فهرست مطالب

بررسی اثر آخر هفته بر سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله گران بر بازده غیرعادی تجمعی سهام در اطراف اعلان‌های فصلی سود ۱

حسین امساک پور، سینا خردیار، مهدی همایونفر، مهدی فدایی اشکیکی

شواهدی نوین از پیش‌بینی جریان های نقدی آتی با استفاده از طبقه بندی جدیدی از اجزاء اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی ۲۷

بهمن طالبی، رسول عبدی، زهره حاجیها، نادر رضایی

کاربرد ضرایب همبستگی مبتنی بر کاپولا و رویکردهای مبتنی بر برنامه‌ریزی پویا در تعیین شباهت میان سری‌های زمانی به منظور خوشه‌بندی و تشکیل پرتفوی مبتنی بر شاخص ۴۷

شاپور محمدی، فرید تندنویس، الناز محمودی سعیدآباد

اعتماد و فرصت طلبی یک دوگانگی در صنعت بانکداری؛ شواهدی از بازی‌های اقتصاد رفتاری ۷۳

سیداحمد ابراهیمی، علیرضا عرفانی، مجید اسحاقی

مکانیسم انتقال اثر بحران ارزی بر شاخص بورس اوراق بهادار با استفاده از الگوی خود توضیح برداری مارکوف سوئیچینگ ۱۰۵

سمن هوشمندی، سید شمس الدین حسینی، عباس معمارنژاد، فرهاد غفاری

بررسی اثرتکانه‌های ریسک‌های مالی(بارویکرد مدیریت ریسک یکپارچه-ERM) و سیاست تقسیم سود بر کارایی تخصیص سرمایه به روش خودرگرسیون برداری پنلی(PVAR) ۱۳۵

مصطفی ملکی، ابراهیم چیرانی، حمید عزیزمحمدلو

تأثیر نااطمینانی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی اقتصاد کلان با تأکید بر مدل نسل‌های همپوشان (رویکرد DSGE) ۱۷۱

عبدالمجید آهنگری، سید عزیز آرمن، ابراهیم انواری، هانیه اسکندری

تخمین توزیع بازده شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد ماتریس‌های تصادفی برای لحاظ نامانایی ۲۰۷

زهرا اسکندری، میر فیض فلاح شمس، غلامرضا زمردیان

بررسی نقش پیش‌بینی‌های مدیریتی در بروز پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه ۲۳۱

ناهید حسینی، بابک جمشیدی نوید

بررسی تاثیر نوسان متغیرهای عمده اقتصادی بر میزان افشای اختیاری اطلاعات در گزارشگری سالانه ۲۵۷

سجاد نقدی، سیروس صالحی، وحید احمدیان، جواد اسماعیلی

طراحی و تبیین سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران از نظر خبرگان ۲۷۹

شاهین احمدی، علیرضا حیدرزاده هنزایی، حمیدرضا کردلویی، مهدی معدنچی زاج، شادی شاهوردیانی

اثر معامله‌گران اختلال‌زا بر نوسان در بورس اوراق بهادار تهران ۳۲۵

محمد توحیدی، محمد مهدی فریدونی

استاندارد مطلوب دادرسی دعاوی حقوقی در بازار سرمایه ۳۵۱

علی انصاری، مینا کریمی نیک

کارایی مدل‌های پویای اقتصادسنجی جهت پوشش ریسک متقاطع بازده سهام و قرارداد آتی سکه در بازار سرمایه تهران ۳۷۵

صدف سلیمی، علی سعیدی، علیرضا حیدرزاده، قدرت الله امام وردی

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 1-26

Investigating the Weekend Effect on the Trading Speeds Higher than Usual on Traders' Cumulative Abnormal Returns around Seasonal Earnings Announcements[1]

Hossein Emsakpur[2], Sina Kheradyar[3], Mehdi Homayounfar[4], Mehdi Fadaei Eshkiki[5]

Received: 2020/02/28
Accepted: 2020/10/18

Research Paper

Abstract

This study aims to investigate the weekend effect on the trading speeds higher than usual on traders' cumulative abnormal returns around seasonal earnings announcements. The sample of the study consists of 161 companies listed in Tehran Stock Exchange, covering a period of five years from the beginning of 2013 to the end of 2016. The results of this study show that in the time period of one month before and after the quarterly earnings announcements, trading speeds higher than usual of traders on Tuesday and Wednesday in the first quarter and in the third quarter of the year are higher than in the second quarter. Thus, it can be said that as the end of the fiscal year approaches and the speed of transactions increases, information asymmetry increases and leads to abnormal returns. Existence of high trading speed of stocks leads to development of the theoretical framework of information asymmetry

Key Words: Seasonal Earnings Announcements, Trading Speeds, Cumulative Subnormal Stock Returns, Information Asymmetry.

JEL Classification: N25.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11310.1509
2. Department of Industrial Management Financial, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. (h.emsak22@gmail.com).
3. Department of Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. (Corresponding Author). (Sina.Kheradyar@gmail.com).
4. Department of Industrial Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. (Homayounfar@iaurasht.ac.ir).
5. Department of Industrial Management, Rasht unit, Islamic Azad University, Rasht, Iran. (fadaei@iaurasht.ac.ir).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۲۶-۱

بررسی اثر آخر هفته بر سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله گران بر بازده غیرعادی تجمعی سهام در اطراف اعلان‌های فصلی سود[1]

حسین امساک پور[2]، سینا خردیار[3]، مهدی همایونفر[4]، مهدی فدایی اشکیکی[5]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۱۲
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۷/۲۷

چکیده

هدف این پژوهش بررسی اثر آخر هفته بر سرعت معاملاتی بیش از حد معمول معامله گران بر بازده غیر عادی تجمعی سهام در اطراف اعلان های فصلی سود است. نمونه پژوهش شامل ۱۶۱ شرکت از شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که یک دوره زمانی پنج ساله از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا انتهای سال ۱۳۹۶ را شامل می‌شود. نتایج یافت شده در این پژوهش نشان می‌دهد که سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از اعلان‌های فصلی سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه در سه ماهه دوم سال بیشتر از سه ماهه اول و در سه ماهه سوم سال بیشتر از سه ماهه دوم است. بنابراین می‌توان گفت، با نزدیک شدن به پایان سال مالی و افزایش در سرعت معاملات، عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر شده و منجر به ایجاد بازده غیرعادی می‌شود.

وجود سرعت معاملاتی بالای سهام، منجر به توسعه چارچوب نظری عدم تقارن اطلاعاتی شود زیرا معاملات سریع در اطراف اعلان های سود منجر به تشدید شکاف بین اطلاعات منتشر شده در بازار و اطلاعات معامله گران می‌شود و عدم تقارن اطلاعاتی در بازار را افزایش می دهد.

واژه های کلیدی: اعلان های فصلی سود، سرعت معاملاتی، بازده غیرعادی تجمعی سهام، عدم تقارن اطلاعاتی.
طبقه بندی موضوعی: N25.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11310.1509

۲. گروه مدیریت صنعتی مالی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. (h.emsak22@gmail.com).

۳. گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. (نویسنده مسئول). (Sina.Kheradyar@gmail.com).

۴. گروه مدیریت صنعتی، واحد رشت، دانشگاه ازاد اسلامی، رشت، ایران. (Homayounfar@iaurasht.ac.ir).

۵. گروه مدیریت صنعتی، واحد رشت، دانشگاه ازاد اسلامی، رشت، ایران. (fadaei@iaurasht.ac.ir).

مقدمه

روزانه هزاران سرمایه‌گذار در بازار سرمایه منابع خود را به امید دستیابی به ثروت بیشتر سرمایه گذاری می‌کنند. در این میان برخی به هدف خود دست می‌یابند و برخی دیگر سرمایه خود را از دست می‌دهند. اطلاعاتی که در بازار سرمایه به دلایل سیاسی، فرهنگی، اقتصادی و اجتماعی وارد بازار می‌شود، بسیار با اهمیت است و بر قیمت سهام و سایر اوراق بهادار اثر می‌گذارد (محمودی[1] و همکاران، ۲۰۱۱). بسیاری از استفاده‌کنندگان، از این اطلاعات که توسط شرکت‌ها با زمان‌بندی مشخص در بازار سرمایه منتشر می‌شوند، بهره می‌گیرند. انتشار اطلاعات به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا فرآیند تصمیم‌گیری خود را بهبود بخشند، زیرا زمان‌بندی اعلان اطلاعات بر میزان تاثیرگذاری بر بازار از اهمیت خاصی برخوردار است (قائمی و همکاران، ۱۳۹۱). در مورد شرکت‌های بورسی تاخیر یا تسریع در اعلان سود سالیانه شرکت‌ها و واکنش متفاوت سرمایه‌گذاران و دیگر استفاده کنندگان را به دنبال داشته و اثرات چشمگیری بر ارزش بازار سهام شرکت‌ها خواهدداشت (سیلوا[2] و همکاران، ۲۰۱۰). اعلان سود و پیش بینی سود، از مهمترین معیارهای ارزیابی شرکت‌ها از سوی سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود. اعلامیه‌های سود شرکت از طریق یک منبع اطلاع رسانی عمومی، اطلاعات لازم را در اختیار تحلیل‌گران بازار قرار می‌دهد تا به ارزیابی عملکرد شرکت مورد نظر بپردازند. چنانچه اعلامیه‌های یادشده دارای محتوای اطلاعاتی باشند، سرعت معاملاتی معامله‌گران در اطراف اعلان‌های فصلی سود، منجر به واکنش بازار (بازده غیر عادی) می‌شود (صالحی و همکاران، ۱۳۹۳). در پژوهش‌های پیشین همچون پژوهش (چی[3] و همکاران، ۲۰۰۵ و کردستانی و موسویان[4]، ۲۰۱۳)، معامله گران نهادی که به عنوان سرمایه گذاران آگاه استفاده شده است در روزهای نزدیک به تاریخ اعلان سود که عدم تقارن اطلاعاتی زیاد است، تمایل زیادی به معامله ندارند و سرعت معاملاتی آن کاهش می‌یابد. ادبیات تجربی موجود (پاتل و ولفسون[5]، ۱۹۸۴؛ لی[6]، ۱۹۹۲؛ فرانسیس[7] و همکاران، ۱۹۹۲؛ گرین و واتس[8]، ۱۹۹۲) شواهدی را از سرعت

1. Mahmoudi
2. Silva
3. Chi
4. Kordestani & Mosavian
5. Patell and Wolfson
6. Lee
7. Francis
8. Greene and Watts

متفاوت معاملات توسط معامله‌گران در اطراف اعلان سودهای فصلی یافتند که نشان می دهد بازده غیر عادی در زمان‌های نزدیک به اعلان سود بیشتر ایجاد می‌شود.

پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد اعلان سود نقدی هر سهم بر بازده غیرعادی تجمعی تاثیرگذار است ولی به این موضوع که انجام معامله در روزهای پایانی هفته بر نوع رفتار معاملاتی معامله‌گران تاثیرگذار است و موجب می‌شود که معامله گران در اطراف اعلان‌های فصلی سود، سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول از خود نشان دهند، توجهی نشده است و تاثیر گذاری سرعت معاملات در روزهای پایانی هفته بر بازده غیرعادی تجمعی سهام در اطراف اعلان‌های فصلی سود تا کنون در ادبیات حسابداری ایران پنهان مانده است.

تمرکز بر نقش سرعت معاملاتی معامله‌گران در روزهای پایانی هفته در زمان اعلان‌های فصلی سود شرکت‌ها و تاثیر آن بر بازده غیرعادی سهام همزمان به توسعه تئوری عدم تقارن اطلاعاتی و نظریه مالی رفتاری منجر می‌شود و می‌تواند راهنمای خوبی برای معامله‌گران در بورس اوراق بهادار تهران باشد. در این پژوهش با این چالش روبرو هستیم که سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در روزهای پایانی سال (سه‌شنبه و چهارشنبه) در اطراف کدام یک از اعلان‌های فصلی سود بیشترین و کمترین تاثیر را بر بازده غیرعادی تجمعی سهام دارد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مبانی نظری

تقاضا برای گزارشگری مالی و افشا به طور عمده به سبب عدم تقارن اطلاعاتی به وجود می‌آید. بر اساس فرضیه ورود متوالی اطلاعات، اطلاعات با سرعت‌های متفاوت به انواع متفاوتی از معامله‌گران می‌رسد (عباسی[1] و همکاران، ۲۰۱۶). دسترسی عده‌ای از معامله‌گران به اطلاعات محرمانه (خصوصی) و عملکرد آن‌ها بر اساس این اطلاعات، در حالی که سایر معامله‌گران به چنین اطلاعات مهمی دسترسی ندارند، موجب بروز عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود (فروغی نژاد[2] و همکاران، ۲۰۱۴). در پژوهش‌های پیشین مثل پژوهش چای و همکاران و کردستانی و موسویان از سهامداران نهادی شرکت‌ها به عنوان سرمایه‌گذاران آگاه استفاده شده‌است (کردستانی و موسویان، ۲۰۱۳؛ چای[3]، ۲۰۰۵). معامله‌گران نهادی در روزهای نزدیک به تاریخ

1. Abbasi
2. Foroghnejad
3. Chae

اعلام سود که عدم تقارن اطلاعاتی زیاد است، تمایل زیادی به معامله ندارند و سرعت معاملات را کاهش می‌دهند، اما آن‌ها سرعت معاملات خرید را نسبت به معاملات فروش بیشتر کاهش می‌دهند (لوی و ژانگ[1]، ۲۰۱۵)، یعنی معاملات خرید به طور معمول با صبر و حوصله بیشتر و تحلیل اطلاعات بازار انجام می‌شود، ولی معاملات فروش به محض افزایش عدم تقارن اطلاعاتی افزایش می‌یابد و تحلیل کمتری درباره آن انجام می‌شود. به عبارت دیگر، در این روزها، سهامداران نهادی، بیشتر موقعیت فروش می‌گیرند تا موقعیت خرید. در نتیجه، گفتنی است قبل از اعلام سود، کاهش نامتقارن یا عدم تعادل در معادلات رخ می‌دهد.

پژوهش‌های انجام شده قبلی در مورد سود به ویژه در بازارهای سرمایه نشان داده است که سود دارای محتوای اطلاعاتی با ارزشی بوده و بر تصمیم‌گیری استفاده کنندگان تاثیر چشمگیری دارد و تهیه و ارائه به موقع اطلاعات مربوط به سود افزون بر بهبود ویژگی کیفی مربوط بودن اطلاعات، به عنوان یک عامل کلیدی در مدل‌های ارزیابی و تصمیمات سرمایه‌گذاری، عمل می‌کند. اثر و محتوای اطلاعاتی اعلان سود در بازار سرمایه تنها از ماهیت سود نبوده، بلکه به موقع بودن و زمان مناسب ارائه و انتشار آن، نقش مهمی در مفید بودن اطلاعات حاصل از آن و مربوط بودن آن در تصمیم گیری‌ها دارد. انتشار اطلاعات مالی و اعلام سود، اطلاعاتی را به بازار سرمایه منتقل می‌کند و باعث تغییرات در قیمت و حجم مبادلات سهام (تعداد سهامی که در طول روز مبادله می‌شود، بدیهی است هر چه تعداد دفعات سهام معامله شده در طول روز بیشتر باشد، نشان دهنده سرعت معاملاتی معامله‌گران است) می‌شود. تاثیر نظری انتشار اطلاعات شرکت‌ها بر رفتار بازار را می‌توان در حوزه وسیعی تقسیم کرد: (۱) فرضیه بازار کارا که چگونگی واکنش بازار به انتشار اطلاعات جدید را توضیح می‌دهد (۲) مدل ریز ساختاری بازار که به دنبال توضیح چگونگی عملکرد فرآیند کشف قیمت در بازار هستند.

یکی از مباحث مطرح در حوزه کارایی بازار سرمایه، چگونگی انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است. به طور معمول، اگر اطلاعات عمومی باشد، بی‌درنگ در قیمت‌ها منعکس می‌شود، اما اگر اطلاعات محرمانه باشد، با سرمایه‌گذاران آگاه با ایجاد عدم‌تعادل در قیمت‌ها منعکس می‌شود (کیم و استول[2]، ۲۰۱۴). به عبارت دیگر عدم تقارن اطلاعاتی در قیمت سهام تاثیر زیادی خواهد داشت و باعث ایجاد بازده غیرعادی خواهد شد (عباسی و همکاران، ۲۰۱۶). در واقع با طرح فرضیه کارا، از پایه این ادعا مطرح بود

1. Levi and Zhang
2. Kim & Stoll

که اگر بازار سرمایه از کارایی نسبی برخوردار باشد، در فرآیند جذب اطلاعات به سرعت و قوت عمل کرده و قیمت‌های سهام در بازار همواره انعکاس مطلوبی از وقایع پیوسته با شرکت خواهد بود. بر اساس این فرضیه هیچ کس نمی‌تواند در بلند مدت به طور سیستماتیک، بیشتر از میزان ریسکی که قبول کرده-است، بازده کسب کند. یکی از مشخصه‌های بازار کارا این است که قیمت سهام در هر لحظه از زمان منعکس کننده ارزش ذاتی سهام با توجه به اطلاعات موجود و مربوط در بازار است و بازده غیرعادی در این بازار وجود ندارد. بنابراین در صورتی که بتوان این بازده غیرعادی را در بازار کاهش داد، میزان کارایی بازار بیشتر می‌شود. کاهش این بازده اضافی نیز تنها از طریق شناسایی عوامل در پیوند با ایجاد آن ها امکان پذیر است. اثر روزهای هفته نیز رویدادی است که از تئوری بازارهای سرمایه کارا سرچشمه می گیرد و یکی از بی قاعدگی‌های معمول در بازار سرمایه است. در یک بازار سرمایه کارا، همه بازیگران به اطلاعات مشابهی دسترسی دارند، این اطلاعات را با استفاده از روش‌های عقلایی به طور مشابه پردازش می کنند و همه برای عمل قرض گیری و قرض‌دهی با فرصت‌های برابری روبرو هستند. بنابراین بازدهی اوراق بهادار از فرآیند گام تصادفی پیروی می کند. اما در دنیای واقعی دور است که با چنین شرایطی روبرو شویم. برای نمونه ممکن است سرمایه گذاران گوناگون، ارزیابی‌های متفاوتی از پیش آمدهای احتمالی در آینده، شکل دهند یا مدل‌های اقتصادی متفاوتی را برای پیش‌بینی بازدهی‌های انتظاری به کار گیرند. همچنین ممکن است با هزینه‌های معاملاتی یا با نرخ‌های مالیاتی متفاوتی روبرو شوند که البته در چنین موقعیت‌هایی مقادیر متفاوتی از منابع (زمان و پول) را در جمع‌آوری و پردازش اطلاعات اختصاص خواهند داد. اما اگر این عناصر ناهمگن اثر و نقش چندانی نداشته باشند، قیمت‌های دارایی‌ها و نرخ‌های بازدهی آن‌ها به طور عمده توسط عوامل بنیادی اقتصادی و رفتار عقلایی تعیین خواهند شد. در غیر این صورت، ممکن است قیمت‌ها انحراف چشمگیر و ماندگاری از ارزش‌های بنیادی خود داشته باشند. بنابراین با فرض وجود ناهمگنی در رفتارها، امکان کسب سودهای غیرعادی، چنانچه بازتاب کننده پرداخت برای ریسک نباشد، به خاطر قابلیت پیش‌بینی‌پذیری قیمت‌های سهام وجود خواهد داشت. بنابراین با مشاهده رفتارهای واقعی در بورس اوراق بهادار می‌توان فرصت‌های معاملاتی سودآور که برای دوره‌هایی ماندگار است، جدا کرد. در این صورت فرضیه بازارهای کارا رد می‌شود و این شواهد تحت عنوان بی قاعدگی بازار برگشت داده می‌شود.

فاما[1]، (۱۹۶۵)، بیان داشت که اثر روزهای هفته با نظریه بازار کارا ارتباط دارد به این معنی که متوسط بازده روزانه بازار برای روزهای مختلف هفته یکسان نیست. آزیورن[2] (۱۹۶۲)،

1. Fama
2. Azivern

پایه گذار بررسی اثر روزهای هفته بر بازده سهام اعلام کرد که شواهد زیادی وجود دارد، برپایه این که قیمت سهام در روزهای دوشنبه کاهش می‌یابد و روزهای دیگر هفته افزایش می‌یابد. او این موضوع را به فعالیت‌های افراد سرمایه‌گذار نسبت داد. او بیان داشت که سرمایه‌گذاری فردی در روزهای دوشنبه فعال‌تر است و زمان بیشتری برای تمرکز بر روی تحلیل مالی شخصی و طرح‌ریزی هفته در اختیار دارد. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران نهادی در روزهای دوشنبه کمتر فعال هستند و با تحلیل‌های راهبردی و طرح‌ریزی سازمانی، روبرو هستند. پژوهش‌ها نشان می‌دهد که اثر روزهای هفته به غیر از آمریکا در سایر بازارهای پیشرفته مانند انگلستان، فرانسه، کانادا، استرالیا و ژاپن به اثبات رسیده‌است. همچنین تاثیر روزهای هفته بر بازده سهام در بازارهای نوظهور نظیر مالزی و هنگ هنگ نیز مورد بررسی قرار گرفته‌است. پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد که در بیشتر کشورهای غربی، روزهای دوشنبه (نخستین روز کاری بازار سهام) دارای منفی‌ترین بازده هستند، در حالی که روزهای جمعه (آخرین روز کاری بازار سهام) بازده مثبت و معنادار از خود نشان داده‌اند. در بعضی از کشورها نظیر ژاپن، فرانسه، استرالیا و سنگاپور منفی‌ترین بازده‌ها در روزهای سه‌شنبه مشاهده شده‌است (بیدگلی و نبی زاده، ۱۳۸۵).

پژوهشگران معتقدند که بازده منفی در روزهای دوشنبه به این خاطر است که بیشتر نامساعدترین اخبار، در اواخر هفته اتفاق می‌افتد و این اخبار بر روی بازده نخستین روز کاری هفته بعد (دوشنبه) اثر می‌گذارد. این اخبار نامساعد بیشتر سرمایه‌گذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد و آن‌ها را مجبور می‌سازد که سهام خود را در روز دوشنبه بفروشند. فروش سهام باعث افزایش عرضه سهام می‌شود که این امر باعث بازده منفی سهام در آن روز خاص می‌شود. اثر روزهای کاری در اول هفته و پایان هفته می‌تواند منجر به بروز بازده غیرعادی سهام شود (بیدگلی و نبی‌زاده، ۱۳۸۵).

پیشینه پژوهش

کیناتدر و وبر و وانگر[1] (۲۰۱۹)، برای تجزیه و تحلیل تأثیر ناهنجاریهای تقویمی بر بازده روزانه مشروط و خطر برای بورس اوراق بهادار برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۸ از یک رویکرد ساختگی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو استفاده

1. Kinateder & Weber & Wagner

کردند. در این پژوهش، تاریخ ماه‌های سال، تغییر ماه، روز هفته، و اثرات روزهای تعطیل مورد بررسی قرار گرفتند. چشمگیرترین اثر روز هفته متعلق به سه شنبه‌ها بود. تغییر ماه اعتبارسنجی شد، درحالی‌که جالب است بیان شود که هیچ شواهدی از اثر ماه ژانویه یافت نشد. اثر کلی تعطیلات مستند نشد، اما بازار هند یک اثر پیش و پس از تعطیلی را نشان داد، بازار چین قبل از تعطیلات رسمی، غیرعادی بود و بازار آفریقای جنوبی تنها پس از تعطیلات، تحت تاثیر بود.

پلاستون[1] و همکاران (۲۰۱۹)، بررسی جامعی از تکامل ناهنجاری تقویمی در بازار بورس آمریکا در بازه زمانی ۱۹۰۰ تا ۲۰۱۸ انجام دادند. آن‌ها از روش‌های آماری متعدد مانند تحلیل میانگین، تی تست ، آنوا، کروسکال والیس و مان-ویتنی استفاده کردند و رویکرد شبیه‌سازی تجاری را برای تحلیل تکامل هنجارهای تقویمی زیر به کار بردند: اثر روز هفته، اثر تغییر ماه ، اثر تغییر سال، و اثر روزهای تعطیل. نتایج نشان داد که سن طلایی ناهنجاری‌های تقویمی در اواسط قرن بیستم بود. با این‌حال از سال ۱۹۸۰ به بعد، تمام ناهنجاری‌های تقویمی از بین رفتند.

لی[2] (۲۰۱۸)، در پژوهشی با عدم تقارن اطلاعات، قیمت‌گذاری گمراه‌کننده و انتشار اوراق بهادار به بررسی اثر قیمت‌گذاری گمراه کننده ناشی از عدم تقارن اطلاعات بر انتشار اوراق بهادار پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد زمانی که مدیران بر اساس اطلاعات شخصی خود به این نتیجه برسند که اوراق بهادار شرکت زیر قیمت ذاتی معامله می‌شود، از انتشار سهام جلوگیری می‌کنند.

شارمیلا[3] و همکاران (۲۰۱۷)، در مقاله‌ای به بررسی تاثیر واکنش قیمت سهام نسبت به تغییرات سود تقسیمی پرداختند. نمونه آنان شامل ۵۰۰ اعلامیه تغییر سود تقسیمی بین سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ است. نتایج پژوهش نشان داد که بازار به صورت مثبتی با افزایش یا کاهش و ثبات اعلامیه سود تقسیمی واکنش نشان می‌دهد. همچنین نتایج روشنگر آن است که افزایش مستمر در میانگین بازده غیرعادی انباشته برای هر سه تغییر در سود تقسیمی نشان‌دهنده ترجیح سهامداران به سمت درآمد سود تقسیمی است.

صدرآرا و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهشی به ارائه مدلی برای بروزرسانی سیستم‌های نظارتی متناسب با ناهنجاری‌های بازار در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که از دیدگاه ناظران بازار در شرکت‌های بزرگ بیشترین تخلفات تحت

1. Plastun
2. Lee
3. Sharmila

دستکاری قیمت و معاملات ساختگی است. در صورتی که در شرکت‌های کوچک بیشتر پژوهش‌های ناشی از معاملات استوار بر اطلاعات نهانی است. افزون بر این می‌توان نتیجه گرفت که ناهنجاری‌های معاملاتی موجود در بورس اوراق بهادار موجب کاهش کارایی بازار می‌شود.

داوودی (۱۴۰۰)، در پژوهشی به تحلیل بازده سهام بر اساس مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در مقیاس‌های زمانی مختلف با رهیافت تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد در کوتاه مدت، متغیرهای اندازه، صرف ریسک و سودآوری دارای تاثیر معناداری بر بازده هستند. در میان مدت، اندازه، صرف ریسک و ارزش و در دراز مدت دارای تاثیر مثبت و معناداری بر بازده سهام هستند.

رضایی و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین فشار روانی جو بازار با بازده غیرعادی سهام و بازده غیرعادی انباشته شده شرکت‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان گویای این مطلب می‌شود که فشار جو روانی بازار تاثیر مثبت و معناداری بر بازده غیرعادی سهام و بازده غیرعادی تجمعی سهام دارد.

حمیدی‌زاده و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله‌ای به بررسی شکاف قیمت بازار بر واکنش بازده سهام به سود شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش به بررسی تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی موجود در بازار سهام بر واکنش بازار سهام به اعلان سود استفاده می‌شود. نتایج گویای عدم تاثیر شکاف قیمت سهام بر رابطه بین سود و بازده سهام، سود و بازده غیرعادی سهام و سود و بازده غیرعادی انباشته سهام بود.

ایمانی و دستگیر (۱۳۹۷)، در مقاله‌ای به بررسی تعامل بین کاهش نامتقارن در معاملات خرید و فروش قبل از اعلام سود، بازده بعد از اعلام سود و انتشار اخبار سودآوری با استفاده از سیستم معادلات همزمان پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد متغیرهای اخبار سودآوری، توجه سرمایه‌گذار و فشار فروش در متغیر بازده، تاثیر مستقیم دارد و رابطه متغیرهای توجه سرمایه‌گذار و بازده با اخبار سودآوری مستقیم است، اما تاثیر فروش در اخبار سودآوری معکوس است.

دولو و جنتی (۱۳۹۷)، در مقاله‌ای به بررسی اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر واکنش بازار نسبت به افزایش سود نقدی پرداخت. یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش سود نقدی شرکت‌های با عدم تقارن اطلاعاتی بالا منجر به بازده غیرعادی مثبت و قوی‌تر می‌شود. همچنین شرکت‌های با سابقه کاهش نوسان غیرسیستماتیک پس از افزایش سود نقدی، بازده غیرعادی مثبتی تجربه می‌کنند. رانش مثبت بازده پس از افزایش سود نقدی، برای شرکت‌ها با عدم تقارن اطلاعاتی بالا آشکار است.

فروغی و دستجردی (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای به بررسی نابهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود به این موضوع پرداخته‌اند که آیا متغیرهایی که شاخص نابهنجاری در بازار هستند بازده آتی را در همان جهتی پیش‌بینی می‌کنند که سودآتی یا رشد در سود آتی را پیش‌بینی کرده بودند یا خیر. اگر این هم‌جهت بودن اثبات شود، می‌توان نتیجه گرفت بازدهی که به وسیله این متغیرها پیش‌بینی شود «بازده غیرعادی» نیست، بلکه بازدهی است که برپایه پیش‌بینی باید به وقوع بپیوندد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای اقلام تعهدی سرمایه در گردش، روند حرکت بازده سهام، تامین مالی خارجی و بازده دارایی‌ها توانسته‌اند سودآتی و بازده آتی را در یک جهت و به صورت معنادار پیش‌بینی کنند. این موضوع نشان می‌دهد که بازدهی به وسیله این متغیرها پیش‌بینی سود بازده غیرعادی نیست و کاملا با فرض انتظارات عقلایی هم سو است.

بدری و شواخی زواره (۱۳۸۹)، در پژوهشی به بررسی نقاط مرجع، قیمت سهام و حجم معاملات: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که با عبور قیمت از حداکثر قیمت یکسال گذشته، حجم معاملات افزایش می‌یابد. اما عبور قیمت از حداقل قیمت یکسال گذشته و قیمت تمام شده خرید، تغییر معنی‌داری در حجم معاملات ایجاد نمی‌کند. بنابراین می‌توان گفت حداکثر قیمت در یکسال گذشته، نقطه مرجع سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران است.

فرضیه ها

۱- بین سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از انتشار نخستین پیش‌بینی اعلان سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی سهام رابطه معناداری وجود دارد.

۲- بین سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از انتشار دومین پیش‌بینی اعلان سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی سهام رابطه معناداری وجود دارد.

۳- بین سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از انتشار سومین پیش‌بینی اعلان سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی سهام رابطه معناداری وجود دارد.

۴- بین سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از انتشار چهارمین پیش‌بینی اعلان سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی سهام رابطه معناداری وجود دارد.

روش پژوهش

این پژوهش از جهت روش استنتاجی و از نوع تحلیلی (همبستگی) است. پژوهش توصیفی آنچه را که هست بدون دخل و تصرف توصیف و تفسیر می‌کند. این نوع از پژوهش شامل جمع‌آوری اطلاعات به منظور آزمون فرضیه یا پاسخ به پرسش‌های مربوط به وضعیت فعلی موضوع مورد مطالعه است.

از جهت نوع طرح پژوهش، از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی است. در این نوع از پژوهش‌ها، هدف بررسی روابط موجود بین متغیرها است و داده‌ها از محیطی که به گونه‌ای طبیعی وجود داشته‌اند و یا از وقایع گذشته که بدون دخالت مستقیم پژوهش‌گر رخ داده است، جمع‌آوری و تجزیه‌وتحلیل می‌شود.

مدل پژوهش

$$DCARA_{i,t}= \alpha_0 + \beta_1 SOATAW_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,}$$

$$DCARB_{i,t}= \alpha_0 + \beta_1 SOBTAW_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$DCARC_{i,t}= \alpha_0 + \beta_1 SOCTAW_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$DCARD_{i,t}= \alpha_0 + \beta_1 SODTAW_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در مدل های بالا:

DCARA : نشان دهنده بازده غیرعادی تجمعی سهام در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از نخستین اعلان سود سهام است.

DCARB : نشان دهنده بازده غیرعادی تجمعی سهام در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از دومین اعلان سود سهام است.

DCARC : نشان دهنده بازده غیرعادی تجمعی سهام در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از سومین اعلان سود سهام است.

DCARD : نشان دهنده بازده غیرعادی تجمعی سهام در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از چهارمین اعلان سود سهام است.

SOATAW : نشان دهنده سرعت بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از نخستین اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه است.

SOBTAW : نشان دهنده سرعت بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از دومین اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه است.

SOCTAW : نشان دهنده سرعت بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از سومین اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه است.

SODTAW : نشان دهنده سرعت بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از چهارمین اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه است.

$Size_{i,t}$: نشان دهنده اندازه شرکت است.

$Age_{i,t}$: نشان دهنده سن شرکت است.

$MTB_{i,t}$: نشان دهنده نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است.

$LEV_{i,t}$: نشان دهنده اهرم مالی است.

تعریف متغیرها و نحوه محاسبه آن ها

متغیر وابسته

$DCARX_{i,t}$: به عنوان متغیر وابسته در مدل بکار رفته‌است و نشان‌دهنده بازده غیرعادی تجمعی سهام در اطراف اعلان‌های فصلی سود است که حاصل تفاضل نرخ بازده غیرعادی تجمعی سهام در یک ماه بعد از اعلان سود (CARAXi,t)و یک ماه قبل از اعلان سود (CARBXi,t) است (ساور و ویلسون، ۲۰۱۴) که به صورت زیر برآورده می‌شود:

$$DCARX_{it} = CARAXi,t - CARBXi,t \quad \text{رابطه (۳-۱)}$$

که در رابطه بالا:

$DCARX_{it}$: نرخ بازده غیرعادی تجمعی سهام در اطراف اعلان‌های فصلی سود شرکت i در سال t

CARBX: نرخ بازده غیرعادی تجمعی سهام در یک ماه قبل از اعلان فصلی سود، که از رابطه زیر محاسبه می‌شود.

CARAX: نرخ بازده غیرعادی تجمعی سهام در یک ماه بعد از اعلان‌های فصلی سود که از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$CARAXi,t = \sum_{1}^{30} AR\ it$$ رابطه (۳-۲)

$$CARBXi,t = \sum_{-30}^{-1} AR\ it$$ رابطه (۳-۳)

همچنین برای محاسبه بازده غیرعادی سهام (AR)، از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$$ رابطه (۳-۴)

که در رابطه بالا :

AR_{it}: بازده غیرعادی سهام شرکت i در روز t؛

R_{it}: بازده سهام شرکت i در روز t که از رابطه زیر برآورد می‌شود (خردیار و همکاران، ۱۴۰۰):

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} + D_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$$ رابطه (۳-۵)

در رابطه بالا:

P_{it}: قیمت سهام شرکت i در روز t؛

P_{it-1}: قیمت سهام شرکت i در ابتدای روز t یا انتهای روز t-1؛

D_{it}: سود سهام پرداختی توسط شرکت i در روز t؛

R_{mt}: بازده بازار شرکت i در روز t که از رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$R_{mt} = \frac{TEDPIX_t - TEDPIX_{t-1}}{TEDPIX_{t-1}}$$ رابطه (۳-۶)

در رابطه بالا:

$TEDPIX_t$: شاخص بازده نقدی و قیمت در پایان روز t؛

شایان بیان است که X در فرضیه های اول تا چهارم به ترتیب نشان دهنده نخستین، دومین، سومین و چهارمین اعلان سود است.

متغیر مستقل

متغیر مستقل سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در اطراف اعلامیه‌های فصلی سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه است و به صورت مجازی اندازه‌گیری می‌شود. بدین ترتیب

بعد از محاسبه میانگین سرعت معاملاتی معامله‌گران (سرعت معاملاتی معامله‌گران از تقسیم تعداد دفعات معاملات بر ساعات معاملات انجام شده محاسبه می‌شود) در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه، به مشاهداتی که دارای مقادیر بیشتر از میانگین در دامنه زمانی مربوط به هر اعلان فصلی سود (نخستین، دومین، سومین و چهارمین اعلان فصلی سود) باشند کد یک و به مشاهداتی که دارای مقادیر کمتر از میانگین هستند کد صفر اختصاص می‌دهیم و بدین ترتیب سرعت معاملاتی بیش از حد معمول معامله گران در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه نیز اندازه‌گیری می‌شود (پاتل، جی ام و ولفسون[1]، ۱۹۸۴).

متغیرهای کنترلی

$Size_{i,t}$: نشان دهنده اندازه شرکت است. از طریق لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت محاسبه می‌شود (خواجوی و همکاران، ۱۳۸۹).

$Age_{i,t}$: نشان دهنده سن شرکت است. که از لگاریتم طبیعی اختلاف سال مالی مورد بررسی و سال پذیرفته شدن شرکت در بورس اوراق بهادار تهران بدست می‌آید (کنگرلویی و عسگری، ۱۳۸۹).

$MTB_{i,t}$: نشان دهنده نسبت فرصت‌های رشد است که از طریق تقسیم ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود (خواجوی و همکاران، ۱۳۸۹).

$LEV_{i,t}$: نشان دهنده اهرم مالی است که از طریق محاسبه نسبت ارزش دفتری کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی ها برای هر شرکت بدست می‌آید (خواجوی و همکاران، ۱۳۸۹).

یافته های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای وابسته و کنترلی

در این پژوهش برای دسته بندی داده‌ها و انجام محاسبات بر روی داده‌ها از نرم افزار Excel، و همچنین برای انجام رگرسیون های لازم برای برآورد مدل های آماری از نرم افزار Eviews استفاده شده است. در جدول (۱) یک نمای کلی از داده‌ها شامل تعداد، میانگین، میانه، حداقل، حداکثر و انحراف معیار متغیرهای محاسبه شده، برای آزمون فرضیه‌ها ارائه شده است.

---

1. Patell, JM, and Wolfson

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای وابسته و کنترلی

نام متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشترین	کمترین	چولگی	کشیدگی
بازده غیر عادی تجمعی در یک ماه قبل و بعد از اولین اعلان سود	DCARA	۰/۰۹	۰/۰۲	۰/۳۲	۴/۳۰	−۱/۰۸	۶/۴۸	۶۸/۲۷
بازده غیر عادی تجمعی در یک ماه قبل و بعد از دومین اعلان سود	DCARB	۰/۱۲	۰/۰۱	۰/۴۷	۷/۱۸	−۱/۴۶	۷/۳۸	۸۵/۱۴
بازده غیر عادی تجمعی در یک ماه قبل و بعد از سومین اعلان سود	DCARC	−۰/۰۰۹	−۰/۰۱	۰/۵۹	۱۰/۶۱	−۸/۶۰	۳/۷۰	۱۸۸/۷۷
بازده غیر عادی تجمعی در یک ماه قبل و بعد از چهارمین اعلان سود	DCARD	۰/۰۰۵	−۰/۰۱	۰/۱۳	۲/۰۳	−۰/۷۴	۴/۶۹	۶۴/۲۷
اندازه شرکت	Size	۱۴/۲۹	۱۴/۰۰	۱/۵۳	۱۹/۱۹	۹/۸۳	۰/۸۷	۳/۷۹
سن شرکت	Age	۲/۸۴	۲/۸۹	۰/۴۵	۳/۹۳	۰/۶۹	−۰/۴۴	۴/۳۷
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MTB	۲/۴۱	۲/۲۱	۶/۸۳	−۲/۳۰	۱/۴۰	۰/۰۰۶	۴/۷۸
اهرم مالی	LEV	۰/۵۶	۰/۵۷	۰/۹۷	۰/۰۱	۰/۲۰	−۰/۳۱	۲/۶۲

حداقل و حداکثر مقدار مشاهده‌ها در هر یک از متغیرهای جدول بالا به شرح زیر است:

بیشترین و کمترین مقدار متغیر بازده غیرعادی تجمعی در محدوده زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از نخستین اعلان سود سهام (DCARA) به ترتیب متعلق به شرکت فرآورده‌های نسوز آذر در سال ۹۲ به میزان ۴/۳۰ و شرکت مهرام در سال ۹۲ به میزان ۱/۰۸- است. بیشترین و کمترین مقدار متغیر بازده غیرعادی تجمعی در محدوده زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از دومین اعلان سود سهام (DCARB) به ترتیب متعلق به شرکت لبنیات کالبر در سال ۹۲ به میزان ۷/۱۸ و شرکت پگاه آذربایجان در سال ۹۲ به میزان ۱/۴۶- است. بیشترین و کمترین مقدار متغیر بازده غیرعادی تجمعی در محدوده زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از سومین اعلان سود سهام (DCARC) به ترتیب متعلق به شرکت فرآورده های نسوز آذر در سال ۹۲ به میزان ۱۰/۶۱ و شرکت لبنیات کالبر در سال ۹۲ به میزان ۸/۶۰- است. بیشترین و کمترین مقدار متغیر بازده غیرعادی تجمعی در محدوده زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از چهارمین اعلان سود سهام (DCARD) به ترتیب متعلق به شرکت نساجی بروجرد در سال ۹۲ به میزان ۲/۰۳ و شرکت بهسرام در سال ۹۳ به میزان ۰/۷۴- است.

بیشترین و کمترین مقدار متغیر اندازه شرکت (Size) به ترتیب متعلق به شرکت فولاد مبارکه اصفهان در سال ۹۶ به میزان ۱۹/۱۸ و شرکت فنرسازی زر در سال ۹۲ به میزان ۹/۸۲ است. بیشترین و کمترین مقدار متغیر سن شرکت (AGE) به ترتیب متعلق به شرکت نفت پارس در سال ۹۶ به میزان ۳/۹۳ و شرکت کارت اعتباری ایران کیش در سال ۹۲ به میزان ۰/۶۹ است. بیشترین و کمترین مقدار متغیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت (MTB) به ترتیب متعلق به شرکت شهد ایران به میزان ۶/۸۳ در سال ۹۵ و شرکت سایپا شیشه به میزان ۲/۳۰- در سال ۹۴ است. بیشترین و کمترین مقدار متغیر اهرم مالی (LEV) به ترتیب متعلق به شرکت حمل و نقل بین المللی خلیج فارس در سال ۹۴ به میزان ۰/۹۷ و شرکت دارو سبحان به میزان ۰/۰۱ در سال ۹۳ است.

آمار توصیفی سرعت معاملاتی در محدوده یک ماه قبل و یک بعد از اعلان‌های فصلی سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه

در جدول ۲ آمار توصیفی متغیرهای مربوط به سرعت بیشتر از حد معمول معامله گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از اعلان های فصلی سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه را نشان می‌دهد.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای مستقل

نوع متغیر	نام متغیر	نماد متغیر	ارزش	فراوانی	درصد فراوانی
مستقل	سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول در محدوده زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از اولین اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه	SOATAW	۰	۵۹۸	۷۴/۲۹
			۱	۲۰۷	۲۵/۷۱
مستقل	سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول در محدوده زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از دومین اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه	SOBTAW	۰	۵۸۵	۷۲/۶۷
			۱	۲۲۰	۲۷/۳۳
مستقل	سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول در محدوده زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از سومین اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه	SOCTAW	۰	۵۹۱	۷۳/۴۲
			۱	۲۱۴	۲۶/۵۸
مستقل	سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول در محدوده زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از چهارمین اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه	SODTAW	۰	۵۹۰	۷۳/۲۹
			۱	۲۱۵	۲۶/۷۱

برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی

۱.آزمون چاو

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، ابتدا مدل اثرات ثابت –زمانی برآورد می‌شود سپس برای این که ببینیم این عرض از مبدأها از دیدگاه آماری با هم تفاوت معنی‌داری دارند یا خیر از آزمون چاو استفاده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون چاو

فرضیه اول			
مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال	نتیجه
۰/۷۶	(۱۶۰,۶۳۹)	۰/۹۷	مدل pooled
فرضیه دوم			
مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال	نتیجه
۱/۴۰	(۱۶۰,۶۳۹)	۰/۰۰	مدل panel
فرضیه سوم			
مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال	نتیجه
۱/۷۵	(۱۶۰,۶۳۹)	۰/۰۰	مدل panel
فرضیه چهارم			
مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال	نتیجه
۱/۰۱	(۱۶۰,۶۳۹)	۰/۴۵	مدل pooled

همانطوری که دیده می‌شود، با توجه به احتمال بدست آمده در فرضیه‌های فرعی اول و چهارم فرضیه صفر استوار بر برابری عرض از مبدأها در فرضیه ها پذیرفته می‌شود، بنابراین، مدل پولد (تلفیقی) به عنوان

مدل ارجح انتخاب می‌شود و در فرضیه های فرعی دوم و سوم فرضیه صفر استوار بر برابری عرض از مبدأها در فرضیه ها پذیرفته نمی‌شود، بنابراین، مدل پانل (ترکیبی) به عنوان مدل برتر انتخاب می‌شود.

۲.آزمون هاسمن

همانطور که مشاهده می‌شود، نتایج آزمون چاو در مدل مربوط به فرضیه‌های فرعی دوم و سوم، استوار بر انتخاب مدل پانل است. حال می بایست مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون شود. برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. برای انجام آزمون هاسمن، ابتدا می‌بایست مدل اثرات تصادفی را برآورد کنیم.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه اول		
آماره	معنی‌داری P-Value	نتیجه
آزمون هاسمن انجام نمی‌شود		
فرضیه دوم		
آماره	معنی‌داری P-Value	نتیجه
۸۲/۷۸	۰/۰۰	اثرات ثابت
فرضیه سوم		
آماره	معنی‌داری P-Value	نتیجه
۱۱۹/۹۵	۰/۰۰	اثرات ثابت
فرضیه چهارم		
آزمون هاسمن انجام نمی‌شود		

بر اساس نتایج نوشته شده در جدول بالا مشاهده می‌شود که p-value بدست آمده کوچکتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه فرضیه H_1 مبنی بر وجود همبستگی بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی پذیرفته می‌شود. بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود.

نتایج بهترین برازش از آزمون فرضیه ها

هدف از آزمون فرضیه‌ها در این بخش، تعیین معناداری رابطه بین سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از اعلان‌های فصلی سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی تجمعی سهام است. نتایج آزمون فرضیه‌ها با توجه

به وجود ناهمسانی واریانس با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (EGLS) در جداول زیر، مشاهده می‌شود. شایان بیان است که نتیجه یافت شده از آزمون فرضیه سوم و چهارم به دلیل دارا بودن متغیرکنترلی بی معنا بعد از آزمون حذف متغیر اضافی برازش شده است.

۱.نتیجه آزمون فرضیه اول

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه اول

$DCARA_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 SOATAW_{i,t} + \beta_2\ Size_{i,t} + \beta_3\ Age_{i,t} + \beta_4\ MTB_{i,t} + \beta_5\ Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ **متغیر وابسته:** بازده غیرعادی تجمعی در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از اولین اعلان سود سهام (DCARA)			
متغیر مستقل	SOATAW (سرعت بیشتر از حد معمول در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه)	مقدار ضریب	۰/۲۷
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
متغیر کنترلی	Size (اندازه شرکت)	مقدار ضریب	-۰/۰۵
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
	AGE (سن شرکت)	مقدار ضریب	-۰/۱۷
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
	MTB (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری)	مقدار ضریب	۰/۱۲
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
	LEV (اهرم مالی)	مقدار ضریب	-۰/۵۶
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
عرض از مبدا	C	مقدار ضریب	۱/۲۱
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
آماره F		مقدار	۱۰/۵۲
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۳۵
آماره دوربین واتسون			۱/۹۴

جدول بالا بیانگر برازش آزمون فرضیه اول است. در بررسی معنی دار بودن مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر می‌باشد (۰/۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی دار بودن کل مدل تایید می‌شود و از اعتبار بالایی برخوردار است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیانگر آن است که ۳۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی وارد شده در مدل تبیین می‌شود. همچنین مقدار آماره دوربین-واتسن می بایست مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ باشد که در مدل برازش شده ۱/۹۴ است که نشانگر این مطلب است که در جزء اخلال آن خود

همبستگی وجود ندارد. نتایج حاصل از برازش مدل فرضیه اول، بیانگر آن است که بین سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از اولین اعلان سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی تجمعی سهام رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. به این ترتیب که با افزایش یک درصدی در سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از انتشار نخستین پیش بینی اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه، بازده غیرعادی تجمعی سهام ۰/۲۷ درصد افزایش می‌یابد.

۲-آزمون فرضیه دوم

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه دوم

$DCARB_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 SOBTAW_{i,t} + \beta_2\ Size_{i,t} + \beta_3\ Age_{i,t} + \beta_4\ MTB_{i,t} + \beta_5\ Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

متغیر وابسته: بازده غیرعادی تجمعی در دامنه زمانی یک ماه قبل و یکماه بعد از دومین اعلان سود سهام (DCARB)

متغیر مستقل	SOBTAW (سرعت بیشتر از حد معمول در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه)	مقدار ضریب	۰/۳۷
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
متغیر کنترلی	Size (اندازه شرکت)	مقدار ضریب	-۰/۱۷
		سطح معناداری	(۰/۰۲)
	AGE (سن شرکت)	مقدار ضریب	-۲/۷۱
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
	MTB (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری)	مقدار ضریب	۰/۱۷
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
	LEV (اهرم مالی)	مقدار ضریب	-۰/۸۱
		سطح معناداری	(۰/۰۱)
عرض از مبدا	C	مقدار ضریب	۱۰/۲۵
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
آماره F		مقدار	۳/۴۵
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۴۳
آماره دوربین واتسون			۲/۳۲

جدول بالا بیانگر برازش آزمون فرضیه دوم است. در بررسی معنی دار بودن مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر است (۰/۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی دار بودن کل مدل تایید

می‌شود و از اعتبار بالایی برخوردار است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نشانگر آن است که ۴۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی وارد شده در مدل تبیین می‌شود. همچنین مقدار آماره دوربین-واتسن می بایست مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ باشد که در مدل برازش شده ۲/۳۲ است که نشانگر این مطلب است که در جزء اخلال آن خود همبستگی وجود ندارد. نتایج حاصل از برازش مدل فرضیه دوم، نشانگر آن است که بین سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از دومین اعلان سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی تجمعی سهام رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. به این ترتیب که با افزایش یک درصدی در سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از انتشار نخستین پیش بینی اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه، بازده غیرعادی تجمعی سهام ۰/۳۷ درصد افزایش می یابد.

۳-آزمون فرضیه سوم

جدول ۷. نتایج بهترین برازش از آزمون فرضیه سوم

$DCARC_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 SOCTAW_{i,t} + \beta_2\ Size_{i,t} + \beta_3\ Age_{i,t} + \beta_4\ MTB_{i,t} + \beta_5\ Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

متغیر وابسته: بازده غیرعادی تجمعی در دامنه زمانی یک ماه قبل و یکماه بعد از سومین اعلان سود سهام (DCARC)

متغیر مستقل	SOCTAW (سرعت بیشتر از حد معمول معامله‌گران در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه)	مقدار ضریب	۰/۶۱
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
متغیر کنترلی	Size (اندازه شرکت)	مقدار ضریب	–
		سطح معناداری	
	AGE (سن شرکت)	مقدار ضریب	-۳/۲۸
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
	MTB (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری)	مقدار ضریب	۰/۰۷
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
	LEV (اهرم مالی)	مقدار ضریب	–
		سطح معناداری	
عرض از مبدا	C	مقدار ضریب	۸/۹۸
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
آماره F		مقدار	۴/۵۱
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۵۱
آماره دوربین واتسون			۲/۴۲

جدول بالا نشانگر برازش آزمون فرضیه سوم است. در بررسی معنی دار بودن مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر است (۰/۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی دار بودن کل مدل تایید می‌شود و از اعتبار بالایی برخوردار است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نشانگر آن است که ۵۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی وارد شده در مدل تبیین می‌شود. همچنین مقدار آماره دوربین- واتسن می بایست مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ باشد که در مدل برازش شده ۲/۴۲ است که نشانگر این مطلب است که در جزء اخلال آن خود همبستگی وجود ندارد. نتایج حاصل از برازش مدل فرضیه سوم، بیانگر آن است که بین سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از سومین اعلان سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی تجمعی سهام رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین فرضیه سوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. به این ترتیب که با افزایش یک درصدی در سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از انتشار اولین پیش بینی اعلان سود سهام در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه، بازده غیرعادی تجمعی سهام ۰/۶۱ درصد افزایش می یابد.

٤-آزمون فرضیه چهارم

جدول ۸. نتایج بهترین برازش از آزمون فرضیه چهارم

$DCARD_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 SODTAW_{i,t} + \beta_2\ Size_{i,t} + \beta_3\ Age_{i,t} + \beta_4\ MTB_{i,t} + \beta_5\ Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

متغیر وابسته: بازده غیرعادی تجمعی در دامنه زمانی یک ماه قبل و یکماه بعد از چهارمین اعلان سود سهام (DCARD)

متغیر مستقل	SODTAW (سرعت بیشتر از حد معمول معامله‌گران)	مقدار ضریب	۰/۰۱
		سطح معناداری	(۰/۸۴)
متغیر کنترلی	Size (اندازه شرکت)	مقدار ضریب	۰/۰۴
		سطح معناداری	(۰/۰۳)
	AGE (سن شرکت)	مقدار ضریب	۰/۱۳
		سطح معناداری	(۰/۰۱)
	MTB (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری)	مقدار ضریب	-
		سطح معناداری	
	LEV (اهرم مالی)	مقدار ضریب	-۰/۵۰
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
عرض از مبدا	C	مقدار ضریب	-۰/۷۲
		سطح معناداری	(۰/۰۵)
آماره F		مقدار	۶/۲۸
		سطح معناداری	(۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۲۲
آماره دوربین واتسون			۱/۹۴

جدول بالا نشانگر برازش آزمون فرضیه چهارم است. در بررسی معنی دار بودن مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر است (۰/۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی دار بودن کل مدل تایید می‌شود و از اعتبار بالایی برخوردار است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نشانگر آن است که ۲۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی وارد شده در مدل تبیین می‌شود. همچنین مقدار آماره دوربین-واتسن می بایست مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ باشد که در مدل برازش شده ۱/۹۴ است که بیانگر این مطلب است که در جزء اخلال آن خود همبستگی وجود ندارد. نتایج حاصل از برازش مدل فرضیه چهارم ، نشانگر آن است که بین سرعت بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از چهارمین اعلان سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه و بازده غیرعادی تجمعی سهام رابطه معناداری وجود ندارد. بنابراین فرضیه چهارم پذیرفته نمی‌شود.

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش نتایج بررسی اثر سرعت معاملاتی معامله گران در اطراف اعلان های فصلی سود در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه بر بازده غیرعادی تجمعی سهام دال بر آن است که با توجه به وجود سرمایه گذاران ناآگاهی که از وجود عدم تقارن اطلاعاتی در اطراف اعلان های فصلی سود بی خبر هستند و سرمایه گذارانی که آگاه بر وجود عدم تقارن اطلاعاتی در اطراف اعلان های فصلی سود سهام هستند، سرعت معاملاتی معامله گران در اطراف اعلان های فصلی سود در هر یک از سرمایه گذاران متفاوت است، بطوریکه که سرمایه گذاران آگاه در صورت دارا بودن رفتار ریسکی از سرعت معاملاتی خود کاسته و سرمایه گذاران ناآگاه همچنان به سرعت معاملاتی بیش از حد خود ادامه می‌دهند. در این بین سرمایه گذارانی هستند که با علم بر بالا بودن عدم تقارن اطلاعاتی در اطراف اعلان‌های فصلی سود به واسطه رفتار غیرریسکی که از خود نشان می‌دهند، همچنان به سرعت معاملاتی بیش از حد خود ادامه داده و همچون سرمایه‌گذاران ناآگاه منجر به تشدید اثر عدم تقارن اطلاعاتی می‌شوند که به موازات آن بازده غیرعادی تجمعی سهام نیز افزایش می‌یابد. نتایج یافت شده در این پژوهش با نتایج پژوهشگرانی همچون (پاتل، جی ام و ولفسون، ۱۹۸۴؛ لی، ۱۹۹۲؛ فرانسیس و همکاران، ۱۹۹۲) همپوشانی دارد. نتایج یافت شده در این پژوهش نشان می‌دهد که سرعت معاملاتی بیشتر از حد معمول معامله‌گران در دامنه زمانی یک ماه قبل و یک ماه بعد از اعلان‌های فصلی سود در روزهای

سه‌شنبه و چهارشنبه در سه ماهه دوم سال بیشتر از سه ماهه اول و در سه ماهه سوم سال بیشتر از سه ماهه دوم است. با نزدیک شدن به پایان سال مالی و افزایش در سرعت معاملات، عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر می‌شود که منجر به ایجاد بازده غیرعادی می‌شود. در این راستا به به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود در زمان‌های نزدیک به اعلان سود که عدم تقارن اطلاعاتی نیز افزایش می یابد، سرعت معاملاتی خود را کاهش دهند تا با کاهش در هزینه معاملات موجبات کاهش عدم تقارن اطلاعاتی نیز فراهم شود. در این راستا لازم است با وضع محدودیت قانونی برای عدم افشا اطلاعات محرمانه، عدم اجازه معامله و سرمایه‌گذاری برای افراد دارای اطلاعات محرمانه و همچنین افزایش کیفیت اطلاعات عمومی تهیه شده در صورت‌های مالی ضمن کاهش بازدهی غیرعادی، از سرمایه‌گذاران برون سازمانی در مقابل مساله نمایندگی محافظت شود. در چنین شرایطی به تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری نیز پیشنهاد می‌شود با هدف حمایت از حقوق ذینفعان بر ارائه اطلاعات مفید به سرمایه‌گذاران تاکید نموده و از محافظه‌کاری به عنوان ابزاری برای کاهش هزینه‌های نمایندگی وابسته با نامتقارن بودن اطلاعات استفاده کنند.

همچنین برای انجام پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود افزون بر اعلان‌های فصلی سود، تاثیر محرک‌هایی چون عوامل محیطی، مانند شایعه، جریان‌های سیاسی و متغیرهای کلان اقتصادی که بر بازده سهام شرکت‌های بورسی موثر است در نظر گرفته شود که مد نظر قراردادن این موضوع در کنار اعلان‌های فصلی سود در عکس العمل سرمایه‌گذاران نقش بسزایی داشته و نتایج پژوهش را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

منابع

ایمانی، حمیدرضا؛ دستگیر، محسن. (۱۳۹۷). "بررسی تعامل بین کاهش نامتقارن در معاملات خرید و فروش قبل از اعلام سود، بازده بعد از اعلام سود و انتشار اخبار سودآوری آتی با استفاده از سیستم معادلات همزمان"، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تامین مالی*، سال ششم، شماره چهارم، زمستان، صص ۴۳-۵۶.

بدری، احمد؛ شاخی زواره، علیرضا (۱۳۸۹). "نقاط مرجع، قیمت سهام و حجم معاملات: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران".*فصلنامه بورس اوراق بهادار*، شماره۱۲، زمستان، سال سوم، ص‌ص ۱۷۳-۱۵۱.

حمیدی‌زاده، محمد مهدی؛ فرضین، تربتی، بهنام. (۱۳۹۸). "تاثیر شکاف قیمت بازار سهام بر واکنش بازده سهام به سود شرکت‌ها". *پنجمین کنفرانس بین المللی مدیریت و حسابداری*، تهران، موسسه آموزش عالی مهر اروند و مرکز راهکارهای دستیابی به توسعه پایدار.

خردیار، سینا؛ چیرانی، ابراهیم؛ شیرنژاد، لیلا (۱۴۰۰). بررسی رفتار سرمایه‌گذاران در انتخاب سطوح تکنولوژی و قابلیت پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نظریه‌ی قیمت‌گذاری نادرست. فصلنامه بورس و اوراق بهادار، سال چهاردهم، شماره ۵۳، بهار، ص‌ص ۱۴۴-۱۲۵.

داوودی، محمدرضا (۱۴۰۰)، "تحلیل بازده سهام بر اساس مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در مقیاس‌های زمانی مختلف با رهیافت تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران". *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، پیاپی ۵۴، تابستان، ص‌ص ۵-۴۰.

رضایی، فرزین؛ خاتمی، زینب؛ مسعودیان، سید محمدرضا؛ کیانی، سهیلا. (۱۳۹۸). "بررسی رابطه بین فشار جو روانی بازار با بازده غیرعادی سهام و بازده غیرعادی انباشته شده شرکت‌ها". *فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری*، سال سوم، شماره ۱۳، تابستان، صص ۲۴۷-۲۶۲.

صالحی، مهدی؛ موسوی شیری، شیرمحمد؛ ابراهیمی سویزی، محمد. (۱۳۹۳). "محتوای اطلاعاتی سود اعلان شده و پیش‌بینی شده هر سهم در تبیین بازده غیرعادی سهام"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، سال ششم، شماره بیست و یکم، بهار، صص ۱۱۷-۱۴۰.

صدرآرا، مهرداد؛ رضائی پیته نوئی، یاسر؛ محفوظی، غلامرضا (۱۴۰۱). "ارائه مدلی جهت بروز رسانی سیستم‌های نظارتی متناسب با ناهنجاری‌های بازار در بورس اوراق بهادار تهران". *فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران*، پیاپی ۵۸، تابستان.ص‌ص ۱-۲۲.

فروغی، داریوش؛ رهروی دستجردی، علیرضا. (۱۳۹۵). "نابهنجاری بازار و بازده‌های غیرعادی". *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، دوره هشتم، شماره¬ی اول، بهار و تابستان، پیاپی ۷۰/۳، صص ۱۲۷-۱۵۸.

قائمی محمد حسین و جواد معصومی (۱۳۹۱)، "سنجش بازده غیرعادی سهام در شرایط وقفه معاملاتی"، *پژوهش های حسابداری مالی*، سال سوم، شماره سوم، ص ۱۱۳-۱۲۶.

References

Abbasi, E., Dehghan, L., & Pordadash, N. (2016). “Surveying the relation among volume, stock return and return volatility in the Tehran stock exchange: A wavelet analysis”. *The Quarterly Journal of Asset Management and Financing*. 4(4): 99-114. (In Persian).

Badri, Ahmed; Shakhi Zavareh, Alireza (2010). “Reference points, stock prices and volume of transactions: Evidence from Tehran Stock Exchange”. *Stock Exchange Quarterly*, 12(3), pp. 151-173. (In Persian).

Chae, J. (2005). Trading volume, information asymmetry, and timing information. *Journal of Finance*. 60(2): 413–442.

Davoudi, Mohammad Reza (2021), “analysis of stock returns based on the Fama and French five-factor model in different time scales with the wavelet analysis approach in Tehran Stock Exchange”. *Stock Exchange Quarterly*, 54 series, summer, pp. 5-40. (In Persian).

Francis, J, Pagach, D, and Stephan, J, (1992), “The stock market response to earnings announcements released during trading versus nontrading periods”, *Journal of Accounting Research*, Vol 30 No. 2, pp 165-184.

Foroghnejad, H., & Moradi, M. (2014). “An investigation of affecting factors in bid ask spread as a measure for Information asymmetry”. *Journal of Investmet Knowledge*. 3(12):25-40. (In Persian).

Foroughi, Dariush; Rahravi Dastjerdi, Alireza. (2015). “Abnormality of the market and abnormal returns”. *Journal of Shiraz University Accounting Advances*, 8(1), Spring and summer, serial 70/3, pp. 127-158. (In Persian).

Hamidizadeh, Mohammad Mehdi; Farzin, Torbati, Behnam. (2018). “The effect of stock market price gap on the reaction of stock returns to corporate profits”. *The 5th International Conference on Management and Accounting*, Tehran, Mehr Arvand Institute of Higher Education and Center for Sustainable Development Solutions. (In Persian).

Imani, Hamidreza; Dastgir, Mohsen. (2017). “Investigating the interaction between the asymmetric decrease in sales and purchase transactions before the announcement of profit, the return after the announcement of profit and the publication of future profitability news using the system of simultaneous equations”. *Scientific-Research Quarterly of Asset Management and Financing*, 6(4), pp. 43-56. (In Persian).

Kim, S.T., & Stoll, H. R. (2014). “Are trading imbalances indicative of private information?” *Journal of Financial Market*: 151-174.

Kinateder, H., Weber, K., & Wagner, N. (2019). "Revisiting Calendar Anomalies In Brics Countries". *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, 22(2), 213-236.

Plastun, A., Sibande, X., Gupta, R., & Wohar, M. E. (2019). "Rise and fall of calendar anomalies over a century". *The North American Journal of Economics and Finance*, 49, 181-205.

kheradyar , S., Chirani , E., shirnejhad , L (2022). "Studying investor's behavior in selecting technology levels and Stock return predictability by incorrect pricing theory". *Journal of Securities Exchange*. Volume 14, Issue 53 .Spring 2021. 138-159. (In Persian).

Kordestani, GH., & Mosavian, H. (2013). "Competition between informed investors over information and the pricing of information asymmetry". *The Quarterly Journal of Asset Management and Financing.* 1(2):127-144. (In Persian).

Lee, CMC, (1992), "Earnings news and small traders: an intraday analysis", *Journal of Accounting and Economics*, Vol 15, pp 265-302

Levi, S., & Zhang X.-J. (2015). "Asymmetric decrease in liquidity trading before earnings announcements and the announcement return premium". *Journal of Financial Economics*. 118(2): 383-398.

Patell, JM, and Wolfson, MA, (1984), "The intraday speed of adjustment of stock prices to earnings and dividend announcements", *Journal of Financial Economics*, 13, pp 223-252.

Qaemi Mohammad Hossein and Javad Masoumi (2013), "Measuring the abnormal return of stocks in the conditions of a trading break". *Financial Accounting Research*, 3(3), pp. 113-126. (In Persian).

Rezaei, Farzin; Khatami, Zainab; Masoudian, Seyyed Mohammadreza; Kiyani, Sohaila. (2018). "Investigating the relationship between the psychological pressure of the market and the abnormal returns of stocks and the accumulated abnormal returns of companies". *Quarterly journal of new research approaches in management and accounting*, 3(13), pp. 247-262. (In Persian).

Sadrara, Mehrdad; Rezai Pitehnoi, Yasser; Mahfozi, Gholamreza (2022). "Presenting a model for updating the monitoring systems according to market anomalies in Tehran Stock Exchange". *Tehran Stock Exchange Quarterly*, 58 series, Summer. pp. 1-22. (In Persian).

Salehi, Mehdi; Mousavi Shiri, Shir Mohammad; Ebrahimi Swayzi, Mohammad. (2013). "The informational content of announced and predicted profit per share in explaining abnormal stock returns". *Financial Accounting and Audit Research*, 6(21), Spring, pp. 117-140. (In Persian).

Sharmila, R, & Anand, P. (2017). "How do stock prices react to change in dividends?" *International Journal of Applied Research*; 2(5): 384-388.

Silva, Tiago Duarte. Huijing FU, Christipher F.Noe, and K. Ramesh. (2010). "Information Content of Earnings Delay Announcements". *The Texas Christian University and Rice University*.

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 27-46

Experimental Evidence for Explaining Future Cash Flows Using a New Classification of Components of Accruals and Cash Flows Operating[1]

Bahman Talebi[2] , Rasol Abdi[3], Zohreh Hajiha[4], Nader Rezaei[5]

Received: 2022/05/21
Accepted: 2022/10/20

Research Paper

Abstract

Cash flow forecasting is an important component of economic decision-making, especially in the area of investment and validation.The purpose of this study is to investigate the relationship between the components of accruals and future cash flows of listed companies in Tehran Stock Exchange. And seeks to answer the question of Does the categorisation of accruals into working capital accruals, non-current operating accruals, financing accruals components enhance the ability of total accruals – and thus of earnings – to explain future CFO? For this purpose, the data of 137 companies listed in the Tehran Stock Exchange during the period of 2010-2017 were investigated. Empirical evidence suggests that the components of working capital accruals (current operating assets and liabilities) and the component of accruals assets of non-current operating and financing play an important role in explaining future cash flows. In contrast, the liability component of a non-current operating and financial item does not have the ability to predict future cash flows. In this study, it was noticed that accruals of assets compared with debt accrual and variables of operating cash flows compared with accrual components were more predictive for future cash flows.

Key Words: Working Capital Accruals, Non-Current Operating Accruals, Financing Accruals and Future Cash Flows.
JEL Classification: M40, M41.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11330.1522

2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Bonab Branch, Islamic Azad University, Bonab, Iran. (Bahmantalebi2020@gmail.com).
3. Assistant Professor, Department of Accounting, Bonab Branch, Islamic Azad University, Bonab, Iran. (Corresponding Author). (abdi_rasool@yahoo.com)
4. Associate Professor, Department of Accounting, Tehran East Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Drzhajiha@gmail.com)
5. Assistant Professor, Department of Accounting, Bonab Branch, Islamic Azad University, Bonab, Iran. (Naderrezaeimiandoab@gmail.com).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۴۶-۲۷

شواهدی نوین از پیش‌بینی جریان های نقدی آتی با استفاده از طبقه بندی جدیدی از اجزاء اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی [۱]

بهمن طالبی [۲]، رسول عبدی [۳]، زهره حاجیها [۴]، نادر رضایی [۵]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۰۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۱۵

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی ارتباط بین اجزای اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی با جریان های نقدی آتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و به دنبال پاسخ گویی به این پرسش است که آیا طبقه بندی اقلام تعهدی به اجزای (سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری و تامین مالی) و اجزای جریان‌های نقدی عملیاتی، توانایی آنها را در توضیح دهی جریان های نقدی آتی بهبود می بخشد؟ برای این منظور داده‌های ۱۳۷ شرکت بورسی در سالهای ۱۳۹۶-۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفت. شواهد تجربی نشان می‌دهد که اجزای سرمایه در گردش اقلام تعهدی (دارایی ها و بدهی‌های جاری عملیاتی) و جزء دارایی های اقلام تعهدی سرمایه‌گذاری و تامین مالی نقش مهمی را در توضیح دهی جریان‌های نقدی آتی در مقابل جزء بدهی‌های اقلام تعهدی سرمایه‌گذاری و تامین مالی دارند. همچنین نکته چشمگیر در این پژوهش این بود که اقلام تعهدی دارایی ها نسبت به اقلام تعهدی بدهی‌ها و اجزای جریان‌های نقدی عملیاتی نسبت به اجزای اقلام تعهدی، قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی بیشتری را دارند.

واژه های کلیدی: اقلام تعهدی سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری، تامین مالی، جریان‌های نقدی آتی.

طبقه بندی موضوعی: M40 , M41

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11330.1522

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران Bahmantalebi2020@gmail.com

۳. استادیار، گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران(نویسنده مسئول) abdi_rasool@yahoo.com

۴. دانشیار، گروه حسابداری، واحدتهران شرق، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.Drzhajiha@gmail.com

۵. استادیار، گروه حسابداری، واحدبناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران.Drzhajiha@gmail.com

مقدمه

گزارش سود و نیز اجزای سود، هم در سیر پیشرفت تاریخی و هم در گزارشگری مالی همواره مورد توجه بوده است. حسابداران حرفه‌ای، تحلیل‌گران مالی و پژوهشگران دانشگاهی بیشتر با استفاده از اجزای سود فعلی به پیش‌بینی جریان‌های نقدی می‌پردازند. جریان‌های نقدی در بسیاری از تصمیم های مالی، مدل‌های ارزش گذاری اوراق بهادار، روش‌های ارزیابی طرح‌های سرمایه ای و ... نقش محوری دارند. از آنجا که در تئوری‌های اقتصادی، ارزش شرکت استوار بر ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی آن است که در نتیجه پیش‌بینی آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌شود. نتایج پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد اقلام تعهدی دارای توان توضیح‌دهندگی زیادی در خصوص جریان‌های نقدی آتی است و بیشتر پژوهش‌ها تنها بر اقلام تعهدی عملیاتی تکیه کرده و قابلیت اتکای آن را بر پیش‌بینی جریان‌های نقدی بررسی کرده‌اند(بارث و همکاران[1]، ۲۰۰۱). پژوهش‌های کمتری از جمله (بارث و همکاران،۲۰۰۱؛ چنگ و هولی[2]، ۲۰۰۸؛ فرشاد فر و مونم[3]، ۲۰۱۳) ارتباط نسبی کل اقلام تعهدی عملیاتی و اجزای منحصر به فرد اقلام تعهدی عملیاتی (سرمایه در گردش[4]) را در توضیح دهی جریان‌های نقدی آتی بررسی کردند. با این حال ریچارد سون و همکاران[5](۲۰۰۵) نشان دادند که نادیده گرفتن اقلام تعهدی غیر عملیاتی[6] (اقلام تعهدی سرمایه‌گذاری) و اقلام تامین مالی[7] در پژوهش‌های استوار بر تعهد باعث از بین رفتن اطلاعات و نتایج غیرمعقولی در جزء نقدی و هم جزء تعهدی سود می‌شود. آنها در پژوهش‌های بعدی از تعاریف و طبقه‌بندی‌های گسترده از اقلام تعهدی مرتبط با سرمایه‌گذاری و تامین مالی به کار بردند و شواهد بیشتری از سودمندی اقلام تعهدی این نوع طبقه‌بندی را از نظر با اهمیت و به موقع بودن، ارائه دادند(فرشادفر و مونم[8]، ۲۰۱۷).از این رو، بدلیل پیوند اقلام تعهدی با جریان‌های نقدی و اینکه در ارزشگذاری شرکت با اهمیت است در این مطالعه برخلاف پژوهش‌های صورت گرفته قبلی که تنها بر روی قابلیت اتکای کل اقلام تعهدی تمرکز داشتند (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۵؛ اوئی و همکاران[9]،

1. Barth, Cram, and Nelsone
2. Cheng, C. S. A., and D. Hollie
3. Farshadfar, S., and R. Monem
4. working capital accrual
5. Richardson, S., R. Sloan, M. Soliman, and I. Tuna
6. non-current operating accrual
7. financing accruals
8. Farshadfar, S., and R. Monem
9. Oei, R., A. Ramsay, and P. Mather

۲۰۰۸؛ لی و همکاران[1] ۲۰۱۳) بر توانایی اجزاء اقلام تعهدی در توضیح‌دهی جریان‌های نقدی تمرکز کرده و به دنبال پاسخ گویی به این پرسش هستیم که آیا طبقه بندی اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی به اجزای جدید توانایی آنها را در توضیح دهی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی بهبود می‌بخشد؟

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مبانی نظری

ایجما[2]، وجه نقد را شاخصی از پول که توسط واحد تجاری برای یک دوره زمانی خاص دریافت یا پرداخت شده و برای ادامه فعالیت واحد تجاری براساس فرض تداوم فعالیت نیاز است بیان می کند(مولنگا و باتیا[3]،۲۰۱۷). تصمیم گیری افراد بر پایه پیش بینی هایشان استوار است. هرچه این پیش بینی ها دقیق‌تر و بهتر صورت گرفته باشند، منجر به گرفتن تصمیم‌های صحیح‌تری خواهند شد. یکی از معیارهای اساسی در ارزیابی اوراق بهادار یک شرکت، مجموع جریان‌های نقدی آتی آن است، چرا که شاهرگ حیاتی هر واحد اقتصادی وجه نقد است و برقراری توازن بین وجه نقد و نیازهای نقدی آن یکی از عوامل اساسی در تداوم فعالیت واحد اقتصادی محسوب می‌شود. از این رو پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی به شکل صحیح، موضوعی است که همواره از منظر استفاده کنندگان درون سازمانی و برون سازمانی مورد توجه قرار گرفته است(شعری و همکاران، ۴۸:۱۳۸۹). با پیش‌بینی جریان‌های نقدی صورت‌های مالی، استفاده‌کنندگان توانایی ارزیابی نقدینگی، انعطاف پذیری مالی و ریسک را دارند. از دهه ۱۹۸۰، بسیاری از پژوهشگران علاقمند به اطلاعات جریان نقدی بودند. یک بخش از این علایق بر ادعای هیئت استانداردهای حسابداری مالی متمرکز است که بیان می کند اطلاعات مربوط به سود براساس حسابداری تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی از خود جریان‌های نقدی قوی‌تر است و این ادعا بصورت مستقیم و غیرمستقیم توسط پژوهشگران مختلف مورد بحث قرار گرفته است. ادبیات در مورد پیش‌بینی جریان نقدی آتی گسترده و متمرکز بر سه جریان اصلی پژوهش است. نخستین جریان مطالعه بر سودمندی سودهای تعهدی و جریان نقدی

---

1. Lai, C., M. Lu, and Y. Shan
2. Ijeoma
3. Mulenga and Bhatia

عملیاتی در پیش‌بینی قیمت سهام یا بازده سهام متمرکز بود(اسلون[1]، ۱۹۹۶؛ ویشنانی و شاه[2]، ۲۰۰۸؛ شارما، کومارو سینگ[3]، ۲۰۱۲). جریان دوم پژوهش‌ها بر استفاده از اطلاعات جریان نقدی و حسابداری تعهدی در راستای پیش‌بینی ورشکستگی واحد تجاری متمرکز بود(بوریتز، کندی و سان[4]، ۲۰۰۷؛ شیام و راجش[5]، ۲۰۱۳). سومین جریان پژوهش به طور مستقیم به ادعای FASB متمرکز بود (دیچاو، کوتاری و واتز[6]، ۱۹۹۸؛ فینگر[7]، ۱۹۹۴ ؛ کیم و کروز[8]، ۲۰۰۵). (مولنگا و باتیا[9]،۲۰۱۷)برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی، لازم است تمرکز بر برآوردها قرار داده شود و از آنجا که بسیاری از برآوردها در گزارش های مالی افشا نمی شوند، می‌توان بر اقلام تعهدی اتکا کرد زیرا بیشتر آنها استوار بر برآوردها هستند. به همین منظور باید رابطه کیفیت و اجزای اقلام تعهدی را با پیش‌بینی جریان‌های نقدی از لحاظ سودمند بودن این اقلام در پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی بررسی کرد. بررسی رابطه بین اقلام تعهدی و جریان وجوه نقد آتی، موضوع مهمی برای ارزیابی شرکت‌ها نیز به شمار می‌رود(چوی و همکاران[10]، ۲۰۱۵).

اقلام تعهدی به عنوان تفاوت بین سود حسابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی تعریف شده است. مبنای تعهدی به عنوان بخشی از الگوی نهایی حسابداری امروزی، علیرغم بهره مندی از مزایای متعدد دارای مشکلات مهمی نیز هست. مهمترین ایراد وارد بر مبنای تعهدی، عینی نبودن اعداد و ارقام، بخصوص رقم سود در مقایسه با مبنای نقدی است (بادرتسچر و همکاران[11]،۲۰۱۲). اقلام تعهدی سرمایه در گردش از فعالیت‌های عملیاتی شرکت‌ها تشکیل می‌شود و در دوره کمتر از یک سال به وجه نقد تبدیل می‌شود. اقلام تعهدی سرمایه‌گذاری هم با فعالیت‌های عملیاتی شرکت‌ها درپیوند است. با این حال با اقلام تعهدی سرمایه در گردش متفاوت است چراکه آنها شامل مخارج مرتبط با سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت (از قبیل خرید اموال، ماشین آلات و تجهیزات) به جای مخارج وابسته با فعالیت‌های فروش محور است. سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت انتظار می‌رود ظرفیت تولیدی را افزایش دهد و این امر در دوره‌های مختلف آتی همراه با جریان‌های نقدی بالاتر شود. بنابراین اگرچه اقلام تعهدی سرمایه‌گذاری هنوز در پیوند است

1. Sloan,R
2. Vishnani, S., & Shah, K.B.
3. Sharma, A, Kumar, S, & Singh, R
4. Boritz, J., Kennedy, D., & Sun,
5. Shyam, B.B., & Rajesh, I.
6. Dechow, P.M., Kothari, S.P. & Watts, R.L.
7. Finger, C.A.
8. Kim, M., & Kross, W.
9. Mulenga and Bhatia
10. Choi, Han, Hwan and Kang
11. Badertscher, Collins and Lys

ولی ترکیب آنها در توانایی سود در توضیح دهی جریان‌های نقدی آتی ممکن است در فواصل زمانی کوتاه مدت (کمتر از یکسال) نسبت به اقلام تعهدی سرمایه در گردش کمتر قابل مشاهده باشد. در مقایسه با نقش اقلام تعهدی سرمایه در گردش و سرمایه‌گذاری، نقش اقلام تعهدی تامین مالی در توضیح دهی جریان‌های نقدی آتی روشن نیست و این نوع اقلام تعهدی به طور عمده شامل فعالیت‌های در پیوند با جمع آوری سرمایه و بازپرداخت سرمایه‌گذاری است و کاهش این اقلام ممکن است با افزایش و کاهش جریان‌های نقدی آتی همراه شود (فرشاد فر و مونم[1]، ۲۰۱۷). از این رو، مطالعه حاضر با بررسی توانایی اجزاء اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی در توضیح دهی جریان‌های نقدی آتی، می‌تواند شواهد جدیدی را ارائه دهد و به جنبه نوآوری آن می‌توان اشاره کرد.

پیشینه پژوهش

سنان[2](۲۰۱۹)،پژوهشی تحت عنوان «توانایی سود و جریان نقدی در پیش‌بینی جریان نقدی آتی: شواهدی از عربستان سعودی» با بررسی اطلاعات ۴۵شرکت سعودی در دوره ۲۰۰۶الی ۲۰۱۵ نتایج پژوهش مطابق با ادعای هیئت استانداردهای حسابداری مالی (FASB) بدست آمد. به عبارتی اطلاعات مربوط به سود براساس حسابداری تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی از خود جریان‌های نقدی قوی تر است. کوشکنین[3](۲۰۱۸)، با بررسی «تاثیر مدیریت سرمایه در گردش اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی: شواهدی از آمریکای شمالی» طی دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۶ با ۴۷۵۸۹ سال –شرکت نشان داد که مدیریت سرمایه در گردش، تاثیر مثبتی بر قدرت تفسیرپذیری کل مدل‌های تعهدی دارد. به طور کلی، نتایج نشان می‌دهد که نقش اصلی اقلام تعهدی در تعدیل شناخت جریان‌های نقدی وابسته به مدیریت سرمایه در گردش است. فرانک[4](۲۰۱۸)،در پژوهشی تحت عنوان «ارزیابی قابلیت مقایسه ای مبانی حسابداری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی: شواهدی از کشور نیجریه» اطلاعات ۸۰ شرکت در دوره مالی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ نشان داد که اطلاعات(داده‌های) تاریخی سود استوار بر تعهدی، نسبت به داده‌های جریان نقدی عملیاتی در پیش بینی جریان نقدی آتی شرکت‌های نیجریه‌ای قابلیت پیش بینی بهتر و برتری را دارند. نتایج پژوهش فرشاد فر و مونم (۲۰۱۷) تحت عنوان «شواهد آتی از ارتباط بین اقلام تعهدی و جریان های نقدی آتی» ۲۲۶۱ شرکت استرالیایی بین سال های ۱۹۹۲ –۲۰۱۱ نشان می‌دهد که

1. Farshadfar, S., and R. Monem
2. Nabil Ahmed Mareai Senan
3. Koskinen, Elina
4. Ebiaghan Orits Frank

هم اقلام تعهدی سرمایه در گردش و هم اقلام تعهدی سرمایه‌گذاری در تشریح جریان‌های نقدی عملیاتی آتی، اهمیت دارند اما اقلام تعهدی تامین مالی ارتباط معناداری ندارد و همچنین اجزاء تعهدی دارایی ها نسبت به اجزاء تعهدی بدهی ها در توضیح دهی جریان های نقدی عملیاتی آتی با اهمیت‌اند. بارث و همکاران [1] (۲۰۱۶) با بررسی «اقلام تعهدی در رابطه با جریان‌های نقدی آتی به ما چه می گویند» نشان دادند که تقسیم بندی اقلام تعهدی براساس نقش آنها در روند تبدیل شدن به وجه نقد، توانایی آنها را در پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سود های آتی افزایش و ارزش شرکت را توضیح می‌دهند. ملنگا و بهاتیا (۲۰۱۷)با بررسی «ادبیات نقش سودها، جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی» برروی ۴۰ مقاله صورت گرفته در دوره ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۶ نشان دادند که نتایج آنها با یافته های FASB که بیان می کند سود و اجزای آن توانایی بیشتری نسبت به جریان‌های نقدی عملیاتی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی دارد، متناقض است. نتایج پژوهش ایجما(۲۰۱۶)تحت عنوان «ارتباط بین سود و جریان‌های نقدی عملیاتی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی: شواهدی از بانک های نیجریه» ۲۱ بانک نیجریه ای در دوره مالی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ نشان می‌دهد که تنها جریان‌های نقدی عملیاتی توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارد. نتایج پژوهش افاینا [2] (۲۰۱۵)تحت عنوان «حسابداری برمبنای تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی: شواهدی از شرکت‌های نیجریه ای» در دوره مالی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۳ نشان می‌دهد که تنها جریان‌های نقدی عملیاتی توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارد. شوبیتا [3] (۲۰۱۳) به بررسی «قدرت پیش‌بینی اقلام تعهدی و سود در ارتباط با جریان‌های نقد آتی» ۴۱۹ شرکت بین دوره های مالی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱ در کشور اردن پرداخت. یافته ها نشانگر آن است که اقلام تعهدی و سود قدرت پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی را دارند و همچنین سود قدرت پیش‌بینی بیشتری نسبت به اقلام تعهدی دارد.آرندو و همکاران [4](۲۰۱۲)، پژوهشی را با عنوان «نقش اقلام تعهدی حسابداری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی» در یک دوره زمانی ۷ساله و اطلاعات ۴۳۹۷ سال –شرکت در کشور اسپانیا انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که اقلام تعهدی حسابداری از توان فزاینده ای در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی دارند. ابابد [5](۲۰۱۱)پژوهشی را با عنوان «اقلام تعهدی و پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی» انجام و یافته ها نشان می‌دهد که سود توانایی پیش‌بینی بیشتری نسبت به جریان‌های نقدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی دارد. همچنین نتایج نشانگر آن است بود که اقلام تعهدی توان بالاتری نسبت به سود برای پیش‌بینی

1. Mary E. Barth Greg Clinch Doron Israeli.
2. Efayena, O
3. Shubita, M
4. Arnedo, L., Lizarraga, F., & Sanchez, S.
5. Ebaid, I

جریان‌های نقدی آتی دارد. یوسفی اصل و همکاران(۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «آنچه اقلام تعهدی در مورد جریان‌های نقدی آتی می گویند» با بررسی اطلاعات ۱۷۹ شرکت بورسی در دوره مالی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ نشان دادند که تفکیک اقلام تعهدی بر مبنای نقش آن ها در تطبیق جریان‌های نقدی و عوامل اقتصادی، قدرت تشریح‌کنندگی مدل‌های پیش‌بینی سود، جریان نقدی و ارزش گذاری را افزایش می‌دهد و همچنین نتایج تحلیل مدل‌ها نشان می‌دهد که هر رقم حسابداری در پیش‌بینی سود، جریان نقدی و ارزش گذاری دارای محتوای اطلاعاتی متفاوتی است. عطار و گرگز (۱۳۹۳)، به بررسی «نقش اقلام تعهدی حسابداری در پیش‌بینی جریان وجوه نقد عملیاتی آتی» پرداختند و اطلاعات ۷۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۹ بررسی و نتایج آنها نشان می‌دهد که با افزودن اقلام تعهدی حسابداری به مدل جریان‌های نقدی جاری، قدرت پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی افزایش یافته و همچنین قدرت توضیحی اقلام تعهدی حسابداری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی، در شرایط وجود دستکاری اقلام حسابداری کاهش می‌یابد. آقایی و همکاران(۱۳۹۳)، به بررسی «تحلیلی تأثیر تفکیک جریان های نقد عملیاتی و اقلام تعهدی بر توانایی پیش بینی جریان های نقدی و سودهای آتی» بر روی ۵۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱ پرداختند و نتایج نشان می‌دهد که، توانایی جریان‌های نقدی عادی از جریان‌های نقدی غیرعادی در پیش بینی جریان‌های نقدی و سود آتی بیشتر است و توانایی اقلام تعهدی عادی از اقلام تعهدی غیرعادی در پیش بینی جریان‌های نقدی آتی کمتر و در پیش بینی سود آتی بیشتر است. پیکرنگار قلعه رودخانی و احمدپور (۱۳۹۳) با عنوان بررسی و تبیین رابطه بین اجزاء کیفیت اقلام تعهدی و همزمانی قیمت نشان دادند که اجزای غیر اختیاری اقلام تعهدی با همزمانی قیمت رابطه معنی‌دار مستقیم وجود ندارد، درمقابل اجزای اختیاری اقلام تعهدی با همزمانی قیمت رابطه معنی‌دار مستقیم وجود دارد. شعری و همکاران (۱۳۸۹)، به بررسی توان اقلام تعهدی در پیش بینی جریان‌های نقدی آتی بر روی داده‌های ۱۳۲ شرکت در فاصله زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ پرداختند و نتایج آنها نشان می دهد که اقلام تعهدی از قابلیت پیش بینی اضافی نسبت به جریان های نقدی جاری در پیش بینی جریان های نقدی آتی برخوردارند. همچنین استفاده از اجزا اقلام تعهدی در مقایسه با مجموع اقلام تعهدی منجر به افزایش توان پیش بینی جریان های نقدی آتی نشد، اما سودهای عملیاتی در قیاس با جریان های نقدی عملیاتی پیش بینی کننده بهتری برای جریان های نقدی آتی به شمار می روند. مدرس و محمدی (۱۳۸۸) با بررسی تفکیک جریان‌های نقدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۹، به اجزای اصلی و غیر اصلی نشان داد که این تفکیک، توان مدل‌های پیش‌بینی جریان‌های نقدی را افزایش می‌دهد. هم چنین با

بررسی محتوای اطلاعاتی این اجزا، مشخص شد که اجزای اصلی جریان‌های نقدی نسبت به اجزای غیر اصلی آن دارای محتوای اطلاعاتی فزاینده نیست.

روش پژوهش

این پژوهش، از نظر هدف از نوع کاربردی، از نظر فرایند اجرا از نوع کمی، از نظر منطق اجرا از نوع قیاسی، از نظر زمان انجام از نوع طولی- گذشته نگر و از نظر روش گردآوری داده‌ها از نوع تحلیلی- تجربی- همبستگی است. برای جمع آوری اطلاعات مورد نیاز از روش کتابخانه‌ای (آرشیو بورس) بهره برداری شده و برای تحلیل‌های آماری از آنها استفاده شده است. برای آزمون فرضیه ها از نرم افزار Eviews9 استفاده شده است.

فرضیه های پژوهش

هدف پژوهش حاضر بررسی توانایی اجزای اقلام تعهدی و جریان های نقدی عملیاتی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. پیش بینی جریان های نقدی و تغییرات آن به عنوان یک رویداد اقتصادی، از دیرباز مورد توجه پژوهشگران، سرمایه گذاران، مدیران، تحلیل گران مالی و اعتباردهندگان بوده است. این توجه ناشی از استفاده از جریان های نقد در مدل‌های ارزشیابی سهام، ارزیابی توان پرداخت (سود سهام، بهره و سایر تعهدات)، ارزیابی ریسک، ارزیابی عملکرد واحد اقتصادی و مباشرت مدیریت، ارزیابی چگونگی انتخاب روش‌های حسابداری توسط مدیریت و استفاده از جریان‌های نقدی برای گرفتن تصمیم‌های سودمند و در پیوند با مدل‌های تصمیم گیری است. حال اگر بتوان جریان های نقدی را به شیوه مناسبی پیش‌بینی کرد، بخش درخور توجهی از نیازهای اطلاعاتی در پیوند با جریان‌های نقدی تأمین خواهد شد. از این رو، به دنبال پاسخ گویی به این پرسش هستیم که آیا طبقه بندی اقلام تعهدی و جریان های نقدی عملیاتی توانایی آنها را در توضیح دهی جریان های نقدی آتی بهبود می‌بخشند؟ با توجه به مبانی نظری و پژوهش‌های مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می شوند:

فرضیه اول: اجزای اقلام تعهدی(سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری و تامین مالی)، توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارند.

فرضیه دوم: اجزای جریان‌های نقدی عملیاتی (حاصل از فروش‌ها و ارائه خدمات، حاصل از سایر درآمدها، مصرف شده بابت خریدها و ارائه خدمات و مصرف شده بابت هزینه ها)، توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارند.

جامعه و نمونه آماری

تمام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، جامعه آماری این پژوهش در نظر گرفته شده است. به منظـور انتخاب نمونه از بین شرکت‌های عضو جامعه آماری، شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر بودند برای بررسی انتخاب شـدند و در ادامه، به جمع آوری و آزمون داده‌های این شرکت ها در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ پرداخته شد.

۱. شرکت‌های نمونه از ابتدای سال ۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۲. صورت‌های مالی و سایر داده‌های مورد نیاز آن ها از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ در دسترس باشد.
۳. به دلیل قابلیت مقایسه، شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن ها منتهی به ۲۹ اسفند نبود از جامعه آماری پژوهش کنار گذاشته شدند.
۴. شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه گری‌های مالی- به دلیل ماهیت متفاوت عملیات آنها حذف شدند.

در نهایت با توجه به شرایط اشاره شده در بالا، از مجموع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۱۳۷شرکت و یا رویهمرفته ۹۵۹ سال - شرکت به عنوان نمونه در این پژوهش استفاده شد.

متغیر ها و مدل پژوهش

در این پژوهش با استفاده از مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش، از متغیرها و مدل‌های تعهدی برگرفته از پژوهش‌های پنگ (۲۰۱۵)؛ فرشاد فر و مونم (۲۰۱۷) و لارسون و همکاران (۲۰۱۸) برای بررسی ارتباط اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی با جریان های نقدی آتی استفاده شد که متغیر وابسته، جریان های نقدی آتی و متغیرهای مستقل بقیه متغیرهای ارائه شده در جدول ۱ است و مدل نهایی پژوهش بشرح زیر در رابطه (۱) ارائه شده است.

$$CF_{it+j} = \gamma_0 + \gamma_1 CF\_Cerr_t + \gamma_2 CF\_Cpaid_t + \gamma_3 CF\_NCerr_t + \gamma_4 CF\_NCpaid_t + \gamma_5 \Delta COA_{it} + \gamma_6 \Delta COL_{it} + \gamma_7 \Delta NCOA_{it} + \gamma_8 \Delta NCOL_{it} + \gamma_9 \Delta FINA_{it} + \gamma_{10} \Delta FINL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$CF_{it+j} = CFO_{it} + TAC_{it}$$

$$TACi,t = \Delta WCit + \Delta NCOit + \Delta FINit$$

$$CFO\ it = CF\_Cerr_t + CF\_Cpaid_t + CF\_NCerr_t + CF\_NCpaid_t$$

جدول ۱. متغیرهای پژوهش، تعاریف عملیاتی و نحوه اندازه گیری آنها

متغیر	نماد	نحوه اندازه گیری
جریان های نقدی آتی	CF_{it+j}	متغیر درون زا و خروجی (خالص جریان‌های نقدی عملیاتی سال آتی)
کل اقلام تعهدی	TAC_{it}	اقلام تعهدی (سرمایه در گردش+سرمایه گذاری+ تامین مالی)
تغییرات اقلام تعهدی سرمایه در گردش	ΔWC_{it}	تفاوت اقلام تعهدی سرمایه در گردش سال (جاری- گذشته)
تغییرات اقلام تعهدی غیرجاری عملیاتی	ΔNCO_{it}	تفاوت اقلام تعهدی غیرجاری عملیاتی سال (جاری- گذشته)
تغییرات اقلام تعهدی تامین مالی	ΔFIN_{it}	تفاوت اقلام تعهدی تامین مالی سال (جاری- گذشته)
جریان های نقدی عملیاتی	CFO_{it}	خالص جریان‌های نقدی عملیاتی ارائه شده در صورت جریان وجوه نقد
تغییرات در اقلام تعهدی دارایی های جاری عملیاتی	ΔCOA_{it}	تغییرات (دارایی های جاری- وجه نقد- سرمایه گذاری های جاری) در طول سال
تغییرات در اقلام تعهدی بدهی های جاری عملیاتی	ΔCOL_{it}	تغییرات (کل بدهی‌های جاری- تسهیلات مالی کوتاه مدت) در طول سال
تغییرات در اقلام تعهدی دارایی های غیرجاری عملیاتی یا سرمایه گذاری	$\Delta NCOA_{it}$	تغییرات (کل دارایی های غیرجاری - سرمایه گذاری های بلندمدت) در طول سال
تغییرات در اقلام تعهدی بدهی های غیرجاری عملیاتی یا سرمایه گذاری	$\Delta NCOL_{it}$	تغییرات (کل بدهی‌های غیرجاری- تسهیلات مالی بلندمدت) در طول سال
تغییرات در اقلام تعهدی تامین مالی دارایی ها	$\Delta FINA_{it}$	تغییرات سرمایه گذاری های(جاری+بلندمدت) در طول سال
تغییرات در اقلام تعهدی تامین مالی بدهی ها	$\Delta FINL_{it}$	تغییرات تسهیلات دریافتی (کوتاه +بلندمدت) در طول سال
جریان های نقدی حاصل از فروش کالاها و ارائه خدمات	$\frac{CF}{Cerr_{it}}$	جریان‌های نقدی دریافتی از مشتریان(فروش خالص- افزایش /+ کاهش خالص حساب های دریافتی+افزایش/- کاهش پیش دریافت فروش- هزینه مطالبات سوخت شده)
جریان های نقدی پرداختی بابت خرید کالاها و خدمات	$\frac{CF}{Cpaid_{it}}$	جریان‌های نقدی پرداختی بابت خریدها (خرید خالص+افزایش/- کاهش موجودی کالا- افزایش /+ کاهش خالص حساب های پرداختی+ افزایش/- کاهش پیش پرداخت کالا)
سایر جریان های نقدی حاصل شده (بجز فروش کالاها و ارائه خدمات)	$\frac{CF}{NCerr_{it}}$	(درآمد های مربوطه - افزایش/+ کاهش درآمد های دریافتی مربوطه + افزایش/- کاهش پیش دریافت درآمد مربوطه)
سایر جریان های پرداخت شده (بجز خرید کالاها و خدمات)	$\frac{CF}{NCpaid_{it}}$	جریان‌های نقدی پرداختی بابت هزینه ها (کلیه اقلام هزینه به استثناء هزینه های غیر نقدی، بهره و مالیات- افزایش/+ کاهش هزینه های پرداختی)

منبع: پنگ (۲۰۱۵)، استاندارد شماره ۲حسابداری ایران؛ فرشاد فر و مونم(۲۰۱۷) و لارسون و همکاران(۲۰۱۸)

یافته های آماری پژوهش

در پژوهش حاضر به منظور توصیف داده‌ها از شاخص‌های آمار توصیفی، برای بررسی نرمال بودن داده‌ها از آزمون آماره جارک- برا، برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش از آزمون مانای

لوین، لین و چو، برای انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی از آزمون F لیمر، برای بررسی تعیین کننده نوع رگرسیون از آزمون هاسمن و در نهایت برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آزمون رگرسیون چندمتغیره با نوع داده‌های ترکیبی بهره گیری شده است که در ادامه به خلاصه ای از نتایج اشاره می شود.

جدول ۲. نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر/ شاخص آماری	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
جریان های نقدی آتی	۰,۱۶۹	۰,۱۳۸	-۱,۰۰۷	۱,۳۵۶	۰,۲۰۶
جریان های نقدی عملیاتی	۰,۱۴۳	۰,۱۲۳	-۰,۷۲۳	۱,۱۴۷	۰,۱۶۵
تغییرات اقلام تعهدی دارایی های جاری عملیاتی	۰,۱۱۰	۰,۰۸۱	-۰,۵۰۶	۱,۷۱۳	۰,۱۸۹
تغییرات اقلام تعهدی بدهی های جاری عملیاتی	۰,۰۶۲۱	۰,۰۴۶	-۰,۹۲۳	۲,۰۹۴	۰,۱۶۷
تغییرات اقلام تعهدی دارایی های غیرجاری عملیاتی یا سرمایه‌گذاری	۰,۰۳۸	۰,۰۰۳	-۰,۹۴۶	۲,۳۳۳	۰,۱۷۹
تغییرات اقلام تعهدی بدهی های غیرجاری عملیاتی یا سرمایه‌گذاری	۰,۱۰۵	۰,۰۸۱	-۰,۹۲۲	۲,۱۷۷	۰,۲۱۲
تغییرات اقلام تعهدی تامین مالی دارایی ها	۰,۰۱۵	۰,۰۰۰	-۰,۲۷۷	۰,۷۸۳	۰,۰۷۵
تغییرات اقلام تعهدی تامین مالی بدهی ها	۰,۰۳۷	۰,۰۱۴	-۰,۳۸۰	۱,۴۲۵	۰,۱۲۳
جریان های نقدی حاصل از فروش کالاها و ارائه خدمات	۱,۰۷۰	۰۸۶۷	۰,۰۰۰	۱۱,۰۱۷	۰,۸۵۸
جریان های نقدی پرداختی بابت خرید کالاها و خدمات	۰,۹۹۲	۰,۷۷۶	۰,۰۰۲	۱۰,۳۳۶	۰,۸۶۰
سایر جریان های نقدی حاصل شده (بجز فروش کالاها و ارائه خدمات)	۰,۱۱۷	۰,۰۵۷	۰,۰۰۰	۱,۸۱۲	۰,۱۷۰
سایر جریان های پرداخت شده (بجز خرید کالاها و خدمات)	۰,۰۴۸	۰,۰۳۴	۰,۰۰۱	۰,۶۲۲	۰,۰۴۸
تعداد مشاهدات	۹۵۹	۹۵۹	۹۵۹	۹۵۹	۹۵۹
منبع: یافته های پژوهش					

آماره‌های توصیفی (شاخص‌های گرایش مرکزی و پراکندگی) متغیرهای پژوهش در جدول ۲ ارائه شده است. اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. شاخص میانگین تمام متغیرها مثبت بوده و بیشترین آن برای اقلام تعهدی بدهی‌های جاری عملیاتی با ۰,۶۲۱ است که بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند.به

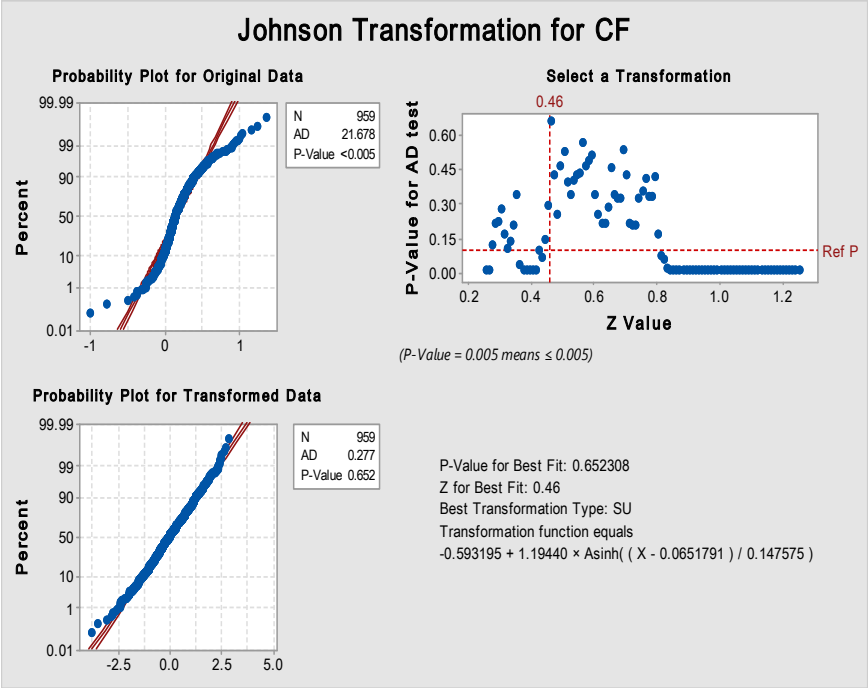
طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از مهم ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر اقلام تعهدی بدهی‌های غیرجاری عملیاتی(DNCOL) برابر با (۲۱۲/.) و برای متغیر اقلام تعهدی تامین مالی دارایی ها (DFINA) برابر با (۰۷۵/.) است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش، این دو متغیر به ترتیب دارای کمترین و بیشترین میزان پراکندگی هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون های نرمال بودن و پایایی متغیر وابسته پژوهش و آزمون F لیمر و هاسمن مدل

متغیر / آزمون	آزمون جاک برا		آزمون لوین، لین و چو		نتیجه
	مقدار	احتمال	مقدار	احتمال	
CF	۱۳۶۹٫۶	۰٫۰۰۰	-۲۰٫۱	۰٫۰۰۰	نرمال - پایا
مدل / آزمون	آزمون اف لیمر		آزمون هاسمن		روش برازش مدل
	مقدار	احتمال	مقدار	احتمال	
اول	۱٫۸۱۶	۰٫۰۰۰	۲۲۲٫۱۸	۰٫۰۰۰	اثرات ثابت panel -(FE)
منبع: یافته های پژوهش					

از آنجائی که احتمال آماره جارک- برا در جدول ۳ برای متغیر وابسته، جریان‌های نقدی آتی عملیاتی(CF)کوچکتر از سطح خطای ۵ درصد است، در نتیجه فرض صفر مبنی بر نرمال بودن متغیر یادشده، رد می‌شود. یعنی داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. اگر نمونه به اندازهٔ کافی بزرگ باشد (بسیاری از منابع تعداد سی مشاهده و بیشتر را بزرگ دانسته‌اند)، حتی اگر توزیع جملات اخلال مدل برآورد شده نرمال نباشند، باز هم ضرایب برآورد شده دارای حداقل واریانس بوده، کارا هستند و برای آزمون فرضیه های پژوهش می‌توان به آن ها اتکا کرد(بادآور نهندی و همکاران،۱۳۹۷). بنابراین با استناد به این موضوع و با توجه به حجم نمونهٔ زیاد این پژوهش، فرض بر این است که متغیر وابستهٔ پژوهش از تابع توزیع نرمال پیروی می کنند. در نتیجه برای نرمال سازی متغیر یادشده از تبدیل جانسون استفاده می‌شود، که نتایج آن در شکل (۱) ارائه شده است همان گونه که نتایج نشان می‌دهد احتمال داده‌های اولیه

متغیر جریان‌های نقدی آتی عملیاتی(CF)بیشتر از سطح خطای ۵ درصد (بعبارتی ۰,۶۵۲) است که نرمال بودن متغیر یادشده را نشان می‌دهد. نتایج جدول ۳، نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری آزمون لوین، لین و چو برای متغیر وابسته پژوهش کمتر از ۵ درصد است که نشانگر پایا بودن متغیر پژوهش است. بنابراین نتایج در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد متغیر وابسته برای داده‌ها، پایا بوده و ریشهٔ واحدی ندارد و همچنین براساس نتایج جدول (۳) سطح معناداری اف لیمر در مدل پژوهش کمتر از ۵ درصد است، از این رو آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون خواهد بود با توجه به نتایج آزمون هاسمن در مدل‌هایی کمتر از ۵ درصد است از روش پانل دیتا- اثرات ثابت و در موارد بیشتر از ۵ درصد از روش پانل دیتا- اثرات تصادفی باید استفاده کرد. که نتایج آزمون ها نشانگر روش اثرات ثابت –پانلی است.



شکل ۱. آزمون نرما ل سازی (تبدیل جانسون)

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آزمون رگرسیون چندمتغیره با نوع داده‌های ترکیبی (پانلی) بهره‌گیری شده است. که نتیجه این آزمون کلی به شرح جدول ۴ است.

جدول ۴. نتایج آزمون رگرسیون

$$CF_{it+j} = \gamma_0 + \gamma_1 CF - Cerr_t + \gamma_2 CF - Cpaid_t + \gamma_3 CF - NCerr_t + \gamma_4 CF - NCpaid_t + \gamma_5 \Delta COA_{it} + \gamma_6 \Delta COL_{it} + \gamma_7 \Delta NCOA_{it} + \gamma_8 \Delta NCOL_{it} + \gamma_9 \Delta FINA_{it} + \gamma_{10} \Delta FINL_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	۵۰۲۶۴۶.۹	۷۶۵۵۸.۴۳	۶.۵۶۵	۰.۰۰۰۰
جریان های نقدی حاصل از فروش کالاها و ارائه خدمات	۰.۱۳۳	۰.۰۵۱	۲.۶۰۵	۰.۰۰۹۳
جریان های نقدی پرداختی بابت خرید کالاها و خدمات	-۰.۱۱۸	۰.۰۴۷	-۲.۴۷۷	۰.۰۱۳۴
سایر جریان های نقدی حاصل شده (بجز فروش کالاها و ارائه خدمات)	۰.۲۷۱	۰.۰۶۳	۴.۲۸۵	۰.۰۰۰۰
سایر جریان های پرداخت شده (بجز خرید کالاها و خدمات)	-۰.۰۱۹	۰.۲۱۷	-۰.۰۸۷	۰.۰۳۰۲
تغییرات اقلام تعهدی دارایی های جاری عملیاتی	۰.۲۵۷	۰.۰۴۱	۶.۲۳۷	۰.۰۰۰۰
تغییرات اقلام تعهدی بدهی های جاری عملیاتی	-۰.۱۲۷	۰.۰۳۴	-۳.۶۵۱	۰.۰۰۰۳
تغییرات اقلام تعهدی دارایی های غیرجاری عملیاتی	۰.۰۳۴	۰.۰۲۵	۱.۳۷۸	۰.۰۰۸۵
تغییرات اقلام تعهدی بدهی های غیرجاری عملیاتی	۰.۰۲۶	۰.۰۲۵	۱.۰۵۲	۰.۲۹۲۷
تغییرات اقلام تعهدی تامین مالی دارایی ها	۰.۱۴۸	۰.۰۶۲	۲.۳۷۳	۰.۰۱۷۸
تغییرات اقلام تعهدی تامین مالی بدهی ها	۰.۰۰۷	۰.۰۵۰	۰.۱۵۷	۰.۰۷۴۶
ضریب تعیین	۰,۷۳۴	آماره F		۱۵,۳۵
آماره دوربین واتسون	۲,۱۱	احتمال آماره F		۰,۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰,۶۸۶			

منبع: یافته های پژوهش

فرضیه اول: اجزای اقلام تعهدی(سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری و تامین مالی)، توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارند.

همانگونه که نتایج برآورد مدل پژوهش در جدول ۴ نشان می‌دهد، سطح معناداری محاسبه شده برای دو متغیر اقلام تعهدی سرمایه در گردش، یعنی اقلام تعهدی دارایی‌های جاری عملیاتی(COA) و بدهی‌های جاری عملیاتی(COL)، کوچکتر از سطح خطای ۵درصد و ضریب برآوردی برای هر

دو متغیر به ترتیب مثبت و منفی است، در نتیجه می‌توان اظهار داشت که اقلام تعهدی دارایی‌ها و بدهی‌های جاری عملیاتی ارتباط معنی‌دار (مستقیم و معکوس) با جریان‌های نقدی آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارند، یعنی هر دو متغیر توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارند. همچنین سطح معناداری محاسبه شده برای دو متغیر اقلام تعهدی سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که برای متغیر اقلام تعهدی دارایی‌های غیرجاری عملیاتی(NCOA)، ۰,۰۰۸۵ کوچکتر از سطح خطای ۵درصد و ضریب برآوردی مثبت و برای متغیر اقلام تعهدی بدهی‌های غیرجاری عملیاتی(NCOL)، ۰,۲۹۲۷ بزرگتر از سطح خطای ۵درصد و ضریب برآوردی مثبت است، در نتیجه می‌توان اظهار داشت که اقلام تعهدی دارایی‌های غیرجاری عملیاتی تأثیر مستقیم و معنی‌دار بر جریان‌های نقدی آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد، یعنی توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارد. در مقابل اقلام تعهدی بدهی‌های غیرجاری عملیاتی توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را ندارد. سرانجام سطح معناداری محاسبه شده برای دو متغیر اقلام تعهدی تامین مالی نشان می‌دهد که برای متغیر اقلام تعهدی تامین مالی دارایی ها(FINA)، ۰,۰۱۷ کوچکتر از سطح خطای ۵درصد و برای متغیراقلام تعهدی تامین مالی بدهی‌ها (FINL)، ۰,۰۷۴ بزرگتر از سطح خطای ۵درصد و ضریب برآوردی مثبت است، در نتیجه می‌توان اظهار داشت که متغیراقلام تعهدی تامین مالی دارایی ها تأثیر مستقیم و معنی‌دار بر جریان‌های نقدی آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد، یعنی توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارد. در مقابل اقلام تعهدی تامین مالی بدهی‌ها توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را ندارد. همچنین با توجه نتایج برآورد مدل، ضریب تعیین تعدیل شده ۶۸,۶ درصدی که نشان از توضیح دهندگی جریان‌های نقدی آتی دارد، می‌توان گفت که ۶۸,۶ درصد تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل یاشده قابل تبیین است و از آنجائی که آماره دوربین- واتسون این مدل نزدیک به ۲ است (۲/۱۱)، می‌توان گفت که بین متغیرها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. افزون بر آن نتایج گفته شده در جدول ۴ نشان می‌دهد که سطح معناداری آزمون F کوچکتر از ۵ درصد است و از آنجائی که آماره F اعتبار کلی مدل را نشان می‌دهد در نتیجه می‌توان گفت این مدل با احتمال ۹۵٪ معنی‌دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است. با این اوصاف فرضیه اول پژوهش پذیرفته می‌شود.

فرضیه دوم: اجزای جریان‌های نقدی عملیاتی (حاصل از فروش‌ها و ارائه خدمات، حاصل از سایر درآمدها و مصرف شده بابت خریدها و ارائه خدمات و مصرف شده بابت هزینه‌ها)، توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارند.

همانگونه که نتایج برآورد مدل پژوهش مندرج در جدول ۴ نشان می‌دهد، سطح معناداری محاسبه شده برای هر چهار متغیر مستقل، یعنی جریان‌های نقدی عملیاتی حاصل از فروش کالاها و ارائه خدمات(CF-Cerr)، حاصل از سایر درآمدها (CF-NCerr)، مصرف شده بابت خریدها(CF-Cpaid)، مصرف شده بابت هزینه ها(CF-NCpaid)،کوچکتر از سطح خطای ۵درصد و ضریب برآوردی دو متغیر مثبت و دو متغیر منفی است، در نتیجه می‌توان اظهار داشت که جریان‌های نقدی عملیاتی حاصل از فروش کالاها و ارائه خدمات(CF-Cerr) و حاصل از سایر درآمدها (CF-NCerr) تأثیر مستقیم و معنی‌دار بر جریان‌های نقدی آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارند و متغیر جریان‌های نقدی عملیاتی مصرف شده بابت خریدها(CF-Cpaid) و مصرف شده بابت هزینه ها(CF-NCpaid)تأثیر معکوس و معنی‌دار بر جریان‌های نقدی آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. به عبارتی هر چهار متغیر اجزای جریان‌های نقدی عملیاتی (جریان‌های نقدی عملیاتی حاصل از فروش کالاها و ارائه خدمات(CF-Cerr)، حاصل از سایر درآمدها (CF-NCerr)، مصرف شده بابت خریدها(CF-Cpaid)، مصرف شده بابت هزینه ها(CF-NCpaid) قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارند. با این اوصاف فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می‌شود.

نتیجه گیری و پیشنهادها

پیش‌بینی جریان‌های نقدی می‌تواند اثر چشمگیری بر تخصیص بهینه منابع اقتصادی و در نتیجه افزایش کارایی و رقابت پذیری اقتصادی داشته باشد. از طرفی پیش‌بینی جریان‌های نقدی و تغییرات آن به عنوان رویدادی اقتصادی، از دیر باز مورد علاقه سرمایه‌گذاران، مدیران، تحلیل‌گران مالی، اعتبار دهندگان و پژوهشگران بوده است. حال اگر بتوان جریان‌های نقدی را به شیوه مناسبی پیش‌بینی کرد، بخش چشمگیری از نیازهای اطلاعاتی در پیوند با جریان‌های نقدی تامین خواهد شد. در این پژوهش، نقش اجزای اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی حسابداری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده از این پژوهش در رابطه با فرضیه اول نشان می‌دهد که اجزای اقلام تعهدی سرمایه در گردش(دارایی‌ها و بدهی‌های جاری عملیاتی)، توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارد. این نتایج همسو با نتایج فرشاد فر و مونم(۲۰۱۷) است و از اجزای اقلام تعهدی سرمایه‌گذاری، جزء دارایی های غیرجاری عملیاتی، توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارد این نتایج با نتایج پژوهش فرشاد فر و مونم(۲۰۱۷) همسو و در مقابل جزء بدهی‌های غیرجاری عملیاتی، توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را ندارد. این نتایج با نتایج فرشاد فر و مونم(۲۰۱۷) ناسازگار

است و همچنین از اجزای اقلام تعهدی تامین مالی، جزء دارایی های اقلام تعهدی تامین مالی، توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارد این نتایج با نتایج پژوهش فرشادفر و مونم(۲۰۱۷) ناسازگار و در مقابل جزء بدهی‌های اقلام تعهدی تامین مالی، توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را ندارد. این نتایج با نتایج فرشاد فر و مونم(۲۰۱۷) ناسازگار باشد و در رابطه با کل اقلام تعهدی، نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های (شوبیتا، ۲۰۱۳؛ آرند و همکاران، ۲۰۱۲؛ ابايد، ۲۰۱۱؛ شعری و همکاران، ۱۳۸۹) همسو است. نکته چشمگیر در این پژوهش این است که اقلام تعهدی دارایی ها نسبت به اقلام تعهدی بدهی‌ها قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی بیشتری را دارد. این نتایج با نتایج پژوهش فرشاد فر و مونم(۲۰۱۷) همسو است و همچنین نتایج بدست آمده از این پژوهش در رابطه با فرضیه دوم نشان می‌دهد که اجزای جریان‌های نقدی عملیاتی(حاصل از فروش‌ها و ارائه خدمات، حاصل از سایر درآمدها، مصرف شده بابت خریدها و ارائه خدمات و مصرف شده بابت هزینه ها) توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی آتی را دارند. این نتایج همسو با نتایج پژوهش(پنگ، ۲۰۱۵) است و در حالت کلی نتایج این پژوهش در رابطه با جریان‌های نقدی عملیاتی با نتایج پژوهش‌های(آفاینا، ۲۰۱۵ ؛ ایجما، ۲۰۱۶؛ آقایی و همکاران، ۱۳۹۳) همسو است. براساس نتایج بدست آمده از فرضیه های این پژوهش می‌توان بیان کرد که تفکیک اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی توانایی آنها را در توضیح دهی جریان های نقدی آتی افزایش و بهبود می بخشد. به طور خلاصه، این پژوهش دانش ما را در سودمندی اقلام تعهدی در توضیح دهی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی افزایش داد. نتایج این پژوهش با دیدگاه های IASB و FASB پشتیبانی می‌شود و نشان می‌دهد که طبقه بندی دارایی ها و بدهی‌ها بر اساس فعالیت‌های عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تامین مالی، اطلاعات سودمندی را از صورت‌های مالی در مورد جریان‌های نقدی عملیاتی آتی ارائه می‌دهد. از این رو پیشنهاد می شود سرمایه گذاران، تحلیلگران مالی و سایر استفاده کنندگان صورت‌های مالی در پیش بینی‌های خود توجه بیشتری به این طبقه بندی اقلام تعهدی داشته باشند تا بتوانند تصمیمات منطقی‌تری بگیرند و در رابطه با پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود، پژوهشی تحت همین عنوان با رویکردهای جدید داده کاوی (الگوهای هوش مصنوعی) بررسی و نتایج آن با رویکردهای رگرسیونی مقایسه شود. با توجه به متغیرهای جدیدی که در این پژوهش معرفی شده است و این که تا به امروز با بیشتر این متغیر ها پژوهشی در ایران صورت نگرفته است پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های تحت همین عنوان همراه با پیش‌بینی سود های آتی و کیفیت سود انجام شود و سرانجام توان اجزای اقلام تعهدی سود در پیش‌بینی اجزای تفکیک شده جریان‌های نقدی آتی(جریان نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تامین مالی) مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

آقایی، محمدعلی؛ سپاسی، سحر؛ کاظم پور، مرتضی. (۱۳۹۳). بررسی تحلیلی تأثیر تفکیک جریان‌های نقد عملیاتی و اقلام تعهدی بر توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سودهای آتی. *فصلنامهٔ راهبرد مدیریت مالی*، ۴،صص ۸۹-۷۵.

