also, by completing past models, this study examines the behavior of costs when sales decrease (cost stickiness) and sales increase (cost positive signal). Categorizing costs in terms of function (COGS and SG&A) and nature (payroll, service and depreciation expenses), this study also examined their impact on the earnings forecast accuracy. Fixed effect data model and OLS regression were applied to test the research hypotheses. The sample of the research is 95 companies listed in Tehran Stock Exchange from 2014 to 2019. The results show when sales decrease, there is a negative and significant relationship between the stickiness of the total cost, COGS and services costs with earnings forecast accuracy. However, no significant relationship was found between the stickiness of operating and depreciation costs and earnings forecast accuracy. Additionally, the results show when sales increase, there is a positive and significant relationship between the positive signal of COGS with earnings forecast accuracy. On the other hand, there is no significant relationship between the positive signal of total costs, SG&A, payrolls, services and depreciation costs with earnings forecast accuracy. When sales decrease, the behavior of total costs, COGS and services cause to reduce earnings forecast accuracy and when sales increase, the positive signal of COGS gives rise to reduce earnings forecast accuracy. Therefore, managers and financial analysts need to carefully consider their behavior and apply cost stickiness and positive signals in their forecast in order to improve earnings forecast accuracy.

Keywords: Cost Behavior, Cost Stickiness, Cost Signal, Cost Elements, Earnings per Share

JEL: C33, M41

---

1 . Ph.D. Student in Accounting, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. Email:alishirzad@mail.um.ac.ir
2 . Assistant Professor of Accounting, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.(Corresponding Author), Email:mj-saei@um.ac.ir
3 . Associate Professor of Accounting, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. Email: nasirzadeh@um.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics

Received: 2019/09/07
Revised: 2020/01/24
Accepted: 2020/01/25

Research Paper

A Study On the Role of Information Sources on the Relationship between Personality Characteristics and the Behavior of Personal Investors in Tehran Stock Exchange

Mohamadhasan Ebrahimi Sarv Oulia[1], Meysam Amiry[2], Mohamadreza Meraji[3]

Abstract

The main question of this research is to address the role of personality characteristics and information sources on the behavior of personal investors. The statistical population of the study is all real investors over 18 years old who are engaged in stock trading. The sample size is 384. SPSS and Smart PLS softwares were used to analyze the data obtained from the questionnaire. Structural equation modeling indices using partial least squares method were used to demonstrate the validity of the findings of the research model. The results of the factor analysis shows a significant positive relationship between neuroticisms, extraversion and number of investor trades. On the other hand, there is a significant negative relationship between openness, consistency and number of transactions. The use of financial advisory services by professionals moderates the relationship between the number of investor transactions with openness personality and conscientiousness negatively and psychologically. On the other hand, word of mouth communication, as another source of information, positively moderates the relationship between the number of investor trades with the adjustment personality trait and the negative investor tempered ones.

Keywords: Conscientiousness, Extraversion, Agreeableness, Neuroticisms, Financial advice
JEL: G41

---

1 . Assistant Professor, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabatabai University, Email:ebrahimi.mohammad86@yahoo.com
2 . Assistant Professor, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabatabai University, Email:amiry82@yahoo.com
3 . Master of Financial Management, Allameh Tabatabai University,(Corresponding Author), Email:m.meraji@mail.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/06/08
Revised: 2020/04/21
Accepted: 2020/04/30

Research Paper

The Evaluation of the Managed Momentum Strategy in the Listed Companies on Tehran Stock Exchange

Abdullah Khani[1], Mahmoud Botshekan[2], Babak Athari[3]

Abstract

Momentum factor is known as a one of the pervasive factor that can explain the returns of stock. This strategy challenges efficient market hypothesis by making opportunity to earn excess returns as an anomaly in the level of national Market. It has a dark side too. It is shown that in the time of the market crashes (financial crises), several years' returns of the strategy of momentum can probably be eliminated. In this research, in order to explain the momentum crashes, the researchers use high volatility of momentum risk by estimating of realized volatility of daily momentum returns in Tehran Stock Exchange. The results show that when scaling on the base of the target standard deviation, the momentum risk can be managed. Therefore, we can see a decrease in standard deviation from 45% to 31% and negative skew from -2.5% to 1.5%. Before the scaling, it was observed that the sharp ratio was 36% and after the scaling, it increased to 53%. As the results of research show, managed momentum risk can eliminate the risk of momentum crashes in Tehran Stock Exchange.

Keywords: Anomalies, Momentum Strategy, Momentum Crashes, Risk-Managed Momentum

JEL: G120

---

1 . Associate Prof., Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Iran.(Corresponding Ahthor), Email:a.khani@ase.ui.ac.ir
2 . Assistant Prof., Department of management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email:m.botshekan@ase.ui.ac.ir
3 . Master of financial management., Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Email:babakathari@ase.ui.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 31
Winter 2020

Research Paper

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics

Received: 2019/11/23
Revised: 2020/02/18
Accepted: 2020/02/25

Exchange Rate Threshold Affecting Financial Stability of Iranian Banks

Teimour Mohammadi[1], Abbas Shakeri[2], Mahdi Taghavi[3], Hassan Samanipour[4]

Abstract

The performance of the banks listed on the Tehran Stock Exchange indicates that the accumulated losses of the banks have exceeded the risk limits. This in turn threatens the stability of the banking network. Contrary to popular belief, increasing exchange rates does not improve the situation of banks. The purpose of the present paper is to address whether any exchange rate rise can stabilize banking financial status. More precisely, it is to investigate the banking stability and to estimate the threshold level of the effective exchange rate. Therefore, in order to assess bank stability, a set of macroeconomic variables such as inflation, exchange rate, GDP growth, as well as banks' balance sheet variables including profit, equity, non-performing loans and loans (facilities) will be applied.