بادآور نهندی، یونس؛ پاک مرام، عسگر؛ قادری، قدرت. (۱۳۹۷). تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر تعامل بین هزینه های نمایندگی و سرعت تعدیل قیمت سهام. *مجله پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز*، ۱۰(۲) ، صص ۶۰-۳۱.

پیکرنگار قلعه رودخانی، صدیقه؛ احمدپور، احمد. (۱۳۹۳). بررسی و تبیین رابطه بین اجزاء کیفیت اقلام تعهدی و همزمانی قیمت، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۷(۲۷)، صص۱۳۷-۱۵۱.

شعری، صابر؛ حساس یگانه، یحیی؛ میرزا گل، فاطمه. (۱۳۸۹). توان اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، *مجله مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۲۶،صص ۷۰-۴۷.

عطار، جعفر؛ منصور، گرگز. (۱۳۹۶). نقش اقلام تعهدی حسابداری در پیش‌بینی جریان وجوه نقد عملیاتی آتی، *اولین کنفرانس ملی جایگاه مدیریت و حسابداری در دنیای نوین کسب و کار، اقتصاد و فرهنگ*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی آباد کتول، علی آباد کتول.

یوسفی اصل، فرزانه؛ حمیدی، الهام؛ میرعباسی، سیدجواد. (۱۳۹۸). آنچه اقلام تعهدی در مورد جریان‌های نقدی آتی می گویند. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۹(۱)، ۳۳، ۳۵-۱.

مدرس، احمد؛ محمدی، امیر.(۱۳۸۸). تفکیک جریان‌های نقدی و پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*،۲(۶)، صص۱۱۷-۱۳۶.

References

Aghaei, Mohammad Ali, Sepasi , Sahar, Kazempour, Morteza, (2015). Analytical Review of Separation of Operating Cash Flow and Accruals on the Ability to Predict Future Cash flows and Profits, *Journal of Financial Management Strategy*, Volume: 2 Issue: 4, pp. 75 – 89. (In Persian).

Attar, gafar, Gargaz, mansour, (2013). The role of accounting accruals in predicting future operating cash flows, the first national conference on the position of management and accounting in the modern world of business, economy and culture, *The first national conference on the position of management and accounting in the modern world of business, economy and culture*.(In Persian).

Arnedo, L., Lizarraga, F., and Sanchez, S. (2012). The role of accounting accruals for the prediction of future cash flows: evidence from Spain, *journal of the Spanish economic*, springer, 3(4), 499-520. Doi.org/10.1007/s13209-011-0070-7.

Badavar Nahandi, Younes, Pakmaram , Asgar, Ghaderi, Ghodrat, (2019). The Impact of Financial Reporting Quality on Interaction between Agency Costs and Speed of Adjustment of Stock Price, *Journal of Accounting Advances*, Volume: 10 Issue: 2, pp. 31 – 60. (In Persian).

Badertscher, BA. & Collins, DW. and Lys, TZ. (2012). Discretionary accounting choices and the predictive ability of accruals with respect to future cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 53, 330-352.

Barth, M. E., Cram, D. P. and Nelson, K. K. (2001). Accruals and the prediction of future cash flows. The Accounting Review, 76, (1), 27-58.

Barth, M. E. and Israeli, G. C. D.. (2016). What Do Accruals Tell Us About Future Cash Flows? Review of Accounting Studies, forthcoming. 40(2), 12-38.

Choi, W, Han, S, Hwan, S. J., and Kang, T. (2015). CEO's Operating Ability and the Association between Accruals and Future Cash Flows. *Journal of Business Finance & Accounting*, 42 (5-6), 619-634. https://Doi.org/10.1111/jbfa.12118.

Ebaid, I.E. (2011). Accruals and the prediction of future cash flows: empirical evidence from emerging market. *Management Research Review*, 34(7), 1- 32.

Efayena, O. (2015). The role of accrual accounting basis in the prediction of future cash flows: The Nigerian evidence. *Research Journal of Finance and Accounting*, 6(4), 42-54.

Farshadfar, S., and R. Monem, (2017). Further evidence of the relationship between accruals and future cash flows. *Accounting and Finance*, 59(1).143–176. Doi.org/10.1111/acfi.12260.

Frank, E. O. (2018). Assessment of the Comparative Ability of Accounting Bases in Predicting Future Cash Flows: Evidence from Nigeria. *Trends economics and management*, 12(32), 35-48. DOI: http://dx.doi.org/10.13164/trends.2018.32.35.

Ijeoma, N. B. (2016). Relationship between earnings and cash flow in estimating cash flows: evidence from listed Nigerian banks. *Journal of Research in Business, Economics and Management*, 6(1), 45-67.

Koskinen, E. (2018). Working capital management's effect on accrual based prediction of future cash flows: Evidence from North America, Atlto University learning center. OEV Publication only available in digital format locally in the Harald Herlin Learning Centre.11, 56-78. http://urn.fi/URN:NBN:fi:aalto-201901041024.

Larson, C., Sloan, R., and Zha Gied, J. (2018). Defining, measuring, and modeling accruals: a guide for researchers. *Review of Accounting Studies*, 23, 3(2), 827-871. Doi: ۱۰/۱۰۰۷/s۹۴۵۷-۰۱۸-۱۱۱۴۲-z.

Modares, Ahmad, Mohammadi, Amir, (2009).Decomposition of Cash Flows and Prediction of Future Cash Flows, *Journal of Securities Exchange*, Volume 2, Issue 6 – Serial Number 6, pp. 117-136. (In Persian).

Mulenga, M., Bhatia, M. (2017). The Review of Literature on the Role of Earnings, Cash Flows and Accruals in Predicting of Future Cash Flows. *Accounting and Finance Research*, 6(2), 59-72.

Pang, Yang (2015) .The design of dynamic and nonlinear models in cash flow prediction. Ph.D. thesis, University of Glasgow, Scotland. http://theses.gla.ac.uk/6775/.

Peikarnegar qaleroudkhani, sediqeh, Ahmadpour, Ahmad, (2015). The Relationship between Components of Accruals Quality with of Price Synchronicity, *Journal of Securities Exchange*, Volume 7, Issue 27 - Serial Number 30, pp. 137-151. (In Persian).

Senan, N.A.M. (2019). Ability of Earnings and Cash Flows in Forecasting Future Cash Flows: A Study in the Context of Saudi Arabia. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 23 (1), 79-95. http://repository.psau.edu.sa:80/jspui/handle/123456789/7699.

Sheri , saber, Hassas Yeganeh, yahya, Mirzagol, fatemeh (2010). The ability of accruals in predicting future cash flows, *Journal of Empirical Studies in Financial Accounting*, Volume: 8 Issue: 26,pp.55-78. (In Persian).

Shubita, M, F. (2013). Accruals and Cash Flows- A Case of Jordan. Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business, 5, 428-441.

Yousefi Asl, Farzane, Hamidi, Elham, Mirabbasi, Seyed Javad, (2019).Accruals and Future Cash Flows, *JOURNAL OF EMPIRICAL RESEARCH IN ACCOUNTING*,Volume:9, Issue:33 pp. 143-169 .(In Persian).

Sheri , saber, Hassas Yeganeh , yahya, Mirzagol, fatemeh (2010). The ability of accruals in predicting future cash flows, *Journal of Empirical Studies in Financial Accounting*, Volume: 8 Issue: 26, pp.55-78. (In Persian).

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 47-72

Application of Copula-Based Correlation Coefficients and Dynamic Programming-Based Approaches to Determining Similarity between Time Series for Clustering and Index Tracking[1]

Shapour Mohammadi[2], Farid Tondnevis[3], Elnaz Mahmoudi SaeidAbad[4]

Received: 2022/06/23
Accepted: 2022/11/26

Research Paper

Abstract

Index tracking, known as one of the passive management methods of investing, seeks to form portfolios in such a way that replicate the performance of market index. In this study, the application of a binary optimization model in time series clustering to form an index tracker portfolio is investigated. For the clustering process, various time series similarity measures including Capula-based correlation coefficients and dynamic distance based approaches have been used. Out-of-sample test on market ratios and tracking error of portfolios based on 50 More Active Company index of Tehran Stock Exchange in the period from beginning of 1394 till the end of spring 1397 indicates that portfolios have been successful in tracking index and average tracking error of portfolios did not differ significantly. Also, pairwise comparisons test on portfolio tracking error indicates that portfolios tracking error does not differ significantly.

Key Words: Index Tracking, Tracking Error, Copula, DTW, EDR.
JEL Classification: G11.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2020.11394.1562

2. Associate Professor, Department of Finance and Insurance, Faculty of management, Tehran University. Tehran, Iran. (shmohmad@ut.ac.ir).
3. Ph.D. Department of Finance and Insurance, Faculty of Management, Tehran University. Tehran, Iran. (Corresponding Author). (farid.tondnevis@ut.ac.ir).
4. M.Sc. Department of Industrial Engineering, Faculty of Engineering, Alzahra University, Tehran, Iran. (mahmoudi.fe88@gmail.com).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۷۲-۴۷

کاربرد ضرایب همبستگی مبتنی بر کاپولا و رویکردهای مبتنی بر برنامه‌ریزی پویا در تعیین شباهت میان سری‌های زمانی به منظور خوشه‌بندی و تشکیل پرتفوی مبتنی بر شاخص[۱]

شاپور محمدی[۲]، فرید تندنویس[۳]، الناز محمودی سعیدآباد[۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۲
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۵

چکیده

ردیابی شاخص که به عنوان یکی از روش‌های مدیریت غیرفعال سرمایه‌گذاری شناخته شده است، به دنبال تشکیل پرتفوی، به‌گونه‌ای است که در طول زمان با کمترین میزان خطا، بازده‌ای نزدیک به شاخص داشته باشد. در این پژوهش به بررسی کاربرد یک مدل برنامه‌ریزی صفر و یک در خوشه‌بندی سری‌های زمانی به‌منظور تشکیل پرتفوی ردیاب شاخص پرداخته شده‌است. به‌منظور فرایند خوشه‌بندی، معیارهای متنوع سنجش شباهت سری‌های زمانی از جمله، ضرایب همبستگی استوار بر کاپولا همچنین فاصلهٔ استوار بر رویکردهای پویا در سنجش شباهت سری‌های زمانی، مورد استفاده قرار گرفته‌است. آزمون خارج از نمونه بر روی نسبت بازار و خطای ردیابی پرتفوهای استوار بر شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۹۴ تا پایان بهار سال ۱۳۹۷ نشان از این موضوع دارد که پرتفوها در ردیابی شاخص موفق عمل کرده‌اند و متوسط خطای ردیابی روزانهٔ پرتفوها دارای تفاوت معنی‌داری با یکدیگر نیست. همچنین آزمون سخت‌گیرانه مقایسات زوجی بر روی خطای ردیابی پرتفوها نیز نشان از این موضوع دارد که خطای ردیابی پرتفوها با یکدیگر تفاوت معنی‌دار ندارد.

واژه های کلیدی: ردیابی شاخص، خطای ردیابی، کاپولا، EDR و DTW.

طبقه بندی موضوعی: G11.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2020.11394.1562

۲. دانشیار، گروه مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (shmohmad@ut.ac.ir)

۳. دکتری، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران. تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (farid.tondnevis@ut.ac.ir)

۴. کارشناسی ارشد، گروه مهندسی صنایع، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (mahmoudi.fe88@gmail.com)

مقدمه

روش‌های مدیریت سرمایه‌گذاری شامل یک طیف گسترده هستند که رویکردهای غیرفعال در ابتدای آن رویکردهای فعال در سوی دیگر این طیف قراردارند. ردیابی شاخص، یکی از پرکاربردترین روش‌هایی است، که در ابتدای طیف یادشده قرار گرفته‌است. به طور کلی رویکرد غیرفعال که براساس فرض کارایی اطلاعاتی بازار سرمایه استوار است با ایجاد محدودیت در میزان انعطاف‌پذیری عملیاتی مدیر، ضوابط مشخصی را برای مدیر در نظر می‌گیرد. ردیابی شاخص به عنوان یکی از رویکردهای منفعلانه مدیریت سرمایه‌گذاری، به دنبال تشکیل پرتفوی به گونه‌ای است که با سرمایه‌گذاری در تعدادی از سهم‌های تشکیل‌دهنده یک شاخص، عملکرد شاخص را بازسازی کند.

بدون تردید هرچه تعداد سهم‌های تشکیل‌دهنده پرتفوی، از سهام‌های تشکیل دهنده شاخص کمتر باشد، عملکرد پرتفوی از شاخص فاصله می‌گیرد. کمینه‌کردن این اختلاف با استفاده از یک مدل پیچیده بهینه‌سازی ریاضی می‌تواند به عنوان یکی از روش‌های تشکیل پرتفوی استوار بر شاخص مورد استفاده قرار گیرد. اما این مدل‌ها با توجه به نیازشان به تخمین پارامترهای متعدد و پیش‌بینی آنها، به خصوص در زمانی که در سایز واقعی مورد استفاده قرار گیرند، دارای پیچیدگی زمانی و محاسباتی بالایی خواهند بود. استفاده مستقیم از مدل میانگین واریانس و همچنین استفاده غیر مستقیم از مدل‌های عاملی که در ادبیات موضوع به عنوان روش‌های ردیابی شاخص معرفی شده‌اند و در قسمت بعدی مورد بررسی قرار می‌گیرند نیز، پژوهشگران را با محدودیت‌های بالا روبرو خواهند کرد.

یکی دیگر از رویکردهای مورد استفاده برای تشکیل پرتفوی استوار بر شاخص، رویکرد خوشه‌بندی سری‌های زمانی است. در این رویکرد، سهم‌هایی از شاخص که دارای روند عملکردی مشابه هستند، در یک گروه قرار می‌گیرند و از هر گروه یک نماینده برای تشکیل پرتفوی انتخاب می‌شود. روشن است که این روش، تنها به تخمین میزان شباهت میان سری‌های زمانی به منظور خوشه‌بندی نیاز دارد و در نتیجه پیچیدگی محاسباتی رویکردهای قبلی را نخواهد داشت.

این پژوهش به ارائه یک مدل بهینه‌سازی صفر و یک، برای خوشه‌بندی سهم‌های تشکیل‌دهنده شاخص و در نتیجه تشکیل پرتفوی ردیاب شاخص پرداخته است. خوشه‌بندی، بر اساس معیارهای شباهت متنوعی انجام می‌شود که در این میان می‌توان به رویکردهای استوار بر

برنامه‌ریزی پویا (مانند DTW و EDR) و رویکردهای استوار بر کاپولا اشاره کرد. پژوهش حاضر به دنبال پاسخ‌دهی به این پرسش است که کدام یک از رویکردهای مورد استفاده در تعیین شباهت میان سری‌های زمانی، به تشکیل پرتفوی ردیاب شاخص با عملکرد بهتری منتج می‌شود؟ و این پرسش با آزمون مقایسه خطای ردیابی پرتفوهای حاصل، پاسخ داده می‌شود. بدون تردید، خطای ردیابی پایین‌تر، نشان‌دهنده برتری پرتفوی ایجاد شده در ردیابی شاخص است.

در ادامه متن حاضر، در قسمت بحث و بررسی به بیان مساله و اهمیت آن و همچنین، مروری بر پیشینه پژوهش و مبانی نظری پرداخته می‌شود. همچنین پرسش‌ها و فرضیه‌های پژوهش در این قسمت معرفی شده و چگونگی پاسخ‌دهی به آنها در بخش روش پژوهش و فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات مورد اشاره قرار خواهند گرفت. در ادامه پس از ارائه قسمت بحث در یافته‌های پژوهش که نتایج آزمون فرضیه‌ها را توسعه می‌دهد، بخش نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بحث و بررسی

بیان مساله و اهمیت آن

ردیابی شاخص، به عنوان یکی از روش‌های غیرفعال در مدیریت پرتفوی، از اهمیت بالایی در ادبیات مالی برخوردار است. این پژوهش به ارائه یک مدل بهینه‌سازی صفر و یک به منظور خوشه‌بندی سری‌های زمانی، و تشکیل پرتفوی استوار بر شاخص می‌پردازد. مهم‌ترین موضوع در خوشه‌بندی سری‌های زمانی تعیین معیار سنجش شباهت در فرایند خوشه‌بندی است. مهم‌ترین هدف این پژوهش بررسی معیارهای سنجش میزان شباهت پویا (مانندDTW، EDR) و ضرایب همبستگی استوار بر کاپولا منظور خوشه‌بندی سری‌های زمانی و تحلیل تاثیر استفاده از آنها در مدل تشکیل پرتفوی استوار بر شاخص است.

مروری بر پیشینه پژوهش

از آنچه که در بررسی ادبیات موضوع به دست می‌آید می‌توان روش‌های ردیابی شاخص و تشکیل پرتفوی ردیاب را می‌توان به ۴ گروه کلی، طبقه بندی کرد. طبقه اول، به طور مستقیم به کمینه‌سازی اختلاف میان عملکرد پرتفوی و شاخص -که با عنوان خطای ردیابی معروف است

می‌پردازند (چن و روی[1]، ۲۰۱۲). در مورد خطای ردیابی تعاریف گوناگونی در ادبیات موضوع ارائه شده است. برخی خطای ردیابی را به عنوان قدرمطلق اختلاف بازده مورد انتظار شاخص پرتفوی معرفی کرده‌اند (کراس، استیتمن، کلارک[2]، ۱۹۹۴؛ میهوا[3] و همکاران، ۲۰۱۱). برخی دیگر از پژوهش‌ها واریانس اختلاف بین بازده شاخص و پرتفوی را به عنوان معیار خطای ردیابی معرفی کرده‌اند (مید و سالکین[4]، ۱۹۸۹؛ مید و سالکین، ۱۹۹۰؛ رول و رونالد[5]، ۲۰۱۲). پژوهشگران دیگری به معرفی مجموع مجذور اختلاف بازده شاخص و پرتفوی به عنوان خطای ردیابی و پرتفوی پرداختند (بیسلی[6] و همکاران، ۲۰۱۲). همانطور که در تعریف خطای ردیابی به عنوان واریانس اختلاف بین بازده پرتفوی، شاخص و یا مجذور این اختلاف روشن است، مساله کمینه‌سازی خطای ردیابی یک مساله برنامه‌ریزی درجهٔ دوم است از نظر محاسباتی پیچیدگی‌های خاص خود را دارد. برخی پژوهشگران به بررسی رویکردهای ابتکاری برای تحلیل مساله پرداختند و در واقع بر روی پیچیدگی محاسباتی مساله تمرکز کردند (بیسلی و همکاران، ۲۰۱۲). گیلی و کلزی (۲۰۰۲) نیز به بررسی الگوریتم ابتکاری پذیرش آستانه‌ای پرداختند و این الگوریتم را به عنوان رویکردی موثر در ردیابی شاخص معرفی کردند (گیلی و کلزی[7]، ۲۰۰۲).

کنو و ویجایاناياکا (۲۰۰۱) به جای واریانس، به کمینه‌سازی قدرمطلق اختلافات بازده شاخص و بازده پرتفوی با استفاده از الگوریتم شاخه و کران پرداختند (کونو و ویجایاناياک[8]، ۲۰۰۱). سانت آنا[9] و همکاران (۲۰۱۷) با اشاره به پیچیدگی زمانی الگوریتم‌های استاندارد تحلیل مساله برنامه‌ریزی درجه دوم به ارائه یک الگوریتم ابتکاری مبتنی بر الگوریتم ژنتیک پرداختند و سه شاخص اس اندپی ۵۰۰، فتسی ۱۰۰ و دکس را با موفقیت و در زمانی مناسب‌تر از الگوریتم‌های استاندارد ردیابی کردند (سانت آنا و همکاران، ۲۰۱۷). گارسیا و همکاران(۲۰۱۷) به مقایسه دو الگوریتم فراابتکاری جستجوی ممنوع و الگوریتم ژنتیک در تشکیل پرتفوی ردیاب شاخص استوار بر ۷ شاخص واقعی پرداختند و برتری الگوریتم جستجوی ممنوع را در

1. Chen & Roy
2. Krase, Statman, Clarke
3. Meihua
4. Meade & Salkin
5. roll & Ronald
6. Beasley
7. Gilli & Kellezi
8. Konno & Wijayanayake
9. Sant'Anna

این خصوص اثبات کردند (گارسیا، گوئیجارو و اُلیور[1]، ۲۰۱۷). رودلف، مارکوس و پورگن[2] (۱۹۹۹) نیز به معرفی معیارهایی خطی برای اندازه‌گیری خطای ردیابی پرداختند و با استفاده از برنامه‌ریزی خطی مقدار خطای ردیابی را کمینه کردند و جواب مساله را استخراج کردند (رودلف، مارکوس و پورگن، ۱۹۹۹). سانت‌آنا و همکاران (۲۰۱۷) به تحلیل مدل با استفاده از رویکردهای همبستگی و هم‌انباشتگی پرداختند و عملکرد مشابه این دو رویکرد را در تشکیل پرتفوی استوار بر شاخص بر اساس اطلاعات بازار سرمایه کشور برزیل نشان دادند (سانتاآنا و همکاران، ۲۰۱۷). عیوض‌لو، شفیع زاده و قهرمانی (۱۳۹۶) نیز با مقایسه این دو رویکرد بر اساس اطلاعات بازار سرمایه ایران، برتری مدل استوار بر هم‌انباشتگی در تشکیل پرتفوی ردیاب شاخص را اثبات کردند. سجادی و سبزواری (۱۳۹۴) به تحلیل مساله با استفاده از الگوریتم کرم شبتاب پرداختند و پیچیدگی زمانی چندجمله‌ای برای تحلیل مساله ایجاد کردند. امیری، کرمی و ناصر پور (۱۳۹۵) نیز با استفاده از الگوریتم بیگ بنگ، بیگ کرانچ و الگوریتم دیفرانسل تکاملی به تحلیل مساله بالا پرداختند.

رویکرد دیگری که در ادبیات به آن اشاره شده است، استفاده از مدل‌های عاملی به منظور ایجاد همخوانی بین مشخصه‌های پرتفوی ردیاب و شاخص است (چن و روی، ۲۰۱۲). مدل‌های عاملی بازده یک سهم را به یک یا چند عامل اقتصادی مربوط می‌سازند. برای مثال یک مدل تک‌شاخصی به‌منظور به‌دست‌آوردن بازده سهم i از یک مدل رگرسیون خطی استفاده می‌کنند (بیسلی، مید و چانگ[3]، ۲۰۰۳) به این ترتیب که:

$$r_{\mathrm{i}} = \alpha_i + \beta_i . \mathrm{r}_M + \varepsilon \qquad \text{رابطه (۱)}$$

بتای سهم i شاخص ارزیابی ریسک سیستماتیک است. در علوم مالی ریسک را به دو دسته سیستماتیک و غیرسیستماتیک تقسیم‌بندی می‌کنند. ریسک غیرسیستماتیک به مشخصات شرکت باز می‌گردد و ریسک سیستماتیک نیز به مشخصات کلی بازار مربوط است. یک مدل کمینه‌سازی واریانس تحت شرایطی که بتای پرتفوی برابر با یک باشد، می‌تواند به‌عنوان یک روش تشکیل پرتفوی ردیاب مورداستفاده قرارگیرد. از آنجا که پرتفوی ردیاب باید یکسان با شاخص حرکت کند و ضریب رگرسیون شاخص نسبت به خودش برابر ۱

1. Garcia, Guijarro and Oliver
2. Rudolf, Markus & Jurgen
3. Beasley, Meade & Change

خواهد بود (رود[1]، ۱۹۸۰). اردوگان[2] و همکاران(۲۰۰۴) با درنظرگرفتن چندین عامل و هزینه‌های معاملاتی به بیشینه‌سازی شاخص شارپ پرداختند (اردوگان و همکاران، ۲۰۰۴). این پژوهشگران به منظور برآورد دقیق‌تری از بازده دارایی‌ها از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (شارپ[3]، ۱۹۶۳) استفاده کردند. کوریلی و مارسلینو (۲۰۰۶) با ارائه یک مدل عاملی، پویایی شاخص که به دلیل تغییر قیمت سهم‌ها و وزن آنها در شاخص اتفاق می‌افتد را در نظر گرفته و با استفاده از این مدل پویا به تحلیل مساله ردیابی شاخص پرداختند (کوریلی و مارسلینو[4]، ۲۰۰۶). جنگ[5] و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از یک مدل چندعاملی برای انتخاب سهم‌ها و تکنیک ادهاک برای وزن‌دهی، به تشکیل پرتفوی شاخصی ارتقایافته استوار بر شاخص ۵۰ شرکت شانگهای پرداختند و اثبات کردند که این مدل به نسبت اطلاعاتی بالاتر نسبت به رویکردهای استاندارد منتج می‌شود (جنگ و همکاران، ۲۰۱۳). فلاح‌پور، تندنویس و هاشمی (۱۳۹۴) با استفاده کمینه‌سازی واریانس جزء اخلال به تشکیل پرتفویی با بتای نزدیک به ۱ پرداختند و عدم قطعیت موجود در پارامترهای مدل را با استفاده از رویکرد بهینه‌سازی استوار تحلیل کردند.

روش دیگری که برای ردیابی شاخص مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش میانگین واریانس مارکوییتز است. رچارد رول (۱۹۹۲) با استفاده از رویکرد بهینه‌سازی مارکویتز[6] (۱۹۵۹) به تشکیل پرتفوی ردیاب شاخص پرداخته و راودر (۱۹۹۸) هزینه های معاملاتی را نیز به این مدل اضافه کرد (رووِدر[7]، ۱۹۹۸). روی و دخیانگ (۲۰۱۶) با ارائه مدل پایدار ۳ عاملی فاما و فرنچ به ترکیب مدل‌های عاملی و رویکرد میانگین واریانس برای تشکیل پرتفوی شاخصی افزوده پرداختند و با بازنویسی مدل و تبدیل آن به یک مدل بهینه سازی ترکیبی مخروطی درجه دوم نشان دادند که عملکرد این مدل پایدار نسبت به مدل‌های استوار بر شاخص شارپ بهتر خواهد بود (روی و دِکسیانگ[8]، ۲۰۱۶). این رویکرد به منظور تشکیل پرتفوی شاخصی بهبود یافته نیز مورد بهره برداری قرار میگیرد(انصاری، بهزادی و تندنویس؛ ۱۳۹۸). صندوق شاخصی بهبود یافته از یکسو در تلاش برای دست‌یابی به بازده بیشتر نسبت به شاخص است و از سوی دیگر، برای کاهش انحراف از شاخص تلاش می‌کند (حجازی، جعفری، دلشادی، ۱۳۹۰).

---

1. Rudd
2. Erdogan
3. Sharpe
4. Corielli & Marcellino
5. jeng
6. Markowitz
7. Rohweder
8. Roy & Dexiang

رویکرد خوشه‌بندی سری‌های زمانی برای تشکیل پرتفوی استوار بر شاخص نیز مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. فوکاردی و فبوزی[1] (۲۰۰۴) به ارائه مدل خوشه‌بندی بر پایه هم‌جمعی پرداختند و پرتفوی استوار بر شاخص را تشکیل دادند. داز و کینوتی (۲۰۰۵) با استفاده از رویکرد برنامه‌ریزی تصادفی، به تحلیل مساله ردیابی شاخص با استفاده از خوشه‌بندی سری‌های زمانی پرداخته‌اند (داس و سینکاتی[2]، ۲۰۰۵). کورنجلوس و توتونچی[3] (۲۰۰۵) مدل بهینه سازی صفر و یک را برای خوشه‌بندی سری‌ها زمانی بر مبنای ضریب همبستگی پیرسون را معرفی کردند (کورنجلوس و توتونچی، ۲۰۰۵)، فلاح‌پور و تندنویس (۱۳۹۴) و امیری و شهسواری و چالسپاری (۱۳۹۹) عدم‌قطعیت ضریب همبستگی به عنوان پارامتر این مدل را با استفاده از رویکرد بهینه‌سازی استوار مورد بررسی قرار دادند.

ادبیات و چارچوب نظری

این بخش از پژوهش به معرفی شاخص‌های مورد استفاده برای سنجش میزان شباهت در سری‌های زمانی می‌پردازد:

رویکرد DTW

رویکرد پیچش زمانی پویا بهترین نگاشت بین دو سری زمانی را با توجه به تغییرات پویای زمان، مورد محاسبه قرار می‌دهد. دو سری زمانی به صورت $x(i)$ برای $i = \{1. \dots . . m\}$ و $y(j)$ برای $j = \{1. \dots . . n\}$ را در نظر بگیرید. برای این دو سری، ماتریس $D_{m\times n}$ با اجزای $d(i.j)$ مورد محاسبه قرار می‌گیرد. $d(i.j)$ به عنوان فاصله محلی دو جزء $x(i)$ و $y(j)$ معرفی می‌شود. به طوری که:

$$d(i.j) = (x(i) - y(j))^2 \qquad \text{رابطه (۲)}$$

مسیر پیچشی W به عنوان نگاشتی بین x و y به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$W = \begin{pmatrix} w_x(k) \\ w_y(k) \end{pmatrix} \qquad k = 1.2. \dots . p \qquad \text{رابطه (۳)}$$

در رابطه بالا $w_x(k)$ و $w_y(k)$ به‌ترتیب مرتبه اجزا در سری زمانی x و y را نشان می‌دهند. به عبارتی $(w_x(k)$ و $w_y(k))'$ نشان دهنده این موضوع است که $w_x(k)$ امین جزء سری زمانی x با $w_y(k)$ امین جزء سری زمانی y هم تراز شده است. این مسیر پیچشی W باید در شرایط زیر صدق کند:

1. Focardi & Fabozzi
2. Dos & Cincotti
3. Cornuejols, Tutuncu

- شرایط مرزی: یک مسیر پیچشی باید از نقطه $W(1) = \binom{1}{1}$ آغاز شده و در نقطه $W(p) = \binom{m}{n}$ پایان یابد. به عبارتی نقاط ابتدایی و انتهایی مسیرها منتاظر هستند.
- شرایط پیوستگی مسیر: اجزای مسیر W باید به گونه‌ای قرار گیرند که:

رابطه (۴)

$$w_x(k+1) - w_x(k) \leq 1$$
$$w_y(k+1) - w_y(k) \leq 1$$

به عبارتی این شرط بیان می‌کند که در هر پیش‌روی مسیر، هر یک از ابعاد حداکثر یک واحد تغییر خواهند کرد.

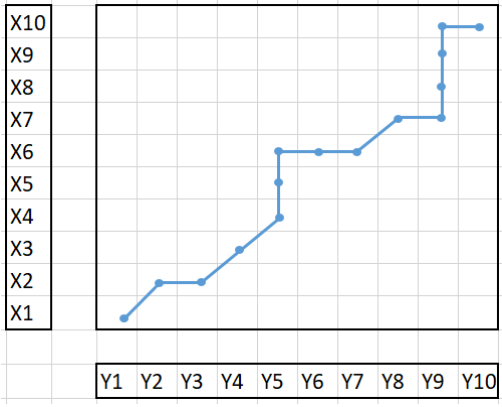
- شرط یکنواختی: اجزای مسیر W باید به گونه‌ای قرار گیرند که:

رابطه (۵)

$$w_x(k+1) - w_x(k) \geq 0$$
$$w_y(k+1) - w_y(k) \geq 0.$$

به‌عبارتی این شرط بیان می‌کند که در هر گام مسیر، هیچ یک از سری‌ها حرکت به سمت عقب نخواهند داشت.

تصویر زیر یک مسیر پیچشی را به صورت نمادین نشان می‌دهد:



تصویر ۱. نمونه‌ای از یک نگاشت بین دو سری x و y

همانطور که در تصویر و توضیحات بالا مشخص است، بی‌شمار مسیر بین دو سری زمانی X و Y قابل معرفی است. در رویکرد پیچش زمانی پویا، مسیری با کمترین مسافت بین X و Y به عنوان مسیر بهینه معرفی می‌شود. این مسیر با استفاده از تکنیک برنامه‌ریزی پویا به شکل زیر قابل یافتن است:

رابطه (۶)
$$\begin{cases} r(i.j) = d(i.j) + \min\{r(i-1.j-1).r(i-1.j).r(i.j-1)\} \\ \mathrm{DTW(x.y)} = \min\{\mathrm{r(m.n)}\} \end{cases}$$

در رابطه برنامه‌ریزی پویا بالا $r(i.j)$ نشان‌دهنده کمترین فاصله تجمعی میان نقاط (۰و۰) و (ijو) است. اگر با تحلیل مساله برنامه‌ریزی پویای بالا بتوان مسیر بهینه W را مشخص کرد، دو سری زمانی اولیه X و Y به دو سری زمانی جدید تبدیل می‌شوند:

رابطه (۷)
$$\begin{cases} \overline{x_k} = x(w_x(k)) \\ \overline{y_k} = y(w_x(k)) \end{cases} \qquad k = 1.2. \dots p$$

حال می‌توان با محاسبه فاصله اقلیدسی دو سری زمانی جدید بالا، شاخص DTW را به عنوان شاخص شباهت دو سری زمانی مورد محاسبه قرار داد (برنت و کلیوفورد[1]، ۱۹۹۴؛ شن[2] و همکاران، ۲۰۱۶):

رابطه (۸)
$$DTW(x.y) = \sum_{k=1}^{p} (\bar{x}(k) - \bar{y}(k))^2$$

رویکرد EDR

رویکرد EDR یکی از رویکردهای نوینی است که می‌تواند رویکرد DTW را با چالش جدی روبرو سازد. محاسبه EDR می‌تواند با استفاده از رویکرد برنامه‌ریزی پویا به شکل زیر انجام شود:

رابطه (۹)
$$D(i.j) = \begin{cases} D(i-1.j-1) \\ \qquad if\big(m\big(x(i).y(i)\big) = 1 \\ 1 + \min\{D(i-1.j-1).D(i-1.j).D(i.j-1)\} \\ \qquad if m\big(x(i).y(i)\big) = 0 \end{cases}$$

$$EDR(x.y) = \sum_{k=1}^{p} (\bar{x}(k) - \bar{y}(k))^2$$

که در رابطه بالا:

1. Berndt & Clifford
2. Shen

$$m\big(x(i).y(i)\big) = \theta(\varepsilon - f(x(i).y(i)) \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

تابع θ به صورتی بیان می‌شود که اگر z مقداری مثبت و یا صفر را به خود تخصیص دهد، $\theta(z) = 1$ خواهد بود. در غیر این صورت $\theta(z) = 0$. (وانگ[1] و همکاران، ۲۰۱۳؛ چن و همکاران، ۲۰۰۵؛ سِرا و اِکروس[2]، ۲۰۱۴).

مقدار ε هم آستانه‌ای است که اختلاف فاز سری های زمانی را به عنوان ورودی مورد کنترل قرار می‌دهد.

رویکرد کاپولا

این رویکرد می‌تواند توزیع حاشیه‌ای سری‌های زمانی مختلف را به توزیع مشترک آنها مرتبط سازد تا همبستگی میان دو متغیر تصادفی را تشریح کند. بر اساس تئوری اسکلار برای توزیع مشترک دو بعدی $F(x_1.x_2)$ برای دو متغیر تصادفی X_1 و X_2 با توزیع‌های حاشیه‌ای $F(x_1)$ و $F(x_2)$یک تابع کاپولا C وجود دارد که:

$$F(x_1.x_2) = C[F_1(x_1).F_2(x_2)] \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

با مشتق گرفتن از دو طرف معادله بالا داریم:

$$\begin{aligned}\frac{\partial^2 F(x_1.x_2)}{\partial x_1 \partial x_2} &= \frac{\partial^2 C[F_1(x_1).F_2(x_2)]}{\partial F_1 \partial F_2} f_1(x_1).f_2(x_2) \\ &= \frac{\partial^2 C[u_1.u_2]}{\partial u_1 \partial u_2} \times \prod_i \frac{\partial F_i(x_i)}{\partial x_i} \\ &= c(\tilde{u}) \times \prod_i f_i(x_i)\end{aligned} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

در رابطه بالا، f_i نشان‌دهنده تابع چگالی $F_i(x_i)$ و $u_i =$ برای هر $i = 1$ و 2 و $\tilde{u} = (u_1.u_2)$ و $c(\tilde{u})$ تابع چگالی کاپولاست. هنگامی که متغیرهای پیوسته باشند، برپایه قضیه اسکلار هر تابع توزیع احتمال چند متغیره می‌تواند با یک توزیع حاشیه‌ای و یک ساختار وابستگی به صورت معادله بالا نشان داده شود.

اگر همه حاشیه‌ها پیوسته باشند، کاپولا یکتاست و به صورت یکتا می‌توان آن را با استفاده از مقادیر مختلف تابع حاشیه‌ای بیان کرد. مهم‌ترین ویژگی نتیجه بیان شده این است که هیچ الزامی مبنی بر تشابه توزیع‌های حاشیه‌ای وجود ندارد.

---

1. Wang
2. Serra & Acros

این تئوری، پژوهشگران را قادر می‌سازد که بتوانند با توابع کاپولای متنوع توزیع حاشیه‌ای متغیرهای تصادفی را با توزیع مشترک آنها مرتبط سازند و از طریق این ارتباط، الگوهای همبستگی میان این متغیرها را تشخیص دهند(پاتون[1]، ۲۰۰۷).

کاپولای نرمال

سونگ (۲۰۰۰) تابع توزیع خانواده کاپولای نرمال را به صورت زیر معرفی کرد (سانگ[2]، ۲۰۰۰):

$$C^{Ga}(u_1.u_2;\rho) = \Psi_p(\Psi^{-1}(u_1).\Psi^{-1}(u_2)) \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

که در رابطه بالا Ψ_p تابع توزیع نرمال استاندارد دومتغیره، با ضریب همبستگی $\rho\epsilon(0.1)$ است.

تابع چگالی کاپولای گوسین به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$C^{Ga}(u_1.u_2.\dots.u_n;\Sigma) = |\Sigma|^{-\frac{1}{2}}\exp(-\frac{1}{2}\xi'(\Sigma^{-1}-I)\xi) \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

کاپولا تی استیودنت

امبرچت و همکاران (۲۰۰۲) تابع توزیع تابع کاپولای تی استیودنت را به صورت زیر معرفی کردند (امبرِچتس[3]، ۲۰۰۲):

$$C^{T}(u_1.u_2;\rho) = T_{\upsilon.\rho}(t_\upsilon^{-1}(u_1).t_\upsilon^{-1}(u_2)) \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

در اینجا $T_{\upsilon.\rho}$ توزیع دو متغیره تی استیودنت، ρ ضریب همبستگی، υ درجه آزادی و t_υ^{-1} معکوس توزیع تک متغیره تی استیودنت است. امبرچت و همکاران نشان دادند که تابع کاپولای تی استیودنت بیانگر وابستگی دنباله بالایی و پایینی به‌طور همزمان است. تابع چگالی کاپولای تی استیودنت به شرح زیر قابل ارائه است (استولاتر، ۲۰۰۸):

$$C_v(u_1.u_2.\dots.u_n;\Sigma) \quad \text{رابطه (۱۷)}$$
$$= K|\Sigma|^{\frac{1}{2}}(1 + v^{-1}\xi\Sigma\xi)^{-(v+2)/2}\prod_{i=1}^{n}(1 + v^{-1}\xi_i^2)^{(v+1)/2}$$

1. Patton
2. Song
3. Embrechts

در تابع بالا، K نشان‌دهنده تابع گاما و به صورت زیر است:

رابطه (۱۸)
$$K = \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)^{n-1} \Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)^{-n} \Gamma(\frac{v+n}{2})$$

کاپولاهای ارشمیدسی

کاپولای ارشمیدسی یک دسته مهم از توابع کاپولا با ساختار ساده و خصوصیات تحلیلی بسیاری است. تابع کاپولای ارشمیدسی دو متغیره به صورت $C(u_1.u_2) = \varphi^{[-1]}\{\varphi(u_1) + \varphi(u_2)\}$ است که پیوسته، بی چون و چرا کاهشی و دارای تابع مولد $\varphi: [0.1] \to [0.\infty]$ به طوری که $\varphi(1) = 0$ و تابع شبه معکوس $\varphi^{[-1]}$ به صورت معادله زیر است (کشاورز حداد، حیرانی، ۱۳۹۳):

رابطه (۱۹)
$$\varphi^{[-1]}\ (t) = \begin{cases} \varphi^{-1}(t) & 0 \le t \le \varphi(0) \\ 0 & \varphi(0) \le t \le \infty \end{cases}$$

سه نوع کاپولای ارشمیدسی به صورت رایج مورد استفاده قرار می‌گیرند که عبارتند از، کاپولای کلایتون، کاپولای فرانک و کاپولای گامبل که در ادامه مورد اشاره قرار خواهند گرفت:

کاپولای فرانک به صورت زیر ارائه می‌شود (خورابی و مایور، ۲۰۱۳):

رابطه (۲۰)
$$C^{Frank}(u_1.u_2;\alpha) = -\frac{1}{\alpha}\ln(1 + \frac{(e^{-\alpha u_1} - 1)(e^{-\alpha u_2} - 1)}{e^{-\alpha} - 1})$$

تابع چگالی کاپولای فرانک به صورت زیر معرفی می‌شود:

رابطه (۲۲)
$$C^{Frank} = \frac{\alpha(1 - e^{-\alpha})e^{-\alpha(u_1+u_2)}}{((1 - e^{-\alpha}) - (1 - e^{-\alpha u_1})(1 - e^{-\alpha u_2}))^2}$$

کاپولای گامبل به صورت زیر ارائه می‌شود: (خورابی و مایور، ۲۰۱۳)

رابطه (۲۳)
$$C^{Gumble}(u_1.u_2;\alpha) = -\frac{1}{\alpha}\ln(1 + \frac{(e^{-\alpha u_1} - 1)(e^{-\alpha u_2} - 1)}{e^{-\alpha} - 1})$$

تابع چگالی کاپولای گامبل به شرح زیر است:

$$C^{Gumble} = \frac{e^{(-((-\ln u_1)^{\alpha}+(-\ln u_2)^{\alpha})^{\frac{1}{\alpha}})((-\ln u_1)^{\alpha}(-\ln u_2)^{\alpha})^{\alpha-1}}}{u_1 u_2((-\ln u_1)+(-\ln u_1))^{2\frac{1}{\alpha}} \times (((-\ln u_1)^{\alpha}+(-\ln u_2)^{\alpha})^{\frac{1}{\alpha}}+\alpha-1)}$$ رابطه (۲۵)

کاپولای کلایتون نیز به شکل زیر تعریف می‌شود (خاروبی و مورر[1]، ۲۰۱۳):

$$C^{Clayton}(u_1,u_2;\alpha) = ({u_1}^{-\alpha}+{u_2}^{-\alpha}-1)^{\frac{1}{\alpha}}$$ رابطه (۲۶)

در نتیجه تابع چگالی این کاپولا به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C^{Clayton} = (1+\alpha)(u_1u_2)^{-\alpha-1}(({u_1}^{-\alpha}+{u_2}^{-\alpha}-1)^{2\frac{1}{\alpha}}$$ رابطه (۲۸)

فرضیه‌ها و پرسش‌های پژوهش

با توجه به موضوعات ارائه شده در بالا، این پژوهش به دنبال پاسخ دادن به این پرسش است که «استفاده از کدام یک شاخص‌های ضرایب همبستگی مبتنی بر کاپولا، رویکرد DTW و رویکرد EDR در خوشه‌بندی سری‌های زمانی به پرتفوی ردیاب شاخص با خطای ردیابی پایین‌تر منتج خواهد شد؟». همچنین این پژوهش به دنبال آزمون کردن این فرضیه است که «پرتفوی ردیاب شاخص مبتنی بر رویکرد EDR به عنوان یک رویکرد بهبود دهنده نسبت به رویکرد DTW خطای ردیابی پایین تری نسبت به پرتفوی ردیاب مبتنی بر شاخص DTW دارد».

روش پژوهش

مدل استفاده شده در این پژوهش برای خوشه‌بندی سری‌های زمانی، این امکان را به تصمیم‌گیرنده می‌دهد که تعداد سهم‌های مورد نظر خود برای تشکیل پرتفوی استوار بر شاخص را با پارامتر q مشخص کند. در واقع، این مدل سهم‌های تشکیل دهنده شاخص را به q گروه تقسیم کرده و از هر گروه ۱ نماینده انتخاب می‌کند. در مدل بهینه‌سازی صفر و یک زیر، اگر مقدار y_j برابر با ۱ باشد، سهم j به عنوان نماینده انتخاب شده است. همچنین اگر مقدار متغیر x_{ij} برابر با ۱ باشد، سهم j به عنوان نماینده سهم i انتخاب شده است.

1. Kharoubi & Maurer

$$\max \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \rho_{ij} \cdot x_{ij}$$

Subject to

$(1)\sum_{j=1}^{n} y_j = q$

$(2)\sum_{j=1}^{n} x_{ij} = 1$

$(3)x_{ij} \le y_j$

$x_{ij}, y_j \in (0,1)$ رابطه (۲۹)

محدودیت‌های مدل بالا به صورت زیر قابل بررسی هستند:

۱. محدودیت اول تعداد سهم‌های انتخابی برای تشکیل پرتفوی را مشخص می‌کند.

۲. مجموعه محدودیت‌های دوم نشان می‌دهند که هر سهم فقط یک نماینده خواهد داشت.

۳. مجموعه محدودیت‌های سوم نشان می‌دهند که اگر سهم j برای تشکیل پرتفوی انتخاب شده باشد، می‌تواند نماینده سهم‌های دیگر نیز باشد.

با حل کردن مدل بالا، فرایند انتخاب سهم‌های مورد نظر برای تشکیل پرتفوی تکمیل می‌شود. گام بعدی تعیین وزن این سهم‌ها در پرتفوی و یا نسبت سرمایه‌گذاری در هر کدام از این سهم‌های انتخابی است. مقدار w_j یا ارزش بازار برای هر سهم انتخاب‌شده به عنوان نماینده، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$w_j = \sum_{i=1}^{n} v_i \cdot x_{ij}$$ رابطه (۳۰)

در رابطه فوق مقدار v_i نشان‌دهنده ارزش بازار سهم i ام است. با این توضیحات در واقع w_j مقدار بیانگر مجموع ارزش بازار سهم‌هایی است که سهم j به عنوان نمایندهٔ آن‌ها انتخاب شده است. حال که ارزش بازار هر کدام از سهم‌های انتخابی برای پرتفوی محاسبه شد، نسبت سرمایه‌گذاری در هر کدام از سهم‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Phi_j = \frac{w_j}{\sum_{f=1}^{q} w_f}$$ رابطه (۳۱)

فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات

در این پژوهش، مدل ارائه شده در رابطه ۲۹ با استفاده از شاخص‌های اندازه گیری شباهت ارائه شده قسمت پیشینه نظری پژوهش اجرا شده و پس از خوشه‌بندی سهم‌های تشکیل دهنده شاخص، با استفاده از رابطه ۳۱، وزن هم سهم در پرتفوی مبتنی بر شاخص محاسبه می‌شود.

داده‌های مورد استفاده

شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر، یکی از شاخص‌های پرکاربرد در بورس اوراق بهادار تهران است. ترکیب این شاخص هر ۳ ماه به روز می‌شود و سهم‌های تشکیل‌دهنده شاخص با توجه به معیارهای زیر انتخاب می‌شوند (راعی و پویان‌فر، ۱۳۸۴).

- نقدشوندگی سهام
- تأثیر سهام بر ارزش جاری بازار
- نسبتهای مالی، به‌خصوص نسبت‌های سودآوری

با توجه به اینکه برای سنجش میزان شباهت میان دارایی‌ها، سری زمانی بازده روزانه مورد نیاز است و با توجه به معیارهای بالا و پرمعامله‌بودن سهم‌های تشکیل‌دهندهٔ شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر، این شاخص به عنوان شاخص هدف به منظور تشکیل پرتفوی ردیاب شاخص انتخاب شده است.

به منظور تحلیل مدل از اطلاعات تاریخی در بازه زمانی فروردین‌ماه تا اسفندماه ۱۳۹۶ مربوط به شرکت‌هایی که در سه ماه نخست سال ۱۳۹۷ به عنوان ۵۰ شرکت فعال انتخاب شده‌اند، استفاده شده‌است. بازده روزانهٔ این سهم‌ها در بازه زمانی فروردین لغایت اسفند ۹۶ برای محاسبه معیارهای شباهت مورد استفاده قرار گرفته است.

معیارهای ارزیابی عملکرد

در این قسمت معیارهای استانداردی که برای ارزیابی عملکرد پرتفوی استخراج شده از مدل مورد استفاده قرار می گیرند، معرفی می شود.

به منظور سنجش موفقیت یک پرتفوی در ردیابی شاخص از معیار نسبت بازار استفاده می‌شود. این معیار که با استفاده از رابطه ۱۸ محاسبه می‌شود، نشان می‌دهد که آیا پرتفوی در ردیابی شاخص موفق بوده است یا خیر. مقدار مطلوب این معیار برای پرتفوی ردیاب شاخص معادل عدد ۱ است.

رابطه (۳۲)
$$MR^i = \frac{1 + r_p^i}{1 + r_I^i}$$

در رابطه بالا، r_I^i نشان‌دهنده مقدار بازده شاخص در زمان i و r_p^i نشان‌دهده بازده پرتفوی در زمان i است.

به منظور مقایسه عملکرد پرتفوهای ردیاب از معیار خطای ردیابی استفاده می‌شود. این معیار که از طریق رابطه زیر محاسبه می شود، به بررسی اختلاف عملکرد بازده شاخص و بازده پرتفوی، در دوره زمانی مورد آزمون خواهد پرداخت (چن و روی، ۲۰۱۲).

$$TE^i = \frac{\sum_{i=1}^{n}|r_p^i - r_I^i|}{n}$$ رابطه (۳۳)

پارامترهای موجود در رابطه بالا، معادل پارامترهای معرفی شده در خصوص رابطه ۳۲ هستند.

بحث در یافته‌های پژوهش

در این پژوهش از داده‌های ۵۰ شرکت فعالتر بورس اوراق بهادار تهران، در ۱۳ دوره سه ماهه از ابتدای سال ۱۳۹۴ تا پایان ۳ ماه نخست سال ۱۳۹۷ به منظور سنجش عملکرد مدل در ردیابی شاخص استفاده شده است. در ابتدا با استفاده از قیمت‌های روزانه یک سال قبل از ۳ ماهه هدف، بازده سهم‌های تشکیل دهنده شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران محاسبه و با استفاده از شاخص‌های همبستگی استوار بر الگوریتم‌های DTW و EDR و ضرایب همبستگی استوار بر کاپولا مقدار شاخص‌های سنجش شباهت میان سری‌های بازده، مورد محاسبه قرار گرفت. با به کار بردن شاخص‌های سنجش شباهت، در مدل بهینه‌سازی ارائه شده در رابطه ۲۹ سهم‌ها و وزن هر یک از آن‌ها در پرتفوی بهینه محاسبه شد. تعداد سهم‌های تشکیل‌دهنده پرتفوی ردیاب، ۵ سهم در نظر گرفته شد.

به منظور محاسبه معیارهای ارزیابی عملکرد، بازده روزانه پرتفوها با بازده شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر مورد مقایسه قرار گرفت. نمادهای مورد استفاده در جداول نتایج به شرح زیر هستند:

جدول ۱. نام‌گذاری پرتفوهای ردیاب شاخص

نماد پرتفوی	ویژگی
پرتفوی A	پرتفوی بهینه بر اساس شاخص "همبستگی مبتنی بر کاپولای گاوسی" به عنوان معیار سنجش شباهت سری‌های زمانی
پرتفوی B	پرتفوی بهینه بر اساس شاخص "همبستگی مبتنی بر کاپولای تی" به عنوان معیار سنجش شباهت سری‌های زمانی
پرتفوی C	پرتفوی بهینه بر اساس شاخص "همبستگی مبتنی بر کاپولای گامبل" به عنوان معیار سنجش شباهت سری‌های زمانی
پرتفوی D	پرتفوی بهینه بر اساس شاخص "همبستگی مبتنی بر کاپولای فرانک" به عنوان معیار سنجش شباهت سری‌های زمانی
پرتفوی E	پرتفوی بهینه بر اساس شاخص "همبستگی مبتنی بر کاپولای کلایتون" به عنوان معیار سنجش شباهت سری‌های زمانی
پرتفوی F	پرتفوی بهینه بر اساس شاخص "DTW" به عنوان معیار سنجش شباهت سری‌های زمانی
پرتفوی G	پرتفوی بهینه بر اساس شاخص "EDR" به عنوان معیار سنجش شباهت سری‌های زمانی

در این مرحله به محاسبه مقدار نسبت بازار برای پرتفوها پرداخته می‌شود. همانطور که پیش از این اشاره شد، مقدار مطلوب برای این معیار در خصوص پرتفوی ردیاب شاخص معادل ۱ است. به منظور بررسی مقادیر، از آزمون آماری سنجش مقدار میانگین جامعه به صورت زیر استفاده می‌شود:

رابطه (۳۴)
$$\begin{cases} \text{فرض صفر}: \mu_{IR} = 1 \\ \text{فرض یک}: \mu_{IR} \neq 1 \end{cases}$$

آماره آزمون فوق به صورت رابطه زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرد:

رابطه (۳۵)
$$t = \frac{\bar{X}^{IR} - 1}{(\frac{S^{IR}}{\sqrt{n}})}$$

آماره فوق برای نسبت بازار پرتفوها محاسبه شده و با ناحیه پذیرش که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معادل بازه [۲,۰۰۶،۲,۰۰۶-] است، مقایسه می‌شود. جدول زیر مقادیر پارامترهای مربوط به آزمون فوق را مورد بررسی قرار می‌دهد:

جدول ۳. سنجش عملکرد پرتفوها با استفاده از نسبت بازار

	پرتفوی A	پرتفوی B	پرتفوی C	پرتفوی D	پرتفوی E	پرتفوی F	پرتفوی G
نسبت بازار بهار ۹۴	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱	۰.۹۹۹	۱.۰۰۳
نسبت بازار تابستان ۹۴	۰.۹۹۹	۰.۹۹۹	۰.۹۹۷	۰.۹۹۷	۰.۹۹۸	۰.۹۹۸	۰.۹۹۹
نسبت بازار پاییز ۹۴	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱	۰.۹۹۹
نسبت بازار زمستان ۹۴	۱.۰۰۲	۱.۰۰۵	۱.۰۰۶	۱.۰۰۸	۱.۰۰۵	۱.۰۱۲	۱.۰۰۹
نسبت بازار بهار ۹۵	۱.۰۰۰	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶	۰.۹۹۷	۰.۹۹۷
نسبت بازار پاییز ۹۵	۱.۰۰۱	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱	۱.۰۰۱
نسبت بازار زمستان ۹۵	۱.۰۰۰	۱.۰۰۲	۱.۰۰۲	۱.۰۰۲	۱.۰۰۱	۰.۹۹۹	۰.۹۹۹
نسبت بازار بهار ۹۶	۱.۰۰۱	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۹۹۷	۰.۹۹۷
نسبت بازار تابستان ۹۶	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱	۱.۰۰۲	۱.۰۰۲	۱.۰۰۰	۱.۰۰۲	۰.۹۹۸
نسبت بازار پاییز ۹۶	۱.۰۰۰	۱.۰۰۴	۱.۰۰۳	۱.۰۰۲	۱.۰۰۱	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱
نسبت بازار زمستان ۹۶	۱.۰۰۰	۱.۰۰۲	۱.۰۰۲	۱.۰۰۲	۱.۰۰۵	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱
نسبت بازار بهار۹۷	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱	۱.۰۰۰	۰.۹۹۹	۱.۰۰۱	۱.۰۰۱
متوسط نسبت بازار	۱.۰۰۰	۱.۰۰۱	۱.۰۰۱	۱.۰۰۱	۱.۰۰۱	۱.۰۰۱	۱.۰۰۱
انحراف استاندارد نسبت بازار	۰.۰۷٪	۰.۲۱٪	۰.۲۵٪	۰.۲۹٪	۰.۲۶٪	۰.۳۹٪	۰.۳۳٪
مقدار آماره	۱.۰۶۵	۱۵۱۴	۱.۱۸۳	۱.۲۱۵	۰۸۹۱	۰۶۱۹	۰۸۲۴
نتیجه آزمون	دلیلی برای رد فرض صفر وجود ندارد	دلیلی برای رد فرض صفر وجود ندارد	دلیلی برای رد فرض صفر وجود ندارد	دلیلی برای رد فرض صفر وجود ندارد	دلیلی برای رد فرض صفر وجود ندارد	دلیلی برای رد فرض صفر وجود ندارد	دلیلی برای رد فرض صفر وجود ندارد

نتیجه آزمون نشان می‌دهد که هر ۷ پرتفوی در ردیابی شاخص موفق عمل کرده‌اند.

در ادامه، به مقایسه عملکرد پرتفوها پرداخته می‌شود. پیش از این اشاره شد که به منظور مقایسه عملکرد پرتفوها از معیار خطای ردیابی استفاده می‌شود. متوسط خطای ردیابی ۷ پرتفوی به شرح جدول زیر است:

جدول ۴. متوسط خطای ردیابی روزانه پرتفوها

	پرتفوی A	پرتفوی B	پرتفوی C	پرتفوی D	پرتفوی E	پرتفوی F	پرتفوی G
متوسط خطای ردیابی بهار ۹۴	-۰.۰۰۱٪	۰.۱۳۵٪	-۰.۰۶۷٪	-۰.۰۲۸٪	-۰.۱۰۱٪	-۰.۰۷۲٪	-۰.۱۵۹٪
متوسط خطای ردیابی تابستان ۹۴	۰.۶۱۷٪	۰.۳۳۳٪	۰.۹۶۸٪	۰.۸۸۸٪	۱.۰۶۵٪	۰.۹۳۰٪	۲.۶۴۸٪
متوسط خطای ردیابی پاییز ۹۴	۰.۰۴۴٪	-۰.۰۷۰٪	-۰.۰۲۵٪	۰.۰۱۹٪	-۰.۰۱۸٪	-۰.۰۲۶٪	۰.۰۵۱٪
متوسط خطای ردیابی زمستان ۹۴	۰.۱۵۷٪	۰.۹۴۱٪	۰.۴۷۵٪	۰.۴۸۳٪	۰.۶۱۱٪	۰.۸۳۳٪	۱.۲۲۴٪
متوسط خطای ردیابی بهار ۹۵	۰.۰۱۰٪	-۰.۴۱۳٪	-۰.۳۷۷٪	-۰.۳۱۴٪	-۰.۳۰۲٪	-۰.۲۷۳٪	-۰.۳۸۲٪
متوسط خطای ردیابی پاییز ۹۵	۰.۲۰۱٪	۰.۱۵۶٪	۰.۱۱۰٪	۰.۱۵۷٪	۰.۲۶۸٪	۰.۱۳۳٪	۰.۱۵۴٪
متوسط خطای ردیابی زمستان ۹۵	-۰.۰۰۳٪	-۰.۰۵۸٪	۰.۱۷۰٪	۰.۲۰۰٪	۰.۱۸۷٪	۰.۱۷۳٪	-۰.۰۴۸٪
متوسط خطای ردیابی بهار ۹۶	۰.۰۷۴٪	-۰.۲۵۵٪	-۰.۰۳۵٪	-۰.۰۲۷٪	-۰.۰۳۹٪	-۰.۰۰۴٪	-۰.۲۴۲٪
متوسط خطای ردیابی تابستان ۹۶	۰.۰۲۳٪	-۰.۲۱۸٪	-۰.۰۲۳٪	۰.۰۹۵٪	۰.۱۲۸٪	۰.۱۳۶٪	۰.۱۳۶٪
متوسط خطای ردیابی پاییز ۹۶	-۰.۰۳۵٪	-۰.۰۶۹٪	-۰.۰۹۸٪	۰.۱۶۹٪	۰.۱۰۵٪	۰.۰۱۷٪	-۰.۱۷۸٪
متوسط خطای ردیابی زمستان ۹۶	-۰.۰۴۴٪	۰.۰۵۴٪	۰.۴۲۷٪	۰.۱۵۱٪	۰.۱۸۱٪	۰.۱۵۸٪	-۰.۰۴۹٪
متوسط خطای ردیابی بهار۹۷	-۰.۰۷۱٪	۰.۲۲۸٪	۰.۰۱۱٪	-۰.۰۰۳٪	۰.۱۰۵٪	۰.۰۸۴٪	۰.۲۳۴٪
متوسط کل خطای ردیابی	۰.۰۷۷٪	۰.۰۸۱٪	۰.۱۴۷٪	۰.۱۴۸٪	۰.۱۷۵٪	۰.۱۸۰٪	۰.۲۷۰٪

قابل مشاهده است که متوسط خطای ردیابی روزانه، در پرتفوی A مقدای پایین‌تر از سایر پرتفوها است. به منظور سنجش دقیق و مقایسه عملکرد این پرتفوها، از آزمون مقایسات زوجی استفاده می‌شود. در این آزمون مقدار خطای ردیابی دو پرتفوی مورد مقایسه قرار می‌گیرد. در مورد دو پرتفوی A و B، به منظور مقایسه مقدار خطای ردیابی، این آزمون به صورت زیر انجام می‌شود:

رابطه (۳۶)
$$\begin{cases} \text{فرض صفر: } TE_A > TE_B \\ \text{فرض یک: } TE_A \leq TE_B \end{cases}$$

این آزمون نسبت به این فرضیه که **خطای ردیابی پرتفوی A از پرتفوی B، کمتر است،** آزمونی سخت‌گیرانه است چراکه فرضیه بالا، در فرض یک (در مقابل فرض صفر) قرار گرفته است. برای آنجام این آزمون، ابتدا اختلاف خطای ردیابی دو پرتفوی، در بازه زمانی i به صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۳۷)
$$D_i^{A.B} = TE_i^A - TE_i^B$$

پس از محاسبه این اختلاف به ازای تمامی i ها، مقدار متوسط و انحراف استاندارد این مقادیر محاسبه شده و آماره مورد بررسی قرار خواهد گرفت:

رابطه (۳۸)
$$t = \frac{\overline{D}^{A.B}}{(\frac{S^{A.B}}{\sqrt{n}})}$$

در عبارت بالا $\overline{D}^{A.B}$ نشاندهنده متوسط و $S^{A.B}$ نشان‌دهنده انحراف استاندارد اختلاف‌های میان خطای ردیابی دو پرتفوی و n نشان‌دهنده تعداد نمونه‌ها (در اینجا، تعداد بازه‌های زمانی) است. درصورتی که توزیع اختلاف‌ها ($D_i^{A.B}$ها) نرمال باشد، این آماره دارای توزیع t با n-۱ درجه آزادی است و با مقدار بحرانی این توزیع مقایسه می‌شود. رد شدن فرض صفر، در این آزمون نشان می‌دهد که مقدار خطای ردیابی پرتفوی A از پرتفوی B به صورتی معناداری پایین‌تر است.

این آزمون برای هر زوج مرتب از ۷ پرتفوی بررسی شده در پژوهش، انجام شده که نتیجه آن به شرح زیر است:

جدول ۵. مقایسات زوجی خطای ردیابی پرتفوهای ردیاب شاخص

	پرتفوی A	پرتفوی G		پرتفوی E		پرتفوی B		پرتفوی C		پرتفوی D		پرتفوی F	
پرتفوی D		$\bar{D}$	۰.۰۰٪	$\bar{D}$	۰.۰۷٪	$\bar{D}$	۰.۰۷٪	$\bar{D}$	۰.۱۰٪	$\bar{D}$	۰.۱۰٪	$\bar{D}$	۰.۱۹٪
		S	۰.۳۳٪	S	۰.۲۵٪	S	۰.۱۸٪	S	۰.۲۲٪	S	۰.۲۴٪	S	۰.۶۶٪
		t	۰.۰۵	t	۱.۰۳	t	۱.۴۶	t	۱۶۴	t	۱۵۶	t	۱.۰۶
پرتفوی E				$\bar{D}$	۰.۰۷٪	$\bar{D}$	۰.۰۷٪	$\bar{D}$	۰.۰۹٪	$\bar{D}$	۰.۱۰٪	$\bar{D}$	۰.۱۹٪
				S	۰.۲۸٪	S	۰.۲۷٪	S	۰.۲۸٪	S	۰.۲۲٪	S	۰.۶۶٪
				t	۰۸۵	t	۰.۹۱	t	۱.۲۱	t	۱۶۲	t	۱.۰۳
پرتفوی G						$\bar{D}$	۰.۰۰٪	$\bar{D}$	۰.۰۳٪	$\bar{D}$	۰.۰۳٪	$\bar{D}$	۰.۱۲٪
						S	۰.۱۴٪	S	۰.۱۵٪	S	۰.۱۵٪	S	۰۵۵٪
						t	۰.۰۳	t	۰۶۸	t	۰۸۲	t	۰۸۰
پرتفوی A								$\bar{D}$	۰.۰۳٪	$\bar{D}$	۰.۰۳٪	$\bar{D}$	۰.۱۲٪
								S	۰.۰۸٪	S	۰.۱۲٪	S	۰۵۶٪
								t	۱.۲۰	t	۰۹۸	t	۰۷۸
پرتفوی C										$\bar{D}$	۰.۰۱٪	$\bar{D}$	۰.۰۹٪
										S	۰.۱۰٪	S	۰۵۰٪
										t	۰.۱۸	t	۰۶۸
پرتفوی F												$\bar{D}$	۰.۰۹٪
												S	۰۵۲٪
												t	۰۶۲

همانطور که در جدول قابل بررسی است، به ازای هر زوج از پرتفوها، مقدار متوسط و انحراف استاندارد اختلاف‌های میان خطای ردیابی و همچنین مقدار آماره ارائه شده در رابطهٔ **۳۸** به منظور سنجش آزمون فرضیهٔ ارائه شده در رابطهٔ **۳۶** قابل مشاهده است. با توجه به مقدار بحرانی توزیع t (در سطح اطمینان **۹۵**) که معادل **۱/۶۷** است، برتری هیچ یک از پرتفوها بر دیگری به صورت معنادار اثبات نمی‌شود. به عبارتی همه پرتفوها موفق به انجام فرایند ردیابی شاخص شده‌اند و میزان خطای ردیابی پرتفوها در سطح معنی داری **۹۵** درصد با یکدیگر متفاوت نیست.

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

در این پژوهش تاثیر معیارهای مختلف سنجش شباهت، در خوشه‌بندی سری‌های زمانی و در نهایت تشکیل پرتفوی استوار بر شاخص انجام شد. به‌این منظور شاخص‌های ضرایب

همبستگی مبتنی بر کاپولای گاوسی، تی، کلایتون، فرانک و گامبل و همچنین رویکردهای سنجش شباهت مبتنی بر برنامه ریزی پویا مانند DTW و EDR به منظور تعیین شباهت میان سری‌های زمانی، مورد استفاده قرار گرفتند.

در ادامه از مقادیر محاسبه شده توسط هر یک از این رویکردها در یک مدل بهینه سازی ریاضی صفر و یک، برای خوشه‌بندی سری‌های زمانی، استفاده شد. این مدل، پس از خوشه‌بندی سری‌های زمانی بازده سهم‌های شاخص، از هر خوشه یک نماینده را انتخاب کرده و وزن هر نماینده را معادل مجموع وزن سهم‌های خوشه در نظر می‌گیرد. با توجه به توضیحات بالا، ۷ پرتفوی ردیاب شاخص به صورت زیر قابل معرفی خواهد بود:

- پرتفوی ردیاب شاخص مبتنی بر رویکرد DTW
- پرتفوی ردیاب شاخص مبتنی بر رویکرد EDR
- پرتفوی ردیاب شاخص مبتنی بر ضریب همبستگی بر اساس کاپولای گوسی
- پرتفوی ردیاب شاخص مبتنی بر ضریب همبستگی بر اساس کاپولای تی
- پرتفوی ردیاب شاخص مبتنی بر ضریب همبستگی بر اساس کاپولای گامبل
- پرتفوی ردیاب شاخص مبتنی بر ضریب همبستگی بر اساس کاپولای کلایتون
- پرتفوی ردیاب شاخص مبتنی بر ضریب همبستگی بر اساس کاپولای فرانک

به منظور بررسی فرایند بالا، از اطلاعات شرکت‌های تشکیل دهنده شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران در در ۱۳ بازه ۳ ماهه از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ استفاده شد. پس از محاسبهٔ معیارهای شباهت و تشکیل پرتفوها و انجام آزمون خارج از نمونه، نتایج زیر به دست آمد:

- ✓ آزمون خارج از نمونه روی معیار نسبت بازار پرتفوها نشان از موفقیت همه آنها در تشکیل پرتفوی مبتنی بر شاخص دارد.
- ✓ پرتفوی مبتنی بر رویکرد کاپولای گوسی بر اساس شاخص نسبت بازار، بیشترین دقت را در تشکیل پرتفوی ردیاب شاخص داشته است.
- ✓ آزمون خارج از نمونه بر روی خطای ردیابی پرتفوها نشان از این موضوع دارد که خطای ردیابی ۷ پرتفوی در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارای تفاوت معنی دار نیست.

در نظر گرفتن هزینهٔ معاملاتی برای تنظیم مجدد پرتفوی در بازه‌های زمانی وهمچنین افزایش بازدهی پرتفوی همزمان با حفظ سطح ریسک به عنوان رویکردی برای تشکیل پرتفوی شاخصی ارتقایافته (فعال) به عنوان موضوع‌هایی برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود.

منابع

امیری، م؛ شهسواری، ش؛ چالسپاری، س (۱۳۹۹) "تشکیل صندوق شاخصی بهبود یافته با استفاده از رویکرد بهینه سازی امکانی استوار"، *بورس اوراق بهادار*، دوره ۱۳، شماره ۴۹، صفحات ۴۷ تا ۷۲

امیری، م؛ کرمی، ش؛ ناصرپور، ع (۱۳۹۵)."ردیابی شاخص بورس اوراق بهادار با در نظر گرفتن محدودیت زیان گریزی با استفاده از رویکرد جدید بیگ بنگ بیگ کرانچ "*دانش سرمایه گذاری*. سال پنجم، شماره ۱۵صفحات ۸۳ تا ۱۰۵.

انصاری، ح؛ بهزادی، ع؛ تندنویس، ف. (۱۳۹۸). مقاله پژوهشی: ردیابی شاخص بهبودیافته دو مرحله ای با استفاده از الگوریتم‌های فراابتکاری. راهبرد مدیریت مالی، ۲۲-۱، (۴) ۷.

حجازی، ر؛ جعفری سرشت، د؛ دلشادی، م، (۱۳۹۰) " تشکیل صندوق شاخصی بهبود یافته با استفاده از الگوریتم ژنتیک"، بورس اوراق بهادار، دوره ۴، شماره ۱۴، صفحات ۱۳۵ تا ۱۵۷.

راعی، ر؛ پویان‌فر، ا (۱۳۸۴)؛ *مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته*، ایران، انتشارات سمت.

سبزواری، ج؛ سجادی، م؛ سجادی، م (۱۳۹۴)"حل مساله ردیابی شاخص با استفاده از الگوریتم فراابتکاری ترکیبی کرم شب تاب "*مدیریت مهندسی و رایانش نرم*، دوره ششم، شماره ۱۰، صفحات ۱۲۵ تا ۱۴۳.

عیوض‌لو، ر؛ شفیع‌زاده، م؛ قهرمانی، ع (۱۳۹۶) "ردیابی شاخص و شاخص بهبودیافته با استفاده از رویکردهای هم‌انباشتگی و همبستگی" *تحقیقات مالی*، دوره نوزدهم، شماره ۳، صفحات ۴۵۷-۴۷۴.

فلاح پور، س؛ تندنویس، ف؛ هاشمی، ا, (۱۳۹۴) "بهینه‌سازی پرتفوی ردیاب شاخص با استفاده از مدل تک شاخصی پایدار برمبنای شاخص ۵۰ شرکت فعالتر بورس اوراق بهادار تهران "*مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، دوره ششم، شماره ۲۴،صفحات ۱۱۵ تا ۱۳۴.

فلاح‌پور، س؛ تندنویس، ف, (۱۳۹۴) "کاربرد رویکرد بهینه‌سازی استوار در تشکیل پرتفوی سهام مبتنی بر شاخص با درنظر گرفتن ردیاب پارامترها "*تحقیقات مالی* ,دوره هفدهم، شماره ۲ صفحه ۳۲۵-۳۴۰.

کشاورز حداد، غ؛ حیرانی، م (۱۳۹۳) "برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا"، *تحقیقات اقتصادی*، دوره چهل و نهم، شماره ۴، صفحات ۸۶۹-۹۰۲.

References

Amiri, M., shahsavari, S., lak chalsepary, S. (2020). Enhanced Index Fund Construction using Robust possiblistic programming. *Journal of Securities Exchange*, 13(49), 47-72 (in Persian)

Amiri, M., Karami, Sh., Naserpour, A. (2107). Tracking Stock Exchange Index with considering the limitation of loss aversion with using the new approach of Big Bang –Big Crunch. Investment Knowledg, 5(19), 83-105. (In Persian).

Ansari, H., Behzadi, A., & Tondnevis, F. (2019). Enhanced Index Tracking with a Two-Stage Mixed Integer Programing Model and Pattern Search Algorithm. *Financial Management Strategy*, *7*(4), 1-22 (In Persian).

Beasley J. Meade N. and Chang T. (2003) "An evolutionary heuristic for the index tracking problem," *European Journal of Operational Research*, p. 148(3): 621–643.

Berndt D and Clifford J, (1994) "Using dynamic time warping to find patterns in time series," in the AAAI Workshop on Knowledge Discovery in Databases,.

Chen C. and Roy H. (2012) "Robust portfolio selection for index tracking," *Computers & Operations Research*, p. 39 829–837.

Chen L. Oszu M. and Oria V. (2005) "Robust and fast similarity search for moving object trajectories," in Int. Conf. on Management of Data.

Clarke R., Krase C. and Statman M. (1994) "Tracking error, regret and tactical asset allocation," *The Journal of Portfolio Management*, pp. 20, 16–24.

Corielli F. and Marcellino M. (2006) "Factor based index tracking." *Journal of Banking & Finance* 30.8: 2215-2233.

Cornuejols and Tutuncu (2005), “Optimization Methods in Finance”, Carnegie Mellon University.

Dos C. and Cincotti S. (2005) "Clustering of Financial time series with application to index and enhanced-index tracking portfolio " Universitμa di Genova, Via Opera Pia 11a, 16145 Genova, Italia

Embrechts P. McNeil A. and Straumann D. (2002) "Correlation and dependence in risk management: properties and pitfalls," in Risk Management: Value at Risk and Beyond,, Cambridge.

Erdogan E. Goldfarb V and Iyengar G (2004) "Robust portfolio management" Columbia University, CORC Technical Report TR.

Eyvazloo, R., Shafizade, M. & Ghahremani, A. (2017). Index Tracking and Enhanced Indexing Using Co-integration and Correlation Approaches. *Financial Researches*, 19(3), 457-474. (In Persian).

Fallahpor, S,. Tondnevis, F., Hashemi,. M.A. (2016). Index tracking portfolio optimization by robust sigle factor model based on 50 more active company index of TSE. *Financial Engneering and security Management*, 6(24), 115-134. (In Persian).

Fallahpor, S. and Tondnevis, F. (2015). Application of an optimization model for constructing an index tracker portfolio and considering the uncertainty of model parameters by using of robust optimization approach. *Financial Researchers*, 17(2), 325-340. (In Persian).

Focardi S. and Fabozzi F. (2004) "A methodology for index tracking based on timeseries clustering," *Quantitative Finance*, p. 4(4):417–25.

García, F, Guijarro F, and Oliver J. (2017) "Index tracking optimization with cardinality constraint: a performance comparison of genetic algorithms and tabu search heuristics." *Neural Computing and Applications*, 30 2625-2641.

Gilli M. and Kellezi E. (2002) "The threshold accepting heuristic for index tracking" in Financial engineering, e-commerce, and supply chain. Kluwer In: Pardalos P, Tsitsiringos VK, editors.

Hejazi, R., Jafari Seresht, D., Delshadi, M. (2012). To Form Enhanced Index Fund with Genetic Algorithm. *Journal of Securities Exchange*, 4(14), 135-157. (In Persian).

Jeng, Yih, Chen-Ju Lee, and Shyh-Weir Tzang. (2013) "Application of a multifactor model in enhanced index fund: Performance analysis in China." *Emerging Markets Finance and Trade* 49.sup4 163-183.

Keshavarz Haddad, Gh., Heyrani, M. (2015). Estimation of Value at Risk in the Presence of Dependence Structure in Financial Returns: A Copula Based Approach. *Economic Researches*, 49(4), 869-902. (In Persian).

Kharoubi C. and Maurer F. (2013) "Copulas In Finance Ten Years Later,," *Journal of Applied Business Research*, pp. 29(5):1555-1566

Konno H. and Wijayanayake A. (2001) "Minimal cost index tracking under nonlinear transaction costs and minimal transaction unit constraints." *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, p. 4(6):939–958.

Markowitz H. (1952) "Portfolio selection," The journal of finance, pp. 77-91.

Markowitz H. (1959) "Portfolio selection: efficient diversification of investments," Yale university press,.

Meade N. and Salkin G. (1990) "Developing and maintaining an equity index fund," *Journal of the Operational Research Society*, p. 41(7):599–607.

Meade N. and Salkin G. (1989) "Index funds-construction and performance measurement." *J. Opl Res.* Soc., pp. 40, 871-879.

Meihua W. Chengxian X. Fengmin X. and Hong X. (2011) "A mixed 0–1 LP for index tracking problem with CVaR risk constraints," *Annals of Operations Research*, 196 591-609

Patton A. (2007), "Copula-Based Models for Financial Time Series," The Oxford-Man Institute, University of Oxford.

Raei, R., Pouyanfar, A. (2006). Advanced Investment. Samt publication. (In Persian).

Rohweder H. (1998) "Implementing stock selection ideas: does tracking error optimization do any good?" *Journal of Portfolio Management*, p. 24(3):49–59.

Roll J. and Ronald D. (2002) "Optimal benchmark tracking with small portfolios," *Journal of Portfolio Management*, pp. 28(2):9-33.

Roll R. (1992) "A mean/variance analysis of tracking error," *Journal of Portfolio Management*, p. 18:13–22.

Roy, K; Dexiang, W; (2016) "Factor-based robust index tracking" *Optimization and Engineering*, pp 443-466.

Rudd A. (1980) "Optimal selection of passive portfolios," *Financial Management*, p. 9(1):57–66.

Rudolf, Markus and Jurgen, "A linear model for tracking error minimization," *Journal of Banking & Finance*, p. 23(1): 85–103., 1999.

Saant'Anna L. Filomena T. and Caldeira J. (2017) "Index tracking and enhanced indexing using cointegration and correlation with endogenous portfolio selection." *The Quarterly Review of Economics and Finance* 65 146-157.

Saant'Anna L. Filomena T. Guedes P. Borenstein D. (2017) "Index tracking with controlled number of assets using a hybrid heuristic combining genetic algorithm and non-linear programming." *Annals of Operations Research* 258.2 : 849-867.

Sajjadi, S., Sajjadi, S. and Sabzevari, M. (2016). Index tracking problem solving using metaheuristic firefly algorithm". *Engineering management and soft computin*g, 1(1), 125- 143. (In Persian).

Serra J. and Arcos L.(2014), "An empirical evaluation of similarity measures for time series classification," *Knowledge-Based System*.

Sharpe W. (1963) "A simplified model for portfolio analysis," *Management science*, pp. vol. 9, pp. 277-293.

Shen J. Huang W. Zhu D. Liang J. (2016) "A Novel Similarity Measure Model for Multivariate Time Series Based on LMNN and DTW," *Neural Processing Letters*. 45 (3) pp 925–937

Song P. (2000)", Multivariate dispersion models generated from gaussian copula," *Scandinavian Journal of Statistics*, 27(2), p. 305–320.

Wang X. Mueen A., Ding H., Trajcevski G., Scheuermann P. and Keogh J. (2013) "Experimental comparison of representation methods and distance measures for time series data," Data Min. Knowl. Discov, p. 26 275–309.

COPYRIGHTS



This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Journal of Securities Exchange
Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 73-104

Trust and Opportunism of a Dichotomy in the Banking Industry; Evidence from Behavioral Economics Games[1]

Seyed Ahmad Ebrahimi[2], Alireza Erfani[3], Majid Eshaghi[4]

Received: 2022/06/28
Accepted: 2022/12/04

Research Paper

Abstract

Trust is an important element of the banking industry, the relationship between the customer and the bank is a two-way exchange, both parties may trust each other or choose opportunistic behavior. Therefore, we are faced with a strategic game. The purpose of this article is to analyze the opportunistic and trusting behaviors between customers and banks. In this paper, a structural equation model based on the logic of behavioral economics games is presented to analyze the unique effects of trust and opportunism between legal clients and their banks. The results show that trust and opportunism affect the perceived risk by the customer. Mutual trust between the customer and the bank greatly reduces the level of risk perceived by the customer. In addition, opportunity opportunism jeopardizes the relationship and creates a high level of perceived risk. The results also show that assuming other conditions remain constant, if the bank's trust in the customer decreases by one percent, the perceived risk will increase by 28 percent, but when the customer trust in the bank decreases by one percent, the perceived risk will increase by 51 percent. The above results are consistent with the principles of behavioral economics. These results emphasize the importance of trust as a tool for creating and maintaining stability in the financial system. The findings also emphasize the importance of network trust and the role of relationship marketing in the banking industry.

Key Words: Game Theory, Network Trust, Relationship Marketing, Conflict Management.
JEL Classification: C7, A13, D63, D64.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11652.1749

2. Ph.D. Student, Department of Economics, Semnan University, Semnan, Iran. (ahmadebrahimi@semnan.ac.ir).
3. Professor, Department of Economics, Semnan University, Semnan, Iran. (Corresponding Author). (aerfani@semnan.ac.ir).
4. Professor, Department of Mathematics, Semnan University, Semnan, Iran. (meshaghi@semnan.ac.ir).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۱۰۴-۷۳

اعتماد و فرصت طلبی یک دوگانگی در صنعت بانکداری؛ شواهدی از بازی‌های اقتصاد رفتاری[۱]

سیداحمد ابراهیمی[۲]، علیرضا عرفانی[۳]، مجید اسحاقی[۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۳

چکیده

اعتماد یکی از عناصر مهم صنعت بانکداری است، روابط بین مشتری و بانک یک مبادله دو طرفه است، هر دو طرف ممکن است به هم اعتماد کنند یا رفتار فرصت طلبانه را انتخاب کنند. بنابراین با یک بازی استراتژیک روبرو هستیم، هدف این مقاله تجزیه و تحلیل رفتارهای فرصت‌طلبانه و اعتمادی بین مشتریان و بانک‌هاست. در این مقاله یک مدل معادلات ساختاری استوار بر منطق بازی‌های اقتصاد رفتاری برای تجزیه و تحلیل تأثیرات ویژه اعتماد و فرصت طلبی بین مشتریان حقوقی و بانک‌های آنها ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که اعتماد و فرصت طلب بودن بر خطر ادراک شده توسط مشتری اثرگذار است. اعتماد متقابل مشتری و بانک سطح ریسک ادراک شده توسط مشتری را به شدت کاهش می‌دهد. افزون بر این، فرصت‌طلبی رابطه را به خطر می‌اندازد و سطح بالایی از خطر درک شده را ایجاد می‌کند. نتایج همچنین نشان دهنده این است با فرض ثابت بودن سایر شرایط چنانچه اعتماد بانک به مشتری یک درصد کاهش یابد ۲۸ درصد خطر ادراک شده افزایش می‌یابد اما زمانی که یک درصد اعتماد مشتری به بانک کاهش یابد خطر ادراک شده ۵۱ درصد افزایش خواهد یافت که نتایج بالا با مبانی اقتصاد رفتاری هم خوانی دارد. این نتایج اهمیت اعتماد را به عنوان ابزاری برای ایجاد و حفظ ثبات در سیستم مالی تأکید می‌کنند. همچنین یافته‌ها بر اهمیت اعتمادسازی شبکه‌ای و نقش بازاریابی رابطه‌مند در صنعت بانکداری تأکید می‌کند.

واژه های کلیدی: نظریه بازی‌ها، اعتمادسازی شبکه‌ای، بازاریابی رابطه‌ای، مدیریت تعارض.

طبقه بندی موضوعی: C7، A13، D63، D64.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11652.1749

۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (ahmadebrahimi@semnan.ac.ir)

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (نویسنده مسئول). (aerfani@semnan.ac.ir)

۴. استاد، گروه ریاضی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (meshaghi@semnan.ac.ir)

مقدمه

فرضیه های مهم در اقتصاد متعارف این است که انسان‌های اقتصادی بر اساس مفاهیم جاافتاده‌ای مانند خود منفعتی[1]، هزینه فرصت، تعویض پذیری پول، تحلیل هزینه به فایده و آینده‌نگری به کارهایی چون خرید، مصرف و سرمایه‌گذاری دست می‌زنند. نظریه بازی‌ها[2] که یکی از اجزای مهم تئوری استاندارد اقتصاد است، استوار بر همین فرضیه‌ها است، اما در برخی آزمایش‌های اقتصادی[3] صورت گرفته در نظریه بازی‌ها رفتارهای خارج از قاعده[4] استنباط شده است. نتایجی که نشان می‌دهد بسیاری از رفتارهای انسان‌های عادی (سیندرلاها، سیمپسون‌ها) با نظریه‌ها و مدل‌های «اقتصاد متعارف» هم خوانی ندارد و در نتیجه، انسانها مرتکب کج رفتاری می‌شوند. وجود چنین رفتارهایی در اقتصاد متعارف منجر به ظهور اقتصاد رفتاری شد. تمایز مهم و بنیادین تحلیل‌های اقتصاد رفتاری با رویکرد اقتصاد متعارف در این است که اقتصاد رفتاری بر نقطه کانونی علم اقتصاد متعارف، یعنی «عقلانیت» انگشت می‌گذارد و باور دارد که اقتصاد متعارف الزاما عقلانی نیست (آلتمن[5]، ۲۰۱۲). هرچند اقتصاد رفتاری هنوز به طور کامل «عقلانیت اقتصادی» را زیر سوال نبرده و تنها به شواهد نقض کننده‌ای در این حوزه می‌پردازد و از سوی دیگر، سعی دارد راهکارهایی نظری و توضیحاتی تکمیلی برای رفع این شواهد نقض کننده ارائه دهد. به طور کلی اقتصاد رفتاری با استفاده از علم اقتصاد و روان‌شناسی نشان داده است که مبانی شناخت انسان‌ها و متغیرهای جمعیتی و مانند آن بر تصمیم‌های اقتصادی افراد اثر می‌گذارد و آن‌ها را از تصمیم‌های عقلایی دور می‌کند (انصاری و همکاران، ۱۳۹۴) به عبارتی حوزه نوظهور اقتصاد رفتاری تلفیق شیرین و دلچسبی از روان‌شناسی و اقتصاد درباره فرایند انتخاب و تصمیم‌گیری انسان‌ها است (تالر[6]، ۲۰۱۵:۱۹).

در همین چارچوب مدل‌های بازی‌های اقتصاد رفتاری[7] شکل گرفتند. این مدل‌ها نشان می‌دهند که یک بازیگر در دنیای واقعی چگونه رفتار می‌کند. این بازیگر رفتاری به شیوه‌ای عقلایی و محدود رفتار می‌کند و می‌تواند مرتکب اشتباهاتی شود که مدت‌ها با او خواهد ماند. آزمایش‌های اقتصادی در بررسی رفتار متقابل بازیگران نشان می‌دهد که آنها رفتارهای

---

1. Self-interest
2. Game theory
3. Experimental Economics
4. Anomalies
5. Altman
6. Thaler
7. Games and Economic Behavior (GEB)

ضدکارایی[1] دارند، در بیشتر این موارد یکی از طرفین از فرصت کسب برتری طرف دیگر برخوردار است، دیوید کرپس (۱۹۹۰) متخصص نظریه بازی‌های دانشگاه استنفورد، این عنصر ضدکارایی را کشف کرد که امروزه به بازی اعتماد معروف است. اعتماد[2] برای رشد و توسعه اقتصادی در صنعت بانکداری بسیار مهم است (یوسف زایی[3] و همکاران ، ۲۰۰۵؛ موکرجی و نات[4] ، ۲۰۰۳ ؛ کشاورانی و بیش[5] ، ۲۰۱۲) و عدم اعتماد در بحران‌های بانکی ۲۰۰۸ نقش اساسی داشته است، زمانیکه اعتماد به ساختار نهادی سیستم مالی بدتر شود،کل اقتصاد در معرض خطر است (بالبیل[6]، ۲۰۱۳). اعتماد و فرصت طلبی گرایش‌های بین فردی هستند که ثبات و ریسک صنعت مالی را تعریف می‌کنند (داهلسترو[7] و همکاران، ۲۰۱۴). جامعه شناسی نظریه اعتماد نشان می‌دهد که اعتماد می‌تواند به اشکال مختلف از جمله اعتماد نهادی[8] و بین سازمانی[9] ظهور کند (مولرینگ[10] ، ۲۰۰۱). اعتماد استوار بر نهاد در بانک‌ها بر اساس قوانین ضمنی که عملکردها را در صنعت بانکداری تنظیم می‌کنند به درستی پذیرفته شده است. برای ارتباط مشتری و بانک، اعتماد امری ضروریست (زینلدین[11]،۱۹۹۵). اعتماد نهادی در بازارهای مالی ضروری است، با این وجود اعتماد بین سازمانی یک منبع مدیریتی مکمل است که برای روابط موفق نیز حیاتی است (مورگان و هانت[12] ، ۱۹۹۴). در یک رابطه تجاری، یک طرف ممکن است رفتار فرصت طلبانه‌ای[13] داشته باشد، در صورتی که می‌داند طرف مقابل به او اعتماد دارد (ویلیامسون[14] ، ۱۹۹۳ ؛ گیل[15] و همکاران ، ۲۰۰۶). راپوپورت و اشد لوی[16] (۱۹۸۹) نشان دادند که ترس، حرص و طمع باعث عدم همکاری می‌شود اما اثر طمع قالب تر است، روابط در صنعت بانکداری یک زمینه تجربی بدون ابهام را برای تجزیه و تحلیل نتیجه اعتماد فراهم می سازد (سپاریتو[17] و همکاران ، ۲۰۰۴).

---

1. Pareto-Damagind Behavior
2. Trust
3. Yousafzai
4. Mukherjee and Nath
5. Kesharwani and Bisht
6. Bulbul
7. Dahlstrom
8. institutional
9. inter-organizational
10. Mollering
11. Zineldin
12. Morgan and Hunt
13. opportunism
14. Williamson
15. Gill
16. Rapoport &Eshed-Levy
17. Saparito

پرسش اساسی این است که الزاما چرا مردم به بانک‌ها اعتماد می‌کنند؟ چرا در پایان شهریور سال ۱۴۰۰ مانده سپرده‌های بانکی مبلغ ۴۶۸۳ هزار میلیارد تومان بوده است[1]؟ مبنای این اعتماد چیست؟ سوء استفاده‌های برخی موسسات اعتباری در سال‌های گذشته، چه تاثیری بر اعتماد مردم به بانک‌ها گذاشته است؟ وجود مبلغ ۲۳۶ هزار میلیارد تومان مطالبات غیر جاری در پایان شهریور سال ۱۴۰۰، در بانک‌ها چه تاثیری بر اعتماد بانک به مشتریان خواهد گذاشت؟ هدف پژوهش حاضر در مرحله نخست معرفی بازی‌های اقتصاد رفتاری است که کاربردهای فراوانی در صنعت بانکداری دارند و در مرحله بعد به بررسی یک آزمایش بین مشتریان حقوقی و بانک پرداخته می‌شود، در این پژوهش به بررسی اثر اعتماد و فرصت طلبی بر خطر ادراک شده توسط مشتری در صنعت بانکداری پرداخته می‌شود. نوآوری مقاله در این است که بازی‌های اقتصاد رفتاری تشریح شود و یک آزمایش عملی در این خصوص صورت گیرد. بی‌گمان مطالعه در حوزه اقتصاد رفتاری به ویژه ادغام آن با نظریه بازی‌ها به درک پژوهشگران از پدیده‌های دنیای واقعی کمک شایانی خواهد کرد و در پیشروی آن‌ها به سوی بهره‌گیری مرزهای دانش تاثیرگذار خواهد بود. در ادامه ابتدا به مرور مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود سپس روش پژوهش تشریح می‌شود و در ادامه با استفاده از آزمایش‌های صورت گرفته نتایج تحلیل می‌شود و در نهایت جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه می‌شود.

مرور ادبیات پژوهش

در «اقتصاد متعارف» (نئوکلاسیک) فرض می‌شود که انسانها «عقلانیت کامل»، «خویشتن‌داری کامل» و «منفعت طلبی کامل» دارند، بنابراین، نیازی به مداخله خط و مشی‌گذاران و هیچ کس دیگری در کار آنها نیست. چنین تصویری از انسانها که تالر[2] به اختصار «انسانهای اقتصادی» (رباتها، اسپاکها) می‌نامد، محور همه نظریه‌ها و مدل‌های «اقتصاد متعارف» است (تالر، ۲۰۱۵)، بیشتر اقتصاددانان به این نتیجه رسیده‌اند که تئوری بازارها با شکست‌هایی روبرو بوده است. بسیاری از این «شکست‌های بازار» نتیجه غیرقابل پیش‌بینی پدیده‌های واقعی هستند که عواقبی را ایجاد می‌کنند، این شکست‌ها نشان دهنده ناکامی اقتصاددانان متعارف در تحلیل دنیای واقعی است (داویت و کلارک[3]، ۲۰۱۸). هیکلوم[4] (۲۰۱۴) معتقد است که اقتصاد

1. https://www.cbi.ir/simplelist/22565.aspx
۲. Thaler
3. Dwight R. Lee and J. R. Clark
4. Heukelom

رفتاری فصل جدیدی را برای پژوهش‌های اقتصاددانان در مورد نواقص بازار به وجود آورده است. به نظر می‌رسد که جریان اصلی اقتصاد (نئوکلاسیک‌های بعد از جنگ) در مورد شناخت رفتار انسان‌ها کاستی‌هایی دارد و اقتصاد رفتاری خواستار رفع این کاستی‌ها، در راستای دقیق‌تر کردن بعد اقتصادی انسان شناسی است. اما در مقابل، حوزه نوظهور «اقتصاد رفتاری» در بردارنده این مفهوم است که: انسانها مرتکب کج رفتاری می‌شوند. سه کج رفتاری بزرگ انسانها که در اقتصاد رفتاری مورد نظر قرار می‌گیرد، عبارت است از اینکه: ۱) انسانها ظرفیت‌های فکری، ذهنی و زمانی محدودی دارند و برای رفع چنین محدودیتی به میانبرها و خودساخته‌های ذهنی متوسل می‌شوند، ۲) انسانها در برابر وسوسه‌ها خویشتن‌داری و تحمل ندارند، گزینه‌های حال را به گزینه‌های آینده ترجیح می‌دهند و فاصله امروز تا فردا را بیش از فاصله فردا تا پس فردا می‌پندارند و ۳) انسانها به انصاف و مراعات حال دیگران حساسیت نشان می‌دهند و برای مجازات بی‌انصافها حاضرند از نفع خود بگذرند یا به خود ضرر برسانند (تالر، ۲۰۱۵). افزون بر آن، «اقتصاد رفتاری» انسانها را به سبب عقلانیت محدود، خویشتن داری محدود و خودمنفعتی محدود، در معرض سوگیری‌ها و اشتباهات پیش‌بینی‌پذیر و نیز آسیب‌رسانی به خود می‌بیند و با پذیرش اصل قیم مابی آزادی خواهانه[1] پیشنهاد می‌کند[2] که با دست‌کاری در محیط انتخاب انسانها (معماری انتخاب) باید به آنها تلنگر زد تا تصمیمی به نفع خودشان بگیرند (عقلانیت کامل). به اعتقاد تالر، خط فکری «اقتصاد رفتاری» در نه مفهوم زیر خلاصه می شود: «عقلانیت کامل»، «عقلانیت محدود»، «خویشتنداری محدود»، «خود منفعتی حدود»، «میانبرها»، «سوگیریها»، «قیم مآبی آزادی خواهانه»، «تلنگر» و «معماری انتخاب» (تالر، ۲۰۱۵).

تئوری بازی‌ها یکی از اجزای مهم تئوری استاندارد اقتصاد است که استوار بر چند فرض است: ۱) افراد تنها با نفع شخصی خود بر انگیخته می‌شوند، ۲) عقلانیت افراد نامحدود است، ۳) به سرعت تعادل‌ها ایجاد می‌شوند. این در حالی است که عقلانیت محدود مانع می‌شود تا افراد استوار بر مدل تئوری بازی‌ها عمل کنند، یادگیری موجب می‌شود تا تاخیری در رسیدن به تعادل به وجود آید و سرانجام اینکه گاه افراد ساختار بازی را درست نمی‌فهمند و به اشتباه بازی دیگری را اجرا می‌کنند(ویلیامسون، ۲۰۰۸). افراد برای ذخیره زمان و انرژی، شیوه‌های اکتشافی (کلیدهای میان‌بر تصمیم‌گیری) ایجاد می‌کنند. جست‌وجوی تمام اطلاعات مرتبط و پردازش

1. Libertarian paternalism

۲. این اصل بیان می‌کند که: انسان ها آزادند که انتخاب کنند، حتی اگر به ضررشان باشد.

این اطلاعات با تمام جزئیات آن، کاری بسیار وقت گیر و طولانی است. یکی از اکتشاف‌هایی که افراد طی قرن‌ها از آن استفاده کرده‌اند، اعتماد اکتشافی است (آلتمن ، ۲۰۱۲). اگر افراد نتوانند اعتماد اکتشافی را به کار گیرند، هزینه تصمیم‌گیری آن‌ها به طرز چشمگیری افزایش خواهد یافت. سطح پایین اعتماد، آسیب پذیری، آسیب رساندن به سرمایه‌ها و رشد اقتصادی کوتاه مدت را افزایش می‌دهد (آرمسترانگ[۱] ، ۲۰۱۲). رفتار بین سازمانی بر رابطه اعتماد و ریسک تأثیر می‌گذارد (مولرینگ[۲] ، ۲۰۰۱). اعتماد یک عامل بین سازمانی است که ثبات در رابطه ایجاد می‌کند (اسپانین[۳] و همکاران ، ۲۰۰۷). در نتیجه، اعتماد یک عامل مدیریتی کاتالیزوری[۴] برای کاهش ریسک است. در بررسی رفتار متقابل مشتری و بانک آنها بین دو استراتژی: اعتبار مبتنی بر اعتماد در بلند مدت و وسوسه سود بالاتر استوار بر فرصت طلبی در کوتاه مدت قرار دارند. این معضل اخلاقی می‌تواند با پیچیدگی و تخصصی شدن صنعت بانکداری پیچیده شود. موضوعات شفافیت، اطلاعات نامتقارن[۵] و نگرانی‌های مربوط به خطرات اخلاقی[۶] با پیچیدگی روابط با مشتریان، شدیدتر می‌شوند (صوفی[۷]، ۲۰۰۷). لازم به بیان است مساله اعتماد تنها ارائه اطلاعات پردازش نشده نیست، بلکه اطمینان از این است که از هرگونه سوگیری استفاده از قدرت ناشی از عدم تقارن اجتناب ناپذیر در توانایی افراد در درک اطلاعات جلوگیری می‌شود (دیا[۸] ، ۲۰۱۱)، زیرا شفافیت بین دو نفر که به طور مساوی توانایی درک اطلاعات را ندارند به خودی خود منجر به رفتار مسئولیت پذیرتر نخواهد شد. تئوری اعتماد و فرصت طلبی به عنوان گرایش‌های اساسی در رابطه دوگانه شناخته می‌شوند (واتن و هایده[۹]، ۲۰۰۰). اعتماد می‌تواند به دلیل شرایط فردی، بین سازمانی یا سطح کلان ظاهر شود (مولرینگ ، ۲۰۰۱). فرصت طلبی به افشای ناقص یا تحریف شده اطلاعات، به ویژه برای تلاش‌های حساب شده برای گمراه کردن، تحریف یا گیج کردن یک شریک تجاری اشاره دارد (ویلیامسون[۱۰]،

---

1. Armstrong
2. Mollering
3. Seppanen
4. Catalytic
5. asymmetric information
6. moral hazard
7. Sufi
8. Dia
9. Wathne and Heide
10. Williamson

۱۹۹۳). بنابراین، در رابطه بین بانک و مشتریان، ممکن است تمایلات فرصت طلبانه وجود داشته باشد. فرصت طلبی یک جنبه رفتاری[1] است که با عدم تقارن اطلاعات بین دو طرف در یک رابطه همراه است (ویلیامسون ، ۱۹۸۵). چونکه هر دو، بانک و مشتری می‌توانند منافع شخصی خود را با تقلب در توافق نامه‌ها برای بدست آوردن سود بیشتر که منجر به تخریب اعتماد و نتایج ضعیف برای هر دو طرف ایجاد کنند. بنابراین می‌توان انتخاب بین اعتماد و فرصت طلبی را به عنوان یک رویکرد تئوری بازی‌های اقتصاد رفتاری تحلیل کرد.

از طرفی اعتماد یکی از مهم‌ترین بنیان‌های بازاریابی رابطه‌مند[2] است. دوایر[3] و دیگران (۱۹۸۷) اعتماد را به عنوان اعتقاد یک طرف رابطه به قابل اتکا بودن گفته‌ها و تعهدات طرف دیگر تعریف می‌کنند. مورگان و هانت[4] (۱۹۹۴) نیز معتقدند شکل‌گیری اعتماد در رابطه متضمن داشتن سطحی از اطمینان به راستی و درستی قول و وعده‌های طرف مقابل توسط هریک از طرفین است. آنها همچنین علت تاکید بر اعتماد به عنوان یک متغیر بازاریابی رابطه‌مند را در ضرورت آن برای شکل‌گیری مبادلات رابطه‌ای می‌دانند. مفهوم بازاریابی رابطه‌مند نخستین بار به طور رسمی توسط بری[5] (۱۹۸۳) در زمینه خدمات به کار گرفته شد و از آن به عنوان استراتژی جذب، حفظ و بهبود روابط با مشتریان یاد کرده است. کاتلر و آرمسترنگ[6] (۱۹۹۹) بازاریابی رابطه‌مند را به مفهوم ایجاد، حفظ و بهبود روابط مستحکم با مشتری و دیگر ذی نفعان می‌داند. همچنین گرونروز[7] (۱۹۹۴) بازاریابی رابطه‌مند را به‌عنوان فرآیند شناسایی، ایجاد، نگه‌داری، تقویت و در صورت لزوم خاتمه دادن به روابط با مشتریان و دیگر ذی نفعان در یک سو، دوجانبه معرفی کرده، به طوری‌که اهداف همه گروه‌ها در این رابطه تامین شود. پژوهش‌ها در زمینه به کارگیری بازاریابی رابطه‌مند در صنعت بانکداری به اوایل سال ۱۹۹۰ برمی‌گردد. وقتی که تعارض در یک رابطه افزایش یابد موجب کاهش اعتماد طرفین به یکدیگر و کاهش تمایل به ایجاد و حفظ رابطه بلندمدت می‌شود

---

1. behavioral aspect
2. Relationship Marketing
3. Dwyer
4. Morgan, R. M and Hunt
5. Berry
6. Kotler, P. and Armstrong
7. Gronroos

(اندرسون و ویتز[1]، ۱۹۹۲)، اما مدیریت تعارض به‌عنوان کنترل سطح کلی عدم توافق در روابط کاری تعریف شده است. توانایی فروشنده برای مدیریت تعارض برای حفظ خریداران عاملی حیاتی است. همچنین باید توجه داشت که سرکوب کلی تعارض موجب از دست رفتن اعتبار یک رابطه می‌شود و طرفین رابطه قبل از متعهد شدن به رابطه بلندمدت و مستمراز هم جدا خواهند شد (دوایر و همکاران، ۱۹۸۷).

نظریه بازی‌ها که بخش عمده آن توسط ون نیومن[2] و مورگنسترن[3] در دهه ۱۹۴۰ تا ۱۹۵۰ میلادی در جریان جنگ سرد شروع شده است، گرایشی از ریاضیات است که به مدلسازی رفتار متقابل انسان‌ها در شرایطی می‌پردازد که نتیجه تصمیم‌های آنها روی هم اثرگذار باشند. مدل ون نیومن ابتدا از بازی‌های با مجموع صفر یا رقابتی شروع شد و بعدها با تعریف تعادل نش، بازی‌های مختلفی برای شرایط مختلف بین بازیکنان مدلسازی شده و دسته بندی‌های فراوانی از جمله بازی‌های ایستا، بازی‌های پویا، بازیهای رقابتی، بازی‌های همکارانه، غیرهمکارانه، بازی‌های تکاملی و تکراری و... انجام شده که هر کدام از آنها برای شرایط محیطی خاص بین بازیکنان اتفاق می‌افتد. در ابتدای راه در جریان جنگ سرد این نظریه در علوم سیاسی، جنگ و اقتصاد کاربرد داشته است. بسیاری از فلاسفه در دهه پنجاه میلادی پیش‌بینی می‌کردند[4] که این نظریه، تمام اخلاقیات بشر را مدل خواهد کرد.

نظریه بازی، یک تحلیل ریاضی از هر موقعیت اجتماعی است که در آن یک بازیگران سعی می‌کند بفهمد که بازیکنان دیگر چه کاری انجام خواهند داد و بهترین استراتژی را با توجه به این حدس‌ها در مورد دیگران انتخاب می‌کند. بیشتر نظریه بازی‌ها رفتار خیالی یک فرد ایده‌آل، بیش از حد محاسبه‌گر، بی‌احساس و در نتیجه، رفتار خیالی را توصیف می‌کند که راهنمای خوبی برای رفتار افراد عادی است که از قبل برنامه ریزی نمی‌کنند، نبوده است. تئوری بازی‌های رفتاری، صدها مطالعه تجربی مختلف را توصیف می‌کند که نشان می‌دهد نظریه بازی کجا را خوب پیش بینی و در کجا ضعیف پیش بینی می‌کند و انواع جدیدی از بازی‌ها را پیشنهاد می‌کند (اوزکان و همکاران[5]، ۲۰۱۶: ۶۸۶). به دلیل اینکه رفتارهای انسان‌ها دارای سوگیری‌های شناختی

---

1. Anderson, E. and Weitz
2. John von Neuman
3. Oskar Morgenstern
4. Game Theory (Stanford Encyclopedia of Philosophy)
5. Ela Ozkan-Canbolata , Aydin Berahab , Abdullah Basc

شناختی است پس چنین اتفاقی به طور کامل به وقوع نپیوسته و برای حل این معظل بازی‌های اقتصاد رفتاری شکل گرفتند. از جمله بازی‌های اقتصاد رفتاری می‌توان به: معمای زندانی، بازی اولتیماتوم، بازی دیکتاتور، بازی اعتماد، بازی کالاهای عمومی و مدل‌های ترجیحات اجتماعی[۱] اشاره کرد (اندرونی و برنهیم، ۲۰۰۷). در مدل‌های ترجیحات اجتماعی[۲] این فرض مبنا قرار می‌گیرد که انسان‌ها نه تنها به منفعت خود توجه دارند، بلکه منفعت نسبی خود را در مقایسه با دیگران نیز منظور می‌کنند. این مدل‌ها شامل: مدل فهراشمیت[۳] (۱۹۹۹)، مدل بولتن و اکنفلز[۴] (۲۰۰۰) و مدل چارنس و رابین[۵] (۲۰۰۲) هستند (کاپلن[۶] و همکاران، ۲۰۰۷). در ادامه به معرفی اجمالی این مدل‌ها پرداخته می‌شود.

معمای زندانی: در این بازی نتیجه نهایی برای بازیکنان، تابعی از انتخاب افراد دیگر است. در گونه رایج این بازی چنین گفته می‌شود که پلیس دو مظنون را دستگیر کرده و در حال بازجویی از آنها در دو اتاق جداگانه است. هریک از این دو نفر می‌توانند اعتراف کنند و از این طریق پای فرد دیگر را هم به میان بکشند یا می‌توانند سکوت کنند. در واقع فارغ از آنچه مظنون دیگر انجام می‌دهد هریک از این دو نفر می‌تواند با اعتراف کردن، موقعیت خود را بهبود ببخشد. در صورتی که یکی از این افراد اعتراف کند، آن‌گاه برای دیگری بهتر است که همین کار را انجام دهد تا از مجازات بسیار سختی که در انتظار مقاومت تمردآمیز است، دوری کند. از طرف دیگر در صورتی که یکی از این مظنون‌ها ساکت بماند و دیگری اعتراف کند، فرد اعتراف کننده می‌تواند انتظار داشته باشد که با او مانند یک شاهد (و نه یک مجرم) رفتار شود. از این رو اعتراف، استراتژی چیره برای هریک از دو فرد یادشده خواهد بود. اما وقتی هر دوی آنها اعتراف می‌کنند، نتیجه‌ای که حاصل می‌شود بدتر از پیامد مربوط به زمانی خواهد بود که هر دو سکوت کنند. مفهوم معمای زندانی توسط آلبرت تاکر[۷] (۱۹۵۰)، ریاضیدان دانشگاه پرینستون رسمیت یافت.

---

1. Social preferenes

۲. این مدل‌ها در برخی منابع به عنوان مدل‌های پرهیز از نابرابری معرفی شده اند.

3. Fehr-Schmidt
4. Bolton-Ockenfels
5. Charness-Rabin
6. Cappelen
7. Albert W. Tucker

بازی اولتیماتوم: در این بازی، بازیگر اول مجموع پولی به اندازه ۱۰۰ واحد دریافت می‌کند و کسری از آن را به بازیگر دوم پیشنهاد می‌دهد. اگر بازیگر دوم این پیشنهاد را قبول کرد، مبلغ یادشده به این شیوه میان آنها تقسیم می‌شود، اما اگر نپذیرفت به هیچ کدام چیزی نمی‌رسد. تئوری استاندارد اقتصاد می‌گوید چون انسان‌ها موجوداتی عقلایی هستند، ترجیح می‌دهند هر کسری بیشتر از صفر را بپذیرند. گوث، اشمیتبرگر و شوارتز[1] (۱۹۸۲) مشاهده کردند معمولا ۵۰ درصد مبالغ پیشنهاد می‌شود و معمولا پیشنهادگیرندگان مبالغ مثبتی (ولی اندکی) که دریافت کرده‌اند را رد کرده‌اند. نپذیرفتن توسط بازیگر دوم، شکلی از انتقام محسوب می‌شود. بازیگر اول انتظار دارد که در واکنش به پیشنهاد اندک، انتقام اتفاق بیافتد. این به آن معنا است که کارهای تجربی پیش‌بینی تئوری استاندارد اقتصاد را رد می‌کند. در آزمایش‌های مختلف صورت گرفته، مشاهده شده است که ۶۰ درصد تا ۸۰ درصد پیشنهادها مبالغی بین ۰/۴ تا ۰/۵ از کل مبلغ را پیش می‌کشند و کمابیش هیچ پیشنهادی کمتر از ۰/۲ مطرح نمی‌شود. جالب اینجا است که وقتی کل مبلغ افزایش می‌یابد، باز هم نتایج تغییری نمی‌کند. در یک آزمایش، مقداری که مطرح بود ۴۰۰$ می‌شود که چیزی معادل با سه ماه حقوق شرکت‌کنندگان در آزمایش می‌شد، اما باز هم نتیجه تغییری نکرد (کامرر[2]، ۱۹۹۵).

بازی دیکتاتور: در این بازی تنها یک شخص هر بخشی از کل مبلغ را که خواست به دیگری پیشنهاد و در واقع تحمیل می‌کند و طرف مقابل، امکان رد یا قبول این شیوه تقسیم را ندارد. در این حالت، چون پیشنهادکننده نگرانی در مورد احتمال رد شدن پیشنهادش ندارد، اگر مبلغی بیش از صفر را پیشنهاد کند، نشان‌دهنده دیگر خواهی وی است. نخستین پژوهشی که در این زمینه صورت گرفت نشان داد که معمولا شخصی که در جایگاه دیکتاتور قرار می‌گیرد، چیزی حدود ۲۰ درصد کل مبلغ را به دیگری تقسیم می‌کند. جالب اینجاست که حتی وقتی شخصیت فردی که در جایگاه دیکتاتور قرار می‌گیرد، ناشناس باقی می‌ماند، بازهم از مبلغ اعطایی حدود ۴۰ درصد باقی می‌ماند (هوفمن، مک کابی و اسمیت[3]، ۱۹۹۶). هلن برنهارد، ارنست فِهر[4] و اورس فیشباچر[5] و همکاران (۲۰۰۹) پژوهش‌های زیادی در این حوزه انجام داده‌اند.

---

1. Guth, Schmittberger and Schwarze
2. Camerer
3. Hoffman, McCabe and Smith
4. Fehr
5. Fischbacher

بازی اعتماد: در بسیاری از مبادلات همه حالت‌های متصور در قرارداد بیان نمی‌شود و مبادلات بر پایه مقداری اعتماد شکل می‌گیرد. وجود اعتماد هزینه‌های مبادله را کم می‌کند. اگر شما پولی را به کسی بدهید به منظور اینکه بعدا پول همراه با بهره برگردد و این امکان وجود داشته باشد که طرف مقابل پول را برنگرداند، تئوری استاندارد اقتصاد پیش‌بینی می‌کند که این پول بر نخواهد گشت، در حالی که بررسی‌های تجربی خلاف این مساله را نشان داده‌اند. برگ[1] و همکاران (۱۹۹۵) پولی به میزان ۱۰ دلار را در اختیار شرکت‌کنندگان در آزمایش می‌گذارد و آنها می‌توانستند به انتظار دریافت بهره دو درصدی آن را سرمایه‌گذاری از نوع گفته شده کنند. در عمل دیده شد که به طور متوسط نیمی از این مبلغ سرمایه‌گذاری می‌شود و ۱۶ درصد همه پول را سرمایه‌گذاری خواهند کرد و تنها ۶ درصد هیچ مقداری سرمایه‌گذاری نخواهند کرد. در عین حال به طور متوسط ۹۵ درصد مبلغ سرمایه‌گذاری شده بازگردانده می‌شود. این به معنی آن است که نرخ بازده اعتماد نزدیک به صفر است. نکته جالب در این بازی این است که بخش دوم آن یعنی وقتی شخص تصمیم می‌گیرد که پول را برگرداند یا نه در واقع بازی دیکتاتور است. حال اگر افراد چیزی بیش از مقداری که در بازی دیکتاتور بر می‌گردانند، برگردانند این امر ناشی از حس مقابله به مثل (به معنی مثبت آن) است. بازی مهتاب[2] و بازی تبادل هدیه[3] دو نوع بازی اعتماداند که توسط ابینک و همکاران[4] در سال ۲۰۰۰ معرفی شد.

بازی کالاهای عمومی: در تعریف کالاهای عمومی آمده که مصرف یک فرد نمی‌تواند مانع مصرف فرد دیگر شود. این ویژگی کالای عمومی موجب می‌شود تا انگیزه برای سواری مجانی فراهم شود. اگر همه تسلیم چنین دغدغه‌ای شوند، آنگاه چنانچه عرضه کالای عمومی به خود مردم واگذار شود، هیچ‌گاه عرضه نخواهد شد، زیرا هیچ کس بابت آن مشارکت مالی نخواهد کرد. در این زمینه نیز بررسی‌های تجربی نتیجه‌ای بر خلاف پیش‌بینی تئوری استاندارد اقتصاد عرضه می‌کند. در آزمون‌های تجربی مختلف دیده شده که بیشتر شرکت‌کنندگان، نیمی از پول خود را صرف عرضه کالای عمومی می‌کنند. در آزمایشی دیگر مشاهده شد که شماربیشتری همه یا هیچ قسمت از پول خود را صرف کالای عمومی خواهند کرد. البته تفسیر این رفتار دشوار

---

1. Berg
2. Moonlighting
3. Gift Exchange
4. Abbink, K., Irlenbusch, B., & Renner, E.

است، زیرا مشخص نیست که آیا مشارکت به‌دلیل دیگرخواهی است یا به‌دلیل این انتظار که دیگران نیز همکاری خواهند کرد (اندرونی و برنهیم، ۲۰۰۷).

مدل فهر اشمیت: در این مدل فرض می‌شود نه تنها افراد از منفعت مادی خود مطلوبیت کسب می‌کنند، بلکه اگر منفعت مادی‌شان نسبت به متوسط دیگران بیشتر باشد یا کمتر باشد از مطلوبیت‌شان کاسته می‌شود. یعنی فرد چه نسبت به دیگران عایدی کمتر داشته باشد [1] و چه عایدی او بیشتر از دیگران [2] باشد، در هر صورت وجود چنین تفاوتی سبب کاهش مطلوبیت فرد می‌شود. البته این نارضایتی متقارن نیست و همواره انسان‌ها از عقب ماندن نسبت به دیگران بیش از جلو زدن از دیگران مطلوبیت از دست می‌دهند. به عبارت کلی این مدل بر پایه تمایل افراد به عدالت و گریز از نابرابری شکل گرفته است. این مدل می‌تواند به خوبی تبیین کند که چرا در بازی کالای عمومی سواری مجانی آنگونه که تئوری استاندارد اقتصاد پیش‌بینی می‌کند، رخ نمی‌دهد (فهر و اشمیت، ۱۹۹۹).

مدل بولتن و اکنفلز: در این مدل فرض می‌شود که مطلوبیت افراد تابعی از میزان منفعت شخصی و نسبت این منفعت با مجموع منافع است. در این مدل تابع انگیزه [3] تابعی از عایدی مستقیم فرد و عایدی نسبی (عایدی فرد نسبت به دیگران) است. به عبارتی عایدی دیگران اهمیت ندارد و تنها از طریق عایدی نسبی در تابع انگیزه اثرگذار است. این مدل به خوبی پیش‌بینی می‌کند که مبلغ پیشنهادی در بازی اولتیماتوم بیشتر از بازی دیکتاتور خواهد بود (بولتن و اکنفلز، ۲۰۰۰).

مدل چارنس و رابین: در این مدل برخلاف مدل‌های قبلی، افراد تمایل دارند افزون بر نفع شخصی، عایدی دیگران به خصوص آنهایی که عایدی کمتری دارند را افزایش دهند، در حقیقت افراد به دنبال حداکثر کردن عایدی کل هستند نه حداقل کردن فاصله بین عایدی‌ها. در برخی منابع این مدل را مدل رفاه اجتماعی نام برده‌اند. بیشتر در این مدل‌ها افراد در جهت بهبود پارتویی رفتار می‌کنند. چارنس و رابین (۲۰۰۲)، به طور آشکار به این نکته اشاره دارند که مدل آنها نمی‌تواند رفتار ضد کارایی در بازی اولتیماتوم را درست‌انگاری کند، اما معتقدند برای تفسیر رفتار ضد کارایی به جای بازگشت به مدل‌های عادلانه (مدل فهراشمیت یا مدل بولتن و اکنفلز)، می‌توان از عامل مقابله به مثل استفاده کرد. در این مدل تابع مطلوبیت جمع موزون عایدی فرد و عایدی نفر مقابل است. اما وزن و اهمیتی که فرد برای عایدی خود و نفر مقابل قائل است بستگی به وضعیتی دارد که فرد در آن قرار می‌گیرد. اگر بازیکن رقیب رفتاری علیه منافع فرد انجام دهد، در این صورت ضرایب اهمیت تغییر خواهد کرد (چارنس و رابین،۲۰۰۲).

---

1. Behind
2. Ahead
3. Motivation function

جدول ۱. جمع بندی انواع بازی‌های رفتاری

انواع بازی‌های رفتاری		نویسنده و سال	شرح
معمای زندانی		آلبرت تاکر، ۱۹۵۰	این بازی نتیجه نهایی برای بازیکنان، تابعی از انتخاب افراد دیگر است.
بازی اولتیماتوم		گوث، اشمیتبرگر و شوارتز (۱۹۸۲) کامرر، ۱۹۹۵	ساده‌ترین شکل بازی اولتیماتوم به این صورت است که یک مبلغ مشخص در اختیار طرف اول قرار می گیرد. او به انتخاب خود، بخشی از این مبلغ را به طرف دوم پیشنهاد می‌دهد و باقی آن را برای خود در نظر می گیرد. اگر طرف دوم، پیشنهاد را بپذیرد، پول به شکل توافق‌شده بین آن دو تقسیم می‌شود. در غیر این صورت، پول را از نفر اول هم پس می گیرند و هر دو طرف، از به دست آوردن آن محروم خواهند شد.
بازی دیکتاتور		هوفمن، مک کابی و اسمیت، ۱۹۹۶	مشتق شده از بازی اولتیماتوم می باشد با این تفاوت که در بازی دیکتاتور ، بازیکن اول ، دیکتاتور ، تعیین می کند که چگونه یک موقوفه (مانند جایزه نقدی) بین خود و بازیکن دوم تقسیم شود. فضای اقدام دیکتاتور کامل است و بنابراین بنا به خواست خود آنها می توانند وقف را تعیین کنند ، این بدان معنی است که گیرنده هیچ تاثیری در نتیجه بازی ندارد.
بازی اعتماد		برگ و همکاران (۱۹۹۵)- اینک و همکاران ، ۲۰۰۰	این آزمایش برای نشان دادن "این که اعتماد یک امر بدوی اقتصادی است" طراحی شده است، یا اینکه اعتماد به اندازه منافع شخصی برای معاملات اقتصادی اساسی است. نتایج این بازی با مفهوم اقتصادی منفعت شخصی عقلانی در تضاد است،
بازی کالاهای عمومی		اندرونی و برنهیم، ۲۰۰۷	در این بازی، افراد تصمیم می گیرند چه مقداری از دارایی‌های خصوصی خود را در سبد عموم قرار دهند. ویژگی کالای عمومی موجب می‌شود تا انگیزه برای سواری مجانی فراهم شود. اگر همه تسلیم چنین دغدغه‌ای شوند، آنگاه چنانچه عرضه کالای عمومی به خود مردم واگذار شود، هیچ گاه عرضه نخواهد شد، تعادل نش این بازی حالتی است که همه افراد کل دارایی هایشان را نزد خود حفظ کرده و چیزی به سبد عمومی اضافه نکنند.
مدل‌های ترجیحات اجتماعی	مدل فهر اشمیت	فهر و اشمیت، ۱۹۹۹	در این مدل نه تنها افراد از منفعت مادی خود مطلوبیت کسب می کنند، بلکه اگر منفعت مادی شان نسبت به متوسط دیگران بیشتر باشد یا کمتر باشد از مطلوبیت‌شان کاسته می‌شود. البته این نارضایتی متقارن نیست و همواره انسان‌ها از عقب ماندن نسبت به دیگران بیش از جلو زدن از دیگران مطلوبیت از دست می‌دهند. این مدل بر پایه تمایل افراد به عدالت و گریز از نابرابری شکل گرفته است.
	مدل بولتن و اکنفلز	بولتن و اکنفلز، ۲۰۰۰	در این مدل فرض می‌شود که مطلوبیت افراد تابعی از میزان منفعت شخصی و نسبت این منفعت با مجموع منافع است. در این مدل تابع انگیزه تابعی از عایدی مستقیم فرد و عایدی نسبی (عایدی فرد نسبت به دیگران) است. به عبارتی عایدی دیگران اهمیت ندارد و فقط از طریق عایدی نسبی در تابع انگیزه اثرگذار است.
	مدل چارنس و رابین	چارنس و رابین، ۲۰۰۲	در این مدل ، افراد تمایل دارند علاوه بر نفع شخصی، عایدی دیگران، به خصوص آنهایی که عایدی کمتری دارند افزایش دهند، در حقیقت افراد به دنبال حداکثر کردن عایدی کل هستند نه حداقل کردن فاصله بین عایدی‌ها. در این مدل تابع مطلوبیت جمع موزون عایدی فرد و عایدی نفر مقابل است. اما وزن و اهمیتی که فرد برای عایدی خود و نفر مقابل قائل است بستگی به وضعیتی دارد که فرد در آن قرار می گیرد. اگر بازیکن رقیب رفتاری علیه منافع فرد انجام دهد، در این صورت ضرایب اهمیت تغییر خواهد کرد.

پیشینه پژوهش

درخصوص نظریه بازی‌ها، پژوهش‌های زیادی صورت گرفته است اما در خصوص نظریه بازی‌های رفتاری مطالعات کمتری به خصوص در داخل کشور صورت گرفته است، در خصوص کاربرد بازی‌های اقتصاد رفتاری در صنعت بانکداری در مطالعات خارجی چندین مطالعه صورت گرفته است، اما در داخل کشور مطالعه‌ای صورت نگرفته است. بر این اساس مطالعه حاضر نخستین مطالعه داخلی است که بر کاربرد بازی‌های اقتصاد رفتاری در صنعت بانکداری تاکید دارد. در قسمت مقدمه و مرور ادبیات پژوهش مطالعات خارجی صورت گرفته تشریح شد، در ادامه به بررسی اجمالی سایر مطالعات پرداخته می‌شود.

نتایج پژوهش پترسن و راجان[1] (۱۹۹۴) نمایانگر وجود رابطه مثبت بین روابط اعتماد و ریسک پایین و نرخ بهره است. آسیب پذیر بودن عدم اطمینان در بازار نسبت به اعتماد بین سازمانی و فرصت طلبی نتایج پژوهش مورگان و هانت[2](۱۹۹۴) است. سو و اسپس[3] (۲۰۰۰) نشان دادند که تعداد زیادی از بانکها به سمت استفاده از رویکرد بازاریابی رابطه‌مند گرایش یافته‌اند. راشید[4] (۲۰۰۳) در پژوهش خود اعتماد، تعهد، روابط اجتماعی، همدلی، تجربیات مثبت، انجام تعهدات و ارتباطات را به عنوان متغیرهای اصلی تشکیل دهنده بازاریابی رابطه‌مند معرفی کرده است. از دید گیلبرت و چاو[5] (۲۰۰۳)، مهم‌ترین نتیجه بکارگیری بازاریابی رابطه‌مند در بانک‌ها، وفادارسازی مشتریان بوده و این پیامدی است که مورد توجه متخصصان بازاریابی بانک‌ها بوده است. آدامسون[6] و دیگران (۲۰۰۳) در پژوهش خود به این نتیجه دست یافتند که بانک‌های موفق در مقایسه با بانکهای ناموفق تلاش بیشتری برای به کارگیری استراتژی بازاریابی رابطه‌مند و ایجاد رابطه بلندمدت با مشتریانشان داشته‌اند. مدل شبیه سازی معضل زندانیان در روابط مبادله‌ای در زمینه بازاریابی نتایج مطلوبی را نشان داد که شرکت‌های خودمحور از مجموعه شرکتهای دیگر مرکز، عملکرد بهتری داشتند (واتکینز و هیل[7] ، ۲۰۰۵). چیو[8] و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهش خود سه دسته متغیر را به عنوان بنیان

1. Petersen and Rajan
2. Morgan and Hunt
3. So and Speece
4. Rashid
5. Gilbert, D. C. and Choi
6. Adamson
7. Watkins and Hill
8. Chiu

بازاریـابی رابطـه‌منـد بـرای صـنعت بانکـداری معرفی کرده است که شامل پیوند مالی، پیوند اجتماعی و پیوند ساختاری است. سـین[1] و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهشی اعتماد، ارتباطات، ارزش‌های مشترک، همدلی و تـلاش دوجانبـه را به عنوان مهم‌ترین بنیان‌های بازاریابی رابطه‌مند شناسایی کردند. ایکسلورد[2] (۲۰۰۶) نتیجه گرفت که یکی از راه‌های ایجاد فضای معاملاتی مثبت بین دو طرف، تسهیل گفتگو و ارتباطات است. پژوهش‌های پیشین در بازاریابی، استراتژی‌های ارتباطی طراحی شده برای ایجاد حیات در همکاری و جلوگیری از درگیری‌ها را مشخص می‌کند (رودروگز[3] و همکاران ، ۲۰۰۷). ویرز و مکل کیندی[4] (۲۰۰۹) رفتار فرصت‌طلبانه بالقوه دوطرفه[5] را مورد بررسی قرار داده‌اند. کایل هیندمن و متیو[6] (۲۰۲۱) یک آزمایش چانه‌زنی اولتیماتوم انجام دادند که در آن به جای چانه‌زنی بر سر پول، بر سر بلیط‌های قرعه‌کشی برای یک جایزه ویژه معامله می‌کنند. آنها دریافتند که پیشنهاددهندگان درصد کمتری از بلیط‌های بخت آزمایی را به پاسخ‌دهندگان نسبت به پیشنهاد مشابه در هنگام چانه زنی بر سر پول ارائه می‌دهند. در مقابل، پاسخ‌دهندگان آستانه پذیرش بالاتر چشمگیری دارند، که با ریسک‌گریزی پاسخ‌دهندگان و داشتن نگرانی‌های انصافی قبلی سازگار است. یافته های آنها نمایانگر آن است که یک ناهماهنگی بین این که پیشنهاددهندگان چقدر از پاسخ‌دهندگان انتظار پشیمانی دارند و چقدر حساس هستند را مشاهده کردند.آنها با تغییر زمان‌بندی تصمیم پاسخ‌دهندگان، نشان دادند که مقاصد مهم هستند و شواهدی مبنی بر یک ناهنجاری در ترجیحات پاسخ‌دهندگان ارائه دادند. به طور خاص، هنگامی که پاسخ‌دهندگان پس از رفع عدم قطعیت تصمیم می گیرند، تمایل بیشتری به پذیرش نابرابری بیشتری دارند.

رنجبریان و براری (۱۳۸۸)، پژوهشی با عنوان تاثیر بنیان‌های بازاریابی بر وفاداری مشتریان را در صنعت بانکداری به انجام رساندند. نتایج پژوهششان نشان داد که در بانک های دولتی چهار بنیان بازاریابی (تعهد، اعتماد، ارتباطات و مدیریت تعارض) بر وفاداری مشتریان تاثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین در بانک‌های خصوصی به غیراز متغیر ازتباطات بقیه متغیرها بر وفاداری مشتریان تاثیر مثبت و معناداری دارد. انصاری و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی روش‌شناسی و

1. Sin
2. Axelrod
3. Rodriguez
4. Wirtz and McColl-Kennedy
5. potential dyadic opportunistic behavior
6. Kyle Hyndman and Matthew J.Walker

شیوه‌های استخراج ترجیحات در اقتصاد رفتاری پرداختند، انصاری و ابونوری (۱۳۹۴) کارایی، انصاف، برابری و عدالت را در بازی‌های اقتصاد رفتاری بررسی کردند. محمودی نیا و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تقابل استراتژِی بین دولت و بانک مرکزی در اقتصاد ایران پرداختند، برای این منظور با استفاده از روش بازی‌های پویای دیفرانسیلی و تعادل نش در چارچوب بازی‌های همکارانه و غیرهمکارانه، به‌دنبال دستیابی به سطح هدف مطلوب برای متغیرهایی از جمله بدهی، کسری بودجه، پایه پول و چگونگی رفتار سیاست‌گذران برای دست‌یابی به این اهداف پرداختند. نتایج نشان داد که در بازی‌های همکارانه نسبت به بازی‌های غیرهمکارانه، بدهی تعادلی در سطح پایین‌تر و سرعت همگرایی به سمت تعادل در سطح بالاتری قرار دارد. جلیلی و همکاران (۱۳۹۷) به مدل‌سازی ترجیحات اجتماعی در اقتصاد آزمایشگاهی پرداختند. در این پژوهش در قالب بازی دیکتاتور، مدل‌ها: نفع شخصی، عدالت، مقابله به‌مثل و نوع‌دوستی طراحی را مورد آزمایش قرار گرفته‌اند. فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی نقش سازوکارهای اعمال قرارداد در تمایز میان نظام تأمین مالی اسلامی و متعارف پرداختند، در این پژوهش با بهره‌مندی از نظریه بازی، دو عامل ترجیحات مشتریان و عملکرد دستگاه قضایی بر یکدیگر تأثیرگذار هستند، همچنین با استفاده از رویکرد بازی فراگیر، شرایط نظری برای بروز بحران مالی با تکیه بر نقش عوامل پیش‌گفته را تبیین کرده‌اند. جلالی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی اثر پاداش بر رفتار بازیکنان در یک فعالیت تیمی پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش در پاداش‌های بازی، منجر به کاهش تلاش بازیکن اول در بازی می‌شود. همچنین ساختار بازی مبنی بر همزمان یا متوالی بودن تصمیم‌گیری، اثری بر تصمیم بازیکن اول ندارد، اما تصمیم بازیکن دوم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزون بر این، اثرات متقابل پاداش و ساختار تنها بر تصمیم بازیکن دوم اثرگذار است. برادران (۱۳۹۸) با استفاده از بازی‌های ایستا، غیرهمکارانه، متقارن با جمع ثابت به عوامل موثر بر انتخاب راهبرد بهینهٔ بازاریابی در شرایط رقابتی با توسعهٔ مدل تئوری بازی‌ها پرداخته است. صادقی و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله‌ای با عنوان «رویکرد اقتصاد رفتاری به بازار سرمایه با تأکید بر فرضیه بازار تطبیقی»، به بررسی رفتار و روند قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس دیدگاه اقتصاد رفتاری پرداخته‌شده است. در این راستا فرضیه بازار تطبیقی به‌عنوان جانشین فرضیه کلاسیک بازار کارا مورد تحلیل واقع شده است. نتایج نشان می‌دهد که نه‌تنها بازار رفتاری کارا از خود نشان نداده است، بلکه نتایج آزمون BDS نیز رفتار غیرخطی سری زمانی را تأیید نکرده است. این امر نشان می‌دهد که حداقل در برخی بازه‌های زمانی امکان پیش‌بینی روند قیمت‌ها و کسب بازدهی بیش از بازدهی بازار محقق بوده

است. همچنین تصور فعالان بازار به‌عنوان یک مجموعه همگن که از اصول فرضیه بازار کارا است، برداشتی غیر صحیح است.

روش شناسی

به منظور بررسی تعامل رفتار فرصت طلبانه و یا اعتماد کننده مشتریان و بانک پرسشنامه‌ای طراحی شد، با توجه به اینکه نمونه انتخابی مشتریان حقوقی بانک است، بنابراین پرسشنامه‌ای توسط اشخاص اصلی شرکت (هیئت مدیره، مدیر عامل، مدیران ارشد) صورت گرفته است، با این افراد قبل از نظرسنجی تماس گرفته شد و توافق کردند که در آن شرکت کنند. از ۳۰۰ شرکت بررسی شده در مجموع ۱۵۰ (۵۰ درصد) پرسشنامه تکمیل شده که اساس تحلیل مدل است. دلیل انتخاب نمونه این است که بر پایه بازی اعتماد، مشتریانی باید مورد بررسی قرار گیرند که رابطه مداومی با بانک داشته باشند، بنابراین معیارهایی همچون: تعداد پرونده‌های تسهیلاتی شرکت، تعداد ضمانت نامه گرفته شده توسط شرکت، تعداد و تنوع حساب‌ها و... برای انتخاب مشتریان در نظر گرفته شده است. سپس براساس مقاله داهلسترو[1] و همکاران (۲۰۱۴) به سنجش رفتار اعتمادی و فرصت طلبانه مشتری شرکتی و بانک در روبرویی با ریسک پرداخته شد. اعتماد مشتریان شرکتی به بانک و اعتماد بانک‌ها به مشتریان شرکتی، توسط پژوهشگرانی همچون: گانسن[2] (۱۹۹۴)، گیسکینس و همکاران[3] (۱۹۹۸) و مورمن و همکاران[4] (۱۹۹۳) با طراحی پنج پرسش سنجیده می‌شوند. فرصت طلبی بانک و فرصت طلبی مشتری از طریق چهار پرسش که توسط پژوهشگرانی همچون نیگارد[5] و داهلسترو (۱۹۹۹) و جاهن[6] (۱۹۸۴) اندازه گیری شده‌اند، مورد سنجش قرار گرفته است. ریسک[7] یا خطر ادراک شده توسط مشتری نیز از طریق چهار پرسش که توسط شیمپ و باردین[8] (۱۹۸۲) تدوین شده است، مورد سنجش قرار گرفت. مدل پژوهش بر اساس معادلات ساختاری زیر برآورد شد.

---

1. Dahlstrom
2. Ganesan
3. Geyskens et al
4. Moorman et al
5. Nygaard
6. John
7. Risk
8. Shimp and Bearden

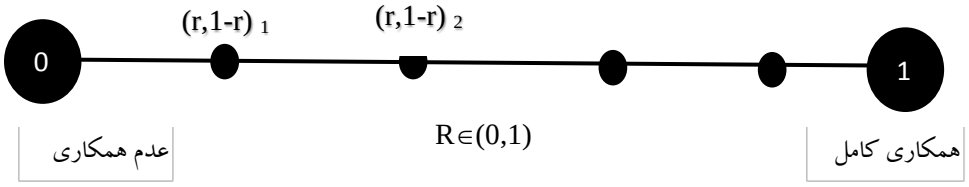
$$Risk = \alpha + \beta_1 T_C + \beta_2 T_B + \beta_3 O_C + \beta_4 O_B + \beta_5 T_C T_B + \beta_6 O_C O_B + \beta_7 T_C O_B + \beta_8 T_B O_C + NC + NB + \varepsilon$$ مدل ۱

TC :اعتماد مشتریان به بانک OC: فرصت طلبی مشتریان NC: سابقه شرکت

TB: اعتماد بانک به مشتریان OB: فرصت طلبی بانک NB: سابقه تعامل با بانک

۱. شکل گیری بازی معمای زندانی

دو بازیکن L و S را درنظر می‌گیریم که در مرحلهٔ اول، درباره تقسیم مقدار منافع، ازطریق چانه زنی، توافق و همکاری می‌کنند. مقدار توافق و به عبارتی درجه توافق بین آنها ممکن است $(0,1)\in$ باشد. بازیکنـان درباره انتخاب نقطه یا در R با هم تعارض منافع دارند و هر بازیکن نقطه‌ای از R را ترجیح دهد که به او بیشترین سهم برسد.



نمودار ۱. حالات ممکن توافق بین دو بازیکن

پیامد همکاری بازیکن S را با (r نقطه یا از نمودار یادشده) و بازیکن L را با 1-r نشـان می دهیم. فـرض می کنیم بازیکن L پیش قدم شده و مقدار r را به بازیکن S پیشنهاد می‌دهد مقدار r درونزا تعیین شده اسـت و بازیکن L آن را پیشنهاد می‌دهد. وقتی که آنها بر سـر مقـداری از r ازطریـق چانـه زنـی و مـذاکره توافـق کردند، مرحلهٔ اول بازی تمام شده و آنها وارد مرحلهٔ اجـرا یـا همـان مرحلـهٔ دوم مـی‌شـوند. بازیکنـان، در مرحلهٔ دوم، بازی معمای زندانی را به صورت تکراری انجام می‌دهند.

در بازی معمای زندانی، راهبرد دو بـازیکن پابنـدی بـه همکـاری کـردن (C) یا همکـاری نکـردن یعنـی پشت کردن به حریف (D) است. پیامد بازی برای هر دو بازیکن در جدول زیر آمده اسـت و ازآنجـایی کـه این بازی در مرحله اجرا بین آنها تکرار می شود، به بازی مرحله‌ای[1] معروف است.

1. Stage game

جدول ۲. نتایج بازی معمای زندانی

	بازیکن L		
بازیکن S		همکاری کردن (C)	همکاری نکردن (D)
	همکاری کردن (C)	(r,1-r)	S,T
	همکاری نکردن (D)	T,S	P,P

منبع: عبدلی،۱۳۸۶

ساختار پیامد بازی به صورت ذیل است:

$$S<P<1-r<T \quad (۱)$$

$$S<P<r<T \quad (۲)$$

در رابطهٔ یادشده، Tپیامد پیشِ روی بازیکنی است که حریف او راهبرد همکاری کردن و خود او همکاری نکردن را انتخاب می‌کند. درواقع، پیامد وسوسه برانگیزی است زیرا برپایه رابطه یادشده وقتی که حریف راهبرد همکاری کردن را انتخاب کند، اگر بازیکنی همکاری نکند، پیامدی بیشتر از همکاری به دست می‌آورد. نقطهٔ مقابل S پیامدی است که بازیکن، زمانی آن را به دست می آورد که خود به همکاری پایبند باشد، ولی حریف همکاری نکردن را برگزیند. P پیامد مجازات است، یعنی وقتی که هر دو بازیکن راهبرد همکاری نکردن را انتخاب می کنند، هر یک P را به دست می آورد (عبدلی و ماجد، ۱۳۹۱ : ۳۰-۳۱).

۲.تجزیه و تحلیل نتایج

جامعه آماری مورد پژوهش مشتریان حقوقی که سابقه تعامل مداوم با بانک بیش از سه سال داشته‌اند و به طور کلی جز مشتریان ویژه بانک هستند. پرسشنامه به صورتی دستی و آنلاین طراحی شد و از مشتریان حقوقی خواسته شده است که در صورت تمایل به تکمیل پرسشنامه اقدام کنند. در مجموع از ۱۵۰ پرسشنامه دریافت شده، ۱۳۰ پرسشنامه بدون نقض هستند و مبنای محاسبات قرار گرفته‌اند. نمونه آماری شامل: ۵۵ درصد پاسخ‌دهندگان (۷۰ پاسخ‌دهنده) شرکت‌هایی با سهامی خاص‌اند و ۳۰ درصد (۴۰ پاسخ‌دهنده) شرکت با مسئولیت محدود و ۱۵ درصد (۲۰ پاسخ‌دهنده) نیز شرکت با سهامی عام هستند. با توجه به تخصصی بودن پرسش‌ها از مشتریان حقوقی درخواست شده است که پرسشنامه توسط مدیران ارشد و میانه یا درنهایت کارشناس ارشد اعتبارات شرکت، تکمیل شد. بررسی نمونه آماری نشان می‌دهد که ۲۷ درصد

پاسخ‌دهندگان (۳۵) مدیر ارشد شرکت،۳۷ درصد پاسخ‌دهندگان (۴۸) مدیر میانه بانک و ۳۶ درصد پاسخ‌دهندگان (۴۷) کارشناس ارشد شرکت بوده‌اند. پایایی و روایی پرسشنامه نیز مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج آن در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج پایایی و روایی پرسشنامه

متغیرها	تعداد پرسش‌ها	پایایی ترکیبی	آلفای کرونباخ	معیار AVE
خطر ادراک شده	۴	۰,۹۱	۰,۸۸	۰,۵۲
اعتماد بانک	۵	۰,۸۹	۰,۸۶	۰,۵۹
اعتماد مشتری	۵	۰,۹۰	۰,۸۹	۰,۵۶
فرصت طلبی بانک	۴	۰,۸۸	۰,۸۵	۰,۵۳
فرصت طلبی مشتری	۴	۰,۸۳	۰,۸۱	۰,۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار آلفای کرونباخ برای پنج سازه (خطر ادراک شده، اعتماد بانک، اعتماد مشتری، فرصت طلبی بانک، فرصت طلبی مشتری) بالاتر از ۰,۷ است که نمایانگر پایایی مناسب مدل است. معیار دوم بررسی برازش مدل های اندازه گیری، روایی همگرا است که به بررسی میزان همبستگی هر سازه با پرسش‌های خود می‌پردازد. معیار AVE توسط نرم افزار برای این منظور به کار می‌رود. فورنال و لارکر (۱۹۸۱) مقدار مناسب برای AVE را ۰,۵ به بالا معرفی کرده‌اند. با توجه به جدول بالا معیار AVE در تمام سازه ها بالاتر از ۰,۵ است.

۳. برآورد مدل

براساس مدل ۱ به برآورد متغیرهای وابسته مدل بر متغیر ریسک ادراک شده توسط مشتری پرداخت پرداخته شده و نتایج در جدول۲ خلاصه شده است. با توجه به مقدار آماره (T-valu) در این جدول، اعتماد مشتری و اعتماد بانک رابطه معنی‌دار و معکوسی با خطر ادراک شده توسط مشتری دارد، یعنی افزایش اعتماد منجر به کاهش ریسک می‌شود. از طرفی فرصت طلبی بانک رابطه مثبت و معنی‌داری با خطر ادراک شده توسط مشتری دارد، یعنی زمانی که مشتری احساس می‌کند که بانک رفتار فرصت‌طلبانه‌ای را در پیش گرفته است، منجر به افزایش خطر

ادراک شده می‌شود. نتایج همچنین نشان می‌دهد که سابقه شرکت و سابقه تعامل شرکت با بانک بر خطر ادراک شده توسط مشتری رابطه معنی‌دار و منفی وجود دارد یعنی چنانچه سابقه شرکت و یا سابقه تعامل با بانک افزایش یابد، ریسک ادراک شده توسط مشتری کاهش خواهد یافت.

جدول ۴. نتایج تخمین

متغیرهای مستقل		ضرایب	T-valu
عرض از مبداء		-۴,۵۱	-۴,۴۵**
اعتماد مشتری T_C		-۰,۵۱	-۲,۹۵**
اعتماد بانک T_B		-۰,۲۸	-۵,۳۸**
فرصت طلبی مشتری O_C		۰,۴۴	۱,۲۰
فرصت طلبی بانک O_B		۰,۲۵	۶,۵۰**
متغیرهای کنترل	اعتماد متقابل $T_C * T_B$	۰,۴۲	۱,۶۲
	فرصت طلبی متقابل $O_C * O_B$	۰,۳۶	۰,۹۵
	اعتماد مشتری* فرصت طلبی بانک	-۰,۰۹	-۱,۸۹
	اعتماد بانک* فرصت طلبی مشتری	-۰,۰۱	-۱,۲۶
	سابقه شرکت	-۰,۲۲	-۳,۵۳**
	سابقه تعامل با بانک	-۰,۱۳	-۲,۰۷**
خلاصه آماری	R^2	۰,۶۵	
	p-value	۰,۰۰	
	GPI	۰,۹۰	
	AGFI	۰,۸۸	
	RMSEA	۰,۰۵	
	CFI	۰,۹۵	

منبع: یافته‌های پژوهش

** P<0.05

برپایه جدول ۲ مدل به خوبی برازش شده و مقدار R^2 برابر ۶۵ درصد است یعنی با فرض ثابت بودن شرایط، متغیرهای وابسته توانسته‌اند ۶۵ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. p-value کل مدل نیز کمتر از ۰,۰۵ است، بدین معنی که کل مدل معنی‌دار بوده است. برای

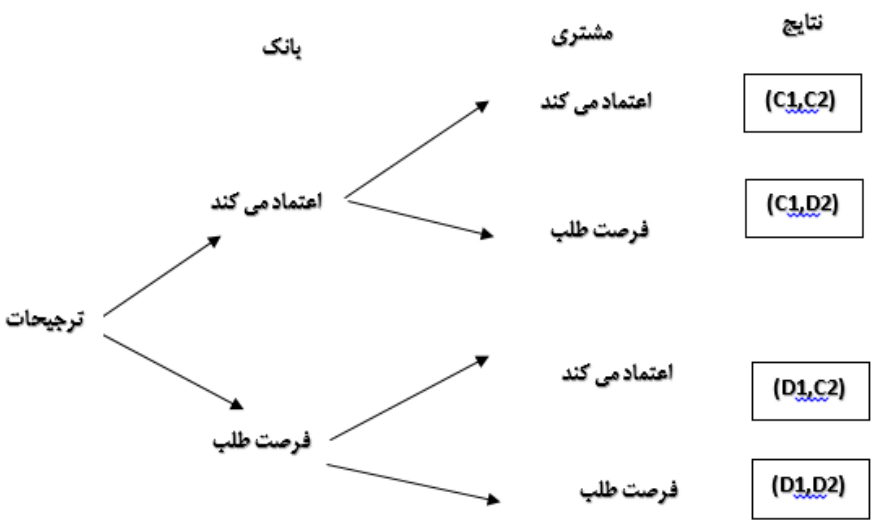
شاخص نیکویی برازش GFI[1] دامنه مختلفی توسط پژوهشگران[2] در نظر گرفته شده است، برخی مقادیر بالای ۰,۹ را برای آن پیشنهاد کرده‌اند. شاخص AGFI[3] که در پیوند با مقدار GFI است، شاخصی است که GFI را بر اساس میزان درجه آزادی مدل تنظیم می‌کند، برای این شاخص نیز مقادیر بالای ۰,۹ مناسب است. در این پژوهش شاخص نیکویی برازش برابر با ۰,۹ می‌باشد که مورد قبول است شاخص نیکویی برازش اصلاح شده نیز برابر ۰,۸۸ می‌باشد که مورد قبول برخی منابع بوده است (بنتلر و بونت[4]، ۱۹۸۰، هویل و پانتر[5]، ۱۹۹۵ به نقل از هومن ۱۳۸۴). شاخص ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSE) که میزان بد بودن مدل برازش شده را در مقایسه با مدل اشباع شده برآورد می کند. این شاخص کمتر از ۰,۰۷ می‌باشد که مورد قبول است (استیگر[6]، ۲۰۰۷). شاخص برازندگی تطبیقی[7] (CFI) بالاتر از ۰,۹ می‌باشد که مورد قبول است.

با توجه به نتایج پژوهش می‌توان در قالب بازی معمای زندانی سناریوهای مختلف را بررسی کرد و بهترین سناریو را انتخاب کرد. دویچ[8] (۱۹۶۰) نخستین کسی بود که بازی معمای زندانی را در قالب بازی اعتماد توسعه داد، بر پایه بازی اعتماد که استوار بر بازی‌های مداوم بین بازیگران است (اوربل[9] و همکاران ، ۱۹۹۳). در یک بازی کاملا تکراری حتی خودخواهان برای ایجاد اعتبار، همکاری می‌کنند. در این پژوهش مشتریان حقوقی جزو مشتریان مداوم بانک‌ها بوده‌اند و بر خلاف بازی معمای زندانی در بازی، اعتماد بازیگران به طور همزمان انتخاب‌های خود را انجام نمی‌دهند. بانک قبل از اینکه وارد بازی اعتماد شود شناخت کلی از رفتار مشتری حقوقی دارد.[10] در نخستین انتخاب مشترک بین بازیگران زیرساخت اعتماد تشکیل می‌شود و با بازی مداوم، اعتماد توسعه می‌یابد. در این نوع بازی‌ها همکاری باعث ایجاد اعتبار می‌شود و طرفین تمایل به همکاری متقابل دارند. در شکل زیر سناریوهای مختلف ترسیم شده است:

---

1. Goodness- Of-Fit-Index
2. MacCallum & Hong, 1997
3. Adjusted Goodness- Of-Fit-Index
4. Bonet,D
5. Hoyle & Panter
6. Steiger
7. Comparative Fit Index
8. Deutsch
9. Orbel

۱۰. با استفاده از سامانه های اعتبارسنجی سوابق گذشته مشتری بررسی می شود.



شکل۱. سناریوهای مختلف بازی معمای زندانی

در جدول ۳ نتایج تخمین در قالب یک بازی طراحی شده است. با توجه به منطق بازی‌ها و بهره‌مندی از تعادل نش[1] بهترین انتخاب برای مشتری اعتماد است. برای بانک چنانچه رفتار فرصت طلبانه‌ای داشته باشد، خطر ادراک شده برای مشتری افزایش خواهد داد و اگر بانک نیز اعتماد کند خطر ادراک شده برای مشتری کاهش می‌یابد. نتایج نمایانگر آن است که گزینه اعتماد–اعتماد (C1,C2) بهترین راه حل است، گزینه‌های اعتماد–فرصت طلبی (C1,D2) راه حل دوم است و فرصت طلبی–فرصت طلبی (D1,D2) بدترین سناریو است. این نتایج پیامدهای کاهش اعتماد و افزایش فرصت طلبی را نتیجه می‌دهد. نتایج همچنین نشان دهنده این است که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، چنانچه اعتماد بانک به مشتری یک درصد کاهش یابد ۲۸ درصد خطر ادراک شده افزایش می یابد و چنانچه اعتماد مشتری به بانک یک درصد کاهش یابد، خطر ادراک شده ۵۱ درصد افزایش خواهد یافت، این نتیجه نشان می‌دهد که چنانچه اعتماد مشتری به بانک از دست رود ریسک بیشتری نسبت به حالتی دارد که اعتماد بانک به مشتری از دست رود.

---

1. Nash equilibrium

جدول۵. تحلیل در قالب بازی‌ها

	بانک		
		اعتماد (C2)	فرصت طلبانه (D2)
مشتری	اعتماد (C1)	-۰,۲۸** / -۰,۵۱**	۰,۲۵** / -۰,۵۱**
	فرصت طلبانه (D1)	۰,۴۴ / -۰,۲۸**	۰,۴۴ / ۰,۲۵**

منبع: یافته‌های پژوهش

** P<0.05

نتیجه گیری، بحث و پیشنهادها

پژوهش حاضر به کاربرد بازی‌های اقتصاد رفتاری در زمینه روابط بین مشتری و بانک پرداخته است، در بحث روزمره تصور افراد از بازی، ممکن است رقابت باشد. اما با اندکی دقت روی اطلس بازی‌های دو نفره با دو استراتژی که قسمت عمده بازی‌ها را شامل می‌شود، می‌توان دید از ۱۴۴ بازی دو در دوی دو نفره، تنها شش بازی رقابتی هستند. بنابراین بیشتر اهمیت بازی‌ها در راه‌های رسیدن به همکاری، هماهنگی و ائتلاف‌های بهینه است. نتایج مدل معادلات ساختاری نشان داد که اعتماد و فرصت‌طلب بانک و مشتری بر خطر ادراک شده، تاثیر دارد. تجزیه و تحلیل‌ها نشان داد که اعتماد مشتری و اعتماد بانک رابطه معنی‌دار و معکوسی با خطر ادراک شده توسط مشتری دارد، از طرفی فرصت طلبی بانک رابطه مثبت و معنی‌داری با خطر ادراک شده توسط مشتری دارد، یعنی زمانی که مشتری احساس می‌کند که بانک رفتار فرصت‌طلبانه‌ای را در پیش گرفته است، خطر ادراک شده افزایش می‌یابد. نتایج همچنین نشان داد که سابقه شرکت و سابقه تعامل شرکت با بانک بر خطر ادراک شده توسط مشتری رابطه معنی‌دار و منفی وجود دارد یعنی چنانچه سابقه شرکت و یا سابقه تعامل با بانک افزایش یابد، ریسک ادراک شده توسط مشتری کاهش خواهد یافت. نتایج براساس بازی معمای زندانی نشان داد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط چنانچه اعتماد بانک به مشتری یک درصد کاهش یابد، ۲۸ درصد خطر ادراک شده افزایش می‌یابد اما زمانی که یک درصد اعتماد مشتری به بانک کاهش یابد خطر ادراک شده ۵۱ درصد افزایش خواهد یافت که نتایج بالا با مبانی اقتصاد رفتاری هم‌خوانی دارد. این نتایج با هم اهمیت اعتماد را به عنوان ابزاری برای ایجاد و حفظ ثبات در سیستم مالی تأکید می‌کنند.

مقایسه نتایج این پژوهش با پژوهش‌های گذشته نشان دهنده این است که در برخی مطالعات همچون: پوپو و زنگیر [1] (۲۰۰۲) رابطه مشتریان و بانک ، معامله‌ای یک طرفه نیست بلکه رابطه مبادله‌ای است و اعتماد منجر می‌شود که مشتریان ریسک تجاری کم‌تری را درک کنند.

1. Poppo and Zenger

سازماندهی روابط ممکن است اعتماد محاسباتی ایجاد کند که خطر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج پژوهش ویلیامسون[1] (۱۹۹۳) توسعه همکاری از طریق اعتماد و فرصت طلبی خطر درک شده را تحت تأثیر قرار می‌دهد که با نتایج این پژوهش هم‌خوانی دارد. پژوهش‌هایی در جهت سرکوب فرصت طلبی و افزایش اعتماد با طراحی ساختارهای بین سازمانی توسط پژوهشگرانی همچون: کروسنو و دال استروم (۲۰۰۸) و اسپانین و همکاران (۲۰۰۷) مورد بررسی قرار گرفته است، نتایج این پژوهش‌ها و مقایسه آنها با سایر مطالعات، نمایانگر آن است که اعتمادسازی شبکه‌ای، امریست حیاتی است، یافته‌های پژوهش بر پیامدهای مخرب بدترین سناریو (هر دو فرصت‌طلب) در بازی معمای زندانی بین بانک و مشتریان تأکید می‌کند. بنابراین پیامدهای مدیریتی باید استراتژی‌هایی برای جلوگیری از شکست روابط را پیشنهاد کند. براساس نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود، تامین مالی دسته جمعی[2] و اعتماد سازی شبکه‌ای در بانک ها صورت گیرد. در پژوهش گرامین[3]، بانک نمونه‌ای موفق در خصوص تامین مالی دسته جمعی[4] و اعتمادسازی شبکه‌ای است، در این بانک هر وام‌گیرنده متعلق به یک گروه چند نفره (۵ نفره) خودساخته متشکل از دوستان است. اعضای گروه مسئول بازپرداخت معوقات اقساط هم‌گروهی خود نیستند، اما به گروهی که یکی از اعضای آن بدهکار است، اعتبار مجدد اعطا نمی‌شود. وجود نهادهایی که به طور موثری بتوانند بین افراد و گروه‌های واسطه، عدالت برقرار کنند و یک میثاق یا پیمان اجتماعی طراحی شود که تعهد وام‌گیرندگان و تمامی مخاطبان تأمین مالی دسته جمعی تامین کند، ضروری است. وجود چنین نهادی نیاز به فرصت‌طلبی و یا انتقام را آشکارا کاهش می‌دهد، اگر چه چنین احساساتی می‌تواند به صورت طبیعی، همچنان وجود داشته باشد، اما در جوامعی که چنین نهادهایی حضور ندارند، اقدام به فرصت طلبی، تکثیر می‌شود.

لازم به بیان است، اعتماد بانک‌ها استوار بر رفتار گذشته سایر مشتریان است و در بازی که بانک با مشتری دارد رفتار سایرین و سوابق بر اعتماد اثر گذار است، یعنی اگر رفتار دیگران منجر بوجود آمدن بی اعتمادی بانک به مشتریان شود، اثرات این بی‌اعتمادی بر دیگران اثرگذار خواهد بود. با این وجود، برخلاف سایر روابط، بانک‌ها می‌توانند با رصد معاملات تجاری از

1. Williamson
2. Crowd Funding
3. Grameen
4. Crowd Funding

طریق حساب‌های بانکی، اطلاعات خاصی در مورد مشتریان خود کسب کنند. بانک‌ها ابزارهای تجاری برای شناسایی و جلوگیری از رفتار فرصت‌طلبانه از طریق تهدیدهای معتبر در قراردادهای وام دارند(سیل[1]، ۱۹۹۸). افزایش مکرر ارتباطات، گفتگوی پیشرفته و ارتباطات غیررسمی می‌تواند زمینه‌ای برای اعتماد دوجانبه و فرصت طلبیِ کاهش یافته، ایجاد کند. با توجه اینکه خدمات قابل ارائه در بانک‌ها کمابیش یک شکل است و برای بیشتر بانکها متمایز کردن این خدمات نسبت به رقبا مشکل است. براساس نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود که بانکهای ایران به سمت استفاده از رویکرد بازاریابی رابطه‌مند گرایش یابند و تعاملات پیوسته و مداوم اجتماعی همچون ملاقات‌ها، دعوت‌های رسمی و غیررسمی در مجامع و مراسم‌ها، شرکت در مراسم‌های مشتریان اهدای هدایا، جایزه خوش حسابی و مشاوره اقتصادی و تشریح خدمات بانکی را در دستور کار خود قرار دهند. همچین بانک‌های ایران با افشای اطلاعات انواع سرمایه‌گذاری‌ها و افشای اطلاعات از سپرده‌های دریافتی از سپرده‌گذاران، می توانند اعتماد بین بانک و مشتری را افزایش دهند. پیشنهاد دیگر این است که در بانک های ایران باید بر مبنای بازاریابی رابطه‌ای، مدیریت تعارض صورت گیرد به صورتی که منجر به اعتماد طرفین به یکدیگر و افزایش تمایل به ایجاد و حفظ رابطه بلندمدت شود.

1. Seal

منابع

انصاری سامانی، حبیب؛ ابونوری، اسمعیل. (۱۳۹۴). برابری یا انصاف: شواهدی از بازی‌های اقتصاد رفتاری. اقتصاد اسلامی، ۱۵(۵۷)، ۶۳-۸۶.

انصاری سامانی، حبیب؛ پورفرج، علی‌رضا؛ زارع، مسعود؛ امینی، عباس. (۱۳۹۴). مقدمه‌ای بر اقتصاد رفتاری: مفهوم، روش‌شناسی و شیوه‌های استخراج ترجیحات. بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۲(۱)، ۳۷-۷۱.

برادران، وحید. (۱۳۹۸). انتخاب راهبرد بهینهٔ بازاریابی در شرایط رقابتی با توسعهٔ مدل تئوری بازی‌ها. تحقیقات بازاریابی نوین، ۹(۱)، ۱۰۷-۱۲۴

جلالی ام البنین، نصراللهی زهرا، هاتفی مجومرد مجید. بررسی اثر پاداش بر تلاش فردی بازیکنان: رهیافت یک بازیِ رفتاری. فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی. ۱۳۹۷؛ ۸ (۳۲) :۱۷۹-۲۱۵.

جلیلی مرند، علیرضا؛ متفکر آزاد، محمد علی؛ فلاحی، فیروز. (۱۳۹۷). مدل‌سازی ترجیحات اجتماعی در اقتصاد آزمایشگاهی: معرفی و بررسی آزمایشگاهی. تحقیقات اقتصادی، ۵۳(۳)، ۵۱۳-۵۴۲.

رنجبران، بهرام؛ براری، مجتبی. (۱۳۸۸). تاثیر بنیان‌های بازاریابی رابطه‌مند بر وفاداری مشتریان: مقایسه بانک دولتی و خصوصی. مدیریت بازرگانی، دوره۱، شماره ۲

صادقی، سید کمال؛ رئیسی سرکندیز، مصطفی؛ بهلولی، ربابه. (۱۳۹۹). رویکرد اقتصاد رفتاری به بازار سرمایه با تأکید بر فرضیه بازار تطبیقی. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۳(۵۲)، ۱۸۸-۲۱۹

عبدلی، قهرمان؛ ماجد، وحید. بررسی رفتار اوپک در قالب یک بازی همکارانه. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی. ۱۳۹۱؛ ۲ (۷) :۵۰-۲۷

عبدلی، قهرمان، ۱۳۸۶ ،نظریهٔ بازیها و کاربردهای آن، جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران.

فرزین‌وش، اسدالله؛ سبحانی، حسن؛ فاطمی اردستانی، سید فرشاد؛ بابازاده خراسانی، بهزاد. (۱۳۹۸). نقش سازوکارهای اعمال قرارداد در تمایز میان نظام تأمین مالی اسلامی و متعارف. اقتصاد اسلامی, ۱۹دوره (شماره۷۶), ۸۹-۱۱۸.

محمودی نیا، داود؛ انجوردا، جکوب؛ دلالی اصفهانی، رحیم؛ بخشی دستجردی، رسول؛ فخار، مجید. تقابل استراتژی بین دولت و بانک مرکزی در چارچوب بازی‌های همکارانه و غیرهمکارانه (کاربردی از بازی‌های دیفرانسیلی خطی درجه دوم). فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی. ۱۳۹۵; ۶دوره (شماره ۲۴) :۸۳-۱۲۱،

هومن، حیدرعلی. (۱۳۸۴) مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزارلیزرل. انشارات سمت.

References

Abbink, K., Irlenbusch, B., & Renner, E. (2000). The moonlighting game: An experimental study on reciprocity and retribution. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 42(2), 265–277.

Abdoli G, Majed V. Analyzing OPEC Members Behavior: A Cooperation Game Approach. *JEMR* 2012; 3 (7):27-50. (In Persian).

Adamson, I. and Chan, K. M. and Handford, D. (2003), "Relationship marketing: customer commitment and trust as strategy for the smaller Hong Kong corporate banking sector", *International journal of bank marketing*, Vol. 21, No. 6/7, pp: 347-358.

Anderson, E. and Weitz, B. (1992), "The use of pledges to build and sustain commitment in distribution channels", *Journal of Marketing Research*, Vol. l9, No. 1, pp: 18-34.

Andreoni, J., & Bernheim, B. D. (2009). Social Image and the 50-50 Norm: A Theoretical and Experimental Analysis of Audience Effects Econometrical, 77(5), 1607-1636.

Ansari samani, H., pourfaraj, A., zareh, M., & amini, A. (2015). An Introduction to Behavioral Economics; Concept, Methodology and the Ways for Extracting the Preferences. *Journal of Iranian Economic Issues*, 2(1), 37-71. (In Persian).

Ansary Samani, H., & Abounoori, E. (2015). Equality or Fairness: Evidences from Behavioral Economics Games. *Islamic Economics*, 15(57), 63-86. (In Persian).

Anton P. Fenik, Charles H. Noble & Kevin Lehnert (2019): Rogues and Deviants: a game-theoretic perspective on opportunism in strategic alliances, *Journal of Marketing Management*, DOI: 10.1080/0267257X.2019.1684975.

Armstrong, A. (2012), “Restoring trust in banking”, National Institute Economic Review, Vol. 221 No. 1, pp. 4-10.

Axelrod, R. (2006), the Evolution of Cooperation, Basic Books, New York, NY.

Bakhshi dastjerdi R, fakhar M. Strategic Interaction between Government and Central Bank in Framework of Cooperative and Non-Cooperative Games. JEMR 2016; 7 (24):83-121. (In Persian).

Baradaran, V. (2019). Selection of Optimal Marketing Strategy in Competitive Markets by the Development of Game Theory Models. *New Marketing Research Journal*, 9(1), 107-124. doi: 10.22108/nmrj.2019.105781.1358. (In Persian).

Berg, Joyce, John Dickhaut, Kevin McCabe. “Trust, Reciprocity, and Social History.” G*ames and Economic Behavior* 10, (1995): 123, 122-142.

Berry, L. L. (1983), "Emerging perspective on services marketing", *American marketing Association*, Chicago, IL.

Bolton, G. E., & Ockenfels, A. (2000). ERC. A Theory of Equity, Reciprocity, and Competition. *The American Economic Review*, 90(1). 166-193.

Bulbul, D. (2013), “Determinants of trust in banking networks”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 85 No. 1, pp. 236-248.

Cappelen, A. W. Hole, A. D. Sorensen, E., & Tungodden, B. (2007). The Pluralism of Fairness Ideals: An Experimental Approach American Economic Review, 97(3), 818-827.

Charness, G., & Rabin, M. (2002). Understanding social preferences with simple tests. *Quarterly journal of Economics*, 817-869.

Chiu, H. C. and Hsieh, Y. C. and Li, Y. C. and Lee, M. (2005),"Relationship marketing and consumer switching behavior", *Journal of Business Research*, Vol. 58, pp: 1681- 1689.

Crosno, J.L. and Dahlstrom, R. (2008), “A meta-analytic review of opportunism in exchange relationships”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, Vol. 36 No. 2, pp. 191-201.

Dahlstrom, R. and Nygaard, A. (1999), “An empirical investigation of ex post transaction costs in franchised distribution channels”, *Journal of Marketing Research*, Vol. 36 No. 2, pp. 160-170.

Deutsch, M. (1960). The effect of motivational orientation upon trust and suspicion. *Human Relations*, 13, 123–139.

Dia, E. (2011), “Uncertainty, trust, and the regulation of the banking industry”, *International Review of Economics*, Vol. 58 No. 2, pp. 213-228.

Dwyer, F. R. and Schurr, P. H. and Oh, S. (1987), "Developing Buyer– Seller Relationships", *Journal of Marketing*, Vol. 51, pp: 11–27.

F, A., S, H., f, S., & BABAZADEH KHORASANI, B. (2019). Explaining the role of formal and informal contract enforcement mechanisms in distinguishing Islamic and conventional financial systems. *Islamic Economics*, 19(76), 89-118. (In Persian)

Fehr, E., & Schmidt, K. M. (1999). A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(3), 817868

Fischbacher, U., Fong, C. M., & Fehr, E. (2009). Fairness, errors and the power of competition. Journal of Economic Behavior & Organization, 72(1), 527-545.

Game Theory (Stanford Encyclopedia of Philosophy). First published Sat Jan 25, 1997; substantive revision Fri Mar 8, 2019. https://plato.stanford.edu/entries/game-theory/

Ganesan, S. (1994), “Determinants of long-term orientation in buyer-seller relationships”, *Journal of Marketing*, Vol. 58 No. 2, pp. 1-19.

Geyskens, I., Steenkamp, J.B.E.M. and Kumar, N. (1998), “Generalizations about trust in marketing channel relationships using meta-analysis”, *International Journal of Researchin Marketing*, Vol. 15 No. 3, pp. 223-248.

Gilbert, D. C. and Choi, K. C. (2003),"Relationship marketing practice in relation to different bank ownerships: a study of banks in Hong Kong", *The International Journal of Bank Marketing*, Vol. 21, No. 2/3, pp: 137- 46.

Gill, A.S., Flaschner, A.B. and Shachar, M. (2006), “Factors that affect the trust of business clients in their banks”, *International Journal of Bank Marketing*, Vol. 24 No. 6, pp. 384-405.

Gronroos, C. (1994),"From marketing mix to relationship marketing: Towards a paradigm shift in marketing", Management Decision, Vol. 32, No. 2, pp: 4-20.

Güth, W., Schmittberger, R., & Schwarze, B. (1982). An experimental analysis of ultimatum bargaining *Journal of Economic Behavior & Organization*, 3(4), 367-388.

Heukelom, F. (2014). Behavioral economics: A history. Cambridge: Cambridge University Press.

Jalali O, Nasrollahi Z, Hatefi Madjumerd M. Investigating the Effect of Rewards on Individual Players' Efforts: A Behavioral Approach. *JEMR* 2018; 9 (32) :179-215. (In Persian).

Jalili Marand, A., Motafakker Azad, M. A., & Fallahi, F. (2018). Social Preferences Modeling in Experimental Economics: Introduction and Experimental Evaluation. *Journal of Economic Research* (Tahghighat- E-Eghtesadi), 53(3), 513-542. (In Persian)

John, G. (1984), “An empirical investigation of some antecedents of opportunism in marketing channel”, *Journal of Marketing Research*, Vol. 21 No. 3, pp. 278-289.

Kesharwani, A. and Bisht, S.S. (2012), “The impact of trust and perceived risk on internet banking adoption in India: an extension of technology acceptance model”, *International Journal of Bank Marketing*, Vol. 30 No. 4, pp. 303-322.

Kotler, P. and Armstrong, G. (1999), "Principles of marketing", 8th edition, Prentice-Hall, Upper Saddle River, New Jersey.

Kyle Hyndman, Matthew J. Walker, (2021) “Fairness and risk in ultimatum bargaining”, *Games and Economic Behavior*, Volume 132, 2022, Pages 90-105, ISSN 0899-8256, https://doi.org/10.1016/j.geb.2021.12.003.

Mollering, G. (2001), “The nature of trust: from Georg Simmel to a theory of expectation, interpretation and suspension”, *Sociology*, Vol. 35 No. 2, pp. 403-420.

Moorman, C., Deshpande ´, R. and Zaltman, G. (1993), “Factors affecting trust in market research relationships”, *Journal of Marketing*, Vol. 57 No. 1, pp. 81-101.

Morgan, R. M and Hunt, S. D. (1994), "The commitment-trust theory of relationship marketing", *Journal of Marketing*, Vol. 58, No. 3, pp: 20-38.

Morgan, R.M. and Hunt, S.D. (1994), “The commitment-trust theory of relationship marketing”, *Journal of Marketing*, Vol. 58 No. 3, pp. 20-38.

Orbell, J.M, Schwartz-Shea, P, &Simmons, R, T. (1984). Do cooperators exit more readily than defectors? *American Political Science Review*. 78(01), 147-162.

Ozkan-Canbolat, E., Beraha, A. & Bas, A. (2016). “Application of Evolutionary Game Theory to Strategic Innovation”. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 235, 685-693.

Petersen, M. and Rajan, R. (1994), “The benefits of firm-creditor relationships: evidence from small business data”, *Journal of Finance*, Vol. 49 No. 1, pp. 3-37.

Poppo, L. and Zenger, T. (2002), “Do formal contracts and relational governance function as substitutes or complements?” *Strategic Management Journal*, Vol. 23 No. 8, pp. 707-725.

Ranjbarian, B., & Barari, M. (2009). The Contribution of Relationship Marketing Underpinning to Customer Loyalty: A Comparison of a Private with a Government Owned Bank. *Journal of Business Management*, 1(2). (In Persian).

Rapoport, A, & Eshed-Levy, D. (1989). Provision of step-level public goods: Effects of greed and fear of being gypped. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 44(3), 325-344.

Rashid, T. (2003), "Relationship marketing case studies of personal experience of eating out", *British food journal*, Vol. 105, No. 10, pp: 742-750.

Richard .H Thaler, (2019)“Misbehaving: The Making of Behavioral Economics” calibre 3.40.1 [https://calibre-ebook.com].

Rodriguez, N.G., Perez, M.J. and Gutierrez, J.A.T. (2007), “Interfunctional trust as a determining factor of a new product performance”, *European Journal of Marketing*, Vol. 41 Nos 5/6, pp. 678-702.

Saparito, P.A., Chen, C.C. and Sapienza, H.J. (2004), “The roleof relational trust in bank-small firm relationships”, *Academy of Management Journal*, Vol. 47 No. 3, pp. 400-410.

Seal, W.B. (1998), “Relationship banking and the management of organisational trust”, *International Journal of Bank Marketing*, Vol. 16 No. 3, pp. 102-107.

Seppanen, R., Blomqvist, K. and Sundqvist, S. (2007), “Measuring inter-organizational trust – a critical review of the empirical research in 1990-2003”, *Industrial Marketing Management*, Vol. 36 No. 2, pp. 249-265.

Shimp, T.A. and Bearden, W.O. (1982), “Warranty and other extrinsic cue effects on consumers’ risk perceptions”, *Journal of Consumer Research*, Vol. 9 No. 1, pp. 38-46.

Sin, L. Y. M. and Tse, A. C. B. and Yau, O. H. M. and Chow, R. P. M. and Lee, J. S. Y. and Lau, L. B. Y. (2005), "Relationship marketing orientation: scale development and cross cultural validation", *Journal of Business Research*, Vol. 58, pp: 185– 194.

So, S. L. M. and Speece, M. W. (2000),"Perceptions of relationship marketing among account managers of commercial banks in a Chinese environment", *International Journal of Bank Marketing*, Vol. 18, No. 7, pp: 315-327.

Steiger, J. H. (2007). Understanding the Limitations of Global Fit Assessment in Structural Equation Modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898.

Von Neumann, J., and Morgenstern, O., (1944). The Theory of Games and Economic Behavior, Princeton: Princeton University Press.

Wathne, K.H. and Heide, J.B. (2000), "Opportunism in interfirm relationships: forms, outcomes, and solutions", *Journal of Marketing*, Vol. 64 No. 4, pp. 36-51.

Watkins, A. and Hill, R.P. (2005), "The impact of personal and organizational moral philosophies on marketing exchange relationships: a simulation using the prisoner's dilemma game", *Journal of Business Ethics*, Vol. 62 No. 3, pp. 253-265.

Wilkinson, Nick, 2008, an Introduction to Behavioral Economics, Palgrave MacMillan

Williamson, O.E. (1985), the Economic Institutions of Capitalism, Free Press, New York.

Williamson, O.E. (1993), "Calculativeness, trust, and economic organization", *Journal of Law & Economics*, Vol. 36 No. 2, pp. 453-486.

Wirtz, J. and McColl-Kennedy, J.R. (2009), "Opportunistic customer claiming during service recovery", *Journal of the Academy of Marketing Science*, Vol. 38 No. 5, pp. 654-675.

Yousafzai, S.Y.J., Pallister, J. and Foxall, G.R. (2005), "Strategies for building and communicating trust in electronic banking: a field experiment", *Psychology & Marketing*, Vol. 22 No. 2, pp. 181-201.

Zineldin, M. (1995), "Bank- company interactions and relationships", *International Journal of Bank Marketing*, Vol. 13 No. 2, pp. 30-40.

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 105-134

The Transition Mechanism of Foreign Exchange Crisis on Iran Stock Market Using Markove Switching Approach[1]

Saman Houshmandi[2], Seyed Shamsuddin Hosseyni[3], Abbas Memarnejad[4], Farhad Ghaffari[5]

Received: 2022/06/06
Accepted: 2022/11/06

Research Paper

Abstract

Because of the sanctions imposed on Iran and the reduction of foreign exchange earnings, the capital market has undergone significant changes. This study tries to provide the transition mechanism of foreign exchange crisis on the stock market and compare with other emerging countries. In order to obtain the results, using the monthly data of the period of 2009:01–2020:03 and using the nonlinear Markov switching approach. For this purpose, among the various modes of Markov switching model, MSIAH (2) –VAR (2) has been selected. The empirical findings of the study show that only in a regime with high fluctuations, the increase in the exchange rate has increased the stock index while the stock index has no impact on the exchange rate. In addition, the results indicate that the sustainability of the stock index in the regime with the low fluctuations (first regime) was more than that of the regime with the high fluctuations (second regime).

Key Words: Markov Switching Model, Exchange Rate, Foreign Exchange Crisis, Stock Index.
JEL Classification: C22, E44, F32, G10.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11747.1826
2. Ph.D. Student, Department of Economics, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Saman.houshmandi87@gmail.com).
3. Associate Professor, Department of Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran (Corresponding Author). (SH.hosseini@atu.ac.ir)
4. Assistant Professor, Department of Economics, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Memarnejad@srbiau.ac.ir).
5. Associate Professor, Department of Economics, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Ghaffari@srbiau.ac.ir).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی
فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۱۳۴-۱۰۵

مکانیسم انتقال اثر بحران ارزی بر شاخص بورس اوراق بهادار با استفاده از الگوی خود توضیح برداری مارکوف سوئیچینگ[۱]

سمن هوشمندی[۲]، سید شمس الدین حسینی[۳]، عباس معمارنژاد[۴]، فرهاد غفاری[۵]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۱۳
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۱۵

چکیده

با توجه به تحریم‌های صورت گرفته علیه ایران و کاهش درآمدهای ارزی، بازار سرمایه دستخوش تغییرات چشمگیری شده است. پژوهش موجود تلاش می‌کند با مقایسه کشور ایران با سایر کشورهای در حال ظهور و تأثیر بحران ارزی بر بازار دارایی آنها، به ارائه مکانیسم انتقال اثر بحران ارزی بر شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار به عنوان دارایی دارای اهمیت بپردازد. برای بدست آوردن نتایج از داده‌های ماهانه دوره ۱۳۹۸:۱۲-۱۳۸۷:۱۰و رویکرد خود توضیح برداری مارکف سوئیچینگ استفاده شده است. بدین منظور، از میان حالت‌های مختلف الگوی مارکف سوئیچینگ، الگوی MSIAH(2)-VAR(2) انتخاب شد. یافته‌های تجربی پژوهش نشان می‌دهد که تنها در رژیم با نوسانات بالا، افزایش نرخ ارز باعث افزایش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار شده است درحالی‌که شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار اثری بر نرخ ارز ندارد. افزون بر این، نتایج نشان می‌دهد احتمال پایداری رژیم ۱ (رژیم با نوسانات اندک نرخ ارز) نسبت به رژیم ۲ (رژیم با نوسانات بالای نرخ ارز) بیشتر است.

واژه های کلیدی: مدل مارکوف سوئیچینگ، نرخ ارز، بحران ارزی، شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار.
طبقه بندی موضوعی: C22، E44، F32، G10.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11747.1826
۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (saman.houshmandi87@gmail.com)
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (SH.hosseini@atu.ac.ir).
۴. استادیار، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (memarnejad@srbiau.ac.ir).
۵. دانشیار، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (Ghaffari@srbiau.ac.ir).

مقدمه

در طی یک دهه گذشته اقتصاد ایران با تشدید تحریم‌های اقتصادی روبه رو بوده است که اثرات مخرب زیادی بر وضعیت اقتصادی کشور داشته است. کشورهای غربی با وضع تحریم‌های سخت‌گیرانه، هزینه‌هایی بالایی را بر اقتصاد کشورها ازجمله اقتصاد ایران تحمیل کرده‌اند، در چنین شرایطی قیمت ارز افزایش یافته و بحران ارزی را سبب شده است و پس از آن قیمت دارایی‌ها افزایش یافته است، این در حالی است که انتظار می‌رود با اتفاق افتادن بحران‌های ارزی، ارزش دارایی‌ها کاهش یابند. چنانچه میشکین[1] (۲۰۱۸) در کتاب اقتصاد پولی، بانکداری و بازارهای مالی در مبحث بحران‌های مالی در کشورهای نوظهور اذعان می‌دارد اینگونه کشورها پس از روبرویی با بحران‌های مالی و ارزی و کاهش فعالیت‌های اقتصادی با کاهش قیمت دارایی‌ها مواجه می‌شوند، درحالی‌که در کشور ما عکس این حالت رخ داده‌است، بنابراین چیزی که در این مطالعه دارای اهمیت بیشتری است، بحث چرایی این موضوع و بررسی مکانیسم انتقال اثر بحران‌های ارزی بر شاخص قیمتی سهام به عنوان یک دارائی دارای اهمیت در شرایط تحریم است.

در دوران پس از انقلاب، اقتصاد ایران با سه دوره بحران ارزی روبرو بوده است، در سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۴ نخستین بحران ارزی اتفاق افتاد، در میان عواملی که زمینه ساز این شوک ارزی بودند، افزایش کم سابقه حجم نقدینگی و چگونگی مدیریت تعهدات ارزی، بیشتر از سایر موارد در ایجاد این شوک موثر بودند. در صورتی که دومین و سومین بحران ارزی که به ترتیب در سال‌های ۹۲-۹۰ و ۹۸-۹۶ اتفاق افتادند، افزون بر مشکلات اقتصادی حاکم بر جامعه از قبیل رشد حجم پول، رشد تورم، عدم اصلاح نرخ ارز متناسب با تورم، کسری تراز تجارت خارجی (بدون نفت)، کسری بودجه دولت و شدت گرفتن تحریم‌ها منجر به تسریع وقوع بحران ارزی در کشور شده‌است. پس در این پژوهش به دلیل پررنگ شدن بازار سرمایه، به بررسی اثر بحران ارزی دوم و سوم بر بازار سهام خواهیم پرداخت.

نوسانات بازار سهام یکی از مهمترین موضوعات مورد مطالعه در بازارهای مالی دنیا در چند دهه اخیر بوده است که به عنوان عاملی موثر در تعیین ریسک سرمایه‌گذاری، نقش مهمی در تصمیم گیری سرمایه گذاران ایفا می‌کند. دلیل اصلی نگرانی بر نوسانات بازارهای مالی این باور است که نوسانات

---

1. Mishkin

می‌تواند بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد تاثیر گسترده‌ای داشته‌باشد. یکی از تاثیرگذارترین نوساناتی که در چند دهه اخیر بر بازار سهام ایران موثر بوده است نوسانات بازار ارز است. مکانیسم انتقال بحران‌های ارزی و مدل‌سازی نوسانات ارزی در بازارهای سهام، از دیدگاه پژوهشگران دانشگاهی و نیز کارپردازان علم اقتصاد مالی، موضوع با اهمیتی به نظر می‌رسد. این پیش‌بینی‌ها در مواردی چون مدیریت ریسک، قیمت‌گذاری مشتقات مالی و پوشش ریسک ناشی از آنها، بازارسازی، انتخاب سبدهای مالی و خیلی از فعالیت‌های مالی دیگر می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. از این جهت برآورد اثر نوسانات ارزی در بازار سهام، اهمیت می‌یابد. این امکان که نوسانات بازار مالی چنین انعکاس گسترده‌ای می‌تواند بر اقتصاد داشته باشد، درک بالاتری از روند نوسانات را ایجاب می‌کند. بنابراین با اندازه‌گیری و درک گسترده‌تری از نوسانات، امکان پیدا کردن راه حل‌هایی برای کاهش نوسانات بازارهای مالی برای سیاست گذاران وجود خواهد داشت.

هدف اصلی این پژوهش شناخت مکانیسم انتقال اثر بحران ارزی به بازار سرمایه ایران در شرایط تحریم و بررسی رابطه بین متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمتی سهام است. اطلاعات نرخ دلار در بازار آزاد به عنوان متغیر نرخ ارز و شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار به عنوان متغیر شاخص کل سهام در دوره زمانی ۱۳۹۸:۱۲-۱۳۸۷:۱۰ انتخاب شده که دلیل انتخاب بازه زمانی بالا تشدید تحریم‌های اقتصادی علیه ایران و به دنبال آن وقوع بحران ارزی و افزایش قیمت دارایی‌ها از جمله بازار سرمایه بوده است.

بتازگی استفاده از مدل‌های غیرخطی در مطالعات مربوط به نوسانات گسترش یافته است زیرا فرض خطی بودن نوسانات ارزی، محدودیتی بزرگ و غیرواقعی برای این مطالعات است، بنابراین به منظور بررسی تأثیر نوسانات ارزی بر شاخص بورس اوراق بهادار از روش مارکوف-سوئیچینگ تعداد رژیم‌های بی‌ثباتی این متغیر تعیین خواهد شد و با مشخص شدن تعداد رژیم‌های بی‌ثباتی نرخ ارز، تأثیر این متغیر بر شاخص‌های بازار سهام تخمین زده خواهد شد.

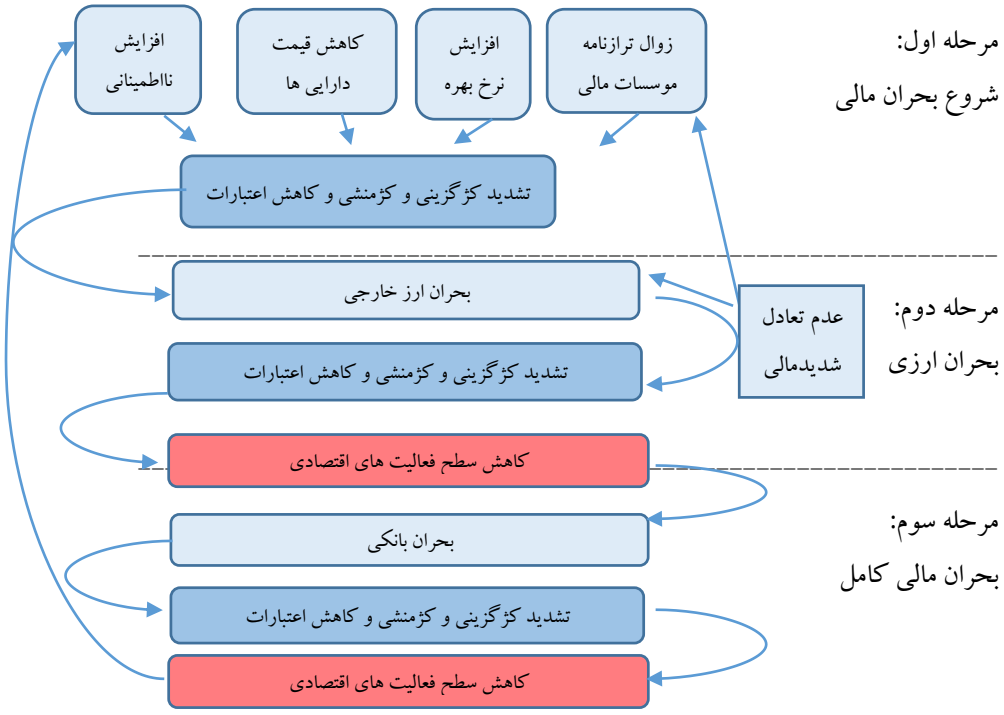
نوآوری مطالعه موجود تمرکز بر ترسیم مکانیسم انتقال اثر بحران‌های ارزی به بازار سرمایه ایران در شرایط تحریم و مقایسه آن با اقتصاد کشورهای در حال ظهور است. با استفاده از این مطالعه می‌توان با وقوع نوسانات ارزی ناشی از تحریم، تأثیر بحران ارزی را بر بورس اوراق بهادار تهران پیش بینی کرد و با گرفتن سیاست‌های مناسب مانع از بی ثباتی در بازار سهام ایران شد.

در ادامه، مقاله به این صورت سازماندهی شده است که در بخش دوم پس از مقدمه، به مبانی نظری پیرامون اثرگذاری بحران‌های مالی و ارزی بر اقتصاد کشورهای در حال ظهور و

دیدگاه‌های مطرح در خصوص ارتباط میان نرخ ارز و بازار سرمایه، پرداخته شده است. در بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه شده است و در بخش چهارم داده‌ها و روش پژوهش، تشریح و در نهایت تحلیل نتایج تجربی و جمع‌بندی ارائه می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

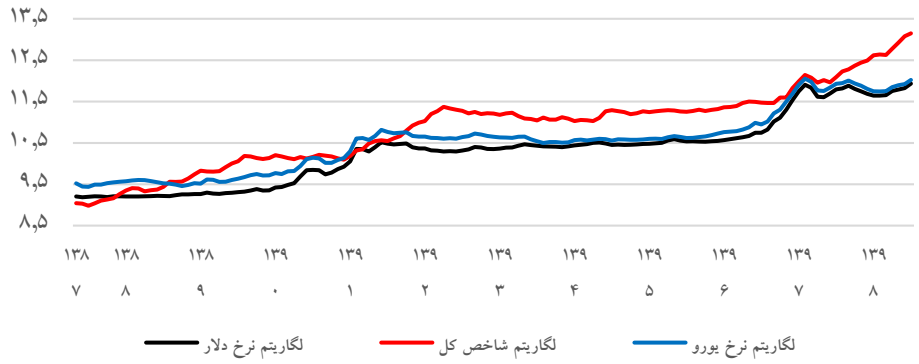
در سال‌های اخیر، بیشتر اقتصادهای نوظهوری که به سمت جهانی شدن و آزاد سازی اقتصاد حرکت کردند، به دلیل ویژگی‌های نهادی موجود در بازارهای بدهی، بحران مالی شدیدی را تجربه کردند. مثل بحران مکزیک در سال ۱۹۹۴، بحران کشورهای شرق آسیا در سال ۱۹۹۷ و بحران آرژانتین در سال ۲۰۰۱. میشکین، مکانیسم انتقالات در جریان بحران‌های مالی در اقتصادهای نوظهور را در سه مرحله تحلیل کرده است، همچنین در شکل ۱ مکانیسم انتقال آثار بحران مالی دیده می‌شود (میشکین، ۲۰۱۸).



شکل ۱- توالی بروز بحران‌های مالی و چرخه‌ی آن در اقتصاد بازارهای نوظهور

منبع : کتاب اقتصاد پول ، بانکداری و بازارهای مالی، فریدریک میشکین

حال آنکه در اقتصاد ایران با وقوع بحران ارزی، شاخص کل سهام به عنوان یک دارایی دارای اهمیت افزایش یافته است که این افزایش در نمودار ۱ مشاهده می‌شود. در صورتی که معمولا در اقتصاد بازارهای نوظهور با وقوع بحران ارزی، بحران بانکی هم رخ داده و با کاهش فعالیت اقتصادی و پیرو آن کاهش قیمت دارایی همراه هستند.



نمودار ۱. روند تغییرات نرخ ارز و شاخص کل سهام

منبع : بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بورس اوراق بهادار تهران

با توجه به وابستگی بسیار زیاد ذخایر ارزی به درآمدهای نفتی و کاهش شدید آن با وضع تحریم، بانک مرکزی در عرضه ارز به بازار با محدودیت روبرو شده است، بنابراین نوسانات نرخ ارز به‌طور مستقیم تحت تأثیر تحریم‌های اقتصادی است. از سوی دیگر، اثرات منفی روانی حاصل از تحریم‌ها، موجب ایجاد انتظارات جدید در کارگزاران اقتصادی مبنی بر رشد بیش‌تر نرخ ارز شده، بنابراین کاهش منابع ارزی و عرضه ارز از یک سو و رشد تقاضای ارز از سوی دیگر، موجبات جهش نرخ ارز و وقوع بحران ارزی را فراهم آورده است. انتظارات نسبت به تحولات آتی اقتصاد، نقش بسزایی در تلاطم بازارهای ارزی ایران داشته است. درواقع، در شرایط بی‌ثباتی فضای کلان اقتصادی، کوچک‌ترین تکانه (اخبار مثبت و منفی مربوط به تحریم)، در تصویر ذهنی مردم به‌عنوان یک اتفاق بزرگ در آینده تفسیر می‌شود. درست به همین دلیل است که یک شایعه یا تحول سیاسی به‌شدت بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

ارتباط میان نرخ ارز و بازار سرمایه

درباره رابطه پویای مابین نرخ ارز و قیمت سهام دو دیدگاه کلی وجود دارد: دورنبوش و فیشر[1] (۱۹۸۰) با طرح مدل‌های جریان گرا[2] فرض می‌کنند که حساب‌جاری کشور و تراز جاری دو عامل مهم تعیین‌کننده نرخ ارز هستند. بر اساس این مدل تغییرات نرخ ارز روی رقابت‌پذیری شرکت‌های صادرات محور و شرکت‌های واردات محور و شرکت‌هایی که در بازار داخلی رقیب خارجی دارند تأثیر گذاشته و از این طریق بر تراز تجاری، تولید، درآمد، جریان نقدینگی شرکت‌ها و درنتیجه قیمت سهام اثر می‌گذارد. بر این اساس، کاهش ارزش پول ملی باعث ارزان‌تر شدن نسبی کالاهای ساخت داخل و گران‌تر شدن نسبی کالاهای خارجی شده و از این طریق شرکت‌های داخلی قدرت رقابت بیشتری یافته و از محل فروش، بیشتر در داخل یا صادرات، سودآوری بالاتری خواهند داشت که نتیجه آن افزایش قیمت سهام شرکت است. می‌توان گفت در این مدل و به‌طورکلی، افزایش نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر مثبت دارد. لازمهٔ وجود این رابطهٔ مثبت، آزادسازی نسبی تجاری و سهم چشمگیر شرکت‌های صادرات محور در بازار سهام است. دیدگاه دوم به دیدگاه مدل‌های سهام گرا[3] معروف هستند. در این مدل‌ها فرض می‌شود که حساب سرمایه، عامل تعیین‌کننده نرخ ارز است. این مدل‌ها شامل مدل توازن پرتفولیو و مدل پولی هستند. در مدل پرتفولیو، برنسون[4] (۱۹۸۱) چنین عنوان می‌کند که رابطه منفی مابین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. براساس این مدل کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود که این امر منجر به تقاضای کمتر برای پول به همراه نرخ بهره پایین‌تر می‌شود. کمتر شدن نرخ بهره موجب خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج از کشور، با فرض ثبات سایر شرایط و کاهش ارزش پول داخلی و گران‌تر نرخ ارز می‌شود. درواقع طبق این مدل ازآنجاکه ارزش دارایی داخلی می‌تواند روی تعادل سبدهای سرمایه‌گذاری بین‌المللی تأثیرگذار باشد، بنابراین جریان

1. Dornbusch and Fisher
2. Flow-Oriented models
3. Stock-Oriented models
4. Branson

سرمایه بین بازار ارز و بازار سرمایه همبستگی ایجاد می‌کند (هائو و ری[1]، ۲۰۰۶ ؛ پاولوا و ریگوبون[2]، ۲۰۰۷). با توجه به اینکه، در این مدل بازار ارز تابع بازار سهام فرض می‌شود، پیش‌نیاز وجود چنین رابطه‌ای، آزادی جریان سرمایه و بزرگی بازار سهام نسبت به‌کل بازار سرمایه و کل اقتصاد است.

از طرف دیگر بر اساس مطالعات باتاچاریا و موخرجی[3] (۲۰۰۳) تا دهه ۱۹۵۰ ریسک به‌عنوان یک عامل کیفی محسوب می‌شد تا اینکه با تلاش‌های مارکویتز[4] (۱۹۵۹) ریسک کمیت‌پذیر شد و انحراف معیار جریان‌های نقدی طرح‌های سرمایه‌گذاری در شرایط مختلف به‌عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی و نظریه مارکویتز سرچشمه پیدایش تئوری سبد دارایی‌ها شد. وی فرض کرد که سرمایه‌گذاران الزاماً در پی به حداکثر رسانیدن بازده مورد انتظار نیستند، زیرا اگر آن‌ها به دنبال دستیابی به حداکثر بازده مورد انتظار بودند تنها دارایی را انتخاب می‌کردند که از بیشترین بازده مورد انتظار برخوردار باشد، اما در عمل سرمایه‌گذاران دارای سبدی از مجموعه اوراق بهادار هستند و می‌توان گفت افراد بر مبنای بازه مورد انتظار (میانگین بازده) و انحراف معیار (مجذور واریانس)، سرمایه‌گذاری‌های مختلف را مقایسه و از بین آن‌ها انتخاب می‌کنند. اگر سرمایه‌گذاران ریسک گریز باشند و دو سبد دارایی وجود داشته باشد که از تمام جنبه‌ها به‌غیراز انحراف معیار باهم برابر باشند، آن سرمایه‌گذاری انتخاب می‌شود که انحراف معیار کمتری دارد، حال، با توجه به اینکه نرخ ارز یکی از اجزای همراه با ریسک سبد دارایی است، بر اساس مدل مارکویتز تغییرات ریسک این دارایی می‌تواند بر تقاضای آن تأثیر گذاشته، درنتیجه، باعث تغییر قیمت سهام شود، زیرا با توجه به صادراتی و وارداتی بودن شرکت‌ها و میزان وابستگی آن‌ها به نرخ ارز، افزایش یا کاهش نرخ ارز می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر منابع پذیرفته‌شده در بورس و شرکت‌ها بگذارد (نجارزاده و همکاران، ۱۳۸۸).

---

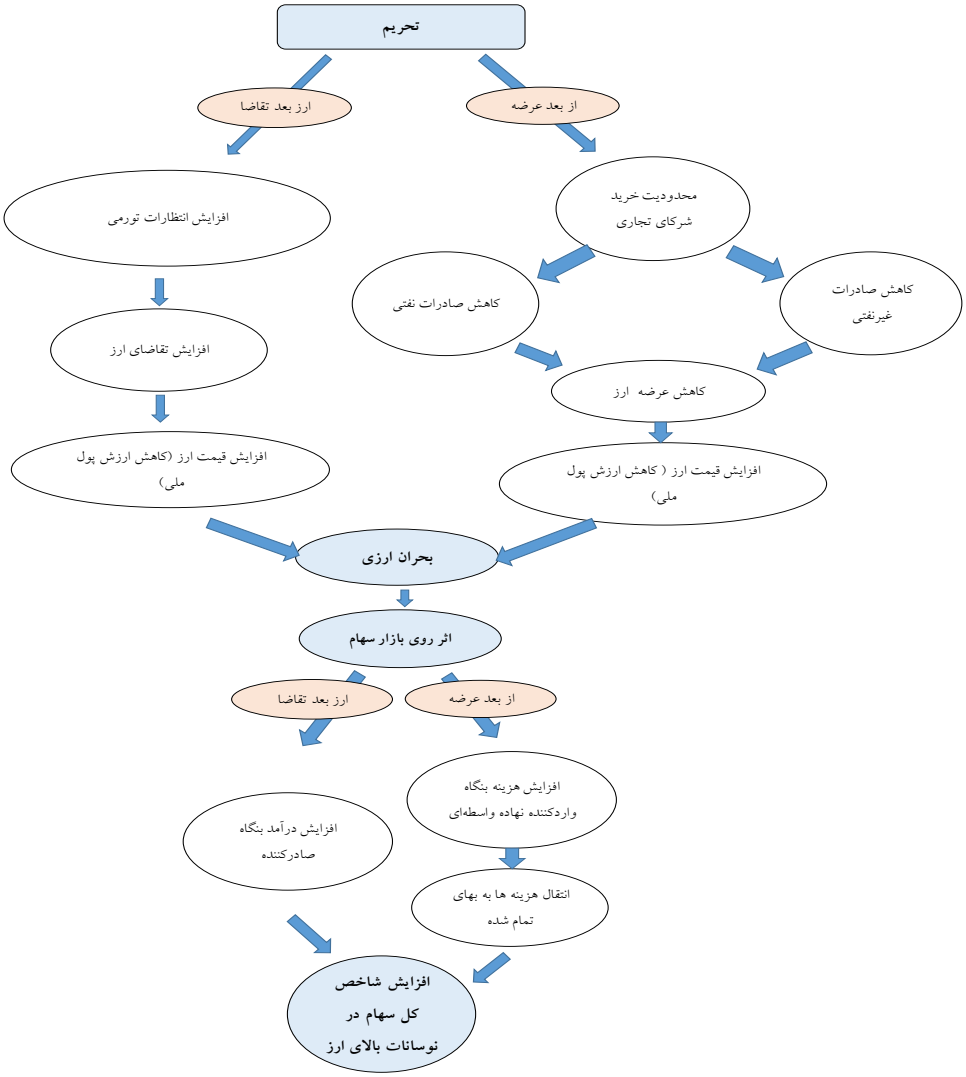
1. Hau & Rey
2. Pavlova & Rigobon
3. Bhattacharya & Mukherjee
4. Markowitz

تأثیر نوسانات ارزی بر قیمت سهام در شرایط تحریم

مهم‌ترین دلیل افزایش پر نوسان نرخ ارز در چند سال اخیر به تحریم‌های نفتی و بانکی بر ضد کشورمان بازمی‌گردد. تحریم‌های اقتصادی با ایجاد محدودیت خرید شرکای تجاری باعث کاهش قابل‌توجه صادرات نفتی و غیرنفتی می‌شود و از کانال کاهش درآمدهای ارزی منجر به کاهش عرضه ارز می‌شود و پیرو آن افزایش شدید نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) را به دنبال خواهد داشت که خود تعبیری از بحران ارزی است.

تغییر در نرخ ارز می‌تواند دو اثر متفاوت بر قیمت سهام داشته باشد. از یک‌سو، افزایش نرخ ارز (از بعد تقاضا) منجر به افزایش درآمد شرکت‌های صادرکننده کالا (همانند صنایع پالایشگاهی، پتروشیمی، فلزی، معدنی و ...) و درنتیجه، قیمت سهام آن‌ها شده و از سوی دیگر (از بعد عرضه) منجر به کاهش سود شرکت‌های واردکننده نهاده‌های واسطه‌ای مانند برخی خودرویی‌ها، صنایع دارویی و غذایی و نیز حمل‌ونقلی‌ها و کاهش قیمت سهام آن‌ها می‌شود. خریداران سهام افزون بر سود سهام، به تغییرات ارزش ذاتی شرکت نیز توجه می‌کنند. صنایعی که ایجاد و راه‌اندازی آن‌ها مستلزم تهیه ماشین‌آلات از خارج از کشور است، در اثر تغییر نرخ ارز، ارزش ذاتی آن‌ها تحت تأثیر قرار می‌گیرد و درصورتی‌که شرکتی ماشین‌آلات موردنیاز خود را با قیمت‌های پایین‌تر نرخ ارز وارد کرده باشد، با افزایش نرخ ارز، ارزش ذاتی شرکت وابسته نیز افزایش خواهد یافت و این افزایش ذاتی زمانی تشدید می‌شود که تأسیس شرکت مشابه به دلیل بالا بودن نرخ ارز امکان‌پذیر نباشد و اگر محصولات شرکت به‌صورت انحصاری تولید شود، تقاضا برای آن افزایش‌یافته و سود شرکت نیز در طول زمان افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر، سهم هزینه استهلاک ماشین‌آلات در بهای تمام‌شده کالای تولیدی شرکت کاهش پیدا می‌کند. با در نظر گرفتن موارد بالا توسط سرمایه‌گذاران، تقاضا برای سهم این شرکت‌ها افزایش یافته و این موضوع باعث افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها خواهد شد. به همراه آن اگر نرخ ارز در طول زمان کاهش یابد، نتیجه معکوس برای این شرکت‌ها برجای خواهد گذاشت (حلافی و همکاران، ۱۳۸۳).

در شکل ۲ مکانیسم انتقال اثر بحران ارزی بر بازار سرمایه ایران در شرایط تحریم نشان داده شده است.



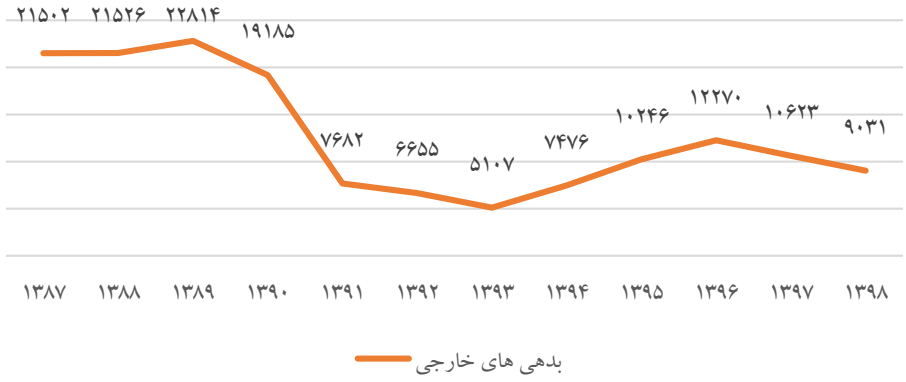
شکل۲. مکانیسم انتقال بحران ارزی بر روی بازار سرمایه در شرایط تحریم

منبع: یافته‌های پژوهشگر

پس از مقایسه مکانیسم انتقال بحران ارزی بر اقتصاد کشورهای نوظهور با اقتصاد ایران، به نتایج زیر رسیدیم:

۱. در اقتصاد بازارهای نوظهور علت پیدایش بحران ارزی، وقوع بحران مالی ناشی از زوال ترازنامه موسسات مالی و عدم تعادل شدید مالی بوده درحالی که در اقتصاد ایران، دلیل اصلی بحران ارزی، برقراری محدودیت‌های تجاری (وضع تحریم) بوده است.

۲. در اقتصاد بازارهای نوظهور پس از وقوع بحران ارزی، با توجه به استقراض زیاد موسسات مالی از سایر کشورها و به دلیل ناتوانی بانک‌ها و موسسات مالی در بازپرداخت تعهدات ارزی، بحران بانکی رخ داده و منجر به ورشکستگی بانک‌ها و کاهش اعتبارات و در نتیجه کاهش فعالیت‌های اقتصادی و پیرو آن کاهش قیمت دارایی‌ها گشته است. در حالی که در اقتصاد ایران، با توجه به روند کاهشی بدهی ارزی بانک‌ها و موسسات مالی (ناشی از وضع تحریم) و از سوی دیگر حمایت بانک مرکزی از نظام بانکی ایران، بحران بانکی رخ نداد و بنگاه‌ها هزینه‌های ناشی از افزایش نرخ ارز را به قیمت تمام شده کالا و خدمات انتقال داده و منجر به افزایش شاخص قیمت در بازار سرمایه شده است. در نمودار ۲ روند بدهی خارجی سیستم بانکی نشان داده شده است.



نمودار ۲: روند بدهی‌های خارجی سیستم بانکی بر حسب میلیون دلار

منبع : بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

همانطور که مشاهده می‌شود با وضع تحریم‌های اقتصادی و مالی در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و ۱۳۹۸-۱۳۹۶ روند بدهی‌های ارزی بانک‌ها و موسسات مالی در ایران نزولی بوده‌است.

مروری بر پیشینه پژوهش

پژوهش‌های متعددی در این حوزه به منظور بررسی تغییرات نرخ ارز بر بازار سرمایه انجام شده است که به ارائه مهم‌ترین آن‌ها پرداخته می‌شود.

آزمن ساینی[1] و همکاران (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشور مالزی و با استفاده از مدل VAR و آزمون علیّت گرنجری توداو یاماموتو (۱۹۹۵) مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان‌دهنده وجود علیّت دوسویه برای دوره قبل از بحران و علیت یک‌طرفه از نرخ ارز به قیمت سهام در دوره بحران است. ژائو[2] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای، رابطه پویای بین نرخ ارز و قیمت سهام در کشور چین بررسی کرد. نتایج این مطالعه که در آن از مدل‌های چند متغیره GARCH استفاده‌شده است، نشان می‌دهد که رابطه تعادلی بلندمدت پایدار بین نرخ ارز واقعی و قیمت سهام وجود ندارد و تغییرات گذشته در بازار سهام، اثر بزرگ‌تری بر نوسانات آتی بازار ارز دارد. همچنین، اثرات سرریزی نوسانات به‌صورت دوسویه مابین بازار وجود دارد. سوبار و صالیحو[3] (۲۰۱۰)، اثر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام کشورهای نیجریه با استفاده از مدل‌های GARCH و مدل تصحیح خطا بررسی کردند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز، اثر منفی و معناداری بر قیمت سهام دارد، درحالی‌که نرخ بهره و نرخ تورم، رابطه بلندمدتی با بازار سهام ندارد. اشکیلی و نگویان[4] (۲۰۱۴)، رابطه نوسانات نرخ ارز و بازدهی بازار سهام را در کشورهای BRICS (برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی) با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری موردمطالعه قراردادند و نوسانات نرخ ارز را به دو رژیم نوسانات کم و زیاد تقسیم کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بازار سهام تحت تأثیر نوسانات ارز در هر دو رژیم قرار دارد. ماهاپارتا و بهادوری[5] (۲۰۱۹)، رابطه بین نوسانات ارزی و قیمت سهام در هند را بر اساس ارزیابی قیمت‌گذاری ریسک نرخ ارز را مورد مطالعه قراردادند. در این مقاله با ارزیابی قیمت‌گذاری ریسک نرخ ارز، تأثیر نوسان نرخ

1. Azman-Saini et al
2. Zhao
3. Subair and Salihu
4. Chkili and Nguyen
5. Mahaparta and Bhaduri

ارز در بورس سهام هند بررسی‌شده است. تخمین این مطالعه بر اساس یک مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ داوری دوعاملی، با استفاده از مدل ضریب تصادفی است. این مقاله شواهدی را ارائه می‌دهد که بازده سهام نسبت به نوسانات نرخ ارز در دوره پس از بحران به میزان چشمگیری واکنش نشان می‌دهد. دینگ[1] (۲۰۲۱)، همبستگی مشروط بین نرخ ارز و بازار سهام را مورد بررسی قرار داده است، نتایج پژوهش نشان می‌دهد، وقتی یک شوک مثبت مشترک اتفاق می‌افتد، کشوری که حساسیت بالاتری دارد سرمایه کمابیش بیشتری را در سهام خود جذب می‌کند، که باعث افزایش ارزش پول کشور می‌شود به این معنا که ارتباط بین نرخ ارز و قیمت سهام با توجه به حساسیت نسبی قیمت سهام دو کشور به عامل شوک مشترک تعیین می‌شود. هواهنگ و همکاران[2] (۲۰۲۱)، به بررسی رابطه بین نرخ ارز و بازار سهام در کشورهای BRICS و با استفاده از مدل TVP-VAR پرداختند. نتایج نشان می‌دهد از نظر تغییرات، جهت و مدت اثر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام تفاوت‌هایی وجود دارد.کشور برزیل توسط حساب مالی و کشور روسیه بر اساس حساب جاری هدایت می شود، همچنین کشورهای هند، چین و آفریقای جنوبی به هر دو مکانیزم بستگی دارند.

ناهیدی وهمکاران (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه میان نرخ ارز واقعی و قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل GARCH پرداختند. نتایج تخمین مدل پژوهش نشان می‌دهد با افزایش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران نیز افزایش می‌یابد. آل بوسویلم و همکاران (۱۳۹۰)، به بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص بورس با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد نرخ ارز با یک دوره وقفه در همان دوره رابطه مستقیم با شاخص بورس تهران دارد. حیدری و همکاران (۱۳۹۰)، رابطه بین نوسانات نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام مورد بررسی قرار داده است. به این منظور از مدل خودرگرسونی تعمیم‌یافته دومتغیره استوار بر واریانس ناهمسانی شرطی استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنادار وجود داشته و بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز، رابطه معنی‌داری وجود ندارد. پدرام (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای اثر نوسانات نرخ ارز بر روی نوسانات بازار سهام در ایران و با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس خود بازگشت شرطی تعدیل‌شده نمایی

1. Ding
2. Huang et al

(EGARCH) برای تشخیص رابطه بین بازار ارز و بازار سهام مورد بررسی قرار داده است. نتیجه به‌دست‌آمده از این مطالعه نشانگر وجود رابطه مثبت میان تغییرات نرخ ارز و بازدهی بازار سهام است. محنت فر و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای تأثیر نوسانات نفت و نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام در ایران را با رویکرد آزمون کرانه‌ها موردبررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در دوره موردبررسی، نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز، رابطه منفی و از نظر آماری رابطه معناداری با شاخص قیمت سهام دارد. همچنین تورم و حجم پول رابطه مثبت و معناداری با شاخص قیمت سهام داشته‌اند. باصری و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای واکنش شرکت‌های بورسی صنعت پتروشیمی را به تغییرات پولی و ارزی با استفاده از داده‌های تلفیقی پنل موردبررسی قراردادند. یافته‌ها نشان می‌دهد بازدهی این شرکت‌ها از افزایش نرخ ارز اثر پذیرفته است. فدائی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از الگوی رگرسیون چندعاملی رابطه بین بازده شاخص سهام و متغیرهای کلان اقتصادی را مورد آزمون قراردادند. نتایج نشان می‌دهد نرخ ارز تأثیر معناداری بر بازدهی شاخص سهام نداشته است. حیدری و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران و با استفاده از رهیافت مارکوف سوئیچینگ موردبررسی قراردادند. نتایج نشان داد در یک الگوی بهینه متشکل از سه نوع رژیم، نرخ ارز آثار متفاوتی بر بازده صنعت دارو در رژیم‌های مختلف دارد. افزون بر این، نتایج نشان می‌دهد پایداری بازده صنعت دارو در رژیم ۱ (رژیم با بازده زیاد) نسبت به رژیم۲ (رژیم با بازده کم) و رژیم۳ (رژیم با بازده پایین زیاد) بیشتر بوده است. دهقان و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای چگونگی اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های بورسی را در شرایط رونق و رکود بازار سرمایه و با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ موردبررسی قراردادند. یافته‌ها نشان می‌دهد بین نرخ ارز با شاخص کل قیمت بورس در دوران رکود رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. زین‌الدینی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از روش رگرسیون چندکی آثار متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم را به‌عنوان عامل تکانه قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران را موردبررسی قراردادند. برپایه نتایج، نرخ ارز دارای تأثیر مثبت بر بازدهی شاخص سهام است.

بر اساس بررسی‌های به‌عمل آمده پیرامون جمع‌بندی پیشینه پژوهش، مشخص می‌شود از دیرباز، بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و صنایع مختلف در بورس از مباحث جدال انگیز میان پژوهشگران بوده است، زیرا نظرات متفاوتی در این مورد وجود دارد. بنابراین مطالعه

در این زمینه، اهمیت ویژه‌ای دارد، ولی بااین‌حال، درباره مکانیسم انتقال اثر بحران‌های ارزی بر شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران مطالعه خاصی انجام‌نشده است.

روش‌شناسی پژوهش

استفاده از مدل‌های غیرخطی در مطالعات مربوط به نوسانات، گسترش‌یافته است زیرا فرض خطی بودن نوسانات ارزی محدودیتی بزرگ و غیرواقعی برای این مطالعات است، مدل مارکوف سوئیچینگ یکی از مشهورترین الگوهای غیرخطی سری زمانی است که برای نخستین بار، کوانت و گولدفلد[1] (۱۹۷۳) مطرح کردند، سپس همیلتون آن را در سال ۱۹۸۹ توسعه داد (همیلتون[2]، ۱۹۸۹). این الگو به الگوی تغییر رژیم نیز معروف است. منظور از تغییر رژیم این است که یک متغیر سیاستی امکان دارد در دوره‌ای از زمان، یک رفتار و در دوره‌ای دیگر، رفتار متفاوتی از دوره قبل از خود نشان دهد، بنابراین اگر در بررسی رفتار متغیر مدنظر، این موضوع در نظر گرفته نشود، نتایج تورش داری به دست خواهد آمد. مدل‌های چرخش مارکوف به‌عنوان مدل‌های غیرخطی، قادر هستند الگوی رفتاری تغییر وضعیت متغیر وابسته را در طی زمان برای داده‌ها به‌صورت درون‌زا مدل‌سازی کند. در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل‌سازی روی آن انجام می‌گیرد، در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. ایده اصلی مدل MS-VAR این است که پارامتر مدل VAR به متغیر رژیم (s_t) بستگی دارند، درعین‌حال s قابل‌مشاهده نبوده و تنها می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل‌مشاهده به‌صورت زیر خواهد بود:

$$P(y_t|y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t|y_{t-1}, \theta_1) & if \ \ s_t = 1 \\ \\ f(y_t|y_{t-1}, \theta_N) & if \ \ s_t = 1 \end{cases} \qquad (۱)$$

به‌نحوی‌که θ_N بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و y_{t-1} نشانگر مشاهدات $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$ است. برای یک رژیم مشخص s_t ، y_t را می‌توان به‌وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

---

1. Goldfeld & Quandt
2. Hamilton

$$y_t = V(s_t) + A(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \qquad (۲)$$

در رابطه بالا $V(s_t)$ بردار متشکل از ضرایب عرض از مبدأ و وابسته به رژیم است. A_i نیز بردار حاوی ضرایب خودرگرسیونی است. u_t به‌عنوان جمله اخلال بوده و دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس-کوواریانس $\sum s_t$ است. برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده‌ها نیاز است تا چگونگی تغییر در رژیم را بشناسیم که در مدل‌های MS فرض می‌شود s_t به‌وسیله زنجیره مارکوف ایجاد می‌شود:

$$\Pr\left\{s_t|[s_{t-j}]_{j=1}^{\infty}, [Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}\right\} = \Pr\{s_t|s_{t-1};\rho\} \qquad (۳)$$

که در آن ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌هاست. بر اساس این فرض، می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به‌صورت فرمول ۴ به‌دست آورد.

$$p_{i,j} = Pr\{s_{t+1} = j|s_t = i\}, \quad \sum_{j=1}^{n} p_{i,j} = 1 \ \forall i,j \in \{1,2,3,\dots,n\} \qquad (۴)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $n \times n$، ماتریس احتمال انتقالات p به‌دست می‌آید و هر عنصر از آن $p_{i,j}$ احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد.

$$P = \begin{bmatrix} \mathrm{p}_{11} & \cdots & \mathrm{p}_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathrm{p}_{n1} & \cdots & \mathrm{p}_{nn} \end{bmatrix} \qquad 0 \le \mathrm{p}_{ij} \le 1 \qquad (۵)$$

هر عنصر ماتریس بالا، احتمال وقوع (p_{ij}) رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد و مقدار آن‌ها بین صفر و یک است و مجموع همه احتمالات برابر یک است. عناصر موجود در این ماتریس را احتمالات شرطی می‌نامند چون هرکدام از آن‌ها احتمال انتقال به رژیم خاص در دوره بعد را مشروط به وضعیت متغیر در دوره کنونی بیان می‌کنند. برای محاسبه احتمالات غیرشرطی در مدلی که شامل دو رژیم است که احتمال قرارگیری در هر رژیم را نشان می‌دهند می‌توان با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR می‌شود:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \qquad (۶)$$

آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مدنظر قرارگرفته است، شامل چهار حالت الگوهای مارکف سوئیچینگ در میانگین (MSM)، پارامترهای مدل خودرگرسیون (MSA)، ناهمسانی در واریانس (MSH) و عرض از مبدأ (MSI) است. حالت کلی انواع مختلف الگوهای اتورگرسیو مارکوف سوئیچینگ در جدول ۱ نشان داده‌شده است که در آن μ نشانگر میانگین و υ جمله عرض از مبدأ است.

جدول ۱. حالات مختلف مدل‌های خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR)

توضیحات		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	υ متغیر	υ ثابت
A_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM-VAR	خطی VAR	MSI	خطی AR
	σ^2 متغیر	MSMH-VAR	MSH-VAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_i متغیر	σ^2 ثابت	MSMA-VAR	MSA-VAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	σ^2 متغیر	MSMAH-VAR	MSAH-VAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

منبع: کرولزیگ[1]، ۱۹۹۸

آزمون علیّت گرنجر در مدل‌های MS به این صورت است که فرض کنید بخواهیم رابطه علیّت بین دو متغیر X_1 و X_2 را با در نظر گرفتن امکان تغییر رژیم بررسی کنیم. تغییر در رژیم این امکان را فراهم می‌سازد که رابطه علیّت بین متغیرها به رژیم بستگی پیداکرده و متغیر باشد، بنابراین در این مدل‌ها نیازی به فرض ثابت بودن رابطه بین متغیرها وجود نخواهد داشت. برای این کار می‌توان با فرض این‌که تعداد رژیم‌های ممکن ۲ باشد از مدل $\mathrm{MS}-\mathrm{VAR}$ به شکل زیر استفاده کرد[2]:

$$\begin{bmatrix}X_{1,t}\\X_{2,t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\mu_{10}+\mu_{11}s_{1,t}\\\mu_{20}+\mu_{21}s_{2,t}\end{bmatrix}+\sum_{\tau=1}^{k}\begin{bmatrix}\Phi_{10}^{(\tau)}+\Phi_{11}^{(\tau)}s_{1,t} & \psi_{1}^{(\tau)}s_{1,t}\\ \psi_{2}^{(\tau)}s_{2,t} & \Phi_{20}^{(\tau)}+\Phi_{21}^{(\tau)}s_{2,t}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}X_{1,t-\tau}\\X_{2,t-\tau}\end{bmatrix}+\sum_{\tau=1}^{h}\begin{bmatrix}\Phi_{10}^{(\tau)}+\Phi_{11}^{(\tau)}s_{1,t}\\\Phi_{20}^{(\tau)}+\Phi_{21}^{(\tau)}s_{2,t}\end{bmatrix}z_{t-\tau}+\begin{bmatrix}u_{1,t}\\u_{2,t}\end{bmatrix}\qquad t=1,\dots,T \tag{۷}$$

1. Krolzing

۲. این مدل را می‌توان برای تعداد رژیم‌های بیشتر هم بسط داد، برای جلوگیری از پیچیده شدن فرمول‌ها به دو رژیم اکتفا می‌شود.

از z_t می‌توان به‌عنوان متغیر کنترل در مدل استفاده کرده یا آن را حذف کرد. در مدل بالا $s_{1,t}$ و $s_{2,t}$ بیان‌گر متغیرهای تصادفی غیرقابل‌مشاهده هستند که مقادیر آن‌ها می‌تواند ۰ یا ۱ باشد، اجزاء اخلال هم فرآیندهای نوفه سفید بوده و مستقل از رژیم هستند. برای تخمین این مدل از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) استفاده می‌شود که افزون بر ضرایب مدل، می‌توان با استفاده از احتمال‌های محاسبه‌شده (احتمال‌های هموار و فیلتر شده)[1] تعلق هر مشاهده به رژیم ۰ یا ۱ را نیز تعیین کرد. احتمال‌های فیلتر شده با استفاده از مشاهدات ۱ تا مشاهده t (نقطه موردبررسی) و احتمالات هموارشده با استفاده از کل مشاهدات (مشاهده ۱ تا t) محاسبه می‌شوند (همیلتون، ۱۹۹۴).

بر اساس پارامترهای تخمین زده‌شده مدل بالا، می‌توان در مورد روابط علّیت بین دو متغیر بحث کرد. غیر صفر بودن هرکدام از پارامترهای $\psi_1^{(1)}$ و ... و $\psi_1^{(k)}$ نشان‌گر این خواهد بود که x_2 علیت گرنجر x_1 است زمانی که $s_{1,t}=1$ است و علت گرنجر برای x_1 نیست زمانی که $s_{1,t}=0$ است. به همین ترتیب اگر هرکدام از پارامترهای $\psi_1^{(1)}$ و ... و $\psi_1^{(k)}$ غیر صفر باشد x_1 علّیت گرنجر برای x_2 است زمانی که $s_{2,t}=1$ و علت گرنجری x_2 نیست اگر $s_{2,t}=0$ باشد.

داده‌های مربوط به نرخ دلار بازار آزاد و شاخص قیمتی سهام از اطلاعات بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است. داده‌های استفاده شده از ۱۳۹۸:۱۲-۱۳۸۷:۱۰ و کلیه تخمین‌های این مطالعه با نرم‌افزارهای Eviews (برای بیان آماره‌های توصیفی و آزمون‌های ریشه واحد) و Ox Metrics (مراحل برآورد الگوی مارکف سوئیچینگ) انجام‌شده است. میانگین متغیرهای لگاریتم نرخ ارز ۱۰/۳۱ و لگاریتم شاخص سهام ۱۰/۸۶ است. افزون بر این، میزان انحراف معیار متغیرهای لگاریتم نرخ ارز و لگاریتم شاخص سهام به ترتیب، ۰/۸ و ۰/۹۶ است.

یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد الگو، می‌بایست داده‌ها ازلحاظ مانایی بررسی شوند. برای بررسی فرضیه وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی، آزمون‌های متعددی وجود دارند که

1. smoothed and filtered probabilities

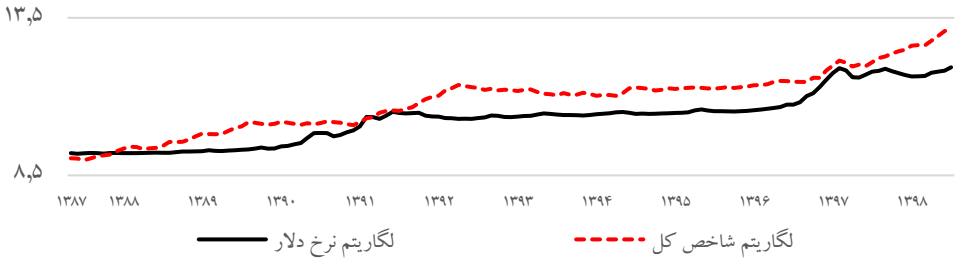
مهم‌ترین آن‌ها آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[1] (ADF)، آزمون فیلیپس پرون[2] (PP)، آزمون GLS-DF[3]، آزمون Ng-Perron[4] و آزمون KPSS[5] را می‌توان نام برد. از میان آزمون‌های نام برده، از آزمون‌های ADF، PP و KPSS در دو حالت با عرض از مبدأ و روند و با عرض از مبدأ و بدون روند استفاده شده است. با این توضیح که فرضیه صفر آزمون KPSS برخلاف آزمون‌های دیگر، نبود ریشه واحد (مانایی) است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد KPSS، PP، ADF

نتیجه	با عرض از مبدأ و با روند			با عرض از مبدأ و بدون روند			
	KPSS	PP	ADF	KPSS	PP	ADF	متغیرها
I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	LTindex
I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	Ldollar
I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	ΔLTindex
I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	ΔLdollar

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار eviews

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد متغیرهای شاخص قیمتی سهام (LTindex) و نرخ ارز (Ldollar) در هر سه آزمون و در سطح با عرض از مبدأ و روند و بدون روند، جمعی از درجه یک هستند و با یک مرتبه تفاضل گیری مانا می‌شوند. دلیل مانا نبودن در سطح صفر، نوسانات زیاد نرخ ارز و شاخص سهام و وجود شکست ساختاری در دوره مورد بررسی بوده است.



نمودار ٤. روند تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمتی سهام

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بورس اوراق بهادار تهران

1. Augment Dickey-Fuller
2. Phillips-Perron
3. GLS-Detrended Dickey-Fuller
4. Ng-Perron
5. Kwiatkowski-Phillips Schmidt-Shin

همان‌طور که در نمودار ۴ مشاهده می‌شود در سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۷ نرخ ارز و شاخص سهام با شکست ساختاری همراه بوده است. به منظور تعیین روابط بین متغیرها از آزمون نسبت درستنمایی استفاده شده است که این آزمون به‌صورت توزیع کای‌دو برحسب تعداد پارامترها تعریف می‌شود. در حقیقت، فرضیه صفر، نبود انتقالات رژیمی در الگو است و چنانچه فرض صفر رد شود، نشان‌دهنده وجود رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرها است که این عمل در صورتی رخ می‌دهد که درجه آزادی این توزیع برابر با تعداد پارامترهای مزاحم به‌علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون غیرخطی بودن داده‌های متغیرها

احتمال آماره Davies	آماره خطی بودن LR test	اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام
(۰/۰۰۰)	۹۱۷/۵۵	

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار ox

با توجه به مقدار آماره‌ی LR linearity test در رابطه جدول ۳ و اعداد سطوح معناداری مربوط به آماره‌ی Davies که کمتر از ۰/۰۵ است، وجود ارتباط غیرخطی بین متغیرها تائید می‌شود.

بر اساس نتایج آزمون LR، بهتر است به جای آزمون خطی ریشه واحد از آزمون ریشه واحد غیرخطی KSS استفاده شود. آزمون KSS پرکاربردترین آزمون ریشه واحد غیرخطی است که بر اساس رگرسیون کمکی برای داده‌های میانگین‌زدایی شده انجام می‌شود و فرضیه صفر ناایستایی در برابر فرضیه رقیب ایستایی غیرخطی آزمون می‌شود (ژو[1]،۲۰۱۳). نرخ ارز از الگوی ESTAR (الگوی اتورگرسیو انتقال ملایم نمایی) پیروی می‌کند. بنابراین می‌توان از آزمون KSS به منظور بررسی ایستایی غیرخطی استفاده نمود. بدین منظور باید از داده‌های میانگین زدایی شده نرخ ارز استفاده کرد. برای میانگین زدایی کردن داده‌ها، ابتدا باید سری زمانی نرخ ارز بر یک پارامتر ثابت رگرس شده و از جملات پسماند حاصل از برآورد این رگرسیون، استفاده کرد. مقدار آماره t بدست آمده برابر با ۲/۸- است. کپیتانیوس و همکاران[2] (۲۰۰۳)، مقادیر بحرانی برای آزمون KSS را برای سطوح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب ۳/۴۸-، ۲/۹۳- و ۲/۶۶- محاسبه کرده‌اند. با مقایسه آماره t بدست آمده می‌توان دریافت که فرضیه صفر ناایستایی در سطح خطای ۱۰٪، رد می‌شود، در نتیجه نرخ ارز در ایران طی دوره مورد بررسی به صورت غیرخطی مانا است.

1. Zhou
2. Kapetanios et al

پس از بررسی اینکه ارتباط بین متغیرها، ارتباطی غیرخطی است و استفاده از الگوهای غیرخطی نسبت به الگوهای خطی مناسب‌تر است، حالت‌های مختلف وقفه‌ها برآورد می‌شود تا وقفه‌ای برگزیده شود که کمترین مقدار را از نظر معیارهای آکائیک و شوراتز بیزین و حنان کوئین را داشته باشد که بر اساس این معیارها، وقفه‌ی مناسب برای برآورد الگو انتخاب‌شده است.

*: در جدول ۴ نشان‌دهنده تعداد وقفه بهینه مدل است.

جدول ٤. نتایج آزمون معیارهای مختلف تشخیص برای انتخاب تعداد وقفه بهینه مدل

	وقفه	۰	۱	۲	۳	۴
اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام	AIC	۲/۶۰۲	-۵/۳۴۹	-۵/۶۸۹*	-۵/۶۶۵	-۵/۶۴۹
	HQ	۲/۶۲	-۵/۲۹۵	-۵/۵۵۹*	-۵/۵۳۸	-۵/۵۲۵
	SC	۲/۶۴۷	-۵/۲۱۵	-۵/۴۲۶*	-۵/۳۵۲	-۵/۲۸۶

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار eviews

برای تعیین تعداد رژیم بهینه در الگوی مارکوف سوئیچینگ با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه، آزمون نسبت راست نمایی (LR) توزیع استاندارد نخواهد داشت که این امر سبب می‌شود از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده نتوان کرد (کرولزینگ[1]، ۱۹۹۸). اما با وجود این، در بیشتر مطالعات تجربی، تعداد رژیم‌ها بر اساس شناخت پژوهش‌گر از متغیرها تعیین می‌شود. این مطالعه با توجه به نتایج شبیه‌سازی‌های مونت‌کارلو که نشان داد معیار آکائیک در مقایسه با مقدار تابع راست‌نمایی، شاخص مناسب‌تری برای تعیین تعداد رژیم‌ها است و مطالعه ساراداکیس و اسپاگنولو(۲۰۰۳)[2] که نشان دادند استفاده از معیار آکائیک، تعداد رژیم بهینه را به‌صورت دقیق مشخص می‌کند، رژیم بهینه در مدل مارکف سوئیچینگ را بررسی کرد. این مطالعه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مدنظر و تغییرات در پارامترها به‌اندازه کافی بزرگ باشند، استفاده از معیار آکائیک، تعداد رژیم‌ها را درست تعیین می‌کند. بنابراین در مطالعه حاضر نیز با توجه به زیاد بودن حجم نمونه (۱۳۵ مشاهده) از معیار اطلاعات AIC استفاده‌شده است. نتایج آماره AIC برای تعداد ۲ رژیم و ۳ رژیم در جدول ۵ نشان داده‌شده است.

1. Krolzing
2. Psaradakis and Spagnolo

جدول ۵. نتایج آزمون معیارهای مختلف تشخیص برای انتخاب تعداد رژیم بهینه مدل

اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام	MSIAH	۲ رژیم	۳ رژیم
	AIC	-۶/۵۲۷۰*	-۶/۳۹۳۶
	Log-likelihood	۴۶۲/۰۴۹*	۴۵۸/۱۷۸

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرافزار ox

*: در جدول ۵ نشان‌دهنده تعداد رژیم بهینه ۵ است. پس از تعیین تعداد رژیم بهینه، حالت‌های مختلف الگوهای سوئیچینگ تخمین زده می‌شود، سپس برای بررسی حالت‌های مختلف با در نظر گرفتن معیارهایی نظیر داشتن بیشترین ضرایب معنادار به‌ویژه برای اجزای وابسته به رژیم، مقدار لگاریتم حداکثر راست نمایی (هرچه بزرگ‌تر باشد، مدل مناسب‌تر است)، نقض نکردن فرضیه‌های کلاسیک و نیز آزمون‌های تشخیصی، آزمون‌های نرمالیتی خطاها، ناهمسانی واریانس و معنادار بودن ضرایب تخمین زده‌شده و از همه مهم‌تر، انتخاب الگوهایی که برای ساختار اقتصاد ایران توجیه‌پذیر باشد، الگوی بهینه انتخاب شد که در جدول ۶ آمده است.

جدول ٦. انتخاب مدل بهینه

اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام	مدل بهینه
	MSIAH(2)VAR(2)

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار ox

در مدل MSIAH تمام پارامترها شامل عرض از مبدأ، ضرایب متغیرها و واریانس اجزای اخلال وابسته به رژیم است. جدول ۷، نتایج تخمین پارامترهای مدل‌های بالا نشان می‌دهند.

جدول ۷. نتایج برآورد ضرایب مدل MSIAH(2)VAR(2)- اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام

	رژیم ۱		رژیم ۲	
	LTindex	Ldollar	LTindex	Ldollar
عرض از مبدأ	-۰/۰۶۵*	-۰/۱۸۹***	۰/۲۹۶*	۰/۳۹۹*
LTindex-1	۱/۲۲۹***	-۰/۰۵	۱/۰۲۹***	۰/۱۴۸
LTindex-2	-۰/۳۰۱***	۰/۰۹	-۰/۰۰۱	-۰/۱۲۳
Ldollar-1	-۰/۱۰۷	۱/۰۳۹***	۰/۳۵۷**	۱/۴۵۶***
Ldollar-2	۰/۱۹۲*	-۰/۱۰۱*	-۰/۳۵۶**	-۰/۵۱۴***

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار ox

*، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده سطح خطا، در سطح ٪۱۰، ۵٪ و ۱٪ است. با این توضیح، نتایج تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد:

بیشتر ضرایب با تغییر رژیم عوض شده‌اند. برای تعیین اینکه مفهوم اقتصادی رژیم ۲و۱ چیست، می‌توان از مقادیر برآورد شده عرض از مبدأها کمک گرفت. لازم به بیان است، طبقه‌بندی مشاهدات در رژیم‌های مختلف به تنهایی بر اساس نرخ ارز یا شاخص سهام نبوده و برای این کار تغییرات هر دو توسط مدل بررسی‌شده است. بنابراین با توجه به عرض از مبدأهای برآورد شده، رژیم با عرض از مبدأ منفی (رژیم ۱) نشان‌دهنده رژیم با نوسان کم و رژیم با عرض از مبدأ مثبت (رژیم۲) نشان‌دهنده رژیم با نوسان بالا است.

به‌منظور بررسی علیت دوطرفه بین نرخ ارز و شاخص کل سهام از آزمون علیّت گرنجر استفاده می‌کنیم. چنانچه احتمال کمتر از ۵ درصد باشد فرضیه صفر رد می‌شود، بنابراین بر اساس آزمون علیّت گرنجر رابطه یک‌طرفه از سمت دلار به سمت شاخص کل سهام وجود دارد ولی در جهت عکس آن رابطه‌ای برقرار نیست.

جدول ۸. نتایج رابطه علّیت گرنجر زمانی که تغییر رژیم برای متغیرها در نظر گرفته نشده باشد

احتمال	آماره f	فرضیه صفر
۰/۵۵۸۹	۰/۵۸۴	شاخص کل سهام علت گرنجر دلار نیست
۰/۰۰۶۱	۵/۳۱۳	دلار علت گرنجر شاخص کل سهام نیست

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزارeviews

لازم به بیان است این آزمون برای زمانی است که تغییر رژیم برای متغیرها در نظر گرفته نشده باشد، اما با توجه به اینکه وضعیت تغییر رژیم در مدل VAR تخمینی در نظر گرفته‌شده است، بایستی برای بررسی رابطه علیّت به بررسی واریانس در رژیم‌ها پرداخته شود. میزان واریانس در هر رژیم بیشتر باشد نشان‌دهنده آن است که میزان همبستگی متغیرها به کدام رژیم قوی‌تر است و وجود رابطه علیّت نرخ ارز و شاخص سهام را می‌توان با استفاده از ضرایب مدل موردبررسی قرار داد.

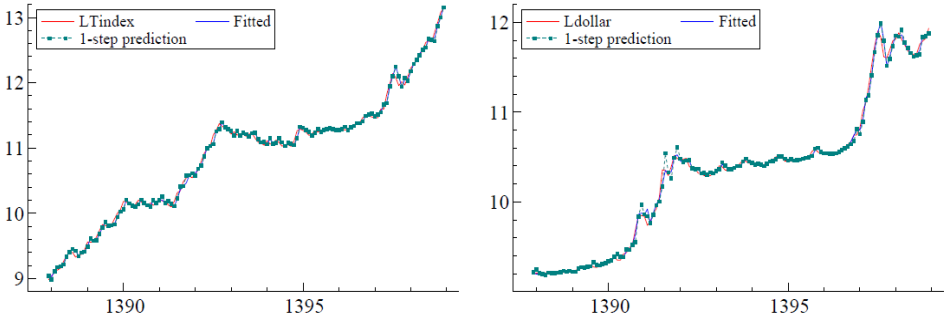
جدول ۹. نتایج به‌دست‌آمده از ماتریس واریانس

نتیجه	رژیم ۲	رژیم ۱	متغیر	اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام
اثر نوسانات در رژیم ۲ بیشتر است	۰/۰۰۵*	۰/۰۰۲۲	LTindex	
	۰/۰۰۷*	۰/۰۰۰۵	Ldollar	

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار ox

در معادله شاخص کل سهام ، مجموع ضرایب متغیر نرخ ارز در رژیم ۱ و ۲ به ترتیب ۰/۰۸۴ و ۰/۰۰۰۷۶ بوده که در هر دو رژیم معنادار است[۱]، در نتیجه نرخ ارز علت گرنجری شاخص کل سهام در هر دو رژیم می‌باشد که با توجه به اندازه واریانس، شدت اثر در رژیم ۲ (رژیم با نوسان بالای نرخ ارز) بیشتر خواهد بود یعنی افزایش نرخ ارز در رژیم ۲ منجر به افزایش شاخص کل سهام شده است. از سوی دیگر مجموع ضرایب متغیر شاخص کل سهام در معادله نرخ ارز در رژیم ۱، برابر ۰/۰۴ و در رژیم ۲ برابر ۰/۰۲۴۷۳ است که در هر دو رژیم معنادار نیست در نتیجه شاخص کل سهام علت گرنجر برای نرخ ارز نمی‌تواند باشد.