The researchers thus focused on the exchange rate as a main variable in terms of direction and size of impact to estimate the level of the exchange rate threshold affecting the stability of banks.

The boundless increase in the exchange rate does not necessarily improve the situation of banks, as the exchange rate rises from 12.260 Rials in 1391 to 45.627 Rials i.e. its threshold level , the banking systems still follow a relatively stable trend. Rather, byond the mentioned threshold, the banking stability witnessed a shift. It means that as the exchange rate surpasses the threshold level of 45.627 Rials, the stability has been reduced. In this research, in order to estimate model parameters, GMM method is used as a dynamic panel with data collected related to 31 banks from 2006 to 2016.

Keywords: Interest Rate, Threshold, Financial Stability, Bank, Indicator

JEL: E31, E430, G21

---

1 . Associate professor of Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba`i, Tehran, Iran. (Corresponding Author), Email: atmahmadi@gmail.com, mohammadi@atu.ac.ir
2 . Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba`i, Tehran, Iran, Email: shakeri.abbas@gmail.com
3 . Retired Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba`i, Tehran, Iran, Email:m-tagavi @yahoo.com
4 . Ph.D. student, Financial Economics,The Paradise of University of Allameh Tabataba`i, Tehran, Iran, Email: samanipour@yahoo.com

Content

Title	Authors	Page
Exchange Rate Threshold Affecting Financial Stability of Iranian Banks	Teimour Mohammadi Abbas Shakeri Mahdi Taghavi Hassan Samanipour	**1-22**
The Evaluation of the Managed Momentum Strategy in the Listed Companies on Tehran Stock Exchange	Abdullah Khani Mahmoud Botshekan Babak Athari	**23-50**
A Study on the Role of Information Sources on the Relationship between Personality Characteristics and the Behavior of Personal Investors in Tehran Stock Exchange	Mohamadhasan Ebrahimi Sarv Oulia Meysam Amiry Mohamadreza Meraji	**51-82**
Fundamental Analysis of Cost Behavior by Function and Nature and Its Impacts on Earnings Forecast Accuracy	Ali Shirzad Mohammad Javad Saei Farzaneh Nassir Zadeh	**83-110**
Investigating the Effect of Managerial Ability on Tax Avoidance and Investment Efficiency Relationship	Ahmad Khodamipour Alireza Rahimi Aref Forughi	**111-134**
The Deviation from Optimal Leverage and Abnormal Returns	Manijeh Ramsheh Atefeh Jannati Montazeri	**135-156**
Developing a Model for Uncertainty Identification and Flexibility Enhancement in Capital Budgeting Decisions Based on Real Option Approach Case Study: A photovoltaic Plant in the South of Isfahan	Mohammad Mashhadizadeh Mohsen Dastgir Soheil Salahshour	**157-186**
Investigating the Effect of Sensitivity of Cash Flows of Investment Thirst on Companies Listed in Tehran Stock Exchange	Rahebeh Boroumand Mansour Garkaz Parviz Saeedi Alireza Matoofi	**187-212**
Government Debt to Commercial Banks and Financial Fragility	Mohammad Ghadamyari	**213-234**
Estimation of Systemic Risk of Iranian Banking System Using MES and CoVaR Measures	Abdorreza Shakeri Negar Khosravipour Seyedeh Mahboobeh Jafari	**235-256**

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
Ali Asghar AnvariRostami	Tarbiat Modares	Professor	Finance
Reza Tehrani	Tehran	Professor	Finance
Reza Raei	Tehran	Professor	Finance
Mohammad Reza Rostami	Alzahra	Assistant Professor	Finance
Fereydoon Rahnamay Roodposhti	Islamic Azad University, Siences and Research Branch	Professor	Finance
Ebrahim Abbasi	Alzahra	Associate Professor	Finance
Mohamad Esmail Fadaeenejad	Shahid Beheshti	Associate Professor	Finance
Hasan Ghalibaf-Asl	Alzahra	Associate Professor	Finance
Shapour Mohammadi	Tehran	Associate Professor	Economy
HamidrezaVakilifard	Islamic Azad University, Siences and Research Branch	Associate Professor	Accounting
Ahmad Yaghoubnejad	Islamic Azad University Central Tehran Branch	Associate Professor	Accounting

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics

Vol. 8, No.31, Winter 2020

Chief Editor: Ebrahim Abbasi

Managing Director: Mohammadreza Rostami

Internal Manager: Maryam Moghaddas Bayat

Executive Manager: Azam Amirykhah

Editor of Persian: Ali Rezaei

Editor of English: Mojtaba Rajabi

Layout: Marzieh Hassanzadeh Aliabadi

Printing: Fargahi Publication

Publish Period: Quarterly

ISSN: 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. 8, No. 31

Winter 2020