برای دانستن اینکه الگوهای برآورد شده، بهینه هستند، باید برازش مناسبی بر داده‌ها داشته باشد. در شکل ۲، خط آبی نمودار برازش شده الگو و خط قرمز نمودار واقعی الگو است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، الگوی برازش شده، الگوی واقعی را پوشش داده است که این مطلب نشان می‌دهد الگوی تخمینی بهینه است.



شکل ۳. روند مقادیر واقعی برازش شده و احتمالات پیش‌بینی نرخ ارز و شاخص کل سهام

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار ox

جدول ۱۰ ویژگی‌های هریک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول دیده می‌شود در مورد اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام، تعداد ماه‌هایی که در رژیم یک قرار دارد و میانگین دوره‌ی قرارگرفتن در رژیم یک، بیشتر از رژیم ۲ است، بنابراین اگر به طور

---

۱. برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها می‌توان از مجموع ضرایب استفاده کرد. باید خاطر نشان شد که مقدار عدد محاسبه شده و یا بی‌معنا بودن برخی از ضرایب برآورد شده فی نفسه تعیین کننده نیست، بلکه وجود حتی یک ضریب معنادار هم نشانگر وجود علیت بین متغیرها هست. به عبارت دیگر شرط عدم برقراری علیت این است که هیچکدام از ضرایب براورد شده معنادار نباشند.

تصادفی، یکی از مشاهدات را انتخاب کنیم، گفتنی است به احتمال ۷۷ درصد در رژیم یک قرار خواهد داشت.

جدول ۱۰. ویژگی‌های هر رژیم

میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	تعداد مشاهدات قرارگرفته درهر رژیم	نوع رژیم	اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام
۲۰/۶۰	۷۷/۴۴	۱۰۳	رژیم یک (رژیم با نوسان کم)	
۶/۰۰	۲۲/۵۶	۳۰	رژیم دو(رژیم با نوسان بالا)	

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار ox

جدول ۱۱. رژیم‌های ۱ و ۲ به تفکیک نوع اثر و ماه

رژیم دو	رژیم یک	
۱۳۹۰(۱۰)-۱۳۹۰(۱۱)	۱۳۸۷(۱۲) - ۱۳۹۰(۹)	اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام
۱۳۹۱(۲) - ۱۳۹۱(۷)	۱۳۹۰(۱۲) - ۱۳۹۱(۱)	
۱۳۹۱(۱۰) - ۱۳۹۱(۱۱)	۱۳۹۱(۸) - ۱۳۹۱(۹)	
۱۳۹۶(۱۱) - ۱۳۹۸(۲)	۱۳۹۱(۱۲) - ۱۳۹۶(۱۰)	
۱۳۹۸(۹) - ۱۳۹۸(۱۲)	۱۳۹۸(۳) - ۱۳۹۸(۸)	

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار ox

ماتریس احتمالات انتقال شرطی از یک رژیم به رژیم دیگر در جدول ۱۲ گزارش‌شده است. عناصر روی قطر اصلی بیانگر پایداری رژیم‌ها و بقیه عناصر، بیانگر احتمالات تغییر رژیم است.

جدول ۱۲. ماتریس احتمال انتقال شرطی رژیم- اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص کل سهام

	Regim 1,t	Regim 2,t
Regim 1,t+1	۰/۹۵	۰/۱۵
Regim 2,t+1	۰/۰۵	۰/۸۵

منبع: محاسبات پژوهش خروجی نرم افزار ox

همانگونه که مشاهده می‌شود، اگر در دوره t در رژیم ۱ باشیم با احتمال ۹۵ درصد در دوره t+1 نیز در رژیم ۱ باقی خواهیم ماند و با احتمال ۵ درصد به رژیم ۲ انتقال خواهیم بافت. همچنین چنانچه در دوره t در رژیم ۲ باشیم با احتمال ۱۵ درصد در دوره t+1 به رژیم ۱ خواهیم رفت و با احتمال ۸۵ درصد در رژیم ۲ باقی خواهیم ماند. همانطوری که مشاهده می‌شود پایداری رژیم ۱ (رژیم با نوسان کم) بیشتر از رژیم ۲ (رژیم با نوسان بالا) است.

آزمون‌های تشخیصی جملات اخلال

آزمون‌های تشخیصی جملات اخلال جهت اطمینان از نتایج حاصله مورد بررسی قرار می‌گیرد.آزمون اول، آزمون عدم وجود خود همبستگی جملات اختلال است. سطح عدم اطمینان آزمون F برای وقفه‌های یک و دو این آزمون به ترتیب برابر ۰/۳۳ و ۰/۵۳ برآورد شده است که بر اساس آن نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی را در سطح اطمینان بالا رد کرد. بنابراین مدل با مشکل خود همبستگی جملات اختلال روبرو نیست.آزمون دومی که مورد بررسی قرار گرفت، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل است. با توجه به نتیجه به دست آمده از سطح عدم اطمینان آزمون F برابر ۰/۴برآورد شده است پس فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه غیر خطی باقیمانده رد نمی‌شود. در نتیجه مدل توانسته به شکل مطلوبی رابطه غیرخطی بین متغیرها را آشکار کند. آزمون سوم مربوط به ثابت بودن پارامترها در رژیم های مختلف است. سطح عدم اطمینان آماره F این آزمون ۰/۰۴ برآورد شده که بر اساس آن فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن ضرائب در دو رژیم حدی رد می‌شود.

در نهایت آزمون‌های مربوط به وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال نبودن باقیمانده‌ها بررسی شد که به ترتیب توسط آزمون های ARCH-LM و آزمون Jarque-Bera انجام می‌شوند. بر اساس آزمون ARCH-LM، سطح عدم اطمینان آماره‌های F و کای دو به ترتیب برابرند با ۰/۷۲ و ۰/۵۴ و براساس آن فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی در واریانس‌ها رد نمی‌شود. همچنین سطح عدم اطمینان آماره کای دو آزمون Jarque-Bera، ۰/۲۲ برآورد شده‌است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها نیز رد نمی‌شود. بدین ترتیب نتایج به دست آمده از آزمون‌های تشخیصی مدل MS-VAR نشان می‌دهد تخمین این الگو به طور مناسب و مطلوبی صورت پذیرفته است.

نتیجه‌گیری و بحث

در چند دهه گذشته، کشور ایران با پدیده تحریم اقتصادی و به دنبال آن بحران ارزی روبه‌رو بوده است که آثار مخرب اقتصادی زیادی را سبب شده است. با توجه به اهمیت زیاد بازار سرمایه از منظر سرمایه‌گذاران و پژوهشگران، در این پژوهش به بررسی مکانیسم انتقال اثر بحران ارزی به بازار سرمایه ایران پرداخته شد. شواهد تجربی نشان داد بحران‌های مالی و ارزی در

اقتصاد کشورهای در حال ظهور با کاهش فعالیت‌های اقتصادی، بحران بانکی و کاهش قیمت دارایی‌ها همراه است، در حالی که نتایج این پژوهش گویای افزایش شاخص قیمتی سهام به عنوان یک دارایی دارای اهمیت، در نوسانات بالای ارز است.

به‌منظور بررسی ارتباط بین نوسانات نرخ ارز و شاخص کل سهام، از مدل غیرخطی خود توضیح برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) استفاده شده است. با بهره‌گیری از داده‌های ماهانه سری زمانی نرخ ارز و شاخص کل سهام در دوره زمانی ۱۳۹۸:۱۲-۱۳۸۷:۱۰ و آزمون علیّت گرنجر، ارتباط متقابل و رابطه علی بین نوسانات نرخ ارز و شاخص کل سهام بررسی‌شده است. همچنین رژیم‌های با نوسانات بالا و نوسانات اندک نرخ ارز استخراج شده و پایداری و ناپایداری هرکدام از رژیم‌ها بررسی‌شده است.

مطالعات پیشین در مورد چگونگی اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سهام، دارای نتایج گوناگونی بوده و نوع اثرگذاری نرخ ارز بر بازار سرمایه تحت تأثیر عوامل زیادی از جمله سرچشمه وقوع بحران ارزی بوده است. نتایج حاصل از تخمین مدل MS-VAR نشان می‌دهد بسته به اینکه متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمتی سهام در کدام رژیم قرار گیرند، رابطه میان متغیرهای یادشده متفاوت است. در رژیم با نوسانات بالا، نرخ ارز علت گرنجر شاخص کل سهام بوده و باعث افزایش شاخص کل سهام شده است. این در حالی است که هیچ رابطه علیّتی از تأثیر شاخص کل سهام بر نوسانات نرخ ارز در هر دو رژیم یافت نشد. در دوره مورد مطالعه، اقتصاد ایران، ۳۰ ماه با نوسانات بالای نرخ ارز و ۱۰۳ ماه با نوسانات اندک نرخ ارز روبرو بوده است. در ضمن دوره‌های با نوسانات اندک نرخ ارز در طی سال‌های مورد مطالعه پایدارتر از دوره‌های با نوسانات زیاد نرخ ارز است.

با توجه به افزایش شاخص کل سهام در نوسانات بالای نرخ ارز، سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار می‌بایست افزون بر توجه به نحوه تأثیرپذیری شاخص کل سهام از سایر متغیرهای اثرگذار داخلی، نوسانات بالای نرخ ارز را نیز مدنظر قرار داده و تصمیمات خود را بگیرند. همچنین انتظار می‌رود دست‌اندرکاران بورس اوراق بهادار افزون بر توجه به شرایط درونی بازارهای داخلی، همواره با در نظر گرفتن تأثیرپذیری شدید بازار سرمایه از تحولات جهانی و با شناخت روش‌های مقابله با آسیب‌های احتمالی در جهت رفع مشکلات به منظور پویایی و کاهش ریسک سرمایه‌گذاران کوشا باشند.

منابع

باصری، بیژن؛ عباسی، غلامرضا و محمدرضا مرکباتی(۱۳۹۵). واکنش شرکت‌های فعال بورسی به تغییرات پولی و ارزی(مطالعه موردی صنعت پتروشیمی). *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال ۱۰ ، شماره ۳۵، ۱۹۰-۱۷۱.

پدرام، مهدی(۱۳۹۱). اثر نوسانات نرخ ارز بر روی نوسانات بازار سهام در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، دوره ۵، شماره ۱۵، ۹۶-۸۳.

حلافی، حمیدرضا؛ اقبالی، علیرضا و ریحانه گسکری(۱۳۸۳). انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۳، ۱۸۷-۱۶۷.

حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدلVAR-GARCH. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۹، ۹۲-۷۱.

حیدری، حسن؛ محمدزاده، یوسف و رفاح کهریز، آرش(۱۳۹۷). بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت مارکف سوئیچینگ. *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، دوره ۶، شماره ۲، ۵۶-۳۵.

دهقان، عبدالمجید و کامیابی، منیره (۱۳۹۸). چگونگی اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های بورسی در شرایط رونق و رکود بازار سرمایه ایران. *فصلنامه اقتصاد مالی*. سال ۱۳، شماره ۴۸ ، ۱۶۶-۱۴۷.

زین‌الدینی، شبنم؛ کریمی، محمدشریف و خانزادی، آزاده (۱۳۹۹). بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران. *فصلنامه اقتصاد مالی*. سال ۱۴، شماره ۵۰، ۱۶۹-۱۴۵.

فدائی‌نژاد، محمداسماعیل و فراهانی، رضا(۱۳۹۶). اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه اقتصاد مالی*. سال ۱۱، شماره ۳۹، ۲۵-۱.

محنت‌فر، یوسف؛ درخشانی درآبی،کاوه و پرندین، کاوه (۱۳۹۵). تأثیر نوسانات نفت و ارز بر شاخص قیمت بازار سهام در ایران: رویکرد آزمون کرانه‌ها. *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)*، دوره ۴، شماره ۲، ۱۵۶-۱۳۳.

نجارزاده، رضا؛ آقایی، مجید و رضایی‌پور، محمد (۱۳۸۸). بررسی تأثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. دوره ۹، شماره ۱، ۱۷۵-۱۴۷.

References

Alboosoveilem, M., & Karimi Hosnije, Hossein. (2012). "The Impact of Monetary Variables on Tehran Stock Exchange Index with an Emphasis on 2007 Financial Crisis". *Journal of Securities Echange*, 4(15), 89-105. (In Persian).

Azman-Saini, W. N. W., Habibullah, M. S., Law, S. H., & Dayang-Afizzah, A. M. (2006). "Stock prices, exchange rates and causality in Malaysia: a note".

Baseri, B., Abbasi, GH, & Morakabati, M. (2016). "Reaction of active stock companies to monetary and currency changes (A case study of the petrochemical industry)". *Financial Economics*, 10(35), 171-190. (In Persian).

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

Branson, W. H. (1981). "Macroeconomic determinants of real exchange rates". *NBER Working Paper*, (w0801).

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

Dehghan, A., & Kamyabi, M. (2019). "How macroeconomic variables affect the returns of listed companies in the conditions of prosperity and recession in the Iranian capital market". *Journal of Financial Economics*, 13(48), 147-166. (In Persian).

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

Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). "Exchange rates and the current account". *The American Economic Review*, *70*(5), 960-971.

Fadaeinejad, M., & Farahani, R. (2017). "The effects of macroeconomic variables on the total index of Tehran Stock Exchange". *Financial Economics*, 11(39), 1-25. (In Persian).

Goldfeld, S. M., & Quandt, R. E. (1973). "A Markov model for switching regressions". *Journal of econometrics*, *1*(1), 3-15.

Hallafi, H.R., Eghali, A.R., & Gaskari, R. (2004). "Real exchange rate deviation and economic growth in the Iranian economy". *Economic Research Journal*, 4(3), 167-187. (In Persian).

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

Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). "Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime". *Journal of econometrics*, *64*(1-2), 307-333

Hau, H., & Rey, H. (2006). "Exchange rates, equity prices, and capital flows". *The Review of Financial Studies*, *19*(1), 273-317.

Heidary, H., & Bashiry, S. (2011). "Investigating the Relationship between Real Exchange Rate Uncertainty and Stock Price Index in Tehran Stock Exchange: Observations Based on VAR-GARCH Model". *Economic Modeling Research*, 3(9), 71-92. (In Persian).

Heidary, H., Mohammadzadeh, Y., & Refahkahriz, A. (2018). "Investigating the Impact of Exchange Rates on the Returns of Drug Industry Stocks on the Tehran Stock Exchange Using the Markov Switching Approach". *Journal of Asset Management and Financing,* 6(2), 35-56. (In Persian).

Huang, Q., Wang, X., & Zhang, S. (2021). "The effects of exchange rate fluctuations on the stock market and the affecting mechanisms: Evidence from BRICS countries". *The North American Journal of Economics and Finance*, 56, 101340.

Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). "Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework". *Journal of econometrics*, 112(2), 359-379.

Krolzig, H. M. (1998). "Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox".

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

Markowitz, H. (1959). "Portfolio selection".

Mehnatfar, Y., Derakhshani, K., & Parandin, K. (2016). "The Impact of Oil and Currency Fluctuations on the Stock Market Price Index in Iran: A Marginal Test Approach". *Al-Zahra University Economic Development Policy Quarterly*, 4(2), 133-156. (In Persian).

Mishkin, F. S. (2018). "The Economics of Money Banking and Financial Markets".

Nahidi, M., & Nikbakht, F. (2010). "Study the Effect of Volatility of Real Exchange Rate on Dividend and Price Index (TEDPIX) in Tehran Stock Exchange". *Journal of Securities Echange*, 3(11), 43-59. (In Persian).

Najarzadeh, R., Aghaei, M., & Rezaeipour, M. (2009). "Investigating the effect of fluctuations in currency and price shocks on the stock price index of Tehran Stock Exchange using the vector regression approach". Journal of Economic Research, 9(1), 147-175. (In Persian).

Pavlova, A., & Rigobon, R. (2007). "Asset prices and exchange rates". *The Review of Financial Studies*, *20*(4), 1139-1180.

Pedram, M. (2012). "The effect of exchange rate fluctuations on stock market fluctuations in Iran". *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5(15), 83-96. (In Persian).

Psaradakis, Z., & Spagnolo, N. (2003). "On the determination of the number of regimes in Markov-switching autoregressive models". *Journal of time series analysis*, *24*(2), 237-252.

Subair, K., & Salihu, O. M. (2010). "Exchange rate volatility and the stock market: the Nigerian experience". In *Academic and Business Research Institute International Conference*.

Zeinaldiny, SH., Karimi, M., & Khanzadi, A. (2020). "Investigating the effect of oil price shocks on Iran's stock market performance". *Journal of Financial Economics*. 12(50), 145-169. (In Persian).

Zhao, H. (2010). "Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China". *Research in International Business and Finance*, *24*(2), 103-112.

Zhou, S. (2013). "Nonlinearity and stationary of inflation rates: evidence from the euro-zone countries. Applied Economics", 45(7), 849-856.

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 135-170

The Effect of Fnancial Risks Impulse (ERM) and Dividend Policy on Capital Allocation Efficiency by Panel Vector Autoregressive (PVAR) Method[1]

Mostafa Maleki[2], Ebrahim Chirani[3], Hamid AzizMohammadlou[4]

Received: 2021/07/22
Accepted: 2021/10/29

Research Paper

Abstract

The present study is about the effect of financial risk Impulses (based on Enterprise Risk Management-ERM) and dividend policy on the efficiency of capital allocation by PVAR method. The implementation of this research is in terms of the need to move from the traditional style of risk management to the new style (ERM); In order to manage financial risks in the form of a portfolio, the need to improve the quality of capital allocation and exploit the functions of dividend policy is important.The research method is analytical-descriptive.Data analysis of114 companies during2009-2017 using PVAR method, which is a combination of self-explanatory vector and panel data, was performed with Stata15 software.

Efficiency models of capital allocation were estimated based on two indicators: "investment inefficiency - the first model" and "investment elasticity to value-added market - the second model". According to the (IRF), the "reaction intensity" and "damping period" of the individual impulse effect of the variables in the second model are more intense and earlier than the first model and about 4 periods.According (Fevd), the most changes in both measures of capital allocation efficiency are due to these criteria and only in the first model, the share of financial risk explanation at the end of the period reaches10% to16% and the share of dividend policy to19%.As a result, in the process of capital allocation and financial risk management, firms should focus on the autoregressive process of capital allocation efficiency indicators and financial risks in the first place and in the short run.

Key Words: Capital Allocation Efficiency, Financial Risks, Enterprise Risk Management (ERM), Dividend Policies, Panel Vector Autoregressive (PVAR).
JEL Classification: G32, G35, G3, C23, G3.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2021.11749.1828

2. Ph.D. Student, Department of Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. (financemalki@gmail.com).
3. Assistant Professor, Department of Business Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran, (Corresponding Author). (Chirani@iaurasht.ac.ir).
4. Associate Professor, Department of Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran & Associate Profeesor, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran. (azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۱۷۰-۱۳۵

بررسی اثر تکانه‌های ریسک‌های مالی(بارویکرد مدیریت ریسک یکپارچه-ERM) و سیاست تقسیم سود بر کارایی تخصیص سرمایه به روش خودرگرسیون برداری پنلی(PVAR)[۱]

مصطفی ملکی[۲]، ابراهیم چیرانی[۳]، حمید عزیزمحمدلو[۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۳۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۰۷

چکیده

پژوهش حاضر پیرامون بررسی اثر تکانه‌های ریسک‌های مالی(برمبنایERM) و سیاست تقسیم سود بر کارایی تخصیص سرمایه به روش PVAR است. اجرای این پژوهش، از دیدگاه ضرورت، گذر از سبک سنتی مدیریت ریسک به سبک نوین (ERM) است. برای اداره ریسک‌های مالی در قالب پرتفوی، لزوم ارتقای کیفیت تخصیص سرمایه و بهره‌برداری از کارکردهای سیاست تقسیم سود دارای اهمیت است. روش اجرای پژوهش تحلیلی- توصیفی است. تجزیه‌وتحلیل اطلاعات ۱۱۴شرکت در سال‌های ۱۳۸۸تا ۱۳۹۶ به روش PVARکه ترکیبی از خود توضیحی برداری و داده‌های ترکیبی است، با نرم‌افزار Stata15صورت گرفته است.

مدل‌های کارایی تخصیص سرمایه بر پایه دو شاخص «ناکارایی سرمایه‌گذاری- مدل اول» و «کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده بازار- مدل دوم»، برآورد شد. مطابق تابع واکنش آنی(IRF)، «شدت واکنش» و «دوره میرایی» اثرتکانه انفرادی متغیرها در مدل دوم شدیدتر و زودتر از مدل اول و حدود ۴ دوره است. برابر تجزیه واریانس(Fevd) نیز، بیشترین تغییرات هردو معیار کارآیی تخصیص سرمایه ناشی از خود معیارهای یادشده است و تنها در مدل اول سهم توضیح‌دهندگی ریسک‌های مالی در پایان دوره ۱۰ به ۱۶٪ و سهم سیاست تقسیم سود به ۱۹٪ می‌رسد. نتیجه این‌که بنگاه‌ها در فرایند تخصیص سرمایه و مدیریت ریسک‌های مالی، در اولویت اول و در کوتاه‌مدت باید بر روند خودرگرسیونی شاخص‌های کارآیی تخصیص سرمایه و ریسک‌های مالی تمرکز کنند. ضمن این‌که برپایه مدل شاخص اول، امکان مدیریت ریسک‌های مالی در قالب پرتفوی، تحلیل روابط متقابل ریسک‌ها و اجرای آزمون بحران بر پایه رویکرد ERM تسهیل می‌شود.

واژه های کلیدی: کارآیی تخصیص سرمایه، ریسک‌های مالی، مدیریت ریسک یکپارچه(ERM)، سیاست تقسیم سود و خودرگرسیون برداری پنلی(PVAR).

طبقه بندی موضوعی: G32, G35,G3,C23,G3

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2021.11749.1828

۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. (financemalki@gmail.com).

۳. استادیار، گروه مدیریت بازرگانی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. (نویسنده مسئول). (Chirani@iaurasht.ac.ir).

۴. دانشیار، گروه مدیریت، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین المللی امام خمینی(ره)، قزوین، ایران. (azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir).

مقدمه

تنوع، تعدد، پویایی، فرصت‌ها و تهدیدهای ناشی از ریسک‌های مالی و کارکرد چندوجهی سیاست تقسیم سود(شامل تأمین مالی، فرصت‌های رشد، انعکاس شرایط نقدینگی، سرمایه‌گذاری مجدد، نماگری وضعیت ریسک‌هایی مانند ریسک سقوط قیمت و ریسک نقدی و غیره)، اقتضا می‌کند که بنگاه‌ها بر پایه نظریه‌های مالی مانند نظریه‌های مالی شرکتی، مدیریت ریسک یکپارچه، تقسیم سود و بودجه‌بندی سرمایه‌ای، در سبک مدیریت ریسک‌های مالی تجدیدنظر کرده و افزون بر آن، برپایه تئوری‌های تقسیم سود و مالی‌شرکتی، سیاست تقسیم سود متناسب با اولویت‌های تخصیص سرمایه را اتخاذ کنند. زیرا، ریسک‌های مالی، به‌طور مستقیم بر سودآوری شرکت‌ها اثر می‌گذارند و می‌توانند حتی شرکتی را از پای درآورند(راعی و سعیدی،۱۳۹۳: ۶۱-۶۰) و از سوی دیگر، تقسیم سود می‌تواند باعث کاهش ناکارایی سرمایه‌گذاری(سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد و کمتر از حد) شود(کیم، لئو و شای[1]،۲۰۱۶).

اهمیت سرمایه و کارآیی تخصیص سرمایه تا حدی است که از دیدگاه عزیز و رازن[2](۲۰۰۴)، بنگاه‌ها «سرمایه» را تنها به‌عنوان یک منبع تأمین وجه منظور نمی‌کنند بلکه آن را سپری در برابر زیان‌های غیرمنتظره، مطالبات سهامداران و معیار اطمینان بخشی به سرمایه‌گذاران خارج از بنگاه و آژانس‌های رتبه‌بندی سلامت مالی و پایداری بنگاه‌ها قلمداد می‌کنند(جبار و عبدالقادر،۲۰۱۵)[3].

هم‌چنین، تخصیص کارآمد سرمایه، سودآوری عملیاتی و رشد شرکت را میسر ساخته و به‌طورکلی تعیین‌کننده موفقیت بنگاه می‌شود(درابتز، جنسن و ریکژو[4]،۲۰۱۹). دستیابی به کارآیی یادشده مستلزم پایش و تحلیل حساسیت عوامل مختلف ازجمله ریسک‌های مالی و سیاست تقسیم سود است.

از ریسک‌های مالی طبقه‌بندی‌های مختلفی ارایه شده است، اما رایج‌ترین و بنیادی‌ترین ریسک‌های مالی مختص عموم بنگاه‌ها شامل ریسک نکول، ریسک جریان نقدی، ریسک نقدشوندگی، ریسک عملیاتی و ریسک بازار است که چگونگی روبرویی و مدیریت ریسک‌های یادشده به دو شکل سنتی و نوین(ERM) در کیفیت تخصیص سرمایه تعیین‌کننده

1. Kim , Luo & Xie
2. Aziz & Rosen
3. Jabbour & Abdel Kader
4. Drobtz, Jenzen & Requejo

است، زیرا در سبک سنتی برپایه یافته‌های استولز[1] (۱۹۹۲)، هدف، حداقل‌سازی ریسک از طریق تمرکز بر ریسک نامطلوب[2] است. بر این اساس، وی اشاره می‌کند در سبک یادشده بنگاه‌ها باید خود را در معرض بخش‌های بدون مزیت رقابتی قرار ندهند و در مقابل، ریسک‌هایی را رصد کنند که دارای برتری هستند(برامیلی و همکاران[3]،۲۰۱۵). درحالی‌که برابر نتایج پژوهش اسکینر و میکولیس[4]، در سبک مدیریت ریسک یکپارچه[5](ERM)، با ریسک محیطی به‌جای کاهش، یا حذف به‌عنوان یک فرصت ایجاد سود رفتار می‌شود. در این رابطه اگر ERM به‌صورت کارآمد اجرا شود، در آن صورت سیستم یادشده یک ابزار قدرتمند مدیریت ریسک محسوب می‌شود، زیرا می‌تواند پاداش‌هایی را اعم از رهبری بازار، رشد چشمگیر، صرف قیمت سهام و اطمینان سرمایه‌گذاری به ارمغان بیاورد. بنابراین اجرای مدیریت ریسک(ERM) به‌عنوان یک نوآوری در کنترل مدیریت منجر به تغییر در فعالیت‌های مدیریت ریسک در شرکت‌ها می‌شود(جبار و عبدالقادر،۲۰۱۵) .

شایان بیان است وجه بارز رویکرد ERM، تأکید بر اداره ریسک‌ها در قالب یک پرتفوی (با عنوان پرتفوی ریسک) به‌جای اداره انفرادی ریسک‌ها است(ایکلز، هویت و میلر[6]، ۲۰۱۴).

از سوی دیگر اصل تقسیم سود که در کنار اصول سرمایه‌گذاری و تأمین مالی به‌عنوان زیربنای «مالی شرکتی»[7] محسوب می‌شود (ترجمه بدری، فرهادی، شهریاری،۱۳۹۵: ۴)، به دلیل خاصیت علامت‌دهی و برخورداری از مفاهیم نقدینگی و مالیاتی که برای سهامداران به همراه دارد، حائز اهمیت است(هیبتی، نیکومرام و موسوی،۱۳۹۳: ۳۲۶). هم چنین، تصمیم به پرداخت و عدم پرداخت سود سود سهام تأثیر فراوانی بر ارزش شرکت دارد. زیرا پرداخت سود سهام سبب کاهش وجوه نقد شده و مدیران را به سمت استفاده از منابع بیرونی به منظور تأمین مالی وجوه مورد نیاز برای سرمایه گذاری برنامه ریزی شده سوق می‌دهد(دعایی، کریمان و فرهادی شریف آبادی، ۱۳۹۶). افزون برآن متغیر یادشده همراه با عامل «مدیریت ریسک» به‌عنوان دو رکن انعطاف‌پذیری مالی (به مفهوم توانایی اجتناب از سرمایه‌گذاری کمتر از حد و پریشانی مالی) محسوب می‌شود. طوری‌که اگر فعالیت‌های مدیریت ریسک، نوسان جریان

1. Stulz
2. Downside Risk
3. Bromiley et al
4. Schneier & Miccolis
5. Enterprise Risk Management
6. Eckles, Hoyt and Miller
7. Corporate finance

نقدی را کاهش دهد، در نتیجه بنگاه‌ها سودهای نقدی منظمی را پرداخت خواهند کرد(بونامی، هانکینس و هرفورد[1]، ۲۰۱۹).

حال با توجه به این‌که پژوهش‌های پیوسته داخلی متأثر از سبک سنتی مدیریت ریسک بوده و فراگیرانه با پوشش تعداد محدودی از ریسک‌های مالی، انجام‌شده است. هم‌چنین روش‌های تحلیلی پژوهش‌های یادشده، روابط متقابل ریسک‌های مالی را نادیده گرفته است و بیشتر بر ابعاد تدافعی و وجه اداره انفرادی مدیریت ریسک تمرکز داشته‌اند، بنابراین در پژوهش پیش رو، قصد بر این است بارویکرد مدیریت ریسک یکپارچه(ERM) اثر تکانه ناشی از هریک از اجزاء پرتفوی ریسک‌های مالی» و«سیاست تقسیم سود» بر کارآیی تخصیص سرمایه به روش خودرگرسیون‌برداری پنلی(PVAR[2]) بررسی تا برمبنای یافته‌های مربوط روابط پویا و متقابل ریسک‌های مالی و سیاست تقسیم سود با کارایی یادشده، تبیین و سرانجام زمینه تحلیل حساسیت، اولویت‌بندی و گرفتن رویکرد اشتیاق به ریسک‌ها در فرایند تخصیص سرمایه میسر شود. ازاین‌رو، با مروری بر پیشینه پژوهش، ادبیات و چارچوب نظری، پرسش‌های پژوهش مطرح می‌شود، سپس روش‌شناسی پژوهش بیان و درنهایت با اشاره به یافته‌های پژوهش، بحث و نتیجه‌گیری مربوط انجام خواهد شد.

مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش

ریسک‌های مالی و رویکرد مدیریت ریسک یکپارچه (ERM) [3]

امروزه درصحنه رقابت، درک مدیریت و استراتژی ریسک به‌صورت یکی از مزیت‌های عمده و مهم درآمده است. افزایش ارزش سهام و سودآوری بلندمدت شرکت به‌شدت درگرو اداره امور و حل مسایل ریسک است. بنابراین در دنیای رقابتی، سازمان‌های مالی باید ازنظر حمله و دفاع، همواره به مدیریت ریسک توجه کنند(پارکر[4]، ترجمه: پارسائیان، ۱۳۷۸). ازاین‌رو، رفع مسائل ریسک‌های مالی، به شیوه نوین مدیریت ریسک یکپارچه(ERM) یک ضرورت جدی است. زیرا ریسک‌های یادشده، ضمن تأثیرپذیری متقابل از همدیگر، بر نوسانات عملکردی بنگاه تأثیرگذار بوده و حسب پویایی‌های روزافزون محیطی از تنوع بالایی برخوردار هستند (رادپور و عبده تبریزی، ۱۳۹۳:

---

1. Bonamie, Hankins and Harford
2. Panel Vector AutoRegression
۳. مفهوم Enterprise Risk Management، در پژوهش‌های داخلی با عباراتی چون «مدیریت ریسک جامع واحد اقتصادی»، «مدیریت ریسک اثربخش»، «مدیریت ریسک سازمانی»، «مدیریت ریسک یکپارچه» و «مدیریت ریسک شرکتی» ترجمه شده است که در پژوهش حاضر ترجمه «مدیریت ریسک یکپارچه» به کاررفته است.
4. Parker

۳۲). رویکرد یادشده باوجوداین‌که از دیدگاه پژوهشهای دانشگاهی هنوز در مرحله نوزادی است، به‌جز پژوهش‌های میلر [1](۱۹۹۲:۱۹۹۸) و میلر و والر [2](۲۰۰۳)، پژوهش‌های جامع و منسجم خاصی انجام‌نشده است، به نظر می‌رسد نخستین بار توسط هلتن [3] در سال ۱۹۹۶ به‌کاررفته باشد(برامیلی و همکاران، ۲۰۱۵). از شاخصه‌های مهم رویکرد یادشده، کل‌گرایی، قابلیت بررسی روابط متقابل بین ریسک‌ها، اشتیاق به ریسک‌ها و امکان اولویت‌بندی ریسک‌ها است(جینگ، براکت و گولدن [4]، ۲۰۱۰). هم‌چنین ازنظر هویت ولیبنبرگ [5](۲۰۰۳)،کاهش نوسانات درآمد، نوسانات قیمت سهام، کاهش هزینه سرمایه و افزایش کارایی سرمایه از مهم‌ترین کارکردهای ERM است(خدامی پور و محرومی، ۱۳۹۴)، بنابراین با توجه موارد بالا، رویکرد نوین کانون توجه واقع‌شده است.

سیاست تقسیم سود

موضوع سیاست تقسیم سود همواره به عنوان یکی از بحث انگیزترین مباحث علم مالی مطرح بوده است. سهامداران خواهان تقسیم سود نقدی هستند و از اطلاعات سود تقسیمی به عنوان مبنایی برای سرمایه گذاری استفاده می‌کنند(شفیع‌زاده و موسوی،۱۳۹۴). سیاست یادشده ضمن تأثیرپذیری از عوامل مختلف، متناسب با تصمیم‌های تخصیص و تأمین منابع مالی به کار گرفته می‌شود. براساس مطالعات تجربی چند دهه اخیر، تئوری‌های مختلفی در مورد ارتباط یا عدم ارتباط ارزش شرکت باسیاست تقسیم سود مطرح‌شده است که تئوری‌های بی‌ارتباطی تقسیم سود، ترجیح مالی آینده، پرنده‌ای دردست، سود باقیمانده، اثر مشتری، چرخه حیات، خودکنترلی، حسابداری ذهنی،علامت‌دهی، نمایندگی و کنترینگ از این جمله هستند(رهنمای رود پشتی، بابالویان و مظفری۱۳۹۳). متغیر یادشده به دلیل خاصیت علامت‌دهی و برخورداری از مفاهیم نقدینگی و مالیاتی که برای سهامداران به همراه دارد، دارای اهمیت است(هیبتی، نیکومرام و موسوی، ۱۳۸۸: ۳۲۶). افزون برآن، تقسیم سود یک روش کنترل وجه نقد در دست مدیران هست. زیرا سودهای نقدی تخصیص منابع داخل شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد(چان، سانگ و فن [6]،۲۰۱۶).

---

1. Miller
2. Miller&Waller
3. Holton
4. Jing ,Brockett & Golden
5. Hoyt and Liebenberg
6. Chan , Song & Fan

ریسک‌های مالی، سیاست تقسیم سود و کارایی تخصیص سرمایه

درک بهتر ریسک بخش‌های مختلف بنگاه به‌صورت یکپارچه می‌تواند باعث تخصیص بهتر منابع و افزایش کارایی سرمایه شود (خدامی‌پور و محرمی، ۱۳۹۵). از سوی دیگر، به‌واسطه سیاست تقسیم سود، نگهداری وجه نقد در یک سطح بهینه می‌تواند منجر به تخصیص کارایی سرمایه و کاهش سرمایه احتیاطی شود(چان، سانگ و فن،۲۰۱۶). حال حسب تنوع و تأثیرپذیری متقابل ریسک‌های مالی و هم‌چنین، با توجه به ضرورت خلق ارزش حداکثری از امر تخصیص سرمایه و افزون بر آن، نظر به تغییر سرنوشت بنگاه‌ها براثر فرصت‌ها و تهدیدهای ناشی از ریسک‌های مالی، بهره‌گیری از رویکرد نوین ERM در امر مدیریت «پرتفوی ریسک‌های مالی» ضروری است. زیرا بارویکرد یادشده امکان پایش روابط پویا و اتخاذ سبک تهاجمی و یا به عبارتی ایجاد اشتها نسبت به ریسک‌های مالی برای کارآمد کردن تخصیص سرمایه فراهم می‌شود.

بر این اساس، ERM به‌عنوان یک محرک خارجی برای تغییر در مسیرهای موجود است که منجر به تغییرات داخلی در روال تخصیص سرمایه می‌شود(جبار و عبدالقادر ، ۲۰۱۵). سیاست تقسیم سود نیز که به‌عنوان یک معمای پیچیده و کانون پژوهش‌های مختلف مالی بوده است و پیرامون آن نظریه‌های مختلف شکل‌گرفته است، با کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط دارد(چان، سانگ و فن،۲۰۱۶) و (تقی زاده خانقاه و همکاران، ۱۳۹۸). با این وصف، به پشتوانه تئوری‌های در پیوند با جمله تئوری مالی شرکتی، تئوری مدیریت ریسک، تئوری بودجه‌بندی سرمایه‌ای، تئوری تخصیص سرمایه و تئوری‌های تقسیم سود انتظار می‌رود کاربست رویکرد ERM در مدیریت پرتفوی ریسک‌های مالی و تنظیم سطح نگهداشت وجه نقد از طریق سیاست تقسیم سود منجر به تسهیل تحقق اهداف تخصیص سرمایه (شامل: ارزش‌آفرینی پایدار، حفظ کیفیت اعتباری، بهبود سلامت مالی و مدیریت فرصت‌های رشد)، شود.

پژوهش خارجی و داخلی مشابهی که دربرگیرنده مؤلفه‌های پژوهش حاضر(شامل : بررسی ۵ مورد از مهم‌ترین ریسک‌های مالی به همراه سیاست تقسیم سود، اتخاذ رویکرد ERM برای تحلیل حساسیت و اولویت‌بندی متغیرها در تبیین کارایی تخصیص سرمایه با دو شاخص متفاوت باشد،) انجام‌نشده است ولی برخی از پژوهش‌های مرتبط به شرح زیر مورداشاره قرار می‌گیرد:

-ارضا و صیفی (۱۳۹۹)، پژوهشی با موضوع «تأثیر ریسک‌های مالی برکارایی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران» انجام و در این رابطه ۳ مورد از ریسک‌های مالی شامل:

ریسک‌های اعتباری، عدم نقد شوندگی و بازار به‌عنوان متغیرهای مستقل و معیارهای نرخ بازده حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام به ارزش‌افزوده بازار به‌عنوان شاخص‌های کارایی شرکت (متغیر وابسته) استفاده‌شده است. برمبنای مدل رگرسیونی گشتاورهای تعمیم‌یافته روابط متغیرهای یادشده در دوره مالی ۴ ساله(۱۳۹۰-۱۳۹۴) بررسی و نتیجه گرفته‌شده است که بین سه ریسک مالی بالا با شاخص اول کارایی شرکت ارتباط معنی‌داری وجود ندارد، ولی باوجود معنی‌داری ارتباط ریسک‌های یادشده با دو شاخص دیگر در پیوند با کارایی شرکت، قابلیت توضیح دهندگی ارتباط ریسک‌های یادشده با نرخ بازده حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار بیشتر از رابطه معیار سوم کارایی شرکت است.

-بادآور نهندی، تقی زاده خانقاه و متقی (۱۳۹۸)، پژوهشی با عنوان «ارایه مدل سنجش کارایی سرمایه‌گذاری شرکت در بورس اوراق بهادار تهران» انجام و یافته‌ها مبین این است که از بین ۱۸ متغیر بررسی‌شده، تنها ۵ متغیر رشد فروش، فرصت‌های رشد، بازده سالانه قبل، سود تقسیمی و سرمایه‌گذاری سال قبل توانستند تغییرات سرمایه‌گذاری سال جاری را بیان کنند و قابلیت ارایه مدل سنجش کارایی سرمایه‌گذاری(با روابط ایستا) را داشتند. هم‌چنین هزینه‌های نمایندگی بیش سرمایه‌گذاری را افزایش و محدودیت مالی موجب افزایش کم سرمایه‌گذاری می‌شود. افزون بر آن، کارایی سرمایه‌گذاری بر ارزش‌افزوده اقتصادی و ارزش شرکت تأثیر مثبت دارد.

-صیادی، دستگیر و علی احمدی(۱۳۹۷)، پژوهشی با عنوان «مطالعه نقش مدیریت ریسک سازمانی بر رابطه بین توانایی مدیریت و افزایش کارایی سرمایه‌گذاری» انجام شد که در این رابطه ریسک استراتژیک، ریسک عملیاتی، ریسک گزارشگری و ریسک عدم رعایت قوانین و مقررات به‌عنوان شاخص ERM، انتخاب‌شده است و روابط متغیرهای یادشده به‌صورت ایستا از طریق رگرسیون حداقل مربعات معمولی آزمون مشخص شده که مدیریت ریسک سازمانی به‌تنهایی تأثیری بر رابطه توان مدیریت در افزایش کارایی سرمایه‌گذاری و یا کاهش ناکارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ندارد.

-تقی‌زاده خانقاه؛ انورخطیبی و شهدآور (۱۳۹۷)، به بررسی «ارتباط تقسیم سود و کارایی سرمایه‌گذاری با تأکید بر چرخه عمر شرکت» در دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند

و در این رابطه با تقسیم‌بندی شرکت‌ها به مراحل چرخه عمر برپایه الگوی تقسیم‌بندی دیکنسون، روابط متغیرهای یادشده برپایه رگرسیون حداقل مربعات معمولی و به‌صورت ایستا بررسی و نتایج نمایانگر این است که پرداخت سود سهام در مراحل رشد موجب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری برخلاف مرحله افول می‌شود.

- الامری و دوی داو[1] (۲۰۱۶)، در پژوهشی تحت عنوان «آزمون اثربخشی ERM- شاهد تجربی: زیان‌های عملیاتی» بررسی‌شده است. یافته‌های پژوهش یادشده گویای این است که ERM در کاهش فراوانی و شدت وقایع منشأ ریسک عملیاتی مؤثر است.

-شیخ[2] (۲۰۱۵)، در پژوهشی اثر «ریسک نقدینگی» را بر تغییرات کارایی و بهره‌وری در فضای شبیه‌سازی گاما برای تخمین حداکثر احتمال بررسی کرده است. با استفاده از فن شبیه‌سازی تخمین حداکثر احتمال نتیجه گرفته‌شده است که تغییرات در نقدینگی نقش مهمی در توضیح واریانس کارایی و بهره‌وری دارد.

-شانگ و سو[3] (۲۰۱۴)، «اثر نقدشوندگی سهام بر کارایی تخصیص سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس‌های چین» را در سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۱ بررسی کرده‌اند. براساس نتایج مشخص شد که نقدشوندگی سهام به کارایی سرمایه‌گذاری از طریق کاهش سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد و کمتر از حد کمک می‌کند. این امر از طریق کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش محتوای اطلاعاتی قیمت‌های سهام صورت می‌پذیرد.

-چان،سونگ و فن[4] (۲۰۱۶)، «تاثیر سیاست تقسیم سود بر کارایی سرمایه‌گذاری» را بررسی کرداند و در این رابطه نتیجه گرفتند که سیاست سود نقدی، می‌تواند کارایی سرمایه‌گذاری را بهبود بخشد. بدین شرح که عامل یادشده می‌تواند باعث کاهش سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد شود.

پرسش‌های پژوهش

در راستای تحلیل کارایی تخصیص سرمایه پرسش‌های زیر مطرح هست:

۱) واکنش«کارایی تخصیص سرمایه» به تکانه ریسک‌های مالی شامل: ریسک‌های نکول، جریان نقدی، نقد شوندگی، عملیاتی و بازار چگونه هست؟

---

1. Al-Amri and Davydov
2. Shake
3. Xing & Su
4 . Chang, Su & Fan

۲) با تکانه «سیاست تقسیم سود»، «کارایی تخصیص سرمایه» چه واکنشی دارد؟

ساختار مدل خودرگرسیون برداری پنلی (PVAR) پژوهش

با توجه به ساختارPVAR و برابر ویژگی‌ها و مختصات موضوع پژوهش و در راستای پرسش‌های پژوهش مدل خودرگرسیون برداری پنلی پژوهش حاضر به شرح زیراست:

$$CAE_{it} = b_{10} - b_{11}CAE_{it-1} + b_{12}DFR_{it-1} + b_{13}CFR_{it-1} + b_{14}LIQ_{it-1} + b_{15}OPR_{it-1} + b_{16}MR_{it-1} + b_{17}DIV_{it-1} + \Sigma_{1\,it}$$

$$DFR_{it} = b_{20} - b_{21}CAE_{it-1} + b_{22}DFR_{it-1} + b_{23}CFR_{it-1} + b_{24}LIQ_{it-1} + b_{25}OPR_{it-1} + b_{26}MR_{it-1} + b_{27}DIV_{it-1} + \Sigma_{2\,it}$$

$$CFR_{it} = b_{30} - b_{31}CAE_{it-1} + b_{32}DFR_{it-1} + b_{33}CFR_{it-1} + b_{34}LIQ_{it-1} + b_{35}OPR_{it-1} + b_{36}MR_{it-1} + b_{37}DIV_{it-1} + \Sigma_{3\,it}$$

$$LIQ_{it} = b_{40} - b_{41}CAE_{it-1} + b_{42}DFR_{it-1} + b_{43}CFR_{it-1} + b_{44}LIQ_{it-1} + b_{45}OPR_{it-1} + b_{46}MR_{it-1} + b_{47}DIV_{it-1} + \Sigma_{4\,it}$$

$$OPR_{it} = b_{50} - b_{51}CAE_{it-1} + b_{52}DFR_{it-1} + b_{53}CFR_{it-1} + b_{54}LIQ_{it-1} + b_{55}OPR_{it-1} + b_{56}MR_{it-1} + b_{57}DIV_{it-1} + \Sigma_{5\,it}$$

$$MR_{it} = b_{60} - b_{61}CAE_{it-1} + b_{62}DFR_{it-1} + b_{63}CFR_{it-1} + b_{64}LIQ_{it-1} + b_{65}$$

$$OPR_{it-1} + b_{66}MR_{it-1} + b_{67}DIV_{it-1} + \Sigma_{6\,it}$$

$$DIV_{it} = b_{70} - b_{71}CAE_{it-1} + b_{72}DFR_{it-1} + b_{73}CFR_{it-1} + b_{74}LIQ_{it-1} + b_{75}OPR_{it-1} + b_{76}MR_{it-1} + b_{77}DIV_{it-1} + \Sigma_{7\,it}$$

شایان یادآوری است ساختار مدل ثانوی کارایی تخصیص سرمایه بر پایه شاخص کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده نیز مشابه مدل نخست بیان شده در بالا است، با این تفاوت که نماد شاخص یادشده(ELS) است که جایگزین نماد ناکارایی سرمایه‌گذاری(CAE) می‌شود[۱].

روش‌شناسی پژوهش

روش پژوهش و فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات

پژوهش حاضر از نظر روش اجرا، توصیفی و از دیدگاه ماهیت، پس‌رویدادی است. جامعه آماری نیز شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که با اعمال روش

---

۱. عنوان کامل نمادها در جدول مندرج در پیوست پژوهش بیان شده است.

منظم یا سیستماتیک [1] حذفی حول شرایط زیر، تعداد ۱۱۴شرکت برای دوره زمانی ۱۳۸۸- ۱۳۹۶ (۹ سال) و رویهم (تعداد ۱۰۲۶ سال- شرکت) انتخاب شد:

۱)در بازه زمانی بالا نماد معاملاتی آن‌ها به‌صورت بیشتر از شش ماه متوقف نشده باشد.

۲)به‌منظور همسان‌سازی اطلاعات و قابل‌مقایسه بودن، سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

۳)شرکت‌های منتخب جزء واسطه‌گری‌های مالی (نظیر بانک‌ها، بیمه‌ها، صندوق و شرکت‌های سرمایه‌گذاری و شرکت‌های لیزینگ) نباشند.

داده‌ها نیز با بازگشت به پایگاه‌های اینترنتی مرکز پردازش مالی، کدال، مدیریت فناوری بورس اوراق بهادار تهران و بورس اوراق بهادار تهران به روش کتاب‌خانه‌ای جمع‌آوری و سپس با پالایش از طریق نرم‌افزار اکسل، با استفاده از نرم افزاراستاتا [2] نسخه ۱۵، تجزیه‌وتحلیل داده‌ها انجام شده است.

مبانی مدل خودرگرسیون برداری پنلی(PVAR)

نظر به این‌که مدل پژوهش از نوع خود رگرسیونی برداری است، بنابراین در این بخش ماهیت مدل گفته شده تبیین می‌شود:

در این پژوهش، تخمین ضرایب و مقادیر مدل‌های مربوط به روش خودرگرسیون برداری پنلی(PVAR) انجام می‌شود و بدین ترتیب پوشش بخش عمده‌ای از کارکردهای روش مدیریت ریسک یکپارچه (شامل امکان تحلیل منسجم ریسک‌ها از طریق تعیین روابط متقابل و پویای ریسک‌ها، اولویت‌بندی آن‌ها، تحلیل حساسیت و اتخاذ نگرش کل‌گرایی و قابلیت اعمال اشتهای ریسک)، با استفاده از ابزارهای تابع واکنش آنی [3] و تجزیه واریانس [4] مدل PVAR عملیاتی می‌شود.

روش PVAR ترکیبی از رویکرد الگوهای خودتوضیح برداری و داده‌های ترکیبی است. در این روش، تمام متغیرهای الگو بارویکرد داده‌های ترکیبی درون‌زا خواهند بود. این موضوع به ما اجازه می‌دهد تا ناهمگنی انفرادی نادیده شده نیز موردبررسی قرار گیرد (صامتی و صامتی و ملاحسنی دهشیری، ۱۳۹۳). شایان یادآوری است، پیش‌بینی‌های استوار بر VAR اغلب از

---

1. Systematic Sampling
2. Stata
3. Impluse Reaction Function
4. Variance Decomposition

ساختار سنتی مدل‌ها بهتر و این موضوع بحث بسیاری از پژوهش‌ها بوده است. به‌عبارت‌دیگر مدلVAR بهتر از مجموعه مدل‌های معادله ساختاری، پیش‌بینی را انجام می‌دهد. یکی از برتری‌هایVAR این است که تصمیم‌گیری در خصوص اینکه کدام متغیر هم‌زمان برون‌زا خواهد بود، مرتفع می‌شود، چراکه تنها وقفه‌های متغیرها در سمت راست معادله وجود دارد و تمام متغیرها درون‌زا هستند(تهرانی و سید خسروشاهی، ۱۳۹۶). بنابراین مدل‌های یادشده از نوع مدل‌های دینامیک یا پویا[1] هستند. زیرا به‌وسیله آن‌ها می‌توان ارتباط بین متغیر وابسته با مقادیر گذشته آن را در طول زمان نشان داد. بنابراین الگویPVAR به‌صورت زیر است:

$$y_{1\,it} + b_{12}y_{1\,it} = \gamma_{10} + \gamma_{11}y_{1\,i.t-1} + \gamma_{12}y_{2\,i.t-1} + \varepsilon_{1\,it}$$
$$b_{21}y_{2\,it} + y_{2\,it} = \gamma_{20} + \gamma_{21}y_{1\,i.t-1} + \gamma_{22}y_{2\,i.t-1} + \varepsilon_{2\,it}$$
$$\begin{pmatrix}\varepsilon_{1\,it}\\ \varepsilon_{2\,it}\end{pmatrix} \sim N(0.\Omega) \qquad \text{where} = \begin{pmatrix} w_1^2 & 0\\ 0 & w_2^2\end{pmatrix}$$

به‌طوری‌که دنباله‌های $y_{1\,it}$و $y_{2\,it}$مانا هستند، $\varepsilon_{1\,it}$ و $\varepsilon_{2\,it}$ جملات اخلال به ترتیب با واریانس ω_1و ω_2 بوده و مستقل از یکدیگر هستند. با توجه به این‌که بیشتر وقفه‌های واردشده در معادلات بالا، یک وقفه هست به همین دلیل معادلات بالا فرم ساختاری یک الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی مرتبه اول را تشکیل می‌دهند(صامتی ، صامتی و ملاحسنی دهشیری، ۱۳۹۳).

متغیرهای پژوهش

-کارایی تخصیص سرمایه(CAE)[2]

کارایی یادشده به‌نوعی همان تخصیص بهینه هست که در این معنا، سطحی از سرمایه تعیین می‌شود که شرکت بتواند تعهدات مالی خود را با احتمال بالا پرداخت کند(دائنه و همکاران[3]، ۲۰۰۹). به تعبیر دیگر، تخصیص کارایی سرمایه به واکنش بالای سرمایه‌گذاری به رشد بالقوه (که با رشد ارزش‌افزوده اندازه گرفته می‌شود) اشاره دارد(پنگ و وو[4]، ۲۰۱۴).

کارایی تخصیص سرمایه با دو مفهوم قابل تبیین است: مفهوم اول؛ «سطح بهینه سرمایه‌گذاری» هست که با شاخص« کارایی سرمایه‌گذاری» تحلیل می‌شود. شایان بیان است در برخی از مطالعات برای تبیین

1. Dynamic model
2. Capital Allocation Efficiency
3. Dhaene et al
4. Pang and Wu

عملیاتی سطح بهینه سرمایه‌گذاری از شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری نیز استفاده می‌شود. افزون بر آن، مفهوم دوم هم «کیفیت سرمایه‌گذاری» را تحلیل می‌کند. در این وجه از کارایی تخصیص سرمایه، شاخص«کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده» مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در پژوهش حاضر برآورد و تحلیل مدل کارایی تخصیص سرمایه بر مبنای ۲ شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری ریچاردسون(۲۰۰۶) [1] و سانگ و سو (۲۰۱۴) و کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده بازار و گلر [2] (۲۰۰۰) انجام می‌شود. داده‌های شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری بعد از برآورد مدل سرمایه‌گذاری مورد انتظار و برازش مقادیر در مدل یادشده، باقیمانده‌های مدل تعیین و سپس مقادیر باقیمانده‌های مدل یادشده به‌عنوان مقادیر ناکارایی سرمایه‌گذاری محسوب و درنهایت مقادیر یادشده در معادلات مدل خودرگرسیون‌برداری پنلی(PVAR) وارد می‌شود:

$$INV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{it-1} + \alpha_2 Lev_{it-1} + \alpha_3 Cash_{it-1} + \alpha_4 Age_{it-1} + \alpha_5 Ret_{it-1} + \alpha_6 Q_{it-1} + \alpha_7 Inv_{it-1} + \alpha_8 TR_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$Size_i$ = لگاریتم طبیعی ارزش دفتری جمع کل دارایی‌ها Lev_{it}= نسبت کل بدهی‌ها به‌کل دارایی‌ها، $Cash_i$ = نسبت وجه نقد سال قبل، Age_i= عمر شرکت که از تفاضل سال جاری و سال پذیرش در بورس به دست می‌آید. Ret_i= بازده سهام ناشی از تغییرات قیمت در دوره‌های سرمایه‌گذاری، MVE=ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، TL= کل بدهی‌ها، TA= کل دارائی‌ها.

$$Q = \frac{MVE + TL}{TA}$$

Inv_{it-1}= سرمایه‌گذاری سال قبل معادل ارزش دارای های ثابت مشهود، TR_{it-1}=ریسک کل سال قبل هر شرکت(که برمبنای انحراف معیار بازده‌های روازنه هر شرکت در هرسال محاسبه می‌شود. ε_{it} = ناکارایی سرمایه‌گذاری(مقادیر مثبت خطای مدل سرمایه‌گذاری مورد انتظار به‌عنوان بیش سرمایه‌گذاری/ سرمایه‌گذاری بیش‌تر از حد و مقادیر منفی نیز کم سرمایه‌گذاری/ سرمایه‌گذاری کمتر از حد خوانده می‌شود).

شایان بیان است متغیرهای اندازه شرکت، مقدار شاخص کیو توبین، بازده سهام، میزان وجه نقد و سن شرکت جزء متغیرهای کنترلی هستند و با توجه به گرفتن رویکرد ERM و برای تمرکز صرف بر ریسک‌های مالی، متغیر ریسک کل نیز به‌عنوان متغیر دیگر کنترلی فراخور رویکرد بالا درج‌شده است.

---

1. Richardson
2. Wurgler

برای برآورد شاخص دوم متغیر کارایی تخصیص سرمایه، کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده بازار با الگوگیری از پژوهش پنگ و وو(۲۰۱۴) که برپایه مدل وگلر(۲۰۰۰)، ضریب مدل مربوط به‌عنوان شاخص کارایی تخصیص سرمایه معرفی کرده است. ازاین‌رو، براساس تعریف منتج در پژوهش یادشده رابطه جایگزین شاخص کشش سرمایه‌گذاری به شرح زیر ملاک محاسبه قرار می‌گیرد:

$$\eta = \frac{\%\Delta \mathrm{Inv}}{\%\Delta MVA}$$

η=شاخص کارایی تخصیص سرمایه(کشش سرمایه‌گذاری نسبت به ارزش‌افزوده بازار هر شرکت) و ارزش‌افزوده بازار (MVA)= ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام- ارزش بازار حقوق صاحبان سهام(رهنما رود پشتی و صالحی، ۱۳۹۵: ۳۷۵)

- **ریسک نکول** (DFR) [1]**:** شاخص تافلر[2](۲۰۰۷)، با استفاده از مدل ورشکستگی آلتمن(۱۹۸۶)[3] محاسبه می‌شود (رستمی و عباسی اصل، ۱۳۹۴):

$$Z\ Score = 1.2x_1 + 1.4x_2 + 3.3x_3 + 0.6x_4 + 0.99x_5$$

$$DFR = \frac{e^{-ZScore}}{1 + e^{-ZScore}}$$

x_1= نسبت سرمایه در گردش به‌کل دارایی‌ها، x_2=نسبت سود انباشته به‌کل دارایی‌ها، x_3=نسبت سود قبل از بهره و مالیات به‌کل دارایی‌ها، x_4= نسبت ارزش بازار سرمایه به ارزش دفتری کل بدهی‌ها، x_5= نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها.

جدول ۱. وضعیت ریسک نکول شرکت‌ها برمبنای امتیاز Z

امتیاز z	وضعیت سلامت مالی
z>2/9	سلامت مالی(ریسک نکول پایین)
1/23≤z≤2/9	تردید(ریسک نکول متوسط)
Z<1/23	درماندگی مالی(ریسک نکول بالا)

برگرفته از مدل آلتمن(۱۹۸۳)

1. Default Risk
2. Tafler
3. Altman

- **ریسک جریان نقدی**(CFR)[1]: اندازه‌گیری متغیر مزبور برمبنای پژوهش گیتزن[2](۲۰۱۷)، از طریق اعمال شاخص نسبت جاری صورت گرفته است:

نسبت جاری= بدهی جاری/دارایی جاری

- **ریسک نقدشوندگی**(LIQ)[3]: در این پژوهش از معیار عدم نقدشوندگی ارائه‌شده توسط آمیهود[4](۲۰۰۲) استفاده‌شده است:

$$A_{it}=\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\left|r_{ij}\right|/dvol_{ij}$$

T= تعداد روزهای انجام معامله بر روی‌هم i از ماه Tr_{ij}= بازده سهم i در روز j از ماه T؛

$dvol_{ij}$= حجم معاملات سهم i در روز j از ماه T A_{it}= نسبت عدم نقد شوندگی؛

-**ریسک عملیاتی**(OPR)[5]: با توجه به مبنای سالانه داده‌های پژوهش، از اهرم عملیاتی به‌عنوان شاخص ریسک عملیاتی همانند پژوهش ژائو، سونگ و چن (۲۰۱۶)استفاده می‌شود[6]:

$$DOL=\frac{\Delta EBIT}{\Delta TOR}$$

ΔEBIT= تغییرات سود قبل از بهره و مالیات، ΔTOR = تغییرات کل درآمد، DOL= فروش درجه اهرم عملیاتی.

- **ریسک بازار**(MR)[7]: در پژوهش حاضر ضریب بتا به‌عنوان شاخص ریسک بازار مدنظر قرارگرفته است:

$$\beta_A=\frac{\sum r_m.r_A-n\mu_m.\mu_A}{\sum r_m^2-n\,\mu_m^2}$$

β_A=ضریب بتای سهم، r_m= بازده بازار، r_A= بازده سهم شرکت A، μ= میانگین بازده.

---

1. Cash Flow Risk
2. Gietzn
3. Assets Liquidity Risk
4. Amihud
5. Operational Risk

۶. در برخی دسته‌بندی‌ها (نظیر دسته‌بندی راعی و سعیدی،۱۳۹۳)، ریسک عملیاتی جزء ریسک غیرمالی محسوب شده ولی در طبقه‌بندی‌های دیگری هم چون طبقه‌بندی کارن ای. هورکر (Karen A. Horcher,2005)، مالز (Malz)، ترجمه: رهنمای رود پشتی و همکاران(۱۳۹۵)، وودز و دود(Woods and Dowd , 2008) و پایگاه اینترنتی Investopedia.com، ریسک یادشده به عنوان یکی از عناصر ریسک‌های مالی درج‌شده است.

7. Market Risk

-**سیاست تقسیم سود**(DIV)[1]: در پژوهش حاضر از بازده نقدی که حاصل تقسیم سودنقدی به آخرین قیمت معامله قبل از مجمع است(دمودارن، ترجمه: بدری، فرهادی و شهریاری،۱۳۹۳: ۴۱۱)، به‌عنوان شاخص سیاست تقسیم سود استفاده می‌شود.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

جدول ۲. آمار توصیفی پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری)	CAE	۰/۴۲۲۱	۰/۳۳۲۶	۲/۹۰۴۵	۰/۰۰۰۴	۰/۳۵۲۱
ریسک نکول	DFR	۰/۰۹۵۸۹	۰/۰۶۴۳	۰/۵۸۸۶	۱-e۱,۸۳	۰/۱۰۹۳۷
ریسک جریان نقدی	CFR	۱/۴۳۶۸	۱/۲۸۴۹	۵/۰۸۶۶۲	۰/۳۷۷۲	۰/۷۲۸۲
ریسک نقد شوندگی	LIQ	۰/۳۰۸۱	۰/۰۰۴۰	۱۲/۳۴۲۴	۰/۰۰۰۱	۱/۵۳۳۵
ریسک عملیاتی	OPR	۰/۳۹۹۶۰	۰/۹۷۷۴	۵۴/۶۰۰۲	-۹۱/۲۵۷۱	۱۲/۲۵۰۸
ریسک بازار	MR	۰/۵۷۰۸	۰/۴۰۳۶	۲/۲۶۲۵	-۰/۳۴۱۷	۰/۶۰۳۸
سیاست تقسیم سود	DIV	۰/۰۹۱۵۶	۰/۰۸۴۳	۰/۳۲۶۸	۰	۰/۰۷۸۱
(شاخص کشش سرمایه‌گذاری)	ELS	۰/۵۰۶۵	-۰/۰۰۳	۵۸/۸۵۲۲	-۳۷/۵۳۸۲	۹/۲۴۰۱
متغیرهای مدل سرمایه‌گذاری مورد انتظار (به همراه متغیرهای کنترلی)						
اندازه شرکت(لگاریتم طبیعی)	Size	۱۴/۲۲	۱۳/۹۳۸	۱۹/۳۵	۱۰/۸۱۶	۱/۴۲۰
وجه نقد(لگاریتم طبیعی)	Cash	۱۰/۴۴۷	۱۰/۲۱۹	۱۶/۱۰۷۶	۶/۰۸۰	۱/۶۸۲
سن(لگاریتم طبیعی)	Age	۲/۸۶۷	۲/۸۳۳	۴/۱۴۳	۰/۶۹۳۱	۰/۶۳۶۲
بازده شرکت	Ret	۰/۲۱۲۶	۰/۱۴۳۶	۲/۱۰۳۸	-۱/۶۳۶	۰/۵۲۱۹
Q تو بین	Q	۱/۷۸۸۷	۱/۴۰۴	۳۷/۹۰	۰/۵۸۸۸	۲/۲۷۳
سرمایه‌گذاری دوره قبل(لگاریتم طبیعی)	Inv	۱۲/۳۵۴	۱۲/۱۴۰	۱۸/۰۳۱	۸/۰۸۳	۱/۶۸۲
اهرم مالی	Lev	۰/۵۹۵	۰/۶۰۵۱	۲/۱۷۵۸	۰/۰۹۰۳	۰/۲۰۹۱
ریسک کل	TR	۰/۲۲۷۳۷	۰/۲۰۹۹	۱/۰۸۸	۰/۰۱۵۸	۰/۱۲۰۰

همان گونه که دیده می‌شود ناکارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در ۹ سال موردبررسی، به‌صورت میانگین برابر با ۰/۴۲۲۱ بوده که این امر نشانگر سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد است. هم‌چنین متوسط شاخص کشش سرمایه‌گذاری نسبت به ارزش افزوده بازار، به‌طور متوسط

1. Dividend Policy

۰/۵۰۶۵است که وضعیت یادشده به دلیل فاصله بیشتر با عدد یک گویای عدم استفاده از فرصت‌های رشد بالقوه است. افزون بر آن، متوسط بازده نقدی شرکت‌ها (به‌عنوان شاخص سیاست تقسیم سود)، حدود ۹ درصد است. متوسط ریسک بازار شرکت‌ها نیز، ۰/۵۷۰۸ است که به دلیل پایین بودن از ریسک بازار (بتای مساوی یک) آشکار می‌شود، ماهیت سبک مدیریت ریسک شرکت‌های بورس به طورمتوسط از نوع تدافعی است. ضمن این‌که، برپایه میانگین شاخص Q توبین شرکت‌ها (که به میزان ۱/۷۸۸۷ است) می‌توان نتیجه گرفت که شرکت‌ها واجد فرصت‌های رشد سرمایه‌گذاری بوده‌اند.

آزمون ریشه واحد

باتوجه به این‌که ساختار داده‌ها از نوع پنل نامتوازن هست بنابراین برای آزمون ریشه واحد متغیرها در سطح داده‌ها تنها از آزمون فیشر[1] (افلاطونی،۱۳۹۵: ۳۸۰)استفاده‌شده و نتایج مربوط به شرح زیر است:

جدول ۳. آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش

متغیر	متغیر	آمارهt	احتمال (p-value)	نتیجه
ریسک نکول	DFR	-۶۰/۲۴۶۶	۰,۰۰۰۰	مانا
ریسک جریان نقدی	CFR	-۲/۴۴۹۲	۰/۰۰۶۴	مانا
ریسک نقد شوندگی	LIQ	-۷۲,۸۸۳	۰,۰۰۰۰	مانا
ریسک عملیاتی	OPR	-۲۸,۷۱۴	۰,۰۰۰۰	مانا
ریسک بازار	MR	-۱۲,۴۱۳۸	۰,۰۰۰۰	مانا
سیاست تقسیم سود	DIV	-۱۳,۴۰۲۳	۰,۰۰۰۰	مانا
کارایی تخصیص سرمایه(با شاخص ناکارآئی سرمایه‌گذاری)	CAE	-۱۰,۵۸۵۲	۰,۰۰۰۰	مانا
کارایی تخصیص سرمایه(با شاخص کشش سرمایه‌گذاری)	EIS	-۵۸/۱۳۴۶	۰,۰۰۰۰	مانا
تعداد مشاهدات		۱۰۲۶		

با توجه به نتایج آزمون فیشر به شرح جدول (۳) دیده می‌شود متغیرهای موردبررسی پایا هستند. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. ازاین‌رو، به لحاظ حصول اطمینان از مانایی متغیرها، آزمون هم انباشتگی پانلی و هراس از کاذب بودن رگرسیون منتفی می‌شود.

1. Fisher

تعیین تعداد وقفه بهینه

وقفه بهینه الگویPVAR برای مدل کارایی تخصیص سرمایه (با شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری) با حداکثر ۴ وقفه به شرح جدول زیر برآورد شده است:

جدول ٤. تعیین وقفه بهینه مدل‌های پژوهش(برمبنای شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری)

تعداد وقفه	ضریب تعیین(CD)	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
۱**	۰/۹۹۷۳	۱۷۲/۷۹۱	۰/۰۷۱۷۳	-۷۲۷/۲۱۵۴	-۱۲۱/۲۰۹	-۳۵۹/۹۲۸
۲	۰/۹۹۸۱	۹۲/۴۸۵۹	۰/۶۳۸۲	-۵۰۷/۵۱۸۴	-۱۰۳/۵۱۴۱	-۲۶۲/۶۶۰۱
۳	۰/۹۹۹۵	۳۵/۴۷۹۸	۰/۹۲۶۱	-۲۶۴/۵۲۲۴	-۶۲/۵۲۰۲۱	-۱۴۲/۰۹۳۲
۴	۰/۹۷۷۸	۰	۰	۰	۰	۰
متوسط زمان=۴		تعداد پانل=۱۱۴		تعداد مشاهدات= ۴۵۶		

با توجه به این‌که کمترین مقادیر برای معیارهای آکائیک (AIC)، بیزین(BIC) و حنان کوئین(HQIC) در وقفه یک رخ‌داده است، بنابراین برآورد مدل پژوهش با وقفه بهینه یک انجام شده است. هم‌چنین، برای مدل‌های پژوهش در حالت اعمال شاخص کشش سرمایه‌گذاری برای کارایی تخصیص سرمایه نیز طول وقفه بهینه، یک تعیین‌شده است[۱].

برآورد ضرایب مدلPVARپژوهش[۲]

مدل خودرگرسیون برداری پنلی با استفاده از روش GMM[۳] سیستمی به شرح جدول زیر برآورد شده است. شایان یادآوری است سطر اول برای هر متغیر، نشان‌دهنده ضرایب برآورد شده و سطر دوم نیز، آماره Z را نشان می‌دهد[۴].

---

۱. با توجه به تعیین وقفه بهینه برای مدل‌های پژوهش با شاخص کشش سرمایه‌گذاری به میزان یک، به‌جای درج جدول مربوط صرفاً به نتیجه نهایی اشاره‌شده است.

۲. خروجی نرم‌افزاری برآورد ضرایب و آماره Z مدل کارآیی تخصیص سرمایه برمبنای شاخص کشش سرمایه‌گذاری نسبت به ارزش‌افزوده بازار برای رعایت اختصار درج نمی‌شود بلکه تنها بر خروجی‌های تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس مدل تمرکز می‌شود.

3. Generalized Method of Moments

۴. ازآنجاکه مبنای مدل‌های خودرگرسیونی برداری اعم از حالت سری زمانی و یا داده‌های تابلویی براساس پیش‌بینی هست، بنابراین ضرایب مدل یادشده چندان تفسیر نمی‌شود. ضمن آن‌که به دلیل حضور متغیرهایی با وقفه زمانی تفسیر آن‌ها مشکل هست. بر همین اساس برای تفسیر خروجی‌های این روش آماری و اقتصادسنجی، از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس استفاده می‌شود(طالبلو، فرید زاد و شیخی،۱۳۹۶).

جدول ۵. ضرایب مدل و آماره Z برای مدل کارایی تخصیص سرمایه(برمبنای شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری)

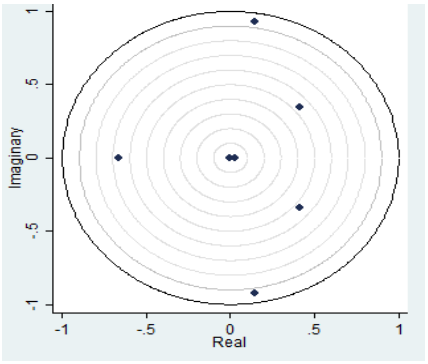
	CAE	DFR	CFR	LIQ	OPR	MR	DIV
CAE.۱L	۰/۱۲۰۴۳ ۳/۶۸	۰/۳۶۷۵ ۲/۰۹	−۰/۱۱۲۸۶ −۲/۶۶	−۰/۰۲۳۱ −۴/۴۷	۰/۰۰۰۴ ۰/۶۳	۰/۰۶۲۸ ۲/۴۱	۲/۸۹۱۴ ۱۳/۶۴
DFR.۱L	−۰/۰۶۷۹۸ −۴/۵۵	۰/۱۹۱۰ ۲/۲۳	−۰/۰۳۳۸۵ −۲/۱۹	−۰/۰۰۱۳ −۰/۵۰	−/۰۰۰۱ −۰/۴۳	−۰/۱۲۱۷ ۱۱/۷۱	۱/۱۲۱۳ ۱۰/۰۹
CFR.۱L	۰/۱۳۰۳ ۱/۶۸	−۳/۸۹۱۸ −۹/۵۹	−۰/۵۶۵۵ −۵/۳۲	۰/۰۳۳۹۷ ۲/۶۲	−۰/۰۰۰۲ −۰/۱۵	−۰/۳۲۲۳ −۶/۱۸	−۵/۷۷۸۰ −۱۱/۲۱
LIQ.۱L	−۰/۰۲۳۴ −۱/۸۵	−۰/۱۸۷۹ −۲/۸۷	−۰/۰۱۸۳ −۱/۱۹	۰/۰۰۱۱ ۰/۶۷	۰/۰۰۰۱ ۰/۶۴	−۰/۱۰۹۴ −۱۱/۲۳	−۰/۸۵۰۱ −۱۰/۲۶
OPR.۱L	−۱۷/۷۷۷۴ −۳/۹۹	−۶۹/۹۰۶۰ −۵/۶۳	۷/۵۶۳۵ ۲/۶۱	۰/۵۳۵۲ ۲/۷۸	۰/۰۳۴۹ ۰/۵	−۱۰/۸۶۲۸ −۶/۸۹	−۱۹۴/۸۸۶۱ −۱۲/۹۵
MR.۱L	۱/۳۷۹۹ ۶/۲۴	−۹/۶۴۸۰ −۱۰/۱۱	−۰/۴۴۷۲ −۲/۱۴	۰/۱۵۰۶ ۳/۲۶	−۰/۰۰۳۷ −۱/۳۸	۰/۱۶۶۲ ۱/۷۸	−۱۵/۱۶۳۵ −۱۳/۸۷
DIV.۱L	−۰/۰۹۱۸ −۶/۷۱	۰/۱۷۱۷ ۴/۲۵	۰/۰۳۰۶ ۴/۰۱	−۰/۰۰۳۹ −۱/۹۵	۰/۰۰۰۲ ۲/۴۰	−۰/۰۱۳۶ −۲/۹۲	۰/۵۳۰۹ ۱۰/۲۶

بررسی اعتبار نتایج PVAR

در راستای بررسی اعتبار مدل‌های پژوهش اگر اندازه تمام مقادیر ویژه، کمتر از یک بوده و داخل دایره واحد(یکه) قرار گیرند، در آن صورت می‌توان به اعتبار و پایداری نتایج PVAR اتکا کرد. ازاین‌رو، نتایج بررسی مدل PVAR به شرح نمودار و جداول زیر است:

جدول ٦. ریشه‌های ماتریس همراه مدل pvar با شاخص ناکارآیی سرمایه‌گذاری

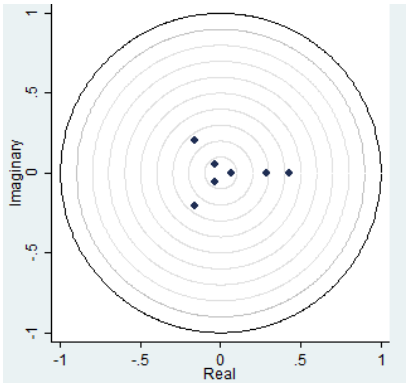
ماژول‌ها	مقدار ویژه	
	مجازی	واقعی
۰/۹۳۹۱۳۲۹	−۰/۹۲۷۷۵۴۹	۰/۱۴۵۷۴۴۳
۰/۹۳۹۱۳۲۹	۰/۹۲۷۷۵۴۹	۰/۱۴۵۷۴۴۳
۰/۶۶۴۱۸۵۴	۰	−۰/۶۶۴۱۸۵۴
۰/۵۳۷۰۸۰۹	۰/۳۴۴۴۰۹۴	۰/۴۱۲۱۱۴۱
۰/۵۳۷۰۸۰۹	−۰/۳۴۴۴۰۹۴	۰/۴۱۲۱۱۴۱
۰/۰۲۹۰۲۸	۰	۰/۰۲۹۰۲۸
−۰/۰۰۱۵۷۲۳	۰	۰/۰۰۱۵۷۲۳



نمودار ۱. شرط پایداری مقادیر کارآیی تخصیص سرمایه با شاخص ناکارآیی سرمایه‌گذاری

جدول ۷. ریشه‌های ماتریس همراه مدل pvar با شاخص کشش سرمایه‌گذاری

ماژول ها	مقدار ویژه	
	مجازی	واقعی
۰/۴۲۹۹۰۳۲	۰	۰/۴۲۹۹۰۳۲
۰/۲۸۵۴۱۵۳	۰	۰/۲۸۵۴۱۵۳
-۰/۱۵۸۵۲۹۱	-۰/۲۶۰۴۵۶۴	۰/۲۶۰۴۵۶۴
-۰/۱۵۸۵۲۹۱	۰/۲۶۰۴۵۶۴	۰/۲۶۰۴۵۶۴
-۰/۰۳۶۹۹۷۶	-۰/۰۵۳۳۴۲۴	۰/۰۶۴۹۱۷۳
-۰/۰۳۶۹۹۷۶	۰/۰۵۳۳۴۲۴	۰/۰۶۴۹۱۷۳
۰/۰۶۴۴۲۰۴	۰	۰/۰۶۴۴۲۰۴



نمودار ۲. شرط پایداری مقادیر کارآیی تخصیص سرمایه با شاخص کشش سرمایه گذاری

با توجه به این‌که همه مقادیر ویژه مدل‌های کارایی تخصیص سرمایه (برمبنای شاخص‌های ناکارایی سرمایه‌گذاری و کشش سرمایه‌گذاری به ارزش افزوده) به شرح نمودار(۱) و جدول(۷) درون دایره واحد قرار دارند. بنابراین شرط پایداری اعتبار مدل‌های PVR قابل تأیید است[۱].

توابع واکنش آنی

پس از تخمین مدل، با ابزار تابع واکنش آنی به اندازه یک انحراف معیار در دوره‌های مشخص تکانه ایجاد و سپس واکنش متغیرها با فرض ثابت بودن اثر سایر متغیرها به هر تکانه ارزیابی می شود.

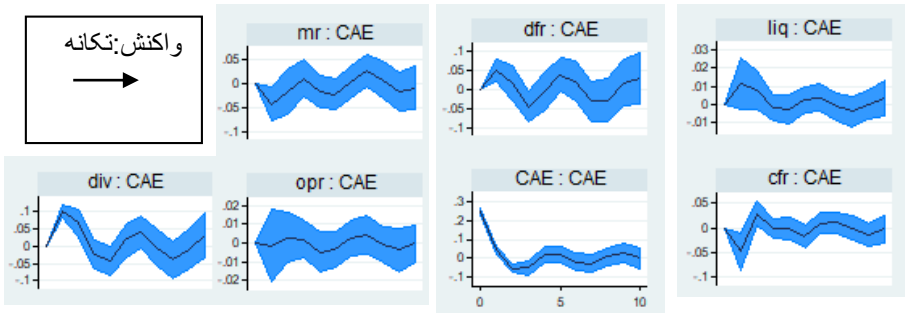
اثر تکانه‌های متغیرها بر کارایی تخصیص سرمایه‌گذاری بر مبنای شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری(CAE)

اثر تکانه‌های متغیرهای پژوهش به اندازه یک انحراف معیار در ۱۰ دوره با نرم افزار استاتا در سطح خطای ۵درصد محاسبه شده در هرطرف با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو با ۲۰۰ بار تکرارا برآورد شده است که برای رعایت اختصار نتیجه تابع واکنش آنی (IRFs) در خروجی نرم افزار که برای ۱۰ دوره محاسبه شده، برای۵ دوره (شامل دوره‌های صفر، یک، ۲، ۵ و ۱۰) در قالب جدول زیر نمایش داده می‌شود.

جدول ۸ اثر تکانه‌های متغیرهای پژوهش بر کارایی تخصیص سرمایه(با شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری)

واکنش		ضربه(تکانه)						
	دوره	CAE	CFR	DFR	DIV	LIQ	MR	OPR
CAE	۰	۰/۲۴۸۴	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	۱	۰/۰۴۱۷	-۰/۰۴۸۱	۰/۰۴۹۶	۰/۱۰۲۳	۰/۰۱۱۳	-۰/۰۴۲۷	-۰/۰۰۱۴۲
	۲	-۰/۰۵۲	۰/۰۳۰۰۸	۰/۰۱۵۶۰	۰/۰۶۸۷	۰/۰۰۸۰	-۰/۰۱۸۱۹	۰/۰۰۳۰
	۵	۰/۰۱۸۹	-۰/۰۱۷۲	۰/۰۳۹۸	۰/۰۱۵۷	۰/۰۰۲۳	-۰/۰۲۳۱	-۰/۰۰۳۴
	۱۰	۰/۰۰۱۳	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۳۰۲	۰/۰۳۲۶	۰/۰۰۳۴	-۰/۰۱۰۶	-۰/۰۰۰۱

۱. شایان یادآوری است در انجام آزمون‌های مدل براساس شاخص «درصد سود تقسیمی به سود هر سهم» ، شرط پایداری و تأیید اعتبار مدل احراز نشده، اما با آزمون مدل براساس نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها(به‌عنوان شاخص جایگزین بازده نقدی)، شرط پایداری همانند شاخص بازده نقدی به‌عنوان شاخص‌های دیگر سیاست تقسیم سود برقرار شد.



نمودار ۳. اثر تکانه متغیرهای پژوهش بر کارآیی تخصیص سرمایه(باشاخص ناکارآیی سرمایه گذاری) در سطح خطای ۵درصد محاسبه شده در هرطرف با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو با ۲۰۰ بار تکرار

همان‌گونه در جدول ۷ و نمودار ۳ (محور X: دوره و محورY: میزان واکنش)، مشاهده می‌شود تکانه خود ناکارایی سرمایه‌گذاری(ستون اول از بخش تکانه‌ها)در دوره صفر(جاری) باعث افزایش خود متغیر یادشده به اندازه ۰/۲۴۸۴ واحد می شود.

درحالی که با شوک سایر متغیرها (ستون های ۲ تا ۶) در دوره صفر، هیچ تغییری در کارایی تخصیص سرمایه ایجاد نمی شود. واکنش کارایی یادشده به تغییرات ناگهانی در ریسک‌های مالی طی دوره یک نیز محدود و(از چپ به راست جدول) به ترتیب به میزان ۰/۰۴۸۱- ، ۰/۰۴۹۶ ،، ۰/۰۱۱۳ ، ۰/۰۴۲۷- و ۰/۰۰۱۴- واحد رخ می‌دهد که این وضع بیانگر عدم تشدید واکنش« ناکارایی سرمایه‌گذاری» بر اثر تکانه‌های ریسک های مالی در دوره یک است. در مقابل بیشترین واکنش ناکارایی سرمایه‌گذاری به تکانه سیاست تقسیم سود(به میزان ۰/۱۰۲۳) رخ داده است.

به این معنی که تکانه سیاست تقسیم سود می‌تواند منجر به افزایش ناکارایی سرمایه گذاری شود. شایان ذکر است اثر تکانه ریسک‌های جریان نقدی، عملیاتی، نقدشوندگی و تکانه خود ناکارایی سرمایه‌گذاری تا پایان دوره دهم خنثی می‌شود ولی همگرایی با صفر در تکانه‌های سیاست تقسیم سود، ریسک بازار و ریسک نکول در دوره دهم نیز محقق نمی‌شود. افزون بر آن در مجموع در دوره اول با تکانه ریسک‌های جریان نقدی و بازار، شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری واکنش منفی(سرمایه‌گذاری کمتر از حد) به صورت محدودی داشته و در مقابل نسبت به تکانه خود و تکانه ریسک‌های نکول و نقدشوندگی واکنش مثبت (سرمایه‌گذاری بیشتراز حد) و لو به صورت جزئی رخ داده است[۱].

---

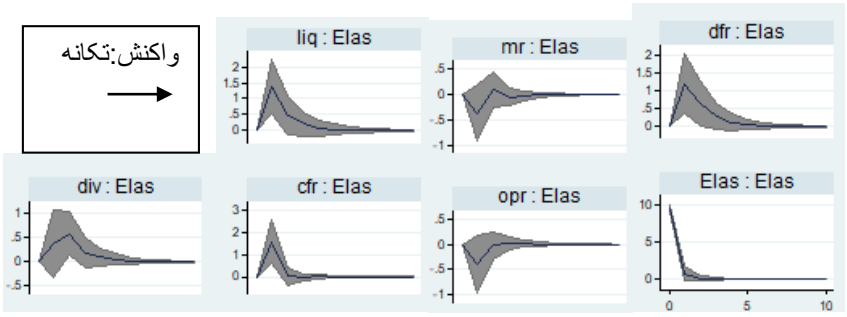
۱. واکنش‌های مربوط به دوره دوم نیز بیشتر به شرح روند دوره اول قابل‌تحلیل است.

اثر تکانه متغیرها بر کارایی تخصیص سرمایه (بر مبنای شاخص کشش سرمایه‌گذاری به ارزش افزوده)

مقادیر واکنش آنی کارایی تخصیص سرمایه بر پایه شاخص کشش سرمایه‌گذاری به ارزش افزوده به شرح جدول (۹) است:

جدول ۹. اثرتکانه متغیرهای پژوهش بر کارایی تخصیص سرمایه(با شاخص کشش سرمایه‌گذاری)

واکنش		ضربه(تکانه)						
	دوره	ELS	CFR	DFR	DIV	LIQ	MR	OPR
ELS	۰	۹.۴۴۳۳۶۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	۱	.۷۱۶۷۵۲	۱.۵۴۸۸۵	۱.۲۰۶۲۲۸	.۳۷۳۶۱۴۷	۱.۳۷۶۳۱۵	-.۳۵۸۷۴۶۸	-.۳۹۱۲۰۶۱
	۲	.۱۴۳۶۹۳	.۰۰۸۱۷۲	.۶۴۳۲۵۱	.۵۹۱۶۰۹۲	.۴۶۵۱۴۵	.۱۰۴۲۳۵۱	-.۰۲۰۵۰۹۳
	۵	.۰۰۷۹۴۹	-.۰۰۷۳۵	.۰۵۳۴۳۱	.۰۴۷۳۵۷	.۰۳۳۵۹۱	-.۰۱۰۷۸۶	.۰۰۳۹۷۳۱
	۱۰	.۰۰۰۰۹۶	-.۰۰۰۱۳	.۰۰۰۸۱۰	.۰۰۰۷۰۸۹	.۰۰۰۴۷۳	-.۰۰۰۲۴۸۳	.۰۰۰۰۷۰۹



نمودار ٤. اثر تکانه متغیرهای پژوهش بر کارآیی تخصیص سرمایه(باشاخص کشش سرمایه‌گذاری به ارزش افزوده) در سطح خطای ۵ درصد محاسبه شده در هرطرف با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو با ۲۰۰ بار تکرار

برابر جدول (۹) و نمودار(۴) (محورX : دوره و محور Y: میزان واکنش) مشاهده می‌شود که اثر تکانه خود کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده در دوره‌های صفر و واکنش سایر متغیرها در دوره یک شدید و سپس بیشتر از دوره۴ اثرتکانه‌ها تا به سمت صفر همگرا می‌شود. با این تفاوت که شدت واکنش و دوره همگرایی نسبت به مدل قبلی زودتر و در محدوده ۴ دوره رخ می‌دهد.

تجزیه واریانس

تجزیه واریانس کارایی تخصیص سرمایه(با شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری)

واریانس ناشی از تکانه‌های متغیرهای پژوهش بر کارایی تخصیص سرمایه که برای ۱۰ دوره محاسبه شده است که برای رعایت اختصار در جدول (۱۰)، تنها برای دوره‌های ۰، ۱، ۵ و ۱۰ نمایش و تحلیل می‌شود [۱].

جدول ۱۰. تجزیه واریانس ناشی از تکانه متغیرهای پژوهش بر ناکارایی سرمایه‌گذاری

واکنش		ضربه(تکانه)						
	دوره	CAE	DFR	CFR	LIQ	OPR	MR	DIV
CAE	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	۵	۰/۷۰۹۵	۰/۰۴۸۲	۰/۰۳۳۰۷	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۲۵۹	۰/۱۸۰۸
	۱۰	۰/۶۵۱۵	۰/۰۸۰۶	۰/۰۳۵۵	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۰۸	۰/۰۳۶۲	۰/۱۹۳۲

جدول(۱۰) نشان‌گر این است که با تکانه ایجادشده در دوره اول سهم سایر متغیرها در توضیح تغییرات کارایی تخصیص سرمایه صفر بوده و ۱۰۰درصد تغییرات ناکارایی یادشده با تکانه ناشی از خود شاخص یادشده قابل بیان است. وضعیت بیان شده با گذشت زمان متفاوت می‌شود. طوری‌که در دوره‌های ۵ و ۱۰ سهم خود ناکارایی سرمایه‌گذاری(CAE) در توضیح تغییراتش به ترتیب به ۰/۷۰۹۵ و ۰/۶۵۱۵ کاهش می‌یابد. در مقابل، سهم پرتفوی ریسک‌های مالی در توضیح تغییرات ناکارایی سرمایه‌گذاری در دوره ۵ به حدود ۱۱ درصد و در دوره ۱۰ نیز به ۱۶ درصد می‌رسد. سهم سیاست تقسیم سود نیز در دوره ۵ بیشتر از سهم پرتفوی ریسک‌های مالی و بالغبر ۰/۱۸۰۸ می‌شود که در دوره ۱۰به ۱۹/۳۲ درصد افزایش می‌یابد.

تجزیه واریانس کارایی تخصیص سرمایه (برمبنای شاخص کشش سرمایه‌گذاری)

در این بخش تجزیه واریانس مدل پژوهش کارایی تخصیص سرمایه(با شاخص کشش سرمایه‌گذاری) برای ۱۰ دوره محاسبه‌شده که برای رعایت اختصار نتایج مربوط به دوره‌های ۱، ۵ و ۱۰ به شرح جدول زیر ارایه می‌شود:

جدول ۱۱. تجزیه واریانس کارایی تخصیص سرمایه برمبنای شاخص کشش سرمایه‌گذاری

واکنش		ضربه(تکانه)						
	دوره	ELS	DFR	CFR	LIQ	OPR	MR	DIV
ELS	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	۵	۰/۹۲۴۲	۰/۰۲۰۲۳	۰/۰۲۴۷	۰/۰۲۲۳	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۵۵
	۱۰	۰/۹۲۴۱	۰/۰۲۰۳	۰/۰۲۴۷	۰/۰۲۲۳	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۵۵

۱. برای رعایت اختصار تنها به تکانه و واکنش‌های مربوط به دوره‌های ۱، ۵ و ۱۰، تمرکز می‌شود.

همان‌گونه که در جدول (۱۱) دیده می‌شود بیش از ۹۲ درصد تغییرات کشش سرمایه‌گذاری در ۱۰ دوره با تغییرات خود متغیر یادشده توضیح داده می‌شود. شایان بیان است سهم سیاست تقسیم سود برخلاف مدل معیار اول کارایی تخصیص سرمایه (ناکارایی سرمایه‌گذاری)کمتر از سهم پرتفوی ریسک‌های مالی و طی دوره‌های ۵ تا ۱۰ تا حدودی ثابت(و به میزان ۰/۰۰۵۵) است.

تجزیه واریانس ریسک‌های مالی برمبنای مدل شاخص اول کارایی تخصیص سرمایه(ناکارایی سرمایه‌گذاری)

در راستای عملیاتی شدن وجه امکان بررسی روابط متقابل ریسک بارویکردERM، با استفاده از ابزار تجزیه واریانس، روابط بین هریک از اجزای پرتفوی ریسک‌های مالی با سایر متغیرهای مدل اول بررسی‌شده که تحلیل یافته‌ها به شرح جدول (۱۲) است:

جدول ۱۲. تجزیه واریانس ریسک‌های مالی (برمبنای شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری)

واکنش		ضربه(تکانه)						
متغیر	دوره	CAE	DFR	CFR	LIQ	OPR	MR	DIV
DFR	۱	۰/۱۰۶۴	۰/۸۹۳۶	۰	۰	۰	۰	0
	۵	۰/۱۶۰۸	۰/۳۹۲۴	۰/۰۳۵۸	۰/۰۰۲۳۹	۰/۰۰۵۰	۰/۱۸۸۷	۰/۲۱۴۹۱
	۱۰	۰/۱۶۶۴	۰/۳۶۰۲	۰/۰۳۳۱	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۴۳	۰/۱۴۶۲	۰/۲۸۶۸
CFR	۱	۰/۰۲۳۳	۰/۱۶۶۸	۰/۸۰۹۹	۰	۰	۰	۰
	۵	۰/۱۲۸۵	۰/۲۵۹۹	۰/۳۱۳۸	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۳۳	۰/۰۹۸۹	۰/۱۹۳۸
	۱۰	۰/۱۴۵۰	۰/۲۸۶۵	۰/۲۱۳۹	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۳۳	۰/۰۹۷۱	۰/۲۵۱۸
LIQ	۱	۰/۰۷۳۴	۰/۲۲۱۱	۰/۰۳۴۷	۰/۶۷۰۷	۰	۰	۰
	۵	۰/۱۳۷۲	۰/۳۰۲۵	۰/۰۵۷۸	۰/۱۰۲۰	۰/۰۰۵۵	۰/۲۰۰۹	۰/۱۹۴۱
	۱۰	۰/۱۵۵۱	۰/۳۰۲۶	۰/۰۴۶۲	۰./۰۶۳۹	۰/۰۰۴۶	۰/۱۵۳۲	۰/۲۷۴۲
OPR	۱	۰/۱۰۹۳	۰/۰۱۶۳	۰/۰۱۳۰	۰/۰۷۱۸	۰/۷۸۹۵	۰	۰
	۵	۰/۱۶۹۸	۰/۱۶۶۵۴	۰/۰۲۶۶	۰/۰۳۱۲	۰/۳۳۳۲	۰/۰۶۲۰	۰/۲۱۲۵
	۱۰	۰/۱۷۹۳۸	۰/۲۲۲۳	۰/۰۳۰۲۲	۰/۰۲۱۷	۰/۲۲۱۵	۰/۰۷۸۸	۰/۲۴۶۰
MR	۱	۰/۰۱۳۹	۰/۰۶۷۷	۰/۱۵۹۷	۰/۰۰۱۶	۰/۰۲۹۳۵	۰/۷۲۷۷	۰
	۵	۰/۱۶۴۲	۰/۲۶۶۹	۰/۰۴۵۰۸	۰/۰۰۳۶۷	۰/۰۰۷۳	۰/۲۴۴۶	۰/۲۶۷۹
	۱۰	۰/۱۸۸۵	۰/۲۷۴۶	۰/۰۴۳۶	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۶۵	۰/۲۰۵۲۰	۰/۲۷۸۰

همان‌گونه که در جدول(۱۲) مشاهده می‌شود بیشترین تغییرات پرتفوی ریسک‌های مالی در دوره اول متأثر از شوک‌های ناشی از خود ریسک‌های یادشده است. طوری‌که حدود ۸۰درصد تغییرات ریسک نکول، ۸۱ درصد تغییرات ریسک جریان نقدی، ۶۷درصد تغییرات ریسک نقدشوندگی، ۷۹ درصد تغییرات ریسک عملیاتی و ۷۳ درصد تغییرات ریسک بازار در دوره اول ناشی از تکانه خود ریسک‌های یادشده قابل توضیح است که این روند در دوره‌های بعد معکوس می‌شود. به‌گونه‌ای‌که در دوره‌های ۵ و ۱۰، سهم هریک از ریسک‌ها به‌طور متوسط حدود ۵۰ درصد کاهش‌یافته و در مقابل سهم سایر ریسک‌ها و ناکارآئی سرمایه‌گذاری بیشتر می‌شود. بر این مبنا، در دوره ۱۰مجموع سهم توضیح دهندگی تغییرات هریک از ریسک‌ها براثر تغییرات سایر ریسک‌ها(با میزانی قریب به ۳۰ درصد) و سهم ناکارایی سرمایه‌گذاری نیز حدود ۱۶ درصد می‌شود و باقی سهم توضیح دهندگی متعلق به خود ریسک‌ها و سیاست تقسیم سود(به‌طور متوسط ۰/۲۶۷۲) است. توضیح این‌که سهم سیاست‌های تقسیم سود به شرح جدول بالا در طول زمان افزایشی است. طوری که از سهم ۰٪ دوره اول، به‌صورت میانگین به ۰/۱۷۳۲ در دوره ۵ و ۰/۲۶۷۲ در دوره ۱۰ افزایش می‌یابد. درحالی‌که در مدل دوم قریب به ۸۴٪ تغییرات ریسک‌های مالی در دوره ۱۰ با تکانه(تغییرات) خود ریسک‌ها توضیح داده می‌شود[1] و از ۱۶ درصد تغییرات ریسک‌های یادشده نیز به‌طور متوسط حدود ۹ درصد با تکانه ریسک نکول و حدود ۴ درصد هم با تکانه ریسک جریان نقدی قابل توضیح است، سهم خود شاخص سرمایه‌گذاری حدود صفر می‌باشد. بنابراین در مدل بیان شده باوجود شدت واکنش‌ها به تکانه متقابل ریسک‌ها برپایه تابع واکنش آنی، روابط متقابل بین ریسک‌ها نسبت به مدل اول معیار کارایی تخصیص سرمایه پایین است.

تطبیق یافته‌های پژوهش

باوجود تفاوت درروش برآورد مدل‌ها، تعدد متغیرها و رویکرد پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌های پیشین، در رابطه با تطبیق یافته‌ها، موارد زیر قابل‌طرح است:

۱) طبق تابع واکنش آنی مدل کارایی تخصیص سرمایه (برمبنای شاخص کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده بازار)، با تکانه ریسک نقدشوندگی در دوره اول ، شاخص کشش سرمایه‌گذاری

---

۱. در این رابطه تنها به بیان تیجه کلی تجزیه واریانس ریسک‌های مالی در مدل معیار دوم کارآیی تخصیص سرمایه(با شاخص کشش سرمایه‌گذاری) اکتفا می‌شود.

با واکنش شدیدی مواجه می‌شود که این وضعیت با یافته‌های پژوهش شیخ(۲۰۱۵) و شیانگ و سو (۲۰۱۴) مبنی بر تأثیر نقدشوندگی بر کارایی تخصیص سرمایه همگرا است.

۲) با توجه به سهم ۱۳ تا ۱۹ درصدی سیاست تقسیم سود در توضیح تغییرات کارایی تخصیص سرمایه برپایه شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری در دوره اول تا دهم و حسب واکنش مثبت(حدود۱۰ درصدی) به تکانه سیاست تقسیم سود در دوره اول و دوم مدل معیار یادشده، آشکار می‌شود که سیاست تقسیم سود می‌تواند باعث تشدید ناکارایی سرمایه‌گذاری (از نوع بیش سرمایه‌گذاری- طبق تابع واکنش آنی) شود که یافته یادشده در طول دوره‌های گفته شده مغایر یافته پژوهش‌های چان، سانگ و فن(۲۰۱۶)، تقی زاده خانقاه، انورخطیبی و شهدآور (۱۳۹۸) و بادآور نهندی، تقی زاده و متقی (۱۳۹۸)، است. از طرف دیگر برمبنای تابع واکنش آنی مدل معیار دوم کارایی تخصیص سرمایه (شاخص کشش سرمایه‌گذاری) با تکانه سیاست تقسیم سود، کشش سرمایه‌گذاری در دوره اول حدود ۰/۳۷۴ واحد و در دوره دوم نیز حدود ۰/۵۹۲ واحد واکنش مثبت داشته است که این امر گویای هم‌سوئی با پژوهش‌های یادشده و پژوهش بونایمی و همکاران (۲۰۱۱) است.

۳) با توجه به روند صعودی سهم کارایی تخصیص سرمایه (با شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری) در توضیح تغییرات عمده ریسک‌های مالی(به شرح جدول۱۲)، برخلاف نتیجه پژوهش‌های جبار و عبدالقادر (۲۰۱۵) و صیادی، دستگیر و علی احمدی(۱۳۹۷)، کارایی تخصیص سرمایه‌گذاری (به‌عنوان عنصر اساسی ERM)در تغییر وضعیت ریسک‌ها مؤثر است. ضمن این‌که بر پایه تحلیل تابع واکنش آنی در مدل کشش سرمایه‌گذاری، نتایج بیانگر مؤثر بودن تکانه کارایی تخصیص سرمایه بر تغییر وضعیت ریسک‌ها است. ولی براساس تجزیه واریانس، سهم شاخص یادشده در توضیح تغییرات ریسک‌های مالی حدود صفر است که از این دیدگاه با نتایج پژوهش‌های بالا همسان است.

نتیجه‌گیری و بحث

کمیابی منابع مالی، انتظارات ذینفعان متعدد از کیفیت تشکیل و تخصیص سرمایه، تعدد کارکردهای عامل سرمایه(مانند تأمین مالی، بهره‌برداری از فرصت‌های رشد، سلامت مالی و بهبود رتبه اعتباری) و ضرورت ارزش آفرینی پایدار ایجاب می‌کند که تخصیص سرمایه در بنگاه‌ها به صورت کارا انجام پذیرد. به همین منظور با بهره‌گیری از تئوری‌های مرتبط، ازجمله تئوری مالی‌شرکتی، تئوری مدیریت ریسک،

تئوری مدیریت ریسک یکپارچه، تئوری بودجه‌بندی سرمایه‌ای و تئوری‌های تقسیم سود، اثرتکانه ریسک‌های مالی(بارویکرد ERM) و سیاست‌های تقسیم سود بر کارایی تخصیص سرمایه بررسی‌شده است. نخست برپایه آمار توصیفی مشاهده شد، متوسط ناکارایی سرمایه‌گذاری و کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده در ۹ سال مورد بررسی(۱۳۹۶-۱۳۸۸) به ترتیب ۰/۴۲۲۱(بیش‌سرمایه‌گذاری) و ۰/۵۰۶۵ بوده است که این وضعیت با توجه به مقدار متوسط شاخص Q=۱/۷۸۷توبین نشانگر عدم استفاده از فرصت‌های رشد بازار در شرکت‌ها بوده است. در ضمن میزان بازده نقدی به‌عنوان شاخص سیاست تقسیم سود (که از آن به ریسک نقدی نیز تعبیر می‌شود) ۹٪ و بازده بازار در مدت گفته شده، حدود ۲۱٪ بوده است. افزون بر آن، میزان متوسط شاخص ریسک بازار (بتا) ۰/۵۷۰۸ و کمتر از ریسک بازار (رقم یک) است. به این معنی که رویکرد بیشتر شرکت‌ها در مدیریت ریسک، تدافعی بوده است.

در ادامه برای برآورد مدل خود رگرسیون برداری پنلی، نخست آزمون مانایی متغیرها با آزمون فیشر انجام و از نظر تأیید مانا بودن نیاز به آزمون هم‌انباشتگی پانلی و هراس از کاذب بودن رگرسیون منتفی شد. سپس مدل‌های PVAR کارایی تخصیص سرمایه بر مبنای دو شاخص «ناکارایی سرمایه‌گذاری- به‌عنوان معیار سطح بهینگی سرمایه‌گذاری» و «کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده بازار -به‌عنوان نمایانگر کیفیت سرمایه‌گذاری» برآورد و پس‌ازآن، در وقفه بهینه یک آزمون شرط پایداری انجام و اعتبار مدل‌های مربوط تأیید شد. سرانجام با استفاده از ابزارهای تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس مدل خودرگرسیون پنلی(PVAR)، تحلیل شد که نتایج حاصل‌شده به شرح زیر موردبحث قرار می‌گیرد:

الف) با استفاده از ابزار تابع واکنش آنی(IRFs) در مدل‌های هر دو شاخص کارایی تخصیص سرمایه مشخص شد:

۱/الف) میزان واکنش ناکارایی سرمایه‌گذاری(مدل اول) در دوره اول به تکانه هریک از ریسک‌های مالی محدود و در دامنه (۰/۰۴۹۶ تا ۰/۰۴۸۱-) واحد و هم‌چنین واکنش به تکانه سیاست تقسیم سود ۰/۱۰۴۵ واحد است. ازاین‌رو، پایین بودن میزان واکنش به تکانه ریسک‌های مالی در مدل اول گویای عدم تأثیر محسوس ریسک‌های مالی در تشدید ناکارایی‌های سرمایه‌گذاری در مقایسه با سیاست تقسیم سود است.

۲/الف) اثرتکانه ریسک اعتباری، ریسک جریان نقدی و سیاست تقسیم سود در پایان دوره دهم با صفر (میرا) همگرا نمی‌شود که این امر گویای ماندگاری اثر تکانه ریسک‌های یادشده و سیاست تقسیم سود بر وضعیت ناکارایی سرمایه‌گذاری است.

۳/الف) نظر به واکنش مثبت ناکارایی سرمایه‌گذاری به تکانه ریسک‌های نکول، نقدشوندگی و سیاست تقسیم سود می‌توان گفت که وضعیت ناکارایی سرمایه‌گذاری دوره اول از نوع سرمایه‌گذاری بیش از حد است و با توجه به واکنش معکوس به تکانه ریسک‌های جریان نقدی و بازار، درواقع می‌توان اشاره داشت ناکارایی سرمایه‌گذاری از نوع سرمایه‌گذاری کمتر از حد (البته در سطح نازل) رخ‌داده است. در ضمن با توجه به نزدیک به صفر بودن میزان واکنش به تکانه ریسک عملیاتی می‌توان اظهار داشت که ناکارایی سرمایه‌گذاری با پذیرش ریسک یادشده قابل‌بهبود است. به تعبیری، صفر بودن مقدار باقی‌مانده مدل سرمایه‌گذاری مورد انتظار به مفهوم کارا (بهینه) شدن سرمایه‌گذاری است.

۴/الف) واکنش کارایی تخصیص سرمایه در مدل دوم (با شاخص کشش سرمایه‌گذاری) به تکانه خود(۹/۴۴۳ واحد) و تکانه ریسک‌های مالی و سیاست تقسیم سود در دوره اول شدیدتر از مدل اول و بین (۱/۵۴۸۸ تا ۰/۳۹۱۲-) واحد است.

۵/الف) در مدل مذکور واکنش به تکانه ریسک‌های نکول، جریان نقدی و نقد شوندگی در دوره اول مثبت بوده که بیشترین اثر مربوط به ریسک جریان نقدی و ریسک نقدشوندگی با مقادیری به ترتیب ۱/۵۴۹ و ۱/۳۷۶ واحد است. هم‌چنین واکنش شاخص کشش سرمایه‌گذاری به تکانه ریسک‌های بازار و عملیاتی منفی و به ترتیب به میزان ۰/۳۵۹- و ۰/۳۹۱- است.

۶/الف) همانند وضعیت مدل اول، شاخص کشش سرمایه‌گذاری نیز به تکانه تقسیم سود واکنش مثبت (به میزان ۰/۳۷ واحد) داشته است. با این تفاوت که در مدل اخیر کمترین واکنش بین متغیرهای مدل کشش سرمایه‌گذاری متعلق به سیاست تقسیم سود است درحالی‌که در مدل اول، سیاست تقسیم سود بیشترین تأثیر را نسبت به سایر متغیرها بر شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری داشته است.

۷/الف) شدت و دوره تعدیل اثرتکانه‌ها در مدل دوم به‌مراتب بیشتر و زودتر از مدل اول و به‌طور متوسط در حدود ۴ دوره است.

ب) با استفاده از ابزار تجزیه واریانس(Fevd)، تکانه (هم‌زمان) به ریسک‌های مالی و سیاست‌های تقسیم سود و خود کارایی تخصیص سرمایه (برمبنای شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری) به‌اندازه یک انحراف معیار اعمال و آشکار شد:

۱/ب)سهم خود ناکارایی سرمایه‌گذاری در توضیح تغییراتش در دوره یک ۱۰۰ درصد بوده که در دوره‌های ۵ و ۱۰، سهم مزبور به ۰/۷۰۹۵ و ۰/۶۵۱۵ کاهش می‌یابد. در مقابل،

سهم پرتفوی ریسک‌های مالی در توضیح تغییرات ناکارایی سرمایه‌گذاری از حدود ۱۱ درصد دوره ۵ به ۱۶درصد در دوره ۱۰ می‌رسد.

۲/ب) سهم سیاست تقسیم سود که در دوره ۵ بیشتر از سهم ریسک‌های بالا بوده است، از ۱۸ درصد دوره ۵ به ۱۹/۳۲ درصد در دوره ۱۰ افزایش می‌یابد.

ازاین‌رو، با توجه به سهم بالای خود ناکارایی سرمایه‌گذاری در توضیح تغییراتش، به نظر می‌رسد بنگاه‌ها در صورت عدم مراقبت لازم با ناکارایی سرمایه‌گذاری پایدار روبرو می‌شوند.

۳/ب) در تجزیه واریانس مدل دوم با شاخص کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده بازار نیز ، ۹۲ درصد تغییرات کارایی یادشده تا دوره دهم با تغییرات خود شاخص کشش سرمایه‌گذاری قابل توضیح است. ضمن این‌که سهم توضیح‌دهندگی سیاست تقسیم سود در تغییرات شاخص کشش سرمایه‌گذاری برخلاف مدل اول پایین و حدود یک درصد است. بر این اساس، بنگاه‌ها در فرایند تخصیص منابع مالی، قبل از همه متغیرها باید بر روند بهینگی و کیفیت تخصیص سرمایه تمرکز ویژه‌ای معمول کنند.

ج) در راستای تحلیل بارویکرد مدیریت ریسک یکپارچه(ERM) می‌توان مباحث زیر را مدنظر قرارداد:

۱/ج) اگرچه طبق نتایج تابع واکنش آنی، با تکانه‌های انفرادی نقش ریسک‌های مالی در ایجاد واکنش شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری پایین و نامحسوس بوده است، ولی با ایجاد تکانه‌های همزمان برمبنای ابزار تجزیه واریانس، امکان تحلیل اثرتکانه ریسک‌های مالی و روابط متقابل آن‌ها (در قالب پرتفوی) فراهم می‌شود. زیرا سهم پرتفوی ریسک‌های مالی در توضیح تغییرات ناکارایی سرمایه‌گذاری (به شرح بند ب نتیجه‌گیری و بحث) باگذشت زمان افزایش می‌یابد. ازاین‌رو، با ابزار یادشده زمینه اتخاذ رویکرد ERM تسهیل می‌شود. به این مفهوم با رویداد گفته شده، ضمن این‌که بستر اجتناب از جزءنگری در مدیریت ریسک مالی فراهم می‌شود، امکان کل‌نگری و مدیریت هم‌زمان (مدیریت ریسک‌ها در قالب پرتفوی)، تحلیل حساسیت و اولویت‌بندی ریسک‌ها فراهم می‌شود.

۲/ج) در راستای تحلیل روابط متقابل ریسک‌های مالی برمبنای تجزیه واریانس مشخص شد حدود ۷۰ درصد تغییرات هر یک از ریسک‌ها در مدل اول، با تغییرات خودشان در دوره اول قابل توضیح بوده که این روند از دوره دوم تغییر و به حدود۲۴٪ در دوره ۱۰کاهش و در مقابل

میانگین سهم توضیح‌دهندگی سایر ریسک‌ها، سیاست تقسیم سود و ناکارایی سرمایه‌گذاری نیز به ترتیب به حدود ۳۰٪، ۲۹٪ و۱۷٪در دوره دهم افزایش می‌یابد.

بنابراین، طبق تجزیه واریانس در صورت هم‌زمانی تکانه‌ها، اثر پرتفوی ریسک‌های مالی بر ناکارایی سرمایه‌گذاری از دوره دوم به بعد بیشتر می‌شود. درحالی‌که این وضعیت در مدل دوم معکوس است. ازاین‌رو، براساس مدل اول باقابلیت‌های روش خودرگرسیون برداری پنلی زمینه برای پیاده‌سازی ERM (جهت تحلیل حساسیت، بررسی روابط متقابل و پویای ریسک‌های مالی و اولویت‌بندی ریسک‌ها) و گرفتن سیاست تقسیم سود مؤثر فراخور وضعیت ریسک‌های مالی و کیفیت تخصیص سرمایه فراهم می‌شود.

با توجه به مباحث و نتایج بالا، پیشنهاد می‌شود :

۱) برای تسهیل کارایی تخصیصی بازار (در سطح کلان) از طریق حضور بنگاه‌های واجد تخصیص سرمایه‌ی کارآ در بازار سرمایه ، الزامات کنترلی و یا سازوکارهای تشویقی در شرایط پذیرش و حضور شرکت‌ها در تابلوهای متعدد بورس اوراق بهادار برای پیاده‌سازی نظام مدیریت ریسک‌های مالی بارویکردERM ، از جانب مقام ناظر بازار سرمایه وضع شود.

۲) با توجه به مقدار بتای کمتر از بتای بازار شرکت‌های بورسی (در دوره مورد مطالعه)، لازم است شرکت‌ها در کاربست سبک سنتی مدیریت ریسک‌های مالی، تجدید نظر کرده و به‌جای آن با الگوگیری از چهارچوب‌های ابلاغی به نهادهای پولی جهت اجرای آزمون بحران، از سبک ERM برای تحلیل حساسیت ریسک‌های مالی و کسب پاداش از فرصت‌های موجود در ریسک‌ها بهره گیرند.

۳) با توجه به تأثیر تکانه انفرادی سیاست تقسیم سود در مدل‌های کارایی تخصیص سرمایه و هم‌چنین نظر به سهم افزایشی عامل یادشده در توضیح تغییرات ریسک‌های مالی، در تنظیم سطح بهینه تخصیص سرمایه و مدیریت ریسک‌های مالی بر وضعیت عامل گفته شده تمرکز جدی معمول شود.

۴) با توجه به سهم چشمگیر مقادیر گذشته شاخص کشش سرمایه‌گذاری در توضیح تغییرات خود، سیاست‌گذاری تخصیص سرمایه با پایش وضعیت ارزش‌افزوده بازار و روند کشش سرمایه‌گذاری صورت پذیرد.

۵) به منظور شفاف سازی کیفیت مدیریت ریسک مالی و کیفیت تخصیص سرمایه، خط مشی‌گذاری لازم برای رتبه‌بندی شرکت‌های بورسی توسط شرکت‌های مشاوره و رتبه‌بندی فعال در بازار سرمایه معمول شود.

هم‌چنین، در راستای اجرای پژوهش‌های تکمیلی موضوعات زیر برای بررسی‌های آتی پیشنهاد می‌شود:

۱) اثر پرتفوی ریسک‌های غیرمالی(سطح بنگاهی) بر کارایی تخصیص سرمایه شرکت‌ها بارویکردERM بررسی شود.

۲) اثر اجزاء ریسک‌های بازار شامل ریسک نرخ بهره، ریسک کالا و ریسک نرخ ارز و ریسک قیمت سهام بر کارایی تخصیصی بازار بارویکرد ERM بررسی شود.

۳) تأثیر ریسک‌های مالی و سیاست تقسیم سود بر تخصیص سرمایه ریسکی بررسی شود.

منابع

ارضاء، امیرحسین و صیفی، فرناز.(۱۳۹۹).« تأثیر ریسک‌های مالی به کارایی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران»، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۳، ۴۵.

افلاطونی، عباس.(۱۳۹۵).*تحلیل آماری در پژوهش‌های مالی و حسابداری با نرم‌افزار استاتا*، انتشارات ترمه، چاپ اول.

پارسائیان، علی.(۱۳۷۸).« مدیریت ریسک، ابعاد مدیریت ریسک، تعریف و کاربرد آن در سازمان‌های مالی»، *تحقیقات مالی*، سال چهارم، شماره ۱۳ و ۱۴.

تقی زاده خانقاه، وحید و همکاران.(۱۳۹۸). « ارایه مدل سنجش سرمایه‌گذاری شرکت در بورس اوراق بهادار تهران» ، *تحقیقات مالی*، ۲۱(۲).

تقی زاده خانقاه، وحید؛ انور خطیبی، سعید و شهدآور، رعنا.(۱۳۹۷) .« بررسی ارتباط تقسیم سود و کارایی سرمایه‌گذاری با تأکید بر چرخه عمر شرکت» ، *پژوهش حسابداری*، ۲۹.

تهرانی، رضا و سید خسروشاهی، سید علی. (۱۳۹۶).« انتقال نوسان و اثر متقابل بازارهای سهام، ارز و طلا» ،*چشم‌انداز مدیریت مالی*، شماره ۱۸.

خدامی پور، احمد و محرومی، امین. (۱۳۹۴). « مدیریت ریسک سازمانی ، عوامل تعیین‌کننده و ارزش اجرای آن»، *پژوهش حسابداری*، شماره ۱۸.

دعایی، میثم؛ کریمان، زهرا و فرهادی شریف آبادی، محسن.(۱۳۹۶). «نقدشوندگی و پرداخت سودسهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه بورس اوراق بهادار* ، سال دهم، شماره ۴۰.

دمودارن، اسوات.(۱۳۹۳). *مالی شرکتی پیشرفته رویکرد کاربردی*،بدری، احمد، فرهادی، روح اله و شهریاری، سارا، انتشارات نص، چاپ اول.

رادپور، میثم و عبده تبریزی، حسین. (۱۳۹۳). *اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار*، انتشارات آگاه و پیشبرد.

راعی، رضا و سعیدی ، علی.(۱۳۸۸).*مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک*، انتشارات سمت.

رستمی، محمدرضا و عباسی اصل، مهدی. (۱۳۹۴). « بررسی ارتباط بین تغییر مدیریت شرکت با ریسک نکول و عملکرد شرکت»، *دانش سرمایه گذاری*، سال چهارم ، شماره ۱۵.

رهنمای رودپشتی، فریدون و صالحی، اله کرم. (۱۳۹۴).*مکاتب و تئوری‌های مالی و حسابداری*،انتشارات چاپ اشکذر، چاپ دوم.

رهنمای رودپشتی، فریدون؛ بابالویان، شهرام و مظفری، مهردخت. (۱۳۹۴).«سیاست تقسیم سود: آزمون تجربی نظریه کئترینگ در بورس اوراق بهادار تهران»، *راهبرد مدیریت مالی*، سال سوم، شماره هشتم.

سامتی، مرتضی؛ صامتی، مجید و ملااسمعیلی دهشیری،حسن.(۱۳۹۳). «تحلیل نقش ساختار قانونی امنیت حقوق مالکیت در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم بارویکرد PVAR : مورد کشورهای صادرکننده نفت» ، *سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال ششم، شماره ۱۲.

شفیع‌زاده، بهاره و موسوی، میرحسین.(۱۳۹۴).« رابطه بین تغییرات سود تقسیمی و عملکرد آتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران »، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، سال هشتم، شماره۳۱.

صیادی، محمد؛ دستگیر، محسن و علی احمدی، سعید. (۱۳۹۸). « مطالعه نقش مدیریت ریسک شرکت(ERM) بر رابطه بین توانایی مدیریت و افزایش کارایی سرمایه‌گذاری»، *راهبرد مدیریت مالی*، سال هفتم شماره ۲۴.

طالبلو، رضا؛ فریدزاد، رضا و شیخی هابیل، علی. (۱۳۹۶). « تأثیرمتغیرهای اقتصاد کلان بر بازده سهام شرکت‌های شیمیائی و پتروشیمی» ، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، سال دوم، شماره سوم(پیاپی ۶).

هیبتی، فرشاد؛ نیکو مرام، هاشم و موسوی، سید رضا. (۱۳۸۸). « تئوری‌های مالی» ، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، چاپ اول.

Refernces

Aflatouni, Abbas. (2015). Statistical analysis in financial and accounting researches with Stata software, *Terme Publications*, first edition. (In Persian).

Al-Amri, K., Davydov, Y, (2016). "Testing the effectiveness of ERM: Evidence from operational losses" *Journal of Economics and Business*, article in press G model.13.

Aziz, A., & Rosen, A. (2004).Capital Allocation and RAPM, *In Professional risk manager (PRM) handbook*. PRMIA Publications (chapter III).

Bhandari, A., & Javakhadze, D. (2017). "Corporate social responsibility and capital allocation efficiency", *Journal of Corporate Finance,* 43.

Bromiley, P., McShane, M., Nair, A,. & Rustambekov, E. (2015). "Enterprise Risk Management: Review, Critique, and Research", *Long Range Planning* 48.

Chan, R,. Song, B., & Fan, L. (2016). "Dividend Policy and Investment Efficiency the Changes of the Mandatory Dividends Payment". *www.ssrn.com.*

Damodaran, Aswat. (2014). Advanced Corporate Finance, Applied Approach, Badri, Ahmad, Farhadi, Ruholah and Shahriari, Sara, *Nas Publications*, first edition. (In Persian).

Drobetz, W., Janzen, M., & Requejo, I. (2019). "Capital allocation and ownership concentration in the shipping industry", *Transportation Research*, Part E 122.

Eckles, D. L., Hoyt, R. E., & Miller, S. M. (2014). "The impact of enterprise risk management on the marginal cost of reducing risk. Evidence from the insurance industry", *Journal of Banking & Finance*, 43.

Erel, I,.C. Myers, S,. & Read, J.J. (2014)."Theory of Risk Capital", *Journal of Financial Economics*, 10.

Erza, Amirhossein and Saifi, Farnaz. (2019). "The effect of financial risks on the efficiency of Tehran listed firms, *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 13, 45. (In Persian).

Gietzen, T. (2017). "The exposure of microfinance institutions to financial risk", *Journal of Review of Development Finance*. Aritcle in perss.

Hibti, Farshad, Niko Maram, Hashem and Mousavi, Seyed Reza. (1388). "Financial theories", *Publications of the Research Institute of Economic Affairs*, first edition. (In Persian).

Hoyt, R.E. and Liebenberg, A.P. (2011). "The value of enterprise risk management.", *Journalof Risk and Insurance*,78(4).

Jabbour,. M., & AbdelKader,. M. (2015). "Changes in capital allocation practices – ERM and organisational change*", Accounting Forum*, 39.

Jing, Ai ,.Brockett ,P., & Golden,L. (2010). "Enterprise Risk Management through Strategic Allocation of Capital", *6th Samos Conference in Actuarial Science and Finance*.

Kariman, Zahra and Farhadi Sharifabadi, Mohsen. (2016). "Liquidity and Dividend Payments in the TSE Listed Companies", Stock Exchange Quarterly, 10th year, number 40. (In Persian).

Khodamipour, Ahmed and Mahreni, Amin. (2014). "Organizational risk management, determining factors and the value of its implementation", *Accounting Research*, No. 18. (In Persian).

Kim, J., Luo, L., & Xie ,H.(2013). "Dividend Payments and Stock Price Crash Risk", *www.ssrn.com*

Meulbroek, L.K. (2002). "Integrated risk management for the firm: A senior manager's guide", *Journal of Applied Corporate Finance 14*(4).

Parsaian, Ali. (1999) "Risk management, dimensions of risk management, its definition and application in financial organizations", *financial researchs*, fourth year, numbers 13 and 14. (In Persian).

Radpour, Maitham and AbdoTabrizi, Hossein. (2013). *Market Risk Measurement and Management*, Informed and Advance Publications. (In Persian).

RahnemaRoudpashti, Fereydoun and Salehi, ElahKaram. (2014). Financial and accounting schools and theories, *Ashkazar Publishing House*, second edition. (In Persian).

RahnemaRoudpashti, Fereydoun, Babalovian, Shahram and Mozafari, Mehrdakht. (2014). "Profit sharing policy: experimental test of catering theory in Tehran Stock Exchange", *Financial Management Strategy*, 3rd year, 8th issue. (In Persian).

Rai, Reza and Saeedi, Ali. (1388). Fundamentals of Financial Engineering and Risk Management, *Samt Publications.* (In Persian).

Richardson, S. (2006).”Overinvestment of free cash flow”, *Review of Accounting Studies*, 11.

Rostami, Mohammad Reza and AbbasiAsl, Mehdi. (2014). "Investigating the relationship between company management change and default risk and company performance", *Investment knowledge*, fourth year, number 15. (In Persian).

Samati, Morteza, Samati, Majid and MollaAsmeiliDesheiri, Hassan. (2014). "Analysis of the role of the legal structure of the security of property rights in attracting PVAR direct investment: the case of oil exporting countries", *Economic Policy*, Year 6, No. 12. (In Persian).

Sayadi, Mohammad, Dastgir, Mohsen and Ali Ahmadi, Saeed. (2018). "Study of the role of company risk management (ERM) on the relationship between management ability and increasing investment efficiency", *Financial Management Strategy*, year seven, number 24. (In Persian).

Shafizadeh, Bahareh and Mousavi, Mirhossein. (2014). "Dividend Changes and Future Profitability in Listed Companies of Tehran Stock Exchange (TSE)", Stock Exchange Quarterly, Year 8, Number 31. (In Persian).

Shaik, Saleem.(2015).“Impact of liquidity risk on variations in efficiency and productivity: Apanel gamma simulated maximum likelihood estimation”, *European Journal of Operational Research*, 245.

TaghizadehKhanqah, Vahid et al. (2018). "Presenting the company's investment measurement model in Tehran Stock Exchange", *Financial Researchs*, 21(2). (In Persian).

TaghizadehKhanqah, Vahid, Anwar Khatibi, Saeed and Shehadavor, Rana. (2017) "Investigating the relationship between profit sharing and investment efficiency with an emphasis on the company's life cycle", *Accounting Research*, 29. (In Persian).

Taleblo, Reza, Faridzad, Reza and SheikhiHabil, Ali. (2016). "Effects of Macroeconomic Variables on Stock Returns of Chemical and Petrochemical Companies", *Econometric Modeling Quarterly*, second year, third issue (consecutive 6). (In Persian).

Tehrani, Reza and SeyedKhosrowshahi, Seyed Ali. (2016). "Volatility transmission and mutual effect of stock, currency and gold markets", *Perspective of Financial Management*, No. 18. (In Persian).

Wu,. H,. & Pang, J.(2009).”Financial markets, financial dependence, and the allocation of capital” , *Journal of Banking & Finance*,.

Wurgler, J.,(2000). “Financial markets and the allocation of capital”, *Journal of Financial Economics*, 58.

Xiong, J., & Su, D. (2014). “Stock liquidity and capital allocation efficiency: Evidence from Chinese listed companies”, *China Journal of Accounting Studies*, 2:3.

Zhao, C,. Song, H., & Chen, W. (2016). “Can social responsibility reduce operational risk: Empirical analysis of Chinese listed companies”, *Technological Forecasting & Social Change. Article in press.*

پیوست

جدول ۱۳. عنوان کامل نماد متغیرهای مدل پژوهش

متغیر	نماد	عنوان کامل متغیرها
الف)کارایی تخصیص سرمایه (شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری)	CAE	Capital Allocation Efficiency
ریسک نکول	DFR	Default Risk
ریسک جریان نقدی	CFR	Cash Flow Risk
ریسک نقد شوندگی	LIQ	Liquidity Risk
ریسک عملیاتی	OPR	Operational Risk
ریسک بازار	MR	Market Risk
سیاست تقسیم سود	DIV	Dvidend Policy
*ب)کارایی تخصیص سرمایه (شاخص کشش سرمایه‌گذاری)	ELS	Elasticity of Investment to Value added market

* در مدل دوم به‌جای نمادCAE، نماد شاخص کشش سرمایه‌گذاری به ارزش‌افزوده بازار(ELS)وارد می‌شود.

COPYRIGHTS
This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 171-206

The Effect of Uncertainty in Financial Markets on the Real Macroeconomic Variables with Emphasis on the Overlapping Generations Model (DSGE Approach) [1]

Majid Ahangari[2], Seyed Aziz Arman[3], Ebrahim Anvari[4], Hanieh Eskandari[5]

Received: 2022/06/23
Accepted: 2022/11/26

Research Paper

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effect of uncertainty in financial markets on real macroeconomic variables with emphasis on the overlapping generation model. In this regard, a new Keynesian Stochastic Dynamic General Equilibrium (DSGE) model involving households, firms, the banking sector and the government has been designed to examine the impact of financial market uncertainty on the real sectors of Iran's macroeconomic. Therefore, in the following, the trend of time series of stock market variables and macroeconomics in Iran during the period 1390 to 1399 and also the correlation and causal relationships between them have been studied. The results show that the more the countries's capital market has a share in the economy, the higher the real per capita income and the lower the inflation rates, and therefore can be due to the optimal allocation of resources and long-term financing of investment. They expected better performance from the economy. Also, the significance of the effect of disruptive traders on the increase of volatility and turbulence is confirmed and the intensity of the impact is considerable; However, due to structural problems in the Iranian economy, the effect of disruptive traders and the behavior of brokers on creating uncertainty in financial markets is not significant compared to other effects and should be addressed in other variables such as economic problems and political disputes.

Key Words: Uncertainty Financial, Real Macroeconomic Variables, DSGE.
JEL Classification: E12; E32; E37.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11799.1863
2. Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (a_m_ahangari@yahoo.com).
3. Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (saarman2@yahoo.com).
4. Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz. Iran. (ebrahiman@gmail.com).
5. Ph.D. Student, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz. Ahvaz, Iran. (Corresponding Author). (hanieh_eskandary@yahoo.com)



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۲۰۶-۱۷۱

تأثیر نااطمینانی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی اقتصاد کلان با تأکید بر مدل نسل‌های همپوشان (رویکرد DSGE)[۱]

عبدالمجید آهنگری[۲]، سید عزیز آرمن[۳]، ابراهیم انواری[۴]، هانیه اسکندری[۵]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۵

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر نااطمینانی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی اقتصاد کلان با تأکید بر مدل نسل‌های همپوشان است. در این راستا، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید(DSGE) شامل خانوارها، بنگاه‌ها، بخش بانکی و دولت برای بررسی تأثیر مسأله نااطمینانی در بازارهای مالی بر بخش‌های واقعی اقتصاد کلان ایران طراحی شده است. بنابراین، در ادامه به بررسی روند سری زمانی متغیرهای بازار بورس و اقتصاد کلان در ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ و همچنین بررسی روابط همبستگی و علّی میان آنها پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که، هر چه بازار سرمایه کشورها سهم بیشتری در اقتصاد داشته باشند، درآمد سرانه حقیقی افزایش و نرخ‌های تورم پایین‌تر خواهد بود و بنابراین می‌توان به دلیل تخصیص بهینه منابع و تأمین مالی بلندمدت سرمایه‌گذاری‌ها انتظار عملکرد مطلوب‌تری از اقتصاد داشت. همچنین، بحث معنی‌داری اثر معامله‌گران اخلال‌زا بر افزایش نوسان و تلاطم تأیید شده و شدت تأثیر، چشمگیر است، ولی با توجه به مشکلات ساختاری در اقتصاد ایران وجود تأثیر معامله‌گران اخلال‌زا و رفتار کارگزاران بر ایجاد نااطمینانی در بازارهای مالی نسبت به سایر تأثیرات چشمگیری نبوده و می‌بایست به رفع مشکل در سایر متغیرها مانند مشکلات اقتصادی و مناقشات سیاسی روی آورد. همچنین وجود نااطمینانی مالی موجب کاهش میزان اشتغال، کاهش رشد اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود.

واژه های کلیدی: نااطمینانی مالی، متغیرهای واقعی اقتصاد کلان،DSGE.

طبقه بندی موضوعی: E12; E32; E37.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11799.1863

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (a_m_ahangari@yahoo.com).

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز. اهواز، ایران.(saarman2@yahoo.com).

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (ebrahiman@gmail.com).

۵. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (نویسنده مسئول). (hanieh_eskandary@yahoo.com).

مقدمه

بازار سرمایه، ارتباط نزدیکی با ساختار اقتصادی هر کشوری دارد و قوت و ضعف آن می‌تواند نشان‌دهنده وضعیت اقتصادی آن کشور باشد. توسعه بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی در رشد درآمد ملی کشور و رفاه عمومی جامعه ایفا کند. آمارهای موجود بیانگر این است که بورس‌های توسعه یافته در کشورهای پیشرفته قرار دارند. در این کشورها، پیش از هر امری امنیت سرمایه‌گذاری برای ورود کارگزاران داخلی و خارجی به بورس فراهم می‌شود(عباسیان و همکاران،۱۳۸۷). از آنجا که کارگزاران بالقوه بازار اوراق‌بهادر را طیف وسیعی از جامعه تشکیل می‌دهند، فراهم کردن بستری مناسب برای حضور گسترده این طیف و جلب اعتماد آنها، تحکیم بازار سرمایه و عمق بخشیدن به این بازار، یکی از اساسی‌تربن ابزار توسعه اقتصادی را فراهم خواهد ساخت (شریعت پناهی و همکاران،۱۳۸۵). باتوجه به اینکه هدف عمده کارگزاران در بازار سهام، کسب بازده مناسب است و همه تصمیمات کارگزاران بر مبنای ریسک و بی‌ثباتی‌های بوجود آمده در بازده سهام صورت می‌گیرد و از آنجایی که بورس اوراق‌بهادار به‌عنوان شمای کلی اقتصاد مالی، به‌طور مستقیم تحت تأثیر عوامل و متغیرهای خرد و کلان اقتصادی هستند (اسچوکنک و همکاران[1]،۲۰۰۹). پژوهش در زمینه بازارهای مالی و بررسی عوامل مؤثر بر روند تغییرات در بازده بازار سهام از اهمیت زیادی برخوردار است. همواره در این زمینه، بی‌ثباتی بازدهی سهام به‌عنوان یکی از مهمترین پارامترهای تأثیرگذار بر تصمیم‌گیری برای کارگزاران به دلیل شرایط و نااطمینانی‌های آن، هم برای شرکت‌ها و هم برای کارگزاران در بورس بوده است چرا که سرمایه‌گذاری امری حیاتی برای بهبود اوضاع کالا و خدمات و رشد و توسعه اقتصادی است.

از آنجا که بازار سهام در مقایسه با بازارهای پول اثرات ضد تورمی دارد از این‌رو در تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری از اولویت برخوردار است و برای رونق بخشیدن به اقتصاد کشورهایی همچون ایران که از یک سو با حجم عظیم سرمایه‌های سرگردان و از سوی دیگر با کمبود منابع سرمایه‌گذاری روبرو است، شناخت عوامل تأثیرگذار بر رفتار بازار سهام می‌تواند گام مؤثری در جهت‌دهی سرمایه در بازار محسوب شود. از این‌رو اهمیت آن در اقتصاد کشور روزبه روز بیشتر شده و از این‌رو مورد توجه مقامات اقتصادی قرار گرفته است.

---

1. Schuknecht et al

از آنجا که بیشتر مطالعات صورت گرفته تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را بر بازار سهام مورد بررسی قرار داده و تأثیر رفتار عوامل بر بازار سهام نادیده گرفته شده است. بنابراین موضوعی که در اینجا اهمیت دارد و باید به آن پرداخته شود، موضوع حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای بودن کارگزاران است.

با توجه به اهمیت رفتار کارگزاران در بازار سهام در این پژوهش به بررسی بازار سهام براساس رفتار کارگزاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای پرداخته شده است و به دنبال پاسخ این پرسش هستیم که چگونه بی ثباتی خارجی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی تأثیر می‌گذارد؟ برای پاسخ به این پرسش این پژوهش به توسعه یک مدل تعادل عمومی پویا با دو دوره زندگی ناهمگون، شرکت‌های رقابت انحصاری و چسبندگی قیمت می‌پردازد. در مدل‌های مرسوم نوسانات را به‌عنوان تولید کننده از بخش واقعی می‌دانند. در این پژوهش عدم اطمینان مالی با بی‌ثباتی قیمت سهام اندازه‌گیری می‌شود و این نوسانات ناشی از شوک رفتاری (روانی) کارگزاران غیر حرفه‌ای در مورد عملکرد آینده سهام است. افزایش نوسان قیمت سهام تقاضای کل راتحت تأثیر قرار می‌دهد و همچنین موجب تغییر تولید می‌شود. بنابراین در اینجا شوک‌های عدم اطمینان در بخش مالی رخ می‌دهد و به بخش واقعی منتقل می‌شود.

رابطه بین بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد

نخستین بار شومپیتر[1] به بیان اهمیت ساختار مالی بر رشد اقتصادی پرداخت. شومپیتر (۱۹۱۱)، نظریه اهمیت نقش و اثر خدمات واسطه‌ها و نهادهای مالی را در نوسازی و رشد اقتصادی مطرح کرد و در اهمیت رابطه و پیوند بخش‌های مالی و واقعی بیان می‌کند که به‌ازای هر جریان واقعی (همچون کالا و خدمات)، یک جریان پولی نیز به همراه آن و در خلاف جهت آن وجود دارد.

مطالعه وسیع در زمینه رابطه بین ساختار مالی و رشد اقتصادی توسط مک‌کنیون[2] (۱۹۷۳) و شاو[3] (۱۹۷۳)، صورت گرفته است. مک‌کینون در کتاب خود تحت عنوان «پول و سرمایه در توسعه اقتصادی» مطالعاتی راجع به توسعه سیستم مالی و رشد اقتصادی در آرژانتین، برزیل، شیلی، آلمان، کره و تایوان بعد از جنگ جهانی دوم انجام داد و نتیجه گرفت که سیستم‌های مالی با عملکرد بهتر، منجر به رشد اقتصادی سریع‌تر شده است.

---

1. Schumpeter
2. Michinnon
3. Show

کینگ و لوین [1] (۱۹۹۵)، در پژوهشی با عنوان توسعه مالی و رشد اقتصادی به بررسی صحت فرضیه شومپیتر پرداختند که براساس آن توسعه مالی، موتور رشد اقتصادی است. آنها با تقسیم‌بندی کشورها به چهار گروه کشورهای با رشد خیلی سریع، سریع، کند و خیلی کند به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی بالاتر، رشد اقتصادی فزاینده‌ای را ایجاد می‌کند.

بازارهای مالی کارآمد و قوی از جمله سازوکارهای مهم در عرصه اقتصادی به‌شمار می‌روند. بدون داشتن یک بخش مالی کارا نمی‌توان به توسعه مالی و در پی آن به توسعه اقتصادی دست یافت. در واقع عملکرد بهینه نظام اقتصادی در هر جامعه وابسته به وجود دو بخش واقعی و مالی کارا، قدرتمند و مکمل است. فعالیت این دو بخش در کنار یکدیگر شرط لازم وکافی برای نظام اقتصادی به‌شمار می‌رود. از جمله عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در هر کشور، خدمات بازارهای پولی و مالی است(شومپیتر، ۱۹۱۱). توسعه مالی در حقیقت توسعه نظام با بخش مالی شامل بازارها، نهادها و ابزارهای مالی در اقتصاد است و نقش آن در اقتصاد را می‌توان تسریع مبادلات کالا و خدمات و انتقال وجوه مالی از پس‌اندزکنندگان به سرمایه‌گذاران بیان کرد. سیستم‌های مالی با تأمین خدمات مالی، جابه‌جای پس‌اندازها، تخصیص اعتبارات و اجازه سرمایه‌گذاری تاجران، می‌توانند باعث تسریع انتقال اطلاعات، بهبود تخصیص منابع و توسعه اقتصادی شوند. در واقع توسعه مالی در یک کشور از یک سو با تأمین مالی بخش تولید شرایط لازم برای رشد در بخش عرضه را فراهم می‌کند و از سوی دیگر با به وجود آوردن تقاضا برای محصولات مالی رشد بخش تقاضا را پدید می‌آورد (لوین [2]، ۱۹۹۷).

اختلالات در بازارهای مالی می‌تواند کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد. اهمیت بالقوه تأثیر عوامل مالی در ادبیات نظری مشخص است، اما تأثیر آنها روی متغیرهای اقتصادی مهم مانند تورم، تولید ناخالص داخلی و همچنین نحوه اتخاذ سیاست پولی در قالب الگوهای کاربردی کمتر بررسی شده است. بی‌شک نااطمینانی در خصوص چگونگی اثرگذاری عوامل مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از مسائل مهم برای سیاستگذارها است.

درپژوهش حاضر تأثیر عدم قطعیت را براساس یک مدل کینزی جدید با دو نوع کارگزار حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای که قیمت دارایی‌های پرمخاطره سهام آنها متفاوت است در نظر گرفته می‌شود.

---

1. King and Livine
2. Levin

رویکردهای رایج مدل‌سازی در ادبیات تعادل عمومی پویا، نوسانات را به عنوان تولید کننده از بخش واقعی می‌داند. این انتخاب مدل سازی نشان‌دهند این واقعیت است که مدل سازی بازارهای مالی به عنوان یک منبع خارجی بی‌ثباتی، زمانی که همه عوامل را عقلایی فرض می‌کنیم، ساده نیست.

کارهای رایج کیاتوکی و مور[1] (۱۹۹۷)، باتجی و کامینال[2] (۲۰۰۰)، گیتی[3] و همکاران (۲۰۰۷)، گیتی و همکاران (۲۰۱۰) و برن[4] (۲۰۱۴)، به ادبیات مربوط به معایب نقش بازارهای مالی در چرخه های تجاری نزدیک است.

همچنین مطالعات اخیر گیلچریست[5] و همکاران (۲۰۱۴)، کریستیانو[6] و همکاران (۲۰۱۳) و آرلون[7] و همکاران (۲۰۱۰) بیان می‌کند که اضافه کردن بخش مالی به تعادل عمومی پویا استاندارد نشان می‌دهد که اصطکاک های مالی موجب تشدید شوک‌های واقعی منفی می‌شوند، زیرا ریسک محدودیت‌های اعتباری افزایش می‌یابد و هزینه واقعی وام نیز افزایش می‌یابد.

هر دو این ادبیات اهمیت بخش مالی را در ایجاد نوسانات زمانی که شوک‌های واقعی به اقتصاد ضربه می‌زند اما بخش مالی منبع شوک نیست را برجسته می‌کند. پژوهش حاضر با استفاده از مدل سازی بخش مالی به عنوان منبع عدم اطمینان، از این ادبیات متفاوت است و نشان می‌دهد که شوک‌های نااطمینانی مالی می‌توانند دوره‌های تجاری را حتی در صورت عدم وجود شوک‌های اساسی در جای دیگری به وجود آورند.

به طور خاص در این پژوهش مساله شرکت‌ها براساس مدل باوس و باندیک[8] (۲۰۱۷) است که در آن شوک‌های عدم اطمینان باعث کاهش میزان تولید می‌شوند. باوس و باندیک بخش مالی را مدل نمی‌کنند در پژوهش آنها شوک نااطمینانی از طریق افزایش نرخ بهره ایجاد می‌شود. اما در پژوهش حاضر عدم اطمینان از بخش مالی ایجاد می‌شود. با توجه به اینکه در هر دو پژوهش شوک‌های عدم اطمینان باعث می‌شود تولید از طریق انگیزه‌های احتمالی کاهش یابد، در پژوهش حاضر کانال دومی نیز وجود دارد، جایی که افزایش نوسان قیمت سهام در آینده

1. Kiyotaki and Moore
2. Bacchetta and Camina
3. Gattil
4. Born
5. Gilchrist
6. Christiano
7. Arellano
8. Basu and Bundck

باعث کاهش سریع قیمت سهام فعلی، کاهش ثروت عوامل و کاهش تقاضا می‌شود. و تأثیر عدم اطمینانی مالی بر متغیرهای واقعی را برمبنای مدلی دنبال می‌کند که در دو مرحله عمل می‌کند. در گام اول عدم اطمینان مالی در نتیجه شوک‌های رفتاری کارگزاران ایجاد می‌شود. به طور خاص دو نوع کارگزار وجود دارد حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای که قیمت دارایی‌های پرمخاطره آنها متفاوت است. کارگزاران حرفه‌ای به طور صحیح سود سهام در آینده را کاهش می‌دهند. از سوی دیگر کارگزاران غیرحرفه‌ای شوک‌های رفتاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند که سطح بدبینی در مورد عملکرد آینده سهام را تغییر می‌دهند و باعث منحرف شدن ارزش‌گذاری سود سهام در آینده توسط کارگزاران حرفه‌ای می‌شوند. رفتار کارگزاران غیرحرفه‌ای موضوع نوسانات شوک‌هایی است که سبب بی‌ثباتی قیمت سهام می‌شود. مرحله دوم در مدل تأثیر افزایش نوسان قیمت سهام را بر متغیرهای واقعی نشان می‌دهد. در این مدل عدم اطمینان در بازارهای مالی به واسطه شوک‌های رفتاری ایجاد می‌شود، با این حال مدل می‌تواند به صورت گسترده‌ای به عنوان یک مدل کلی از شوک‌های نااطمینانی که از بخش مالی به بخش واقعی گسترش می‌یابد، تفسیر شود.

کارگزاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای

کارگزاران در اقتصاد به عنوان دنباله بی‌نهایت از نسل‌های همپوشانی (OLG)، مدلسازی می‌شوند. برای سادگی، هر نسل دارای اندازه یکسان است و فرض می‌شود که در دو دوره زندگی می‌کنند. دو نوع کارگزار جوان حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای وجود دارند که فرض می‌شود ریسک‌پذیر هستند. سهم کارگزاران غیرحرفه‌ای و حرفه‌ای ثابت و به ترتیب با n و 1-n نشان داده می‌شود که در آن $0 < n < 1$ قرار دارد. آنها در دوره اول کار می‌کنند، مصرف و پس‌انداز می‌کنند و در دوره دوم بازنشسته می‌شوند. درآمد آنها در دوره دوم برابر با بازدهی پس‌اندازهای آنها در دوره اول است. در نخستین دوره، کارگزاران تصمیم می‌گیرند که چه مقدار کار کنند، چه مقدار مصرف در دوره جاری داشته باشند و چه مقدار پس‌انداز کنند برای دوره دوم زندگی و چطور پس‌انداز خود را بین دارایی‌های پرمخاطره و دارایی‌های بدون ریسک (بی‌خطر) تخصیص دهند تا مطلوبیت دورهای زندگی آنها ماکزیمم شود. اوراق قرضه و سهام به ترتیب به عنوان دارایی‌های بدون ریسک و دارایی‌های پرمخاطره تفسیر می‌شوند. قیمت دارایی‌های بی‌خطر همیشه یک برابر مصرف کالاهاست. بازگشت یک دوره آن با

اطمینان شناخته شده است. دارایی‌های خطرناک سهام، با مقدار ثابت عرضه می‌شود سطح و نوسان قیمت با توجه به زمان متفاوت است که به صورت زیر تعیین می‌شود.

ساختار بازار دارایی در مدل فرض می‌کند که برخی از کارگزاران ، معامله‌گران اخلالگر[1] هستند. براساس پیروی از دی لانگ[2] (۱۹۹۹)، دو نوع کارگزار در بازار سهام تعامل دارند. در نوع اول مبادلات بنیادی است و در نوع دوم مبادلات در یک سیگنال پر سرو صدا انجام می‌شود. حالت غیرقابل پیش‌بینی نوع دوم است که باعث می‌شود قیمت‌های سهام از ارزش‌های بنیادین آنها جدا شود. این وضع مدلسازی به طور گسترده در ادبیات نظری مورد استفاده قرار گرفته است. در بعد نظری بلاک[3] (۱۹۸۶) و ترومن[4] (۱۹۸۸)، وجود معامله‌گران اخلالگر را در بازار توجیه می‌کنند و نشان می‌دهند که وجود آنها برای حفظ نقدینگی در بازارهای مالی حیاتی است. دی لانگ (۱۹۹۰) و دیگران به این نظریه پرداخته‌اند که از دیدگاه تئوری مدل‌های قیمت دارایی را مدل کنند. از نظر تجربی، براون[5] (۱۹۹۹)، جمیلی و همکاران[6] (۲۰۰۲)، لی و همکاران[7] (۲۰۰۲) و ورما[8] (۲۰۰۷) شواهدی را مطابق با تأثیر معامله‌گران اخلالگر در قیمت دارایی ارائه می‌دهند.

مروری بر مطالعات تجربی

در سال‌های اخیر، مدل‌های تعادل عمومی بسیاری در حوزه بازارهای مالی طراحی شده است، برای مثال چودری[9] (۲۰۰۳)، باوس و باندیک (۲۰۱۲)، گلچریست (۲۰۱۴)، یالدرام (۲۰۱۷)، فولی[10] (۲۰۱۸)، به بررسی تأثیر نااطمینانی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی اقتصاد پرداخته‌اند و کمک شایانی به گسترش ادبیات مالی کرده‌اند. همچنین مطالعاتی مانند هیرشیلفر و همکاران[11] (۱۹۹۸)، مادیتینوس و همکاران[12] (۲۰۰۷)، ونزیا و همکاران[13] (۲۰۰۷)، احمد

1. Noise traders
2. De Long
3. Black
4. Trueman
5. Brown
6. Gemmill et al
7. Lee et al
8. Verma
9. Choudhry
10. Fuli
11. Hirshleifer
12. Maditinos
13. Venezia

حشمت[1] (۲۰۱۲)، و یالدرام (۲۰۱۷)، به بررسی نقش کارگزاران در ایجاد نوسانات در بازار سهام پرداخته‌اند.

مایکل[2] (۲۰۱۸)، در مطالعه تحت عنوان شوک‌های عدم نقدینگی در بازارهای مالی و پویایی اقتصاد کلان به بررسی ارتباط بین ناپایداری بازارهای مالی و پویایی اقتصاد کلان با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون‌برداری و داده‌های کشورانگلستان در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۸ پرداخته است. وی شرایط نقدینگی در بازار سهام را با استفاده از یک پروکسی غیرنقدینگی در نظر می‌گیرد. نتایج وی نشان‌دهنده افزایش چشمگیری در اهمیت اقتصادی شوک‌ها در رکود اقتصادی ۲۰۰۸ است.

چینگ چو[3] (۲۰۱۸)، در مطالعه تحت عنوان نوسانات بازار مالی، اقتصاد کلان و حساسیت سرمایه‌گذاران با بررسی رابطه پویا بین نوسانات مالی، متغیرهای اقتصاد کلان و حساسیت سرمایه‌گذاران با بکاگیری یک مدل خود رگرسیون‌برداری () و محدودیت‌های بیزی نشان می‌دهند که شوک‌های مداوم و ناخواسته در عرضه و تقاضایی کل موجب افزایش در ماندگاری نوسانات بازار سهام و اوراق قرضه می‌شود. از طرف دیگر نوسانات بازار سهام و اوراق قرضه باعث بدتر شدن اصول اقتصاد کلان می‌شود. همچنین براساس نتایج بدست آمده مولفه‌های ناپایدار با تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران ارتباط دارند.

بلین نیتو و همکاران[4](۲۰۲۱)، پژوهشی با عنوان گریز از ریسک و کانال‌های عدم قطعیت بین امور مالی و اقتصاد کلان را بر اساس یک مدل تأمین مالی کلان با عادات ریسک گریزی از زمان متغییر مورد بررسی قرار دادند. این مقاله نشان می‌دهد که چگونه گریز از ریسک و عدم قطعیت اقتصادی بر حق بیمه ریسک مورد انتظار بازار تأثیر می‌گذارد. این پژوهش تأثیر چشمگیری از ریسک گریزی را بر حق بیمه ریسک بازار مورد انتظار بیش از شوک‌های عدم قطعیت اقتصادی نشان می‌دهد. اگرچه دوره نمونه کامل از ژانویه ۱۹۶۱ تا مارس ۲۰۲۰ را شامل می‌شود، اما نتایج برای دوره‌های نمونه مختلف و روش‌های برآورد جایگزین، از جمله حق بیمه ریسک بازار بر اساس قیمت‌های اختیاری، پایین‌تر است.

---

1. Ahmed Heshmat
2. Michael
3. Ching Chu
4. Belén Nieto & et al

طریقی و همکاران (۱۳۹۷)، پژوهشی با عنوان بررسی اثرات نااطمینانی در متغیرهای حقیقی و پولی منتخب بر بازدهی بازار سرمایه(مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران) به انجام رساندند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۸۷و به کمک نرم افزاهای ایویوز ۹، OXMETRIC7 و TCM به بررسی نااطمینانی بخش پولی و حقیقی بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. بر این اساس ۵ شاخص به نمایندگی بخش پولی (تورم، عرضه پول، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و قیمت طلای داخلی) و ۵ شاخص به نمایندگی بخش حقیقی (تولیدات صنعتی، سرمایه گذاری بخش حقیقی در مسکن، رشد اقتصادی، حجم دولت به GDP، نرخ رشد صادرات غیر نفتی) وارد مدل PLS شد. بر اساس نتایج تخمین در مدل PLS متغیر رشد اقتصادی به نمایندگی بخش حقیقی و متغیر درآمدهای نفتی به نمایندگی بخش پولی بالاترین تأثیر را بر بازدهی بورس داشتند. بر اساس نتایج پژوهش مشخص شد که متغیرهای پولی با مشکل نااطمینانی روبرو بوده، اما متغیرهای حقیقی با چنین مشکلی روبرو نیستند. بر اساس نتایج مدل MSEGARCH برای متغیرهای پولی این نتیجه حاصل شد که نااطمینانی در متغیرهای پولی هم در نوسانات بالا و هم در نوسانات پایین تأثیر معناداری بر بازدهی بورس به صورت منفی دارد. در متغیرهای حقیقی از مدل MSVAR برای رسیدن به نتایج استفاده شد. نتایج این مدل بیانگر این واقعیت است که رشد اقتصادی در دو رژیم رونق شاخص بورس و رکود شاخص بورس تأثیر معناداری بر بازدهی شاخص بورس دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر نوع و هدف جزء پژوهش‌های کاربردی است و از نظر روش تحلیل، کمی-تحلیلی است. قلمرو مکانی پژوهش ایران و جامعه آماری عبارت است از مجموعه متغیرهای حقیقی و اسمی بازار سرمایه و اقتصاد کلان ایران و روابط بین عوامل اقتصادی گوناگون از جمله خانوارها، بنگاه‌ها و بانک مرکزی در عرصه جامعه خواهد بود. سعی می‌شود از بیشترین داده‌های موجود در اقتصاد ایران ۹۹-۱۳۹۰استفاده شود. در این پژوهش، برای جمع آوری مبانی نظری و ادبیات پژوهش از روش اسنادی و کتابخانه‌ای و برای جمع‌آوری اطلاعات از روش استفاده از داده‌های ثبتی و نرم افزارهای صفحه گسترده اکسل استفاده شد. مهمترین متغیرهای پژوهش حاضر عبارتنداز:

۱- شوک‌های روانی رفتاری؛

۲- نا اطمینانی مالی ناشی از رفتار کارگزاران غیر حرفه‌ای؛

۳- رشد اقتصادی؛

۴- سرمایه‌گذاری؛

۵- اشتغال؛

۶- تقاضای کارگزاران حرفه‌ای.

طراحی و تصریح مدل DSGE

برای الگوسازی از روش‌شناسی الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا استفاده شده است. مدلسازی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) شاخه‌ای از ادبیات تعادل عمومی کاربردی محسوب می‌شود که در دو دهه اخیر بسیار مورد استقبال اقتصاددانان کلان جدید بوده است. این الگوهای جدید برای توضیح و پیش‌بینی حرکت همزمان سری‌های زمانی در چرخه‌های کسب و کار استفاده می‌شود. الگوی DSGE شاخه وسیعی از الگوهای اقتصاد کلان، از الگوی رشد نئوکلاسیک کینگ و همکاران (۱۹۸۸) تا الگوهای پولی کینزینی جدید با بیشمار اصطکاک‌های اسمی و حقیقی می‌شود. یکی از ویژگی‌های محبوب این مدل‌ها به ویژه در بین دانشگاهیان، استخراج قواعد تصمیم عوامل اقتصادی بر اساس رجحان‌ها و استفاده از مسائل بهینه‌سازی است. در واقع پایه‌های اقتصاد خرد این الگوهای اقتصاد کلان باعث جلب توجه شده است. پارادایم الگوهای DSGE، الگوهای تجربی را به واسطه درجه مستحکمی از مبانی نظری که بسیار مورد توجه دانشگاهیان است، از تیررس انتقاد لوکاس نجات داد (دلنگرو و اسچورفید، ۲۰۱۳).

در حالت کلی برای ساخت یک الگوی DSGEنیازمند در نظر گرفتن چند بخش اصلی (بلوک) اقتصاد، همچون خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و مقام پولی و نهادهای مالی هستیم که می‌توان این مدل‌ها را به روش حداکثر درستنمایی یا روش بیزین برآورد کرد و با کالیبر کردن پارامترها، اقدام به شبیه‌سازی مدل کرد. در ادامه بخش‌های اصلی مدل بیان شده است.

در مطالعه حاضر کارگزاران حرفه‌ای مطلوبیت خود را در طول دوره زندگی ماکزیمم می‌کنند.

$$Max_{N_t^s S_t^s \lambda_t^s} U\left(C_{y.t}^s . N_t^s\right) + \beta E_t[U(C_{0.t+1}^s)] \qquad (۱)$$

با توجه به قید:

$$\frac{W_t}{P_t} N_t^s = w_t N_t^s = S_t^s + C_{y.t}^s \qquad (۲)$$

$$S_t^s - B_t^s = \frac{\lambda_t^s P_t^e}{P_p} = \lambda_t^s P_t^e \qquad (۳)$$

$$E_t[C^s_{0.t+1}] = S^s_t r^b_t + \lambda^s_t E_t\left[(p^e_{t+1} + d_t) - r^b_t p^e_t\right] \quad (۴)$$

که در آن C^s_y و C^s_0 به ترتیب نشان‌دهنده مصرف در زمان جوانی و پیری کارگزارن حرفه‌ای است. β نرخ تنزیل مجدد، N^s عرضه نیروی‌کار حرفه‌ای، Pسطح قیمت، W دستمزد اسمی، w دستمزد حقیقی، S^s مقدار صرفه‌جویی (پس‌انداز) از نظر مصرف کالاهاست که به سهام و اوراق اختصاص داده شده است. B و λ^s_t به ترتیب مقدار اوراق قرضه و سهام خریداری شده توسط کارگزارن حرفه‌ای است. p^e و P^e به ترتیب قیمت واقعی و اسمی یک واحد سهام هستند. r^b بازدهی واقعی اوراق قرضه وd پرداخت واقعی یک واحد سود سهام است.

تابع مطلوبیت کارگزاران حرفه‌ای به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(C_{y.t}.N_t) = -e^{-2\gamma c_{y.t}} - \vartheta\frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (۵)$$

$$E_t[U(C_{0.t+1})] = E_t[-e^{-2\gamma C_{0.t+1}}] \quad (۶)$$

که در اینجا γضریب ریسک مطلق، $\frac{1}{\varphi}$کشش عرضه نیروی کار و ϑضریب عرضه نیروی کار است.

شرط مرتبه اول حداکثر کردن مطلوبیت برای کارگزاران حرفه‌ای به صورت زیر است:

$$\mathrm{U}'(C^s_{y.t}) = E_t\left[\beta r^b_t \mathrm{U}'(C^s_{0.t+1})\right] \quad (۷)$$

$$\lambda^s_t = E_t\left[\frac{(p^e_{t+1}+d_t)-r^b_t p^e_t}{2\gamma\delta^2_{P^e_{t+1}}}\right] \quad (۸)$$

$$\mathrm{U}'(C^s_{y.t})w_t = -\mathrm{U}'(N^s_t) \quad (۹)$$

که در اینجا معادله (۷) تابع اولر، معادله (۸) تابع تقاضای کارگزاران حرفه‌ای برای دارایی‌های ریسک‌دار و معادله (۹) تابع عرضه نیروی‌کار است.

اگر بخواهیم رفتار کارگزاران غیر حرفه‌ای در بازار سهام را فرموله کنیم، می‌توان به صورت زیر بررسی کرد.

مساله بهینه‌یابی کارگزاران جوان غیر حرفه‌ای در دوره t به صورت زیر است:

$$Max_{N^n_t S^n_t \lambda^n_t} U(C^n_{y.t}.N^n_t) + \beta E_t[U(C^n_{0.t+1})] \quad (۱۰)$$

با توجه به قید بودجه زیر:

$$\frac{W_t}{P_t}N^n_t = w_t N^n_t = S^n_t + C^n_{y.t} \quad (۱۱)$$

$$S_t^n - B_t^n = \frac{\lambda_t^n P_t^e}{P_p} = \lambda_t^n P_t^e \quad (۱۲)$$

$$E_t[C_{0.t+1}^n] = S_t^n r_t^b + \lambda_t^n E_t\left[p_{t+1}^e + d_t - a_t - r_t^b p_t^e\right] \quad (۱۳)$$

تنها تفاوت بین مساله بهینه‌یابی عوامل ماهر و غیرماهر وجود یک محدودیت اضافی (a) در قید بودجه عوامل غیرماهراست. a شوک روانی و به‌طور خاص میزان بدبینی نسبت به عملکرد آینده سهام است. اگر سطح a افزایش یابد، عوامل غیرماهر در مورد ارزش انتظاری پس‌انداز خود بیشتر بدبین می‌شوند. و اگر نوسانات a افزایش یابد، نوسانات در ارزش انتظاری پس‌انداز آینده افزایش می‌یابد. فرض می‌کنیم a یک متغیر تصادفی است که سطح و نوسانات ان از یک فرآیند ar1 پیروی می‌کنند.

این شوک‌های نوظهور به نوبه خود نوسان قیمت سهام را افزایش می‌دهند. از این‌رو نوسانات شوک‌های کارگزاران غیر حرفه‌ای به نوسان شوک‌ها در بازار مالی منتقل می‌شود و ما در این مدل بررسی می‌کنیم که چگونه این شوک‌ها به نوبه خود بر متغیرهای واقعی تأثیر می‌گذارد.

براساس شرایط مرتبه اول داریم:

$$U'\left(C_{y.t}^n\right) = E_t\left[\beta r_t^b U'(C_{0.t+1}^n)\right] \quad (۱۴)$$

$$\lambda_t^n = E_t\left[\frac{(p_{t+1}^e + d_t - a_t) - r_t^b p_t^e}{2\gamma\sigma_{p_{t+1}^e}^2}\right] \quad (۱۵)$$

$$U'\left(C_{y.t}^n\right) w_t = -U'(N_t^n) \quad (۱۶)$$

که در اینجا معادله (۱۴) قضیه اولر است. معادله (۱۵) تابع تقاضای کارگزاران غیر حرفه‌ای برای دارای‌های ریسک‌دار است و معادله (۱۷) تابع عرضه نیروی‌کار را نشان می‌دهد.

قیمت تعادلی دارای ریسک‌دار از برابری عرضه و تقاضای سهام به‌دست می‌آید. عرضه سهام در se ثابت است، از این‌رو قیمت سهام با تعیین تقاضای کل هر دو نوع کارگزار برابر است با:

$$(1-n)\lambda_t^s + n\lambda_t^n = S^e = 1 \quad (۱۸)$$

اگر بخواهیم رفتار بنگاه‌ها در بازار سهام را فرموله کنیم، می‌توان به صورت زیر بررسی کرد.

این مدل شامل بازار رقابت انحصاری برای کالاهای واسطه‌ای و رقابت کامل برای کالاهای نهایی است. این ساختار مدل‌سازی به پیروی از یون (۱۹۶۶) بوده است و به دلایل مختلف به طور گسترده‌ای در ادبیات استفاده می‌شود.[1]

تولید کنندگان کالاهای واسطه‌ی دارای ساختار رقابت انحصاری هستند و برای تغییر قیمت خود در هر دوره با هزینه‌های متغیری روبه‌رو هستند. هر شرکت Y_{ti} را با استفاده از سرمایه K_{ti} و نیروکار N_{ti} تولید می‌کند. آنها از وام (قرض) و فروش سهام خود برای سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند. تمام شرکت‌های کالاهای واسطه‌ای دارای تابع تولید کاب‌داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و هزینه ثابت fc هستند.

تولید کنندگان نهایی محصولات از کالاهای واسطه‌ای به‌عنوان ورودی استفاده می‌کنند و دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس هستند و در یک بازار کاملا رقابتی کار می‌کنند. تولیدکنندگان کالاهای نهایی سود خود را ماکزیمم می‌کنند:

$$P_t Y_t - \int_0^I P_t(i) Y_t(i)\, di \qquad (۱۹)$$

با توجه به قید:

$$Y_t = \left[\int_0^I Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}}\, di\right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \qquad (۲۰)$$

که در آن θ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه است. شرایط مرتبه اول تابع تقاضا برای هر واحد کالای واسطه i را نشان می‌دهد.

$$Y_t(i) = Y_t \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta} \qquad (۲۱)$$

سیاست پولی

فرض بر این است که مقامات پولی نرخ بهره اسمی را برای تثبیت اقتصاد کنترل می‌کنند. به پیروی از باوس و باندیک[2] (۲۰۱۷)، مقامات پولی نرخ بهره اسمی را براساس قانون زیر تنظیم می‌کنند:

$$ln\, r_t = \rho_r ln r_{t-1} + (1-\rho_r)\left(\ln r + \rho_\pi \ln \pi_t + \rho_y \ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) \qquad (۲۲)$$

1. yun
2. Basu and Bundick

که در آن r نرخ بهره اسمی، ρ_r ضریب یکسان سازی نرخ بهره[1]، ρ_π حساسیت نرخ بهره اسمی به تغییرات تورم، ρ_y حساسیت نرخ بهره اسمی به تغییرات رشد تولید است. معادله فیشر رابطه بین نرخ بهره اسمی، نرخ تورم و نرخ بهره حقیقی را نشان می‌دهد.

$$\frac{r_t}{r_t^b} = E_t[\pi_{t+1}] \qquad (۲۳)$$

سنجش شاخص رفتار معامله‌گران متخصص و غیر متخصص در ایجاد نوفه و اخلال

احساسات سرمایه‌گذار به‌عنوان گرایش فعالان بازار برای بورس‌بازی تعریف شده و این گرایش می‌تواند با وضعیت روانشناختی ذهن سرمایه‌گذاران در پیوند باشد. با توجه به این‌که معامله‌گران اخلال‌زا تحت تأثیر احساسات و هیجانات بازار تصمیم‌گیری می‌کنند، برای تبیین رفتار این نوع معامله‌گران – به‌عنوان بورس‌بازانی که غیرعقلایی و هیجانی رفتار می‌کنند – از شاخص تعیین کننده سرمایه گذاران متخصص و غیر متخصص استفاده می‌شود.

دو نوع شاخص برای تعیین سرمایه‌گذاران متخصص و غیر متخصص وجود دارد:

۱-شاخص مستقیم؛

۲-شاخص غیر مستقیم.

شاخص‌های مستقیم از سرمایه‌گذاران در یک گروه خاص مانند سرمایه‌گذاران خرد (AAII) یا نویسندگان روزنامه‌ها و خبرنامه‌ها (INV و HUL) درباره انتظارات و احساساتشان نسبت به بازار به‌صورت پیمایشی نظرسنجی می‌کنند. این شاخص در رفتار وام‌گیری، سرمایه‌گذاری و قید بودجه خانوار خود را نشان می‌دهد.

شاخص‌های غیر مستقیم، انتظارات سرمایه‌گذاران در یک گروه خاص را با تحلیل آمار و ارقام بازار که منعکس‌کننده رفتار آن گروه است، تفسیر می‌کنند. این شاخص‌ها خود را در رفتار پس‌انداز و عرضه و تقاضای خانوار خود را نشان می‌دهد.

بیشتر متغیرهای احساسی مبتنی بر داده‌های بازار از معماهای مالی مانند تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته و قیمت‌گذاری زیر ارزش عرضه‌های عمومی اولیه مشتق می‌شوند. شایان توجه است که هیچ سنجه‌ای به تنهایی نشانگر خالص احساسات سرمایه‌گذاران محسوب نمی‌شود، بلکه هر کدام به‌صورت ناکامل بخشی از مؤلفه احساسی را شامل می‌شود و بخش

1. Interest rate smooting coefficient

دیگر آن ممکن است شامل مؤلفه‌های خاص و غیرمرتبط با احساسات باشد (باکر و وُوگلر، ۲۰۰۶؛ لینگ و همکاران، ۲۰۱۰)[1].

نکته چشمگیر دیگر، توجه به زمان‌بندی متغیرهاست، زیرا برخی متغیرها ممکن است تغییر در احساسات را زودتر از دیگر متغیرها نشان دهد. به‌طور عمومی متغیرهایی که شامل واکنش عرضه شرکت می‌شوند (مانند تعداد عرضه‌های عمومی اولیه) نسبت به متغیرهایی که به‌طور مستقیم استوار بر تقاضا یا رفتار سرمایه‌گذاران است (مانند گردش سهام، تنزیل واحدهای صندوق با سرمایه ثابت و بازدهی عرضه‌های عمومی اولیه)، تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران را با تأخیر نشان می‌دهد.

حجم معاملات

حجم معاملات یا به‌طور عمومی‌تر نقدشوندگی بازار می‌تواند به‌عنوان یک شاخص احساسی سرمایه‌گذار در نظر گرفته شود. حجم معاملات بازار، نسبت حجم معاملات به تعداد سهم‌های پذیرش شده در بورس می‌تواند به‌عنوان یک شاخص ساده برای احساس سرمایه‌گذاران مطرح شود. حجم معاملات به گردش معاملات اشاره داشته و برابر با تعداد سهم‌های معامله شده تقسیم بر تعداد سهم‌های در دسترس است. گردش سهام وابستگی زیاد میان حجم معاملات و اندازه شرکت را حذف می‌کند (واتکینز، ۲۰۰۲)[2].

گردش معاملات سهام[3]

نرخ گردش معاملات یک سهم، نسبت فروش سهام در یک بازه زمانی مشخص است. هنگامی که احساسات سرمایه‌گذاران چیرگی دارد، آن‌ها حضور فعالانه‌ای در بازار داشته که منجر به گردش بالای معاملات می‌شود و برعکس، کاهش در حضور فعالان بازار منجر به گردش پایین معاملات خواهد شد. وو و هان (۲۰۰۷) و ژانگ و یانگ (۲۰۰۹) معتقدند که میزان گردش معاملات می‌تواند به‌عنوان یک نشانه برای تعیین سرمایه‌گذاران متخصص و غیرمتخصص محسوب شود.

سود نقدی[4]

سهام‌هایی که سود نقدی پرداخت می‌کنند، شبیه اوراق قرضه‌ای هستند که در آن پرداخت‌های سود قابل پیش‌بینی‌شان سطحی از اطمینان و امنیت را نشان می‌دهد. یکی از

1. Baker and Wurgler, 2006; Ling *et al.*, 2010
2. Watkins, 2002
3. Share Turnover (TURN)
4. Dividend Premium

سنجه‌های استوار بر قیمتی که می‌توان در نظر گرفت، پاداش برای سهم‌هایی است که سود نقدی پرداخت می‌کنند که ممکن است به‌طور معکوس با احساسات در پیوند باشد. در کار بارکر و وورگلر (۲۰۰۴)، صرف سودنقدی به‌عنوان تفاوت میان میانگین نسبت‌های ارزش دفتری به ارزش بازاری سهم‌های پرداخت‌کننده سود نقدی و سهم‌های بدون سود نقدی تعریف می‌شود (باکر و ووگلر، ۲۰۰۶؛ یوگر و تاس، ۲۰۱۲)[1]. شرکت‌هایی که سود نقدی پرداخت می‌کنند، بزرگ و سودآور با فرصت‌های رشد ضعیف هستند. منطق سنجه صرف سود نقدی اینست که هنگامی که تعداد سرمایه گذاران غیر متخصص بالاست، سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های با عدم پرداخت سود نقدی مانند سهام رشدی و نوپا نسبت به شرکت‌هایی که سیاست پرداخت سود نقدی با ثباتی دارند، ارزش بیشتری قائل می‌شوند و این به‌صورت ارزش نسبی بالاتر شرکت‌های بدون پرداخت سود نقدی و صرف سود نقدی پایین‌تر خود را نشان می‌دهد.

$$DIVPREM_t = log\left[\frac{1}{N_{DIV}}\sum_{1=1}^{N_{DIV}}\frac{ME_{j1t}}{BE_{j,t}}\right] - log\left[\frac{1}{N_{N-DIV}}\sum_{j=1}^{N_{N-DIV}}\frac{ME_{j,t}}{BE_{j,t}}\right] \quad (۲۴)$$

N_{DIV}: تعداد شرکت‌های پرداخت‌کننده سود نقدی؛

$N_{N\text{-}DIV}$: تعداد شرکت‌های با عدم پرداخت سود نقدی؛

BEj,t: ارزش دفتری سهام شرکت j در ماه t؛

$ME_{j,t}$: ارزش بازاری سهام شرکت j درماه t .

تنزیل واحدهای صندوق با سرمایه بسته[2]

صندوق‌های با سرمایه بسته شرکت‌های سرمایه‌گذاری هستند که تعداد ثابتی، واحد سرمایه‌گذاری منتشر می‌کنند که این واحدها در بورس اوراق بهادار مورد معامله قرار می‌گیرد. اگر بپذیریم که بازارها کارا بوده و فرصت‌های آربیتراژی به سرعت مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرند، پس چرا واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته به‌صورت تنزیلی مورد معامله قرار می‌گیرند؟ لی و همکاران (۱۹۹۱)[3] عنوان می‌کنند تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته نشان‌دهنده فاصله گرفتن قیمت‌های سهام از ارزش بنیادینشان است و این ممکن است تا حدی انعکاس اثر قیمتی معاملات استوار بر احساسات در طول دوره‌های خوش‌بینی یا بدبینی سرمایه‌گذاران بوده و این احساسات خود را در ورای تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته نشان

1. Baker and Wurgler, 2006; Uygur and Tas, 2012
2. Closed-End Fund Discount (CEFD),
3. Lee *et al.* (1991)

می‌دهد. لی و همکاران (۱۹۹۱) نشان داده‌اند که اگر کاهش در تنزیل واحدهای صندوق با سرمایه بسته (CEFD) با بازدهی دارایی‌هایی که توسط سرمایه‌گذاران غیر عقلایی نگه‌داری می‌شوند، دارای همبستگی مثبت باشد، آن‌گاه تغییرات در CEFD باید با احساسات سرمایه‌گذاران همبستگی منفی داشته باشد.

تنزیل صندوق با سرمایه بسته، میزان تفاوت میان ارزش خالص دارایی یک صندوق و قیمت بازاری واحدهای صندوق است. بسیاری از نویسندگان، شامل زوینگ (۱۹۷۳)، لی، اشلیفر و تالِر (۱۹۹۱) و نیل و ویتلی (۱۹۹۸)، استدلال کرده‌اند که اگر واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته به‌صورت نامتناسبی توسط سرمایه‌گذاران خرد نگه‌داری شوند، متوسط تنزیل صندوق‌های سهام با سرمایه بسته ممکن است یک شاخص احساسات شمرده شود که هنگامی که میزان تنزیل بالا باشد، سرمایه‌گذاران بازار سهام، اعتمادشان را از دست داده و نشان‌دهندهٔ سرمایه‌گذاران متخصص است.

فرمول محاسبه تنزیل واحد صندوق‌های با سرمایه بسته به‌شرح زیر است:

$$CEFD_i = \frac{\sum_{i=1}^{n}((P_{it}-NAV_{it}/NAV_{it}))}{n} \qquad (۲۵)$$

P_{it} قیمت پایانی صندوق i در ماه t، NAV_{it} آخرین NAV منتشر شده در ماه t و n تعداد صندوق‌های انتخاب شده است.

تعداد حساب‌های سهام‌داری افتتاح شده[1]

تعداد حساب‌های سهام‌داری جدید افتتاح شده انعکاس‌دهنده تقاضای برای سهام‌داری در بازار سهام است. هنگامی که تعداد سرمایه‌گذاران غیر متخصص بالاست، اشتیاق برای ورود به بازار افزایش یافته و به تبع تعداد حساب‌های سهام‌داری جدید افزایش خواهد یافت و برعکس با کاهش تعداد سرمایه گذاران غیر متخصص، این اشتیاق برای افتتاح حساب کمتر خواهد شد. وُو و هان (۲۰۰۷) و ژانگ و یانگ (۲۰۰۹) پیشنهاد می‌کنند که این سنجه می‌تواند معیار مناسبی برای شناسایی سرمایه‌گذاران متخصص و غیر متخصص در بازار سهام باشد.

متوسط بازدهی‌های روز اول عرضه‌های عمومی نخستین[2]

عرضه‌های عمومی نخستین، گاهی چنان بازدهی‌های چشمگیری روی نخستین روز معاملاتی‌شان بدست می‌آورند که دلیلی برای آن غیر از اشتیاق و هیجان سرمایه‌گذاران وجود ندارد. متوسط بازدهی‌های

1. the Equity Share in New Issues (NIA)
2. Average First-Day Returns on IPOs (RIPO)

روز اول فراز و فرودهایی را نشان می‌دهند که همبستگی بالایی با حجم عرضه‌های عمومی نخستین دارد که می‌تواند به‌عنوان یک شاخص احساسات در نظر گرفته شود. هنگامی که تعداد سرمایه گذاران غیر متخصص بازار بالاست، سرمایه‌گذاران علاقه بیشتری به سهم جدید نشان داده که منجر به بازدهی بالاتر در عرضه‌های عمومی نخستین خواهد بود. از سوی دیگر، تعداد سرمایه گذاران متخصص کم، سبب ایجاد علاقه و اقبال کمتر به عرضه‌های عمومی اولیه شده که منجر به کاهش در بازدهی اولین روز معاملاتی IPO خواهد شد. باکِر و وُوگلِر[1] (۲۰۰۶) این شاخص را یک متغیر خوب برای نشان دادن سرمایه‌گذاران متخصص و غیرمتخصص عنوان کرده‌اند. شرکت‌های عقلایی از این اصل احساسات سرمایه‌گذاران در بازار بهره‌برداری کرده و عرضه‌های عمومی اولیه بیشتر در مواقعی افزایش می‌یابد که تعداد سرمایه‌گذاران غیر متخصص بالاست. همچنین در عرضه‌های عمومی اولیه، مساله قیمت‌گذاری زیر ارزش سبب می‌شود قیمت‌های سهم در روز اول معاملاتی افزایش یابند (یوگِر و تاس، ۲۰۱۲)[2].

سنجش احساس سرمایه‌گذار در بازارهای سهام

$$EMSI = \frac{\sum(R_{ir}-\bar{R}_r)(R_{iv}-\bar{R}_v)}{[\sum(R_{ir}-\bar{R}_r)^2 \sum(R_{iv}-\bar{R}_v)^2]^{\frac{1}{2}}} * 100; \quad -100 \le EMSI \le +100 \quad (۲۶)$$

R_{ir} و R_{iv}: رنکینگ بازدهی روزانه و نوسان تاریخی برای اوراق بهادار i ام.

$\bar{R}_r \bar{R}_v$: رنکینگ بازدهی میانگین و نوسان تاریخی جمعی.

سنجش بحران‌های بازار سهام بر اساس سرمایه گذاران متخصص و غیر متخصص

شاخص‌های تعیین مهارت سرمایه‌گذاران موجود بیشتر افزون بر سنجش احساسات ناشی از عوامل غیر بنیادین، احساسات ناشی از عوامل بنیادین را نیز در بر می‌گیرد. راهکار برای سنجش نوع سرمایه‌گذاران، استفاده از مدل رگرسیون زیر است:

$$SENTIMENTi.t = \alpha + \beta 1IPi.t + \beta 2HEi.t + \beta 3STi.t + \ + \beta 4DYi.t + \varepsilon i.t \quad (۲۷)$$

با در نظر گرفتن چهار عامل اقتصاد کلان مدل بالا شامل:

- تغییر در لگاریتم طبیعی شاخص تولید صنعتی $(IP_{i,t})$؛
- تغییر در لگاریتم طبیعی مخارج خانوارها (HE)؛

1. Baker and Wurgler (2006)
2. Uygur and Tas, 2012

- شکاف میان بازدهی اسناد خزانه سه ماهه و بازدهی اوراق دولتی ده ساله (ST)؛
- بازدهی (سود) نقدی (DY).

سرمایه‌گذاران را براساس نوع مهارت در سرمایه‌گذاری ناشی از عوامل بنیادین را سنجیده و جزء اخلال رگرسیون OLS بالا، عوامل غیر بنیادین را می‌سنجد. روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) براساس مراحل زیر صورت می‌گیرد:

۱. استانداردسازی ۶ متغیر؛
۲. بدست آوردن مقادیر ویژه و بردار ویژه ماتریس کواریانسشان؛
۳. ساخت شاخص احساسی از ترکیب خطی ۶ متغیر با استفاده از بردار ویژه در پیوند با بزرگ‌ترین مقادیر ویژه به‌عنوان وزن متناظر.

احساسات سرمایه‌گذار بازار سهام

مهمترین مولفه های در نظر گرفته شده برای سنجش این شاخص عبارتنداز:

۱- شاخص پیمایشی اعتماد سرمایه‌گذار دانشگاه میشیگان؛
۲- شاخص پیمایشی هوش سرمایه‌گذار؛
۳- تعداد عرضه‌های عمومی اولیه در ماه؛
۴- بازدهی‌های روز اول عرضه‌های عمومی اولیه؛
۵- خالص جریانات نقدی جدید صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک سهام آمریکا؛
۶- تنزیل واحدهای صندوهای با سرمایه بسته.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، ابتدا از بین متغیرهای مختلف با توجه به شرایط بازار مورد بررسی و دسترسی به داده‌ها، تعدادی متغیر را گزینش کرده و در یک بازه زمانی مشخص به استخراج داده‌های در پیوند با آن‌ها می‌پردازند.

برخی از متغیرهای احساسی معرفی شده هماره می‌توانند تا حدی انعکاس دهنده مؤلفه‌های بنیادین اقتصادی نیز باشند. به‌عنوان نمونه حجم و تعداد عرضه‌های عمومی اولیه تا حدی به فرصت‌های عمومی سرمایه‌گذاری نیز در پیوند است. برای حذف چنین اثراتی - تاحد ممکن - معادله رگرسیون هر یک از این متغیرهای احساسی را بر روی مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید صنعتی، رشد واقعی در مصرف خدمات، کالاهای بادوام و بی‌دوام، رشد در اشتغال و ... تشکیل می‌دهیم. جزء باقیمانده این رگرسیون‌ها به‌عنوان شاخص ترکیبی نوع مهارت سرمایه‌گذاران می‌تواند محسوب شود.

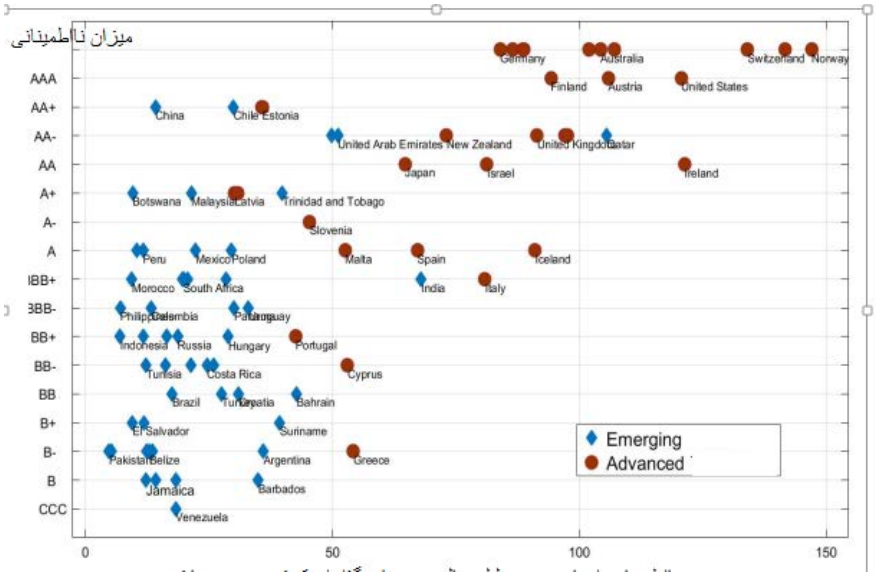
در مرحله بعد و پس از حذف اثرات اقتصاد کلان چشمگیر، می‌توان از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی[1] برای استخراج شاخص ترکیبی استفاده کرد.

نکته دیگر در تشکیل شاخص ترکیبی تعیین زمان‌بندی نسبی متغیرهاست. بدین معنی که اگر برخی متغیرها دارای همبستگی با وقفه متغیر دیگر باشد، آن‌گاه آن متغیرها ممکن است تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران را زودتر از دیگر متغیرها نشان دهد. برای نمونه، ایبوتسون و جافی (۱۹۷۵)[2]، لاری و شُورت (۲۰۰۲)[3]، بِنوِنیست و همکاران (۲۰۰۳)[4] در می‌یابند که حجم عرضه‌های عمومی اولیه نسبت به بازدهی‌های روز اول عرضه‌های عمومی اولیه دارای وقفه است. شاید نوع سرمایه گذاران تا حدودی ورای بازدهی‌های بالای روز اول بوده و این حجم عرضه عمومی اولیه اضافه‌تری را با یک تأخیر جذب کند. به‌صورت عمومی‌تر، از متغیرهایی که شامل واکنش‌های عرضه شرکتی هستند، انتظار می‌رود که نسبت به متغیرهایی که به‌طور مستقیم استوار بر تقاضا یا رفتار سرمایه‌گذار هستند، دارای وقفه و تأخیر باشند. بنابراین لازم است در استخراج شاخص ترکیبی احساسی به این نکته توجه داشت که در مورد برخی متغیرها ممکن است آشکار شدن همان شاخص ترکیبی بیشتر طول بکشد (بِیکر و وُوگلر، ۲۰۰۶)[5].

در این پژوهش، بین سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای از نظر شرایط دموگرافیک و همچنین سواد مالی، به دلیل ایجاد نااطمینانی در بازار سرمایه، تفاوت قائل می‌شویم. این فرض را با بررسی رتبه‌های اعتباری سطح تعیین شده توسط استاندارد بین المللی بانک جهانی و پول براساس یک نمونه متشکل از ۸۲ کشور شامل ۳۲ اقتصاد پیشرفته و ۵۰ کشور در حال ظهور و بررسی سرمایه‌گذاران آنها از نظر تخصص به طور تجربی انجام شده است. در این پژوهش از رتبه‌بندی‌های اعتباری به عنوان یک پروکسی برای دامنه خاص ایجاد نااطمینانی استفاده می‌شود ($*$ Rtدر این مدل). همانطور که شکل (۱) نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران غیر حرفه‌ای به طور متوسط بین $+$ BB و BBB یک امتیاز دریافت می‌کنند، در مقایسه با سرمایه‌گذاران حرفه‌ای که دارای امتیاز متوسط بین $+$ Aو AA هستند. در حالی که رتبه‌بندی‌های خاص اغلب تفاوت نرخ بهره بین رتبه‌های اعتباری شرکتی و دولتی را در بر می‌گیرد. این تفاوت مشاهده شده در نااطمینانی مالی را می‌توان تا حدودی به ویژگی‌های اساسی مانند تفاوت در درجه ادغام مالی و واسطه‌گری، وجود متغیرهای دموگرافیک و سواد مالی نسبت داد.

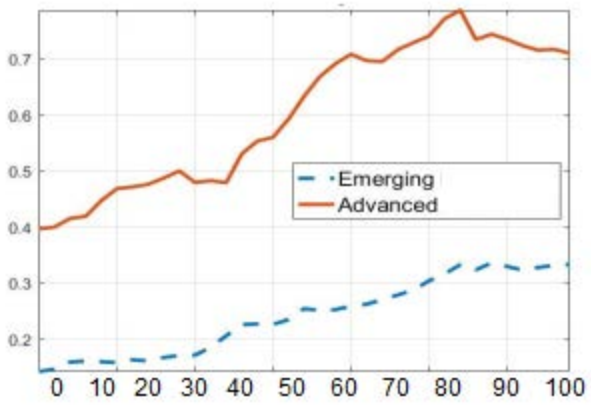
---

1. Principle Component Analysis (PCA)
2. Ibbotson and Jaffe (1975)
3. Lowry and Schwert (2002)
4. Benveniste et al. (2003)
5. Baker & Wurgler (2006)



شکل ۱. ناطمینانی ایجاد شده به دلیل فعالیت سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای

رفتار سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای توسط شاخص توسعه مالی در شکل (۲) نشان داده شده است. شاخص توسعه اقتصادی با ترکیب شاخص‌هایی برای اندازه‌گیری میزان تاثیر سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای در ایجاد نااطمینانی در بازارهای مالی با عمق مالی (اندازه و نقدینگی بازارها)، دسترسی به بازارهای مالی (توانایی افراد و شرکت ها برای دسترسی به خدمات مالی) و کارآیی بازارهای مالی (توانایی موسسات در ارائه خدمات مالی با هزینه کم و با درآمد پایدار و سطح فعالیت بازارهای سرمایه) نشان داده شده است.



شکل ۲. رفتار سرمایه‌گذاران براساس شاخص توسعه مالی

به منظور درک این تاثیرگذاری دو گروه سرمایه‌گذاران، هزینه‌های استقراض را که سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای و کارآفرینان با آن روبرو می‌شوند، در نظر گرفته می‌شود تا به عنوان تابعی از یک مولفه جهانی و یک مولفه خاص یک کشور تکامل یابند. مولفه جهانی با نرخ بین‌المللی بدون ریسک همپوشانی دارد و در کشورها ثابت است. مولفه خاص کشور به عنوان یک تابع افزایش دهنده اهرم تعریف شده است. هزینه وام بیشتر که در ایران، در بازارهای سرمایه با آن روبرو هستیم مورد بررسی قرار گرفته است. هزینه‌های استقراض به اهرم فشار، از مکانیزم شتاب دهنده مالی که در گرتلر و همکاران تعریف می‌شود و رویکرد تأیید هزینه دولت را در مطالعات برنانکه و همکاران، در یک مدل کوچک اقتصاد باز DSGE نشان داده است.

کارآفرینان در این مجموعه بدون ریسک هستند و کالاهای عمده فروشی را با ترکیب سرمایه‌ای که در اختیار دارند با خدمات کارگری که از خانوارها استخدام می‌کنند، تولید می‌کنند. سرمایه مورد نیاز برای تولید با استفاده از ترکیبی از ارزش خالص (Nt) و بدهی ارز خارجی (Dt) تأمین می‌شود. قراردادهای بدهی برای یک دوره تعریف می‌شوند. برای اطمینان از اینکه کارآفرینان با استفاده از ترکیبی از ارزش خالص و بدهی خارجی به تأمین مالی سرمایه مورد نیاز خود ادامه می‌دهند، فرض می‌شود که کارآفرینان با محدودیت‌هایی در دوره بعدی با احتمال θ عمر معینی دارند. در نتیجه، طول عمر مورد انتظار یک کارآفرین با $1-\theta$ ارائه می‌شود. به علاوه، جمعیت کارآفرینان ثابت است و کارآفرینان موجود با افراد جدید جایگزین می‌شوند. هر یک از کارآفرینان موجود، سرمایه‌گذاران جدید را با وقف ثابت E تضمین می‌کنند تا اطمینان حاصل شود که کارآفرینان جدید بودجه ای برای شروع تولید دارند. سرانجام، سرمایه به دست آمده در دوره t برای تولید در دوره $t + 1$ مصرف می شود، بنابراین می توان از کارآفرینان در این چارچوب به عنوان نماینده هایی که وام های غیر مالی می‌گیرند، تفسیر کرد. یک فرض اصلی که پویایی را در این مدل هدایت می‌کند، نقش بدهی ارزی است. در مقابل سرمایه گذاران غیر حرفه ای به عنوان افرادی که به دلیل درگیری فکری در بازگرداندن سرمایه استقراض شده دست به فعالیت های غیرحرفه ای در بازار سرمایه می زنند مورد بررسی قرار می‌گیرند، این گروه دارای ریسک حداکثری بوده و ریسک ناشی از فعالیت‌های غیرحرفه‌ای را نیز به سایر سرمایه گذاران به دلیل ایجاد نااطمینانی در بازار مالی، انتقال می‌دهند.

به طور منسجم با روش استاندارد DSGE، مدل‌های FAM مانند، بیشتر از طریق فرایند پایه‌گذاری اقتصاد خرد از معادلات کل بدست می‌آیند. این مدل‌ها در ابتدا توسط برنانکه و گرتلر (۱۹۸۹) ارائه شد و

سپس توسط نویسندگان دیگری مانند کریستینو و دیگران توسعه داده شده است (۲۰۱۳). مکانیزم شتاب دهنده وقتی از منظر اقتصاد کلان در نظر گرفته شود تاحدودی ساده به نظر می‌رسد. با بازرسی دقیق، با این وجود راهی برای محاسبه پسماند اجزای خروجی است. نکته این است که در مواردی که مساوی هستند، نرخ رشد طبیعی اقتصاد تابعی از حق بیمه ریسک تعیین شده (P) نسبت به نرخ بهره بدون ریسک در وام‌ها است. هرچه میزان ریسک بیشتر (کمتر) باشد، سرعت مصرف، سرمایه‌گذاری، صادرات خالص و (از این رو) رشد تولید طبیعی پایین-تر (بالاتر) بود. بنابراین، به صورت رسمی، می‌توانیم تغییر در تولید طبیعی را به عنوان یک تابع خطی از ریسک تعریف کنیم:

$$\Delta y_t^N = \varphi_1 \cdot P_t, \quad \varphi_1 < 0 \qquad (۲۸)$$

از طرف دیگر، با کاهش ملزومات اعتبار و یا افزایش ارزش بازار وثیقه‌های نگهداری شده توسط وام گیرندگان، حق بیمه کاهش می‌یابد. این امر بیشتر هنگامی اتفاق می‌افتد که اقتصاد با سرعت پایدار رشد کند. در نتیجه، ریسک می‌تواند به عنوان یک تابع کاهش شکاف تولید بیان شود:

$$\Delta P_t = \varphi_2 \cdot (p_E \cdot \Delta NW + \Delta p_{NW} \cdot NW_{t-1}) = \varphi_3 \cdot (y_{t-1} - y_{t-1}^N) \text{ , } (۲۹)$$

$$\varphi_2, \varphi_3 < 0$$

که NW حجم وثیقه وام گیرندگان است (به معنای واقعی ، ثروت خالص شرکت‌ها) و p_{NW} متوسط قیمت آنها در بازار است. در نتیجه $p_{NW} \cdot \Delta NW$ تغییر در ارزش وثیقه‌ها و $\Delta p_{NW} \cdot NW_{t-1}$ میزان سود سرمایه است. هر دو مولفه در دوره رونق رشد می‌کنند، در نتیجه امکان کاهش حق بیمه را فراهم می‌کنند.

از دو معادله بالا نتیجه می‌شود که:

$$\Delta y_t^N = \varphi \cdot (y_{t-1} - y_{t-1}^N), \qquad (۳۰)$$

$$\varphi = \varphi_1 \cdot \varphi_3 \text{ and } 0 < \varphi < 1$$

معادله بالا نشان می‌دهد که خروجی طبیعی به خروجی جریان بستگی مثبت دارد. به عبارت دقیق‌تر، اولی با گذشت زمان به دومی تنظیم می‌شود و سرعت تنظیم با پارامتر φ تعریف می‌شود. هرچه φ بالاتر باشد، تنظیمات سریعتر است (مکانیزم هیسترزیس مشابه). اگر φ یونیت باشد، خروجی طبیعی برابر است با جریان تاخیر. اگر φ نول باشد، مدل به یک معیار فرو می‌ریزد. پسماند یا مدل افزایش یافته با حق بیمه به شرح زیر است:

$$y_t = y_t^N + a_{10} + a_{11} \cdot y_{t-1}^g + a_{12} \cdot \pi_{t-1} + a_{13} \cdot r_{t-1} + b_{11} \cdot y_{t-2}^g + b_{12} \cdot \pi_{t-2} + b_{13} \cdot r_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad (۳۱)$$

$$\pi_t = a_{20} + a_{21} \cdot y_{t-1}^g + a_{22} \cdot \pi_{t-1} + a_{23} \cdot r_{t-1} + b_{21} \cdot y_{t-2}^g + b_{22} \cdot \pi_{t-2} + b_{23} \cdot r_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (۳۲)$$

$$r_t = a_{21} + a_{31} \cdot y_{t-1}^g + a_{32} \cdot \pi_{t-1} + a_{33} \cdot r_{t-1} + b_{31} \cdot y_{t-2}^g + b_{32} \cdot \pi_{t-2} + b_{33} \cdot r_{t-2} + \varepsilon_{3t} \quad (۳۳)$$

$$y_t^g = y_t - y_t^N \quad (۳۴)$$

$$y_t^N = y_{t-1}^N + \varphi \cdot (y_{t-1} - y_{t-1}^N), \quad (۳۵)$$

$$0 < \varphi < 1$$

(لگاریتم) خروجی طبیعی، y_t^N ، به عنوان تابعی از (لگاریتم) خروجی جریان، y_t، به جای اینکه از طریق تابع خطی (لگاریتم) تولید ناخالص داخلی واقعی بدست آید، مدل می‌شود.

براساس موارد گفته شده توابع مطلوبیت برای بخش های مورد مطالعه به شرح زیر است:

$$\mathcal{L}_t = \max_{K_{j,t}^e; H_{j,t}^e; L_{j,t}^e} E_\cdot \sum_{t=\cdot}^{\infty} \beta^e \left[\frac{\varepsilon_{z,t} K_{j,t-1}^{\alpha} H_{j,t}^{1-\alpha}}{X_{j,t}} + \frac{L_{j,t}^e}{P_t^d} - \frac{I_{j,t-1}^e L_{j,t-1}^e}{P_t^d} - \frac{W_t}{P_t^d} H_{j,t}^e - \left(K_{j,t}^e - (1-\delta_e) K_{j,t-1}^e\right) - \kappa_i \left(\frac{I_{j,t}}{K_{j,t-1}} - \delta_e\right)^2 \frac{K_{j,t-1}}{(2\delta_e)} - D v_{\psi,jt}^e \right] + \lambda_t^e \left[\nu_{e,jt} \left(\phi_k \frac{Q_{t+1}^k}{P_t^d} K_t + (1-\phi_k) \frac{Q_{t+1}^{\psi}}{P_t^d} \Psi_j^e \right) - \frac{R_{t-1}^l L_t^e}{P_t^d} \right], \quad (۳۶)$$

$$(P_t^c)^{1-\eta_c} = (1-\alpha_c)(P_t^{dc})^{1-\eta_c} + \alpha_c (P_t^{fc})^{1-\eta_c} \quad (۳۷)$$

$$(c_{t+1}^b - \zeta c_t^b)^{-\gamma^b} = E_t U_{c,t+1}^b = E_t \lambda_{t+1}^b \quad (۳۸)$$

$$E_t \frac{\lambda_t^b}{\lambda_{t+1}^b} = E_t \frac{U_{c,t}^b}{U_{c,t+1}^b} = \frac{(c_t^b - \zeta c_{t-1}^b)^{-\gamma^b}}{(c_{t+1}^b - \zeta c_t^b)^{-\gamma^b}} = \beta^b E_t \frac{R_t^l}{\pi_{t+1}^c} \quad (۳۹)$$

$$(c_{t+1}^s - \zeta c_t^s)^{-\gamma^s} = E_t U_{c,t+1}^s = E_t \lambda_{t+1}^s$$

$$E_t \frac{\lambda_t^s}{\lambda_{t+1}^s} = E_t \frac{U_{c,t}^s}{U_{c,t+1}^s} = \frac{(c_t^s - \zeta c_{t-1}^s)^{-\gamma^s}}{(c_{t+1}^s - \zeta c_t^s)^{-\gamma^s}} \quad (۴۰)$$

(۴۱)

$$E_{\cdot}\sum_{t=\cdot}^{\infty}\beta^{t}\left[\frac{1}{1-\gamma^{t}}(c_{t}^{t}-\zeta c_{t-1}^{t})^{1-\gamma^{t}}-\frac{(H_{t}^{t})^{1+\eta}}{1+\eta}+\frac{\varepsilon_{m,t}}{1-\gamma_{m}}\left(\frac{M_{t}^{t}}{P_{t}^{c}}\right)^{1-\gamma_{m}}+aLn\left(\frac{D_{t}^{t}}{P_{t}^{c}}\right)+\varepsilon_{\psi,t}Ln\left(\frac{Q_{t}^{\psi}\psi_{t}^{t}}{P_{t}^{c}}\right)\right]$$

ایده اصلی در این بخش این است که سرمایه‌گذاری و تولید به عنوان مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی به طور اساسی تحت تأثیر سلامت مالی قرار می‌گیرند و این روند اخیر به طور همزمان پیش می‌رود. بنابراین، هرچه ارزش بازاری دارایی‌های مالی کمتر (بیشتر) باشد، ریسک بانک‌ها (و / یا سایر واسطه‌های مالی غیر بانکی) بالاتر (پایین‌تر) است. در نتیجه مصرف پایین‌تر (بالاتر)، سرمایه‌گذاری فعلی و تولید (و صادرات خالص) کمتر بود. توجه داشته باشید که در مدل‌های DSGE، این تأثیر غیر مستقیم تغییر در تخصیص بهینه بین خانگی مصرف و عرضه نیروی‌کار است. با این حال، در سطح اقتصاد کلان، می‌توان آن را به عنوان تأثیر مستقیم تغییر نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری و سایر مولفه‌های برونزای تقاضای کل تفسیر کرد.

جدول (۱)، خلاصه آمارهای پسین منطبق را برای همه‌ی پارامترهای تخمین زده شده، گزارش می‌کند که در داخل چندین گروه ساختاری تقسیم شده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل

بخش	انحراف معیار توزیع پسین	میانگین توزیع پسین	میانگین توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	نوع توزیع پیشین	نماد پارامترها	پارامتر
پارامترهای خانوارها	۰.۰۱	۰.۱۰۳۸	۰.۱۰۸۲	۰.۱۸۹	گاما	*gamma_s*	γs
	۰.۰۰۱۸	۰.۱۰۳۷	۰.۰۰۲	۰.۱۰۸	گاما	*gamma_b*	γb
	۰.۰۰۳	۰.۱۸۸	۰.۰۰۲	۰.۱۸	بتا	*zeta*	ζ
	۰.۰۰۳	۰.۱۰۹۷	۰.۰۰۸	۰.۱۰۹۵	بتا	*Nu_h*	vh
	۰.۰۰۱۵	۰.۷۲۰۳۵	۰.۰۸	۰.۷۲۰۳۷	گاما	*gamma_m*	γm
	۰.۰۰۱۸	۰.۷۲۰۱۲	۰.۰۰۲	۰.۷۲۰۱	گاما	*eta*	η
	۰.۰۰۳۹	۰.۱۸۲	۰.۰۰۲	۰.۱۸	بتا	*phi_w*	ϕW
	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۷۸	۰.۰۰	۰.۰۰۱	گاما	*alpha_c*	αc

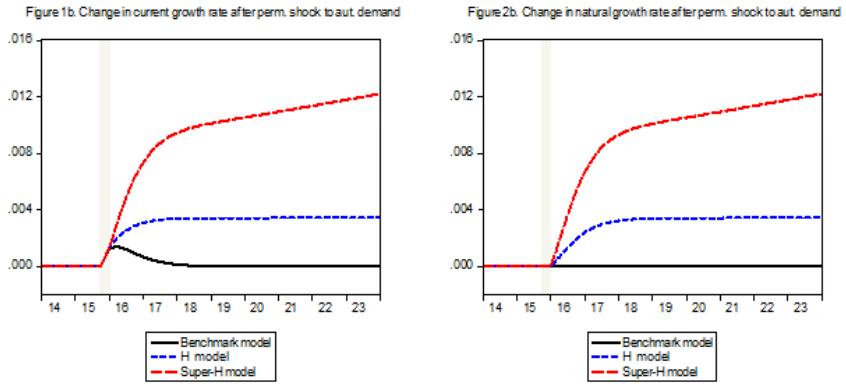
پارامتر	نماد پارامترها	نوع توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	انحراف معیار توزیع پسین	بخش
θR	*theta_R*	بتا	۰.۱۰۹۸	۰.۰۰۲	۰.۱۰۲۷	۰.۰۰۱	پارامترهای بنگاهها
γp	*gamma_p*	گاما	۰.۱۰۹۱	۰.۰۰	۰.۱۰۹۲	۰.۰۰۲	
α	*alpha*	گاما	۰.۱۰۸۲	۰.۰۰	۰.۱۰۳۸	۰.۰۸	
δe	*delta_e*	گاما	۰.۰۰۸۲	۰.۰۰۲۹	۰.۰۸۵	۰.۰۰۱	
κi	*kappa_i*	گاما	۰.۳۳۰۱	۰.۰۰۲	۰.۳۳۰۲	۰.۱۰۳۳	
νe	*Nu_e*	بتا	۰.۱۸۵	۰.۰۸	۰.۱۸۹	۰.۰۰۳	
ϕk	*phi_k*	بتا	۰.۱۰۸	۰.۰۰۲	۰.۱۰۸۸	۰.۰۰۳	
αi	*alpha_i*	گاما	۰.۱۰۳۵	۰.۰۰۹	۰.۱۰۳۹	۰.۰۰۷	
گاما	*pi_apkap*	$\pi\kappa$	۰.۱۰۸۷	۰.۰۰۲	۰.۱۰۸۲	۰.۰۰۲	سیاست پولی
گاما	*y_apkap*	$y\kappa$	۰.۱۰۳۲	۰.۰۰	۰.۱۰۸	۰.۰۰۸	
$\rho\psi$	*rho_psi*	بتا	۰.۱۰۹۵	۰.۰۰۱	۰.۱۰۷	۰.۰۰۱۳	ضرایب AR(1) برخی از متغیرهای درونزا
ρvh	*rho_nuh*	بتا	۰.۱۰۹۵	۰.۰۰۱۹	۰.۱۰۸۳	۰.۰۰۳	
ρve	*rho_nue*	بتا	۰.۱۰۹۵	۰.۰۰۱۸	۰.۱۰۷۲	۰.۰۰۱۸	
ρp	*rho_p*	بتا	۰.۱۸	۰.۱۸۲	۰.۱۰۲۵	۰.۰۰۲	
ρz	*rho_z*	بتا	۰.۱۰۹۵	۰.۰۰۱۸	۰.۱۰۷۸	۰.۰۰۱	
ρor	*rho_or*	گاما	۰.۰۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱۵	
ρm	*rho_m*	بتا	۰.۱۰۲	۰.۰۸	۰.۱۸۸	۰.۰۰۳	
ρex	*rho_ex*	گاما	۰.۱۰۹	۰.۰۰	۰.۱۰۹۱	۰.۰۰۸	
$\rho\Theta$	*rho_theta*	گاما	۰.۱۰۸۲	۰.۰۸	۰.۱۰۸	۰.۰۰	
$\sigma\psi$	*SE_epsilon_psi*	گامای معکوس	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۱۱۸	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۱۱۱	انحراف معیار شوکها

پارامتر	نماد پارامترها	نوع توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	انحراف معیار توزیع پسین	بخش
σvh	*SE_epsilon_nuh*	گامای معکوس	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۱۸	۰.۰۰۱۷	۰.۰۰۱۱	
σve	*SE_epsilon_nue*	گامای معکوس	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۱	۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۱۱	
σp	*SE_epsilon_p*	گامای معکوس	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۱۱۱	۰.۰۰۱۱	۰.۰۰۱۳	
σz	*SE_epsilon_z*	گامای معکوس	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۳	۰.۰۸	۰.۰۰۱۱	
σor	*SE_epsilon_or*	گامای معکوس	۰.۰۰	۰.۰۸	۰.۰۰۱	۰.۰۰۸	
σex	*SE_epsilon_ex*	گامای معکوس	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱۱	
$\sigma m2$	*SE_epsilon_m2*	گامای معکوس	۰.۰۰	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	
$\sigma\Theta$	*SE_epsilon_theta*	گامای معکوس	۰.۰۸	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

پاسخ مدل به شوک موقتی توسط خطوط نقطه‌ای آبی در شکل ۴ و ۳ در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌کنیم $\varphi = 0.5$ ، به این معنی که کم وبیش چهار سال طول می‌کشد تا شوک جذب شود (در مقایسه با خط پایه). یک شوک مثبت، اگرچه موقتی، تقاضا خالص ثروت وام گیرندگان را افزایش می‌دهد، در حالی که ریسک را کاهش می‌دهد، در نتیجه منجر به افزایش رفتارهای وام‌دهی می‌شود. این افزایش باعث تحریک بیشتر سرمایه-گذاری و تولید می-شود. از یک طرف، اثر فزاینده بر خروجی جریان توسط مکانیزم شتاب دهنده بزرگ می‌شود. تغییر در نرخ رشد فعلی اکنون بسیار شدیدتر است و مدت بیشتری ادامه دارد. از طرف دیگر، پایان شوک (محرک مالی) دیگر به یک مرحله مغلوب منجر نمی‌شود، زیرا تعادل طبیعی اقتصاد تغییر کرده است. به طور مشابه، هنگامی که شوک منفی به تقاضای کل وارد شود، رکود خود تغذیه‌ای رخ می‌دهد. در مقابل، با توجه به ساختار مدلی که ما آزمایش کردیم، تأثیر بر نرخ تورم و نرخ بهره با تأثیر بر مدل معیار تفاوتی ندارد. واقعیت این است که نرخ تورم و نرخ بهره

هنوز به شکاف تولید بستگی دارد و همین شکاف تولید اکنون با ترکیبات بی نهایت تولید فعلی و تولید طبیعی سازگار است. این پیامدهای چشمگیری برای بانکداری مرکزی دارد.



شکل ۳ و ٤. پاسخ مدل به شوک موقتی

یافته‌های پژوهش

مورد مداخله دائمی (شکل های ۵ و ۴) پس از محاسبه هیسترزیس، تغییر در نرخ رشد فعلی ناشی از تغییر دائمی در موضع سیاست های مالی ماهیت دائمی پیدا می کند. این به نوبه خود، تغییر دائمی در نرخ رشد طبیعی را به دنبال دارد.

افزون بر این اگر فرض بر این باشد که حتی φ نیز به صورت چرخشی پیش می‌رود، یک رانش در سرعت رشد تولید نشان می‌دهد. این به معنای اصلاح مدل بالا با اضافه کردن سه معادله زیر است:

$$\varphi = \varphi_{-1} + \gamma \cdot y_{t-1} \qquad (۴۱)$$

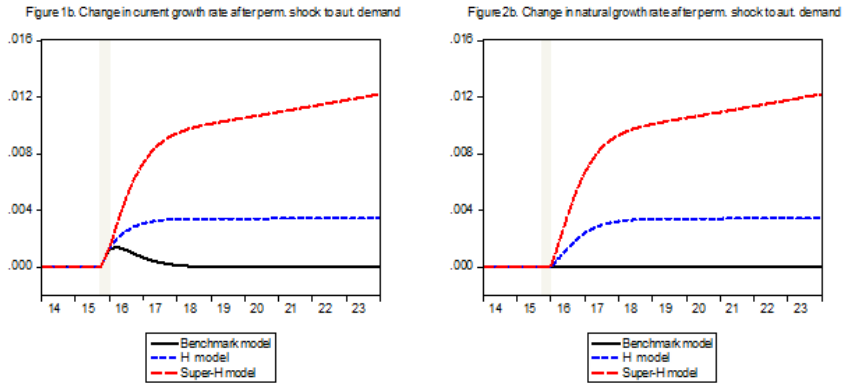
$$\rho = \eta_0 - \eta_1 \cdot NW_{t-1} \qquad (۴۲)$$

$$NW_t = \omega_0 + \omega_1 \cdot NW_{t-1} + \omega_2 \cdot y_{t-1} \qquad (۴۳)$$

که در آن معادله اول نشان می‌دهد که تغییر در سرعت تعدیل به سطح تولید بستگی دارد، معادله دوم نشان می‌دهد که با افزایش ارزش خالص وثیقه وام گیرندگان، ضریب ریسک کاهش می‌یابد، در معادله سوم آمده است که ارزش وثیقه‌ها از نظر چرخشی $\eta_0, \eta_1, \omega_0, \omega_1, \omega_2 > 0$ پارامترهای مدل اضافی هستند.

سیستم جدید یک اثر هیسترزیس شدید را نشان می‌دهد، که توسط خط قرمز تکه شده در شکل ۵و ۶ترسیم شده است. ما این مدل جدید را «مدل Super-H» نامیدیم، زیرا با شتاب

طولانی مدت در خروجی جریان و طبیعی مشخص شده است. وقتی چندین مکانیزم پسماند – شتاب دهنده مالی، تداوم بیکاری، اثرات قفل شدن فناوری و غیره – با هم تعامل داشته باشند، این رفتار را تقلید می کند. شکل ۷ ساختارهای مدل را نشان می‌دهد.



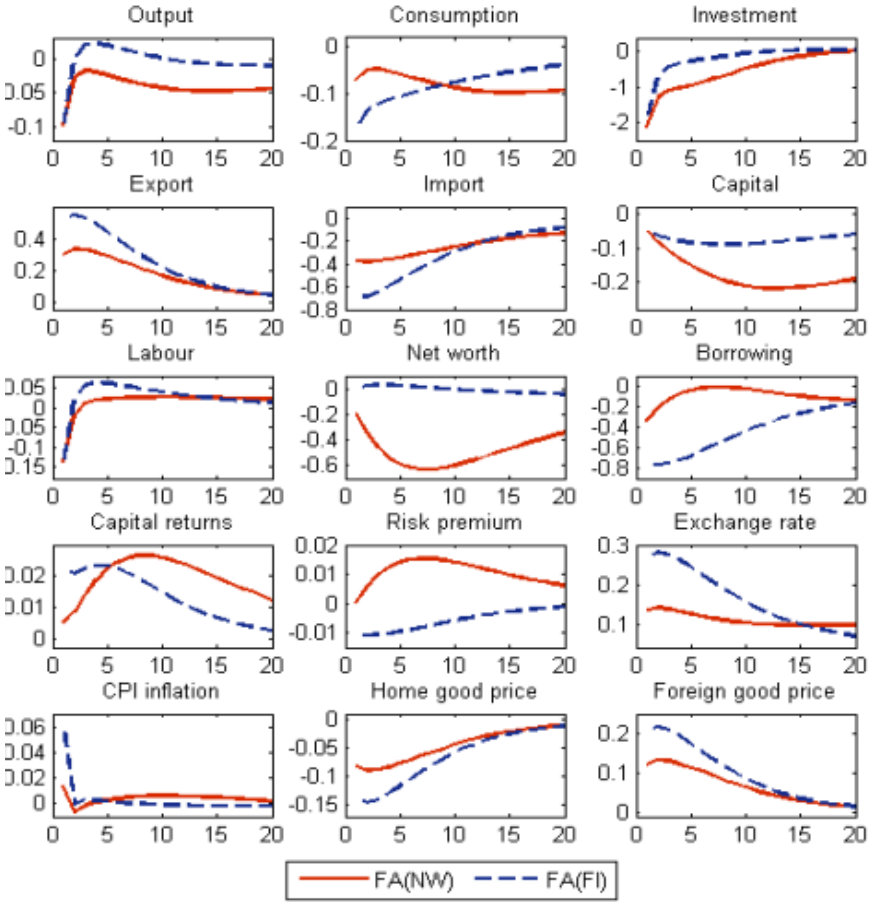
شکل ۵ و ۶:اثر هیسترزیس

منبع: یافته‌های پژوهش

افزایش غیرمنتظره سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای به ایجاد نااطمینانی در بازار مالی می‌انجامد و این امر ممکن است منجر به انقباض تولید از طریق افزایش هزینه وام‌های دریافت شده توسط سرمایه‌گذاران غیرحرفه ای و کارآفرینان و انقباض کلی تقاضای کل و تغییر تقاضا از تقاضای داخلی به تقاضای خارجی شود. با این حال، اختلاف بین این دو مدل در کانال از شوک‌های مالی به هزینه کارآفرینان و سرمایه‌گذاران برای وام‌های دریافتی و نرخ واقعی ارز نهفته است. به این معنی که، در حالیکه یک شوک به ارزیابی از میزان نااطمینانی مالی ایجاد شده در بازارهای مالی توسط سرمایه‌گذاران و کارآفرینان از طریق نسبت متوسط کارآفرینان و سرمایه‌گذاران (حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای) در مدل FA (NW) به بخش واقعی منتقل می‌شود، یک شوک به نرخ بهره به بخش واقعی با تأثیر مستقیم بر شرایط وام گرفتن و نرخ اسمی ارز در مدل ایجاد می‌شود.

بر این اساس، حق بیمه و ارزش سرمایه کارآفرینان و همچنین سرمایه‌گذاران به طور غیرمستقیم در مدل FA (FI) مورد بررسی قرار می‌گیرد، در حالی که آنها نقشی اساسی در روند انتشار شوک در مدل FA (NW) دارند. به طور کلی ، علی رغم نتایج مشابه در مدل، حالت FA (NW) ممکن است به عنوان ارائه توضیح سیستماتیک‌تر در مورد بحران ناگهانی

مالی ارزیابی شود، زیرا تغییرات واقعی در اقتصاد بازارهای مالی را به بخش‌های واقعی اقتصاد مرتبط می‌کند. شوک‌های ایجاد شده، از طریق کانال‌های مختلف به بازارهای مالی و همچنین بخش‌های واقعی اقتصاد مرتبط می‌شود.



شکل۷. توابع واکنش آنی در برابر شوک روانی کارگزاران

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

هدف این پژوهش بررسی برخی از تحولات و نااطمینانی ناشی از فعالیت سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای در بازارهای مالی و تأثیر آن در متغیرهای اقتصاد کلان است. نکته این است که گفته می‌شود ورود اصطکاک‌ها و نااطمینانی‌های مالی در مدل معیار NCM از طریق

FAM به اصطلاح توضیح دهنده افزایش تأثیر بازارهای مالی در اقتصاد دنیای واقعی است. با این حال، با بررسی دقیق‌تر، FAM به اندازه یک روش غیرمستقیم برای حساب کردن هیسترزیس به اصطلاح «میزان طبیعی» خروجی، سازوکار مالی نیست. ما با برآورد مدل کاهش یافته NCM-DSGE و با استفاده از شبیه‌سازی‌های رایانه‌ای برای مقایسه پویایی کلان مدل NCM-DSGE معیار و رفتار یک مدل تقویت شده با اصطکاک‌های مالی، در مورد مفاهیم بحث کردیم. این ابزار تحلیلی ساده این استدلال را فراهم می‌کند که بانک مرکزی باید ثبات مالی را دنبال کند نه اینکه به سادگی ثبات قیمت را داشته باشد و رشد فعلی را به جای شکاف تولید هدف قرار دهد.

بر این اساس، در ادامه این پژوهش، در ابتدا خلاصه‌ی از مدل معیار NCM ارائه شد. سپس مکانیک مدل از طریق برآورد تجربی و تمرینات شبیه‌سازی رایانه بررسی شد. در بخش بعدی ویژگی‌های اصلی FAM را به عنوان شاخه‌ی مستقل از NKE بررسی کرده و به این منظور، یک مکانیسم شتاب دهنده مالی به مدل استاندارد NCM اضافه شده است و از طریق نااطمینانی در بازارهای مالی تأثیر آن بر ترازنامه وام دهندگان (به عنوان مثال بانک‌های تجاری و سرمایه‌گذاری) و وام گیرندگان (به عنوان مثال شرکت‌های مالی) و متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت. سپس در مورد نقش بانک مرکزی در یک مدل NCM تقویت شده با مباحث مربوط به نااطمینانی بحث شد. بنابراین هرگونه مداخله‌ای که ثروت خالص وام گیرندگان را تثبیت کند ممکن است به خنثی سازی اثرات بی ثبات کننده نااطمینانی‌های مالی کمک کند. در مقابل، تمرکز بر شکاف تولید و ثبات قیمت می‌تواند بسیار گمراه کننده باشد، زیرا همان شکاف تولید با ترکیبات بی نهایت رشد فعلی و رشد طبیعی سازگار است.

نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که هر چه بازار سرمایه کشورها سهم بیشتری در اقتصاد داشته باشند، درآمد سرانه حقیقی افزایش و نرخ‌های تورم پایین‌تر خواهد بود و بنابراین می‌توان به دلیل تخصیص بهینه منابع و تأمین مالی بلندمدت سرمایه‌گذاری‌ها انتظار عملکرد مطلوبتری از اقتصاد داشت. در ادامه به بررسی روند سری زمانی متغیرهای بازار بورس و اقتصاد کلان در ایران در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ و همچنین بررسی روابط همبستگی و علّی میان آنها پرداخته شده است. علی‌رغم چیرگی برتر بانک‌ها در نظام تأمین مالی کشور، بازار سرمایه می‌تواند سهم بیشتری در اقتصاد ملّی ایفا کند و این به اهتمام دولت، بانک مرکزی و همه سازمان‌ها و نهادهای اقتصادی نیاز دارد.

در این پژوهش، با درنظر داشتن مبانی نظری و پیشینه پژوهش یک مدل DSGEکینزین جدید اقتصاد باز کوچک برای حل مساله نااطمینانی در بازارهای مالی بر بخش‌های واقعی کلان برای اقتصاد ایران طراحی شده است. این مدل شامل خانوارها، بانک‌ها، بنگاه و دولت است. پس از محاسبات مقادیر تعادلی بلندمدت و لگاریتم-خطی کردن مدل در بخش آخر با مقداردهی به پارامترهای مدل بر اساس منابع آماری و محاسبات پژوهش و مطالعات پیشین، یافته‌های شبیه سازی مدل ناشی از توابع ضربه-واکنش شوک‌های مختلف به ویژه شوک بازار سهام و اعتباری تجزیه و تحلیل شده است. یافته‌های حاصل از توابع ضربه-واکنش این پژوهش بیانگر آن است مکانیسم‌های اثرگذاری معرفی شده در مدل بیانگر آن است که یک شوک شاخص بازار سهام از طریق اثرات ثروت، کانال اعتباری و ترازنامه بانک‌ها بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران همچون مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید، انباشت سرمایه، حجم سپرده‌ها و وام‌ها و نرخ تورم اثر می‌گذارند. هر چند که در برخی موارد این اثرات پایدار نیستند و متغیرها پس از واکنش اولیه به سرعت به سمت سطوح تعادلی و بلندمدت پیشین باز می‌گردند. اما به طور کلی و با اینکه سهم بازار سرمایه در اقتصاد ایران کوچک است، این اثرات می‌تواند برای سیاستگذار اقتصادی و پولی که به شدت با محدودیت منابع و اهداف بلند پروازانه توسعه اقتصاد ملّی روبرو است، مورد توجه قرار بگیرد.

نتایج محاسبه اثر معامله گران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای که از دو روش مختلف به‌دست آمده‌اند نشان می‌دهد که:

سرمایه گذاران حرفه‌ای دارای اثر منفی و معنی‌دار بر نااطمینانی و تلاطم بازار مالی است، بدین معنی که معامله‌گران حرفه‌ای، سبب کاهش نوسان و آشفتگی بازارهای مالی خواهد شد.

سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر نوسان و آشفتگی بازارهای مالی است، بدین معنی که افزایش غیرحرفه‌ای بودن معامله‌گران منجر به افزایش نوسان بازار مالی خواهد شد.

بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده، فرضیه معنی‌داری اثر معامله‌گران اخلال‌زا بر افزایش نوسان و آشفتگی تأیید شده و شدت تأثیر چشمگیری دارد، ولی با توجه به مشکلات ساختاری در اقتصاد ایران وجود تاثیر معامله‌گران اخلال زا و رفتار کارگزاران بر ایجاد نااطمینانی در بازارهای مالی نسبت به سایر تاثیرات، چشمگیر نبوده و می‌بایست به رفع مشکل در سایر متغیرها نظیر مشکلات اقتصادی و مناقشات سیاسی روی آورد. همچنین در زمینه تاثیر نااطمینانی مالی

بر اشتغال، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی نیز می‌توان گفت وجود نااطمینانی مالی موجب کاهش میزان اشتغال، کاهش رشد اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود ولی چگونگی اثر این متغیر بر متغیرهای کلان قابل بحث است، زیرا این شرایط با توجه به وجود سایر مشکلات اقتصادی در ایران، نتایج غیره منتظره‌ای را ایجاد کرده است.

بنابراین مجموعه یافته‌های شبیه‌سازی و برآورد بیانگر آن هستند که فرضیه این پژوهش تأیید می‌شود و شواهد کافی برای اثرگذاری بازار سرمایه به ویژه بورس اوراق بهادار بر متغیرهای بخش حقیقی و اسمی اقتصاد ایران وجود دارد و بنابراین سیاست‌گذاران اقتصادی باید این پیوندها و ارتباطات را در تصمیم‌سازی‌های خود مورد توجه قرار دهند. سرانجام، با استفاده از یافته‌های شبیه‌سازی اثرات سیاست پولی بر پویای‌های بازار بورس بررسی شده است. بدین منظور دو سناریو برای واکنش سیاست پولی (نرخ رشد حجم نقدینگی) به شوک‌های بازار سرمایه در نظر گرفته شده است. یافته‌های این پژوهش بیانگر آن است که واکنش بانک مرکزی نسبت به نرخ رشد شاخص کل بازار سرمایه در برابر واکنش به انحراف شاخص کل از سطح تعادلی بلندمدت آن می‌تواند در کم دامنه نمودن اثرات حقیقی شوک‌های بازار سرمایه بر متغیرهای اقتصاد کلان موثرتر باشد. زیرا بانک مرکزی وضعیت بازده دارایی‌ها در سایر بازارهای موازی همچون ارز، سطح قیمت‌ها و سپرده و وام را کنترل می‌کند و بنابراین واکنش به پویایی‌های هیجانی بازده بازار در برابر واکنش به سطح شاخص بازار، ثبات اقتصاد کلان را بیشتر تضمین می‌کند.

پیشنهادهایی برای انجام پژوهش‌های آتی

با توجه به اهمیت موضوع سرریز نوسانات در بین بازارهای مالی، به نظر می‌رسد انجام پژوهش‌های بیشتر و با در نظر گرفتن جوانب دیگر به روشن شدن این موضوع کمک کند از جمله بررسی تاثیر بازارهای مالی مختلف بر مالکیت نهادی و نقدینگی شرکت های عضو در بازار بورس و اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن اندازه شرکت، سن شرکت و نوع صنعت و استفاده از سایر سازو کارهای موثر در تصمیم سرمایه گذاران نظیر انتظارات عقلایی، نرخ بازده مورد انتظار، تورم انتظاری.

منابع

سعیدی، پرویز و امیری، عبدالله (۱۳۸۹)، " بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، سال دوم، شماره۲.

شریعت پناهی، مجید و بیاتی، مصطفی (۱۳۸۵)، "بررسی رابطه تورم و شاخص قیمت سهام و شاخص بازده نقدی قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، شماره ۱۳،بهار.

شیر نژاد، لیلا؛ خردیار، سینا و چیرانی، ابراهیم (۱۴۰۰)،" بررسی رفتار سرمایه‌گذاران در انتخاب سطوح تکنولوژی و قابلیت پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نظریه قیمت‌گذاری نادرست". *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، دوره۱۴، شماره۵۳، بهار.

طریقی، سمانه؛ و ترابی، تقی؛ معمارنژاد، عباس و غفاری، فرهاد. (۱۳۹۷). بررسی اثرات نااطمینانی در متغیرهای حقیقی و پولی منتخب بر بازدهی بازار سرمایه(مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران). *اقتصاد کاربردی*, ۸(۲۶), ۱۷-۲۸.

عباسیان، عزت اله؛ رهنمای رودپشتی، فریدون؛ توکلی بغداد آبادی، محمد رضا (۱۳۸۷)، " بررسی کارکرد تکنیک قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهش دهنده در بازار اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه تحقیقات مالی*، شماره ۲۰ پاییز و زمستان.

هامونی، امیر و صاحبقرانی، امیر عباس (۱۳۹۹)،" الگوی تدوین آیین رفتار حرفه‌ای مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری در بازار سرمایه ایران" *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، دوره ۱۳، شماره ۵۲، زمستان.

References

Abbasian, Ezat Elah, Rahnamai Roudpashti, Fereydoun, Tawakoli Baghdadabadi, Mohammad Reza (2007), "Evaluation of the Function of Pricing Technique of Reducing Capital Assets in Tehran Securities Market", *Financial Research Quarterly,* No. 20 Fall and Winter . (In Persian).

Al-Fayoumi, N.A. (2009). Oil prices and stock market returns in oil importing countries: the case of Turkey, Tunisia and Jordan. European Journal of Economics, *Finance and Administrative Sciences*, 16, 84-98.

Antonakakis, N., & Filis, G. (2013). "Oil prices and stock market correlation: a time vayring approach", *International Journal of Energy and Statistics*, 17-19.

Arellano, C., Bai, Y., Kehoe, P., 2010. Financial markets and fluctuations in uncertainty. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper.

Bacchetta, P., Caminal, R., 2000. Do Capital Market Imperfections Exacerbate Output Fluctuations? *Eur. Econ.* Rev. 44 (3), 449–468.

Baker, M., & Wurgler, J. (2006), "Investor Sentiment and the Cross-section ofStock Returns", *Journal of Finance,* 61, PP. 1645-1680.

Basu, S., Bundick, B., 2012. Uncertainty shocks in a model of effective demand. Tech. rep., National Bureau of Economic Research.

Belén Nieto, Gonzalo Rubio, (2021). The risk aversion and uncertainty channels between finance and macroeconomics, *Finance Research Letters*, 102188, ISSN 1544-6123, https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102188.

Choudhry, T., 2003. Stock market volatility and us consumer expenditure. *J. Macroeconomic*. 25 (3), 367–385

Christiano, L., Motto, R., Rostagno, M., 2013. Risk shocks. National Bureau of Economic Research.

Christiano, L., Motto, R., Rostagno, M., 2013. Risk shocks. National Bureau of Economic Research.

Chung, H., & Shin, K.-s. (2018). Genetic Algorithm-Optimized Long Short-Term Memory Network for Stock Market Prediction. Sustainability, 10, 3765.

De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H., Waldmann, R.J., 1990. Noise trader risk in Financial Markets. *J. Polit. Econ*., 703–738.

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

Feuerriegel, S., & Gordon, J. (2018). Long-term stock index forecasting based on text mining of regulatory disclosures. *Decision Support Systems*, 112, 88-97.

Gatti, D.D., Di Guilmi, C., Gallegati, M., Giulioni, G., 2007. Financial fragility, industrial dynamics, and business fluctuations in an agent-based model. *Macroecon. Dyn.* 11 (S1), 62–79.

Gatti, D.D., Gallegati, M., Greenwald, B., Russo, A., Stiglitz, J.E., 2010. The Financial Accelerator in an Evolving Credit Network. *J. Econ. Dyn. Control* 34 (9), 1627–1650.

Gilchrist, S., Sim, J. W., Zakrajsek, E., 2014. Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics. Tech. rep., *National Bureau of Economic Research*.

Hamouni, Amir and Sahibgharani, Amir Abbas (2019), "The Model of Compilation of the Code of Professional Conduct of Credit Rating Institutions in the Iranian Capital Market", *Stock Exchange Quarterly,* Volume 13, Number 52, Winter. (In Persian).

Ian Dew-Becker, Stefano Giglio, Bryan Kelly, (2021). Hedging macroeconomic and financial uncertainty and volatility, *Journal of Financial Economics*, ISSN 0304-405X, https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.05.053.

Ibbotson, R. G. & Jaffe, J. F. (1975). Hot issue markets. *Journal of Finance*, 30(4), 1027-1042.

King, R. G., & Livine, R. (1993). Financial Inveternediation and Economic Development in Financial intermediation in the construction of Europe eds, 159-185.

Kiyotaki, N., Moore, J., 1997. Credit cycles. J. Polit. Econ. 105 (2), 211–248.

Ladric, Sandrine & Valerie Mignon (2008), "Oil Price and Economic Activity: an Asymmetric Cointegration Approach", *Journal of Energy Economics*, Vol. 30, pp. 847-855.

Maghyereh, A.; & A. Al-Kandari (2007), "Oil Price and Stock Markets in GCC Countries: New Evidence from Nonlinear Co-Integration Analysis", *Managerial Finance*, Vol. 33, PP. 449-460.

Mckinnon, R.I. 1973. Money and Capital in Economic Development. Brooking Investitution.

Michelle Lowry, G. William Schwert. (2002). IPO Market Cycles: Bubbles or Sequential Learning? *Journal of Finance*, 1171-1200.

Patrick, H.T. 1996. Financial Development and Economic Growth under Developed countries. Ceon, Devel, Culthang, PP, 147-189.

Sadorsky, Perry. (1999), "Oil price shocks and stock market activity" *Energy Economics*. (21), 449-469.

Saeedi, Parviz and Amiri, Abdullah (2009), "Investigating the Relationship between Macroeconomic Variables and the Total index of Tehran Stock Exchange", Economic Modeling Quarterly, second year, number 2. (In Persian).

Shariat Panahi, Majid and Bayati, Mustafa (2016), "Study on the Relationship between Inflation and Stock Price Index and Stock Price Cash Return Index of Tehran Stock Exchange", *Financial Accounting Experimental Studies Quarterly,* No. 13, Spring. (In Persian).

Shirnejad, Leila and Khordiar, Sina and Chirani, Ebrahim (1400), "Investigation of Investors' Behavior in Choosing Technology levels and Ability to Predict Stock Returns using Mispricing Theory". *Stock Exchange Quarterly*, Volume 14, Number 53, Spring. (In Persian).

Show, E.S. 1973. Financial Deeping in Economic Development. Newyork: Oxford University Press.

Tarighi, Samaneh. and Torabi, Taghi., and Mimarnjad, Abbas., and Ghaffari, Farhad. (2017). ''Examining the Effects of Uncertainty in Selected Real and Monetary Variables on Capital Market Efficiency (Tehran Stock Exchange case study)''. *Applied Economics,* 8(26), 17-28. (In Persian).

Trueman, B., 1988. A theory of noise trading in securities markets. J. Financ. 43 (1), 83–95.

U. Uygur, Oktay taş, (2012), Modeling the effects of investor sentiment and conditional volatility in international stock markets. *Finance economics*.

Verbeek, M. (2008), A guide to modern econometrics, Chichester, England, John Wiley & Sons. Zarour, Bashar Abu. (2006), "Wild oil prices, but brave stock markets! The case of GCC Stock markets", Operational Research. *An International Journal*. 6, 145-162.

Verma, R., Verma, P., 2007. Noise trading and stock market volatility. J. Multinatl. *Financ. Manag*. 17 (3), 231–243.

Weng, B., Ahmed, M. A., & Megahed, F. M. (2017). Stock market one-day ahead movement prediction using disparate data sources. *Expert Systems with Applications*, 79, 153-163.

Yun, T., 1996. Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. *J. Monet. Econ*. 37 (2), 345–370.

Zahra, Berradia, Mohamed, Lazaar. (2019). Integration of Principal Component Analysis and Recurrent Neural Network to Forecast the Stock Price of Casablanca Stock Exchange. Second International Conference on Intelligent Computing in Data Sciences (ICDS 2018). *ScienceDirect Procedia Computer Science* 148. PP 55–61.

Zhong, bao. Zhou, Meng. Gao, Qing. Liu Helu Xiao. (2020). forecasting stock price movements with multiple data sources: Evidence from stock market in China. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications. Volume 542, 123389. https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.123389.

COPYRIGHTS



This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 207-230

Estimating the Return Distribution of Tehran Stock Exchange Companies Using Random Matrix Approach for Taking Nonstationary into Account[1]

Zahra Eskandari[2], Mirfeiz Fallah Shams[3], Gholamreza Zomorodian[4]

Received: 2022/07/13
Accepted: 2022/12/01

Research Paper

Abstract

Correlations between the prices of the individual stocks are of crucial importance in assessing market risks. They fluctuate significantly in time due to trader's market expectation changes and the relation between business units' changes .This means the volatility of financial time series is non-stationary and fluctuate quickly. Non-stationary can lead many challenges for estimating the covariance matrix, which is main parameter in risk assessing. In addition, the impact of large event shows that we cannot easily assume normal distribution for financial time series especially when we observe large event frequently in the case of crises.

In fact, non-stationary leads heavy tails distribution and this can affect the quantities we wish to measure. In this regard, we review the changes of covariance matrices of returns related to companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period of 2011-2019 and obtain the multivariate distribution of returns, in terms of taking into account non-stationary and using the method of random matrices. The results show that the theoretical distribution obtained from the random matrix method with two approaches, heterogeneous and homogeneous covariance matrix, can well describe the experimental distribution of returns of Tehran Stock Exchange companies.

Key Words: Returns Distribution, Random Matrix, Non-stationary.
JEL Classification: G11.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11818.1870

2. Ph.D. Student, Department of Financial Engineering, Department of Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (zah.eskandari.mng@iauctb.ac.ir).
3. Associate Professor, Department of Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (fallahshams@gmail.com).
4. Assistant Professor, Department of Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (gh.zomorodian@gmail.com).

Journal of Securities Exchange

سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۲۳۰-۲۰۷

تخمین توزیع بازده شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد ماتریس‌های تصادفی برای لحاظ نامانایی[۱]

زهرا اسکندری[۲]، میر فیض فلاح شمس[۳]، غلامرضا زمردیان[۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۲۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۰

چکیده

برای ارزیابی ریسک‌های بازار مالی، همبستگی بازده‌های سهام شرکت‌های مختلف از اهمیت ویژه ای برخوردار است. همبستگی شرکت‌ها در بازارهای مالی به دلیل تغییر انتظارات معامله‌گران و روابط بین واحدهای مختلف مالی تغییر می‌کند. این بدان معنی است که نوسانات سری زمانی مالی به سرعت تغییر می‌کند. تغییرات مربوط به نوسانات و نامانایی سری زمانی می‌تواند چالش‌های بسیاری را برای برآورد پارامترها به ویژه ماتریس کواریانس واریانس، که اصلی‌ترین عامل ارزیابی ریسک به شمار می‌آید، به وجود آورد. افزون بر این، تأثیر رویدادهای بزرگ نشان می‌دهد که پذیرش فرض توزیع نرمال برای سری زمانی مالی به خصوص در شرایط بحران، می‌تواند منجر به برآوردهای گمراه‌کننده شود. در حقیقت نامانایی، منجر به پهن شدن دم‌ها در توزیع بازده بازارهای مالی می‌شود و عدم لحاظ این امر می‌تواند برآوردهای مورد نیاز را تحت تأثیر قرار دهد. در این مقاله، تغییرات ماتریس کواریانس واریانس بازده‌های سهام شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادر تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار می‌گیرد و توزیع چندمتغیره بازده‌های شرکت‌های بالا، با نگرش نامانایی و بکارگیری روش ماتریس‌های تصادفی به دست می‌آید. نتایج پژوهش نشان می‌دهد توزیع تئوریک حاصل از روش ماتریس تصادفی با دو رویکرد ماتریس کواریانس واریانس غیرهمگن و همگن می‌تواند به خوبی توزیع تجربی بازده شرکت‌های بورسی اوراق بهادار تهران را توصیف کند.

واژه های کلیدی: توزیع بازده‌ها، ماتریس تصادفی، نامانایی.

طبقه بندی موضوعی: G11.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11818.1870

۲. دانشجوی دکتری، گروه مهندسی مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (zah.eskandari.mng@iauctb.ac.ir)

۳. دانشیار، گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (fallahshams@gmail.com)

۴. استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (gh.zomorodian@gmail.com)

مقدمه

برای ارزیابی ریسک‌های بازار مالی، همبستگی بازده‌های سهام شرکت‌های مختلف از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. همبستگی شرکت‌ها در بازارهای مالی به دلیل تغییر انتظارات معامله‌گران و روابط بین واحدهای مختلف مالی تغییر می‌کند. این بدان معنی است که نوسانات سری زمانی مالی در طول زمان به سرعت تغییر می‌کند. پژوهش‌های زیادی نشان داده‌اند که تغییرات نوسانات[1] باعث می‌شود که سری‌های زمانی مالی به شدت نامانا شود (اسمیت و همکاران[2]، ۲۰۱۳)

نامانایی سری زمانی و تغییرات نوسانات منجر به چالش‌های اساسی برای برآورد پارامترها از جمله واریانس می‌شود. واریانس نقش بسیار مهمی را در مدل‌سازی مالی ایفا می‌کند. یک پژوهش تجربی که توسط مونیکس و همکاران انجام شد، نشان داد ماتریس کواریانس قادر است وضعیت‌های مختلف بازارهای مالی را توصیف کند (مونیکس و همکاران[3]، ۲۰۱۲).

افزون بر ویژگی تغییرات مداوم در ماتریس کواریانس واریانس سری زمانی، سری‌های زمانی مالی بیشتر از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند و به طور ویژه توزیع سری‌های زمانی مالی، دارای پهنای بیشتری در دم‌ها هستند که این امر نیز به علت وقوع رخدادهای نادر و غایی در بازارهای مالی است (للوکس و همکاران[4]، ۱۹۹۹).

وقوع رویدادهای نادر بیشتر منجر به بحران‌های مالی می‌شود. در سال‌های اخیر بازارهای مالی، شاهد بحران‌های زیادی بوده است که یکی از مهمترین عوامل ایجاد آن مربوط به همبستگی زیاد بازارهای مالی و تغییرات این همبستگی در طول زمان است (اسمیت، ۲۰۱۴). اما وقوع رویدادهای نادر یا بحران‌های مالی محدود به قرن گذشته یا یک زمان خاص نمی‌شود. شواهدی وجود دارد که امپراتوری روم با چندین بحران مالی روبه‌رو شده است. در سال ۱۶۲۳ در طول جنگ سی ساله، یک بحران مالی ایالت‌های امپراتوری روم را به هم ریخت. ایالت‌های امپراتوری برای اینکه بتوانند خزانه جنگ را پرنگهدارند ارزش پولشان را کاهش دادند. این بحران از دیدگاه تاریخی خاص است، چون تنها در برگیرنده کاهش ارزش پول فلزی (سکه) می‌شود اما به هر حال اکثر بحران‌های مالی به بازارهای مالی ارتباط پیدا می‌کنند(هکستر[5]، ۲۰۰۸).

---

1. Volatility
2. Schmitt et al, 2013
3. Münnix et al,2012
4. Laloux et al, 1999
5. Hekster, 2008

یک نمونه از بحران‌های مربوط به دوران قدیم، به حباب سال ۱۷۶۹ بنگال برمی‌گردد که در ابتدا به خاطر ارزش‌گذاری بیش از حد شرکت معروف ایست ایندیا[1] اتفاق افتاد. مثال‌های جدید مربوط به حباب دات- کام[2] در سال ۲۰۰۱ و بحران‌های مالی ۲۰۰۸ می‌شود. بحران‌های مالی اخیر منجر به این پرسش شد که آیا این اتفاقات نادر و رخدادهای تکان‌دهنده اقتصاد، به طور ذاتی در سیستم وجود دارند یا نتیجه یک شوک خارجی هستند. بازارهای مالی می‌توانند به شکل یک سیستم پیچیده‌ای که درجه آزادی زیادی دارند، منظور شوند و این درجه آزادی می‌تواند بر شکل‌گیری بحران‌های مالی نقش به سزایی را ایفا کند (اسمیت، ۲۰۱۴).

با توجه به آنچه بیان شد برآورد صحیح توزیع بازده‌ها می‌تواند به ثبات و پایداری بازارهای مالی کمک کند. در حقیقت، برای تخمین صحیح توزیع بازده‌های مالی می‌بایست ویژگی‌های اصلی مربوط به سری زمانی را منظور کند. یکی از این ویژگی‌ها نامانایی است که می‌تواند منجر به پهن شدن دم‌ها در توزیع بازده بازارهای مالی شود و عدم لحاظ این امر می‌تواند برآوردگرهای ریسک را تحت تأثیر قرار دهد. در این مقاله، نامانایی سری زمانی و تغییرات در واریانس و کواریانس بازده‌های سهام شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادر تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد و توزیع چندمتغیره بازده‌های شرکت‌های بالا، با لحاظ نامانایی و بکارگیری رویکرد ماتریس‌های تصادفی به دست می‌آید.

مروری بر پیشینه پژوهش

مطالعات زیادی در خصوص نامانایی در سری‌های زمانی انجام شده است. این مفهوم برای اولین بار توسط باکس و جنکیز[3] به منظور مدل‌سازی سری‌های زمانی تحت عنوان مدل‌های ARIMA ارایه شد. تئوری مربوط به این مدل در سال ۱۹۷۶ در کتابی تحت عنوان «تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی- پیش‌بینی و کنترل» تدوین شد. سایر پژوهشگران مفهوم بالا را گسترش دادند. انجل[4] سهم بسیار مهمی در گسترش و مدل‌سازی مفهوم بالا داشت. وی با معرفی مدل‌های آرچ (ARCH)[5] در سال ۱۹۸۲ توانست نامانایی مرتبه دو را که نوسان و واریانس شرطی در

1. East India
2. dot-com
3. George E.P. Box (1919– 2013) and Gwilym M. Jenkins (1932– 1982)
4. Engle
5. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

زمان هست، مدل‌سازی کند(انجل،۱۹۸۲).[1] در ادامه پژوهش انجل، بلرسلو[2] (۱۹۸۶) به جنبه‌های دیگر مدل آرچ پرداخت و مدل‌های گارچ (GARCH)[3] را گسترش داد. انواع مدل‌های خانواده آرچ در مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی استفاده می‌شود. البته بیان این نکته خالی از لطف نیست که ویژگی مانایی در سری‌های زمانی به داده‌های مشاهده شده مربوط نمی‌شود بلکه به ویژگی‌های فرآیندهای تصادفی مربوط می‌شود (هاروی و همکاران[4]، ۱۹۹۴).

مدل‌های خانواده آرچ در زمینه‌های مختلفی گسترش داده شد، این مدل‌ها رویکردهایی هستند که فرآیندهای مربوط به نوسانات شرطی متغیر در طول زمان را مدل‌سازی می‌کنند و دم‌های پهن را در مدل منظور می‌کنند. اما در سال‌های اخیر پژوهش‌هایی انجام پذیرفته است که نامانایی نوع دوم یا تغییرات در ماتریس کواریانس را با توجه به ویژگی‌های مربوط به خود توزیع ماتریس کواریانس مدل‌سازی می‌کنند. این رویکرد که از علم فیزیک وارد علوم مالی شده است، توسط مونیکس و همکاران، در سال ۲۰۱۲ به منظور مدل‌سازی در ریسک اعتباری استفاده شد.

مونیکس و همکاران (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای وضعیت بازارهای مالی را مورد بحث قرار دادند. آنها به این نتیجه رسیدند که درک درست از سیستم‌های پیچیده، به مساله اساسی تبدیل شده است، زیرا این سیستم‌ها تقریبا در کلیه رشته‌های علمی وجود دارند. آنها بازارهای مالی را به عنوان یک سیستم پیچیده در نظر گرفتند و داده‌های بازارهای مالی به ویژه داده‌های روزانه شاخص استاندارد و پورز را در دوره‌ای ۱۹ ساله تجزیه و تحلیل کردند و به این نتیجه رسیدند که مشخصه‌ها و ویژگی‌های ساختار همبستگی بسیار اهمیت دارد. یکی از ویژگی‌های مورد بررسی در این پژوهش مانایی سری زمانی می‌باشد که بیشتر جزو فرضیه‌های ذاتی مدل‌ها است.

اسمیت و همکاران[5]، در پژوهشی تحت عنوان «نامانایی در سری زمانی مالی و ویژگی‌های کلی» نشان دادند که بازارهای مالی نمونه‌های بارزی از سیستم‌های نامانا هستند و مشاهدات نمونه‌ای و پارامترهای توزیع مانند واریانس و کواریانس به شدت به پنجره زمانی که پارامترها در آن برآورد می‌شود، بستگی دارند. این عامل اشاره به محدودیت‌های شدید برای رویکردهای

1. Engle, 1982
2. Bollerslev
3. GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)
4. Harvey et al, 1994
5. Schmitt et al.

استاندارد در تکنیک‌های آماری دارد. در مدل‌های ریسک اعتباری ساختاری، وقایع نکول و زیان‌های ناشی از آن، هر دو از ارزش دارایی در سررسید ناشی می‌شود. از این رو انتخاب یک توزیع برای ارزش دارایی که مطابق با داده‌های تجربی باشد و بتواند به خوبی ویژگی‌های داده‌ها را نشان دهد از اهمیت ویژه ای برخوردار است (اسمیت و همکاران، ۲۰۱۳).

بنابراین اسمیت و همکاران در سال ۲۰۱۵ توزیع ارزش دارایی‌ها و همبستگی بین دارایی‌ها را با استفاده از یک رویکرد ترکیبی به دست آورند. آنها نشان دادند ویژگی‌های کلی و مشابهی در توزیع‌های تجربی بازده‌ها وجود دارد و برای پیشبرد پژوهش خود از رویکرد ماتریس‌های تصادفی استفاده کرده و مدل میانگین ترکیبی که در این پژوهش استفاده می‌شود را ارائه کردند. رویکرد اشاره شده به انضمام منظور خاصیت نامانایی بازارهای مالی در برآورد توزیع زیان پرتفوی اعتباری، توسط پژوهشگران یادشده در سال ۲۰۱۳ ارایه شد. آنها میانگین همبستگی را به صورت همگن انتخاب کردند و در نتیجه تعداد پارامترها را به دو پارامتر تحت عناوین «سطح متوسط همبستگی» و «شدت نوسان اطراف متوسط همبستگی» کاهش دادند و نتیجه گرفتند که تحت رویکرد یادشده و با استفاده از پارامترهای برآورد شده از طریق بالا، توزیع ارزش دارایی به دست آمده، به خوبی داده‌های تجربی را توصیف می‌کنند.

سندوال و فرانکا[1] ۲۰۱۲؛ سانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۱؛ زانگ و همکاران، ۲۰۱۱[3] در پژوهش‌های جداگانه در خصوص «همبستگی بازارهای مالی در طول زمان بحران»[4]، ساختار همبستگی در بازار سهام و کل اقتصاد را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که ماتریس کوواریانس یا همبستگی بین ارزش دارایی‌ها می‌تواند در طول زمان تغییر کند. این خاصیت نشان‌دهنده نامانایی در سری‌های زمانی ماتریس کوواریانس یا همبستگی است و معمولا در بازارهای مالی و سری‌های زمانی وجود دارد (مولباچر و گوهر، ۲۰۱۸).

در ایران نیز مطالعات متعددی در خصوص نامانایی سری‌های زمانی انجام شده است به عنوان مثال حسینی، باباخانی، هاشمی‌نژاد و ابراهیمی (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان «رویکردی جدید برای تخمین پارامترهای حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی مالی» به بررسی سری‌های زمانی نامانا پرداختند (سیدحسینی و همکاران، ۲۰۱۳).

---

1. Song et al.
2. Sandoval and Franca
3. Zhang et al.
4. Correlation of financial markets in times of crisis

زینلی و یزدانیان (۱۴۰۰)، به پیش بینی بازده سهام بر پایه توزیع کرنل و اختلاط توزیع‌های نرمال پرداختند. آنها توابع کرنل و اختلاط توزیع‌های نرمال و پارامترهای مربوط را از طریق ماکسیمم‌سازی تابع درستنمایی، مورد برآورد قرار داده و چندک‌های ٪۹۹، ٪۹۵ و ٪۹۰ هریک از توزیع‌ها را برای ۳۰ شرکت برتر بورس در سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۸ به عنوان مقادیر پیش بینی بازده محاسبه کردند و برای تعیین دقت روش‌های پیش‌بینی معیارهای خطای MSE و PREDرا بکار گرفتند. نتایج نشان داد که اختلاط توزیع‌های نرمال و تقریب کرنل هر دو از طریق چندک ٪۹۰ توزیع بازده می‌توانند پیش‌بینی‌های خوبی از بازده‌های ۵ روزه سهام ارائه دهند. مقایسه دقت دو روش نشان داد تقریب کرنل به عنوان یک روش ناپارامتری پیش‌بینی بازده، دقت بالاتری نسبت به اختلاط توزیع‌های نرمال در پیش‌بینی دارد (زینلی و یزدانیان، ۱۴۰۰).

سلیمانی و همکاران (۱۳۹۹)، رابطه بین نقدشـوندگی و توزیع بازده را برای تمام شـرکت‌های بورس اوراق بهادار لندن بین سالهای ۲۰۱۸–۲۰۰۲ برر سی کردند و رابطه قوی بین توزیع بازده‌ها یافتند، که با چولگی و کشیدگی و نقدشوندگی اندازه‌گیری می‌شود. این مسئله به این دلیل اتفاق می‌افتد که آنها اسپرد پیشنهادی خرید و فروش بالاتر، روزهای بدون معاملات و روزهایی با بازده صفر بیشتری دارند. حتی اگر نتایج چولگی برای مدل روزهای بازگشت صفر و یا ناچیز باشد، نتایج کشیدگی از نظر آماری برای تمام پنج معیار نقد شوندگی، چشمگیر است. کشیدگی سهام نیز بر سطح نقدشوندگی تاثیر منفی می‌گذارد (سلیمانی و همکاران، ۱۳۹۹).

ناصرپور و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از توزیع پاراتوی تعمیم یافته، پاراتوی تعمیم یافته سازگار و شبیه سازی تاریخی به برآورد شاخص ارزش در معرض خطر در بازار قراردادهای آتی سکه طلا پرداختند و سپس عملکرد سه مدل را با استفاده از توابع زیان دوم لوپز و بلانکو–ایهل مقایسه کردند. آنها نتیجه گرفتند که با توجه به دنباله‌های پهن توزیع تجربی داده‌های آتی، در سطوح اطمینان پایین، مدل شبیه سازی تاریخی و در سطوح اطمینان بالا، مدل‌پارتوی تعمیم یافته سازگار، عملکرد مناسبی داشته است (ناصرپور و همکاران،۱۳۹۵).

یوسف پور مقدم و همکاران (۱۳۹۵) به تشریح بازده و روش‌های محاسبه آن پرداختند. در ادامه مدل CAPM را معرفی کرده و سپس با بیان نواقص این مدل، لزوم اضافه کردن گشتاورهای مرتبه بالاتر توزیع بازده را به این مدل مطرح کردند. در انتها چولگی و کشیدگی

را تعریف نموده و عملکرد و نقش این عوامل را در مدل چهار گشتاور CAPM بیان کردند (یوسف پور مقدم و همکاران، ۱۳۹۵).

حمیدیان و همکاران (۱۳۹۶) با تحلیل ۱۰۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۶ ساله از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ به بررسی رابطه بین همزمانی قیمت با توزیع نوسانات بازدهی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را پرداختند. تجزیه و تحلیل نتایج نشان می‌دهد که همزمانی قیمت و هم‌راستا بودن حرکت تغییرات قیمت سهام با تغییرات شاخص بورس، توانایی تاثیرگذاری بر نوسانات بازدهی شرکت‌ها را ندارد. در واقع، تغییرات قیمت سهام الزاما در راستای مسیر حرکت بازار نبوده و نوسانات بازدهی سهام شرکت‌ها نمی‌تواند تحت تاثیر همزمانی قیمت هر شرکت نسبت به بازار باشد (حمیدیان و همکاران، ۱۳۹۶).

باقری و همکاران (۱۳۹۶) با هدف تحلیل داده‌های مدل طلا و توزیع بازده‌ی سرریز آن در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۸ در ایران، یک پژوهش کاربردی از نوع علی و توصیفی انجام دادند. نتایج نشان داد که تغییرپذیری دو طرفه سرریز میان بازار طلا و سهام معنادار بوده و همچنین دوام تغییرپذیری در بین بازارهای مالی که سبب ایجاد اثرات نامتقارن در بازار مالی متقابل متاثر از اخبار خوب و بد موجود در بازار اصلی می‌شود را اثبات و تبیین می‌کند (باقری و همکاران، ۱۳۹۶).

میرعسکری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی رابطهٔ همزمانی قیمت سهام با دنبالهٔ توزیع بازده سهام پرداختند. از این‌رو، نمونهٔ آماری پژوهش شامل ۱۱۸ شرکت در ۵ سال از ابتدای ۱۳۸۹ تا انتهای ۱۳۹۳ از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب و داده‌ها را با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه استوار بر داده‌های تابلویی تحلیل کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد همزمانی زیاد قیمت سهام، احتمال تولید دنبالهٔ مثبت را نسبت به شرکت‌های با همزمانی کم دارد. به علاوه بین همزمانی قیمت سهام و چولگی، رابطهٔ مثبتی وجود دارد. در نتیجه، به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با همزمانی زیاد قیمت سهام نسبت به شرکت‌های با همزمانی کم قیمت، کمتر به اخبار منفی واکنش شدید نشان می‌دهند (میرعسکری و همکاران، ۱۳۹۷).

اسدی نیا و همکاران (۱۳۹۸) یک الگوی مطلوب برای مدل‌سازی و پیش بینی نوسانات فرآیندهای مالی معرفی کردند. آنها برای مدل کردن ناپایداری موجود در فرآیندهای مالی از

ترکیب مدل ناهمگونی واریانس شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) و تبدیل موجک گسسته استفاده کردند(اسدی نیا و همکارن، ۱۳۹۸).

روش‌شناسی پژوهش

هدف این پژوهش، یافتن توزیعی است که بتواند به خوبی ویژگی‌های ارزش دارایی را توصیف کند و بتواند برای ارزیابی انواع ریسک‌ها از جمله ریسک بازار و اعتباری پرتفوی شامل سهام شرکت‌های بورسی استفاده شود. با توجه به اینکه می‌دانیم سری‌های زمانی مالی بیشتر نامانا هستند، عدم نگرش این ویژگی، به ویژه در ارزیابی ریسک می‌تواند باعث برآوردهای اشتباه و عواقب غیر قابل جبران شده و یا حتی شروعی برای بروز بحران‌های مالی شود. با توجه به اینکه ماتریس همبستگی و کواریانس واریانس بین بازده‌ها در ارزیابی مدل‌های ریسک نقش اصلی را ایفا می‌کنند بررسی تغییرات این ماتریس‌ها در طول زمان دارای اهمیت است. بازده سهام یک شرکت با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$r_k = \frac{S_k(t+\Delta t)-S_k(t)}{S_k(t)} \qquad (۱)$$

که درآن $S_k(t)$ قیمت سهم در تاریخ t برای شرکت k و Δt بازه زمانی مورد دلخواه در محاسبه بازده است. توزیع‌های بازده سهام به توزیع‌های با دم پهن معروف هستند، یکی از دلایل آن می‌تواند این باشد که انحراف استاندارد که در ادبیات مالی به آن نوسان گفته می‌شود برای پنجره‌های زمانی مختلف ثابت نیست و در طول زمان تغییر می‌کند.

معمولا ارزش سهام با استفاده از فرآیند براونی مدل‌سازی می‌شود. فرآیند یادشده یک فرآیند مانا است و فرض می‌کند نوسان (انحراف معیار) در طول زمان ثابت است، پس نامانایی در این مدل منظور نمی‌شود. سایر فرآیندها مانند فرآیند آرچ، نوسان را به خوبی یک فرآیند تصادفی در نظر می‌گیرند و دم پهن توزیع را توصیف می‌کنند. اما اسمیت و همکاران[1] در پژوهش‌های خود به این اشاره می‌کنند که پارامترهای فرآیندهای خانواده آرچ، تفسیر اقتصادی آشکاری ندارند در واقع این امر جای تعجب ندارد زیرا همانند سایر عواملی که باعث ایجاد توزیع با دم پهن می‌شود عامل نحوه انجام معاملات و رفتار توده‌وار معامله‌گران نیز نقش مهمی دارد (اسمیت و همکارن، ۲۰۱۳).

1. A. Schmitt, et

برای بررسی بازارهای مالی، ضریب همبستگی پیرسون که به صورت زیر تعریف می‌شود مفید است:

$$C_{kl} = \langle M_k(t) M_l(t) \rangle_T$$
$$M_k(t) = \frac{r_k(t) - \langle r_k(t) \rangle_T}{\sigma_k} \quad (۲)$$

C_{kl} ضریب همبستگی بین دو شرکت t و l است، σ_k انحراف استاندارد بازده است که در بازه زمانی (پنجره زمانی) T محاسبه شده است. سری زمانی $M_k(t)$ نرمال شده و دارای میانگین صفر و واریانس یک است.

مونیکس و همکاران در سال ۲۰۱۳ نشان دادند که بازده سهام دارای توزیع گوسی است (مونیکس و همکاران، ۲۰۱۲). ایده اصلی پژوهش حاضر نیز از همین مهم نشات می گیرد. برای شروع بحث فرض می کنیم هر مشاهده $r_k(t)$ یک بردار تصادفی با k بعد (شامل بازده‌های K شرکت بورسی) از توزیع نرمال چند متغیره استخراج شده است:

$$g(r|\Sigma_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}^k} \frac{1}{\sqrt{det\Sigma_t}} \exp\left(-\frac{1}{2} x' \Sigma^{-1} x\right) \quad (۳)$$

که در آن $\Sigma_t = \sigma C \sigma$ و σ یک ماتریس قطری با عناصر σ_k است.

اما همانطور که از شکل ۲ مشخص است، ماتریس همبستگی بازده‌ها طی زمان تغییر می کند و توزیع بازده‌ها نمی‌تواند نرمال باشد. بنابراین هدف این است که تغییرات موجود در ماتریس کواریانس واریانس در توزیع یادشده منظور شود. برای این هدف، ماتریس کواریانس ثابت با یک ماتریس تصادفی به صورت زیر جایگزین می‌شود:

$$\Sigma \to \frac{1}{N} AA' \quad (۴)$$

که A یک ماتریس تصادفی نامتقارن $K \times N$ است. رابطه ۲ نشان می‌دهد ردیف‌های $C = \frac{MM'}{T}$ که در آن M یک ماتریس $K \times T$ است شامل سری‌های زمانی نرمال‌شده $M_k(t)$ است. بنابراین طول ردیف‌های ماتریس A به عنوان یک مدل سری زمانی N است نه T.

با توجه به تئوری ماتریس تصادفی ویشارت، فرض می‌شود ماتریس تصادفی A از توزیع زیر پیروی می کند:

$$w(A|\Sigma) = \frac{1}{|2\pi\Sigma|^{\frac{N}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2} trA' \Sigma^{-1} A\right) \quad (۵)$$

که در آن Σ ماتریس کواریانس محاسبه شده از داده‌های تجربی و بنابراین ثابت است. ماتریس کواریانس ویشارت $(\frac{1}{N} AA')$ حول ماتریس تجربی نوسان می کند. با استفاده از تعریف داریم:

$$\frac{\langle AA' \rangle}{N} = \Sigma$$

که علامت $\langle\ \rangle$ نشان دهنده میانگین تحت توزیع ۵ می‌باشد. پارامتر N معکوس واریانس را با مشخصه نوسان حول Σ نشان می‌دهد. هرچه N بزرگتر باشد، نوسان کمتر می‌شود. در این مدل، نوسان کواریانس‌ها، گووسی بودن توزیع چندمتغیره را با توجه به یک مدل توزیع ترکیبی متوسط بازده‌ها به صورت زیر تغییر می‌دهد:

$$\langle g \rangle(r|\Sigma, N) = \int g\left(r\middle|\frac{1}{N}AA'\right) w(A|\Sigma) d[A] \qquad (۶)$$

که توزیع ترکیبی متوسط بازده‌ها به ماتریس کواریانس تجربی ثابت Σ و N بستگی دارد. اندازه $d[A]$ در انتگرال بالا حاصلضرب تمام دیفرانسیل‌ها را نشان می‌دهد. برای محاسبه مدل ترکیبی بالا، معادله ۳ به صورت تبدیل فوریه با مولفه‌های بردار نوشته می‌شود:

$$\langle g \rangle(r|\Sigma, N) = \frac{1}{|2\pi\Sigma|^{\frac{N}{2}}} \int \frac{d[\omega]}{(2\pi)^K} \exp(-i\omega.r) \int d[A] \exp\left(-\frac{1}{2} trA'\Sigma^{-1}A\right) \exp\left(-\frac{1}{2N}\omega' AA'\omega\right) = \frac{1}{(2\pi)^K} \int \frac{\exp(-i\omega.r) d[w]}{\left|1_K + \frac{\Sigma\omega\omega'}{N}\right|^{\frac{N}{2}}} \qquad (۷)$$

ماتریس اضافه شده به دترمینان، یک ماتریس واحد و دارای رتبه واحد است و اشاره به این دارد که کل دترمینان یک کمیت متناهی مثبت است. بنابراین با استفاده اعمال فرمول زیر:

$$\frac{1}{\alpha^\eta} = \frac{1}{\Gamma(\eta)} \int_0^\infty dz\, z^{\eta-1} e^{-az} \qquad (۸)$$

در روش ترکیبی بالا خواهیم داشت:

$$\langle g \rangle(r|\Sigma, N) = \frac{1}{(2)^{N/2}\,\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} \int_0^\infty dz\, z^{\frac{N}{2}-1} e^{-z/2} \times \int \frac{d[w]}{(2\pi)^K} e^{-i\omega.r} \exp\left(-\frac{z}{2N} w'\Sigma w\right) \qquad (۹)$$

انتگرال روی w حالت گووسی را با ماتریس کواریانس $\frac{z\Sigma}{N}$ نشان می‌دهد. بنابراین به عبارت زیر می‌رسیم:

$$\langle g \rangle(r|\Sigma, N) = \int_0^\infty \chi_N^2(z) g\left(r\middle|\frac{z}{N}\Sigma\right) dz \qquad (۱۰)$$

که کل متوسط ماتریس تصادفی را به یک میانگین یک بعدی تبدیل می کند که شامل توزیع χ_N^2 با درجه آزادی N است به عبارتی:

$$\chi_N^2(z) = \frac{1}{(2)^{\frac{N}{2}}\,\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} z^{\frac{N}{2}-1} e^{-\frac{z}{2}} \qquad for\ z \geq 0 \qquad (۱۱)$$

پارامتر N می‌تواند به عنوان مقدار درجه آزادی حاصل از رویکرد ترکیبی تفسیر شود که با استفاده از نوسان (تغییرپذیری) حول ماتریس کواریانس حاصل می‌شود. در حقیقت توزیع ویشارت می‌تواند به صورت توزیع تعمیم یافته χ^2برای ماتریس‌ها دیده شود. انتگرال ۱۰ می‌تواند به صورت یک فرم بسته زیر بیان شود:

$$\langle g\rangle(r|\Sigma,N)=\frac{1}{2^{\frac{N}{2}+1}\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)\sqrt{\det(\frac{2\pi\Sigma}{N})}}\frac{\kappa_{\frac{K-N}{2}}(\sqrt{Nr'\Sigma^{-1}r})}{\sqrt{Nr'\Sigma^{-1}r}^{(K-N)/2}} \qquad (۱۲)$$

که در آن κ_ν تابع بسل اصلاح شده از نوع دوم و با مرتبه ν است. از آنجا که ماتریس کواریانس Σ ثابت است تنها پارامتر آزاد در توزیع بالا برابر N است. برای N های بزرگتر، توزیع به سمت گووسی شدن میل می‌کند، هر چه N کوچکتر باشد توزیع با دم پهن‌تر تولید خواهد شد. اگر N را برابر ۲ فرض کنیم توزیع نمایی می‌شود. از همه مهمتر بازده‌ها در توزیع بالا تنها به صورت رابطه دوخطی $r'\Sigma^{-1}r$ ظاهر می‌شود. این درجه بالا از ناوردایی (پایایی) به علت پایایی توزیع ویشارت (۵) حاصل می‌شود. این خاصیت در تمام مدل‌های ماتریس‌های تصادفی مشترک است.

برای آزمون توزیع بالا با داده‌ها، بردار r بر مبنای بردارهای ویژه ماتریس کواریانس Σ دوران داده می‌شود و با استفاده از مقادیر ویژه نرمال می‌شود پس از انجام این کار، به فرم زیر می‌رسیم:

$$\langle g\rangle(\tilde{r}|\Sigma,N)=\frac{1}{2^{\frac{N}{2}+1}\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)\sqrt{\det(\frac{2\pi\Sigma}{N})}}\frac{\kappa_{\frac{K-N}{2}}(\sqrt{N\tilde{r}'\Sigma^{-1}\tilde{r}})}{\sqrt{N\tilde{r}'\Sigma^{-1}\tilde{r}}^{(K-N)/2}} \qquad (۱۳)$$

برای تکمیل تحلیل کاهش بعد، در تابع بالا ماتریس کواریانس Σ با C که به فرم $\Sigma=\sigma C\sigma$ است، جایگزین می‌شود.

ماتریس همبستگی C با یک ساختار ساده، همانند همبستگی همگن بین سهم‌ها به گونه‌ای ساخته می‌شود که مقادیر تمام عناصر غیرقطری برابر با $C_{k\neq l}=c$ باشد:

$$C=\begin{bmatrix}1 & c & c & \dots & c\\ c & 1 & c & \dots & c\\ c & c & 1 & \dots & c\\ c & c & \dots & \dots & c\\ c & c & c & \dots & 1\end{bmatrix}$$

ماتریس بالا دو مزیت دارد. فضای پارامتر را تنها به یک پارامتر تقلیل می‌دهد و همچنین با فراهم آوردن بستر محاسباتی ساده، امکان پیشرفت تحلیلی را فراهم می‌آورد. در حقیقت ماتریس C ماتریس متوسط همبستگی همگن را بین تمام سهم‌ها نشان می‌دهد (اسمیت، ۲۰۱۴).

پارامتر N از طریق برازش توزیع با داده‌های تجربی مشخص می‌شود. برای یافتن بهترین مقدار برای پارامتر N از آزمون کرامر ون میسس[1] استفاده می‌شود. آزمون کرامر ون میسس برای آزمون نیکویی برازش استفاده می‌شود. یکی از کاربردهای آزمون‌های نیکویی برازش، بررسی تطابق داده‌های تجربی با توزیع‌های تئوریک است (کاسترو[2]، ۲۰۱۳). اگر بخواهیم اطلاع یابیم که توزیع نمونه از توزیع F_0 پیروی کند آزمون فرض زیر را انجام می‌دهیم:

$$H_0: \quad F = F_0 \qquad\qquad H_1: \quad F \neq F_0$$

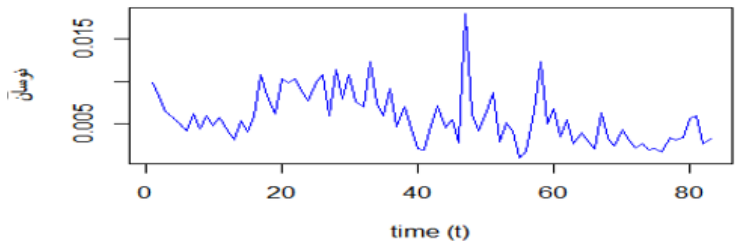
آماره آزمون کرامر ون میسس (CvM) به صورت زیر است:

$$C_n = \int \left(\hat{F}_n(t) - F_0(t)\right)^2 dF_0(t)$$

برای هر یک از آماره‌های بالا فرض صفر به شرطی رد خواهد شد که مقدار مشاهده شده برای آماره بزرگ باشد. مطابق با جدول ارایه شده توسط استفنز[3] (۱۹۸۶) برای آماره آزمون کرامر ون میسس، آماره آزمون با مقدار بحرانی $nC(1+\frac{0.5}{n})$ مقایسه می‌شود (لائو[4]، ۲۰۰۴).

فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات و بحث در یافته‌های پژوهش

برای بررسی تغییرات نوسان (انحراف معیار) بازده شرکت‌ها، ابتدا سری زمانی نوسان شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را برای سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ با استفاده از روش پنجره غلتان محاسبه می‌کنیم. نتایج در نمودار زیر نشان داده شده است:



شکل ۱. سری زمانی نوسان بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار برای سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ با طول پنجره زمانی T=60 و $\Delta t = 1$

1. Cramer-von Mises
2. Castro , 2013
3. Stephens (1986)
4. Laio, 2004

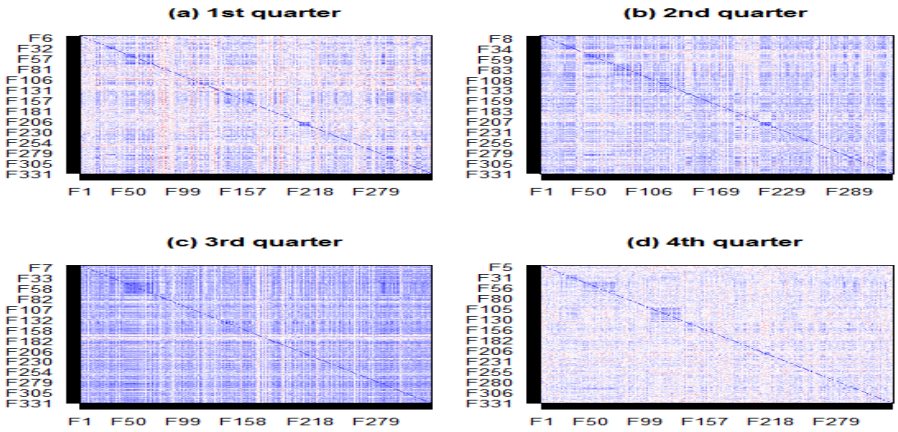
برای تشخیص نامانایی در سری زمانی بالا از آزمون ریشه واحد دیکی فولر استفاده می کنیم، نتیجه آزمون در جدول زیر خلاصه شده است و نشان دهنده این است که سری زمانی انحراف معیار بازده شاخص بورس اوراق بهادار نامانا است:

جدول ۱. آزمون مانایی

آماره دیکی فولر	p-value
-۲,۷۵۱۳	۰,۲۶۷۹

در ادامه، به بررسی تغییرات مربوط به ماتریس همبستگی بازده‌ها می‌پردازیم. نمودار همبستگی نگار بازده (یک روزه) سهام شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار (F=Firm) برای هر فصل سال ۱۳۹۷ به صورت جداگانه در شکل ۲ رسم شد. در این پژوهش شرکت‌هایی وارد مدل شده‌اند که در طول یک سال کاری بیشتر از ۲۰ روز توقف نماد نداشته‌اند. در کل بازه زمانی مورد نظر، تعداد شرکت‌هایی که در سال ۱۳۹۷ بیشتر از بیست روز توقف نماد نداشته‌اند ۳۴۵ شرکت بوده است. همچنین بازده مربوط به روزهای توقف نماد این شرکت‌ها، با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو جایگزین شده‌اند.

در نمودار مربوط، رنگ آبی همبستگی مثبت، رنگ قرمز همبستگی منفی را نشان می‌دهد. هر چه نقاط پررنگ‌تر باشند همبستگی بیشتر و و هر چه نقاط کم‌رنگ‌تر همبستگی کمتر است. خط روی قطر معادل همبستگی هر شرکت با خودش و به خودی خود برابر با مقدار مثبت ۱ است و در نتیجه یک خط آبی پررنگ روی قطر دیده می‌شود. نتایج این بررسی در شکل زیر نشان داده شده است:

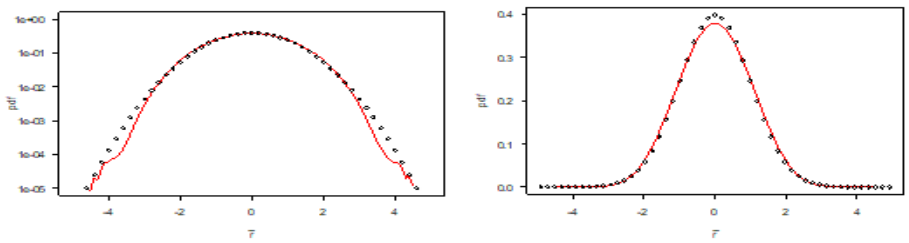


شکل ۲ . نمودار همبستگی نگار بازده یک روزه شرکت ها

همانطور که مشاهده می‌شود، ماتریس همبستگی در هیچ یک از چهار فصل بالا یکسان نبوده است. این موضوع در بازارهای مالی، امری بدیهی است زیرا روابط بین شرکت‌ها در طول زمان تغییر می‌یابد.

برای صحت‌سنجی نرمال بودن توزیع سری زمانی بازده‌ها در پنجره زمانی کوتاه‌مدت، از بازده‌های تعدیل شده ۲۴۷ شرکت بورس اوراق بهادار در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ استفاده می‌شود. سری‌های زمانی بازده این شرکت‌ها، به پنجره زمانی با طول ۲۵ روز کاری تقسیم می‌شود. بیان این نکته مهم است که پنجره زمانی با فاصله زمانی بازده Δt متفاوت می‌باشد. در ادامه برای بازه زمانی $\Delta t = 1$ (یک روز کاری)، بازده‌ها محاسبه می‌شود، حال با توجه به طول پنجره زمانی انتخاب شده می‌توان ادعا کرد که در این پنجره زمانی کوتاه، ماتریس کوواریانس Σ_{st} به صورت ثابت مشاهده می‌شود. البته برای اینکه رتبه ماتریس بالا کمتر از K است مشخص است که ماتریس کوواریانس معکوس ناپذیر است (به علت اینکه طول سری زمانی (۲۵) کوتاه‌تر از ابعاد ماتریس کواریانس است). این موضوع از نقطه‌نظر ریاضی، مشکلی ایجاد نخواهد کرد زیرا توزیع نرمال چندمتغیره به واسطه خواص δ-تابع‌ها برای حالت‌های خاصی که در آن ماتریس‌های کوواریانس معکوس ناپذیر است، به درستی تعریف می‌شود.

در ادامه، تمام ترکیب‌های دو به دو شرکت‌ها انتخاب می‌شوند و ماتریس کوواریانس- واریانس ۲ × ۲ ($\Sigma_{st}^{k,l}$) برای همه ترکیب‌های ممکن سهام شرکت‌های (k، l) محاسبه می‌شود. برعکس ماتریس کامل ماتریس کوواریانس-واریانس دو متغیره همیشه معکوس‌پذیر است. بنابراین بازده‌های دوگانه (r_k، r_l) باید به صورت گووسی توزیع شوند. در آخرین مرحله به منظور ترسیم توزیع، به کاهش ابعاد متغیرها می‌پردازیم. برای اینکار بردار بازده‌های دوگانه (r_k، r_l) بر مبنای بردار ویژه $\Sigma_{st}^{k,l}$ دوران داده شده و عناصر بردار بدست آمده با انجام عمل تقسیم بر جذر مقادیر ویژه متناظر، نرمال می‌شوند. عناصر بردار دوران داده شده‌ی بازده‌های دو به دو باید از توزیع نرمال پیروی کنند. بنابراین برای صحت سنجی این ادعا، توزیع بازده‌های به دست آمده، تجمیع شده و در شکل ۳ نشان داده شده است:



شکل ۳. توزیع بازده های تجمیع شده شرکت های بورس اوراق بهادار

در شکل بالا، خط قرمز ممتد، توزیع تجمیعی بازده‌های ۲۴۷ شرکت بورس اوراق بهادار را نشان می‌دهد. دایره‌های مشکی توپر نشان دهنده توزیع نرمال استاندارد هستند. لازم به توضیح است که شکل سمت چپ بر مبنای مقیاس لگاریتمی و شکل سمت راست بر مبنای مقیاس خطی رسم شده است.

همانطور که از نمودارهای بالا پیداست تابع توزیع تجمیعی دو به دو شرکت‌ها با توزیع گوسی تطابق خوبی دارد. پس می‌توان فرض کرد که توزیع بازده شرکت‌ها از توزیع چندمتغیره گوسی پیروی می‌کند. اما برای اطمینان از صحت ادعا، متغیر تجمیع شده ($\tilde{r}$)، با استفاده از آزمون‌های مختلف نرمالیته، آزمون می‌شود که نتایج به صورت زیر است:

جدول ۲. آزمون نرمالیتی

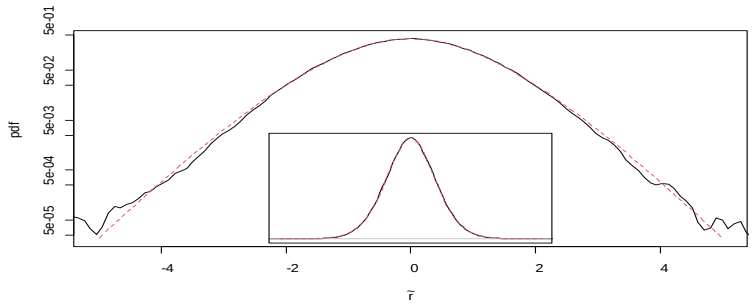
روش	آماره	p-value
آزمون کلموگروف اسمیرونف	۰.۰۱۵۹۶۵	۰.۷۱۲۰۰۴
آزمون شاپیو ویلک	۰.۹۹۸۶۳۱	۰.۱۲۷۷۰۴

با توجه به مقدار p-value در جدول ۲ در تمام آزمون فرض‌ها نرمال بودن مقادیر تجمیع شده رد نمی‌شود و می‌توان ادعا کردکه بازده‌های تجمیعی که از تقسیم سری‌های زمانی به فاصله‌های زمانی ۲۵ روزه حاصل شده است، از توزیع نرمال پیروی می‌کنند.

همانند آنچه در بخش قبل برای صحت سنجی توزیع تجمیعی بازده‌های شرکت‌های بورسی در پنجره زمانی ۲۵ روز بیان شد، روش مشابهی برای بازده‌های چند متغیره حاصل از کل داده‌های تجربی اعمال می‌شود. این رویکرد ما را قادر می‌سازد تا توزیع بازده دوران داده شده و مقیاس شده را برای ماتریس متوسط کوواریانس تجربی Σ یا ماتریس متوسط کوواریاس با ساختار همگن (ماتریس همبستگی همگن) $\hat{\Sigma} = \sigma C \sigma$ محاسبه و نتایج را با توزیع تئوریک ارایه شده مقایسه کنیم.

ابتدا نتایج را برای حالت ماتریس متوسط کواریانس تجربی (غیر همگن - Σ) بررسی می‌کنیم، نتایج مربوط به این مورد در شکل‌های ۴ و ۷ به ترتیب برای بازده‌های روزانه و ماهانه رسم شده است. برای به دست آوردن توزیع تجربی نیاز داریم تا مقدار پارامتر N را برآورد کنیم برای اینکار ابتدا N را با استفاده از روش حداقل مربعات خطا محاسبه و سپس با استفاده از آزمون کرامر ون میسس، میزان نیکویی برازش را آزمون می‌کنیم. آزمون کرامر ون میسس یکی از

آزمون‌ها برای نیکویی برازش است و می‌تواند در برازش توزیع‌های تجربی استفاده شود. با استفاده از روش حداقل مربعات خطا، مقدار پارامتر N برای بازده‌های روزانه با متوسط کواریانس تجربی یا غیرهمگن، تقریبا برابر با ۱۳ است. توزیع تجربی داده‌ها برای بازده روزانه دوران داده شده و مقیاس شده به صورت زیر رسم می‌شود:



شکل ۴. توزیع تجربی وتئوریک بازده روزانه

توزیع تجربی با رنگ سیاه و نتیجه تئوریک با رنگ قرمز و به صورت نقطه چین نشان داده شده است. همانطور از شکل بالا پیداست، توزیع‌های تجمیع شده برای بازده روزانه دوران داده شده و مقیاس شده، تطابق خوبی را با توزیع تئوریک نشان می‌دهند. شکل داخل در مقیاس خطی و شکل بیرونی (بزرگتر) بر مقیاس لگاریتمی است. در حقیقت توزیع تئوریک می‌تواند به خوبی توزیع تجربی حاصل از بازده دوران داده شده و مقیاس شده را توصیف کند.

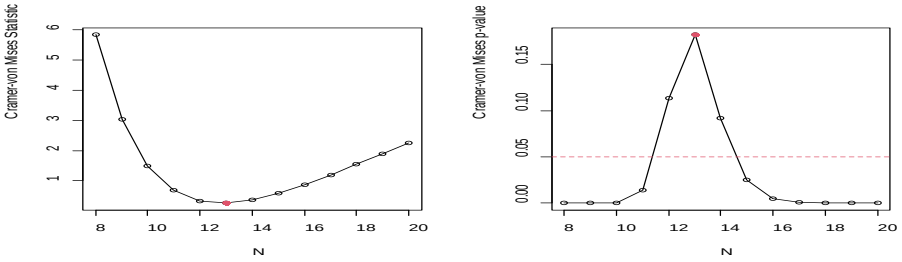
حال مقدار پارامتر N را با استفاده از آزمون کرامر ون میسس آزمون می‌کنیم. فرض صفر معادل با N=13 است. نتیجه آزمون در جدول زیر نشان داده شده است:

جدول ۳. آزمون نیکویی برازش برای پارامتر N=13

پارامتر	آماره آزمون	p-value
۱۳	۰.۲۵۵۱	۰.۱۸۲

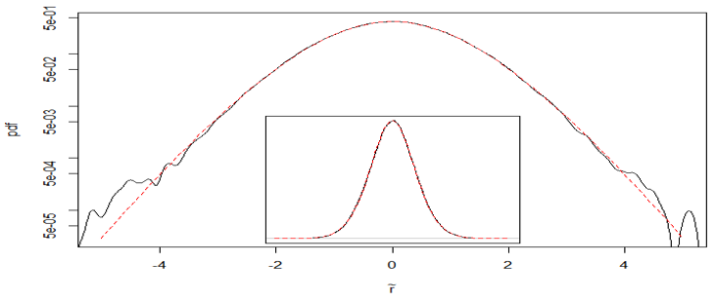
همانطور که پیداست مقدار p-value بیشتر از ۰,۰۵ است و بدین معنی است که فرض صفر (N=13) رد نمی‌شود و پارامتر N با مقدار برازش شده به خوبی می‌تواند داده‌های تجربی را توصیف کند.

در ادامه، آزمون بالا برای مقادیر مختلف N انجام می‌شود و هرچه مقدار آماره کوچکتر باشد فرض صفر با اطمینان بیشتری پذیرفته می‌شود و هر چه مقدار p-value بزرگتر باشد نشان‌دهنده میزان سازگاری بیشتر داده‌های تجربی با نتیجه فرض صفر است. نتایج آزمون برای بازده‌های روزانه با متوسط کواریانس تجربی یا غیرهمگن به صورت زیر است:



شکل ۵. نتایج آزمون کرامر و ن میسس برای بازده های روزانه

در شکل بالا، مقدار آماره و مقدار p-value برای مقادیر مختلف N محاسبه شده است، بهترین مقدار بر اساس بیشترین مقدار p-value و کمترین مقدار آماره، انتخاب می‌شود. در شکل ۵، نمودار سمت چپ مقادیر مختلف N را براساس آماره به دست آمده از داده‌های بازده روزانه شرکت‌ها نشان می‌دهد و شکل سمت راست مقادیر مختلف N را بر اساس p-value متناظر نشان می‌دهد. همانطور که از نمودارهای بالا پیداست مقدار پارامتر N برای محاسبه توزیع تجربی داده‌ها با $\Delta t = 1$ برابر با ۱۳ است و این امر نتایج به دست آمده را نیز تایید می‌کند. حال به طور مشابه نتایج را برای بازده‌های ماهانه به دست می‌آوریم. برای بازده‌های ماهانه مقدار N با استفاده از روش حداقل مربعات خطا برابر با ۱۷ به دست می‌آید. با توجه به N به دست آمده، توزیع تئوریک و همچنین توزیع تجربی برای بازده ماهانه دوران داده شده و مقیاس شده رسم می‌شود و نتایج در شکل زیر نشان داده می‌شود:



شکل ۶.توزیع تجربی وتئوریک بازده ماهیانه

توزیع تجربی با رنگ سیاه و نتیجه تئوری با رنگ قرمز و نقطه چین نشان داده شده است. پارامتر N حدود ۱۷ است. شکل داخل در مقیاس خطی و شکل بیرونی بر مقیاس لگاریتمی رسم شده است. همانگونه که از شکل ۶ مشخص است توزیع تئوریک به خوبی می‌تواند توزیع تجربی داده‌ها را توصیف کند.

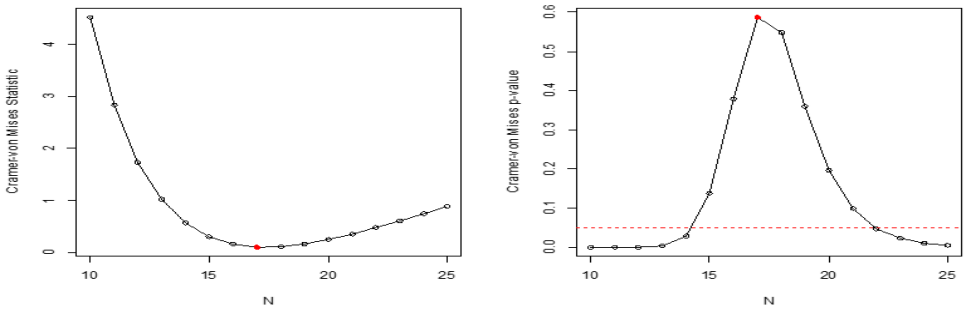
حال مقدار پارامتر N را با استفاده از آزمون کرامر ون میسس آزمون می‌کنیم. فرض صفر معادل با N=17 است. نتیجه آزمون در جدول زیر نشان داده شده است:

جدول ۴. آزمون نیکویی برازش برای پارامتر N=17

پارامتر	آماره آزمون	p-value
۱۷	۰.۰۶۱۷۸۵	۰۸۰۲۷

همانطور که پیداست مقدار p-value بیشتر از ۰,۰۵ است و بدین معنی است که فرض صفر (N=17) رد نمی‌شود و پارامتر N با مقدار برازش شده به خوبی می‌تواند داده‌های تجربی را توصیف کند.

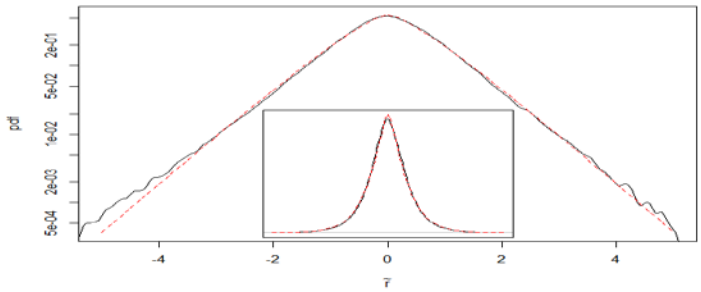
نمودار زیر، مقادیر مختلف N را در مقایسه با مقادیر p-value یا آماره متناظر در بازده‌های ماهانه با متوسط کواریانس تجربی یا غیرهمگن نشان می‌دهد:



شکل ۷. نتایج آزمون کرامر ون میسس برای بازده های ماهانه

همانطور که از شکل ۷ مشخص است، مقدار N مناسب برای داده‌های تجربی بازده ماهانه با ماتریس متوسط کواریانس غیرهمگن، برابر با ۱۷ است که نتایج قبلی را تایید می‌کند. حال می‌خواهیم توزیع بازده را برای ماتریس متوسط همبستگی همگن مطالعه کنیم. همانطور که در بخش روش‌شناسی عنوان شد ماتریس همبستگی همگن، ماتریسی است که در آن، تمام عناصر غیر قطری یکسان هستند. ابتدا سطح متوسط همبستگی c و نوسانات (انحراف معیار) در هر افق زمانی محاسبه و سپس ماتریس کوواریانس همگن بر اساس معادله $\hat{\Sigma} = \sigma C \sigma$ مشخص می‌شود. این پارامترها با استفاده از داده‌های تجربی محاسبه می‌شود.

در نهایت همانند موارد قبل، بازده‌های چند متغیره بر مبنای بردارهای ویژه ماتریس کوواریانس $\hat{\Sigma}$ دوران داده می‌شود. با این کار می‌توانیم بررسی کنیم که آیا ساختار همبستگی همگن می‌تواند به خوبی ساختار همبستگی غیرهمگن، توزیع بازده چند متغیره را توصیف کند. با توجه به ماتریس کواریانس همگن و استفاده از دوران بازده‌ها حول بردارهای ویژه و نرمال کردن با استفاده از مقادیر ویژه ماتریس کواریانس همگن، به برآورد مقدار پارامتر N و رسم توزیع تئوریک و توزیع تجربی داده‌ها می‌پردازیم. پس از برآورد پارامترهای توزیع، ابتدا با استفاده از روش حداقل مربعات خطا پارامتر N برآورد می‌شود که تقریبا برابر با ۳ است. با توجه به N به دست آمده، توزیع تئوریک و همچنین توزیع تجربی برای بازده ماهانه دوران داده شده و مقیاس شده رسم و نتایج در شکل زیر نشان داده می‌شود:



شکل ۸. توزیع تجربی وتئوریک بازده ماهیانه با توجه به ماتریس کواریانس همگن

شکل ۸ توزیع تجمیع شده برای بازده‌های ماهانه دوران داده شده و مقیاس شده با استفاده از ماتریس کوواریانس $\hat{\Sigma}$با ساختار همبستگی همگن را نشان می‌دهد. توزیع تجربی با رنگ سیاه و نتیجه تئوریک با رنگ قرمز و نقطه چین نشان داده شده است. مقدار پارامتر N برابر با $N = 3$ و سطح متوسط همبستگی برابر با $c = .11$ است.

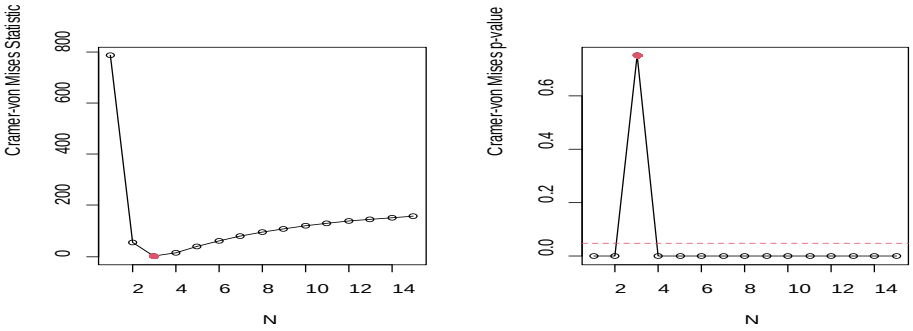
حال مقدار پارامتر N را با استفاده از آزمون کرامر ون میسس آزمون می‌کنیم. فرض صفر معادل با N=3 است. نتیجه آزمون در جدول زیر نشان داده شده است:

جدول۵. آزمون نیکویی برازش برای پارامتر N=3

پارامتر	آماره آزمون	p-value
۳	۰.۰۷۰۲۴۸	۰.۷۵

همانطور که پیداست مقدار p-value بیشتر از ۰,۰۵ است و بدین معنی است که فرض صفر (N=3) رد نمی‌شود و پارامتر N با مقدار برازش شده به خوبی می‌تواند داده‌های تجربی را توصیف کند.

نمودار زیر، مقادیر مختلف N را در مقایسه با مقادیر p-value یا آماره متناظر در بازده‌های ماهانه با متوسط کواریانس همگن نشان می‌دهد:



شکل ۹. نتایج آزمون کرامر ون میسس برای بازده های ماهانه و ماتریس کواریانس همگن

با توجه به شکل ۹ مقدار مناسب برای پارامتر N برابر با ۳ است.

نتیجه‌گیری

به طور خلاصه در این مقاله نشان داده شد که نوسانات ماتریس همبستگی و ماتریس کواریانس باعث ایجاد ویژگی‌های کلی از جمله نامانایی می‌شوند. برای لحاظ نامانایی در توزیع بازده‌های شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار، از یک مدل ماتریس تصادفی استفاده شد، این مدل باعث می‌شود پیچیدگی بالای یک بازار همبسته به یک پارامتر (N) کاهش یابد و که پارامتر مورد اشاره شدت نوسانات را مشخص می‌کند.

برای بازده روزانه مشاهده شد که مقدار N نزدیک $N = 13$ است، در حالی که برای بازده‌های ماهانه، مقادیر بزرگتر در حدود $N = 17$ ضروری است. اما مشاهده شد که اگر از ماتریس کوواریانس با ساختار همبستگی همگن استفاده کنیم، مقادیر کوچکتر حول $N = 3$ برای توصیف توزیع بازده ماهانه دوران داده شده و مقیاس شده، مورد نیاز است. این مقدار در مقایسه با مقادیر به دست آمده برای ماتریس متوسط کواریانس تجربی بسیار کمتر است. اما مدل ارایه شده به خوبی توزیع بازده شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران را توصیف می‌کند. در بخش روش‌شناسی نشان داده شد که پارامتر N با معکوس واریانس عناصر ماتریس تصادفی با توزیع ویشارت متناسب است. در اینجا، معنای پارامتر بالا به صورت بصری روشن شد. ماتریس

کوواریانس $\hat{\Sigma}$ فاقد ساختار ماتریس همبستگی تجربی است. بنابراین، جای تعجب نیست که نوسانات قوی‌تر برای ساختار گمشده مورد نیاز است که با توجه به ماهیت معکوس پارامتر N در برآورد نوسانات، مقادیر کوچک‌تر برای نوسانات بزرگتر مورد نیاز است.

در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که توزیع به دست آمده از هر دو رویکرد استفاده از ماتریس همبستگی تجربی (غیرهمگن) و همگن برای توصیف داده‌های بورس اوراق بهادار تهران مناسب است و می‌تواند در برآورد شاخص‌های ریسک از جمله شاخص‌هایی مثل ارزش در معرض خطر یا زیان مورد انتظار از دم توزیع استفاده کرد.

منابع

اسدی نیا، پرستو؛ عبدالهی کیوانی، سید محمد؛ حیدرزاده هنزائی، علیرضا؛ موسوی روح بخش، سید شایان. (۱۳۹۸). پیش بینی نوسانات بازده با استفاده از مدل ترکیبی تبدیلات موجک گسسته و گارچ . *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۲ (۴۷)، ۱۲۷-۱۱۰.

باقری، فرزانه؛ دلاوری، مجید و مهرآرا، محسن،(۱۳۹۶)، تحلیل داده های مدل طلا و توزیع بازده ی سرریز آن در بازه ی زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۸ در ایران، همایش بین المللی مدیریت، اقتصاد و بازاریابی، تهران

حمیدیان، محسن؛ وقفی، سید حسام و سلیمانی، حجت،(۱۳۹۶)، بررسی رابطه بین همزمانی قیمت سهام با توزیع ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک بازده سهام

زینلی، غلامرضا و یزدانیان، نرگس،(۱۴۰۰)، پیش بینی بازده سهام بر پایه توزیع کرنل و اختلاط توزیع های نرمال

سلیمانی، محمدامین؛ حسن زاده، رضا و گنجی، علیرضا،(۱۳۹۹)، نقدینگی سهام و توزیع بازده سهام، نهمین کنفرانس بین المللی پژوهش در مدیریت، اقتصاد و توسعه

سیدحسینی، سید محمد؛ باباخانی، مسعود؛ هاشمی‌نژاد، سیدمحمد و ابراهیمی، بابک، رویکردی جدید برای تخمین پارامتر حافظه بلندمدت در سریهای زمانی مالی. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶(شماره ۲ (پیاپی ۱۸))، ۱۱۴-۹۷.

میرعسکری، سید رضا؛ محفوظی، غلامرضا و شعبانی نژاد ماسوله، متین، (۱۳۹۷)، بررسی رابطهٔ همزمانی قیمت سهام و توزیع بازده.

ناصرپور، علیرضا؛ فلاح شمس، میرفیض؛ ثقفی، علی. (۱۳۹۵). برآورد وجه تضمین قراردادهای آتی با رویکرد ارزش در معرض خطر و با تأکید بر توزیع پارتوی تعمیم یافته .*فصلنامه بورس اوراق بهادار*،۹ *(۳۳)*، ۴۵-۲۵.

یوسف پور مقدم، ساسان و رمضانپور، اسماعیل، (۱۳۹۵)، عوامل ریسک با گشتاور مرتبه بالاتر توزیع بازده سهام، چهارمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری، تبریز.

References

Ali, G. (2013), EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH, AVGARCH, NGARCH, IGARCH and APARCH models for pathogens at marine recreational sites. Journal of Statistical and Econometric Methods, 2(3), 57-73.

Asadinia, Prasto, Abdulahi Kivani, Seyed Mohammad, Heydarzadeh Henzaei, Alireza, Mousavi Roohbaksh, Seyed Shayan. (2018). Forecasting of return fluctuations using by combining discrete wavelet transform and GARCH model. Stock Exchange Quarterly, 12 (47), 127-110. (In Persian).

Bagheri, Farzaneh and Delavari, Majid and Mehrara, Mohsen, 2016, analysis of gold model data and distribution of its return in the period of 1378-1388 in Iran, International Conference on Management, Economics and Marketing, Tehran. (In Persian).

Castro, R. (2013). Lectures 2 and 3-goodness-of-fit (gof) tests. Lecture notes of Applied Statistics (MasterMath).

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 987-1007.

Harvey, A., Ruiz, E., & Shephard, N. (1994). Multivariate stochastic variance models. The Review of Economic Studies, 61(2), 247-264.

Hekster, O. (2008). Rome and its Empire, AD 193-284: Edinburgh University Press.

Laio, F. (2004). Cramer–von Mises and Anderson-Darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. Water Resources Research, 40(9).

Hamidian, Mohsen and Waqfi, Seyed Hossam and Soleimani, Hojjat, 2016, investigating the relationship between stock price concurrency with distribution of stock returns systematic and unsystematic risk. (In Persian)

Laloux, L., Cizeau, P., Bouchaud, J.-P., & Potters, M. (1999). Noise dressing of financial correlation matrices. Physical review letters, 83(7), 1467.

Miraskari, Seyyed Reza and Mahfovi, Gholamreza and Shabaninejad Masoleh, Matin, 2017, investigating the relationship between stock price concurrency and return distribution. (In Persian).

Mühlbacher, A., & Guhr, T. (2018). Credit Risk Meets Random Matrices: Coping with Non-Stationary Asset Correlations. Risks, 6(2), 42.

Münnix, M. C., Shimada, T., Schäfer, R., Leyvraz, F., Seligman, T. H., Guhr, T., & Stanley, H.E. (2012). Identifying States of a Financial Market. Scientific Reports, 2(1), 644.

Naserpour, Alireza, Fallah Shams, Mirfaiz, Thaghafi, Ali. (2015). Estimating futures contracts margin with a value-at-risk approach and emphasizing the generalized Pareto distribution. Stock Exchange Quarterly, 9 (33), 25-45. (In Persian).

REZAEIAN, A., Vakilifard, H., Khalili Araghi, M., Rahnamaye Roodposhti, F. (2019). Modeling and Comparison of the Distribution Models of Tehran Stock Exchange Index. JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT PERSPECTIVE, 9(3 (27)), 29-50.

Schmitt, T., Schäfer, R., & Guhr, T., (September 02, 2015). Vol., 2015. Available at SSRN :(2015). Credit Risk: Taking Fluctuating Asset Correlations into Account Journal of credit risk, 11, (No. 3), 22.

Schmitt, T. A. (2014). Non-stationarity as a central aspect of financial markets. (Doctorate).Retrieved from https://duepublico2.uni-due.de /receive/ duepublico _mods_00036759

Schmitt, T. A., Chetalova, D., Schäfer, R., & Guhr, T. (2013). Non-stationarity in financial time series: Generic features and tail behavior. EPL (Europhysics Letters), 103(5), 58003.

Seyed Hosseini, Seyed Mohammad and Babakhani, Massoud and Hashmi-Nejad, Seyed Mohammad and Ebrahimi, Babak, A new approach to estimate the long-term memory parameter in financial time series. Financial Knowledge of Securities Analysis, 6(No. 2 (Sec. 18)), 97-114. (In Persian).

Soleimani, Mohammadamin and Hassanzadeh, Reza and Ganji, Alireza, 2019, Stock liquidity and stock return distribution, 9th international research conference in management, economy and development. (In Persian).

Yusufpour Moghadam, Sasan and Ramzanpour, Ismail, 2015, risk factors with higher order moment of stock return distribution, 4th National Conference on Management, Economics and Accounting, Tabriz. (In Persian).

Zaineli, Gholamreza and Yazdanian, Narges, 2021, forecasting stock returns based on kernel distribution and mixing normal distributions. (In Persian).

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 231-256

Investigating the Role of Managerial Forecasts in the Occurrence of the Halo Effect Phenomenon in the Middle East Capital Market[1]

Nahid Hosseini[2], Babak Jamshidi Navid[3]

Received: 2021/06/15
Accepted: 2022/11/11

Research Paper

Abstract

The Halo effect phenomenon causes the investor to be impressed by a desirable feature of the stock which results in its generalization to other features. This has led to erroneous citations that can potentially lead to incorrect stock market pricing, stock price fluctuations and financial market inefficiencies. Therefore, the present study aims to investigate the role of managerial forecasts in the occurrence of the halo effect phenomenon in the Middle East capital market. In this regard, this study has used the capital market information of 12 Middle Eastern countries for the period 2016-2020 from data panel models to investigate the existence of this phenomenon. The findings of this study show that managerial forecasts have no role in the occurrence of the halo effect phenomenon in the Middle East capital market. In other words, investors in the Middle East capital market do not use management forecasts to follow the pattern of the halo effect phenomenon. Therefore, investors, managers, legislators and other users should act more rationally in their decisions.

Key Words: Halo Effect, Financial Issues – Behavior, Managerial Forecasts, Middle East Capital Market.
JEL Classification: M41, G14.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11838.1885.

2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran. (n.hoseini139@gmail.com).
3. Associate Professor, Department of Accounting, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran. (Corresponding Author). (jamshidinavid@gmail.com).

Journal of Securities Exchange

سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۲۵۶-۲۳۱

بررسی نقش پیش‌بینی‌های مدیریتی در بروز پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه [1]

ناهید حسینی [2]، بابک جمشیدی نوید [3]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۲۰

چکیده

پدیده اثر هاله‌ای، باعث تحت تأثیر قرار گرفتن سرمایه‌گذار از یک ویژگی مطلوب سهم که منتج به تعمیم آن به دیگر ویژگی‌های می‌شود که این امر منجر به استنادهای اشتباهی شده که می‌تواند به‌طور بالقوه باعث قیمت‌گذاری اشتباه در بازار سهام، نوسانات قیمت سهام و ناکارایی بازار مالی شود. از این‌رو، مطالعه حاضر، با هدف بررسی نقش پیش‌بینی‌های مدیریتی در بروز پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه صورت گرفته است. در این راستا، این مطالعه از اطلاعات بازار سرمایه ۱۲ کشور خاورمیانه برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۲۰ از الگوهای پنل دیتا به منظور بررسی وجود این پدیده استفاده کرده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌های مدیریتی در بروز پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه نقشی ندارد. به بیانی دیگر، سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه خاورمیانه در پیروی از الگوی پدیده اثر هاله‌ای، از پیش‌بینی‌های مدیریت استفاده نمی‌کنند. بنابراین سرمایه‌گذاران، مدیران، قانون‌گذاران و سایر کاربران در تصمیم‌گیری‌های خود عقلانی‌تر رفتار کنند.

واژه های کلیدی: اثر هاله‌ای، مالی، سرمایه‌گذار، خاورمیانه.

طبقه بندی موضوعی: .M41, G14.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11838.1885.

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران. (n.hoseini139@gmail.com).

۳. دانشیار، گروه حسابداری، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران. (نویسنده مسئول). (jamshidinavid@gmail.com).

مقدمه

در نظریه بازار کارا فرض بر این است که سرمایه‌گذاران اطلاعات منتشر شده شرکت‌ها را به سرعت و به درستی دریافت کرده و براساس آخرین اطلاعات، راهبردهای معاملاتی خود را شکل می‌دهند و به همین علت این اطلاعات، به سرعت در قیمت سهام شرکت جذب می‌شود. همچنین واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات عقلایی بوده و این عقلانیت هم بر سرعت جذب اطلاعات و هم بر چگونگی تحلیل سرمایه گذاران از اطلاعات منتشر شده اثر می‌گذارد، به همین علت فرصت‌های آربیتراژی به سرعت از بین رفته و قیمت‌های تعادلی جدید شکل می‌گیرند. درک روانشناسی سرمایه‌گذاران، پایه و اساس سرمایه‌گذاری رفتاری است (شیائو و همکاران، ۲۰۰۶). اگر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار قابل پیش‌بینی باشد، بازار سهام قابل پیش‌بینی می‌شود. بدین معنا که سرمایه‌گذارانی که چگونگی عملکرد بازار سهام را می‌دانند، بدون تحمل ریسکی، به بازده مورد نظر دست می‌یابند (شمس‌الدینی و همکاران، ۱۳۹۲).

نظریه استاندارد تصمیم‌گیری، بر این باور است که افراد براساس منطق و به‌صورت عقلایی عمل می‌کنند. از طرفی نیز نظریه پرتفوی مدرن که توسط مارکوویتز[1] در سال ۱۹۵۲ ارائه شد ابراز می‌دارد که چگونه سرمایه‌گذار عقلایی، بر اساس منطق، اساس تصمیمات خود در زمینه انتخاب پرتفوی را براساس دو پارامتر ریسک و بازده قرار می‌دهد و با استفاده از بازده و واریانس، سبد سهام خود را انتخاب می‌کند. این انحراف سیستماتیک از انتخاب سبد بهینه سهام در رویکرد مالی استاندارد، زمینه ارائه دیدگاه مالی رفتاری و مالی اقتصادی را فراهم کرد (خواجوی و فتاحی، ۱۳۹۲). زیرا در واقعیت، رخدادهایی وجود دارد که سبب گرفتن تصمیم‌های غیرعقلایی می‌شود و تصمیم‌گیری افراد را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد و سبب ناکارایی بازارهای مالی و بروز بی‌نظمی‌هایی می‌شود. با توجه به این شرایط، می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاران همواره منطقی تصمیم نمی‌گیرند و در برخی از اوقات احساسی و تحت تأثیر شرایط موجود عمل می‌کنند. گرایش‌های احساسی و طبیعی افراد باعث می‌شود که واکنش‌هایی کم یا زیاد رخ دهد. دانش مالی این تفکر را به چالش می‌کشد و بیان می‌کند که سوگیری‌های رفتاری در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری افراد تأثیرگذار است (شعری‌آناقیز و همکاران، ۱۳۹۵).

---

1. Markowitz

برهمین اساس، رویکرد مالی رفتاری، بازارهای منطقی را در بحث‌های مربوط به بازارهای کارا شناسایی و این موضوع را آزمون می‌کند که چرا بسیاری از سرمایه‌گذاران بر این اعتقادند که ضربه زدن به بازار راحت است. افزون بر این، مالی رفتاری علی‌رغم پایبندی به رویکرد مالی استاندارد، دامنه مالی را به فراتر از پرتفوی قیمت‌گذاری دارایی برده و کارایی بازار را گسترش می‌دهد (استاتمن[1]، ۲۰۱۴).

در این راستا، پدیده اثر هاله‌ای یکی از مباحث مطرح در مالی رفتاری است. این اثر سبب تحت تأثیر قرار گرفتن سرمایه‌گذار از یک ویژگی مطلوب سهم که منتج به تعمیم آن به دیگر ویژگی‌های می‌شود. در نهایت چنین استنادهای اشتباهی می‌تواند به‌طور بالقوه باعث قیمت‌گذاری اشتباه در بازار سهام شود. برای مثال، اگر سرمایه‌گذاران، دورنمای مطلوبی از سهام رشدی را مشاهده کنند و آن را به دورنمای بازده تعدیل‌شده با ریسک نیز نسبت دهند، این امر باعث می‌شود قیمت این نوع سهام بالای ارزش ذاتی قرار گیرد (هیرشلیفر و همکاران[2]، ۲۰۰۹).

بنابراین می‌توان گفت که رفتار سرمایه‌گذاران در بورس، چگونگی تصمیم‌گیری، تخصیص منابع پولی، قیمت‌گذاری و ارزیابی، بازده شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. شرایط مبهم و اشتباهاتی که در روان‌شناسی انسان ریشه دارد، باعث می‌شود سرمایه‌گذاران اشتباهاتی در شکل‌دهی انتظارات خود داشته باشند و در نتیجه رفتارهای خاصی در هنگام سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی از خود بروز دهند (سینایی، ۱۳۸۸).

همچنین یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم‌گیری در بورس، بازده سهام است. بازده سهام خود به‌تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه‌وتحلیل مالی و پیش‌بینی‌ها، از آن استفاده می‌کنند. همچنین درآمد خالص و ناخالص هر سهم که اصطلاحاً سود برآوردی هر سهم، نامیده می‌شود، اطلاعات تازه‌ای از وضعیت شرکت‌ها را نشان می‌دهد که توسط تحلیل‌گران، سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان، مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته و بر پایه آن تصمیم‌گیری نسبت به خرید یا فروش یک سهم انجام می‌شود (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲).

پیش‌بینی‌های ارائه شده توسط مدیران درباره عملکرد مالی دوره‌های آتی شرکت، دارای توانمندی‌های ارزشمندی است که به سرمایه‌گذاران در گرفتن تصمیم‌های بهینه کمک می‌کند.

---

1. Statman
2. Hirshleifer & et al

همانند سایر اطلاعات، ارزش این پیش‌بینی‌ها وابسته به دقت و باورپذیری آن‌ها از دیدگاه سرمایه‌گذاران است (حاجیها و چناری بوکت، ۱۳۹۴). با این حال، سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی انتظار دارند که شرکت‌ها پیش‌بینی‌های صورت گرفته را محقق سازند و ناسازگاری با واقعیت نداشته باشد. این مهم برای شرکت‌هایی که قابل‌اتکاتر هستند، بیشتر صدق می‌کند. تحلیل‌گران مالی و سرمایه‌گذاران از انحراف میان مقادیر سود پیش‌بینی‌شده و واقعی بسیار ناخشنود خواهند شد. این پیش‌بینی‌ها می‌تواند سرمایه گذاران را تحت تاثیر قرار دهد و منجر به ایجاد پدیده هاله‌ای شود (کولینگ وود[1]، ۲۰۱۱).

با توجه به تئوری‌ها و مطالب یادشده، پاسخ به این پرسش درخور توجه است که آیا پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه با استفاده از پیش‌بینی‌های مدیریت مصداق دارد؟ در این راستا از اطلاعات گزارش‌شده حسابداری شامل سود هر سهم، بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام استفاده می‌شود. در حال حاضر با بررسی پژوهش‌های موجود، چنین به‌نظر می‌رسد که پژوهش جامعی در خصوص مدل اندازه‌گیری پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه، با تأکید بر پیش‌بینی‌های مدیریت در خاورمیانه با توجه به ویژگی‌های محیط اقتصادی کشورهای خاورمیانه که در برگیرنده آداب و رسوم و فرهنگ و همچنین ساختار اقتصاد نفتی این کشورها که با تبعات اقتصادی و سیاسی همراه است، انجام نشده و مدل خاصی برای اندازه‌گیری میزان تاثیرپذیری بازارهای سرمایه از پدیده اثر هاله‌ای وجود ندارد. برهمین اساس، مطالعه حاضر به دنبال مدلی خاص در خصوص اندازه‌گیری مصداق پدیده اثر هاله بر بازارهای سرمایه در خاورمیانه است. این پژوهش از دو جهت می‌تواند به ادبیات مالی کمک کند. نخست اینکه از جنبه تئوریکی روابط بین متغیرها را مورد بحث قرار می‌دهد و سبب گسترش و توسعه ادبیات مربوط به روابط بین متغیرهای پژوهش شود. دوم اینکه از جنبه عملی نیز کشف روابط بین متغیرهای گفته شده در بازار سرمایه خاورمیانه می‌تواند برای ذینفعان مفید باشد. در واقع نتایج این مطالعه برای پژوهشگران در حوزه مالی-رفتاری کاربردی مستقیم خواهد داشت.

ادامه پژوهش به شرح زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم، ادبیات پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد و فرضیه‌های پژوهش ارایه می‌شود. بخش سوم انتخاب نمونه را توضیح می‌دهد و روش اصلی بکار رفته برای اندازه‌گیری متغیرهای وابسته، مستقل و کنترلی را توضیح

1. Colling Wood

می‌دهد و ارتباط بین آن‌ها را بررسی می‌کند. بخش چهارم، یافته‌های تجربی را ارایه و بخش پنجم نتایج پژوهش را تشریح می‌کند.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌های پژوهش

پیشینه نظری

امروزه یکی مباحث مهم مطرح در رویکردهای مالی رفتاری، در پدیده اثر هاله‌ای است. بر این اساس، تحت تأثیر قرار سرمایه‌گذار تحت تأثیر یکی از ویژگی مطلوب سهم می‌شود و این ویژگی را به کل وضعیت مالی و عملکردی شرکت تعمیم می‌دهد که ممکن است بر اثر آن، قیمت‌گذاری اشتباه در بازار سهام رخ دهد. برای مثال، این امکان وجود دارد که سرمایه‌گذاران آینده مطلوبی را برای سهم متصور شوند و همین موضوع باعث می‌شود قیمت سهام بالاتر از ارزش ذاتی در بازار ارزشگذاری شود (هیرشلیفر و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

اثر هاله‌ای به‌نوعی خطا در شناخت و تصمیم‌گیری گفته می‌شود که تحت تأثیر ذهنیت قبلی قضاوت‌کننده شکل می‌گیرد و می‌تواند از حقیقت و انصاف به دور باشد. در تعریف دیگر: «خطایی شناختی است که در آن افراد ویژگی مشخصی از یک انسان، شیء یا هر پدیدهٔ دیگری را مبنایی برای قضاوت دربارهٔ کل آن قرار می‌دهند» (رازینویگ[2]، ۲۰۰۷).

رفتار سرمایه‌گذاران در بورس، چگونگی تصمیم‌گیری، تخصیص منابع پولی، قیمت‌گذاری و ارزیابی بازده شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. شرایط مبهم و اشتباهاتی که در روان‌شناسی انسان ریشه دارد، باعث می‌شود سرمایه‌گذاران اشتباهاتی در شکل‌دهی انتظارات خود داشته باشند و در نتیجه رفتارهای خاصی در هنگام سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی از خود بروز دهند (موسوی‌شیری و همکاران، ۱۴۰۱؛ سینایی، ۱۳۸۸).

همچنین یکی از مهم‌ترین معیارها برای تصمیم‌گیری در بازار سرمایه، بازده سهام است. چراکه بازده سهام خود به‌تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه‌وتحلیل مالی و پیش‌بینی‌ها از آن استفاده می‌کنند (میرعلوی و همکاران، ۱۳۹۸). در یک بازار کارا، قیمت اوراق بهادار منعکس‌کننده مجموعه‌ای از همه اطلاعات موجود بوده و اطلاعات جدید به سرعت بر روی قیمت اوراق بهادار اثر می‌گذارد و سرمایه‌گذاران با توجه

1. Hirshleifer & et al
2. Rosenzweig

به اطلاعات در دسترس و انتظاری که از بازده اوراق بهادار دارند، در آینده تصمیم‌گیری می‌کنند (لی و همکاران، ۲۰۱۲). بنابراین، بازار کارا نسبت به اطلاعات جدید حساس است، به طوری که اطلاعات هسته اصلی بازار کارا را تشکیل داده و بر پایه آن به سه شکل ضعیف، نیمه قوی و قوی تقسیم می‌شود. افزون‌براین، سود برآوردی هر سهم، اطلاعات جدیدی از وضعیت شرکت‌ها را نشان می‌دهد که توسط ذینفعان مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته و پایه تصمیم‌گیری آن‌ها نسبت به خرید یا فروش سهم می‌شود (شمس‌الدینی و همکاران، ۱۳۹۷).

برهمین اساس، سرمایه‌گذاری، فرآیندی پیچیده‌ای است که دربرگیرنده پردازش چندین عامل و گام‌های متفاوت است. تصمیم‌های سرمایه‌گذاران نیز برگرفته از همین مدل‌های پیچیده مالی است. این مدل‌ها استوار بر دو عامل ریسک و بازده مورد انتظار است. اما تصمیم‌ها همواره براساس منابع شخصی و مدل‌های پیچیده ایجاد نمی‌شود و در آن عوامل موقعیتی منظور نمی‌شود (خواجوی و فتاحی‌ناقچی، ۱۳۹۲).

بنابراین از آنجایی که برپایه نظریه استاندارد تصمیم‌گیری، افراد براساس منطق و به‌صورت عقلایی عمل می‌کنند، به‌عبارت‌دیگر، افراد به‌صورت یک بازیگر خردمند با بهترین انتخاب و تصمیم بهینه روبرو هستند و این موضوع در مباحث مالی رفتاری کاملا مشهود است، زیرا در دیدگاه مالی رفتاری، افراد حاضر در بازار سرمایه جانشین افراد منطقی می‌شوند. مالی – رفتاری، تئوری پرتفوی رفتاری را با تئوری میانگین واریانس تئوری پرتفوی جایگزین می‌کند و مدل قیمت‌گذاری رفتاری دارایی‌ها را برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پیشنهاد می‌کند و مدل‌های دیگری که بازده مورد انتظار به‌وسیله ریسک را تعیین می‌کنند (شهرآبادی و یوسفی، ۱۳۸۶). مالی رفتاری همچنین بازارهای منطقی را در بحث‌های مربوط به بازارهای کارا شناسایی می‌کند و این موضوع را آزمون می‌کند که چرا بسیاری از سرمایه‌گذاران بر این اعتقادند که ضربه زدن به بازار راحت است. افزون‌بر این، مالی – رفتاری، دامنه مالی را به فراتر از پرتفوی قیمت‌گذاری دارایی و کارایی بازار گسترش می‌دهد و به این گسترش ادامه می‌دهد، در حالی‌که به مالی استاندارد پایبند است (استاتمن[1]، ۲۰۱۴). به بیان دیتر (۲۰۰۳)، مالی – رفتاری استوار بر روانشناسی است که بیان می‌دارد فرآیند تصمیم‌گیری انسانی ناشی از چندین تصور شناختی است.

---

1. Statman

کلیه این عوامل سبب شده است جایی که سرمایه‌گذاران براساس در نظر گرفتن پارامترهای ریسک و بازده، برپایه اطلاعات پیش‌بینی شده تصمیم‌های عقلایی برای سرمایه‌گذاری می‌گیرند. با این حال، همیشه این تصمیم‌ها منجر به نتایج مطلوب نمی‌شوند و گاهی احتمال دارد که خلاف واقعیت پدید آید. این موضوع به انحرافات پیش‌بینی از واقعیت برمی‌گردد. زیرا سرمایه‌گذاران با استفاده از معیار مناسبی برای مرتبط ساختن ریسک سیستماتیک و بازده سهام، می‌توانند با اطمینان بیشتر، تصمیم‌های مورد نظر را بگیرند. به بیان دیگر، سرمایه‌گذاری به عنوان یک تصمیم مالی، همواره دارای دو مؤلفه ریسک و بازدهی بوده که مبادله این دو ترکیب گوناگون سرمایه‌گذاری را عرضه می‌کند. از یک طرف، سرمایه‌گذاران به دنبال بیشینه کردن عایدی خود از سرمایه‌گذاری هستند و از طرف دیگر، با شرایط عدم اطمینان حاکم بر بازارهای مالی روبرو هستند که عامل اخیر، دستیابی به عواید سرمایه‌گذاری را با عدم اطمینان روبرو می‌سازد (جاودان‌زاده و همکاران، ۱۴۰۱).

برهمین اساس، با بررسی ادبیات موضوع، وجود واکنش‌های احساسی و غیرمنطقی در بازار سرمایه خاورمیانه و همچنین عدم پیروی سرمایه‌گذاران از الگوهای مالی کلاسیک، در این مطالعه تلاش می‌شود تا الگویی برای بررسی مصداق پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه ارائه شد. در این راستا از اطلاعات گزارش‌شده حسابداری شامل سود هر سهم، بازده دارایی‌ها، و بازده حقوق صاحبان سهام استفاده می‌شود.

پیشینه خارجی

در این قسمت به بررسی پژوهش‌های داخلی دو خارجی در پیوند با موضوع پژوهش حاضر پرداخته می‌شود:

نسیم و همکاران (۲۰۲۱)، در پژوهشی روانشناسی سرمایه‌گذاران و رفتار بازار سهام در دوران اولیه COVID-19 در محیط اقتصادی چین، ژاپن و ایالات متحده را مورد بررسی قرار دادند. آنان بر این باور هستند که رفتار روانشناختی سرمایه‌گذاران (مثبت یا منفی) نسبت به سهام می‌تواند تصویر اقتصاد را تغییر دهد. نتایج آن‌ها نشان داد که روانشناختی سرمایه‌گذار با سه رویکرد سهام منتخب تحت تاب‌آوری روانی و فشار همه‌گیر ارتباط منفی دارد. احساسات منفی و بدبینی، سرمایه‌گذاران را ترغیب می‌کند تا سرمایه‌گذاری خود را در بورس متوقف کنند و در نتیجه، بازده کل بازار سرمایه کاهش می‌یابد.

لی و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهشی تأثیر سوگیری روانشناختی مالی سرمایه‌گذاران بر بازده سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند. گرایش روانشناختی مالی سرمایه‌گذاران یک موضوع داغ در

پژوهش درباره رفتار سرمایه‌گذاری از دیدگاه روانشناسی و شناختی است. در این پژوهش آن‌ها تلاش کردند تا اثرات گرایش روانشناختی سرمایه‌گذاران بر بازده سرمایه‌گذاری را شناسایی کنند. افزون بر این، در این پژوهش آن‌ها هزینه رفتاری ناشی از روان‌شناختی در زمینه تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری و در پرتو داده‌های سرمایه‌گذاری لازم برای یک سرمایه‌گذار را مورد بحث قرار دادند. همچنین، استراتژی سرمایه‌گذاری و گرایش روانشناختی سرمایه‌گذاران در محیط اقتصادی چین را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که تصمیم‌های سرمایه گذاری مالی، سرمایه‌گذاران تحت تأثیر فرآیند شناختی و فرآیند احساسی است. تعصب روانشناختی در فرآیند سرمایه‌گذاری یک موضوع جهانی است و باید سرمایه‌گذاران بر اشتباهات شناختی خود چیره شوند.

اوتامی و همکاران[1] (۲۰۱۸)، پژوهشی با عنوان تاثیر هاله‌ای در روش تحلیلی: دیدگاه مدیریت مشتری و بخش اطلاعات انجام دادند. پژوهش‌های پیشین نشان داد که یک دیدگاه جامع در ارزیابی استراتژیک باعث اثر هاله‌ای می‌شود. این مطالعه بر روی پدیده اثر هاله‌ای در روش‌های تحلیلی، تاثیر پروفایل مشتری و دامنه اطلاعاتی که برای حسابرسی در برنامه‌ریزی یک حسابرسی ارائه می‌شود، تمرکز دارد. پژوهشگران پیشنهاد می‌کنند که داوری حسابرس تحت‌تاثیر پروفایل مشتری قرار گرفته و قضاوت حرفه‌ای در یک دیدگاه کل گرایانه متفاوت خواهد بود. این مطالعه با عقلانیت محدود افراد برانگیخته می‌شود و از شیوه‌های اکتشافی برای ارزیابی مشتریان استفاده می‌کند. نظر کل‌نگرانه نسبت به فرد، زمانی‌که اطلاعات تشخیصی دقیق را در مورد فرد تجزیه و تحلیل می‌کند، سازگار است. در یک فرآیند تحلیلی، درک صنعت و کسب‌وکار مشتری بر میزان ارزیابی ریسک سطح حساب تاثیر می‌گذارد. آنها دو فرضیه را پیشنهاد می‌کنند، فرضیه اول این است که سوء تفاهم مادی پس از ارائه مشخصات مشتری با خطر سوء استفاده از مواد پس از دریافت اطلاعات مالی مشتری رابطه مثبت دارد. فرضیه دوم یک حسابرس است که اطلاعات مربوط به یک مشتری را در حوزه اطلاعات جامع کسب می‌کند و خطر کمتری نسبت به حسابرس خواهد داشت که اطلاعات را در حوزه اطلاعات خاص به‌دست می‌آورد. داده‌های حاصل از آزمایش آزمایشگاهی با استفاده از سطوح مختلف حسابرس، جمع‌آوری شد. این یافته نشان می‌دهد که یک اثر هاله در طی مراحل تحلیلی و هنگامی‌که حسابرسان اطلاعاتی را در مورد مشتری در ابعاد جامع کسب می‌کنند، تولید می‌شود.

---

1. Utami & et al

وانگ و همکاران[1] (۲۰۱۷)، در پژوهشی تحت عنوان «بررسی مکانیسم‌های روان‌شناختی سرمایه‌گذاران در بازار سهام» چین به بررسی عوامل مؤثر بر درک سرمایه‌گذاران انفرادی از ریسک و آثار آن بر رفتار آن‌ها در بازار سهام پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد از بین انواع مختلف اطلاعات تأثیرگذار بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران، سیاست‌های در پیوند با بازار سهام و مدیریت نامناسب شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و همچنین اطلاعات از سطح سازمانی (که در قالب ۲ بعد کیفیت افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها و نحوه تخصیص بازده سود بین سرمایه‌گذاران بررسی شد) بر درک سرمایه‌گذاران از ریسک تأثیرگذار است. همچنین یافته‌ها نشان داد که ریسک درک شده توسط سرمایه‌گذاران به‌واسطه تأثیر بر عملکرد آن‌ها، تمایل به سرمایه‌گذاری مجدد و رضایتمندی سرمایه‌گذاران (که برای توسعه بازار حیاتی است) را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

ادونل و شولتز[2] (۲۰۱۶)، پژوهشی با عنوان «تاثیر اثر هاله‌ای در ارزیابی ریسک کسب‌وکار : آیا حسابرس در ارزیابی ریسک می‌تواند در مورد جزئیات مربوط به حسابداری قضاوت کند؟» انجام دادند. بسیاری از حسابرسان از یک روش حسابرسی استفاده می‌کنند که به ارزیابی ریسک استراتژیک مدل کسب‌وکار مشتری به‌عنوان نخستین گام برای ارزیابی ریسک‌های حسابرسی نیاز دارد. این مطالعه بررسی می‌کند که آیا دیدگاه کل‌گرا که حسابرسان در ایجاد یک ارزیابی ریسک استراتژیک به دست می‌آورند، میزان ارزیابی ریسک سطح حساب را هنگامی که با تغییراتی در حساب‌ها با اطلاعات مربوط به عملیات مشتری سازگار هستند، تطبیق می‌دهند. براساس پدیده اثر هاله‌ای از ادبیات ارزیابی عملکرد، آنها فرض می‌کنند که حسابرسانی که:

۱): ارزیابی استراتژیک را اجرا نمی‌کنند. ۲): ارزیابی‌های ریسک استراتژیک مطلوب (نامطلوب) را توسعه می‌دهند، کم‌تر (بیشتر) ارزیابی‌های ریسک در سطح حساب را برای نوسانات متناقض تنظیم می‌کنند. داده‌ها از دو آزمایش آزمایشگاهی با استفاده از حسابرسان مجرب هر دو فرضیه را پشتیبانی می‌کنند. یافته‌ها نمایانگر آن است که اثر هاله‌ای ایجاد شده در طی ارزیابی استراتژیک، با تغییر تحمل حسابرس برای نوسانات متناقض، بر قضاوت تاثیر می‌گذارد.

هانتون[3] (۲۰۱۵)، براساس تئوری بازارهای کارا به بررسی مالی رفتاری سهامداران در بورس سهام شیکاگو در ارتباط با چگونگی تصمیم‌گیری آن‌ها در مورد سهام شرکت‌های

---

1. Wang
2. Donnella & Schultz
3. Hunton

دارای فناوری بالا می‌پردازد. براساس نتایج این پژوهش، تصمیم‌گیری سهامداران در مورد این گروه از سهام با نظریه‌های موجود در مدیریت مالی همخوانی ندارد و با وجود سود پایین این شرکت‌ها، به دلیل انتظارات بالای سهامداران از آینده درخشان این شرکت‌ها، تقاضای خرید این گروه از سهام به‌شدت افزایش‌یافته و متغیرهای مالی ضعیف این شرکت‌ها مانع از خرید سهام آن‌ها نشده است.

هنز و ولک[1] (۲۰۱۱)، نشان دادند که تئوری چشم‌انداز غالباً اثر تمایلاتی معکوس پیش‌بینی می‌کند، به‌طوری‌که در آن سرمایه‌گذاران تمایل دارند که سهام زیان‌ده را سریع‌تر از سهام سودآور بفروشند. در نتیجه، چنانچه اثر تمایلاتی معکوس[2] وجود داشته باشد، ریسک در منطقه سود افزایش و در منطقه زیان کاهش می‌یابد. افزون‌بر این، پراکندگی مقطعی بازده‌ها در الگوی زیان در مقایسه با الگوی سود بیشتر است. بنابراین، رفتار سرمایه‌گذار بتای شرکت را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد. اگر سرمایه‌گذاران در شرایط نزولی بازار، ریسک‌گرا باشند، بتاها در مقایسه با شرایط خوب بازار بالاتر خواهد بود.

شریفی و همکاران (۱۴۰۰)، پژوهشی با هدف بررسی اثر هاله‌ای بر قضاوت حسابرسان انجام دادند. دوره زمانی پژوهش، سال ۱۳۹۸بوده و داده‌های مورد نیاز برای پاسخ به پرسش پژوهش با توزیع پرسشنامه در بین جامعه حسابداران رسمی جمع آوری شد. بر همین اساس داده‌های بدست آمده از ۱۲۲ پرسشنامه تکمیلی و با استفاده از معادلات ساختاری و با استفاده از نرم افزار smartPLS مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که اثر هاله‌ای بر قضاوت حسابرسی تأثیر دارد و همچنین آیین رفتار حرفه‌ای و ویژگی‌های فردی نقش میانجی بر ارتباط بین اثر هاله‌ای و قضاوت حسابرسی دارد.

حسینی و همکاران (۱۳۹۹)، به بررسی مصداق پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه: با تأکید بر نقش اطلاعات حسابداری پرداختند. بر پایه استدلال آن‌ها، تئوری چشم‌انداز و نقطه مرجع یکی از مباحث مطرح در پارادایم مالی رفتاری است که توصیف کننده موقعیت افراد در زمان تصمیم‌گیری است. آنان اذعان کردند که شواهد تجربی بیانگر آن است که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های خرید و فروش، نقاطی را به عنوان نقاط مرجع سود و زیان خود برمی‌گزینند. در صورتی‌که قیمت پایین‌تر از نقطه مرجع باشد، فروش خود را به تعویق می‌اندازند و در نتیجه

1. Hens & Vlcek
2. Reversed Disposition Effect

حجم معاملات نیز کاهش می‌یابد و اگر قیمت بالاتر از نقطه مرجع باشد، اقدام به فروش سهم می‌کنند که افزایش حجم معاملات را در پی دارد. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران، در پیروی از الگوی پدیده اثر هاله‌ای، از پیش‌بینی‌های مدیریت (وضعیت نسبی سودآوری شرکت در برابر سودآوری پیش‌بینی شده شرکت) استفاده نمی‌کنند. افزون‌براین، سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران در پیروی از الگوی پدیده اثر هاله‌ای، از متوسط صنعت (وضعیت نسبی سودآوری شرکت در برابر متوسط صنعت) استفاده نمی‌کنند.

حیدری و همکاران (۱۳۹۸)، پژوهشی با عنوان نظریه رفتار برنامه‌ریزی شده و مدل ارائه گزارشگری پایندگی توسط مدیران انجام دادند. هدف این پژوهش ارائه مدلی استوار بر نگرش و سایر عوامل روان‌شناختی مدیران در گزارشگری پایندگی برپایه نظریه رفتار برنامه‌ریزی‌شده است. پس این پژوهش بر روی مدیران ارشد و میانی شرکت‌های سهامی پذیرفته‌شده و نشده در بورس اوراق بهادار در خاورمیانه انجام شد. داده‌ها با به‌کارگیری روش مدل مسیر حداقل مربعات جزئی تجزیه‌وتحلیل شد. نتایج پژوهش بیانگر این است که گزارشگری پایندگی شرکت‌ها متأثر از قصد مدیران مبنی بر گزارشگری پایندگی است. از طرف دیگر نتایج نشان می‌دهد که قصد مدیران برای گزارشگری پایندگی از هنجار ذهنی و کنترل رفتاری درک شده تأثیر می‌پذیرد، این در حالی است که نگرش نسبت به رفتار گزارشگری پایندگی مدیران تأثیری بر قصد مدیران برای گزارشگری ندارد. نتایج همچنین بیانگر این است که قصد و نیت مدیران برای گزارشگری، هنجار ذهنی و کنترل رفتاری درک شده مدیران نیز خود به ترتیب از باورهای رفتاری، هنجاری و کنترلی مدیران در مورد گزارشگری پایندگی تأثیر می‌پذیرد. در نهایت اینکه نتایج بیانگر این است که از بین متغیرهای خارجی تئوری رفتار برنامه‌ریزی‌شده، سطح آموزش و جنسیت بر هیچ‌یک از باورهای مدیران اثرگذار نیست، اما سطح اعتقادات دینی مدیران بر باور هنجاری و کنترلی در مورد گزارشگری پایندگی و همچنین استقلال هیئت‌مدیره بر باور هنجاری مدیران در مورد گزارشگری پایندگی اثرگذار است.

لاجوردی و فیض (۱۳۹۸)، پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر خطاهای شناختی (اثر هاله‌ای، بیش‌اطمینانی، تشدید تعهد و خطای تصادفی) بر نوع سرمایه‌گذاری: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. هدف اصلی از این مطالعه، بررسی تأثیر خطاهای شناختی بر نوع سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران است. جامعه آماری پژوهش، کلیه سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بود. برای انتخاب نمونه با استفاده از روش حذفی سیستماتیک

تعداد ۳۸۴ شرکت در نظر گرفته شده است. بعد از نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان داد رابطه معناداری رابطه معنادار بین متغیرهای پژوهش وجود دارد.

رضایی و علمی (۲۰۱۸)، پژوهشی با عنوان مدل‌های مالی رفتاری و تعصبات رفتاری در پیش بینی قیمت سهام انجام دادند. آنها در این پژوهش بیان داشتند بازار سهام تحت تأثیر اخبار و اطلاعات قرار دارد. اگر بورس کالا کارآمد نباشد، واکنش قیمت سهام به اخبار و اطلاعات باعث می‌شود بازار سهام در حالت‌های بیش از حد و تحت فشار قرار گیرد. مدل‌های بسیاری پیشتر با استفاده از ابزارها و تکنیک‌های مختلف برای پیش‌بینی رفتار بورس ارائه شده است. در این مطالعه، واکنش قیمت سهام در بورس کالا با رویکرد مالی رفتاری مدل شد. شرکت‌های فهرست شده در بورس اوراق بهادار تهران، جامعه آماری این مطالعه بود. به‌منظور پیش‌بینی قیمت سهام، داده‌های قیمت نهایی در پایان دسامبر، مارس، ژوئن و سپتامبر - و قیمت سهام به‌عنوان نمونه مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه از قانون بیزی برای برآورد احتمال تغییر مدل استفاده شده است. از طریق این قانون، احتمال وقوع یک رویداد با شرط‌بندی وقوع یا عدم وقوع یک رویداد دیگر قابل محاسبه است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که احتمال قرار گرفتن در رژیم‌های با نوسان بالا (بیش از حد) و کم نوسان (تحت اثر قیمت سهام با وجود شوک‌های وارد شده به بورس) وجود دارد که در مدل‌سازی وجود دارد. ثابت شد که قیمت واقعی سهام هیچ تفاوتی با قیمت بازار ندارد.

مشتاقی و یزدانی (۱۳۹۵)، پژوهشی با عنوان بررسی و شناخت تأثیر عوامل روان‌شناختی با رویکرد خطاهای ادراکی بر فرایند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران فردی انجام دادند. هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر خطاهای ادراکی و میزان آن بر فرایند تصمیم‌های سرمایه‌گذاران است. برای دستیابی به این هدف، به روش تصادفی ۳۰۰ نفر از سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران برای نمونه انتخاب شدند. داده‌های مورد نیاز از طریق توزیع و جمع‌آوری پرسشنامه‌ها به‌دست آمده‌اند. با استفاده از تحلیل عاملی، تلاش شد درستی فرضیه‌ها آزمون شود. بر اساس یافته‌های پژوهش، خطاهای ادراکی بر فرایند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارند. به بیان دیگر، فرضیه‌های پژوهش تأیید شدند و مشخص شد بین خطاهای ادراکی و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد. همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد، فرایند تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاران از خطای نمایندگی ۱۹ درصد، خطای اعتماد بیش از حد ۳۱ درصد و خطای حالت روحی ۲۹ درصد تأثیر می‌پذیرد.

برزیده و همکاران (۱۳۹۵)، پژوهشی با عنوان مدلی جهت قیمت‌گذاری سهام استوار بر نظریه چشم‌انداز انجام دادند. در این پژوهش دو پدیدهٔ رفتاری مطرح‌شده در نظریهٔ چشم‌انداز یعنی «زیان‌گریزی» و «اثر پول برد» وارد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های استوار بر مصرف شده‌اند و تابع مطلوبیت سرمایه‌گذاران، شامل: ۱. مطلوبیت ناشی از مصرف و ۲. مطلوبیت ناشی از سرمایه‌گذاری‌های مالی تعریف شده است. همچنین، معادلهٔ قیمت در دو محیط اقتصادی استوار بر نظریهٔ لوکاس (۱۹۷۸) تعریف شده است. در محیط اقتصاد اول، فرایند قیمت و سود تقسیمی برابر و این فرایند در محیط اقتصاد دوم متفاوت است. پس از حل معادله، نسبت قیمت به سود تقسیمی در هر دو محیط اقتصادی شبیه‌سازی و با داده‌های واقعی بازار مقایسه شد. با استفاده از آزمون تحلیل واریانس و روش خوشه‌بندی میانگین گروه‌های چندگانه، مشخص شد که میانگین و انحراف معیار داده‌های به‌دست‌آمده در اقتصاد دوم نسبت به اقتصاد اول، به داده‌های واقعی بازار نزدیک‌تر است. در نتیجه، اقتصاد دوم برآورد بهتری از نسبت قیمت به سود تقسیمی می‌دهد، یعنی پدیده‌های رفتاری یادشده در بازار ما وجود دارد و در قیمت‌گذاری سهام توسط سرمایه‌گذاران تأثیرگذارند.

فرضیه‌های پژوهش

در یک بازار کارا قیمت اوراق بهادار منعکس‌کننده مجموعه‌ای از همه اطلاعات موجود بوده و اطلاعات جدید به‌سرعت بر روی قیمت اوراق بهادار اثر می‌گذارد و سرمایه‌گذاران با توجه به اطلاعات در دسترس و انتظاری که از بازده اوراق بهادار در آینده دارند، تصمیم‌گیری می‌کنند. بنابراین بازار کارا نسبت به اطلاعات جدید حساس است به‌طوری‌که اطلاعات، هسته اصلی بازار کارا را تشکیل داده و بر مبنای آن به سه شکل ضعیف، نیمه قوی و قوی تقسیم می‌شود. پیش‌بینی درآمد خالص و ناخالص هر سهم که در اصطلاح سود برآوردی هر سهم نامیده می‌شود، اطلاعات تازه‌ای از وضعیت شرکت‌ها است که توسط تحلیل‌گران، سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و بر مبنای آن تصمیم‌گیری نسبت به خرید یا فروش یک سهم انجام می‌شود (شمس‌الدینی و همکاران، ۱۳۹۲).

از این‌رو، سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی انتظار دارند که شرکت‌ها به پیش‌بینی‌های انجام‌یافته برسند و مغایرتی نداشته باشند، این مهم برای شرکت‌هایی که قابل اتکاءتر هستند، بیشتر صادق است. تحلیل‌گران مالی و سرمایه‌گذاران از انحراف میان مقادیر سود پیش‌بینی شده و سود واقعی بسیار ناخشنود خواهند شد (کولینگ‌وود[1]، ۲۰۱۱). از مغایرت‌ها و انحراف میان مقادیر سود پیش‌بینی شده و سود واقعی اعلام شده

1. Colling Wood

در صورت‌های مالی در خصوص مدیریت سود، بیشتر استفاده می‌شود. در مغایرت منفی، سرمایه‌گذاران یا صاحبان سود، مدیریت سود را تقلب می‌دانند در حالی‌که در مغایرت مثبت، مدیریت سود را اقدامی بدون مشکل و طبق صلاحدید مدیریت، قلمداد می‌کنند (فریدسون[1] و همکاران، ۲۰۰۲).

بنابراین، ذینفعان و به ویژه سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران انتظار دارند که پیش‌بینی‌های صورت گرفته محقق شوند. در صورت انحراف مقادیر پیش‌بینی شده از واقعیت، تحلیل‌گران مالی و سرمایه‌گذاران از این ناخشنود خواهند شد. با این حال، این امکان وجود دارد که پیش‌بینی‌ها سرمایه‌گذاران را تحت تاثیر قرار داده و منجر به ایجاد پدیده هاله‌ای شود (کولینگ وود[2]، ۲۰۱۱). برهمین اساس، با عنایت به مطالب بالا، فرضیه زیر مطرح می‌شود:

فرضیه: سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه خاورمیانه، در پیروی از الگوی پدیده اثر هاله‌ای، از پیش‌بینی‌های مدیریت استفاده می‌کنند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر اساس هدف، از نوع توصیفی و بر اساس ماهیت و روش از نوع همبستگی است. با توجه به اینکه این پژوهش می‌تواند در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار گیرد، نوع پژوهش کاربردی محسوب می‌شود.

در این پژوهش برای گردآوری داده‌ها در بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش، از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. همچنین برای گردآوری داده‌های موردنیاز برای آزمون فرضیه‌ها از روش اسنادکاوی استفاده شده است و داده‌های مورد نیاز به صورت سالانه از اسناد و گزارش‌های بانک جهانی و صورت-های مالی شرکت‌های فعال در بازار سرمایه کشورهای خاورمیانه جمع‌آوری شده است. جامعه آماری پژوهش حاضر کشورهای منطقه خاورمیانه طی دوره زمانی ۲۰۱۶ الی ۲۰۲۰ است.

مدل و متغیرهای پژوهش

در به‌منظور دستیابی به پاسخی برای پرسش اول این مطالعه مبنی بر اینکه «آیا سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه خاورمیانه در پیروی از الگوی پدیده اثر هاله‌ای، از پیش‌بینی‌های مدیریت استفاده می‌کنند؟» از مدل (لاجوردی و فیض، ۱۳۹۸؛ وانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۷)، به شرح زیر استفاده می‌شود:

---

1. Fridson
2. Colling Wood
3. Wang

فرمول (۱) معادله رگرسیونی پژوهش

$$RETURNi,t+1 = \beta0 + \beta1\ DEC\_REPSi,t + \beta2\ (REPS>EEPSi,t) + \beta3\ DEC\_REPS*(REPS>EEPSi,t) + \varepsilon i,t$$

که در آن :

متغیر وابسته

$RETURN_{it}$: بازده سهام شرکت i در ماه t+1 که با استفاده از رابطه زیر محاسبه خواهد شد :

$$r_{is} = \frac{(1+x+y)P_{is} - P_{is-1} - yP_{ni} + DPS}{P_{is-1} + yP_{ni}}$$

و در آن:

P_{is} = قیمت سهام شرکت i در پایان سال t؛

P_{is-1}= قیمت سهام شرکت i در پایان سال t+1؛

P_{ni}= ارزش اسمی سهام شرکت i در پایان سالt؛

x = درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته‌های شرکت i در پایان سال t؛

y = درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی شرکت i در پایان سال t؛

DPS = سود نقدی هر سهم شرکت i در پایان سال t.

متغیرهای مستقل

$DEC\_REPSi_{,t-1}$: کاهش سود هرسهم تحقق‌یافته شرکت i در سال t نسبت به سال t-۱ که اگر کاهش یافته باشد، برابر با خالص رقم کاهش خواهد بود و در غیر این‌صورت برابر صفر است.

REPS>EEPS: متغیر مصنوعی که اگر سود هر سهم تحقق‌یافته بزرگتر از سود هرسهم پیش‌بینی شده شرکت i در سال t باشد، برابر یک قرار داده می‌شود و در غیر این‌صورت برابر صفر خواهد بود.

در راستای تأیید پدیده اثر هاله‌ای، بایستی β_1 کوچکتر از صفر و معنادار و β_3 بزرگتر از صفر و معنادار باشد.

متغیرهای کنترلی

$DEC\_EPSi_{,t-1}$: کاهش سود هرسهم شرکت i در سال t نسبت به سال t-۱ که اگر کاهش یافته باشد، برابر با خالص رقم کاهش خواهد بود و در غیراین‌صورت برابر صفر است.

$DEC\_ROAi_{,t-1}$: کاهش بازده دارایی‌های شرکت i در سال t نسبت به سال t-۱ که برابر است با نسبت سودخالص به داراییها در سال t منهای نسبت سودخالص به داراییها در سال t-۱.

$DEC\_ROEi_{,t-1}$: کاهش بازده حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t نسبت به سال t-۱ که برابر است با نسبت سودخالص به حقوق صاحبان سهام در سال t منهای نسبت سودخالص به حقوق صاحبان سهام در سال t-۱.

همچنین شاخص توسعه بازار سهام و حجم سرمایه گذاری بورس نیز به¬عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل پژوهش می‌شوند.

یافته‌های پژوهش

معرفی روش تحلیل داده‌ها و اطلاعات

در این پژوهش برای آزمون فرضیه از مدل رگرسیون خطی چندمتغیره استفاده شده است. روش آماری مورد استفاده در این پژوهش روش داده‌های پانل است. در این تکنیک داده‌های سری زمانی و مقطعی با هم ترکیب می‌شوند. زمانی که ادغام سازی دارای ناهمگنی باشد، لازم است این ناهمگنی در قالب تحلیل داده‌های پانل دیتا که حالت خاصی از داده‌های پانل دیتا است، شناسایی شده و مدیریت شود. در این حالت به‌منظور تخمین الگوی رگرسیونی پانل دیتا روش‌های مختلفی از قبلی روش اثرات ثابت[1] و روش اثرات تصادفی[2] وجود دارد که در این راستا، به‌منظور انتخاب و برآورد الگوی مناسب در داده‌های پانل دیتا بایستی مراحلی را پشت سر گذاشت. به‌طور خلاصه برای برآورد یک الگوی رگرسیونی با استفاده از پانل دیتا تصریح‌ها و مدل‌های مختلفی وجود دارد که بسته به ویژگی و ماهیت داده‌ها بایستی مناسب‌ترین آنها انتخاب شود. به‌طور کلی یک پژوهشگر که با الگوهای پانل دیتا سروکار دارد این پرسش را باید پاسخ دهد که از میان تصریح‌های مختلف پانل دیتا، کدام یک مناسب‌تر است. در این راستا ابتدا بایستی در پانل دیتا مشخص شود که کدام یک از الگوهای رگرسیونی تلفیق‌پذیری یا اثرات ثابت مناسب‌تر است، بنابراین برای انتخاب میان این دو مدل از آزمون F لیمر بهره‌گرفته می‌شود. در این راستا، چنانچه مدل تلفیق‌پذیری برگزیده بود. در این جا کار متوقف می‌شود. اما اگر مدل اثرات ثابت انتخاب شود، بایستی آن را در مقابل الگوی اثرات تصادفی آزمون کرد

1. Fixed Effects
2. Random Effects

تا از بین این دو، الگوی بهتر انتخاب شود که در این راستا از آزمون هاسمن بهره گرفته می‌شود. لازم به بیان است در این پژوهش برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای Eviews10 بهره گرفته‌شده است.

مانایی متغیرهای پژوهش

لازم است که قبل از پرداختن به برآورد الگوی‌های پژوهش، مانایی همه متغیرها بررسی شده است. آزمون مانایی بیشتر به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب انجام می گیرد. در این پژوهش از آزمون مانایی داده‌های پانل لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر داشتن ریشه واحد مشترک (نامانا بودن) است. در این آزمون به آماره t تعدیل شده (t^*_{θ}) نگاه می‌شود، چنانچه این آماره معنادار باشد، نشان‌دهنده رد فرضیه صفر و مانا بودن متغیر مدنظر است. جدول ۱، نتایج مانایی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. نتایج جدول(۱)، نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون لوین، لین و چو برای کلیه متغیرهای مدنظر قرار گرفته در پژوهش حاضر رد می‌شود، این بدان معناست که کلیه متغیرهای پژوهش حاضر مانا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی برای متغیرها - مقادیر آزمون و سطح معناداری برای متغیرها

متغیر	t^*_{θ}	p-value
RETURNi	-۱۰/۹۵	۰/۰۰
DEC_REPSi,t-1	-۸/۸۲	۰/۰۰
REPS>EEPS	-۲/۳۶	۰/۰۰
DEC_REPS*(REPS>EEPSi,t)	-۹/۵۵	۰/۰۰
DEC_EPSi,t-1	-۶/۱۹	۰/۰۰
DEC_ROAi,t-1	-۱۰/۵۳	۰/۰۰
DEC_ROEi,t-1	-۲/۹۵	۰/۰۰
شاخص توسعه بازار سهام	-۲۶/۳۸	۰/۰۰
حجم سرمایه گذاری بورس	-۸/۵۴	۰/۰۰

تجزیه و تحلیل استنباطی داده‌های پژوهش

آزمون خودهمبستگی

یکی از پرکاربردترین آزمون‌ها در راستای بررسی وجود و عدم وجود خودهمبستگی آزمون ولدریج است که مزیت آن در مقایسه با آزمون دوربین واتسون این است که در آن افزون بر

خودهمبستگی مرتبه اول، انواع دیگر خودهمبستگی قابل تشخیص است و در مواقعی که داده‌ها از نوع پانل باشند، این آزمون نیز قابل استفاده است. فرضیه عدم این آزمون عدم وجود خود همبستگی در داده‌های پانل را نشان می‌دهد. جدول (۳)، نتایج آزمون خودهمبستگی ولدریج برای مدل پژوهش حاضر را نشان می‌دهد. مطابق نتایج جدول (۲)، فرضیه عدم این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در مدل یادشده پذیرش می‌شود، بنابراین مدل دارای خودهمبستگی نیست.

جدول ۲. نتایج آزمون خودهمبستگی مدل پژوهش

آماره	سطح معناداری	نتیجه
۱/۷۱	۰/۲۰	مدل دارای خودهمبستگی نیست.

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون واریانس ناهمسانی

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس برای آزمون مدل پژوهش حاضر در جدول (۳) آمده است. نتایج جدول(۳)، نشان می‌دهد که با در سطح ۹۹ درصد، آماره این آزمون معنادار شده و فرضیه عدم مبنی بر وجود واریانس همسانی در مدل یادشده رد شده است. پس مدل پژوهش حاضر دارای واریانس ناهمسانی است.

جدول ۳. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی مدل پژوهش

آماره	سطح معناداری	نتیجه
۷۵/۹۶	۰/۰۰۰	مدل دارای واریانس ناهمسانی است.

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

در این مرحله، به‌منظور تجزیه و تحلیل مدل اول پژوهش، ابتدا می‌بایست مشخص شود که برازش مدل مورد نظر به کدام روش ارجح است. از این رو در تشخیص ارجحیت مدل از آزمون F لیمر بهره گرفته شده است. جدول (۴)، نتایج آزمون F لیمر را برای مدل اول پژوهش نشان می‌دهد. نتایج جدول(۴)، بیان می‌کند که فرض صفر در سطح پنج درصد رد شده و باید از الگوی داده‌های تابلویی با اثر ثابت استفاده کرد. از آنجایی که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر مناسب بودن داده‌های تلفیقی تائید نشده است، بنابراین لازم است که آزمون هاسمن برای

انتخاب بین مدل اثرات تصادفی یا اثرات ثابت انجام شود. نتایج جدول (۴) بیانگر آن است که در مدل یادشده در پژوهش باید از روش اثرات تصادفی استفاده کرد، چرا که نتایج نمایانگر پذیرش فرضیه صفر بوده است. پس می‌توان گفت که میان اجزا اخلال و متغیرهای توضیحی در مدل همبستگی وجود ندارد، بنابراین الگوی اثرات تصادفی مناسب خواهد بود.

جدول ۴. نتیجه آزمون F لیمر و آزمون هاسمن مدل پژوهش

تعیین الگو	سطح معناداری	تعیین الگو	سطح معناداری	کای-دو
الگوی اثرات ثابت	۰/۰۴	الگوی اثرات تصادفی	۰/۶۱	۶/۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه پژوهش

در نهایت، جدول (۵)، نتایج مربوط به تخمین مدل پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل پژوهش

متغیر	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره z	سطح معناداری
DEC_REPSi_{t-1}	۱/۴۰۸**	۰/۱۵۵	۹/۰۷	۰/۰۰۰
REPS>EEPS	۰/۰۵۴**	۰/۰۱۹	۲/۷۵	۰/۰۰۶
DEC_REPS*(REPS>EEPSi,t)	۰/۰۵۲	۰/۱۲۲	۰/۴۳	۰/۶۶۹
DEC_EPSi_{t-1}	-۰/۲۸۱*	۰/۱۳۴	-۲/۰۹	۰/۰۳۷
DEC_ROAi_{t-1}	۰/۶۶۹**	۰/۲۵۷	۲/۶۰	۰/۰۰۹
DEC_ROEi_{t-1}	-۱/۹۸**	۰/۵۹۶	-۳/۳۲	۰/۰۰۱
شاخص توسعه بازار سهام	-۰/۰۲۱	۰/۰۵۸	-۰/۳۷	۰/۷۱۰
حجم سرمایه گذاری بورس	-۰/۰۸۵	۰/۱۰۶	-۰/۸۱	۰/۴۱۹
عرض از مبدا	-۰/۰۶۸	۰/۳۵۷	۰/۱۹	۰/۸۴۸
R-squared= 65.75 F (Prob) = 116.37 (0.000)				

منبع: یافته‌های پژوهش (علامت * و ** به‌ترتیب معناداری را در سطح ۵ و ۱ درصد نشان می‌دهد.)

با توجه به نتایج و همان‌گونه که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده(۰/۰۰) محاسبه‌شده، می‌توان ادعا کرد که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است. همچنین آماره R-squared برابر با ۶۵/۷۵ درصد بدست آمده است که نشان می‌دهد که ۶۵/۷۵ درصد تغییرات

متغیر وابسته (بازده سهام) توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. همچنین یافته‌های حاصل از تخمین مدل پژوهش حاضر نشان می‌دهد که ضریب REPS>EEPS معنادار و کوچک‌تر از صفر است، در حالی‌که ضریب DEC_REPS*(REPS>EEPSi,t) کوچک‌تر از صفر و غیرمعنادار است، بنابراین نتایج مدل پژوهش تخمین زده شده نشان می‌دهد که پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه کشورهای خاورمیانه تایید نمی‌شود. به‌عبارت‌دیگر، در راستای تأیید پدیده اثر هاله‌ای، ضریب کاهش سود هر سهم کوچکتر از صفر و معنادار است اما ضریب کاهش سود هر سهم با متغیر مصنوعی، بزرگ‌تر از صفر و معنادار نیست. براساس این نتایج، سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه خاورمیانه، در پیروی از الگوی پدیده اثر هاله‌ای، از پیش‌بینی‌های مدیریت استفاده نمی‌کنند.

همچنین نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که $DEC\_EPSi_{,t-1}$ (کاهش سود هرسهم) و $DEC\_ROEi_{,t-1}$ (کاهش بازده حقوق صاحبان سهام) بر بازده سهام تاثیر منفی و معنادار دارد، زیرا کاهش سود و بازده حقوق صاحبان سهام بر رفتار سرمایه‌گذاران نیز تأثیر می‌گذارد و همین تأثیرگذاری موجب تغییر نگرش سرمایه‌گذاران نسبت به وضعیت آن شرکت شده و راهکارهایی را که در پیش می‌گیرند که در نهایت باعث کاهش بازده سهام می‌شود. در مقابل $DEC\_ROAi_{,t-1}$ (کاهش بازده دارایی‌ها) بر بازده سهام تاثیر مثبت و معنادار دارد. این موضوع بیانگر این است که اطلاعات نوشته شده در ترازنامه و به طور خاص کاهش اقلام سمت راست ترازنامه در تصمیم گیری سرمایه‌گذاران برای کسب بازده غیرعادی تأثیر دارد.

نتیجه‌گیری و بحث

در تفسیر فرضیه پژوهش از نظر علمی می‌توان گفت: اصولی که از مردم ارائه‌شده، این است که پدیده‌های اقتصادی یکسان ممکن است درک متفاوت و غیرمعقولی داشته باشد. شناخت مردم، ذهنی و قضاوتی است. به‌عنوان یک نتیجه، واکنش و پاسخ هر یک از آن‌ها ممکن است از دیگری متفاوت باشد، اما در هر زمان ممکن است بر واکنش و درک دیگری اثر بگذارد. با در نظر گرفتن این فرض که سرمایه‌گذاران عقلایی و تحت تئوری مالی مدرن عمل می‌کنند انحراف قیمت بازار سهام در بیشتر مواقع برابر ارزش ذاتی آن خواهد بود که منعکس‌کننده تمام عوامل اساسی از سهام مانند وضعیت مالی، سودآوری، عملکرد، عوامل زیست‌محیطی، چرخه اقتصادی، محیط قانونی، رقابت، چشم‌انداز رشد، عوامل صنعتی و.... در تئوری مالی مدرن، اثر عوامل روانی در نظر گرفته نمی‌شود و بسیاری از مردم می‌توانند به برآوردی عادلانه‌ای از ارزش

ذاتی و ارزش عادلانه سهام برسند. از طرف دیگر، سرمایه‌گذاران غیر مطلع در معرض اریب قضاوتی قرار نمی‌گیرند و قیمت سهام توسط سرمایه‌گذاران مطلع شکل می‌گیرد و آن‌ها در معرض دو اریب فرا اطمینان و خود اسنادی قرار دارند. فرااطمینان، آن‌ها را به مبالغه در باور به درستی علائم خصوصی در مورد ارزش سهام دچار می‌کند و خود اسنادی، سبب علائم عمومی در تناقض با علائم خصوصی آن‌ها است. در نتیجه اطمینان بیش‌ازحد به اطلاعات خصوصی و عکس‌العمل کمتر از حد به اطلاعات عمومی باعث می‌شود تا آن‌ها در آسیب‌های رفتاری غرق شوند. درواقع فرااطمینان و واکنش کند می‌تواند تحلیل‌گران را به سمتی سوق دهد که بـه هنگام بروز موارد خاص و استثنایی تخمین‌های خود از عایدات را تعدیل نکنند. بنابراین، سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه خاورمیانه در پیروی از الگوی پدیده اثر هاله‌ای، از پیش‌بینی‌های مدیریت استفاده نمی‌کنند. این نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری برای خرید و فروش سهام شرکت، از پیش‌بینی‌های مدیریت از وضعیت نسبی سودآوری در برابر سودآوری پیش‌بینی‌شده شرکت، استفاده نمی‌کنند. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری‌های معاملاتی خود در بازار سرمایه خاورمیانه، از پیش‌بینی‌های مدیریت استفاده نمی‌کنند و یکی از معیارهای مطلوب شرکت را به کل شرکت تعمیم داده و بر این اساس تصمیم‌گیری می‌کنند. در واقع، می‌توان گفت که سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه خاورمیانه از اطلاعات ناکافی استفاده کرده و بر اساس انتظارات آن‌ها از آینده سهام، قیمت‌های حبابی برای بازار سرمایه خاورمیانه در دوره مورد بررسی شکل گرفته و ارزش روز سهام، با ارزش ذاتی آن انحراف نامساعد زیادی دارد. این موضوع در درازمدت می‌تواند پیامدهای منفی بر بازار سرمایه خاورمیانه داشته باشد. چراکه این پیش‌بینی‌ها بیشتر واقعیت را بازگو نکرده و غیرقابل اتکا هستند.

برهمین اساس، با توجه به اینکه واقعیات بازار سرمایه خاورمیانه نشان داده است که پیش‌بینی‌های مدیران از اوضاع شرکت در خاورمیانه بسیار نوسان‌پذیر و در مواردی غیرقابل اتکا بوده است، بنابراین به سرمایه‌گذاران و سایر اشخاص ذینفع پیشنهاد می‌شود که از تعصبات رفتاری در بازارهای مالی آگاه باشند و از اثرات مضر آنها بر شرکت مورد نظر خود جلوگیری کنند و در تصمیم‌گیری‌های خود عقلانی‌تر رفتار کنند. تحلیلگران مالی نیز می‌تواند گزارش فعالیت‌های هیئت مدیره طبقه‌بندی کنند و دوباره بررسی کنند.

منابع

امیرخانی، محمدجواد؛ افشاری، اسدالله. (۱۳۹۷). بررسی اثرات میزان اطمینان به اطلاعات موجود بر ایجاد رفتارهای توده‌ای در بازار مالی. *پنجمین کنفرانس ملی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری*، تهران. https://civilica.com/doc/784857 .

شریفی، مهدی؛ عبدی، رسول؛ جبارزاده کنگرلوئی، سعید؛ رضائی، نادر (۱۴۰۰). تبیین اثر هاله ای در حسابرسی و پیامدهای قضاوتی آن، نشریه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت. ۱۰ (۴۰): ۳۳۴-۳۲۳.

حاجیها، زهره؛ چناری بوکت، حسن. (۱۳۹۴). ارتباط دقت پیش‌بینی سود مدیریت و چرخش مدیران ارشد، *دانش حسابداری*، ۶(۲۰): ۱۴۷-۱۶۹.

حسینی، ناهید؛ جمشیدی‌نوید، بابک؛ پیری، پرویز (۱۳۹۹). بررسی مصداق پدیده اثر هاله‌ای در بازار سرمایه خاورمیانه: با تأکید بر نقش اطلاعات حسابداری، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۶ (۶۵): ۱۰۸-۸۵.

حیدری، رسول؛ خواجوی، شکراله؛ تهرانی، رضا؛ بغزیان، آلبرت. (۱۳۹۸). نظریه رفتار برنامه‌ریزی شده و مدل ارائه گزارشگری پایندگی توسط مدیران. *فصلنامه حسابداری سلامت*، ۱۱ (۴۲): ۵۱-۲۴.

شمس‌الدینی، کاظم؛ دانشی، وحید؛ سیدی، فاطمه. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر رفتار سرمایه‌گذاران و مدیریت بر بازدهی سهام. *مجله دانش حسابداری*، ۹(۲): ۱۸۹-۱۶۳.

شهرآبادی، ابوالفضل؛ یوسفی، راحله. (۱۳۸۶). مقدمه‌ای بر مالیه رفتاری . *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۶۹ (۱۱۴): ۳۳-۲۴.

حیدرپور، فرزانه؛ تاری‌وردی، یداله؛ محرابی، مریم. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶ (۱۷): ۱۳-۱.

خواجوی، شکراله؛ فتاحی‌ناقچی، حسن. (۱۳۹۲). مالی عصبی، افق پیش روی مالی رفتاری. *فصلنامه علمی – پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۲ (۷): ۳۴-۲۱.

سینایی، حسینعلی؛ داوودی، عبدالله. (۱۳۸۸). بررسی رابطه شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه-گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۷: ۶۰-۴۳.

شعری‌آناقیز، صابر؛ حساس‌یگانه، یحیی؛ سدیدی، مهدی؛ نره‌ئی، بنیامین. (۱۳۹۵). تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران، حاکمیت شرکتی و کارائی سرمایه‌گذاری. *فصلنامه حسابداری مالی*. ۸ (۳۲): ۱-۳۷.

میرعلوی، سیدحسین؛ پورزمانی، زهرا؛ جهانشاد، آزیتا (۱۳۹۸). ارائه مدلی مبتنی بر رفتار مالی سرمایه‌گذاران جهت پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از روش‌های فرا ابتکاری شبکه‌های عصبی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*. ۱۲ (۴۷): ۱۰۹-۷۶.

جاودان‌زاده، بیژن؛ حجازی، رضوان؛ صالحی، اله‌کرم؛ بصیرت، مهدی (۱۴۰۱). تاثیر لنگر ذهنی بر تصمیمات سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*. ۱۵ (۵۸). ۲۲۱-۲۴۰.

موسوی‌شیری، سیدمحمود؛ کریمی، زهرا؛ قدردان، احسان (۱۴۰۱). بررسی رفتار توده ای سرمایه گذاران در بازار بورس اوراق بهادار تهران: شواهدی از نوسانات نرخ سود و نرخ ارز، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*. ۱۵ (۵۹): ۴۰-۲۱.

لاجوردی، مهسا؛ فیض، علی. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر خطاهای شناختی بر نوع سرمایه‌گذاری: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مجموعه مقالات دومین همایش بین المللی فرهنگ مدیریت و توسعه، تهران، موسسه مبین.*

برزیده، فرخ؛ کفاش پنجه‌شاهی، محمد؛ شریعت‌پناهی، سید مجید؛ تقوی‌فرد، محمدتقی (۱۳۹۵). مدلی جهت قیمت گذاری سهام مبتنی بر نظریه چشم انداز، *نشریه تحقیقات مالی*، ۱۸ (۱): ۷۶-۵۹.

مشتاقی، یوسف؛ یزدانی، ناصر (۱۳۹۵). بررسی و شناخت تأثیر عوامل روان‌شناختی با رویکرد خطاهای ادراکی بر فرایند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران فردی، *نشریه تحقیقات مالی*، ۱۸ (۴): ۷۵۲-۷۳۵.

References

Amirkhani, M.J., & Afshari, A., (2019). Examining the effects of confidence in the available information on creating mass behaviors in the financial market. *The fifth national conference of applied researches in management and accounting*, Tehran. https://civilica.com/doc/784857. (In Persian).

Anderson, M. C., Banker, R., & Janakiraman, S. (2013). Are selling, general and administrative costs "Sticky"? *Journal of Accounting Research*, 41(1): 47- 63.

Ball, R & Shiva kumar, L. (2005). "Earnings Quality In Uk Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness". *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1): 83-128.

Barzideh, F., Kaffash Panjeshahi, M., Shariatpanahi, S.M., & Taghavifard, M.T., (2016). Stock Pricing Model Based on Prospect Theory, Financial Research Journal, 18 (1): 59-76. (In Persian).

Barzideh Farrokh, Kaffash Panjeshahi. Mohammad, Shariatpanahi. Seyed Majid, Taghavifard. Mohammad Taghi (2016). STOCK PRICING MODEL BASED ON PROSPECT THEORY. *Journal of Financial Research*, 8 (1): 59-76.

Beaver, W.H (1989). "*Financial Reporting: An Accounting Revolution*", Englewood Cliffs, N.J. Prentice Hall.

Biddle, G. C., Hilary, G. and Verdi, R. S. (2009). "How does financial reporting quality improve investment efficiency?" *Journal of Accounting and Economics*, 48: 112-131.

Bushman, R.M., Smith, A.J. (2003). "Financial Accounting Information and corporate governance. Journal of Accounting Economics, 31: 237-333.

Collingwood, H. (2011). *"Harvard Business Review*, 79 (6): 65-74.

Fridson, M. and Alvarez, F. (2002). *Financial Statement Analysis – A Practitioner's Guide*", 3rd Ed. University Edition, New York: John Wiley & Sons.

Hajiha, Z., & Chenari Boket, H,. (2015). Relationship between Accuracy of Managers' Earnings Forecasts and Senior Managers' Turning, *Journal of Accounting Knowledge.* 6 (20): 147-169. (In Persian).

Heidarpoor, F., Tariverdi, Y., and Mehrabi, M. (2014). The Impact of Investor Sentiment on the Stock Returns. *Quarterly Financial Knowledge of Security Analysis (Financial Studies)*, 6 (17): 1-13. (In Persian)

Hens, T., Vlcek, M., (2011). Does prospect theory explain the disposition effect? *Journal of Behavioral Finance*, 12: 141–157.

Hirshleifer, D., Kewei H. & Siew Hong Teoh (2009). Accruals, cash flows, and aggregate stock returns. *Journal of Financial Economics*, 91: 389-406.

Hoseini, N., Jamshidinavid, B., & Piri, P,. (2020). Investigation of the Halo Effect Phenomenon in the Iranian Capital Market with Emphasis on the Role of Accounting Information, *Empirical Studies in Financial Accounting*, 17 (65): 85-108. (In Persian).

Hunton, J. E. (2005). Toward an Understanding of the Risky Choice Behavior of Professional Financial Analysts, *Journal of Psychology and Financial Markets*, 2(4): 182–189.

Javdanzade, B., Hejazi, R., Allah Karam Salehi, A.K., & Basirat, M., (2022). The subjective anchoring effect on investors' decisions in Tehran Stock Exchange, *Journal of Securities Excheng*, 15 (58): 221-240. (In Persian).

Khajavi, Sh. A., & Fattahi Nafchi, H,. (2013). Neuro finance, Perspective of Behavioral Finance, *Investment knowledge*, 2 (7): 21-34. (In Persian).

Lee, S., Matsunaga, S. R., & Park, C. W. (2012). Management forecast accuracy and CEO turnover. *The Accounting Review*, 87(6), 2095-2122.

Li, X., Lin, C., & Xu, X. (2020). Influence of psychological bias of financial investors on the investment returns. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 29(1), 249.

Miralavi, S.H., Pourzamani, Z., & Jahanshad, A,. (2019). Providing a model based on the financial behavior of investors in order to predict stock prices using ultra-innovative methods of neural networks, *Journal Of Securities Excheng*. 12 (47): 76-109. (In Persian).

Moshtaghi, Y., & Yazdani, N., (2017). Studying the influence of psychological factors with orientation perceptual errors on Decision making process of individual investors, Financial Research Journal, 18 (4): 735-752. (In Persian).

Moshtaghi. Yousef, Yazdani. Naser (2017). Studying the influence of psychological factors with orientation perceptual errors on Decision making process of individual investors, *Journal of Financial Research*, 18 (4): 735-752.

Mousavi shiri, S.M,. Karimi, Z,. & Ehsan Ghadrdan, E,. (2022). Investigating Investors' Mass Behavior in Tehran Stock Exchange: Evidence of Interest Rate and Exchange Rate Fluctuations. *Journal of Securities Exchange*, 15 (59). 21-40. (In Persian).

Naseem, S., Mohsin, M., Hui, W., Liyan, G., & Penglai, K. (2021). The Investor Psychology and Stock Market Behavior during the Initial Era of COVID-19: A Study of China, Japan, and the United States. *Frontiers in Psychology*, 12, 4-16.

O'Donnell Ed & Joseph J. Schultz Jr (2016). The Halo Effect in Business Risk Audits: Can Strategic Risk Assessment Bias Auditor Judgment about Accounting Details? The Accounting Review, 80 (3): 921-939**.**

Rezaei, Nader. Elmi, Zahra. (2018). Behavioral Finance Models and Behavioral Biases in Stock Price Forecasting. Advances in mathematical finance & applications, Vol: 3 (4), Pp: 67-82. (In Persian).

Shahrabadi, A, yusefi, R. (2017). Introduction to Behavioral Finance. *Stock Exchange Quarterly*. 69(114), 24-33. (In Persian).

Shamseddini, kazemi, daneshi, V, seyedi. (2018). Investigating the Impact of Investor Behavior and Management on Stock Returns. *Journal of Accounting Knowledge*, 9(2), 163-189. (In Persian).

Sharifi, M., Abdi, R., jabarzadeh, S., & Rezaei, N., (2021). Determining halo effect in auditing and its judgmental implications. Journal of Accounting Knowledge & Management Auditing. 10 (40): 323-334. (In Persian).

Sheri Anaghiz, S., Assadi, G., Nikravesh, M. (2019). New Managerial Overconfidence Assessment Model and Earnings Forecasts: Generalized Method of Moments (GMM). *Empirical Studies in Financial Accounting*. 16(62): 1-20. (In Persian).

Shiffrin, H., (2007). *Behavioral Corporate Finance: Decision that Create Value*", McGraw Hill Press.

Sinaei, H., & Davodi, A., (2010). Financial Information Transparency and Investor Behavior in Tehran Stock Exchange, *Financial Research Journal*, 11 (27): 43-60. (In Persian).

Statman, M. (2014). "Behavioral finance: Finance with normal people". *Borsa Istanbul Review*, 14: 65-73.

Utami Intiyas, Wijaya Kusuma, Gudono & Supriyadi (2018). Halo Effect in Analytical Procedure: The Impact of Client Profile and Information Scope. *Global Journal of Business Research, 8 (32): 9-26.*

Wang, L. X., Shi, K., Xia Fan, H., (2017). Psychological Mechanisms of Investors in Chinese Stock Markets. *Journal of Economic Psychology*, 27: 762-780.

COPYRIGHTS



This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 257-278

Macroeconomic Variables Fluctuations and Corporate Voluntary Disclosure[1]

Sajad Naghdi[2], Sirus Salehi[3], Vahid Ahmadian[4], Javad Esmaeili[5]

Received: 2022/07/01
Accepted: 2022/12/04

Research Paper

Abstract

This paper assesses the impact of a comprehensive set of macroeconomic factors (including changes in exchange rate, changes in inflation rate, changes in liquidity, changes in trade balance, and changes in gross domestic production) on voluntary disclosure in companies annual reports. The analysis of systematic factors (economic variables and the level of voluntary disclosure is ignored in capital market researches, which is considered the contribution of the present research. The data set includes 113 companies listed on Tehran Stock Exchange (TSE) for the period of 1391 -1398. The study used Ordinary Least Squares (OLS) regression model to examine the relationship between above mentioned macroeconomic factors and corporate voluntary disclosure. The empirical results show that among macroeconomic variables that have been examined, there are only significant relationships between changes in inflation rate, liquidity, and gross domestic product and voluntary disclosure. We did not find any statistically significant association between other macroeconomic factors (including changes in Exchange rate and trade balance) and voluntary disclosure. The results suggest that macroeconomic variables can explain the corporate voluntary disclosure.

Key Words: Voluntary Disclosure, Macroeconomic Factors, Systematic Factors.
JEL Classification: B22, G19.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11848.1895

2. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran. (Corresponding Author). (S.nagdi@tabrizu.ac.ir).
3. M.Sc. Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
4. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran.
5. M.Sc. Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۲۷۸-۲۵۷

بررسی تاثیر نوسان متغیرهای عمده اقتصادی بر میزان افشای اختیاری اطلاعات در گزارشگری سالانه [1]

سجاد نقدی [2]، سیروس صالحی [3]، وحید احمدیان [4]، جواد اسماعیلی [5]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۳

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تأثیر برخی از مهمترین متغیرهای عمده اقتصادی بر میزان افشای اختیاری اطلاعات در گزارشگری سالانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در میان پژوهش‌های متعدد بازار سرمایه ارتباط میان عوامل سیستماتیک (عوامل کلان اقتصادی) و سطح افشای اختیاری نادیده گرفته شده است که نوآوری پژوهش حاضر محسوب می‌شود. تعداد ۱۱۳ شرکت برای دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ انتخاب شده است. بدین منظور برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از تحلیل ضرایب رگرسیون استفاده شده است. به منظور اندازه‌گیری سطح افشای اختیاری اطلاعات در گزارشگری سالیانه، فهرستی متشکل از پنجاه قلم اختیاری براساس استانداردهای حسابداری و مقررات موجود در حوزه گزارشگری مالی تهیه شد. تحلیل یافته‌های پژوهشی نشان می‌دهد که از میان متغیرهای عمده اقتصادی (شامل تغییرات نرخ ارز، تورم، نقدینگی، تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی)، میان تغییرات تولید ناخالص داخلی، نقدینگی و نرخ تورم با سطح افشای اختیاری رابطه معنادار وجود دارد. به عبارت دیگر، سایر متغیرهای بررسی‌شده رابطه معناداری با میزان افشای اختیاری ندارند. به صورت کلی نتایج پژوهش حاضر نمایانگر این است که برخی از متغیرهای عمده اقتصادی می‌توانند تغییرات در میزان افشای اختیاری را تبیین کنند.

واژه‌های کلیدی: افشای اختیاری، متغیرهای عمده اقتصادی، عوامل سیستماتیک.

طبقه بندی موضوعی: B22,G19.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11848.1895

۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)، (S.nagdi@tabrizu.ac.ir).

۳. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

۴. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

۵. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

مقدمه

فعالیت در بازار سرمایه و تصمیم‌گیری مناسب بازیگران این صحنه، می‌تواند نقش موثری در تخصیص بهینه منابع داشته باشد. روشن است که تصمیم‌گیری در چنین ساختاری نیازمند اطلاعات و گزارش‌های قابل اتکا است (باغومیان و نقدی، ۱۳۹۳). در این راستا، اهمیت دسترسی به اطلاعات مناسب و در پیوند با موضوع تصمیم به حدی است که در جوامع دموکراتیک، شفافیت اطلاعات و امکان دسترسی به آن در شمار حقوق سرمایه‌گذار در نظر گرفته می‌شود (حجازی، رحمانی و مظفری، ۱۳۸۹). در نتیجه شفافیت اطلاعاتی و دسترسی فعالان بازار سرمایه به اطلاعات صحیح به عنوان یکی از مهمترین الزامات بازار سرمایه محسوب می‌شود (ابراهیمی، ۱۳۹۰).

مدیران به عنوان مسئول تهیه صورت‌های مالی، همواره انگیزه دارند تا برای حفظ منافع خود به تحریف اطلاعات مالی بپردازند. از جمله اقدامات مدیران که به شفاف نبودن اطلاعات مالی منجر می شود، دستکاری سود است. در فرایند دستکاری سود، مدیران سعی می کنند اخبار منفی را در داخل شرکت انباشت کرده و آن را افشا نکنند. هنگامی که این توده اخبار منفی انباشته به نقطه اوج خود می رسد، به یکباره وارد بازار شده، به سقوط قیمت سهام منجر می شود، بنابرین افشای مالی ضعیف موجب گمراهی سهامداران می‌شود و اثر نامطلوبی بر ثروت آنها دارد. تجزیه و تحلیل نظری و شواهد تجربی بیانگر آن است که افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران شرکت با کاهش تعداد سرمایه‌گذاران و پایین آمدن نقد شوندگی اوراق بهادار، کم شدن حجم معامله‌ها و به طور کلی، کاهش منافع اجتماعی از محل این داد و ستدها رابطه مستقیم دارد. یکی از سازوکارهای جلوگیری از عدم تقارن اطلاعاتی افشای اطلاعات در گزارشگری سالانه می‌باشد. زیرا کیفیت افشای اطلاعات می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی و مسئله انتخاب نادرست را کاهش دهد. مدیران همواره بین دو تصمیم مبنی بر افشای بیشتر اطلاعات به منظور کمک به تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و عدم افشای اطلاعات به منظور جلوگیری از ضربه به موقعیت رقابتی شرکت در تردید قرار دارند. عوامل درون سازمانی و ویژگی‌های نهادی زیادی وجود دارد که بر تصمیمات مدیران در ارتباط با افشای اطلاعات تاثیرگذار است. اطلاعات افشا شده در گزارشگری سالانه به دو گروه اجباری و اختیاری تقسیم می‌شوند. استانداردهای حسابداری و قوانین حاکم بر گزارشگری کشور، حداقل الزامات قانونی را در گزارشگری سالانه الزامی کرده است. در حالی که بررسی گزارشگری مالی سالانه شرکت‌ها نشان می‌دهد که میزان اطلاعات افشا شده در چنین

گزارش‌هایی متفاوت بوده و حتی شرکت‌ها نیز از سیاست افشای اختیاری یکسانی در طی سال های مختلف استفاده نمی‌کنند. در نتیجه در بررسی‌های نخستین این نکته به ذهن متبادر می‌شود که چه عواملی هستند که بر سطح افشای اختیاری شرکت‌ها در این سال‌ها تاثیرگذار است؟ این پرسش در اوایل دهه ۱۹۷۰ کم کم به پرسش جذابی تبدیل شد. زیرا در آن زمان مطالعات در حوزه افشای اختیاری به این نکته که چرا شرکت‌ها اقدام به افشای اطلاعاتی فراتر از الزامات قانونی می‌کنند، تغییر یافت (احمد و کورتیس[1]، ۱۹۹۹).

با توجه به پژوهش‌های صورت‌گرفته در حوزه افشای اختیاری، بیشترین تمرکز پژوهشگران در بررسی تاثیرگذاری ویژگی‌های شرکت و سازوکارهای حاکمیت شرکتی بوده است (به عنوان نمونه مطالعه باغومیان و همکاران، ۱۳۹۳). اما پرسشی که در این میان مطرح می‌باشد آن است که آیا تنها ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر میزان افشای اختیاری تاثیرگذار است؟ با توجه به اینکه عوامل زیادی بر سطح افشای اختیاری تاثیرگذار است، بنابراین شناخت این عوامل از اهمیت زیادی برخوردار است. در کشورهای توسعه‌یافته با اقتصاد تقریبا پایدار، می‌توان انتظار داشت که بیشتر عوامل درون سازمانی هستند که میزان افشای اختیاری میان شرکت‌ها را تحت‌الشعاع قرار می‌دهند، اما در کشورهای در حال توسعه مانند ایران که شرایط محیطی آن همواره در حال تغییر بوده و با اقتصاد متلاطم رو به رو است، نمی‌توان انتظار داشت که مطابق با کشورهای پایدار، سطح افشای اختیاری تنها تحت تأثیر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها باشد. در نتیجه در ایران تاثیرگذاری متغیرهای عمده اقتصادی بر سطح افشای اختیاری قابل انتظار است. اکسلهیم و تورشیم[2] (۲۰۱۲) معتقد هستند که محیط اقتصادی بسیاری از فعالیت‌های عملیاتی، تأمین مالی و سرمایه‌گذاری شرکت را تحت الشعاع قرار می‌دهد، زیرا وضعیت اقتصادی آتی می‌تواند بر بسیاری از تصمیمات مدیران تاثیرگذار باشد. به عنوان مثال اگر شرکتی قصد انجام سرمایه‌گذاری عمده در راستای توسعه فعالیت‌های خود را داشته باشد، اگر بتواند در زمان مورد نیاز از چشم‌انداز آتی اقتصاد اطلاعاتی کسب کند، می‌تواند تعدیلاتی را در برنامه‌ریزی‌های آتی خود صورت دهد. زیرا در صورت حاکم شدن رکود اقتصادی بر کشور، برنامه توسعه شرکت در عمل با شکست روبه‌رو می‌شود. به همین دلیل انتظار بر این است، در مواردی که اقتصاد کشور از وضعیت مناسبی برخوردار نباشد، میزان افشای اختیاری دچار نوسان شود. به عنوان مثال در صورتی که وضعیت اقتصادی حاکم بر جامعه مطلوب نباشد، مدیران از طریق افزایش سطح

1. Ahmed & Courtis
2. Oxelheim and Thorsheim

افشای اختیاری، وضعیت نامناسب عملکرد شرکت را متوجه وضعیت نامطلوب اقتصادی می‌کنند. در نتیجه با توجه به روشنگری‌های بالا، بر کسی پوشیده نیست که عوامل عمده اقتصادی بسیاری از فعالیت‌های شرکت از جمله سطح افشای اختیاری را تحت تاثیر قرار می‌دهند. این همان مساله‌ای است که در بسیاری از پژوهش‌های داخلی و خارجی حوزه افشای اختیاری نادیده گرفته شده است. در نتیجه پژوهش حاضر به دنبال پر کردن این پوچی موجود در ادبیات است. اینکه آیا مدیران تحت تاثیر شاخص‌های کلان اقتصادی تغییراتی در سیاست‌های افشای اختیاری خود اعمال می‌کنند یا خیر؟ اگر این چنین است و عوامل اقتصادی بر افشای اختیاری تاثیرگذار است، شدت این تاثیرگذاری چگونه است؟ تغییرات کدام متغیرهای اقتصادی بیشترین تاثیر را بر افشای اختیاری دارند؟ بنابراین به نظر می‌رسد با وجود توجه کافی و مناسب پژوهشگران به تاثیر عوامل غیرسیستماتیک (ویژگی‌های خرد در سطح شرکت) بر میزان افشای اختیاری، کمابیش ارتباط میان عوامل سیستماتیک (عوامل کلان اقتصادی) و سطح افشای اختیاری در میان پژوهش‌های متعدد بازار سرمایه، نادیده گرفته شده است که دانش‌افزایی پژوهش حاضر محسوب می‌شود، در نتیجه انجام این پژوهش ضرورت دارد.

مبانی نظری پژوهش

میزان افشای اختیاری جدا از انگیزه‌های مدیریتی به فرهنگ، سیستم قانونی و به شرایط کنونی کشور بستگی دارد، تاکنون نظریه‌های مختلفی درباره انگیزه شرکت‌ها در ارتباط با افشای اختیاری ارائه شده است که در ادامه به مهمترین این نظریه‌ها (نظریه مشروعیت، نظریه نمایندگی و نظریه علامت‌دهی) اشاره مختصری می‌شود.

نظریه مشروعیت

موضوعی که از این نظریه برداشت می‌شود این است که شرکت‌ها باید پیوسته مراقب عملیات خود در جهت سرپیچی از مرزها و هنجارهای جوامع خود باشند تا توسط گروه‌های مختلف ذینفعان در جامعه به عنوان مشروع شناخته شوند. به همین دلیل مدیران باید از طریق افشا (اختیاری یا اجباری)، دیدگاه افراد خارج از سازمان را در ارتباط با خود تغییر دهند. به همین دلیل گزارشگری سالانه یکی از منابع مهم مشروعیت شناخته می‌شود(شه هاتا[1]، ۲۰۱۴).

1. Shehata

نظریه نمایندگی

براساس نظریه نمایندگی، وقتی هم کارفرما و هم کارگزار به دنبال حداکثرسازی منافع شخصی خودشان هستند که همسو نیستند، مساله نمایندگی به وجود می‌آید. عدم تقارن اطلاعاتی یکی از عوامل کلیدی عمده در مساله نمایندگی است. جنسن و مکلینگ [1] (۱۹۷۶) معتقد هستند که عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیران و سرمایه‌گذاران به دلیلی دسترسی آسان مدیران به اطلاعات روی می‌دهد. به همین دلیل مدیران تمایل دارند تا از طریق افزایش سطح افشای اختیاری، افراد برون‌سازمانی را متقاعد سازند که آنها به روشی بهینه عمل می‌کنند تا از این طریق هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهند.

نظریه علامت دهی

اگرچه این نظریه در ابتدا برای توضیح و تبیین عدم تقارن اطلاعاتی در بازار کار ارائه شد، ولی زمانی دیگر برای توضیح عدم تقارن اطلاعاتی در گزارشگری سالانه نیز به کار گرفته شد. نظریه علامت‌دهی مربوط به نحوه رسیدگی به مشکلات پدید آمده از عدم تقارن اطلاعاتی در هر محیط اجتماعی است. این نظریه نشان می‌دهد که اگر طرفی که دارای اطلاعات بیشتری است بتواند به سایر ذینفعان علامت ارسال کند، عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند کاهش یابد. براساس این نظریه شرکت به منظور جذب سرمایه گذاران و از طریق افزایش سطح افشای اختیاری این نکته را به بازار مخابره می‌کند که بهتر از رقبا فعالیت دارد. البته باید توجه داشت که افشای اختیاری تنها یکی از ابزارهای نظریه علامت دهی است. بدین صورت که با افشای اقلامی مازاد بر اقلام الزام شده توسط قوانین و مقررات، علامت مثبتی را به بازار مخابره می‌کند (شه هاتا، ۲۰۱۴).

متغیرهای عمده اقتصادی و افشای اختیاری

متغیرهای عمده اقتصادی از جمله عواملی هستند که بر میزان افشای اختیاری شرکت‌ها تاثیر دارند. به عنوان مثال وانگ و زاهو و هین [2] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی و افشای اختیاری و با استفاده از داده‌های جمع آوری شده در بین سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۸ در بورس اوراق بهادار شنزن به این نتیجه رسیدند که شرایط اقتصادی بر زمان‌بندی و کفایت افشای اختیاری تأثیرگذار است. افزون بر آن اکسلهیم و تورشیم (۲۰۱۲) اعتقاد دارند که

---

1. Jensen & Meckling
2 .Wang, Zaho & Yin

متغیرهای عمده اقتصادی عملکرد شرکت را تحت تاثیر قرار می‌دهند. طبیعی است که عملکرد شرکت نیز بر سطح افشای اختیاری تاثیرگذار است. این پژوهشگران معتقد هستند که به ندرت ممکن است شرکت‌ها گرایش داشته باشند تا تأثیر نوسان متغیرهای اقتصادی بر عملکرد شرکت را نمایان کنند. از جمله این متغیرها می‌توان به تغییرات نرخ ارز، تورم، رشد اقتصادی، نقدینگی و ترازپرداخت‌ها اشاره داشت. متغیرهای اقتصادی انواع مختلفی دارند که به خودی خود، بررسی تأثیر تمام آنها بر سطح افشای اختیاری در این پژوهش غیرممکن است، بنابراین با توجه به وجود مبانی نظری و نظریه‌های پشتیبان و همچنین پیش‌فرض تأثیرگذاری عمده آنها بر فعالیت‌های اقتصادی شرکت‌ها مانند نرخ تورم و نرخ ارز این متغیرها انتخاب شده‌اند.

با توجه به توضیحات داده شده در مبانی نظری، می‌توان دو نظریه در ارتباط با تأثیرگذاری متغیرهای عمده اقتصادی بر سطح افشای اختیاری ارائه داد. در نظریه اول ادعا می‌شود که مدیران، سطح و میزان افشای اختیاری را براساس اطلاعات محرمانه انتخاب می‌کنند. به همین دلیل، این گزینش‌ها اطلاعاتی در زمینه چشم‌انداز آتی اقتصاد را در اختیار استفاده‌کنندگان قرار می‌دهد. از دیدگاه نظریه نمایندگی نیز این وضعیت قابل ارزیابی است. بدین صورت که عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیر و سرمایه‌گذاران از طریق افزایش سطح افشای اختیاری به خصوص در زمانی که اقتصاد از وضعیت مناسبی برخوردار نیست، کاهش می‌یابد. در نتیجه می‌توان از این دیدگاه، تاثیرگذاری متغیرهای عمده اقتصادی بر سطح افشای اختیاری را جست و جو کرد. افزون بر آن، از دیدگاه نظریه علامت دهی نیز می‌توان انتظار داشت که در شرایطی که اقتصاد کشور از وضعیت مطلوبی برخوردار نباشد، مدیران شرکت از طریق افزایش سطح اقلام نمایان شده، علائم مختلفی را به بازار مخابره می‌سازند. یکی از علائم می‌تواند توجیه عملکرد نامناسب شرکت و مداخله دانستن شرایط و اوضاع عمومی اقتصاد بر عملکرد شرکت باشد. مساله‌ای که اکسلهیم و تورشیم (۲۰۱۲) نیز بر آن تأکید دارند. در نظریه دوم، اعتقاد بر این است که وضعیت اقتصادی کشور بر سطح افشای اختیاری تأثیرگذار است. براساس این نظریه، تصمیم‌های مدیران در ارتباط با افشای اختیاری تحت تاثیر شرایط اقتصادی خواهد بود. در نتیجه، می‌توان ادعا کرد که مدیران تحت تاثیر عوامل داخلی تصمیم‌هایی را در خصوص سطح افشای اختیاری در گزارشگری سالانه اتخاذ می‌کنند. بنابراین تا میزانی که این عوامل داخلی به وضعیت اقتصادی کشور وابسته باشند، انتظار بر این خواهد بود که میزان افشای اختیاری کاملا تحت‌الشعاع متغیرهای عمده اقتصادی باشد. به طور کلی، شرایط و محیط عملیاتی یک شرکت می‌تواند تحت تاثیر عوامل مختلفی قرار گیرد که در یک دسته‌بندی کلی، می‌توان این عوامل را به دو دسته سیستماتیک و غیرسیستماتیک تقسیم کرد (کیم،

پاندیت و وزلی[1]، ۲۰۱۵). عوامل غیرسیستماتیک عواملی هستند که مختص یک شرکت خاص می‌باشند. این عوامل از قبیل ورود به بازار جدید و تحصیل و ادغام با یک شرکت جدید، در بهترین شرایط تنها می‌توانند بر فعالیت این شرکت‌های خاص تاثیر بگذارند. به عنوان مثال ژنگ و رن[2] (۲۰۱۹) در پژوهشی که بر روی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس شانگهای و شنزن انجام دادند به این نتیجه رسیدند که عوامل برون سازمانی نظیر مقررات تدوین شده می‌تواند بر افشای اختیاری اطلاعات تاثیرگذار باشد.

همچنین، مهم‌ترین نکته‌ای که در ارتباط با این عوامل وجود دارد آن است که شرکت‌ها این توانایی را دارند تا به این عوامل غیرسیستماتیک واکنش نشان دهند و حتی آنها را حذف کنند. این در حالی است که عوامل سیستماتیک تمام شرکت‌ها در یک اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهند. مهم‌ترین ویژگی عوامل سیستماتیک مانند تورم و نرخ بهره، در این است که عوامل یادشده در کنترل یک شرکت خاص نیست. با این حال، شرکت‌ها می‌توانند به عوامل سیستماتیک واکنش نشان دهند، ولی نمی‌توانند آن را حذف کنند(کیم و همکاران،۲۰۱۵). عدم‌اطمینان در متغیرهای عمده اقتصادی می‌تواند باعث نوسانات در میزان افشای اختیاری در طی سال‌های مختلف شود. در نتیجه متغیرهای عمده اقتصادی را می‌توان از متغیرهای تاثیرگذار بر میزان افشای اختیاری به شمار آورد. برپایه گزارش بانک مرکزی متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، تراز پرداخت‌ها و نقدینگی، از جمله مهم‌ترین شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران محسوب می‌شوند که در سال‌های اخیر دچار نوسان‌های شدیدی بوده‌اند. اهمیت شاخص‌های برگزیده بدین سبب است که به عنوان مثال زمانی که تورم افزایش می‌یابد، به دلیل تأثیر مستقیم نرخ تورم بر سود، سرمایه‌گذاران علاقه‌مندند بدانند فعالیت‌های شرکت تا چه اندازه تحت تأثیر تورم و انتظارهای تورمی قرار می‌گیرد. به هرحال با وجود شرایط تورم دورقمی در کشور، طبیعی است که بسیاری از نتایج فعالیت های شرکت تحت تاثیر تورم باشد. این مورد بخشی از گزارشگری اختیاری سالانه را تشکیل می‌دهد. تولید ناخالص داخلی نیز از نگاه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی کشور به حساب می‌آید که بیانگر نتیجه کلی فعالیت‌های اقتصادی کشور است. تولید ناخالص داخلی شاخصی است که از طریق آن می‌توان نسبت به روند رونق و رکود و رشد و تنزل کل اقتصاد کشور آگاه شد. اگر چشم‌انداز مناسبی از رشد تولید ناخالص داخلی در انتظار باشد، طبیعی است که نتایج فعالیت‌های شرکت همسو با این رشد اقتصادی خوش‌بینانه باشد. این در حالی است که در صورت عدم‌تحقق رشد اقتصادی،

1. Kim, Pandit & Wasley
2. Zheng & Ren

سطح افشای اختیاری کاهش یابد. نرخ ارز نیز می‌تواند از دو جنبه در شرکت‌ها تاثیرگذار باشد، اول اینکه درآمد شرکت‌های واردکننده و صادرکننده کالا و خدمات، ارتباط مستقیمی با نرخ ارز دارند و دوم اینکه قیمت ارز به عنوان یک دارایی رقیب در پرتفوی آحاد اقتصادی بر تصمیم‌های آنها در زمینه خرید و فروش سهام، موثر است. به همین دلیل، اگر نرخ ارز به عنوان یک شاخص کلان اقتصادی دچار نوسان شود، طبیعی است که فعالیت‌های شرکت و در ادامه اقلام گزارش شده نیز دچار نوسان خواهد شد. لازم به بازگویی است که نوسان در نقدینگی و تراز پرداخت نیز منجر به نوسان در هزینه‌های جاری شده و در نهایت منجر به تغییرات در دیگر متغیرهای عمده اقتصادی می‌شود که به نوبه خود بر بسیاری از مسائل گزارشگری تاثیرگذار است.

مبانی نظری پشتیبان فرضیه‌های پژوهش

در ادامه به مرور مبانی نظری پشتیبان فرضیه‌ها پرداخته می‌شود.

با توجه به نوسانات شدید نرخ ارز در طی سال‌های اخیر در کشور، این پدیده اقتصادی از جمله عوامل تاثیرگذاری است که می‌تواند بر کمیت و کیفیت افشای اختیاری تاثیرگذار باشد. در گزارشی که در سال ۲۰۲۰ توسط موسسه PWC منتشر شد، به این نکته تأکید شده است که نوسانات نرخ ارز از جمله عواملی است که در برخی کشورها مانند آرژانتین منجر به افشای اختیاری برخی موارد شده است و در این شرایط باید ملاحظات افشا در گزارشگری سالانه را برای تشریح بهتر عملکرد و سودآوری شرکت را اعمال کرد. در نتیجه فرضیه اول به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: تغییرات نرخ ارز تاثیر معناداری بر میزان افشای اختیاری دارد.

تورم نیز یکی از پدیده های منفی اقتصادی است که بر هزینه‌ها و درآمدهای شرکت تاثیر دارد. کانچیتاتچکی[1] (۲۰۱۱) معتقد است که حتی در دورانی که نرخ تورم پایین است، تورم دارای آثار اقتصادی است که می‌تواند در پیش‌بینی جریان های نقدی آتی موثر باشد. با توجه به اینکه کشور ایران در طی سال‌های اخیر از تورم حاد رنج برده است، پس برخی شرکت‌ها در تلاش بوده‌اند تا با افشای موارد متعدد در گزارشگری سالانه خود، آثار تورم بر فعالیت خود را شفاف سازی کنند. در نتیجه فرضیه دوم به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه دوم: تغییرات نرخ تورم تاثیر معناداری بر میزان افشای اختیاری دارد.

تولید ناخالص داخلی و تغییرات آن به عنوان رشد اقتصادی از جمله عوامل تاثیرگذار دیگر بر میزان افشای اختیاری است. معمولا در شرایط رشد اقتصادی مثبت، به دلیل وضعیت اقتصادی مناسب و فروش احتمالی

1. Konchitchki

بیشتر، برپایه فرضیه علامت دهی، مدیران متمایل به افشای بیشتر هستند. زیرا در چنین حالتی علامت‌های مثبت متعددی از جانب شرکت به بازار مخابره می‌شود. در این زمینه برخی پژوهشگران نظیر دیدگاه لی و شروف [1] (۲۰۱۰) معتقد هستند که حتی در چنین حالتی افشای اختیاری بیشتر و در ادامه آن ارتقای کیفیت گزارشگری، منجر به رشد اقتصادی با سرعت بیشتری می‌شود. در نتیجه فرضیه سوم به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه سوم: تغییرات تولید ناخالص داخلی تاثیر معناداری بر میزان افشای اختیاری دارد.

همچنین تراز پرداخت‌ها به رشد اقتصادی کمک می‌کند. صادرات بیشتر به معنای تولید بیشتر در کارخانه‌ها و شرکت‌های تولیدی است و همچنین تعداد بیشتری از نیروی کار برای تولید در این کارخانه ها کار می‌کنند. دریافت درآمد صادرات همچنین نشان دهنده جریان ورودی بودجه به کشور است که به رشد اقتصادی کمک می‌کند. مطابق دیدگاه لی و شروف (۲۰۱۰) این امر منجر به تاثیرگذاری بر افشای شرکت‌ها می‌شود. در نتیجه فرضیه چهارم به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه چهارم: تغییرات تراز تجاری تاثیر معناداری بر میزان افشای اختیاری دارد.

در ارتباط با نقدینگی نتایج پژوهش‌های پیشین از جمله پژوهش سحابی و همکاران (۱۳۹۲) نشانگر آن است که رشد نقدینگی در کشور بر تورم در اقتصاد کشور تأثیرگذار است. در نتیجه تغییرات نقدینگی در کشور با توجه به تأثیرگذاری آن بر تورم می‌تواند بر کمیت گزارشگری مالی سالانه تأثیر داشته باشد. در نتیجه فرضیه پنجم به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه پنجم: تغییرات نقدینگی تاثیر معناداری بر میزان افشای اختیاری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف از نوع پژوهش‌های بنیادی و از نظر نوع داده در زمره پژوهش‌های کمی محسوب می‌شود که در آن داده‌های کمی مربوط به گذشته با هدف بررسی نوع ارتباط میان متغیرها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. با توجه به اینکه در این پژوهش تغییر در متغیرهای پژوهش به طور کامل خارج از کنترل پژوهشگر قرار دارد، این پژوهش از نوع پژوهش‌های غیرآزمایشی است.

روش گردآوری‌ها و تحلیل داده ها

داده‌های مورد نیاز برای تحلیل متغیرهای اقتصادی از منابع آماری رسمی مربوط از قبیل وزارت جهاد کشاورزی، وزارت نفت، اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی، مرکز آمار، سازمان توسعه و نوسازی معادن و

1 . Li &Shroff

صنایع معدنی ایران، وزارت نیرو و طرح آماری فعالیت‌های بخش ساختمانی استخراج شده است. همچنین در زمینه داده‌های حسابداری نیز حسب مورد از اطلاعات و آمار منتشرشده توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران و اطلاعات گفته شده در گزارش‌های مالی به ویژه در صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. تحلیل داده‌ها در دو بخش آمار توصیفی و آمار استنباطی و تحلیل آماری با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS و Eviews انجام شده است. در بخش آمار توصیفی برای تجزیه و تحلیل مقدماتی داده‌ها از شاخص‌های مرکزی و پراکندگی استفاده شده است. همچنین در بخش آمار استنباطی و برای تحلیل داده‌ها از تحلیل رگرسیون استفاده شده است. تحلیل رگرسیون روشی برای بررسی میزان نقش یک یا چند متغیر مستقل در پیش‌بینی متغیر یا متغیرهای وابسته است. آزمون‌های آماری لازم و و نوع آماره استفاده شده برای تحلیل رگرسیون چندمتغیره پژوهش حاضر در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون‌های آماری لازم جهت تحلیل رگرسیون چندمتغیره

فرضیه	نوع آزمون استفاده‌شده	نوع آماره استفاده‌شده
تمام فرضیه‌ها	نوع روش تخمین	*F* لیمر و هاسمن
	آزمون ناهمسانی واریانس	وایت
	آزمون نرمال بودن	جارک ـ برا
	آزمون معنادار بودن متغیرها	*T*
	هم‌خطی متغیرها	*VIF* (عامل تورم واریانس)
	عدم خودهمبستگی جمله‌های خطا	دوربین ـ واتسون
	معناداری الگوی رگرسیون	*F*

الگوی پژوهش

الگوی کلی پژوهش به منظور بررسی تاثیر متغیرهای عمده اقتصادی بر سطح افشای اختیاری به صورت زیر تدوین شده است. در این الگوی کلی پنج متغیر مستقل وجود دارد که هرکدام از این آنها به صورت جداگانه در فرضیه‌های مختلف ارائه شده است. بدین منظور برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از تحلیل ضرایب رگرسیون استفاده شده است. در نتیجه به جای ارائه رابطه‌های مختلف برای هر فرضیه و با توجه به یکسان بودن تحلیل از رابطه زیر بهره گرفته شده است.

رابطه (۱)

$$TVDX_{it} = \alpha_0 + \beta_1(\Delta Exchange\ Rate_t) + \beta_2(\Delta Inflation_t) + \beta_3(\Delta GDP_t) + \beta_4(\Delta Trade\ Balance_t) + \beta_5(\Delta Liquidity_t) + \beta_6(Size_t) + \beta_7(Profibility) + \mu_{it}$$

تعریف عملیاتی متغیرهای الگوی پژوهش در ادامه توضیح داده می‌شوند.

متغیرهای مستقل

به منظور انتخاب متغیرهای عمده اقتصادی ضمن بررسی تمامی متغیرهای عمده اقتصادی و حساب‌های ملی ایران براساس گزارشات بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و با در نظر گرفتن مبانی نظری و همبستگی میان آنها، متغیرهای اساسی و تأثیرگذار مورد استفاده در پژوهش به شرح جدول(۳) انتخاب و آزمون می‌شوند.

جدول ۲. متغیرهای مستقل و چگونگی محاسبه آنها

نام متغیرها	چگونگی محاسبه متغیرها
تغییرات نرخ ارز	$(\Delta Exchange\ Rate_t) = \frac{Exchange\ \ Rate_2 - Exchange\ Rate_1}{Exchange\ Rate_1}$ که در رابطه بالا: $Exchange\ Rate_2$ = متوسط نرخ ارز در پایان دوره مالی $Exchange\ Rate_1$ = متوسط نرخ ارز در ابتدای دوره مالی
تغییراتنرخ تورم	$(\Delta Inflation_t) = \frac{Inflation_2 - Inflation_1}{Inflation_1}$ که در رابطه بالا: $Inflation_2$ = نرخ تورم در پایان دوره مالی $Inflation_1$ = نرخ تورم در ابتدای دوره مالی
تغییراتتولید ناخالص داخلی	$(\Delta GDP) = \frac{GDP_2 - GDP_1}{GDP_1}$ که در رابطه بالا: GDP_2 = تولید ناخالص ملی در پایان دوره مالی GDP_1 = تولید ناخالص ملی در ابتدای دوره مالی
تراز پرداخت‌ها	$(\Delta Trade\ Balance) = \frac{Trade\ Balance_2 - Trade\ Balance_1}{Trade\ Balance_1}$ *که در رابطه بالا:* $Trade\ Balance_2$ = *تراز تجاری در پایان دوره مالی* $Trade\ Balance_1$ = *تراز تجاری در ابتدای دوره مالی*
تغییرات نقدینگی	$(\Delta Liquidity_t) = \frac{Liquidity_2 - Liquidity_1}{Liquidity_1}$ که در رابطه بالا : $Liquidity_2$ = متوسط نقدینگی در پایان دوره مالی $Liquidity_1$ = متوسط نقدینگی در ابتدای دوره مالی

متغیر وابسته

از زمان مطالعات سرف (۱۹۶۱) چندین رویکرد مختلف در رابطه با اندازه گیری کیفیت و کمیت افشای اختیاری ایجاد شده است. ولی هنوز هم یک تئوری کلی و پذیرش شده برای اندازه‌گیری سطح افشای اختیاری وجود ندارد (باغومیان و نقدی، ۱۳۹۳). برای سنجش کیفیت افشای اختیاری اطلاعات در گزارشگری سالیانه، تلفیقی از شاخص‌های پیشنهادی توسط دیگر پژوهشگران در قالب شش بخش، که در جدول (۲) مشخص شده است، استفاده شده است. تمام اقلام افشا شده ابتدا با استاندارد حسابداری و الزامات و مقررات موجود در حوزه گزارشگری اطلاعات در کشور مقایسه شد تا افشای آنها الزامی نباشد. در نهایت فهرستی ۵۰ موردی از افشای اختیاری تهیه شد که با محیط گزارشگری کشور سازگار است. لازم به بازگویی است چک لیست یادشده توسط باغومیان و نقدی (۱۳۹۳) در اندازه‌گیری افشای اختیاری شرکت‌های ایرانی نیز استفاده شده است.

جدول ۳. فهرست اقلام افشای اختیاری

فهرست افشا	تعداد اقلام	منابع
معرفی و اطلاعات کلی در مورد شرکت	۶	حسین و همامی (۲۰۰۹)
حاکمیت شرکتی	۸	هانیفا و کوک(۲۰۰۲)
اطلاعات و عملکرد مالی	۱۲	هتای (۲۰۱۲)
اطلاعات استراتژی شرکت	۵	هتای (۲۰۱۲)
گزارشگری اجتماعی و اطلاعات کارکنان	۷	روف (۲۰۱۱)
سایر موارد افشا	۱۲	هانیفا و کوک(۲۰۰۲)
جمع	۵۰	

در این پژوهش از رویکرد غیروزنی استفاده شده است. بدین صورت هر قلم از موارد افشای اختیاری به طور میانگین، سطح اهمیت یکسانی، برای استفاده‌کنندگان دارند. برتری عمده چنین رویکردی، این است که تجزیه وتحلیل تحت تأثیر قضاوت‌های ذهنی قرار نمی‌گیرد. روش کار بدین صورت است که پس از آماده‌شدن فهرست افشا، برگه امتیازی برای هر یک از شرکت‌های نمونه تهیه شد. سپس گزارش‌های هیئت مدیره، گزارش‌های تفسیری مدیریت و صورت‌های

مالی شرکت‌های نمونه با دقت مطالعه می‌شود تا اطلاعات گزارش شده با فهرست افشای اختیاری تهیه شده، مطابقت داده شود. پس از تجزیه و تحلیل محتوایی، اگر شرکتی هر قلم از ۵۰ قلم از فهرست افشا را در گزارشگری سالانه خود افشا کند، امتیاز یک و در غیر این صورت امتیاز صفر را شامل می‌شود و در نهایت شاخص افشای اختیاری برای هر شرکت تعیین می‌شود.

رابطه(۲) $$VDEXT_{ij,t} = \sum_{t=1}^{N_{ij}} \mathrm{X_{ij}}$$

در رابطه بالا:

$\mathrm{VDEXT_{ij,t}}$ = میزان افشای اختیاری برای شرکت j در زمان t که در گزارشگری مالی افشا شده است.

Nij= قلم مورد نظر i در فهرست افشای اختیاری برای شرکت j؛

$\mathrm{X_{ij}}$ = امتیاز (یک) اگر قلم مورد نظر i برای شرکت j افشا شده باشد، در غیر این صورت امتیاز (صفر) را می‌گیرد.

متغیرهای تعدیل کننده

سودآوری (PROF): در این پژوهش مطابق با پژوهش حسین و همامی (۲۰۰۹) از بازده دارایی‌ها در اندازه‌گیری سودآوری استفاده شده است که از نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها به دست می‌آید.

اندازه شرکت (Size) : در پژوهش حاضر از از لُگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت به عنوان شاخص اندازه استفاده شده است (حسین و همامی،۲۰۰۹).

جامعه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است، نمونه آماری شامل شرکت‌هایی است که دارای ویژگی‌های زیر هستند:

۱.سهام آنها بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ مورد معامله قرار گرفته باشد.

۲.قبل از سال ۱۳۹۱ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.

۳.داده‌های مربوط برای دوره زمانی پژوهش در دسترس باشد.

۴.سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد تا بتوان سال مالی شرکت‌ها را با سال تقویمی که متغیرهای کلان اقتصادی براساس آن منتشر می‌شود، منطبق کرد.

۵.در طول دوره مورد بررسی، سال مالی آن شرکت تغییر نکرده باشد.

با اعمال شرایط بالا تعداد ۱۱۳ شرکت در دوره ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ به عنوان اعضای نمونه انتخاب شدند.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

برای تجزیه و تحلیل مقدماتی داده‌ها، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۴) ارائه شده است. نکته‌ای که از بررسی مقدماتی آمار توصیفی حاصل می‌شود، این است که میانه و میانگین افشای اختیاری بسیار نزدیک هم است. می‌توان دلیل اصلی این نزدیکی را مشابهت در شکل و محتوای افشای اختیاری شرکت‌ها بیان داشت.

جدول ۴. آمار توصیفی داده‌های پژوهش

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه
تغییرات تراز تجاری	۰/۱۲	۰/۰۹۷	۰/۳۴	-۰/۱۹
تغییرات نقدینگی	۰/۲۷۵	۰/۲۳	۰/۳۹	۰/۲۲
تغییرات تورم	۰/۲۵۶	۰/۱۰۲	۲/۲۵	-۰/۵۵
تغییرات نرخ ارز	۰/۴۲	۰/۲۹	۱/۶۴	-۰/۰۱۳
تغییرات تولید ناخالص ملی	-۱/۹۸	-۱/۴۸	۸/۸۱	-۲/۶۸
سطح افشای اختیاری	۱۶/۷۳	۱۶	۲۸	۶

آمار استنباطی

با توجه به اینکه داده‌های این پژوهش به صورت ترکیبی است، باید ابتدا از آزمون F لیمربرای تشخیص تلفیقی یا تابلویی بودن داده‌ها استفاده شود. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که احتمال آزمون F لیمر کمتر از ۰/۰۵ است. چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است پس از روش داده‌های تابلویی در برآورد مدل رگرسیونی استفاده می‌شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون F لیمر، لازم است آزمون هاسمن برای تعیین نوع داده‌های تابلویی انجام شود، همانطور که از نتایج جدول (۵) مشخص است احتمال به دست آمده از آزمون هاسمن کمتر از

۰/۰۵ است. به همین دلیل به منظور برآورد این مدل از شیوه داده های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شده است.

جدول ۵. خلاصه نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

نوع آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
F لیمر	۷/۷۲	۰/۰۰۰	تابلویی
هاسمن	۴۰/۲۷	۰/۰۰۰	اثرات ثابت

آزمون ناهمسانی واریانس

در این مرحله، فرض ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون وایت بررسی می‌شود. از آنجا که در خروجی جدول (۶) ارزش احتمال بالای ۰/۰۵ است، بنابراین ناهمسانی واریانس وجود ندارد. نتیجه آزمون در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از آزمون وایت

نوع آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
وایت	۱/۷۲	۰/۰۶۰۷	عدم وجود ناهمسانی واریانس

آزمون نرمال بودن متغیر وابسته

قبل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، باید نرمال بودن متغیر وابسته مشخص شود. توزیع غیرنرمال این متغیر منجر به تخطی از فرض‌های کلاسیک الگوی رگرسیون می‌شود. بنابراین لازم است نرمال بودن این متغیر مورد بررسی قرار گیرد که این کار با استفاده از آماره جارک-برا صورت می‌پذیرد. نتیجه حاصل از انجام آزمون نرمال بودن در جدول (۷) ارائه شده است. با توجه به اینکه احتمال آماره بیشتر از ۵٪ است، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن متغیر وابسته رد نمی‌شود.

جدول ۷. نتایج حاصل از آزمون جارک - برا

نتیجه	سطح معناداری	متغیر وابسته
نرمال بودن متغیر وابسته	۰/۰۹۳	میزان افشای اختیاری

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش در جدول (۸) ارائه شده است. قبل از آزمون لازم است نبودن هم‌خطی بین متغیرهای مستقل پژوهش بررسی شود. در این پژوهش از شاخص *VIF* (عامل تورم واریانس) بدین منظور استفاده شده است. اگر این شاخص برای متغیری به طور میانگین زیر پنج باشد، چه بسا با متغیرهای دیگر هم خطی ندارد. مقادیر ارائه شده در جدول (۸)، بیانگر عدم وجود هم خطی بین متغیرهاست.

جدول ۸. ضرایب الگوی رگرسیون

متغیر	ضرایب متغیرهای الگوی رگرسیون		آماره t	سطح معناداری	آماره *VIF*
عرض از مبدا	β	۰/۷۲۴	۳/۸۴۷	۰/۰۰۰	
تغییرات نرخ ارز	β_1	۰/۳۸۸	۰/۴۵۲	۰/۶۵۱۲	۱/۱۴۰
تغییرات تورم	β_2	۰/۱۲۵	۳/۵۶۳	۰/۰۰۰	۱/۹۶۱
تغییرات تولید ناخالص داخلی	β_3	۳/۰۰۵	۵/۶۶۰	۰/۰۰۰	۲/۴۰۳
تغییرات تراز تجاری	β_4	۰/۵۵۲	۰/۲۱۶	۰/۸۲۸	۱/۴۸۰
تغییرات نقدینگی	β_5	۰/۴۴۹	۳/۵۰۳	۰/۰۰۰	۳/۱۲۱
اندازه شرکت	β_6	۸/۱۰۲	۴/۱۵۴	۰/۰۰۰	۱/۲۷۳
سودآوری	β_7	۰/۰۷۹	۱/۰۳۳	۰/۳۰۱	۱/۲۵۱
ضریب تعیین			۰/۲۸	آماره *F*	۲۱/۹۸۴
ضریب تعیین تعدیل‌شده			۰/۲۶		
آماره دوربین – واتسون			۱/۶۵۹	سطح معناداری آماره *F*	۰/۰۰۰

همان‌طور که در جدول (۸) مشاهده می‌شود، مقدار و احتمال آماره F بیانگر معنادار بودن کلی معادله رگرسیون در سطح ۹۵٪ است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده کل نیز برابر با ۲۶ درصد است. این مقدار بیانگر آن است که متغیرهای مستقل الگوی ارائه‌شده، قادر به تبیین ۲۶

درصد از تغییرات در میزان افشای اختیاری هستند. البته باید توجه شود که متغیرهای غیرسیستماتیک و متغیرهای درون‌سازمانی از قبیل ویژگی‌های شرکت و سازوکارهای حاکمیت شرکتی از دیگر عواملی هستند که قادر به تبیین افشای اختیاری هستند که در حوزه متغیرهای این پژوهش قرار ندارند.

در بررسی هر یک از فرضیه‌های پژوهش از آماره t مربوط به متغیرهای مستقل استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (۸) مشاهده می‌شود، بررسی سطح معناداری آماره t مربوط به متغیرهای تغییرات نرخ تورم، میزان نقدینگی و تغییرات تولید ناخالص داخلی بیانگر این است که بین این سه متغیر و میزان افشای اختیاری به ترتیب رابطه مثبتی وجود دارد که در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار است. نتایج آزمون مربوط به سایر متغیرها نیز نمایانگر آن است که رابطه معناداری بین تغییرات نرخ ارز و تغییرات تراز تجاری و میزان افشای اختیاری وجود ندارد. بنابراین با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که تنها فرضیه‌های دوم و سوم و چهارم پژوهش تایید می‌شوند و نمی‌توان شواهدی برای تایید سایر فرضیه‌ها پیدا کرد. از میان متغیرهای کنترلی نیز اندازه شرکت رابطه مثبت و معناداری با سطح افشای اختیاری دارد، در نتیجه متغیر کنترلی سودآوری رابطه معناداری با سطح افشای اختیاری ندارند.

نتیجه‌گیری و بحث

با افزایش تعداد سهامداران و توسعه روز افزون بازار سرمایه در سال‌های اخیر، توجه سرمایه‌گذاران به سمت گزارشگری مالی به عنوان یک منبع اطلاعاتی در راستای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی میان خود و مدیران جلب شده است. از این‌رو مدیران در تلاش هستند تا از طریق ارائه اطلاعاتی دقیق و بی‌طرف، عدم تقارن اطلاعاتی میان خود و سرمایه‌گذاران را کاهش دهند. طبیعی است که در چنین محیطی، مدیران شرکت‌ها تلاش روز افزونی در راستای جذب منابع مالی مورد نیاز داشته و از راهکارهای متنوعی برای جذب سرمایه‌گذاران استفاده کنند. یکی از این راهکارها افزایش اقلام افشا شده در گزارش‌های سالانه است. افشای اختیاری مفهومی است که در سال‌های اخیر هم توجه پژوهشگران و هم مدیران شرکت‌ها را به خود

جلب کرده است، مدیران نیک به این نتیجه رسیده‌اند که گزارش‌های سالانه شرکت‌ها زیر ذره‌بین دقیق استفاده‌کنندگان خصوصا سرمایه‌گذاران قرار داشته و آنها به خوبی اطلاعات مالی و غیرمالی گزارش شده در گزارشگری سالانه شرکت‌ها را رصد می‌کنند. به همین دلیل تمرکز بر افشای اطلاعات و اطلاع رسانی به بازار از این طریق عاملی در جذب سرمایه‌گذاران شده است، حتی نتایج مطالعات نشان داده است که واکنش سرمایه‌گذاران در صورت عدم افشای اطلاعات، بدتر از افشای اطلاعات بد است. به عبارتی دیگر سرمایه‌گذاران و در راس آنها سهامداران به اطلاعات افشا نشده در قیاس با اطلاعاتی بدی که افشا شده است، واکنش تندتری نشان می‌دهند. اما چه عواملی بر میزان و سطح افشای اختیاری تاثیرگذار است؟ طبیعی است که اطلاعات و گزارش‌های سالانه تحت تاثیر عوامل مختلف خرد و کلانی است که می‌تواند بر کمیت و کیفیت آنها تاثیرگذار باشد. به غیر از عوامل خاص شرکت‌ها که به صورت خرد بر سطح افشای اختیاری آن شرکت موثر است، آن چیزی که از دید پژوهشگران حسابداری پنهان مانده، نقش متغیرهای عمده اقتصادی و تاثیر آن بر میزان افشای اختیاری است. پژوهش حاضر در زمره نخستین پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه بررسی تاثیر تغییرات متغیرهای عمده اقتصادی بر میزان افشای اختیاری است. این پژوهش و پژوهش‌های مشابه آتی می‌توانند کمک چشمگیری در درک هرچه بهتر عوامل موثر بر میزان افشای اختیاری ارائه کنند. در این پژوهش با بررسی برخی از متغیرهای تاثیرگذار عمده اقتصادی از قبیل تغییرات نرخ ارز، تغییرات نرخ تورم، تغییرات تولید ناخالص داخلی، تغییرات تراز تجاری و تغییرات نقدینگی، چنین نتیجه‌گیری می‌شود که نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی رابطه مستقیم و معناداری با میزان افشای اختیاری دارند. در ارتباط با فرضیه اول همانطور که از نتایج جدول (۸) مشخص است، تغییرات نرخ ارز تاثیر مثبتی بر میزان افشای اختیاری دارد، البته طبق نتایج این یافته معنادار نیست، اما در توجیه رابطه مثبت می‌توان اشاره کرد که در چنین حالتی مدیران برای ارزیابی و تشریح بهتر عملکرد و سودآوری شرکت اقدام به افشای اختیاری برخی موارد می‌کنند. این یافته با گزارش موسسه PWC در سال ۲۰۲۰ مطابقت دارد که بیان می دارد نوسانات نرخ ارز ملاحظات افشا و کمیت آن در گزارشگری سالانه تاثیر دارد که نمونه مشابه آن قبلا در کشور آرژانتین بررسی و تایید شده است. در ارتباط با فرضیه دوم نتایج نشانگر تاثیرگذاری مثبت تغییرات نرخ

تورم بر میزان افشای اختیاری است. این یافته مطابق با پژوهش کانچیتاتچکی (۲۰۱۱) است که بیان می‌دارد حتی در دورانی که نرخ تورم پایین است، تورم دارای آثار اقتصادی است که می‌تواند در پیش‌بینی جریان های نقدی آتی موثر باشد. با توجه به اینکه کشور ایران در سال‌های اخیر از تورم حاد رنج برده است، بنابراین شرکت‌ها در تلاش بوده‌اند تا با افشای موارد متعدد در گزارشگری سالانه خود، آثار تورم بر فعالیت خود را شفاف سازی کنند. در ارتباط با فرضیه سوم بیشتر در شرایط رشد اقتصادی مثبت، به دلیل وضعیت مطلوب، برپایه فرضیه علامت دهی، مدیران متمایل به افشای بیشتر هستند. در این زمینه برخی پژوهشگران مانند لی و شروف (۲۰۱۰) معتقد هستند که حتی در چنین حالتی افشای اختیاری بیشتر و در ادامه آن ارتقای کیفیت گزارشگری، منجر به رشد اقتصادی با سرعت بیشتری می‌شود. در نتیجه این تاثیر مطابق با فرضیه علامت‌دهی است. همچنین در ارتباط با فرضیه چهارم نتایج بیانگر آن است که تراز تجاری تاثیر معناداری بر میزان افشای اختیاری ندارد. در نهایت نتایج آزمون فرضیه پنجم بیانگر تاثیر مثبت و معنادار میزان نقدینگی بر افشای اختیاری است، در نتیجه تغییرات نقدینگی در کشور با توجه به تاثیرگذاری آن بر تورم می‌تواند بر کمیت گزارشگری مالی سالانه تاثیر داشته باشد.

از محدودیت‌های پژوهش می‌توان به انتشار آمارهای مختلف از سوی بانک مرکزی و مرکز آمار ایران در ارتباط با برخی متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ تورم اشاره کرد. همچنین با توجه به کمبود پژوهش‌های مرتبط در حوزه متغیرهای کلان اقتصادی و افشای اختیاری امکان ارائه کامل تطبیق یافته‌ها با پژوهش‌های قبلی میسر نشد.

با استفاده از نتایج پژوهش پیشنهادهای کاربردی به صورت زیر ارائه می‌شود:

۱.یافته‌های پژوهش حاضر عاملی است در جهت آگاه ساختن مجموعه تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری، تا به تاثیر مستقیم برخی متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بر سطح افشای اختیاری توجه داشته باشند. در نتیجه باید با تدوین استانداردهای لازم شرکت‌ها را ملزم به افشای بیشتر براساس عملکرد خود کنند. به نظر می‌رسد برای حمایت از سرمایه‌گذاران خصوصا سهامداران چارچوب افشای اختیاری بیشتر باید براساس عملکرد درون سازمانی باشد.

۲.با توجه به نتایج پژوهش که حاکی از ارتباط معنادار برخی از متغیرهای اقتصادی نظیر نرخ تورم بر افشای اختیاری است، به سهامداران بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود در تحلیل سودآوری و عملکرد شرکت‌ها بر تاثیر کلان و کلی متغیرهای عمده اقتصادی مانند نرخ تورم و نرخ ارز بر سودآوری شرکت‌ها توجه لازم را داشته باشند. زیرا در چنین حالتی می تواند سود واقعی را از سود اسمی تشخیص داد.

منابع

ابراهیمی، مریم. (۱۳۹۰). مسئولیت مدنی ناشی از نقض مقررات افشای اطلاعات در معاملات سهام (مطالعه تطبیقی حقوق ایران و آمریکا). *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۴ (۱۵). ۱۶۱-۱۸۹

باغومیان، رافیک؛ نقدی، سجاد. (۱۳۹۳). تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر میزان افشای اختیاری در گزارشگری سالانهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه دانش حسابداری*. ۵(۱۶)، ۱۱۹-۱۳۶.

حجازی، رضوان؛ رحمانی، علی و مظفری، زهرا. (۱۳۸۹). بررسی اثر مقررات افشای اطلاعات بر کیفیت اطلاعات منتشره شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۰(۳). ۲۳-۳۶.

سحابی، بهرام؛ سلیمانی، سیروس؛ خضری، سمیه و خضری، محسن. (۱۳۹۲) اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل های تغییر رژیم. *نشریه راهبرد اقتصادی*، ۲ (۴)، ۱۲۱-۱۴۶.

References

Ahmed, K., Courtis, J. (1999). Associations between corporate characteristics and disclosure levels in annual reports, a meta-analysis. *British Accounting Review*, 31: 35- 61.

Baghoumian, R., & Naghdi, S. (2014). Impact of Corporate Governance Attributes on Voluntary Disclosure: Evidence from Iran. *Journal of Accounting Knowledge*, *5*(16): 119-136. (In Persian).

Cerf, A. (1961). Corporate reporting and investment decisions. The University of California Press. Auditing and Taxation, 15, 1–15.

Ebrahimi, M. (2012). Civil Liability for Violation of Disclosure Regulations in Securities Trading (A Comparative Study of Iran and us Law). *Journal of Securities Exchange*, 4(15): 161-189. (In Persian).

Jensen, M., Meckling, W. (1976). Theory of the firm, Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(3): 305–360.

Haniffa, R., Cooke, T.E. (2002). Culture, corporate governance and disclosure in Malaysian corporations. *ABACUS*, 38 (3): 317-350.

Hejazi,R, Rahmani, A & Mozaffari, Z. (2010). Investigating the Effect of Disclosure Regulations on the Quality of Published Information by Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Securities Exchange*, 3(10): 23-36. (In Persian).

Hossain, M., Hammami, H.(2009). Voluntary disclosure in the annual reports of an emerging country: The case of Qatar, Advances in Accounting. 255_265.

Htay, S. (2012). Corporate Governance and Strategic Information Disclosure in Malaysian Listed Banks: Panel Data Analysis, International Review of Business Research Papers. 8(1): 196_210.

Kim, K., Pandit, S., Wasley, C. (2015). Macroeconomic Uncertainty and Management Earnings Forecasts. *Accounting Review*, 30(1):157-172.

Konchitchki, Y. (2011). Inflation and nominal Financial Reporting: Implications for Performance and stock prices. *American accounting Association*, 86 (3): 1045-1085.

Li,F,.Shroff, N.(2010). Financial Reporting Quality and Economic Growth, vailable at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1265331

Oxelheim, L,. Thorsheim, M,. (2012). Market Determinants of Voluntary Disclosure of Macroeconomic Effects on Corporate Performance, Midwest Finance Association 2013 Annual Meeting Paper ". Available at: http://www.ssrn.com.

PWC (2020), Argentina Exchange rate and related disclosure considerations. Awailable at https://viewpoint.pwc.com.

Rouf, A. (2011). Corporate characteristics, governance attributes and the extent of voluntary disclosure in Bangladesh, *African Journal of Business Management*. 5(19): 7836-7845.

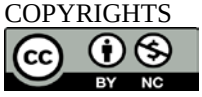
Sahabi, B, Khezri,S & Soleimani, S. (2013). The Impact of Increase in Money Supply on Inflation in Iranian Economy: Regime-Change Models. *Economic Strategy*, *2*(4): 121-146. (In Persian).

Shehata, F. (2014). Theories and Determinants of Voluntary Disclosure, *Accounting and Finance Research*, 3(1):18-26.

Wang, M,. Zaho, W, Yin, L. (2022). Economic policy uncertainty, investor sentiment, and voluntary disclosure on internet platform, *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 29(4):896-915.

Zheng, P,. Ren,C. (2019). Voluntary CSR disclosure, institutional environment and independent audit demand, *China Journal of Accounting Research*, 12(1):357-377.

COPYRIGHTS



This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 279-324

Designing and Explaining Trading Social Platforms in Irans Capital Market: Experts' Perspective[1]

Shahin ahmadi[2], Alireza Heidarzadeh Hanzaee[3], Hamidreza Kordlouie[4], Mahdi Madanchi Zaj[5], Shadi Shahverdiani[6]

Received: 2022/06/30
Accepted: 2022/12/03

Research Paper

Abstract

In recent years, with the developments in Iranian Capital Markets and also the influence of Social Networks, new trading strategies like as social trading emerged which makes the need to a tailored social platform for Iranian capital market. The purpose of the study is to design and explain the trading social platform in Iran's capital market.

Using the qualitative research based on theme and content analysis and through deep interviews with fintech and investment experts, the research was performed. The participants were selected using targeted sampling and the interviews were continued until Theoretical saturation and 12 interview were performed. In order to analyze the interviews, open and selective encoding, continuous comparative analysis, and creating contents and categories were used.

Social trading platforms, considering extensive interactions between individual participants with social media, are inevitable developments and according to encoding of interview, the experts pointed to 11 dimensions and 60 categories essential for development of a Trading Social Platforms in order to improve the trading and information in capital market.

The resulting dimensions are as follows: information and trading transparency, the characteristics of social network, stock analysis and returns, financial developments indices and the interaction of money and securities markets, financial and market ratios, owner's equity and financial statements, risk management, technologic characteristics, competitiveness ability, training and investor education and reducing herd behavior, and inventory management systems.

Key Words: Social Platform, Social Trading, Copy Trading, Mirror Trading, Content Analysis.
JEL Classification: G23.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11870.1910

2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Faculty of Management and Economics, Sciences and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
3. Assistant Professor. Department of Financial Management, Faculty of Management and Social Sciences, Tehran North Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (a_heidarzadeh@iau-tnb.ac.ir).
4. Associate Professor, Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Eslamshahr Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
5. Assistant Professor, Department of Financial Management, Electronic Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
6. Assistant Professor, Department of Financial Management, Shahr-e-Qods Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۳۲۴-۲۷۹

طراحی و تبیین سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران از نظر خبرگان [۱]

شاهین احمدی [۲]، علیرضا حیدرزاده هنزایی [۳]، حمیدرضا کردلویی [۴]،
مهدی معدنچی زاج [۵]، شادی شاهوردیانی [۶]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۹
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۲

چکیده

در سال‌های اخیر، همزمان با توسعه بازار سرمایه و شبکه‌های اجتماعی، نوعی از استراتژی‌های معاملاتی به شکل معامله‌گری اجتماعی رواج یافته است که نیاز به سکوی اجتماعی بومی در بازار سرمایه ایران را بیش از پیش نمایان کرده است. هدف پژوهش حاضر، طراحی و تبیین سکوی اجتماعی معاملاتی بومی در بازار سرمایه ایران است. پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد کیفی مبتنی بر تحلیل تم و تحلیل محتوا و از طریق مصاحبه عمیق با فعالان حوزه‌های مختلف فینتک و سرمایه‌گذاری، به عنوان فعالان حوزه معامله‌گری اجتماعی انجام شده است. مشارکت کنندگان از طریق نمونه گیری هدفمند انتخاب شدند و مصاحبه‌ها تا رسیدن به اشباع نظری ادامه یافتند و در نهایت ۱۲ مصاحبه انجام شد. برای تحلیل داده‌ها از کدگذاری باز و انتخابی، تحلیل مقایسه‌ای مستمر، و ایجاد مفاهیم ومقوله‌ها استفاده شد.

توسعه سکوهای معاملاتی اجتماعی، به واسطه تعامل بسیار گسترده فعالان خرد بازار با فضای مجازی، اولویتی انکارناپذیر است و برپایه کدگذاری مصاحبه‌ها، خبرگان این حوزه، به ۱۱ بعد و ۶۰ مقوله ضروری برای توسعه یک سکوی اجتماعی معاملاتی به منظور ارتقای معاملات و اطلاعات در بازار سرمایه اشاره کردند. بر این اساس، ابعاد سکوی اجتماعی معاملاتی و اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران شامل شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی، وضعیت کلی شبکه‌های اجتماعی، ابزار تحلیل و بازدهی سهام، شاخص‌های توسعه مالی و تعامل بازار پول و سرمایه، نسبت‌های مالی و ارزش بازار، حقوق مالکانه و صورت‌های مالی، مدیریت ریسک، توان فناوری، رقابت‌پذیری، آموزش و آگاهی و عدم رفتار توده‌وار و سیستم مدیریت موجودی می‌شوند.

واژه های کلیدی: سکوی اجتماعی، معاملات اجتماعی، معاملات تقلیدی، معاملات شبیه سازی، تحلیل محتوا.
طبقه بندی موضوعی: G23.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11870.1910

۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
۳. استادیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و علوم اجتماعی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (a_heidarzadeh@iau-tnb.ac.ir).
۴. دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، واحد اسلامشهر،دانشگاه آزاد اسلامی، اسلامشهر، ایران.
۵. استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد الکترونیکی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
۶. استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد شهر قدس، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

مقدمه

با گسترش اینترنت در هزاره سوم، تعاملات بشری از شکل فیزیکی و سنتی به فضای مجازی کشیده شده‌اند و به دلیل اثرگذاری گسترده اخبار اقتصادی، سیاسی، و ژئوپولیتیک بر بازارهای مالی و کالایی، این تحولات اثر بسزایی بر بازارهای مالی گذاشته است. توسعه فضای مجازی و شبکه‌های اجتماعی در کشورهایی که سریع‌تر به استقبال این تغییرات رفته‌اند، باعث تعامل بیشتر سرمایه‌گذاران، خواه خرد یا کلان شده است و این تغییرات اسباب یک تحول در جمع‌آوری سرمایه‌های خرد و بکارگیری این سرمایه‌ها در تولید را فراهم کرده است.

به طور کلی رفتار توده‌وار در نتیجه تلاش انسان‌ها برای انجام رفتار مشابه دیگران، شکل می‌گیرد. رفتار توده‌وار زمانی در بازار سهام نمود پیدا می‌کند که سرمایه‌گذاران بدون انجام تحلیل و پشتوانه تحلیلی، سعی می‌کنند رفتار معاملاتی خود را شبیه دیگران ترسیم کنند. رفتارهای توده‌وار یکی از تورش‌های رفتاری بین سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه هستند (هرشلیفر و تئو[1]، ۲۰۰۹). سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای، تمایل دارند رفتارهای دیگران را به شکل توده‌وار تکرار کنند و توسعه فضای مجازی باعث شد این تمایل به رفتار توده‌واری، سرمایه‌گذاران را با ریسک چشمگیری روبرو کند.

همزمان، با افزایش ضریب نفوذ اینترنت و توسعه استفاده از تلفن‌های همراه هوشمند، دسترسی همگان به شبکه‌های مجازی تسهیل و تعاملات اجتماعی وارد فاز جدیدی شده‌اند. این تحولات، به تعامل متقابل و بیشتر روابط و شبکه‌های اجتماعی با بازار سرمایه و اثرات این دو پدیده بر یکدیگر شده است. یکی از نتایج این تعاملات، بروز پدیده معامله‌گری اجتماعی[2] به عنوان روش جدید سرمایه‌گذاری است که در آن کاربران (معامله‌گران) می‌توانند نظرات و اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌ها را با یکدیگر به اشتراک بگذارند. خدمات معامله‌گری اجتماعی با هدف اطلاع‌رسانی بین گروه‌های مختلف فعال در بازار سرمایه تعریف می‌شوند که فراتر از نوع اطلاع‌رسانی موجود در اجتماع‌های سرمایه‌گذاری محدود است و می‌تواند روی سرمایه‌گذاری‌های متنوعی از قبیل سهام، اوراق قرضه و املاک و مستغلات انجام شود (لی و ما[3]، ۲۰۱۵). اثر عملی معامله‌گری اجتماعی، بهبود بازدهی سرمایه‌گذاری‌ها در مقایسه با سایر سرمایه‌گذاری‌ها است (وی و همکاران[4]، ۲۰۱۲).

---

1. Hirshleifer & Teoh
2. Social Trading
3. Li & Ma
4. Wei et. al

ظهور فناوری‌های جدید مالی (فینتک) در فرایند توسعه بخش فناورانه خدمات مالی، به دسترسی بهتر به خدمات مشاوره مالی و مدیریت ثروت منجر شده است. در میان این فناوری‌ها، معاملات اجتماعی کمک کرد سرمایه‌گذاران خرد با دنبال کردن مستقیم سرمایه‌گذاران حرفه‌ای، از خدمات مالی آنها بهره مند شوند (الدریج[1]، ۲۰۱۷). این معامله‌گران بیشتر افزون بر آن‌که معاملات دیگران را شبیه‌سازی یا تقلید می‌کنند، می‌توانند با آنها رفاقت کنند، نظرات خود را منتشر کنند و حتی با سایر دنبال‌کنندگان نیز ارتباط بگیرند. ظهور سکوهای جدیدتر معامله‌گری اجتماعی، امکان مشاهده معاملات واقعی سایر معامله‌گران را نیز فراهم کرده‌اند (پلستر و هافمن[2]، ۲۰۱۷).

سکوی اجتماعی[3]، فناوری تحت وب است که توسعه، به کار گیری، و مدیریت راه حل‌ها و خدمات استوار بر شبکه‌های اجتماعی را ممکن می‌سازد و توانایی ایجاد درگاه‌ها و خدمات رسانه‌های اجتماعی، با کارکرد کامل شبکه‌های اجتماعی را فراهم می‌کند. سکوهای اجتماعی تخصصی، کارکردهای مختلفی از قبیل شبکه‌های اجتماعی، میکروبلاگینگ، اشتراک‌گذاری تصاویر و ویدئو، معامله‌گری اجتماعی و تبادل محتوا را دارند (تکوپدیا[4]، ۲۰۱۷).

شبکه اجتماعی[5] که روی انواع سکوهای اجتماعی عمل می‌کند، مجموعه‌ای از ارتباطات اجتماعی است که در آن تعداد چشمگیری از افراد بدون واسطه به یکدیگر متصل می‌شوند که در بستر واسطه‌های ارتباطی اتفاق می‌افتند (نیوبک و گلاسبرگ[6]، ۲۰۰۴). شبکه‌های اجتماعی مرتبط با معامله‌گری همچنین تسهیل‌کننده مناسبی برای افرادی هستند که به تازگی وارد بازار سرمایه شده‌اند و تمایل دارند از این طریق اطلاعات مفیدی در مورد بازار و سازوکارهای آن کسب کنند (شپارد[7]، ۲۰۱۲).

عمدهٔ سکوهای معاملاتی اجتماعی تحت نظارت هستند و با سایر خدمات مدیریت ثروت مقایسه می‌شوند و این امر به مواردی به شرح ادامه منجر شده است: ۱) شفافیت بیشتر به این دلیل که سرمایه‌گذاران تک تک معاملات دیگران را می‌بینند، ۲)کنترل سطح بالا به این دلیل که اجرای معاملات روی حساب خود سرمایه‌گذار انجام می‌شود، ۳) کارمزد پایین در مقایسه با

1. Eldridge
2. Pelster & Hofmann
3. Social Platform
4. Techopedia
5. Social Network
6. Newbeck & Glasberg
7. Shepard

صندوق‌های سرمایه‌گذاری و ۴) ممانعت از دستکاری بالقوه که می‌تواند مانع از گمراه‌کنندگی پیشنهادهای دنبال‌شوندگان به واسطه اختلاف با عمل واقعی آنها شود (مالمندیر و شانتی کومار[1]، ۲۰۱۴). این شفافیت روزافزون، علت اصلی رشد فزاینده کاربران این سکوهای اجتماعی معاملاتی است (رودر و والتر[2]، ۲۰۱۷).

بازار سرمایه کشور در سالیان اخیر، به واسطه رونمایی سامانه معاملات برخط با اهداف توسعه‌ای، دسترسی بهتر سرمایه‌گذاران به امکان خرید و فروش، و نیز تامین مالی ساده‌تر فعالیت‌های اقتصادی کشور، پذیرای سرمایه‌گذاران بیشماری شد که نبود آموزش سواد مالی و سرمایه‌گذاری در میان تازه‌واردها، ناتوانی در آموزشی این فعالان، تعامل بسیار سریع کاربران، و توسعه فضای مجازی به یکی از تهدیدهای بازار سرمایه تبدیل شد، به نحوی که این ناآگاهی باعث ترویج سیگنال فروشی در بازار سرمایه و سوء استفاده‌های بعدی عده‌ای سودجو شد و نیاز به هدایت سرمایه‌گذاری‌های این افراد بر پایه روش‌های تحلیلی و بنیادی بیش از پیش نمایان شد. هدف از این پژوهش، طراحی و تبیین سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران است.

پیامدهای عدم وجود سکوهای معاملات اجتماعی تحت نظارت در بازار سرمایه ایران

معامله‌گری اجتماعی در بازار سرمایه ایران، شکلی متفاوت به خود گرفته است. پدیده‌ای به نام سیگنال‌فروشی در بازار سرمایه رایج شده است که بیشتر به واسطه ضریب نفوذ شدید برنامه‌های رسانه‌های اجتماعی تلگرام[3] و اینستاگرام[4] رخ داده است، به دلیل اینکه این سامانه‌ها در خارج از کشور مستقر هستند و عدم دسترسی به بسیاری از افرادی که اقدام به سیگنال فروشی می‌کنند، دنبال‌کنندگان این افراد با هزینه‌ها و زیان‌های هنگفتی روبرو می‌شوند. برای مثال در سال ۱۳۹۹ به دلیل گسترش پرونده‌های تخلفاتی و مجرمانه در بازار سرمایه، دستورالعمل ساماندهی رسیدگی به پرونده‌های بازار سرمایه ایران توسط ریاست محترم وقت قوه قضاییه ابلاغ شد که ماده ۳این دستورالعمل به رصد فضای مجازی و تخلفات این حوزه می‌پردازد (خبرگزاری رسمی بازار سرمایه، سنا، کد خبر ۶۸۵۵۳). همچنین معاون حقوقی سازمان بورس و اوراق بهادار در آبان ماه سال ۱۳۹۹ در خبری از برخورد با کانال‌های سیگنال فروشی و تشکیل بالغ بر صد پرونده قضایی در این خصوص خبر داد (خبرگزاری رسمی بازار

1. Malmendier & Shanthikumar
2. Roder & Walter
3. Instagram
4. Telegram

سرمایه، سنا، کد خبر ۶۸۷۸۳). این در حالی است که در صورت طراحی سکوهای اجتماعی معاملاتی اثربخش و متناسب با نیازهای سرمایه‌گذاران در داخل کشور، زمینه‌های این حجم از سیگنال‌دهی و شروع فعالیت‌های متخلفانه و مجرمانه از بین می‌رود و زمینه سازی برای افزایش کارایی و عمق بازار فراهم می‌شود.

همزمان، به دلیل فقر تحلیل و به دلیل ورود خیل عظیم سرمایه‌گذاران حقیقی به بازار سرمایه ایران، بنا به دلایلی از قبیل آزادسازی سهام عدالت، جذابیت دو چندان بازار سرمایه نسبت به بازارهای موازی، توسعه تدریجی بورس و افزایش ضریب نفوذ آن در میان خانوار ایرانی، بستر ارائه خدمات معامله‌گری اجتماعی برای این سرمایه‌گذاران تازه وارد فراهم نشده است. از طرفی این پدیده اقبال به شبکه‌های اجتماعی و نفوذ اینترنت و تلفن‌های هوشمند، فرصتی فراهم کرده است که بتوان با طراحی و تبیین سکوهای اجتماعی معامله‌گری در بازار سرمایه، به این نیاز پاسخ داد. در نتیجه این پژوهش در تلاش برای پاسخ به این پرسش خواهد بود که الگوی سکوهای اجتماعی در ارتقای تحلیل اطلاعات و معاملات در بازار سرمایه ارائه شود؟

معاملات اجتماعی از منظر فقهی

کمیته فقهی بازار سرمایه در جلسه ۲۳۱ خود مورخ ۱۴۰۰/۰۴/۰۲ با موضوع ابعاد فقهی معاملات اجتماعی (شبیه‌سازی و تقلیدی) تشکیل جلسه داد. کمیته فقهی بازار سرمایه، معاملات اجتماعی (شبیه‌سازی و تقلیدی)، را در قالب سکویی که طی آن پیرو می‌تواند در انجام معاملات خود از راهبر پیروی کند، تعریف کرد. در معاملات شبیه‌سازی، پیرو در یک معامله خاص از راهبری پیروی می‌کند، در حالی که در معاملات تقلیدی، پیرو در طیف وسیعی از سفارشات خود، از معاملات راهبر تبعیت می‌کند و در حقیقت در معاملات تقلیدی (انعکاسی)، سفارشات معاملاتی پیرو تقلیدی از معاملات راهبر است.

در این معاملات، سکو توسط یک نرم افزار واسط، اطلاعات معاملات راهبر را به صورت خودکار به اطلاع پیرو می‌رساند و وی نیز آن معامله را به صورت خودکار شبیه‌سازی می‌کند و سپس سکو سفارشات را به کارگزاری برای اجرا منتقل می‌کند. از نظر کمیته فقهی، معاملات اجتماعی (شبیه‌سازی و تقلیدی) می‌توانند مزایایی به همراه داشته باشند:

۱. فراهم ساختن استفاده از تجربه و دانش یک سرمایه‌گذار حرفه ای؛
۲. فراهم ساختن امکان سرمایه‌گذاری به صورت غیرفعلانه؛

۳. فراهم ساختن انتخاب روش سرمایه‌گذاری بر اساس استراتژی معاملاتی.

فراهم ساختن انتخاب راهبر بر اساس کارنامه واقعی (بازده و ریسک) وی در انجام معاملات

۱. فراهم ساختن متنوع سازی سبد سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش ریسک به صورت حرفه ای؛

همچنین از نظر کمیته فقهی، معاملات اجتماعی (شبیه‌سازی و تقلیدی) می‌تواند مخاطرات و هزینه‌هایی نیز داشته باشند:

۱. وابستگی موفقیت پیرو به موفقیت راهبر؛

۲. افزایش هزینه معاملات در نتیجه افزایش هزینه‌هایی همچون کارمزد پرداختی بابت انجام معاملات یا لزوم پرداخت هزینه استفاده از خدمات سکو.

ماهیت حقوقی معاملات تقلیدی از نظر کمیته فقهی

برای تبیین فقهی قراردادی که فی مابین راهبر، سکو و پیرو وجود دارد، می‌توان نوع قرارداد را به این صورت بیان کرد که این قرارداد استوار بر اصل آزادی قراردادها و از عقود نامعین است که به موجب آن راهبر در ازای دریافت مبلغی، حق بهره‌برداری از اطلاعات معاملاتی خود را در اختیار سکو قرار می‌دهد و به سکو اجازه می‌دهد به اطلاعات مربوط به سوابق و عملیات معاملاتی خود دسترسی داشته باشد. سکو هم به پیرو این امکان را می‌دهد تا وی بتواند سفارشات معاملاتی خود را با تبعیت از سفارش‌های ارسالی از سوی راهبر تنظیم کرده و برای اجرا، سفارش‌ها را به کارگزار ارسال کند. مبلغی که راهبر دریافت می‌کند، می‌تواند به صورت ثابت و یا متغیر باشد که در هر حال باید در متن قرارداد مشخص باشد. معاملات اجتماعی (شبیه‌سازی و تقلیدی) به عنوان نوآوری در معاملات می‌تواند بستری را برای توسعه بازار سرمایه و بهبود رفتارهای معاملاتی سرمایه‌گذاران فراهم سازد. با این حال، باید تدابیر برای جلوگیری از بروز اضرار به غیر اندیشیده شود.

شبکه‌های معامله‌گری اجتماعی در کشورهای توسعه یافته

زولو ترید[1]

در حال حاضر این شبکه بزرگترین شبکه معامله‌گری اجتماعی از حیث تعداد معامله‌گران و سرمایه‌گذاران است. این شبکه امکاناتی مانند شبیه‌سازی معاملات حتی با استفاده از چند

1. ZuluTrade

کارگزاری و قابلیت تعامل اجتماعی و حساب کاربری رایگان آزمایشی را ارائه می‌دهد. این شبکه با شروع به کار از ۲۰۱۰ در یونان حجم کل معاملات بیش از ۸/۶ میلیارد دلار را گزارش کرده است. در این سامانه امکان انتخاب وسیع معامله‌گران برای دنبال کردن و یا شبیه‌سازی معاملات آنها، امکان انتخاب کارگزاران از کشورهای متفاوت، شفافیت کامل اطلاعات، امکان نوشتن یادداشت توسط مشتریان در صفحه شخصی ارائه دهندگان سیگنال و امکانات مدیریت پیشرفته ریسک و مدیریت پول فراهم شده است. زولوترید امکان معامله در ابزارهای متعددی از قبیل فارکس، کالاها، سهام، شاخص‌ها و اوراق خزانه و بدهی را فراهم می‌کند و هزینه معاملات آن شامل کارمزد مدنظر سکوی اجتماعی است و پیش‌نیازهایی برای معامله‌گران پیشرو فراهم می‌کند.

ای‌تورو[1]

این شبکه در سال ۲۰۱۱ در قبرس راه‌اندازی شده است، خود سکوی اجتماعی ای‌تورو به عنوان کارگزار سکو عمل می‌کند و بیشتر روی سرمایه‌گذاران تازه‌کار تمرکز کرده است. حساب رایگان آموزشی در اختیار همه کاربران قرار گرفته و سکو دارای رابط کاربری ساده است. قابلیت مدیریت ریسک و مدیریت پول به صورت یکپارچه فراهم شده است. معامله روی ارزها، شاخص‌های اصلی، سهام، سبدهای سهام و کالاها از جمله نفت و طلا و نقره در این سکوی اجتماعی امکان‌پذیر است. شبکه‌های اجتماعی فعال و آموزشی از نقاط قوت این مجموعه محسوب می‌شود. در مقابل امکان مشاهده تاریخچه معاملات تحلیلگران در این سایت فراهم نشده است. به ازای هر معامله‌گر خوب تعداد زیادی معامله‌گر ضعیف وجود دارد. اجتماع برخط ای‌تورو فرصت‌های متعددی برای اثبات قابل اعتماد بودن در اختیار اعضا قرار می‌دهد (ووگلموث و همکاران[2]، ۲۰۱۶).

آیوندو[3]

این شبکه اجتماعی در سال ۲۰۱۰ در آلمان شروع به کار کرده است که به سرعت در حال گسترش در بقیه اروپا است. نخستین شبکه‌ای است که شروع به ارائه مبادله خودکار برای

1. eToro
2. Wohlgemuth
3. Ayondo

مشتریان کرده است. امکان ایجاد حساب آزمایشی برای کاربران فراهم می‌کند و وسیع‌ترین گستره ابزارهای معاملاتی (فارکس، سهام، اوراق قرضه، نرخ‌های بهره، و کالاها) را ارائه می‌دهد (سوشال تریدینگ گورو[1]).

توئیت سهام[2]

یکی دیگر از نمونه‌های شبکه‌های اجتماعی تخصصی در حوزه بازار سرمایه، شبکه اجتماعی بازار سهام ایالات متحده با نام توئیت سهام است که در سال ۲۰۰۸ راه‌اندازی شده است. این شبکه زیرساختی جداگانه از توئیتر دارد و تنها پست‌های در پیوند با بازار سهام را انتشار می‌دهد. در محیط این شبکه، افراد بر اساس نماد شرکت‌ها نظرات، تحلیل‌ها و خبرهای خود را منتشر می‌کنند. این شبکه اجتماعی با پلتفرم سایر شبکه‌های اجتماعی هماهنگ است و کاربران سایر شبکه‌های اجتماعی نیز به محتوای مطالب آن دسترسی دارند(سوشال تریدینگ گورو).

رتبه‌بندی رهبر در سکوهای اجتماعی

کرومیدا و لی[3] (۲۰۱۹) به بررسی عوامل تعیین کننده رهبران در معاملات سکوهای اجتماعی پرداختند. آنها بر مبنای تئوری علامت‌دهی[4] و با استفاده از حداقل مربعات پانل اثرات ثابت[5] با تحلیل ۲۵۰ معامله‌گر برتر در میان ۱۱۰۰ تحلیلگر اقدام به انجام مطالعه خود کردند و چهار عامل شامل اعتبار[6]، تعداد معاملات، عملکرد، و ریسک را مبنا قرار دادند. یافته‌های آنها نشان داد که اعتبار معامله‌گران در مقایسه با عملکرد، تعداد معاملات یا ریسک معاملات آنها، اهمیت بیشتری دارد.

آنها برای تعیین **اعتبار** معامله‌گران از عواملی از قبیل انگیزه‌های رهبری، صداقت، درستی، اعتماد به خود، توانایی‌های شناختی، و دانش نسبت به کسب و کار استفاده کردند. اعتبار تحت تاثیر دو سوگیری به نام سوگیری تمایلی[7] و رفتار رمه‌ای قرار دارد. سوگیری تمایلی به تمایل به فروش دارایی‌های در سود و نگهداری دارایی‌های در زیان اشاره دارد. این سوگیری نشان می‌دهد که در ارتباط با شبکه‌های اجتماعی، افراد تمایل به معاملات بیشتر دارند و این سوگیری،

1. Socialtradingguru.com
2. Stocktwit
3. Kromidha & li
4. Signaling Theory
5. Fixed Effect Panel Least Squares
6. Credentials
7. Disposition Effect

به واسطه تعاملات اجتماعی تشدید می‌شود. در خصوص رفتار رمه‌ای، افراد در فضای معاملات اجتماعی، وقتی در مرکز توجه قرار می‌گیرند، در مقایسه با معامله‌گرانی که در حاشیه قرار می‌گیرند، معاملات خود را با دامنک[1] کمتری انجام می‌دهند(کرومیدا و لی، ۲۰۱۹).

تعداد معاملات، تئوری‌های معاملاتی نشان می‌دهد که فعالان و معامله‌گران به شکل دائمی موقعیت‌های خود را بازنگری می‌کنند و تعداد معاملات غیرنرمال لزوماً به عدم توافق معامله‌گران اشاره ندارد، بلکه بیشتر با انتظارات متنوع آنها در ارتباط است (کرومیدا و لی، ۲۰۱۹). تحقیقات نشان می‌دهند که ارتباط اطلاعاتی و سیگنال‌های داده شده ارتباط مثبتی با تعداد معاملات دارند (کولا و مله[2]، ۲۰۰۹). تئوری علامت‌دهی پیشنهاد می‌کند که تعداد معاملات، علامت‌های مثبتی در خصوص فرصت‌های سرمایه‌گذاری و تعهد معامله‌گر به معامله کردن مخابره می‌کند.

کرومیدا و لی در خصوص **عملکرد**، از سود و زیان حسابداری و میزان برد در معامله‌ها استفاده کردند. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که در نتیجه اثر تمایلی، سرمایه‌گذاران به شناسایی سریع زیان تمایل ندارند و بیشتر سرمایه‌گذاری سودآور که عملکرد بهتری دارند را می‌فروشند (کرومیدا و لی، ۲۰۱۹).

کرومیدا و لی در خصوص اندازه گیری **مدیریت ریسک** به عامل اخلال[3] در بازارهای مالی تمرکز کردند که در صورتی که با اطلاعات یکی در نظر گرفته شوند، به تصمیم‌های نادرست، عدم قطعیت و در نتیجه ریسک می‌انجامد (کرومیدا و لی، ۲۰۱۹). چون تمام تغییرات درخواستی، منطقی نیستند، معامله‌گران اخلالی می‌توانند با دنبال کردن روندهای تهاجمی‌تر، بدون در نظر گرفتن ریسک مربوطه، بازدهی بالاتری کسب کنند (شلیفر و سامرز[4]، ۱۹۹۰). در معاملات اجتماعی، عملکرد معامله‌گران برتر، همیشه نشانی از صلاحیت آنها، به ویژه از نظر ریسک و عدم قطعیت نیست (پان و همکاران[5]، ۲۰۱۲). با این حال، معامله‌گران می‌توانند یاد بگیرند علائم مفید یا اخلال را در راستای مدیریت ریسک، درک کنند.

عمده پژوهش‌ها و سکوهای اجتماعی نشان داده اند که در عمل، ترکیبی از معیارهای عملکردی، مدیریت ریسک، تعداد معاملات در فواصل زمانی مشخص و میزان منابع تحت

---

1. Spread
2. Colla & Mele
3. Noise
4. Shleifer & Summers
5. Pan et al

مدیریت به عنوان مبنایی برای رتبه‌بندی رهبران استفاده می‌شود. از همین رو، در ادامه نمونه‌هایی از سیستم‌های رتبه‌بندی رهبران در سکوهای اجتماعی پرمخاطب ارائه شده‌اند:

سیستم رتبه‌بندی رهبران در زولو ترید

بیشتر سکوهای اجتماعی معاملاتی که عملکرد سیستم‌ها را رصد می‌کنند، بهترین سیستم‌های عملکردی را بالاتر نشان می‌دهند. اما معمولاً این امر، با در نظر گرفتن میزان شایسته بودن این عملکرد در واقع انجام نمی‌شود. برای مثال وقتی یک راهبرد معاملاتی، موقعیت جدیدی بدون بستن موقعیت پیشین باز می‌کند، نیاز به منابع بیشتری برای گشایش موقعیت‌های جدید دارد. در عمل، به دلیل محدودیت منابع، حساب‌های مشتریان نمی‌توانند موقعیت‌های زیادی را به شکل همزمان ایجاد کنند. در سیستم رتبه‌بندی زولوترید، عوامل زیادی در محاسبات لحاظ می‌شوند تا روشی ساده برای مشاهده سیستم‌هایی ایجاد شود که عملکرد خوبی دارند و تشخیص راهبردهای معاملاتی موجه که به نتایج خوب و باثبات می‌انجامند، چرخه‌های معاملاتی طبیعی دارند و سرمایه سرمایه‌گذاران را در معرض ریسک بیش از حد قرار نمی‌دهند مد نظر قرار می‌گیرند که موارد زیر بخشی از آنها هستند:

- بلوغ[1] (یک سیستم معاملاتی چقدر توانسته است دوام بیاورد).
- معرض[2] (چه تعداد موقعیت به شکل همزمان باز هستند).
- زیان نسبت به کل سبد[3] (سیستم چه نوساناتی را تجربه کرده است).

برای سرمایه‌گذاران فعال در حوزه اتحادیه اروپا، تنها ۱۰۰۰ معامله‌گر برتر که بهترین و با ثبات‌ترین راهبرد معاملاتی را دارند، برای دنبال کردن در دسترس هستند. برای این مهم باید با معیارهای زیر همخوانی داشته باشند:

- حداقل ۸ هفته از فعالیت معامله‌گری آنها گذشته باشد.
- بیشینه زیان آنها نباید بیش از ۳۰٪ از کل سود آنها باشد.
- میانگین نرخ بازدهی باید بالاتر از ۰/۰۱۵٪ باشد.

با این ملاحظات، ممکن است معامله‌گری که با راهبردها، نیازها، و تحمل ریسک و ... شما تناسب دارد، بایست بهترین معامله‌گر در رتبه‌بندی زولو ترید نباشد. برای مثال، یک حساب سرمایه‌گذاری با سرمایه اندک ممکن است به راهبردهای سرمایه‌گذاری ایمن‌تر با حاشیه سود

1. Maturity
2. Exposure
3. Drawdown

کمتر علاقمند باشد، در حالی که یک حساب با منابع بیشتر ممکن است راهبردهای دارای سودآوری بالاتر و نوسانات بیشتر را تحمل کند (سوشال تریدینگ گورو).

سیستم رتبه‌بندی رهبران در آیوندو

سطوح تعریف شده رهبر در سکوی اجتماعی آیوندو به ترتیب معامله‌گر خیابانی[1]، معامله‌گر پیشرفته، معامله‌گر حرفه‌ای، معامله‌گر تعدیل‌شده بابت ریسک، و در نهایت معامله‌گر نهادی هستند. آیوندو معامله‌گران را بر مبنای میزان ریسک، بیشترین زیانی که متحمل شده‌اند (بر مبنای درصدی از کل سبد سرمایه‌گذاری شده)، زمان اجرای آخرین معامله، تعداد معاملات در ماه، تعداد پیروان، و در نهایت نموداری از عملکرد رهبر رتبه‌بندی می‌کند. معامله‌گران بعد از ورود به سامانه می‌توانند به عنوان معامله‌گر مبتدی وارد شوند و با مدیریت ریسک و تحقق عملکرد و ... به وضعیت بهتری دست یابند. بعد از ۳۰ روز معاملاتی و انجام ۱۵ معامله و سود بیشتر از ۱٪، فرد می‌تواند تبدیل به معامله‌گر خیابانی شود. و شرایط دستیابی به سطوح بعد به ترتیب سخت‌تر خواهند شد. آیوندو با توجه به نحوه مدیریت ریسک و البته عملکرد معامله‌گران، به آنها پاداش می‌دهد (سوشال تریدینگ گورو).

سیستم رتبه‌بندی رهبران درای تورو

در سیستم رتبه‌بندی‌ای تورو، هر بازار (یعنی هر ابزار مالی معامله شده) دارای برترین معامله‌گران در سراسر جهان است، برای مثال در بازار معاملاتی طلا، در سراسر جهان و به تفکیک مناطق، رتبه‌بندی انجام می‌شود.

رهبر در هر یک از بازارها، فردی است که بالاترین میزان معاملات سودآور را در ۹۰ روز معاملاتی اخیر، در هر منطقه محقق کرده باشد. برای مثال، اگر در انگلستان در ۹۰ روز معاملاتی اخیر، ۱۲۵ معامله سودآور روی طلا داشته باشد و این تعداد بیشتر از سایر معامله‌گران در انگلستان باشد، شما رهبر بازار طلا در انگلستان خواهید بود (سوشال تریدینگ گورو).

نظارت بر سکوهای اجتماعی معاملاتی

سکوهای معاملات اجتماعی رشد چشمگیری را شاهد بوده‌اند. در حال حاضر، استفاده از این سکوها برای دنبال کردن دیدگاه‌های دیگران، خواه معامله‌گران حرفه‌ای، تحلیلگران

---

1. Street Trader

حرفه‌ای، یا معامله‌گران عادی رایج‌تر شده است. در خصوص نو بودن این مدل تجاری و تنوع گسترده محصولات و خدماتی که ارائه می‌کنند، پیش‌بینی ریسک‌های ناشی از این مدل کار دشواری است. با این حال، ریسک‌های مفهومی و نظارتی شامل موارد زیر می‌شوند (گزارش پژوهشی آیوسکو در خصوص فناوری‌های مالی (فینتک)، ۲۰۱۷):

- خطای احتمالی در الگوریتم‌های معاملات خودکار؛
- عدم تناسب توصیه‌های ارائه شده با منافع تمام سرمایه‌گذاران ؛
- چالش‌های پیش روی شفافیت و افشا در خصوص راهبردهای معاملاتی تبلیغ شده؛
- احتمال ایجاد انتظارات غیرواقعی از سودهای آتی؛
- اتکای نادرست یا غیرمنطقی به ایجاد کنندگان سبدهای مجازی؛
- زیرساختارها یا کنترل‌های ناکافی در راه بروزرسانی و آزمون سبدهای مجازی؛
- فقدان درک تضادهای بالقوه، ساختارهای کارمزدی/تشویقی و ریسک‌های مربوط به محصولات و خدمات توسط کاربران؛
- ریسک‌های خاص مربوط به سکوهای معاملات اجتماعی ارائه دهنده دسترسی به محصولات به شدت اهرمی؛
- مرزبندی مبهم بین اطلاعات و توصیه‌ها و وضعیت نظارتی متفاوت خدمات دهندگان، ریسک آربیتراژ نظارتی.

با در نظر گرفتن ریسک‌های فوق، و اینکه در صورت دنبال کردن یک رهبر، تمامی معاملات وی به شکل خودکار در حساب کاربری معاملات پیرو تکرار می‌شود، در ادامه به بررسی اقدامات حوزه‌های نظارتی مختلف خواهیم پرداخت (گزارش آیوسکو در خصوص خدمات محصولات اهرمی خرده‌فروشی خارج از بورس، ۲۰۱۶):

- در بافتار نظارتی اقدامات ابزارهای مالی بازار سرمایه[1] (نهاد نظارتی اروپایی برای افزایش شفافیت در بازارهای مالی در سراسر اتحادیه اروپا که رویه‌های افشای نظارتی الزامی شرکت‌های فعال در بازارهای مالی اتحادیه اروپا را استانداردسازی می‌کند)، مقام ناظر بازارهای اوراق بهادار اروپایی[2] معاملات اجتماعی شبیه‌سازی و تقلیدی را به عنوان اجرای خودکار سیگنال‌های معاملاتی تعریف کرده است. برپایه دیدگاه مقام ناظر

1. The Markets in Financial Instruments Directive (MiFID)
2. European Securities Markets Authority (ESMA)

بازارهای اوراق بهادار اروپایی، در صورتی که هیچ دستوری توسط دنبال کننده یا دارنده حساب، به جز امضای پذیرش مفاد توافقنامه قراردادی بین خدمات‌دهنده و مشتری، امضا نشود، معاملات شبیه‌سازی به عنوان مدیریت سبد به حساب می‌آید. در پرسش و پاسخ شماره ۳۸۲ ژوئن ۲۰۱۲ مقام ناظر بازارهای اوراق بهادار اروپایی در خصوص ماهیت خدمات اجرای خودکار سیگنال‌های معاملاتی و طبقه‌بندی خدمات دهندگان این حوزه ذیل خدمات سرمایه‌گذاری این چنین پاسخ داده شده است: ماده قانونی ۴ اقدامات ابزارهای مالی بازار سرمایه، مدیریت سبد را به عنوان مدیریت سرمایه‌گذاری‌ها طبق الزامات تبیین شده توسط مشتریان به شکل مشتری به مشتری تعریف می‌کند که چنین سبدهایی در بر دارنده یک یا چند ابزار مالی هستند. در این حالت، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بدون هیچ گونه مداخله ضروری توسط مشتری، به جز یک توافقنامه نخستین بین خدمت دهنده و مشتری در خصوص جزئیات خدماتی که باید ارائه شوند، اجرا می‌شود. بند ۸ ماده قانونی بالا تصریح می‌کند که مدیریت سبد به معنی مدیریت سبدهای سرمایه‌گذاری مطابق الزامات تصریح شده توسط هر یک از مشتریان در خصوص سبدهای متشکل از یک یا چند ابزار مالی است. بند ۹ ماده بالا مشتری را به عنوان شخص حقیقی یا حقوقی تعریف می‌کند که شرکت سرمایه‌گذاری، خدمات سرمایه‌گذاری یا مشورتی به آن ارائه می‌دهد. چند حوزه نظارتی دیگر در اروپا به استناد توصیه‌های مقام ناظر بازارهای اوراق بهادار اروپایی اعلام کردند که خدمات معامله‌گری اجتماعی بسته به اینکه آیا مشتری اختیاری برای خود حفظ می‌کند یا خیر، و اینکه آیا روی سیگنال‌های معاملاتی دریافت شده از شرکت عمل می‌کند یا خیر، به عنوان مشاور سرمایه‌گذاری یا سبدگردانی مجوز بگیرند.

- در آمریکا، بسته به خدماتی که ارائه می‌شود، شرایط ثبت نامی متفاوتی کاربرد پیدا می‌کند. بعضی معاملات تقلیدی اوراق بهادار و مدیران آنها به عنوان مشاوران سرمایه‌گذاری ثبت می‌شوند یا با اتکا به معافیت بولتن‌های خبری[1]، با این استدلال که منتشر کننده دادهای مالی هستند، از زیر بار ثبت شدن شانه خالی می‌کنند. سایر درگاه‌های معاملات تقلیدی به عنوان کارگزار معامله‌گر[2] ثبت می‌شوند.

1. Newsletter Exemption
2. Broker-Dealer

- اتحادیه قراردادهای آتی ملی[1] آمریکا بیان کرده است که بیشتر شرکت‌های معاملات فارکس عضو این اتحادیه، و نیز کارگزاران ارائه‌دهنده این خدمات، با معامله‌گران شبیه‌سازی همکاری می‌کنند و آنها را در درگاه‌های خود فعال کرده‌اند. وقتی یک مشتری تصمیم می‌گیرد یک یا چند نفر از رهبران پیشنهاد شده توسط شرکت را دنبال کند، معاملات این رهبران در حساب مشتری، و بر مبنای موافقتنامه‌ای که توسط مشتری امضا شده است و به شرکت اجازه می‌دهد به نیابت از وی معاملات را در سیستم ثبت کند، شبیه‌سازی می‌شوند. در بعضی حوزه‌های نظارتی از قبیل سنگاپور و سوئیس، این خدمات به طور عمده به مشتریان خرد و توسط شرکت‌های ثبت نشده نزد نهاد ناظر ارائه می‌شوند.
- همینطور مقام ناظر مالی[2] کبک نشان داده است که مدیران سکوها و ارائه دهندگان خدمات روبو ادوایزری، گروه‌های به هم مرتبطی هستند و هیچ کدام از آنها نهاد تحت نظارت نیستند. به علاوه، شرکت‌ها نگرانی نسبت به مشروعیت قراردادی شبیه‌سازی معاملات یک فرد متخصص در حساب مشتری ندارند و مشتری را وادار به امضای قراردادی برای اعطای حق وکالت انجام معاملات به دیگری نمی‌کنند.
- نهاد رفتار مالی[3] انگلستان دو روش برای معرفی کارگزاران دارای امکان دریافت وکالت از مشتریان و ارائه خدمات مشاور سرمایه‌گذاری و/یا مدیریت سبد را توصیف می‌کند. گروه‌هایی که بابت ایجاد و بستن معامله، کارمزد دریافت می‌کنند (۳۰ صدم درصد ارزش معاملات، رایج است) و گروه‌هایی که کارمزد روی عملکرد می‌گیرند (و در معاملات منتهی به زیان سهمی نمی‌گیرند). مشاهده شده است که هر دوی این مدل ها، در تضاد هستند، چرا که مدل اول باعث می‌شود کارگزار معرفی‌کننده معامله را برگشت دهد و دومین مدل کارگزار معرفی کننده را وادار می‌کند معاملات در سود را برای همیشه ببندد.
- کمیسیون اوراق بهادار آنتاریو[4] رهنمودی در گزارش سالانه ۲۰۱۳ خود منتشر کرد و خدمات را از نظر ماهیت، به عنوان مشورتی و ملزم به ثبت و دریافت مجوز شناسایی کرد.

---

1. National Futures Association
2. Autorité des marchés financiers
3. Financial Conduct Authority
4. Ontario Securities Commission

- کمیسیون بورس و سرمایه‌گذاری‌های استرالیا[1] معاملات اجتماعی را به عنوان خدمات حساب سرمایه‌گذاری[2] تعریف کرد که بسته به خدماتی که ارائه می‌کند باید مجوز دریافت کند.
- بافین آلمان[3] اعلام کرده است که بسته به طراحی و توافقات دقیق موجود، چنین خدماتی را می‌توان به عنوان اجرای سفارش یا سبدگردانی تعریف کرد که تعریف به عنوان سبدگردانی منوط به سیگنال گرفتن از سکوی معاملاتی یا رهبر است.
- معامله‌گری اجتماعی در ترکیه تحت نظارت قرار نگرفته است، اما هیات بازارهای مالی ترکیه[4] در تلاش است است از رویکرد اتحادیه اروپا پیروی کند.

همان طور که از حوزه‌های نظارتی و رویه آنها برای نظارت بر سکوهای اجتماعی معاملاتی بر می‌آید، عمده این حوزه‌های نظارتی به دنبال طبقه‌بندی سکوهای اجتماعی به عنوان خدمات مشاور سرمایه‌گذاری یا سبدگردانی هستند و به این طریق، سکوهای اجتماعی باید بسته به نحوه انجام معاملات، مجوزهای وابسته را دریافت کنند و گزارش‌های دوره‌ای را به نهاد ناظر ارسال کنند. برای مثال، در سکوی اجتماعی زولوترید، علاوه بر امکان دنبال کردن و معامله کردن انواع ابزارها و محصولات، ۵ سبد پیش فرض تعریف شده است که در صورت انتخاب هر یک از آنها، میزان منابع تخصیص داده شده در آن سبد سرمایه‌گذاری می‌شود. این سبدها شامل: ۱- سبد بانک‌ها و نهادهای مالی، ۲- سبد بیوتک شامل شرکت‌های فناوری و دارویی، ۳- سبد شرکت‌های بازی‌ساز شامل شرکت‌های سخت افزاری و نرم افزاری مرتبط به بازی و فضای مجازی، ۴- سبد شرکت‌های فناوری بزرگ شامل بزرگ‌ترین شرکت‌های فناورانه جهان، و ۵- سبد مسافرت‌های هوایی شامل شرکت‌های خطوط هوایی و هتلداری می‌شوند. به این ترتیب، افراد بدون دنبال کردن معامله‌گران رهبر، می‌توانند سبدهای سرمایه‌گذاری منتخب سکوی اجتماعی را دنبال کنند و از تغییرات قیمتی آنها منتفع شوند.

با در نظر گرفتن گزینه‌های بالا، الزامات نظارتی در قالب مجوزهای سبدگردانی و مشاور سرمایه‌گذاری، طبقه‌بندی سخت گیرانه رهبران در قالب تعداد معاملات، رعایت نصاب‌های وجه تضمین، عملکرد منتهی به سود و عدم وقوع زیان، داشتن وجهه اعتباری مناسب نزد مخاطبان،

1. Australian Securities and Investments Commission
2. Discretionary Account Service
3. German BaFin
4. Turkish Capital Market Board

و در نهایت مدیریت ریسک، می‌توان انتظار داشت اجرای سکوی‌های اجتماعی معاملاتی با الزام به ثبت در قالب مجوزهای بالا می‌تواند متضرر شدن پیروان به واسطه سو استفاده‌های رهبران را کمینه کند و این خدمات را تحت نظارت در آورد. قرار گرفتن تحت لوای مجوزهای نهاد ناظر از قبیل مشاور سرمایه گذاری و سبدگردانی، می‌تواند نظام انضباطی و نظارتی مناسبی در اختیار نهاد ناظر برای ممانعت از مواردی از قبیل دستکاری قیمت، فروش سهم در قیمت‌های بالا، انتشار اطلاعات گمراه‌کننده و سایر تخلفات احصا شده در مقررات و دستورالعمل‌ها قرار دهد.

همچنین در خصوص مسائلی از قبیل نقدشوندگی، عمق بازار، نسبت گردش سهام و این احتمال که فعال کردن معاملات اجتماعی در بازارهای دارای عمق و نقدشوندگی کمتر می‌تواند به دستکاری قیمتی منتهی شود، باید در نظر داشت که سکوهای اجتماعی بزرگ در فعال کردن معاملات اجتماعی روی سهم‌ها، حساسیت بسیاری دارند و عمدتاً این عملیات را روی سهم‌های بزرگ، با شناوری بالا، و نقدشوندگی بسیار، یا روی سبدی از سهم‌های بنیادی و ارزنده فعال می‌کنند. راهکارهای برآمده از دل بررسی ادبیات پیشین و نظرات خبرگان در راستای حل ریسک‌های وابسته، موارد زیر را شامل می‌شوند:

- فعال کردن امکان معاملات اجتماعی اعم از معاملات شبیه‌سازی و تقلیدی روی سهم‌های دارای شناوری بالا؛
- ایجاد سبدی تحلیلی از سهم‌های بزرگ و بنیادی برای فعال شدن رهبران روی این سبدها و سهم ها؛
- محدود کردن تعداد دنبال کنندگان هر رهبر از نظر تعدادی، ریالی یا ترکیبی از این دو؛
- تایید رهبران بعد از بررسی‌های دقیق اعم از سوابق حرفه‌ای و سبد تحت و پس از بررسی مواردی از قبیل عملکرد، مدیریت ریسک، وجهه اعتباری و اجتماعی، و تعداد معاملات موفق؛
- افزایش تدریجی میزان اثرگذاری رهبران بعد از مشخص شدن کیفیت سبدگردانی انجام شده و سیگنال‌های اعلامی در قالب میزان ریالی دارایی‌های دنبال کنندگان و تعداد آنها؛
- و الزام رهبران به تشکیل سبد و ممانعت از تمرکز رهبران بر روی صرفاً یک سهم.

پیشینه نظری پژوهش

مبانی نظری

همانطور که شبکه‌های اجتماعی باعث بالارفتن حس مسئولیت‌پذیری صاحبان شرکت‌ها و همچنین افزایش سرعت انتشار اخبار و شفافیت شده است، از طرف دیگر توانایی ایجاد اضطراب

در بازار سرمایه را نیز دارد. خبرهای ناخوشایند در بازار سهام با سرعت بیشتری نسبت به گذشته منتقل می‌شوند و گاهی اوقات واکنش‌های اغراق‌آمیز استفاده‌کنندگان شبکه‌های اجتماعی را نیز در پی دارد. همچنین، گزارش‌های متعددی نشان داده است که معاملات بازار سهام در مقاطعی متاثر از رفتار سفته‌بازانی بوده است که بر اساس منافع خود، در شبکه‌های اجتماعی اخبار نادرست و شایعات را مطرح و سوء استفاده می‌کنند.

بخش عمده‌ای از پژوهشگران دانشگاهی در جهان نشان می‌دهد که شبکه‌های مجازی تاثیر چشمگیری بر پیش‌بینی شاخص و تغییرات قیمت سهام دارند، به گونه‌ای که اثرگذاری آن‌ها از شبکه‌های متعارف نیز بیشتر است. رویز و همکاران با بررسی ارتباط میان حجم و قیمت سهام تعدادی از شرکت‌ها با پیام‌های اشتراکی مربوط به آن‌ها در شبکه‌های اجتماعی، به رابطه قوی بین حجم معاملات و تعداد پیام‌ها پی برده‌اند (روئیز و همکاران[1]، ۲۰۱۲).

مک دونالد و همکاران روشی برای شناسایی اثربخش متخصصان پیشنهاد کرده‌اند (مکدونالد و همکاران[2]، ۲۰۰۸). برپایه روش آنها، مشخصات گزینه‌های خبرگی تحلیل می‌شوند و امتیازات بالا به کاربران دارای حساب کاربری با کیفیت تخصیص می‌یابد. در شبکه معاملات اجتماعی به عنوان یکی از انواع سکوهای اجتماعی، خبره یا پیشرو معامله‌گر حرفه‌ای است که راهبردهای معاملاتی خود را بر روی سکوهای معاملاتی افشا می‌کند تا دیگر معامله‌گران از آن پیروی کنند و پیرو افرادی هستند که از راهبردهای معاملاتی دیگران برای انجام معامله استفاده می‌کنند. در پنل معاملات اجتماعی دیگر اشخاص نمی‌توانند ادعای سودآوری نمایند و وضعیت خرید و فروش و میزان سودآوری واقعی پیشرو قابل محاسبه هست. بخشی از نگرانی‌ها در این خصوص، عدم توانایی افراد پیرو جهت شناسایی کیفیت افراد پیشرو است. برای معامله‌گری تازه‌کار که درک درست و صحیحی از بازار و معاملات آن ندارد، انتخاب معامله‌گر پیشروی با کیفیت، ذاتاً چالش‌آفرین است. مهمترین ریسک یا نگرانی در حوزهٔ معاملات اجتماعی این است که ابزارهایی در اختیار دارد که مشتریان جدید را تشویق به معاملهٔ بیشتر، با موقعیت‌های بزرگتر می‌کند بدون اینکه درک درستی از چگونگی عملیات بازارهای معاملاتی ارائه کند.

کاری که کاربران انجام می‌دهند، دنبال کردن معامله‌گران خبره و شبیه‌سازی خودکار معاملات آنها به جای گرفتن تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بر مبنای دانش شخصی خودشان است.

---

1. Ruiz et al
2. Macdonald et al

در نتیجه، یکی از مهم‌ترین چالش‌های استفاده از خدمات معامله‌گری اجتماعی، گرفتن تصمیم‌های مناسب بر پایه داده‌های اصلی ارائه شده در سکوی اجتماعی و معامله‌گرانی است که باید دنبال شوند، چرا که این موارد به سود ناشی از معامله و جهت‌دهی معاملات خرید و فروش منتهی می‌شود (لی و ما، ۲۰۱۵).

همچنین مطالعه‌ای برای پیش‌بینی برای بازار با استفاده از اطلاعات و ارتباطات با توجه به الگوی رفتاری خرد توده‌ها نشان داده است که پیش‌بینی بر اساس روش‌های مبتنی بر شبکه‌های اجتماعی عملکرد بهتری نسبت به روش‌های غیرمبتنی بر شبکه‌های اجتماعی دارد. پیش‌بینی مبتنی بر شبکه‌های اجتماعی، با کاهش خطا نسبت به سایر روش‌ها، هزینه کمتری برای گردآوری اطلاعات نیز به همراه دارد (کیو و همکاران[۱]، ۲۰۱۳). نافسینگر[۲] (۲۰۰۵) در مقایسه بین توئیتر و مطرح شدن تحت عنوان خبر در جستجوهای موتور جستجوی گوگل[۳] نشان داد که توئیتر با دقت بالاتری نسبت به موتور گوگل می‌تواند بازده روزانه سهام را پیش‌بینی کند.

در ادبیات مالی رفتاری بررسی اثرات شبکه‌های اجتماعی روی بازار سهام موضوع تااندازه‌ای جدید است. با این حال برخی پژوهشگران رابطه بین بازار سهام و شبکه‌های اجتماعی را بررسی کرده‌اند. تامارکین و وایت‌لا[۴] (۲۰۰۱) نشان دادند که تعداد پیام‌های انتشاریافته در سایت ریجینگ[۵]، بازده سهام روز بعد را پیش‌بینی نمی‌کند. در همین راستا، اگرچه اسپرنگر و همکاران[۶] (۲۰۱۴) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین تعداد پیام‌ها و تعداد دادوستد سهام پرداخته‌اند. در تبیین رابطه بین پیام‌های منتشرشده در شبکه‌های اجتماعی و تعداد دادوستد سهام، بوردینو و همکاران[۷] (۲۰۱۲) نیز نشان دادند که تحرکات در موتور جست و جوی یاهو[۸] در رابطه با یک سهام، می‌تواند به فعالیت‌های مبادله‌ای همان سهام منجر شود. در نهایت، الیویرا و همکاران[۹] (۲۰۱۳) بیان کردند که تعداد انتشار اخبار در سایت توئیت سهام[۱۰] می‌تواند پیش‌بینی میزان مبادلات را بهبود ببخشد و از این طریق اثر شبکه‌های اجتماعی بر بازار سهام را نشان

1. Qiu et al
2.Nofsinger
3. Google
4. Tumarkin & Whitelaw
5. RagingBull.com
6. Sprenger et al
7. Bordino et al
8. Yahoo! Search
9. Oliveira et al
10. StockTwits.com

می‌دهند. بطور کلی این بررسی‌ها به دنبال اثبات فرضیه وجود یا عدم وجود رابطه معنادار بین شاخص‌های مشارکت در شبکه‌های اجتماعی و بازار سهام بوده‌اند.

در سمت دیگر مبانی نظری، برخی پژوهشگران به دنبال مطالعه رابطه بین تمایل سهامداران به دادوستد ناشی از مطالعه پیام‌های منتشره در میکروبلاگینگ‌ها[1] و بازار سهام هستند. در این رابطه آنتویلر و فرانک[2] (۲۰۰۴) ضمن اثبات رابطه بین شاخص‌های ساخته شده بر اساس زیان‌های محاسباتی و تعداد دادوستدها، نشان دادند که این شاخص‌ها توانایی پیش‌بینی قیمت سهام را نیز دارا هستند. پس از بررسی دو طرفه‌بودن این ارتباط، پژوهشگران به این نتیجه رسیدند که رابطه مشاهده شده از طرف تعداد دادوستد به سمت شاخص‌ها قوی‌تر، از رابطه از طرف شاخص‌ها به سمت تعداد دادوستدها است. در همین رابطه، اسپرنگر و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهش خود به رابطه معنادار بین شاخص‌های خوش‌بینانه و بازده سهام اشاره می‌کند. در طرف دیگر، تتلاک[3] (۲۰۰۷) نشان داد که بدبینی رسانه‌ای[4] می‌تواند حرکت نزولی قیمت سهام را پیش‌بینی کند، در حالی که ژانگ و همکاران[5] (۲۰۱۱) بیان داشتند که اثرات تجمعی شاخص‌های امید و ترس، همبستگی منفی با شاخص‌های داوجونز، نزدک و اس‌اند پی و نیز همبستگی مثبت با شاخص ویکس[6] دارد. آنها همچنین در پژوهش خود نشان دادند که متغیر تعداد بازنشرهای توئیت‌های شامل کلماتی چون دلار، اشتغال، یا اقتصاد، همبستگی معناداری با تحرکات بازارهای مالی دارد. در همین راستا، اروین و جیانینی[7] (۲۰۱۲) به اندازه‌گیری میزان انحراف نظر سرمایه‌گذاران از توئیتر پرداخته است. به هر حال در بیشتر پژوهش‌ها متغیرهای اندازه‌گیری احساس سرمایه‌گذاران، از پیام‌های میکروبلاگینگ‌ها استفاده کرده‌اند.

رانکو و همکاران[8] (۲۰۱۵) در پژوهش خود نشان دادند که احساس برگرفته از توئیتر با برای بازده‌های غیرنرمال تجمعی ارتباط دارد. رائو و سریواستاوا[9] (۲۰۱۲) نیز یک استراتژی پوشش ریسک بر اساس سیگنال‌های مبادله از توئیتر با دقت پیش‌بینی بالا (۹۱٪) ایجاد کرده‌اند. این در حالی است که در مطالعه

1. Microblogging
2. Antweiler& Frank
3. Tetlock
4. Media pessimism
5. Zhang et al
6. VIX
7. Irvine & Giannini
8. Ranco et al
9. Rao & Srivastava

لاگونو و پانچنکو[1] (۲۰۱۱) رابطه‌ای بین بازده شاخص سهام داوجونز و شاخص‌های احساس یافت نشد و آن‌ها نتایج خود را با انتقاد از نحوه ساده ساخته‌شدن این شاخص‌ها توضیح دادند. در مجموع مطالعات متعددی نشان داده است که کارشناسان می‌توانند به اطلاعات گرفته شده از میکروبلاگ‌ها استناد کرده و پیش‌بینی‌های درستی درباره بازده سهام و تحرکات بازار سهام داشته و در نتیجه استراتژی‌های دادوستد خوبی به ویژه بر اساس تحلیل احساس سرمایه‌گذاران اجرا کنند (بیسانتینی و کریستودولو[2]، ۲۰۱۳).

پیشینه تجربی پژوهش

پژوهش‌های داخلی

مکتب یا دیدگاه مالی رفتاری که از تلفیق روانشناسی و مالی به وجود آمده است اظهار می‌دارد که روانشناسی در تصمیم گیری مالی نقش ایفا می‌کند. از آنجا که خطاهای شناختی و انحرافات بر نظریه‌های سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارند، بنابراین بر گزینه‌های مالی نیز اثر خواهند گذاشت (اسلامی بیدگلی و کردلویی، ۱۳۸۹). بدری و گودرزی (۱۳۹۳) به بررسی مالی رفتاری و متغیرهای بنیادی در بورس تهران پرداختند و نتیجه گرفتند که معامله‌گری بر پایه متغیرهای بنیادی شرکت ها، می‌تواند بازدهی غیرعادی کوتاه مدت مثبتی ایجاد کند، اما در بلندمدت قادر به ایجاد بازده غیرعادی نیست. لاری سمنانی و دهخدا (۱۳۹۹) به بررسی تاثیر روحیه سرمایه‌گذاران بردام‌های مالی رفتاری پرداختند و نتیجه گرفتند که دام‌های رفتاری بیش از همه تحت تاثیر روحیات شیدایی و مثبت سرمایه‌گذاران قرار دارند. نیکو و همکاران (۱۳۹۹) به مدلسازی انتخاب سبد بهینه سهام بر پایه رویکرد مالی رفتاری پرداختند و نتیجه گرفتند، تشکیل سبد بر مبنای حسابداری ذهنی با در نظر گرفتن ارزش در معرض خطر و نقدشوندگی، عملکرد بهتری در مقایسه با سایر روش‌های مورد آزمون داشتند. این پژوهش‌ها نشان می‌دهند که مالی رفتاری، و روحیات سرمایه‌گذاران، بر عملکرد سرمایه‌گذاری‌ها تاثیر گذارند و در نتیجه، شبکه‌های اجتماعی، با ارائه اطلاعات شفاف و نیز فراهم آوردن جریان اطلاعاتی مناسب، قادر است سرمایه‌گذاران دنبال‌کننده را در مسیر کسب بازدهی بهتری قرار دهد.

پژوهش‌های خارجی

بخش عمده‌ای از پژوهش‌های دانشگاهی در جهان نشان می‌دهد که شبکه‌های مجازی تاثیر چشمگیری بر پیش‌بینی شاخص و تغییرات قیمت سهام دارند، به گونه‌ای که اثرگذاری آن‌ها از شبکه‌های متعارف نیز بیشتر است. برخی پژوهشگران رابطه بین بازار سهام و شبکه‌های اجتماعی

1. Logunov & Panchenko
2. Bissattini & Christodoulou

را بررسی کرده‌اند. اطلاعات درباره تجربه سرمایه‌گذاران، ترجیحات آن‌ها درباره سرمایه‌گذاری در بلندمدت یا کوتاه‌مدت، تحلیل اینکه آن‌ها چه وقت تصمیم به دادوستد چه سهمی می‌گیرند و همچنین تعداد دنبال‌کننده‌های کاربران، بسیار مهم و ضروری است. در همین راستا، جریان‌های مطالعاتی حول معامله‌گری اجتماعی را می‌توان به چهار جریان عمده تقسیم کرد.

جریان اول، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری گرفته شده به واسطه تعاملات اجتماعی را بررسی می‌کند. عمان و شائب[1] (۲۰۱۶) نقش تعاملات اجتماعی در تصمیمات سرمایه‌گذاری را با داده کاوی روی مطالب و نکات مطرح شده توسط معامله‌گران در شبکه‌های اجتماعی بررسی کردند. آنها دریافتند که معامله‌گران دارای عملکرد بهتر، احتمال بیشتری دارد که در خصوص راهبردهای معاملاتی خود صحبت کنند. هیمر[2] (۲۰۱۶) بر پدیده‌ای به نام اثر تمایل[3] تمرکز کردند. این ناهنجاری که در مالی رفتاری کشف شده است، تمایل سرمایه‌گذاران به فروش سریع سرمایه‌گذاری‌ها در بازارهای صعودی و نگهداری طولانی مدت سهام در بازارهای نزولی را نشان می‌دهد. وقتی سرمایه‌گذاران از دوستان خود مشاوره سرمایه‌گذاری دریافت می‌کنند، این سوگیری تشدید می‌شود.

مطالعه پینیرو چوزا و همکاران[4] (۲۰۱۷) ضمن بررسی فعالیت‌های سرمایه‌گذاران در شبکه‌های اجتماعی، تاثیر آن را روی بازار سهام شیکاگو[5] از طریق شاخص ویکس[6] و با استفاده از مدل‌های لوجیت و تحلیل کیفی مقایسه‌ای بسته فازی اندازه‌گیری و تحلیل کردند. نتایج برآورد مدل لوجیت نشان می‌دهد که احساسات بیان شده در شبکه‌های اجتماعی بر بازار سهام مذکور تاثیرگذار بوده، در حالی که نتایج مدل بسته فازی اهمیت اطلاعات و شرح ویژگی‌های سرمایه‌گذار برای توضیح دادن اثرات شبکه اجتماعی بر بازار سهام را اثبات می‌کند. در این پژوهش از پلتفرم میکروبلاگ توئیت سهام به عنوان منبع اصلی شبکه اجتماعی در مقایسه با سایر شبکه‌ها از جمله توئیتر یا فیسبوک استفاده شده است. دلیل استفاده از توئیت سهام این است که کاربران این پلتفرم یک جامعه مالی را شامل می‌شود و از طرف دیگر تمام پیام‌های اشتراکی از طریق وبسایت این شبکه قابل دسترسی است.

---

1. Ammann and Schaub
2. Heimer
3. Disposition Effect
4. Pineiro chousa et al
5. Chicago Board Options Exchange Market
6. Volatility Index

در این مطالعه متغیر وابسته مدل، انحراف ریسک انتخاب شده است که انحرافات روزانه شاخص ویکس را نشان می‌دهد. متغیرهای مستقل مدل عبارتند از احساسات روزانه، تجربه روزانه، مدت زمان بررسی و پیگیری روزانه و تعداد دنبال‌کننده‌ها است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرهای مستقل بجز متغیرهای وابسته به زمان بر روی رفتار سرمایه‌گذاران فنی و باتجربه اثرگذار نیست، در حالی که احساس برگرفته از شبکه‌های اجتماعی بر رفتار سرمایه‌گذاران غیرفنی و تازه‌کار بیشترین اثر را بین سایر متغیرها دارد. نتایج حاصل از تحلیل مدل بالا نیز نشان می‌دهد که ترکیب‌های مختلف از متغیرهای گوناگون بر روی بازار سهام تاثیر دارد، حال اینکه این اثرگذاری‌ها بسته به نوع سرمایه‌گذار تغییر می‌کنند. در مورد سرمایه‌گذاران غیرفنی، تجربه و احساس شخص، دو متغیر اصلی توضیح‌دهنده بوده و مشاهده‌ها نشان داده است که این نوع سرمایه‌گذاران می‌توانند بر جلوگیری از افزایش ریسک بازار نقش به سزایی را ایفا کنند، حتی اگر شرایط بازار بدبینانه نشان داده شده باشد. سرانجام نتایج مدل‌ها تاثیر شبکه‌های اجتماعی بر بازار سهام را ثابت می‌کند که این اثرات انحرافات ریسک بازار را نیز در پی دارد. این پژوهش نشان می‌دهد که احساس ناشی از پیام‌های اشتراکی یک عامل مهم در تبیین رابطه بین شبکه‌های اجتماعی و بازار سهام است.

در مطالعه دیگری رید[1] (۲۰۱۶)، ضمن اندازه‌گیری احساسات مصرف‌کننده[2] از طریق اطلاعات بدست آمده از شبکه توئیتر، اثر این احساسات روی قیمت سهام را نشان داده است. در این مطالعه، نویسنده از شاخص‌های بازار سهام اس‌اند پی ۵۰۰ و داوجونز استفاده کرده است. نویسنده اطلاعات مربوط به توئیت‌ها در سه دسته بیکاری، اقتصاد و مالیات‌ها را جمع‌آوری کرده، سپس محتوای هر توئیت را با استفاده از تکنیک واژگانی[3] تحلیل نموده و برای هر طبقه‌بندی یک لیست کلمات واژگانی ایجاد کرده و سپس فهرست کلمات را در هر توئیت جستجو کرده است. نتایج پژوهش نشان داده است که توئیتر از دو راه می‌تواند بر بازار سهام اثر بگذارد. اول، اثر مستقیم بطوری که سرمایه‌گذاران وقتی افزایشی را در گرایش جامعه در ارتباط با اقتصاد، بیکاری و تغییرات سیاسی مشاهده می‌کنند، این تغییرات را مقدمه کاهش در بازده بازار سرمایه تلقی می‌کنند. بنابراین، سرمایه‌گذار اقدام به فروش سهم خود و در نتیجه کاهش بیشتر قیمت در بازار سهام می‌شود که چه بسا دیگر سرمایه‌گذاران نیز ترغیب به فروش سهام خود می‌شوند. اثر دوم و غیرمستقیم اثرگذاری شبکه‌های اجتماعی بر بازار سهام، زمانی است که رسانه‌ها از توئیتر برای پوشش اخبار روزمره جهان استفاده می‌کنند.

---

1. Reed
2. Consumer sentiment
3. Lexicographic

جریان دوم، معامله‌گری شبیه‌سازی را بررسی می‌کند. دوئرینگ و همکاران[1] (۲۰۱۵) توصیف می‌کند که چگونه سکوهای معاملات شبیه‌سازی سازمان‌دهی می‌شوند و سازوکارهای زیربنایی ارتباط بین سیگنال دهنده (معامله‌گر پیشرو) و دنبال کنندگان (سرمایه‌گذار) را بررسی می‌کنند. آنها دریافتند که سیگنال‌دهندگان همواره رفتارهای معامله‌گری فعالانه‌ای به جای راهبردهای خرید و نگهداری به کار می‌گیرند که به توزیع غیرنرمال بازدهی منتهی می‌شود.

رودر و والتر (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند که معامله‌گرانی که به شکل فعالانه‌ای با سرمایه‌گذاران در تعامل هستند، توجه بیشتری به خود جلب می‌کنند و دیده شدن سبد سرمایه‌گذاری آنها، باعث تشویق سرمایه‌گذاری می‌شود. بریتمایر و همکاران[2] (۲۰۱۷) الگوهای معاملاتی معامله‌گرانی که بابت مشاوره‌های اجتماعی شناخته شده‌اند را بررسی کردند. آنها نشان دادند که شناخت تایید شده در اجتماع به فعالیت بیشتر معاملاتی منتهی می‌شود.

جریان سوم، با شفافیت اطلاعاتی در ارتباط با اطلاعاتی که منتشر می‌شوند و میزان اطلاعاتی که در قالب خدمات مالی منتشر می‌شوند در ارتباط است. برای مثال، در حوزه تامین مالی جمعی، سکوها باید تصمیم بگیرند که چه سطحی از اطلاعات مربوط به وام گیرنده باید منتشر شود تا وام‌دهندگان بتوانند ماهیت وام را ارزیابی کنند. مطالعات تامین مالی جمعی دریافتند که میزان اطلاعاتی که به شکل صریح یا تلویحی منتشر می‌شوند تاثیر شدیدی بر کارایی کلی بازار و تصمیم وام دهندگان برای مشارکت در تامین مالی جمعی دارند (ماشل[3]، ۲۰۱۲). ژو و همکاران[4] (۲۰۱۸) مدل ساختاری برای شناخت این امر طراحی کردند که رفتار وام دهندگان جطور تحت تاثیر تغییرات خط مشی‌های افشای اطلاعات برون زا قرار می‌گیرد. آنها دریافتند که نمایش اطلاعات اضافی به وام دهندگان کمک می‌کند تصمیم‌های سرمایه‌گذاری درستی بگیرند.

برناردو و همکاران[5] (۲۰۱۷) قیمت سهام را با استفاده از داده‌های توئیتر توضیح و پیش‌بینی کرده است. نویسندگان رابطه بین اطلاعات روزانه گرفته شده از توئیتر را با قیمت سهام هر روز تبیین کرده و نتیجه گرفته است که نخست ارتباط بین توئیتر و بازار سهام در مدل‌های علیت وابسته به زمان جمع‌آوری داده‌های توئیتر است. دوم، تحلیل علیت گرنجر نشان داده است که اطلاعات توئیتر برای پیش‌بینی قیمت سهام بعضی از شرکت‌ها کارایی داشته و برای برخی دیگر، این اطلاعات توانایی پیش‌بینی ندارد. همچنین برای

1. Doering et al
2. Breitmayer et al
3. Maschle
4. Zhou et al
5. Bernardo et al

شرکت‌هایی که قیمت سهام آن‌ها قابل پیش‌بینی است، برای برخی شرکت‌ها تاخیر کمی بین زمان انتشار پیام و تغییر قیمت سهام وجود دارد (مثلا مایکروسافت) و برای برخی دیگر زمانی نسبتا طولانی‌تر (لینکداین). سوم، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در شرکت‌های با تعداد زیاد توئیت، رابطه ضعیف‌تری بین دو متغیر در مدل وجود دارد و چهارم وجود رابطه بازگشتی بین شبکه اجتماعی توئیتر و قیمت سهام، در مورد شرکت نفتی بی پی [۱]، نشان داده است که تغییرات احساسات توئیتری با استفاده از قیمت سهام این شرکت قابل پیش‌بینی است.

در مطالعه تجربی فیالا و همکاران [۲] (۲۰۱۵) اثر احساسات اقتصادی کاربران بر روی بازده سهام دو شرکت بزرگ اپل [۳] و مایکروسافت [۴] بررسی شده است. نویسندگان برای تحلیل پیام‌های مثبت و منفی توئیتر از روش‌های متن کاوی [۵] که درباره سهام این دو شرکت انتشار یافته است، استفاده کرده‌اند. در نتیجه تعداد پیام‌های مثبت و منفی مشخص‌شده را برای پیداکردن رابطه بین علیت بین سطح احساسات و قیمت سهام این شرکت‌ها مورد استفاده قرار داده‌اند. در این مطالعه برای پیداکردن رابطه علیت از آزمون‌های علیّت گرنجر استفاده شده است. نتایج آزمون‌ها رابطه دوطرفه بین ریسک و تعداد اخبار منتشرشده از طریق پیام‌های توئیتر را نشان می‌دهد.

جریان چهارم، به ارزش اطلاعاتی طراحی راهبردهای معاملاتی می‌پردازد. صندوق‌های سرمایه‌گذاری ملزم به افشای دوره‌ای سبد سرمایه‌گذاری خود به سرمایه‌گذاران هستند. بعضی سرمایه‌گذاران ممکن است راهبردهای معاملاتی این سبدها را شبیه‌سازی کنند که به آنها صندوق‌های سرمایه‌گذاری تقلیدی [۶] گفته می‌شود. وربیک و وانگ [۷] (۲۰۱۳) به مساله مفت‌سواری [۸] روی سبد افشا شده صندوق‌ها به عنوان یک راهبرد سرمایه‌گذاری جذاب اشاره می‌کنند و پیشنهاد می‌دهند که صندوق‌های سرمایه‌گذاری ممکن است از چنین الزامات افشایی آسیب ببینند.

برای بررسی رابطه بین شبکه‌های اجتماعی و بازار سهام در کشورهای در حال توسعه، جی و همکاران [۹] (۲۰۱۷) با استفاده از پیام‌های اشتراکی یک شبکه اجتماعی تخصصی در چین [۱۰] به

---

1. British Petroleum
2. Fiala et al
3. Apple
4. Microsoft
5. Text mining procedures
6. Copycat Funds
7. Verbeek and wang
8. Freeriding
9. Gi et al
10. Xueqiu

بررسی رابطه بین احساسات سرمایه‌گذاران و تصمیمات سرمایه‌گذاری آن‌ها پرداخته است. نویسنده برای تحلیل رابطه دینامیک بین بازار سهام و احساسات سرمایه‌گذاران از روش مسیر بهینه متقارن بهره جسته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اطلاعات بر پایه احساسات در این شبکه اجتماعی همیشه قیمت سهام را در بازار تعیین نمی‌کند و تنها زمانی که سهام خاصی مورد توجه سرمایه‌گذاران باشد، این اطلاعات می‌توانند برای پیش‌بینی قیمت سهام استفاده شوند.

خلاصه‌ای از پژوهش‌ها نشان دادند که تصمیم‌های سرمایه‌گذاری معامله‌گران و سرمایه‌گذاران دنبال کننده آنها در شبکه‌های اجتماعی، تحت تاثیر این شبکه‌ها تعییر می‌کنند، همچنین پژوهش‌ها نشان داده است که رویکردهای متفاوتی به ساخت شبکه‌های معامله‌گری اجتماعی وجود دارند و این شبکه‌های اجتماعی به شفافیت اطلاعاتی و توسعه نقش اطلاعات در خدمات مالی کمک می‌کنند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر که به دنبال طراحی و تبیین سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران است و بر سنت پژوهش‌های کیفی و از نظر پارادایمی بر اصول پارادایم برساختی-تفسیری استوار است. ویژگی بنیادی این رهیافت، آن است که مابین موضوعات علوم طبیعی و اجتماعی تفاوتی بنیانی قائل می‌شود. پژوهش حاضر به دنبال شناسایی ابعاد و مولفه‌های سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران به عنوان یکی از بازارهای نوظهور و بزرگترین بازار خاورمیانه از نظر تنوع محصولات و تعداد کاربران است.

روش انجام این پژوهش تحلیل محتوای مصاحبه است که جزو روش‌های پژوهش کیفی به شمار می‌آید. شیوه‌های پژوهش کیفی برای کمک به پژوهشگر برای درک افراد انسانی و بسترهای اجتماعی و فرهنگی‌ای که انسان‌ها در آن زندگی می‌کنند شکل گرفتند. در پژوهش کیفی هدف، درک پدیده‌ها از نقطه نظر مشارکت‌کنندگان و در بستر نهادی و اجتماعی خاص آنها است که این هدف هنگام کمی‌سازی یافته‌ها نادیده گرفته می‌شود (دانایی فرد، الوانی، آذر، ۱۳۸۳، ۱۴). در پژوهش کیفی شکل‌گیری مفهوم یک بخش اصلی از تحلیل داده‌ها است و طی جمع‌آوری داده‌ها شروع می‌شود، بنابراین مفهوم‌سازی روشی است که محقق کیفی، داده‌ها را سازماندهی و درک می‌کند. پژوهشگران کیفی به دنبال یافتن الگوها و روابط هستند، اما آنها تحلیل را در حالی که هنوز در حال جمع‌آوری داده‌ها هستند شروع می‌کنند، به گونه‌ای که

نتایج تحلیل‌های اولیه مراحل بعدی جمع‌آوری داده را هدایت می‌کند. به عبارتی دیگر نظریه و اطلاعات به موازات هم حرکت می‌کنند و مکمل یکدیگرند (فقیهی و علیزاده، ۱۳۸۴: ۱۴-۱۳).

برپایه ادعای کیدر و جاد، تحلیل محتوا عبارت است از هر گونه فن سیستماتیک و عینی برای استخراج ویژگی‌های پیام است (کیدر و جاد[1]، ۱۹۸۶). از نظر بوردنز و آبوت، تحلیل محتوا هنگامی به کار می رود که شما می‌خواهید یک سند نوشته شده برای شمارش تعداد وقوع مقولات یا رخدادهای ویژه (مانند عبارات در یک نطق)، آیتم‌ها (مانند نظرات منفی) یا رفتارها (مانند اصطلاحات واقعی به هنگام بحث گروهی) را تحلیل کنید (بوردنز و آبوت[2]، ۲۰۰۲). در پژوهش کنونی از بین روش‌های تحلیل محتوا، از روش تحلیل تِم استفاده شده است که در ادامه به توضیح مختصر آن می‌پردازیم.

تحلیل تم

تحلیل تِم به طور تقریبی رایج‌ترین رویکرد برای تحلیل داده‌ها در علوم اجتماعی به شمار می‌رود. در اینجا، مصاحبه‌گر داده‌های تجربی را در مورد جهان اجتماعی به وسیله درخواست از افراد برای بحث در مورد زندگی‌شان ایجاد می‌کند (رولستون[3]، ۲۰۰۱). تحلیل تِم روشی برای تعیین، تحلیل و بیان الگوهای (تِم‌ها) موجود درون داده‌ها است. این روش در حداقل خود داده‌ها را سازماندهی و در قالب جزئیات توصیف می‌کند. اما می‌تواند از این فراتر رفته و جنبه‌های مختلف موضوع پژوهش را تفسیر کند براون و کلارک[4]، ۲۰۰۶).

پژوهش حاضر با کدگذاری روش‌مند در تحلیل داده‌ها، به دنبال عمق، خلاقیت، و آزادی عمل پژوهشگر در اکتشاف مقولات برای شناسایی ابعاد سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران است. در این پژوهش از روش کیفی تحلیل تم برای پاسخ به سوال اصلی پژوهش استفاده شده است. در طول چند دهه اخیر، به طور چشمگیری این شناخت در بین جامعه‌شناسان ایجاد شده است که درک پدیده‌ها و رفتارها به طور قابل توجهی به واسطه داده‌ها و روش‌های کیفی کامل‌تر خواهد شد. روش‌های کیفی از سنت فلسفی تفسیری یا هرمنوتیکی ناشی می‌شوند که معتقد است انسان‌ها موجودات اجتماعی هستند که به طور فعال دنیای پیرامون خود را تفسیر می‌کنند (صدیق سروستانی، ۱۳۷۵).

---

1. Kidder & Judd
2. Bordens & Abbot
3. Ruolston
4. Braun & Klarke

در صورتی که هدف از مصاحبه، اکتشاف، توصیف عقاید و نگرش‌های مصاحبه شوندگان باشد، در این صورت با توجه به زمان و منابع در دسترس، می‌توان از تعداد ۱۰-۲۰ نمونه برای انجام مصاحبه استفاده کرد (وال[1]، ۱۹۹۶). جامعه آماری در این پژوهش شامل متخصصان حوزه‌های فینتک، اعم از فعالان بازار سرمایه فعال در سازمان بورس و اوراق بهادار، شرکت بورس تهران و فرابورس ایران، شرکت‌های کارگزاری، سرمایه‌گذاری، سبدگردانی، مشاور سرمایه‌گذاری، پردازش اطلاعات مالی و سایر فعالان این حوزه هستند که در سطوح مختلف بازار فعالیت کرده‌اند و اطلاعات و شناخت کافی نسبت به بازار و سامانه‌های فناوری اطلاعاتی فعال در بازار دارند. از این رو چون موضوع پژوهش طراحی و تبیین سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران است، اشراف کامل بر مقوله معامله‌گری اجتماعی و اثرگذاری آن بر بهبود معاملات و اطلاعات در بازار سرمایه را می‌طلبد که با توجه به ماهیت میان رشته‌ای این سامانه‌های معاملاتی و ابعاد گسترده آن، برای جمع‌آوری اطلاعات به طیف گسترده‌ای از فعالان بازار سرمایه نیاز است که با توجه سوابق حرفه‌ای و تحصیلاتی خود با توجه به آگاهی و آشنایی با مبانی نظری موضوع پژوهش، اشراف بیشتری داشته باشند. از آنجا که پایگاه داده مناسب و مدونی برای شناخت این دسته از خبرگان وجود ندارد، از روش «نمونه گیری هدفمند» استفاده شد. بر این اساس، از خبرگان در دسترس حوزه فناوری‌های نوین بازار سرمایه درباره سایر خبرگان اطلاعاتی تهیه شد و بر این مبنا، تعداد ۱۲ نمونه مصاحبه از این خبرگان انجام شد. برای اطمینان بیشتر بعد از کدگذاری دستی ابعاد و مولفه‌ها، و به منظور اعتبارسنجی نتایج به دست آمده با نتایج ادبیات پیشین و اعتبارسنجی مجدد، از طریق خبرگان استفاده شده که نتایج حاصله نشان دهنده تایید ابعاد و مولفه‌ها و مفاهیم کیفی بوده است.آمار جمعیت شناختی نمونه‌های مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است. این مطالعه، در یک دوره زمانی ۶ ماهه بین زمستان ۱۳۹۹ تا تابستان ۱۴۰۰ انجام شده است.

جدول ۱. آمار جمعیت شناختی مصاحبه شوندگان

حوزه تخصصی و اجرایی مصاحبه شوندگان	شرکت‌های محل خدمت مصاحبه شوندگان	تعداد مصاحبه شوندگان
مدیریت و فعالان حوزه فینتک	استارتاپ‌های حوزه فین تک	۴
مدیریت معاملات	شرکت‌های کارگزاری	۲
مدیریت سرمایه‌گذاری	شرکت‌های مشاور سرمایه‌گذاری، سبدگردانی، گروه‌های مالی	۳
مدیریت عملیات	نهادهای مالی	۳

1. Kvale

با توجه به ماهیت غیرخطی پژوهش‌های کیفی و نیز، تخصص متفاوت مصاحبه شوندگان در انواع حوزه‌های فناوری اطلاعات، رسانه‌های اجتماعی، و معاملات و ساختار بازار سرمایه، طی گفت و گو پرسش‌های جدیدی مطرح می‌شد و به همین دلیل، پروتکل مصاحبه‌ها از پژوهشی به پژوهش دیگر تغییر می‌کرد، اما به طور کلی محورهای اصلی در مصاحبه‌ها، پرسش‌هایی در خصوص نیاز به سکوهای اجتماعی موثر در ارتقای اطلاعات و معاملات در بازار سرمایه، معیارها و زیرمعیارهای کلی، ارتقای معاملات و استراتژی‌های معاملاتی سرمایه‌گذاران، اخبار و اطلاعات کلانی که باید در این سامانه‌ها در نظر گرفته شوند، اطلاعاتی که از شرکت‌ها باید در این سامانه مطرح شوند، پیش بینی صورت‌های مالی شرکت‌ها، و در نهایت گزارش‌های غیرمالی شرکت‌ها مطرح شدند.

مصاحبه‌ها از حدود ۴۵ دقیقه تا دو ساعت به طول انجامیدند. تمام جریان هر مصاحبه با استفاده از دستگاه ضبط صوت، ضبط شد. زمان تقریبی برای انجام هرمصاحبه نیز حدود یک ساعت و نیم در نظر گرفته شد. به منظور تحلیل داده‌های به دست آمده از جریان مصاحبه، نسخه برداری[1] انجام شد. نسخه برداری، آماده نمودن اطلاعات کسب شده در مصاحبه برای تحلیل است. در این فرایند، یک مصاحبه شفاهی، تبدیل به یک متن منسجم می‌شود.

همچنین برای بررسی کیفیت این پژوهش کیفی نیز در قالب روایی و پایایی چهار آزمون شامل قابل تایید بودن (ارائه بازخورد و نتایج پس از انجام مصاحبه ها)، قابل قبول یا باور بودن (کسب نظر از مصاحبه شوندگان در خصوص نتایج)، قابل انتقال بودن (تاکید بر مفاهیم مشترک در بررسی نتایج و ارائه نتایج به مصاحبه شوندگان)، و قابل اعتماد بودن (در بسیاری از موارد مصاحبه با بیش از یک نفر در هر مورد و بررسی موارد از زوایای مختلف)، در این پژوهش کیفی متفاوت از پژوهش‌های کمی اجرا شده است (نیک نشان و همکاران، ۱۳۸۹). بر این اساس همان طور که در جدول ۱ مشخص شده است، برای بررسی موارد از زوایای مختلف با خبرگان در حوزه‌های مختلف و در هر حوزه با چند نفر مصاحبه انجام گرفته، متن مصاحبه‌ها و نتایج کدگذاری‌ها به اطلاع رسانده شده و مصاحبه شوندگان نیز نتایج را تایید کرده‌اند.

با توجه به نوپدید بودن مقوله سکوهای اجتماعی معاملاتی و اطلاعاتی، تنوع متخصصان مصاحبه شونده از منظر تجربه، صلاحیت، سوابق حرفه‌ای، میزان دانش و اطلاعات از اهمیت بالایی برخوردار است. در همین راستا، تلاش شده است از ترکیب متنوعی از متخصصان به عنوان مصاحبه شونده استفاده شود که خلاصه‌ای از سوابق مصاحبه شوندگان به شرح زیر است:

---

1. Transcribing

- موسس و مدیرعامل یکی از اپلیکیشن‌های ثبت شده نزد سازمان در حوزه مشاور سرمایه‌گذاری، سابقه کار در حوزه صندوق‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر به مدت بیش از یک دهه، فعالیت در صندوق‌های سرمایه‌گذاری در یکی از ده کارگزاری برتر؛
- موسس و سهامدار یکی از اپلیکیشن‌های ثبت شده نزد سازمان در حوزه مشاور سرمایه‌گذاری، سابقه فعالیت در حوزه توسعه محصول و دولوپینگ در یکی از ۳ کارگزاری برتر در بازار سرمایه، سابقه کار روی فعالیت‌های روبو ادوایزری؛
- مدیر عامل یکی از شرکت‌های دانش‌بنیان فعال در حوزه توسعه محصولات فناوری اطلاعات شامل توسعه معاملات الگوریتمی، توسعه معاملات سبدگردان مشاع و الگوریتم‌های بازارگردانی؛
- عضو هیات مدیره یکی از شرکت‌های دانش‌بنیان فعال در حوزه توسعه محصولات فناوری اطلاعات شامل توسعه معاملات الگوریتمی، توسعه معاملات سبدگردان مشاع و الگوریتم‌های بازارگردانی؛
- مدیر آموزش یکی از ۱۰ شرکت کارگزاری برتر کشور، که روی ربات‌های داده‌ساز تلگرامی، و آکادمی‌های آموزشی فعالیت‌های گسترده‌ای داشته است.
- مدیر معاملات کارگزاری، فعالیت بیش از دو دهه در صنعت کارگزاری، طراحی چند محصول فناورانه در حوزه سامانه‌های معاملاتی زیر نظر یکی از ۱۰ کارگزاری برتر، و مدیرعامل یکی از سبدگردان های در شرف تاسیس؛
- مدیرعامل یک شرکت سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در فرابورس، دبیرکل سابق کانون نهادهای سرمایه‌گذاری، موسس باشگاه فعال در حوزه سواد مالی و اقتصادی، نویسنده چند جلد کتاب در حوزه دارایی‌های مالی، سواد مالی، و دارای سابقه فعال در حوزه سرمایه‌گذاری‌های خطرپذیر؛
- معاون سرمایه‌گذاری یکی از شرکت‌های سرمایه گذاری ناشر فرابورسی، با سابقه مدیرعاملی سبدگردان، مدیر تامین مالی تامین سرمایه و مدیر سرمایه‌گذاری تامین سرمایه؛
- دارنده مدرک سی اف ای سطح دو، فعال حوزه کارگزاری و مدیریت دارایی و عضو هیات مدیره نهادهای مالی؛
- مدیرعامل یکی از ارکان بازار سرمایه، مدیرعامل یکی از نهادهای مالی، دارای سابقه فعالیت در صنعت کارگزاری، مشاور سرمایه‌گذاری، سهامدار شرکت کارگزاری و سبدگردانی و فعالیت در حوزه سرمایه‌گذاری‌های خطرپذیر؛
- موسس یکی از سامانه‌های سیگنال‌دهی در بازار سرمایه؛
- تحلیلگر بنیادی خبره در بازار سرمایه، با سابقه فعالیت به عنوان مدرس و تحلیلگر در صنعت کارگزاری با بیش از یک دهه سابقه فعالیت.

تحلیل داده‌ها در این مطالعه با استفاده از روش ادهوک[1] امکان پذیر شد. روش ادهوک رایج‌ترین شکل تحلیل مصاحبه برای تولید معانی است (وال، ۱۹۹۶). با استفاده از این روش، ابتدا کدگذاری و طبقه‌بندی واحدهای متنی موجود، به طبقه‌های معنی دار و منطقی (تم) و با در نظر گرفتن سه ویژگی فراگیری، طرد متقابل، و استقلال انجام شد. در نهایت ۱۱ مقوله (تم) اصلی و تم‌های فرعی(دسته‌های مفهومی) استخراج شده بر اساس موضوع مورد بحث ارائه شدند.

یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از تحلیل داده‌ها به شناسایی مفهوم منجر شد که در نهایت در ۱۱ مقوله کلی دسته بندی شدند. این ۱۱ مقوله در واقع ابعاد شناسایی شده برای سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران هستند. در ادامه مراحل کدگذاری آورده شده‌اند.

کدگذاری باز

کدگذاری باز نخستین مرحله در فرایند تفسیر داده‌ها است. در اینجا واحد معنادار داده‌ها می‌تواند جمله‌ای کوچک یا یک قسمت از بند یا یک یا چند بند از کل محتوای متنی باشد (فراستخواه، ۱۳۹۵). بعد از پیاده کردن هر مصاحبه، کدگذاری باز آغاز شده و به هر سطر یا بند که حاوی نکته‌ای در پیوند با پرسش پژوهش شمرده شده، برچسبی از کلمات که گویای آن نکته بود اختصاص داده شد. سپس کدهای به دست آمده از مصاحبه‌ها با یکدیگر مقایسه شدند تا کدهای مشابه در کنار یکدیگر قرار گیرند. در این مرحله پس از حذف کدهای مشابه در نهایت ۶۰ مقوله شناسایی شد که در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. کدگذاری اولیه (باز)

کدگذاری	کدگذاری باز (اولیه)
A1, A11, A3, A7, A8, A10	نفوذ و فعال شدن شبکه‌های مجازی- کارایی معاملاتی و شفافیت اطلاعاتی- طراحی سامانه‌ای جهت انتقال تجارب و اطلاعات- گسترش خدمات روبو ادوایزر- پلتفرم اجتماعی- بازنگری در قواعد و قوانین- شناسایی تحلیلگران برتر در گذر زمان
A1, A4, A5, A9, A10	فراهم کردن امکان تایید یا عدم تایید تحلیلگران- امکان تشکیل مکالمه بین علاقمندان به یک نماد، صنعت یا کلیت بازار- مشاهده کردن زنجیره تامین یک شرکت یا صنعت توسط فعالان بازار- رتبه‌بندی و وزن‌دهی نمادها و صنایع- امکان تحلیل بنیادی، تکنیکال، تحلیل مبتنی بر چرخه‌های بازار- امکان در خواست محاسبه نسبت‌های مالی جدید- امکان طبقه‌بندی نمادها با برچسب‌های ارزشی و رشدی- امکان ارزش گذاری سایر اوراق‌بهادار (به جز سهام)- امکان دنبال کردن محصولات و خدمات

1. Ad.hoc

کدگذاری	کدگذاری باز (اولیه)
A2, A12, A6, A7, A9, A10	اطلاعات بازارهای موازی- شاخص‌های پولی اعم از تورم- شاخص‌های پولی اعم از میزان نقدینگی- نرخ بیکاری- شاخص مدیران خرید- قیمت مسکن- شاخص‌های پولی اعم از نرخ سود سپرده و نرخ تسهیلات- وزارتخانه‌های صمت و نفت- شاخص‌های پولی اعم از کسری بودجه- شاخص‌های پولی اعم از سیاست‌های انبساطی یا انقباضی بانک مرکزی- فراوری اطلاعات خام بازار پول و بازار بیمه- اخبار و رویدادهای مهم بر محصولات عمده بازار
A1, A2, A3, A4, A5, A6, A8, A9	نسبت‌های نقدینگی، نقدشوندگی، کارایی، سودآوری و ارزشگذاری، نرخ رشد پایدار، نسبت-های بودجه‌بندی سرمایه‌ای- بهره‌وری تولید- نرخ ضایعات- معیارهای کمی و مالی ترکیبی هر صنعت- نسبت گردش موجودی کالا- بازده حقوق صاحبان سهام- ارزش دفتری به ارزش بازار هر سهم- اهرم مالی و عملیاتی- سود انباشته هر سهم- بازده دارایی‌ها
A1, A2, A3, A7, A8, A10	پیش‌بینی سود ناویژه هر سهم شرکت اصلی و تلفیقی گروه- پیش بینی سود خالص هر سهم صورت‌های مالی سالانه شرکت اصلی- پیش‌بینی تغییرات در حقوق مالکانه- پیش‌بینی صورت-های مالی اساسی اعم از ترازنامه، و سود و زیان جامع- پیش‌بینی تولید و فروش ماهانه- پیش‌بینی سود عملیاتی- پیش‌بینی میزان موجودی کالا- پیش‌بینی میزان نوسانات فروش
A2, A4, A11, A7, A8, A10	سطح ریسک شرکت‌ها، عملکرد شرکت‌ها، فرایندهای مدیریت شده، استانداردهای تولیدی و گزارشگری، کیفیت تولید، کیفیت حسابرسی داخلی، کیفیت کنترل‌های داخلی، گزارش‌های رتبه‌بندی اعتباری- استراتژی‌های مدیریت ریسک شرکت- ریسک نقدینگی، عملیاتی و ورشکستگی شرکت- بازدهی چرخهٔ عمر محصول- بهره‌وری طراحی محصولات- وضعیت فناوری تولید در مقایسه با رقبا- گزارش حاکمیت شرکتی- میزان انحصار و رقابت‌پذیری شرکت- تغییرات مالکیت سهامداران- سهم بالاتر بازار و بازده بالاتر حقوق مالکانه- زمان توسعه نسل بعدی فناوری تولید
A1, A5, A8, A10	کمک کردن سکوها به جریان مؤثر و کارای اطلاعاتی در بازار سرمایه- فراهم نمودن بستری برای تصمیم‌گیری بهتر- سوق دادن افراد به سمت تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری متناسب با ریسک‌پذیری خود- داشتن دانش و فن کافی نسبت به بازار

کدگذاری محوری

در کدگذاری محوری، مقوله‌ها با مفاهیم به دست آمده در مرحله کدگذاری باز مرتبط شده و این ارتباطات از طریق داده‌ها بررسی می‌شود. پژوهشگر در کدگذاری محوری، مقولات و مفاهیم به دست آمده ازمرحله کدگذاری باز را با هم مقایسه کرده و آنها را ترکیب، ادغام، تقلیل یا تلخیص می‌کند (فراستخواه، ۱۳۹۵: ۱۶۹). در این مرحله کدهای حاوی معانی مشابه در کنار یکدیگر و زیر یک مفهوم انتزاعی بزرگ‌تر که همه آنها را در بر گیرد قرار می‌گیرند و مقوله‌ها را می‌سازند. از این رو در پژوهش حاضر مفاهیم شناسایی شده و در مرحله کدگذاری باز زیر ۱۱ بعد طبقه‌بندی شدند که این مقوله‌ها در جدول ۳ آورده شده‌اند.

جدول ۳. کدگذاری محوری

مضمون اصلی (ابعاد)	مضمون فرعی (مؤلفه‌ها)	کدهای اولیه
شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی	کارایی معاملاتی و شفافیت اطلاعاتی- دسترسی فعالان بازار سرمایه به اطلاعات صحیح- ارتقاء و حفظ شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی در بازار سرمایه- عدم افشای اطلاعات در بازار سرمایه- طراحی سامانه آنلاین برای انتقال اطلاعات- شفافیت آمار و اطلاعات معاملات	A1-A6-B1-B4-C1-D2- D3- D4-D6- E1- E3- G5
وضعیت کلی شبکه‌های اجتماعی	ضریب نفوذ شبکه‌های اجتماعی- پلتفرم اجتماعی- گسترش خدمات روبو ادوایزر- شبکهٔ هوشمند سرمایه‌گذاری- سوشال تریدینگ	A4- A6- A7- B1-B4- B5-B7- B9-C1- C3- D7- E1
ابزار تحلیل و بازدهی سهام	تحلیل بنیادی، تکنیکال، تحلیل مبتنی بر چرخه‌های بازار- امکان در خواست محاسبه نسبت‌های مالی جدید- امکان طبقه‌بندی نمادها با برچسب‌های ارزشی و رشدی- رتبه‌بندی و ارزیابی عملکرد مالی	A3-A6- A7- A8-B1- B3- B5- B9-C1-C3- D7- E1-E4 -E9
شاخص¬های توسعه مالی و تعامل بازار پول و سرمایه	شاخص‌های پولی اعم از تورم، میزان نقدینگی، نرخ سود سپرده و نرخ تسهیلات، کسری بودجه و سیاست‌های انبساطی یا انقباضی بانک مرکزی- پویایی شوک بازارهای موازی با بازار سهام- اطلاعات بازارهای موازی- تفکیک کسب و کار از حکمرانی- جهش تولید در تجهیزات نفت- نرخ بیکاری	A2- A5- A8- B1-B2- B3- B9- C1-E2- A9- E8- F1-F2- F3
نسبت¬های مالی و ارزش بازار	نسبت‌های نقدینگی، نقدشوندگی، کارایی، سودآوری و ارزش-گذاری، نرخ رشد پایدار، بودجه‌بندی سرمایه‌ای- گردش موجودی کالا- نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری- اهرم بدهی عملیاتی- بازده حقوق صاحبان سهام- تخصص و بهره‌وری	A1-B5- B6-C1-C3-D1- D4-D5-D6- D7-D8- E1-E2
حقوق مالکانه و صورت¬های مالی	پیش‌بینی تغییرات در حقوق مالکانه -افزایش بهره مالکانه- حمایت از مالکیت فکری و تضمین حقوق مالکانه- ترازنامه، و سود و زیان جامع- پیش‌بینی تولید و فروش ماهانه، سود عملیاتی و میزان موجودی کالا	A2- F3-F4-G1-G2-G5- G6-G8
مدیریت ریسک	استراتژی‌های مدیریت ریسک شرکت- مدیریت ریسک و بازدهی- تعیین حد ضرر در معامله- ارزیابی و مدیریت تهدیدهای ریسک بازار	A1- F5- F7- F8-F9- F10- G2- G3-G4- G5- G6- G9
وضعیت فناوری	وضعیت فناوری تولید در مقایسه با رقبا- زمان توسعه نسل بعدی فناوری تولید- تولید سامانه جدید معاملاتی بومی- تقویت زیرساخت‌های فناوری و تکنولوژی- تحرک وسیع سرمایه و فناوری	A1- B5- B6- C1-C3-D1-D4
رقابت پذیری	منع انحصار و تسهیل رقابت- شاخص‌های رقابت‌پذیری- توان رقابتی محصول- رقابت‌پذیری اقتصاد در سطح ملی- بازدهی چرخهٔ عمر محصول- بهره‌وری سرمایه و طراحی محصولات	A8- E1- F3-F4-F8- F9- G1-G10-G3- G4-G7
آموزش و آگاهی، عدم رفتار توده¬وار	مقایسه دو رفتار در جریان بررسی رفتار توده‌وار- عدم امکان بروز رفتار توده-واری در جریان تطبیق قیمت سفارش- شناسایی رفتار توده‌وار توسط درک سیگنال‌های خصوصی- طبقه‌بندی مشتریان در بازارهای سرمایه- داشتن دانش و فن کافی نسبت به بازار- فراهم نمودن بستری برای تصمیم گیری بهتر- کمک کردن سکوها به جریان مؤثر و کارای اطلاعاتی در بازار سرمایه	A2- A5- A8- B1-B2- B3- B9- C1-A10
سیستم مدیریت موجودی	مشاهده نمودن زنجیره تامین توسط فعالان بازار- نرم‌افزار مدیریت و کنترل موجودی- سیستم بارکدخوان- سیستم مدیریت به موقع یا سیستم تولید بهنگام	A3- A5- A6-D3-D5- E1- E4- E5-E6

کدگذاری انتخابی

بعد ازکدگذاری محوری، مرحله نهایی کدبندی انتخابی یا گزینشی است. در این مرحله، مقوله‌های مورد استفاده به لحاظ نظری اشباع شده‌اند و پژوهشگر باید مقوله هسته‌ای را انتخاب کرده یا به تعیین و ساخت یک مقوله جدید اقدام کند (محمدپور، ۱۳۹۲: ۳۴۰). در این مرحله از فرایند کدگذاری، تمام ۶۰ مقوله شناسایی شده پیرامون پدیده اصلی که همان سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران است، با هم یکی شده و ابعاد یازده گانه سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه را می‌سازند. بر این اساس، ابعاد شناسایی شده برای سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه عبارتند از شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی، وضعیت کلی شبکه‌های اجتماعی، ابزار تحلیل و بازدهی سهام، شاخص‌های توسعه مالی و تعامل بازار پول و سرمایه، نسبت‌های مالی و ارزش بازار، حقوق مالکانه و صورت‌های مالی، مدیریت ریسک، توان فناوری، رقابت‌پذیری، آموزش و آگاهی، عدم رفتار توده‌وار و سیستم مدیریت موجودی.

ابعاد و مولفه‌های سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران طبق کدگذاری انتخابی

شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی

شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی، یکی از اهداف کلان بازارهای مالی است. برپایه بررسی‌های نظرات خبرگان، این بعد از سکوی اجتماعی معاملاتی و اطلاعاتی در بازار سرمایه، از مولفه‌هایی از قبیل کارایی معاملاتی و شفافیت اطلاعاتی، فراهم کردن دسترسی فعالان بازار سرمایه به اطلاعات صحیح، ارتقاء و حفظ شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی در بازار سرمایه، کمک به طراحی سامانه آنلاین جهت انتقال اطلاعات و نیز شفافیت آمار و اطلاعات معاملات تشکیل شده است. چارچوب مفهومی هیات استانداردهای حسابداری مالی بیان می‌کند که اطلاعات حسابداری باید برای استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی (بیشتر سرمایه‌گذاران و بستانکاران) در گرفتن تصمیم‌های عقلایی، اعتباری و سایر تصمیم‌هایی از این دست مفید باشد (بیانیهٔ مفاهیم حسابداری مالی، بند ۳۴) بر این مفاهیم تاکید کرده است. از طرفی کیفیت اطلاعات مالی شرکت‌ها، از منظر ارتباط مناسب بین سودها و جریان‌های نقدی آتی نیز بر این ابعاد اشاره دارند از قبیل (بارث و همکاران[1]، ۲۰۰۱) و خبرگان بر این باورند که شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی از ویژگی‌های مهم یک سکوی اجتماعی است.

---

1. Barth et al

وضعیت کلی شبکه‌های اجتماعی

شبکه‌های اجتماعی، نفوذ زیادی در زندگی روزمرهٔ شهروندان و فعالان بازار سرمایه داشته‌اند. طبق کدگذاری نظرات خبرگان، این بعد از سکوی اجتماعی معاملاتی و اطلاعاتی در بازار سرمایه، از مولفه‌هایی از قبیل ضریب نفوذ شبکه‌های اجتماعی، گسترش خدمات روبو ادوایزری، ایجاد شبکهٔ هوشمند سرمایه‌گذاری، و ایجاد امکان معاملات تقلیدی و شبیه‌سازی تشکیل شده است. لی و ما (۲۰۱۵) نیز بر امکان گرفتن تصمیم‌های مناسب بر پایه داده‌های موجود در سکوی اجتماعی و انجام معاملات بر این مبنا اشاره کرده‌اند. همچنین شپارد (۲۰۱۲) بر تسهیل‌کنندگی معاملات تازه واردها در بازار سرمایه، به واسطه سکوهای اجتماعی اشاره کرده است. مک دونالد و همکاران روش‌هایی برای شناسایی اثربخش متخصصان تبیین کرده‌اند (مکدونالد و همکاران، ۲۰۰۸).

ابزار تحلیل و بازدهی سهام

ابزارهای تحلیلی در بازار سرمایه اهمیت بسزایی دارند و از سکوهای اجتماعی انتظار می‌رود چنین ابزاری در اختیار سرمایه‌گذاران قرار دهند. برپایه بررسی‌های نظرات خبرگان، این بعد از سکوی اجتماعی معاملاتی و اطلاعاتی در بازار سرمایه، از مولفه‌هایی از قبیل فراهم آوردن امکان تحلیل‌های بنیادی، تکنیکال، چرخه‌های بازار، امکان در خواست محاسبه نسبت‌های مالی جدید، امکان طبقه‌بندی صنایع و شرکت‌ها با برچسب‌های ارزشی و رشدی، رتبه‌بندی و ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها و صنایع تشکیل شده است. این امر با تحقیقات عمان و شائب (۲۰۱۶) که نشان دادند معامله‌گران دارای عملکرد بهتر، با احتمال بیشتری تمایل دارند در خصوص تحلیل‌های زیربنای راهبردهای معاملاتی خود صحبت کنند و آنها را در اختیار دیگران قرار دهند، همسو است.

شاخص‌های توسعه مالی و تعامل بازار پول و سرمایه

توسعه مالی و تعامل بین بازار پول و بازار سرمایه، بعد دیگری است که برپایه مصاحبه‌های خبرگان انتظار می‌رود به واسطه سکوی اجتماعی بر معاملات و اطلاعات در بازار سرمایه اثر داشته باشد. این بعد از سکوی اجتماعی از مولفه‌هایی از قبیل افشای شاخص‌های پولی اعم از تورم، میزان نقدینگی، نرخ سود سپرده و نرخ تسهیلات، کسری بودجه و سیاست‌های انبساطی یا انقباضی بانک مرکزی، تغییرات در بازارهای موازی و اطلاعات مربوطه، و نرخ بیکاری

تشکیل شده است. این مولفه با پژوهش (پن و همکاران[1]، ۲۰۱۲) همخوانی دارد که نشان دادند سازوکارهای اجتماعی در سیستم مالی نقش موثری دارند.

همچنین در خصوص ارتباط بین سکوهای مالی و تعامل بین بازار پول و بازار سرمایه، ماشل نشان داد در حوزه تصمیم‌های تامین مالی جمعی در بازار سرمایه، سکوها باید تصمیم بگیرند که چه سطحی از اطلاعات مربوط به وام گیرنده باید منتشر شود تا وام دهندگان بتوانند ماهیت وام را ارزیابی کنند که تاثیر شدیدی بر کارایی کلی بازار و تصمیم وام دهندگان برای مشارکت در تامین مالی جمعی دارند (ماشل، ۲۰۱۲). ژو و همکاران[2] (۲۰۱۸) مدل ساختاری برای شناخت این امر طراحی کردند که رفتار وام دهندگان چطور تحت تاثیر تغییرات خط مشی‌های افشای اطلاعات برون زا قرار می‌گیرد. آنها دریافتند که نمایش اطلاعات اضافی به وام دهندگان کمک می‌کند، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری درستی گرفته شود.

نسبت‌های مالی و ارزش بازار

نسبت‌های مالی و نسبت‌های ارزش بازار نیز از مقوله‌های ارزشمند برای تحلیل شرکت‌ها به حساب می‌آیند که برپایه مصاحبه‌های خبرگان انتظار می‌رود به واسطه سکوی اجتماعی بر معاملات و اطلاعات در بازار سرمایه اثر داشته باشد. این بعد از سکوی اجتماعی از مولفه‌هایی از قبیل نسبت‌های نقدینگی، نقدشوندگی، کارایی، سودآوری و ارزش‌گذاری، نرخ رشد پایدار، بودجه‌بندی سرمایه‌ای، گردش موجودی کالا، نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری، اهرم بدهی عملیاتی، بازده حقوق صاحبان سهام، و تخصص و بهره‌وری تشکیل شده است که در همسو با پژوهش فیالا و همکاران[3] (۲۰۱۵) است.

حقوق مالکانه و صورت‌های مالی

حقوق مالکانه و صورت‌های مالی، یکی دیگر از ابعاد استخراج شده از مصاحبه‌ها با خبرگان است که برپایه نتایج پژوهش، انتظار می‌رود مولفه‌هایی از قبیل پیش‌بینی تغییرات در حقوق مالکانه، افزایش بهره مالکانه، حمایت از مالکیت فکری و تضمین حقوق مالکانه، صورت‌های مالی اساسی و پیش بینی تولید و فروش، و موجودی کالا موثر باشند. این امر در تطابق با ادعای هیلی و پالپو[4] (۲۰۰۱) قرار دارد که نشان می‌دهد تحلیل اطلاعات مالی مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس‌ها، با این هدف انجام می‌شود که اطلاعات را به نحوی اثربخش به

1. Pen et al
2. Zhou et al
3. Fiala et al
4. Healy and Palepu

ذی‌نفعان برون‌سازمانی اطلاع‌رسانی کند و تقاضا برای اطلاعات مالی، از عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد منافع بین مدیران و سرمایه‌گذاران برون سازمانی ناشی می‌شود.

مدیریت ریسک

مدیریت ریسک، از ابعاد استخراج شده از مصاحبه‌ها با خبرگان، بر مواردی از قبیل استراتژی‌های مدیریت ریسک شرکت، مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری‌های فردی، تعیین حد ضرر در معاملات و ارزیابی و مدیریت تهدیدهای ریسک بازار تاکید دارد. این نتایج با پژوهش‌های رید، ۲۰۱۶؛ فاستر، ۱۹۸۷؛ فیالا و همکاران، ۲۰۱۵، همسو هستند و نشان دادند احساسات معامله‌گران نسبت به ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها تحت تاثیر افشائیات مالی، محتوای پیام‌ها و نظرات مطرح شده قرار دارند.

وضعیت فناوری

فناوری، زیربنای اصلی بازارهای سرمایه است و به طور مشخص سکوهای اجتماعی معاملاتی به دنبال رصد وضعیت فناوری شرکت‌های تولیدی هستند که تاثیر شگرفی بر اثرگذاری این سکوها بر معاملات و اطلاعات در بازار سرمایه دارد. طبق کدگذاری نظرات خبرگان، این بعد از سکوی اجتماعی معاملاتی و اطلاعاتی در بازار سرمایه، از مولفه‌هایی از قبیل وضعیت فناوری تولید در مقایسه با رقبا، زمان توسعه نسل بعدی فناوری تولید، تولید سامانه جدید معاملاتی بومی، تقویت زیرساخت‌های فناوری، و تحرک وسیع سرمایه و فناوری از این دست هستند.

اطلاعات درباره تجربه سرمایه‌گذاران، ترجیحات آن‌ها درباره سرمایه‌گذاری در بلندمدت یا کوتاه‌مدت، تحلیل اینکه آن‌ها چه وقت تصمیم به دادوستد چه سهمی می‌گیرند و همچنین تعداد دنبال‌کننده‌های کاربران، که به واسطه سکوهای اجتماعی قابل رصد هستند، در پژوهش‌های (ایروین و جیانینی، (۲۰۱۲)؛ اسپرنگر و همکاران، (۲۰۱۲)؛ نیوبک و گلاسبرگ، (۲۰۰۴) نشان داده شدند.

رقابت پذیری

رقابت پذیری شرکت‌هایی که سهام آنها در بازار سرمایه معامله می‌شود مقوله‌ای بسیار بااهمیت برای تصمیم گیری سرمایه‌گذاران و معامله‌گران در خرید و فروش سهام این شرکت‌ها است و از سکوی اجتماعی معاملاتی و اطلاعاتی بازار سرمایه انتظار می‌رود روی این مقوله تمرکز کافی داشته باشد. طبق کدگذاری نظرات خبرگان، این بعد از سکوی اجتماعی از

مولفه‌هایی از قبیل فراهم کردن امکان منع انحصار و تسهیل رقابت، گسترش شاخص‌های رقابت‌پذیری، توان رقابتی محصولات شرکت‌ها، رقابت‌پذیری در سطح ملی، بازدهی چرخهٔ عمر محصول، بهره‌وری سرمایه و طراحی محصولات تشکیل شده است. این امر در تطابق با ادعای هیلی و پالپو قرار دارد که نشان می‌دهد تقاضا برای اطلاعات مالی، از عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد منافع بین مدیران و سرمایه‌گذاران برون سازمانی ناشی می‌شود (هیلی و پالپو[1]، ۲۰۰۱).

آموزش و آگاهی، عدم رفتار توده وار

از اهداف اصلی سکوهای اجتماعی، هدایت رفتار توده وار به سمت برترین معامله‌گران است که این نوع هدایت از رفتار توده وار رایج، جلوگیری می‌کند و به توسعه آموزش و آگاهی سرمایه‌گذاران منتهی می‌شود. برپایه کدگذاری نظرات خبرگان، این بعد از سکوی اجتماعی از مولفه‌هایی از قبیل مقایسه رفتار معامله‌گران در جریان بررسی رفتار توده‌وار، عدم امکان بروز اقدامات ناآگاهانه سرمایه‌گذاری در جریان تطبیق قیمت سفارش، شناسایی رفتار توده‌وار توسط درک سیگنال‌های خصوصی، طبقه‌بندی مشتریان در بازارهای سرمایه، داشتن دانش و فن کافی نسبت به بازار، فراهم کردن بستری برای تصمیم‌گیری بهتر و کمک کردن سکوها به جریان مؤثر و کارای اطلاعاتی در بازار سرمایه تشکیل شده است که برپایه مطالعه پینیرو چوزا و همکاران (۲۰۱۷) ، در خصوص فعالیت‌های سرمایه‌گذاران در شبکه‌های اجتماعی و تاثیر آن را روی بازار سهام شیکاگو و وجود اثر متقابل بین فعالان و شاخص‌های بازار است. همچنین (بوردینو، ۲۰۱۲) نشان دادند که تحرکات در موتورهای جست و جوی در رابطه با یک سهام و آگاهی از شرایط آن، می‌تواند به فعالیت‌های مبادله‌ای همان سهام منجر شود. همچنین الیویرا و همکاران (۲۰۱۳) بیان کردند که تعداد انتشار اخبار در سایت توئیت سهام می‌تواند پیش‌بینی میزان مبادلات را بهبود ببخشد و از این طریق اثر شبکه‌های اجتماعی بر بازار سهام را نشان می‌دهند.

سیستم مدیریت موجودی

از اهداف اصلی سکوهای اجتماعی، کمک به شفاف شدن زنجیره تامین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در راستای شفافیت بیشتر تحلیل شرکت‌ها است. برپایه کدگذاری نظرات خبرگان، این بعد از سکوی اجتماعی از مولفه‌هایی از قبیل مشاهده نمودن زنجیره تامین توسط فعالان بازار، نرم‌افزار مدیریت و کنترل موجودی و سیستم بارکدخوان، سیستم مدیریت به موقع یا سیستم تولید بهنگام تشکیل شده است.

---

1. Healy and Palepou

جمع بندی کدگذاری و تحلیل تم مصاحبه ها

در نهایت، برایند کدگذاری و تحلیل تم مصاحبه‌ها به الگوی سکوی اجتماعی معاملاتی و اطلاعاتی به شرح شکل ۱ منتهی شده است.



شکل ۱. الگوی سکوهای اجتماعی در تحلیل اطلاعات و معاملات در بازار سرمایه

نتیجه گیری و پیشنهادها

نتیجه گیری

با گسترش اینترنت در هزاره سوم، تعاملات بشری از شکل فیزیکی و سنتی به فضای مجازی کشیده شده‌اند و به دلیل ضریب نفوذ گسترده اخبار اقتصادی، سیاسی، و ژئوپولیتیک اثرگذار بر بازارهای مالی و فیزیکی، این تحولات اثر بسزایی بر بازارهای مالی گذاشته است. توسعه فضای مجازی و شبکه‌های اجتماعی در کشورهایی که سریع‌تر به استقبال این تغییرات رفته‌اند، باعث تعامل بیشتر سرمایه‌گذاران، خواه خرد یا کلان شده است و این تغییرات اسباب یک تحول در جمع‌آوری سرمایه‌های خرد و بکارگیری این سرمایه‌ها در تولید را فراهم کرده است.

در همین راستا، همزمان با توسعه بازار سرمایه و شبکه‌های اجتماعی، نوعی از استراتژی‌های معاملاتی به شکل معامله‌گری اجتماعی رواج یافته است که نیاز به سکوی اجتماعی بومی در بازار سرمایه ایران را بیش از پیش نمایان کرده است. پژوهش حاضر، با هدف طراحی و تبیین سکوی اجتماعی معاملاتی در بازار سرمایه ایران، با استفاده از مصاحبه و تحلیل محتوی و تم، اقدام به بررسی نظرات خبرگان حوزه فینتک و سرمایه‌گذاری کرد.

سکوی اجتماعی در تعریف کلی، فناوری تحت وب است که توسعه، به کار گیری، و مدیریت راه حل‌ها و خدمات مبتنی بر شبکه‌های اجتماعی را ممکن می‌سازد و توانایی ایجاد درگاه‌ها و خدمات رسانه‌های اجتماعی، با کارکرد کامل شبکه‌های اجتماعی را فراهم می‌کند و کارکردهای مختلفی از قبیل شبکه‌های اجتماعی، میکروبلاگینگ، اشتراک‌گذاری تصاویر و ویدئو، معامله‌گری اجتماعی و تبادل محتوا را دارند.

شبکه اجتماعی که روی انواع سکوهای اجتماعی عمل می‌کند، مجموعه‌ای از ارتباطات اجتماعی است که در آن تعداد چشمگیری از افراد بدون واسطه به یکدیگر متصل می‌شوند و در حوزه معامله‌گری تسهیل‌کننده مناسبی برای افرادی هستند که به تازگی وارد بازار سرمایه شده‌اند و از این طریق اطلاعات مفیدی در مورد بازار و سازوکارهای آن کسب می‌کنند.

نتایج این مصاحبه‌ها نشان داد که سکوهای اجتماعی می‌توانند در حوزه‌های مختلف اعم از ساخت فناورانه و امکانات کلی، ویژگی‌های درخوری در اختیار کاربران و سرمایه‌گذاران تازه وارد قرار دهند، به شفافیت اطلاعاتی و معاملاتی در بازار سرمایه منتهی می‌شود، امکان توسعه

مالی و تعامل مناسب بین بازار پول و سرمایه را فراهم می‌کند و امکان رقابت‌پذیری بین شرکت‌ها را فراهم می‌کند. نتایج مصاحبه‌ها همچنین نشان داد که سکوی اجتماعی مناسب برای توسعه اطلاعات و معاملات، باید بر نسبت‌های مالی و ارزش‌های بازاری شرکت‌ها، حقوق مالکانه و صورت‌های مالی آنها، امکانات مدیریت ریسک و سیستم‌های مدیریت موجودی این شرکت‌ها تمرکز داشته باشد تا دنبال‌کنندگان شبکه‌های اجتماعی بتوانند بر همین مبانی، تصمیم‌گیری بهتری بر مبنای پارامترهای بنیادی شرکت‌ها داشته باشند و بر همین مبنا اقدام به خرید و فروش و معاملات اجتماعی کنند.

در نهایت سکوی اجتماعی طبق نظر مصاحبه شوندگان، ابزاری برای توسعه فرهنگ سهامداری، آموزش و آگاهی سهامداران، و ممانعت از رفتار توده‌وار فراهم می‌کند که با توجه به آزادسازی سهام عدالت و نفوذ گسترده سهامداری در میان شهروندان کشور، بسیار موثر خواهد بود که در صورت طراحی سکوی اجتماعی معاملاتی بومی متناسب با شرایط بازار سرمایه، انتظار می‌رود جریان اطلاعاتی شفاف تر برقرار شود و به ارتقای اثربخشی و عمق معاملات سرمایه‌گذاران منتهی شود.

پیشنهادهای کاربردی

با بررسی تم‌های استخراج شده از مصاحبه‌ها و البته بررسی مباحث نظری موجود و مباحث عملی به کار رفته در سکوهای اجتماعی پیشنهاد می شود سکوهای اجتماعی معاملاتی ذیل یکی از انواع نهادهای مالی تحت نظارت قرار گیرند تا به این وسیله، ابزار لازم برای پاسخ‌خواهی از این شرکت‌ها فراهم شوند، به شکل دوره‌ای گزارش‌های وابسته دریافت شوند، ملزم به رعایت استانداردهای اولیه اعم از کفایت سرمایه و ساختار سازمانی مناسب گردانند و در نهایت، ملزم شوند به عنوان یکی از اشکال نهاد مالی ثبت شوند. با توجه به بررسی‌های مباحث نظری و نظارتی، می‌توان ساختار سکوهای اجتماعی را به عنوان یکی از انواع شرکت‌های مشاور سرمایه‌گذاری، سبدگردانی، یا پردازش اطلاعات مالی در نظر گرفت و بر پایه آن، افزون بر خدمات معامله‌گری اجتماعی، امکان استفاده از سایر خدمات نیز برای کاربران فراهم شود. به این ترتیب، کاربران می‌توانند افزون بر دنبال کردن رهبران، سبدهای تحلیلی تشکیل شده توسط

شرکت‌ها و سبدهای برتر را دنبال کرده و بدون نیاز به دنبال کردن رهبران خاص، سبدهای تحلیلی را دنبال کنند.

در خصوص مدیریت رهبران و ممانعت از اثرگذاری آنها بر سهام و بازارهای کم عمق می‌توان از راهکارهایی از قبیل الزام معیارهای حرفه‌ای و مبتنی بر صلاحیت رهبران، افزایش پله‌ای و تدریجی اثرگذاری آنها، محدود کردن تعداد دنبال کنندگان و دارایی تحت مدیریت دنبال کنندگان هر رهبر، و تشکیل سبدهای تحلیلی توسط تحلیل گران استفاده کرد.

منابع

اسلامی بیدگلی، غلام رضا و حمیدرضا کردلویی (۱۳۸۹). مالی رفتاری، مرحله گذر از مالی استاندارد تا نوروفاینانس، فصلنامه ی علمی – پژوهشی مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، سال اول، شماره ی اول، صص ۳۶-۱۹.

اسلامی مفیدآبادی، حسین؛ رهنمای رود پشتی، فریدون؛ وکیلی فرد، حمیدرضا؛ نیکومرام، هاشم؛ طبیبی، سیدجمال‌الدین. (۱۳۹۸). طراحی الگوی آمیختهٔ تصمیمات مالی در راستای توسعه‌ی بازارهای مالی ایران (مورد مطالعه: بازار سرمایه ایران). دانش مالی تحلیل اوراق بهادار, ۱۲(۴۳), ۱-۳۹.

بدری، احمد؛ گودرزی، ندا. (۱۳۹۲). مالی رفتاری، سوگیری نماگری و متغیرهای بینادی حسابداری: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات تجربی حسابداری مالی, ۱۱(۴۳), ۵۷-۸۸

دانایی‌فرد، حسن؛ الوانی، سید مهدی؛ آذر، عادل. (۱۳۸۳). روش¬شناسی پژوهش کمی در مدیریت: رویکردی جامع. انتشارات صفار، اشراقی.

صدیق سروستانی، ر؛ ۱۳۷۵؛ «کاربرد تحلیل محتوی در علوم اجتماعی»، فصلنامه علوم اجتماعی، ش. ۸، صص. ۱۱۴-۹۱

فراستخواه، مقصود (۱۳۹۵). روش پژوهش کیفی در علوم اجتماعی با تاکید بر نظریه برپایه (گرانددد تئوری). تهران: انتشارات آگاه .

فقیهی، ابوالحسن؛ علیزاده، محسن. (۱۳۸۴). روایی در پژوهش کیفی. فرهنگ مدیریت، سال سوم، شماره نهم: ۱۹-۵.

لاری سمنانی، بهروز؛ دهخدا، اکرم. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر روحیه سرمایه‌گذاران بر دام‌های مالی رفتاری در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه چشم انداز مدیریت مالی, ۱۰(۳۰), ۱۴۳-۱۶۲.

محمدپور، احمد (۱۳۸۹). فراروش، بنیان‌های فلسفی و عملی روش پژوهش ترکیبی در علوم اجتماعی و رفتاری. تهران: انتشارات جامعه شناسان .

محمدپور، احمد (۱۳۹۲). روش پژوهش کیفی ضدروش. تهران: انتشارات جامعه شناسان .

نیک نشان، شقایق؛ نوروزی، رضاعلی؛ نصراصفهانی، احمدرضا (۱۳۸۹)، فصلنامه علمی-پژوهشی علوم انسانی، س ۱۶، ش ۶۲، بهار ۱۳۸۹، صص ۱۴۱- ۱۶۰.

نیکو، سیده فرخ؛ شمس، شهاب الدین؛ صیقلی، محسن. (۱۳۹۹). مدل‌سازی انتخاب سبد بهینه سهام بر مبنای ارزیابی ریسک و رویکرد مالی رفتاری (حسابداری ذهنی) در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه چشم انداز مدیریت مالی, ۱۰(۳۱), ۷۵-۱۰۱.

References

Ammann, Manuel. Schaub, Nic. Social interaction and investing: Evidence from an online social trading network. Working Paper, 2016

Antweiler, W. and M.Z. Frank, Is all that talk just noise? The information content of internet stock message boards. The Journal of Finance, 2004. 59(3): p. 1259-1294.

Badri, A., and Goudarzi, N., Testing representative bias using fundamental accounting measures: Evidence from TSE, (2014)., qjma.atu.ac.ir., 11 (43): PP. 57-88, (In Persian).

Badri, ahmad., and Goodarzi, Neda, Testing representative bias using fundamental accounting measures: Evidence from TSE, https://qjma.atu.ac.ir/, 2011, P. 57-88, (In Persian).

Barth, M., Beaver, W., Landsman, W., 2001. Comments on the relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. Journal of Accounting and Economics 31/32, Conference Volume, this issue.

Bissattini, C. and K. Christodoulou, Web sentiment analysis for revealing public opinions, trends and making good financial decisions. 2013.

Bordens, Kenneth S. Abbott, Bruce B. (2002). Research design and methods: a process Approach. McGraw-HILL Higher Education.

Bordino, I., et al., Web search queries can predict stock market volumes. PloS one, 2012. 7(7): p. e40014.

Braun, Virginia; Clarke, Victoria. (2006). Using thematic analysis in psychology. Qualitative Research in Psychology, 3: 77-101.

Breitmayer, Bastian, Mensmann, Mona., and Pelster, Matthias. Social recognition and investor overconfidence. Working Paper, 2017.

Danaeifard, H., Alvani, S., and Azar, A., The Methodologies of Quantitative Research: a Comprehensive Approach,. (2004), Saffar Publication, Eshraghi, (In Persian).

Doering, P., Neumann, S., & Paul, S. (2015). A primer on social trading networks: Institutional aspects and empirical evidence. Working paper. Germany: Ruhr-University Bochum

Eldridge, Richard. How social media is shaping financial services, 2017. URL: https://www:huffingtonpost:com/richard-eldridge/how-social-media-isshapi_b_9043918:html. [Online; accessed 9-Oct-2018].

Eslami – Bidgoli, gholamreza, & Kordloui, Hamidreza, Financial engineering journal, behavioural finance, transition from standard finance to neurofinance, . P. 19-36, (In Persian).

Eslami MofidAbadi, H., Rahnamay Roodposhti., Vakilifard, H., Nikoumaram H., and Tabibi, S, The Pattern Design of Financial Decisions Mix of in the Development of Iranian Financial Markets (The case of Iranian capital market),(2019) Journal of Financial Khnowledge and Securities Analysis, 12 (43): PP. 1-39, (In Persian).

European Securities And Markets Authority (ESMA) (2012), Markets in Financial Instruments Directive (MiFID) Questions and Answers, 382.

Faghihi, A, and Alizadeh, M., Validity in Qualitative Research, Organizationa; Culture Management, , (2005), no. 9, pp 5-19, (In Persian).

Farasatkhah, M., Qualitative Method Research in Social Sciences focusing on Grounded Theory, (2016) Tehran, Agah Publication, (In Persian).

Heimer, Rawley Z. Peer pressure: Social interaction and the disposition effect. The Review of Financial Studies, 29(11):3177–3209, 2016.

Hirshleifer, David A. and Teoh, Siew Hong, Thought and Behavior Contagion in Capital Markets (June 16, 2008). HANDBOOK OF FINANCIAL MARKETS: DYNAMICS AND EVOLUTION, 2009, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1145884.

IOSCO, IOSCO Research Report on Financial Technologies (Fintech), 2017.

IOSCO, Report on the IOSCO Survey on Retail OTC Leveraged Products, 2016.

Irvine, P.J. and R.C. Giannini, the Impact of Divergence of Opinions about Earnings within a Social Network. 2012.

Kidder, Louise H. Judd, Charles M. (1986). Research Methods in Social Relations. CBS College Publishing.

Kromhida, Endrit. and Li, Matthew, c. (2019). Determinants of leadership in online social trading: A signaling theory perspective, Journal of Business Research, Volume 97, April 2019, Pages 184-197.

Kvale, Steinar. (1996). Interviews: An Introduction to qualitative research interviewing. Thousand Oaks, CA: Sage.

Lari Semnani, B., and Dehkhoda, A., Investigating the Impact of Mood on the Behavioral Finance Trap of Investors in Tehran Stock Exchange,. (2020), Journal of Financial Management Perspective (jfmp.sbu.ac.ir., 10(31): PP. 75-101, (In Persian).

Lee, Woonyeol. & Ma, Qiang. Whom to follow on social trading services? a system to support discovering expert traders. In Digital Information Management (ICDIM), 2015 Tenth International Conference on, pages 188–193. IEEE, 2015.

Logunov, A. and V. Panchenko. Characteristics and predictability of Twitter sentiment series. in 19th International COngress on Modelling and Simulation. 2011.

Macdonald, Craig. Hannah, David, Ounis, Iadh: High Quality Expertise Evidence for Expert Search. ECIR 2008: 283-295

Malmendier, Ulrike. Shanthikumar, Devin. Do security analysts speak in two tongues? The Review of Financial Studies, 27(5):1287–1322, 2014.

Mäschle, Oliver. Which information should entrepreneurs on german crowdinvestingplatforms disclose? Technical report, Thünen-Series of Applied Economic Theory, 2012.

Mohammadpour, A., Beyond Methods, Philosophical and Scientific fundamentals of Hybrid Methodology in Social Sciences, Jamee Shenasan, (2010) Tehran, (In Persian).

Neubeck, K.J. and D.S. Glasberg, Sociology: Diversity, conflict, and change. 2004: Recording for the Blind & Dyslexic.

Nikneshan, Shm, Norouzi, R, and Nasresfahani, A, Journal of Social Science, (2010), no 62, pp 141- 160, (In Persian).

Nikou, S., Shams, S., and Seighali, M., Modeling of Optimal Stock portfolio Optimization Based on Risk Assessment and Behavioral Financial Approach (Mental Accounting) in Tehran Stock Exchange,. (2020), Journal of Financial Management Perspective (jfmp.sbu.ac.ir., 10(30): PP. 143-162 (In Persian).

Nofsinger, J.R., Social mood and financial economics. The Journal of Behavioral Finance, 2005. 6(3): p. 144-160.

Oliveira, N., P. Cortez, and N. Areal. On the predictability of stock market behavior using stocktwits sentiment and posting volume. in Portuguese Conference on Artificial Intelligence. 2013. Springer.

Pelster, Matthias. Hofmann, Annette. About the fear of reputational loss: Social trading and the disposition effect. Working Paper, 2017.

Qiu, L., H. Rui, and A. Whinston, Social network-embedded prediction markets: The effects of information acquisition and communication on predictions. Decision Support Systems, 2013. 55(4): p. 978-987.

Ranco, G., et al., The effects of Twitter sentiment on stock price returns. PloS one, 2015. 10(9): p. e0138441.

Rao, T. and S. Srivastava. Tweetsmart: Hedging in markets through twitter. in Emerging Applications of Information Technology (EAIT), 2012 Third International Conference on. 2012. IEEE.

Röder, Florian. Walter, Andreas. What drives investment flows into social trading portfolios? Working Paper, 2017.

Roulston, Kathryn. (2001). Data analysis and ‘theorizing as ideology’ Qualitative Research, 1(3): 279-302.

Ruiz, E.J., et al. correlating financial time series with micro-blogging activity. in Proceedings of the fifth ACM international conference on Web search and data mining. 2012. ACM.

Sarvestani, S. The appliance of content analysis in Social Science, journal of social Science Letter, 1994, pp 91-114, (In Persian).

Sprenger, T.O., et al., Tweets and trades: The information content of stock microblogs. European Financial Management, 2014. 20(5): p. 926-957.

Tetlock, Paul C., Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market. Journal of Finance, Forthcoming, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=685145 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.685145

Tumarkin, R. and R.F. Whitelaw, News or noise? Internet postings and stock prices. Financial Analysts Journal, 2001. 57(3): p. 41-51.

Wei Pan, Yaniv Altshuler, Alex Pentland: Decoding Social Influence and the Wisdom of the Crowd in Financial Trading Network. Social-Com/PASSAT 2012: 203-209

Zhang, X., H. Fuehres, and P.A. Gloor, Predicting stock market indicators through twitter "I hope it is not as bad as I fear". Procedia-Social and Behavioral Sciences, 2011. 26: p. 55-62.

Zhou, Zhijin. Xiao, Shengsheng. Chad Ho, Yi-Chun, and Tan, Yong. The persuasive and informative effects of information disclosure: Evidence from an online supply chain finance market. 2018.

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 325-350

Measuring the Effect of Noise Trading on Price Volatility in Tehran Stock Exchange[1]

Mohammad Tohidi[2], Mohammad Mehdi Fereydooni[3]

Received: 2022/07/10
Accepted: 2022/12/06

Research Paper

Abstract

Noise traders are traders who make decisions based on market sentiment, and in the behavioral financial literature, more volatility may indicate more noise traders in the market and less willing or ability of rational traders to neutralize their effects.

The present study analyzes and evaluates the relationship between noise traders and volatilities in the price index of Tehran Stock Exchange. This research is practical and quantitative. In this study, first, the sentiment index is extracted by EMSI method to explain the behavior of noise traders. Then, to model and derive the volatilities of the price index of Tehran Stock Exchange and control variables, the EGARCH model is used, and in the last step to measure the effect of traders' optimistic and pessimistic sentiment on the volatility of the stock price index, the ordinary least squares method (OLS) or generalized (GLS) is applied. The results show that the effect of optimistic and pessimistic sentiment on stock market volatilities are negative and positive, respectively, and both are significant. The value of the coefficients also indicates the intensity of the small effect of optimistic and pessimistic sentiment on the stock market volatility.

Key Words: Noise Traders, Investor Sentiment, Bubble, Tehran Stock Exchange.
JEL Classification: G01 ،G41 ،G10.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2021.11868.1914

2. Associate Professor, Department of Financial Management, Faculty of Islamic Studies and Management, Imam Sadiq (a.s) University, Tehran, Iran. (tohidi@isu.ac.ir).
3. Ph.D. Student, Department of Financial Engineering, Imam Sadiq University, Tehran, Iran. (m.fereydooni@isu.ac.ir).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۳۵۰-۳۲۵

اثر معامله‌گران اختلال‌زا بر نوسان در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

محمد توحیدی[۲]، محمد مهدی فریدونی[۳]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۱۹
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۵

چکیده

معامله‌گران اختلال‌زا، معامله‌گرانی هستند که تحت تأثیر احساسات و هیجانات بازار تصمیم‌گیری می‌کنند و در ادبیات مالی رفتاری، وجود نوسان بیشتر ممکن است نشان‌دهنده وجود معامله‌گران اخلال‌زای بیشتر در بازار و تمایل یا توانایی کمتر معامله‌گران عقلایی برای خنثی کردن اثر آن‌ها باشد. پژوهش حاضر رابطه بین معامله‌گران اختلال‌زا و نوسان در شاخص قیمت بورس اورق بهادار تهران را مورد تحلیل و ارزیابی قرار می‌دهد. این پژوهش از دیدگاه هدف، کاربردی و از دیدگاه روش، کمی محسوب می‌شود. در این پژوهش ابتدا شاخص گرایش احساسی برای تبیین رفتار معامله‌گران اختلال‌زا به روش EMSI استخراج می‌شود. سپس برای مدل‌سازی و استخراج نوسانات (تلاطم) متغیرهای کنترل، از مدل ناهمسانی واریانس شرطی EGARCH استفاده شده است و در گام آخر برای سنجش اثر گرایش‌های احساسی خوش‌بینانه و بدبینانه معامله‌گران بر نوسان (تلاطم) شاخص قیمت بورس اوراق بهادار از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) یا تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است. نتایج گویای آن است که اثر احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه بر نوسانات بازار سهام به ترتیب منفی و مثبت و هر دو معنی‌دار هستند. همچنین مقدار ضرایب نشان‌دهنده شدت تأثیرگذاری اندک احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه بر تلاطم بازار سهام است.

واژه های کلیدی: معامله‌گران اختلال‌زا، گرایش احساسی، نوسان، بورس اوراق بهادار تهران.
طبقه بندی موضوعی: G01، G41، G10.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2021.11868.1914

۲. دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده معارف اسلامی و مدیریت، دانشگاه امام صادق علیه السلام، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (tohidi@isu.ac.ir)

۳. دانشجوی دکتری، گروه مهندسی مالی، دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران، ایران. (m.fereydooni@isu.ac.ir)

مقدمه

در فرضیه بازار کارا، قیمت‌های دارایی منعکس کننده همه اطلاعات در دسترس درباره ارزش بنیادین آن دارایی است. این فرضیه عنوان می‌کند قیمت برابر با پیش‌بینی بهینه آن است و این اشاره دارد که هر جابجایی غیرمنتظره در بازار سهام باید با ورود اطلاعات جدید درباره ارزش بنیادین سهام ایجاد شود (شیلر[1]، ۱۹۸۴). در فرضیه بازار کارا نوسان قیمتی نشان‌دهنده اطلاعات چشمگیری است که در بازار جریان داشته و در قیمت تعادلی، منعکس می‌شود (گراسمن[2]، ۱۹۷۶). نظریه استاندارد، پیشنهاد می‌کند در بازارهای مالی رقابتی ارو دبرو[3]، انحرافات شناختی و باورهای گمراه‌کننده‌ای که منجر به تصمیمات معاملاتی غیر بهینه می‌شوند، به سرعت با ورود آربیتراژگرانِ تهاجمی حذف می‌شوند. با این‌حال، در بازارهای مالی واقعی محدودیت‌هایی برای آربیتراژ وجود دارد. هزینه‌های معاملاتی شامل هزینه‌های دادوستد، هزینه‌های اطلاعاتی و هزینه‌های تأمین مالی ممکن است مانع آربیتراژگران عقلایی برای کسب برتری از اشتباهات در قیمت‌گذاری بازار شوند (باربریس و تالر، ۲۰۰۳)[4]. یکی از راه‌هایی که مالی رفتاری امکان آربیتراژ محدود را فرمولسازی می‌کند، مدل معامله‌گر اختلال‌زاست که بی‌گمان یکی از جایگزین‌های با بیشترین استناد نسبت به پارادایم بازار کاراست. در واقع برخی اندیشمندان مالی رفتاری وجود معامله‌گران غیر عقلایی (اختلال‌زا) را در بازارهای مالی اثبات کرده‌اند که تحت تأثیر احساسات، تصمیم‌گیری کرده و سبب فاصله گرفتن بازار از کارایی می‌شوند (دلانگ و همکاران، ۱۹۹۰) [5]. در واقع یک ملاحظه مهم برای آربیتراژگران عقلایی، رفتار معامله‌گرانی است که ممکن است مستعد ابتلا به احساسات برونزا باشند. این معامله‌گران اختلال‌زا به‌طور کامل عقلایی رفتار نکرده و ممکن است بر پایه احساسات به‌جای اطلاعات دادوستد کنند. هر چند این دسته از معامله‌گران ازپایه دسترسی به اطلاعات نهانی نداشته و بر مبنای احساسات خود معامله می‌کنند، اما تلقی خود آنان این است که دارای اطلاعات ارزشمندی برای کسب سود در بازار هستند (بلک[6]، ۱۹۸۶). مدل معامله‌گر اختلال‌زا ادعا دارد چون معامله‌گران اختلال‌زا ریسک پذیر بوده و افق زمانی کوتاه‌مدت دارند، آربیتراژگران ممکن

1. Shiller
2. Grossman
3. Arrow- Debreu
4. Barberis & Thaler 2003
5. DeLong et al, 1990
6. Black

است خودشان را در معرض چنان ریسک زیاد و متنوع نشده‌ای قرار ندهند (دلانگ و همکاران، ۱۹۹۰). در نتیجه، انتظارات معامله‌گران اختلال‌زا درباره بازدهی دارایی تحت تأثیر احساسات آن‌ها است. یعنی آن‌ها در برخی دوره‌ها بازدهی مورد انتظار را بیش از حد تخمین زده و در برخی دوره‌های دیگر، کمتر تخمین می‌زنند و توزیع معاملاتشان در دارایی‌های مختلف به‌صورت تصادفی نیست. ازآنجا که این احساسات همبسته با معامله‌گران اختلال‌زاست، نمی‌توان این ریسک را با تنوع‌سازی حذف کرد و این اشاره به محدودیت آربیتراژ به‌خاطر ریسک معامله‌گر اختلال‌زا دارد، ریسکی که آربیتراژگران عقلایی به‌خاطر عدم پیش‌بینی رفتار معامله‌گران اختلال‌زا متحمل می‌شوند (دلانگ و همکاران ، ۱۹۹۰).

همان‌طور که اشاره شد نظریه‌های مالی کلاسیک، پویایی بازار را در چارچوب نظری فرضیه بازار کارآمد (EMH) و نظریه گام تصادفی[1] تفسیر می‌کنند و احساس سرمایه‌گذاران را به عنوان یک عامل مهم اثر گذار در نظر نمی گیرند. در حالی که برخی مشاهدات تجربی نشان می‌دهند بازارهای مالی ممکن است همیشه از نظر اطلاعات کارا نباشند. وجود خلاف قاعده‌ها، نوسانات بیش‌ازحد و حباب‌ها ازجمله مواردی است که در تناقض با فرضیه بازار کارا هستند (وُو و همکاران، ۲۰۲۰)[2]. مطالعات مالی رفتاری نشان می‌دهد تورش‌های رفتاری شناختی و احساسی سبب تصمیم گیری‌های غیرعقلایی مالی و سرمایه گذاری می شود، به نوسانات مداوم قیمت سهام دامن می‌زند و بازده آینده سرمایه‌گذاری را با عدم اطمینان روبرو می‌سازد (فرناندز و همکاران، ۲۰۱۰)[3]. درواقع در ادبیات مالی رفتاری، وجود نوسان بیشتر ممکن است نشان‌دهنده وجود معامله‌گران اختلال‌زای بیشتر در بازار و تمایل یا توانایی کمتر معامله‌گران عقلایی برای خنثی کردن اثر آن‌ها باشد که منجر به کاهش کارایی سیستم قیمت‌گذاری بازار می‌شود (دلانگ و همکاران، ۱۹۸۹)[4].

بررسی وجود رابطه بین معامله‌گران اختلال‌زا و نوسانات قیمتی می‌تواند سیاست‌گذاران و سایر معامله‌گران را در گرفتن تصمیم‌های مناسب در زمینه استراتژی‌های سرمایه‌گذاری، قیمت‌گذاری، مدیریت پرتفوی و... یاری کند. در این پژوهش ضمن تبیین ویژگی‌های معامله‌گران اختلال‌زا، اثر این نوع معامله‌گران بر بروز نوسان و حباب در بازارهای مالی در

1. Random walk
2. Woo et al, 2020
3. Fernandez et al, 2010
4. De long et al, 1989

مطالعات تجربی مختلف مورد بررسی قرار گرفته، سپس اثر این نوع معامله‌گران بر بروز نوسان در بورس اوراق بهادار تهران مورد سنجش قرار می‌گیرد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نوفه یا اختلال در ادبیات مالی نخستین بار توسط بلک[1] (۱۹۸۶) مطرح شد. او اختلال را نظرات و داده‌های غیردقیق تعریف کرد. برپایه نظر او اختلال می‌تواند برخی اخبار نقل‌قولی که به‌اشتباه در حد تغییر مؤلفه‌های بنیادی اقتصاد تفسیر می‌شوند و یا حرف‌های روزمره رسانه‌های مالی، فضاهای مجازی، پخش‌کنندگان شایعات و ... باشد. بر پایه دیدگاه بلک، ویژگی غالب معامله‌گران اختلال‌زا، این است که آن‌ها به دلیل موانع روان‌شناختی یا بر اساس ذائقه‌شان معامله می‌کنند. شفرین و استاتمن[2] (۱۹۹۴) معامله‌گران اختلال‌زا را این گونه تعریف می‌کنند: «هر معامله‌گری که بدون اطلاعات لازم اقدام به معامله می‌کند معامله‌گر اختلال‌زا نامیده می‌شود». فوربس[3] (۲۰۰۹) دو طبقه‌بندی در مدل‌های رفتاری بیان می‌کند: در طبقه اول، مدلسازی استوار بر رفتار سرمایه‌گذار است و فرض می‌شود که تمام انسانها یکسان هستند و کافی است فرایند یادگیری، اصلاح شود و کاستی‌های فرایند تصمیم‌گیری انسانها مورد مطالعه قرارگرفته و مدلسازی شوند. مدل دوم استوار بر رفتار معامله‌گران اختلال‌زاست، فرض می‌شود که دو گروه از سرمایه گذاران آگاه و غیرآگاه در بازار مشارکت دارند. تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران غیرآگاه توسط معامله‌گران آگاه اصلاح می‌شود و درنهایت تعادل قیمتی و تعادل در حجم عرضه و تقاضا حاصل می‌شود. در پژوهش دیگری توسط شیلر و همکاران (۱۹۸۴) به منظور بررسی رفتار معامله‌گران بازار مالی، آنها را به دو گروه دسته‌بندی کردند :گروه اول معامله‌گران مطلع[4] یا کاملاً منطقی و گروه دوم معامله‌گران اختلال‌زا[5] که غالباً تصمیم‌های سرمایه‌گذاری آنها استوار بر اخبار و شایعاتی است که از طریق دوستان، همکاران، وابستگان و مهم تر از همه، تقلید از دیگران به دست می آورند. در واقع اختلال به عوامل ناآگاهانه‌ای می‌گویند که موجب واکنش‌های رفتاری نامتعارف در قیمت سهام می‌شود.

---

1. Black
2. Shefrin, Hersh; Statman, Mier
3. Forbes
4. Smart money trader
5. Noise trader

ویژگی‌های معامله‌گران اختلال‌زا

بر پایه دیدگاه بلک (۱۹۸۶)، معامله‌گران اختلال‌زا همگی زمان‌بندی ضعیفی داشته، روندها را دنبال کرده و واکنش بیش‌ازحد به اخبار خوب یا بد نشان می‌دهند و به طور عموم بر تحلیل تکنیکال تکیه می‌کنند و به صورت گروهی، از یک قاعده سرانگشتی یا روندها[1] یا امواجی از احساسات[2] پیروی می‌کنند (لوین و زاجک[3]، ۲۰۰۱). معامله‌گران اختلال‌زا همگی در تشخیص درستی اطلاعات، دچار اشتباه می‌شوند. در واقع معامله‌گر اختلال‌زا تصمیم‌های ناگهانی و غیرمنطقی در رابطه با سرمایه‌گذاری خود می‌گیرد (بانرجی و گرین، ۲۰۱۵). معامله‌گران اختلال‌زا ازآنجایی که بر پایه مفاهیم بنیادی تصمیم‌گیری نمی‌کنند، واکنش هیجانی به خبرهای مثبت و منفی دارند.

در مورد این‌که چه کسی به دقت یک معامله‌گر مطلع و چه کسی معامله‌گر اختلال‌زاست، هنوز ابهام وجود دارد. چاکراوارتی[4] (۲۰۰۱) مطرح می‌کند که نهادها به‌عنوان معامله‌گران مطلع شناخته می‌شوند. اسمیلینگ (۲۰۰۷) سرمایه‌گذاران حقوقی را به عنوان سرمایه‌گذاران مطلع و سرمایه‌گذاران حقیقی را به عنوان عامل ریسک معامله‌گران اخلال‌گر در بازار معرفی می‌کند. او در این پژوهش دریافت که تمایلات سرمایه‌گذاران نهادی در افق زمانی میان‌مدت، بازده بازار را به درستی پیش‌بینی می‌کند، در مقابل سرمایه‌گذاران حقیقی مدام دچار اشتباه می‌شوند به گونه‌ای که حتی ساده‌ترین استراتژی معاملاتی استوار بر تمایلات سرمایه‌گذاران پس از کنترل ریسک سیستماتیک سودآور خواهد بود. همچنین او نشان داد که سرمایه‌گذاران حقوقی در شکل‌دهی انتظارات خود تمایلات سرمایه‌گذاران حقیقی را لحاظ می‌کنند که این یافته با این دیدگاه که معامله‌گران حقیقی می‌توانند به عنوان شاخصی برای ریسک معامله‌گران اختلال‌زا باشند، سازگار است. کورو[5] (۲۰۰۸) با بررسی معاملات بزرگ و کوچک در بازارهای آتی نتیجه می‌گیرد که معامله‌گران خرد[6]، اختلال‌زا هستند و سرمایه‌گذاران نهادی معامله‌گران مطلع محسوب می‌شوند. در بررسی دیگری توسط و پودولسکی و همکاران[7] (۲۰۰۸)، به این نتیجه می‌رسند که سرمایه‌گذاران نهادی همیشه رفتاری منطقی ندارند و بیشتر در فعالیت‌های

1. Trends
2. Waves of sentiment
3. Levin & Zajac
4. Chakravarty
5. Kurov
6. Retail Traders
7. Podolski et al.

معامله‌گری اختلال‌زا مشارکت دارند. از این رو است که تفکیک میان سرمایه‌گذاران به‌عنوان مطلع یا اختلال‌زا امری سخت است (بلک، ۱۹۸۶).

اثر معامله‌گران اختلال‌زا بر بازار سرمایه

در مالی کلاسیک، این بحث وجود دارد که اثر معامله‌گران اختلال‌زا توسط معامله‌گران عقلائی با آربیتراژ از بین می روند. فرایند بهره‌برداری از قیمت‌گذاری اشتباه توسط معامله‌گران اختلال‌زا جملگی با افزایش نقدینگی همراه است(باروت و همکاران[1]، ۲۰۱۶). مالی کلاسیک بیان می‌کند که اثر معامله‌گران اخنلال‌زا در بهترین حالت کوتاه‌مدت است (روپانده و همکاران، ۲۰۱۸). بنابراین در مالی کلاسیک اثرات آن‌ها بر ساختار بازار بررسی نمی‌شود. این در حالیست که برخی پژوهش‌ها بیان می‌کنند که اثر معامله‌گران اختلال‌زا ممکن است به زودی از بین نرود (لین و همکاران[2]، ۲۰۱۸). این یعنی ممکن است که اثرات معامله‌گران اختلال‌زا تا مدتی بر بازار باقی بماند. این موضوع سبب خواهد که صرف ریسک بازار افزایش داشته باشد. چرا که افکار و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری معامله‌گران اختلال‌زا مشخص نیست. این موضوع مانع ورود تهاجمی آربیتراژگران عقلایی به بازار خواهد شد حتی اگر انجام آربیتراژ برای آن‌ها منجر به سود آوری شود. معامله‌گران عقلائی با این ریسک روبرو هستند که ممکن است قیمت‌گذاری نادرست در کوتاه‌مدت بدتر شود و منجر به اخطار کاهش ودیعه[3] برای آن‌ها و درنتیجه نقد کردن زود هنگام دارایی‌ها شود (لینگکویست و کیان[4]، ۲۰۱۶). از این رو ممکن است معامله‌گران اختلال‌زا، برای مدت طولانی در بازارهای مالی باقی بمانند. هم چنین در بیشتر بازارهای مالی محدودیت‌هایی برای آربیتراژ وجود دارد که مانع از ورود سودآور سرمایه‌گذاران آگاه به بازار در برابر معامله‌گران غیر منطقی می‌شود (چو و همکاران[5]، ۲۰۱۷). این‌ها شامل محدودیت‌های فروش استقراضی[6] در مقررات و ریسک فروش استقراضی مانند گران شدن وام برای خرید سهام می‌شود (انگلبرگ و همکاران[7]، ۲۰۱۸).

---

1. Barrot et al.
2. Lin et al.
3. Margin call
4. Ljungqvist & Qian
5. Chu et al.
6. Short selling
7. Engelberg et al.

تأثیر معاملات اختلال‌زا توسط دلانگ و همکاران (۱۹۹۰) بررسی شده است و چهار اثر این معاملات استخراج شده است. نخستین اثر ناشی از معاملات نزولی[1] یا صعودی [2] است که منجر به فاصله قیمت از ارزش بنیادی می‌شود. اثر دوم تغییر ریسک بازار به دلیل تغییر در تقاضای سهام توسط معامله‌گران اختلال‌زا استوار بر احساساتشان است، در نتیجه وقتی که احساسات صعودی باشد، اثر اول بیشتر از اثر دوم است و میانگین بازده بیشتر خواهد شد و بالعکس اگر احساسات نزولی باشد، میانگین بازده همیشه کم‌تر می‌شود. اثر سوم معامله‌های اختلال‌زا، نوسان قیمت سهام به دلیل اکثریت معامله‌گران اختلال‌زا است، این موضوع به دلیل سوء برداشت معامله‌گران اختلال از ریسک رخ می‌دهد و هنگامی که بیشتر معامله‌گران اختلال‌زا احساسات صعودی (نزولی) دارند به طور متوسط، قیمت سهام را بالا (پایین) می‌برند، در نتیجه، هرچه تعداد معامله‌گران اختلال‌زا نسبت به سرمایه‌گذاران آگاه بیشتر باشد، قیمت سهام بی‌ثبات‌تر است. اثر چهارم انحرافات قیمت سهام از ارزش بنیادی آن است. پالومینو[3] (۱۹۹۶) معتقد است حضور چنین گروهی در بازار مالی به خصوص اگر تعدادشان زیاد باشد، باعث بروز مشکلاتی چون قیمت‌گذاری معیوب در بازار می‌شود. این موضوع به این دلیل ایجاد می‌شود که برآیند تاثیرات سوء برداشت معامله‌گران اختلال‌زا صفر نیست. افزایش چنین سوءبرداشت هایی در مورد ریسک سهام عدم اطمینان را افزایش می‌دهد و جایگاه سرمایه‌گذاران آگاه در بازار کاهش می‌یابد. در نتیجه، وقتی این اثر بیشتر از اثر سوم باشد، بازده افزایش می‌یابد. اثر سوم و چهارم اثر طولانی مدتی بر بازده شاخص و نوسانات در بازار می‌گذارند.

برخی پژوهش‌های نظری و تجربی به بررسی تاثیرات معامله‌گران اختلال‌زا بر بازار سرمایه پرداخته‌اند، فیشر بلک (۱۹۸۶) با طرح این استدلال که معامله‌گران اخلال گر به نقد شوندگی بازار کمک می‌کنند، پارادایم حذف معامله‌گران اختلال‌زا به عنوان معامله‌گران حاشیه ای توسط آربیتراژگران را به چالش کشید. دی لانگ و همکاران (۱۹۹۰) با ارائه شواهدی از تأثیر معامله‌گران اختلال‌زا بر بازدهی سهام، شواهد تجربی محکمی در حمایت از استدلال بلک فراهم آوردند. برخی از پژوهشگران معتقدند که حضور معامله‌گران اختلال‌زا مفید و برای افزایش نقدینگی بازار ضروری است. پادولسکی و همکاران (۲۰۰۹)[4] در گزارشی با عنوان «آیا معامله‌گران اختلال‌زا نوسان و بازدهی

1. Bearish
2. Bullish
3. Palomino
4. Podolski et al, 2009

را تحت تاثیر قرار می‌دهند؟» نشان دادند که این نوع معامله‌گران یک اثر مثبت و چشمگیری بر نوسان قیمتی روزانه سهام دارند، اما اثری بر بازدهی سهام ندارند. این گزارش نشان می‌دهد که سهم‌های کوچک با بیش‌ترین محدودیت‌ها برای آربیتراژ، بیش‌تر تحت تاثیر معامله‌گران اختلال‌زا قرار می‌گیرند. وانگ (۲۰۰۹)[1] در پژوهشی با عنوان «آربیتراژ آگاهانه در مقابل معامله اختلال‌زای بورس بازانه» نتیجه می‌گیرد که معامله اختلال‌زای بورس بازانه در عین این که نقدشوندگی را افزایش می‌دهد، سبب افزایش نوسان در بازار و کارآیی کمتر قیمت‌ها در بازار می‌شود.

در ایران برخی از پژوهشگران به بررسی رابطه گرایش احساسی و بازده در بورس تهران پرداخته‌اند. ستایش و شمس الدینی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی داده‌های مربوط به ۱۱ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ پرداخته است. در این پژوهش نشان می‌دهند که متغیر اثر زیان گریزی دارای رابطه منفی و معنی‌داری با قیمت سهام دارد. سارنج و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی وجود معامله‌گران اختلال‌زا در بازار سهام ایران می‌پردازد و الگویی کمی را برای سنجش ریسک معامله‌گران اختلال‌زا، واکنش بیش از اندازه، واکنش کمتر از اندازه و قیمت‌گذاری نادرست مورد آزمون قرار می‌دهد. در این پژوهش با استفاده از مدل CAPM و مدل رفتاری قیمت‌گذاری دارایی (BAPM) در دوره ۶ ساله ۱۳۹۵-۱۳۹۰ برای ۹۶ شرکت بررسی کرده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که بازار سهام ایران خطای رفتاری معناداری دارد. افزون بر آن با استفاده از مدل (IANM)، نشان می‌دهد که بازار سهام ایران در ۱۰۰٪ مواقع معامله‌گران اختلال‌گر فعال هستند. بیش‌ترین نوع عدم کارآیی در این بازار واکنش بیش از اندازه در ۴۶ درصد مواقع و پس از آن قیمت‌گذاری نادرست (۴۵ درصد مواقع) و واکنش کمتر از اندازه (۷درصد مواقع) است. شیرزادی و همکاران (۱۴۰۱)، با بررسی اثر معاملات اختلال‌زا بر بازدهی بازار بورس تهران، به این نتیجه رسیده‌اند که معاملات اختلال‌زا اثر منفی و معناداری بر این بازدهی دارد. محمدزاده و همکاران (۱۴۰۰) نیز با مرور سیستماتیک پژوهش‌های انجام شده در حوزه گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و بازده سهام، به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه معناداری بین این دو وجود دارد.

برخی پژوهش‌ها نیز به‌طور خاص نقش معامله‌گران اختلال‌زا را در بروز حباب‌های قیمتی در بازارهای مالی بررسی کرده‌اند. پژوهش داخلی که به بررسی نقش معامله‌گران اخلال‌زا در بروز حباب پرداخته‌اند، می‌توان به مقاله عباسیان و فرزانگان (۱۳۹۰) اشاره کرد. آن‌ها در مقاله‌ای با عنوان «رفتار

1. Wang, 2009

معامله‌گران اختلال‌زا و حباب در بورس تهران» وجود حباب عقلایی در بورس تهران را با در نظر گرفتن یکی از محدودیت‌های آربیتراژ یعنی ریسک معامله‌گران اختلال‌زا و با فرض انتظارات عقلایی، در بورس اوراق بهادار تهران در سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار می‌دهند. در این پژوهش با استفاده از روش داده‌های ترکیبی(Panel Data) و روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)در دوره زمانی فروردین سال ۱۳۷۹ تا آبان ماه ۱۳۸۷، مدل‌های مورد نیاز تخمین زده شد و برپایه نتایج، حتی با وجود آربیتراژکنندگان عقلایی، معامله‌گران اختلال‌زا در انحراف قیمت‌ها از عوامل بنیادی، تأثیر چشمگیری داشته‌اند. نتایج نمایانگر اهمیت تورم و ضریب قیمت-سود سهام هنگام ارزیابی ریسک سرمایه‌گذاری است. در پژوهش دیگری نیز توحیدی (۱۳۹۹) به ارزیابی و سنجش نقش معامله‌گران اختلال‌زا در بروز حباب در بورس تهران، در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که معاملات اختلال‌زا اثر معناداری بر ایجاد حباب در بورس تهران دارد. همچنین تخمین اثر نهایی، گویای آن است که افزایش یک واحد احساس خوشبینانه و احساساس خوشبینانه با وقفه در بازار سهام، به ترتیب به اندازه ۲۴ و ۲۸ درصد احتمال بروز حباب را افزایش می‌دهد.

معامله‌گران اختلال‌زا بر نوسان بازارهای مالی نیز اثر گذار هستند. علت و عواقب نوسان در بازار سهام نگرانی مهمی برای فعالان بازار، قانون گذاران و سیاست گذاران است. بازار سهام بی‌ثبات بر عملکرد بازارهای سرمایه اثرات سوئی دارد. افزایش نوسانات در بازار افزایش نرخ بازده مورد انتظار برای جبران ریسک سیستماتیک را به همراه دارد و در این صورت هزینه سرمایه در اقتصاد افزایش پیدا می‌کند. این موضوع، ۳ خسارت در پی خواهد داشت: ۱) منجر به عدم تخصیص بهینه منابع در بازار سرمایه می‌شود. ۲) مانعی بر سر راه سرمایه‌گذاری مولد ایجاد می‌کند. ۳) منجر به کاهش رشد اقتصادی خواهد شد (آرستیس و همکاران[1]، ۲۰۰۱). ۴) افزایش نوسان در بازار سرمایه می‌تواند تاثیرات غیرمستقیمی بر اقتصاد واقعی از طریق تاثیر بر اعتماد مصرف کننده[2] وتصمیم‌های سرمایه‌گذاری خواهد شد. ارتباط بین نوسانات بازار سهام و معاملات اختلال‌زای استوار بر احساسات توسط پژوهش‌های زیادی مدل سازی شده است (بلک ، ۱۹۸۶ ؛ کمپبل و کایل[3]،۱۹۹۳؛ د لانگ و همکاران ، ۱۹۹۰). همه این مدل‌ها پیش‌بینی می‌کنند که معامله‌گران اختلال‌زا تأثیر چشمگیری بر بازده و نوسانات آن در بازارهای مالی دارند. افزایش میزان معاملات اختلال‌زا نوسانات بازده را به دلیل بالا رفتن نادرست قیمت،

1. Arestis et al.
2. Consumer confidence
3. Campbell & Kyle

افزایش می‌دهد. افزون بر آن در مطالعات انجام شده در سال‌های اخیر (هساری و هادیکادیچ[1]، ۲۰۱۷؛ شیائو و همکاران[2]، ۲۰۱۶) ، معامله‌گران اختلال‌زا به عنوان منبع نوسانات زیادی در بازار سهام شمرده می‌شوند، به این دلیل که قیمت‌گذاری نادرست هنگامی که احساسات خوشبینانه وجود دارد، سرانجام با کاهش قیمت و ترکیدن حباب اصلاح می‌شود. پیش‌بینی این مدل‌ها با یافته‌های تعدادی از نویسندگان که رابطه بین احساسات و نوسانات را بررسی کرده‌اند، سازگار است. برای مثال ورما و ورما[3](۲۰۰۶) به بررسی اثر معامله اختلال‌زا بر شکل‌گیری نوسانات می‌پردازد. آن‌ها اثرات مثبت (منفی) مثبت احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده سهام (نوسانات) را برای سرمایه‌گذاران فردی و نهادی بررسی می‌کنند. آنها نتیجه می‌گیرند که تأثیرات مثبت احساسات عقلائی نسبت به احساسات غیر منطقی بر بازده سهام بیشتر است. برعکس، احساسات غیر منطقی اثر منفی چشمگیری بر نوسانات دارد. در نتیجه آنها نتیجه‌گیری می‌کنند که خطای سرمایه‌گذاران اثر چشمگیری بر روی نوسانات بازار دارد. چوانگ و همکاران[4] (۲۰۱۰) دریافتند که تغییرات در احساسات سرمایه‌گذاران، به طور چشمگیری بر نوسانات بازار در بورس سهام تایوان تأثیر دارد. دوره‌هایی که احساس خوشبینی در بازار وجود داشته است، حجم معاملات و نوسانات بازار افزایش پیدا کرده است که نشانگر افزایش معاملات اختلال‌زا بوده است. رحمان و همکاران (۲۰۱۳) نیز تأثیر معاملات اختلال‌زای استوار بر احساسات را بر بازده و نوسانات بر بازار سهام بنگلادش را بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده و نوسانات آن تأثیر می‌گذارد. یافته‌های رحمان و همکاران[5](۲۰۱۳) با یافته‌های اویگور و تاس[6](۲۰۱۴) همپوشانی دارد. آنها در پژوهش خود عنوان کرده‌اند که احساسات تاثیر چشمگیری بر نوسانات بازار در ژاپن، هنگ کنگ، انگلستان، فرانسه، آلمان و ترکیه می‌گذارد. ژانگ و همکاران[7] (۲۰۱۱) نتیجه می‌گیرند که افزایش در احساسات تاثیر چشمگیری بر نوسان و حجم معاملات دارد. هم چنین آندری و هاسلر[8] به صورت تئوریک اثبات می‌کنند که افزایش در توجه سرمایه‌گذاران به افزایش در نوسان می‌انجامد. عبدالهادی–زوش و همکاران[9] (۲۰۱۵) نیز دریافتند که احساسات سرمایه‌گذاران نقش تعیین

1. Hessary & Hadzikadic
2. Xiao & Niu
3. Verma & Verma
4. Chuang et al.
5. Rahman et al.
6. Uygur and Taş
7. Zhang et al.
8. Anderi & Hasler
9. Abdelhédi-Zouch et al.

کننده‌ای در تقویت نوسانات در بحرآن‌های مالی در آمریکا دارد. نیک و پدی[1] (۲۰۱۶) و کوماری و ماهکود[2] (۲۰۱۶) نیز دریافتند که احساسات بر نوسانات در بازار هند تاثیرگذار است. یاکوب و یاکوب[3] (۲۰۱۶) دریافتند که احساسات، نوسانات را در بازار سهام مالزی تفسیر می‌کند. هم چنین بهلول و بوری[4] (۲۰۱۶) در پژوهش دیگری دریافتند که احساسات در ۱۳ بازار آتی در ایالات متحده، رابطه مثبتی با نوسان دارد. چائو و همکاران (۲۰۱۶) عنوان می‌کند که معاملات استوار بر احساسات در زمانی که احساسات سرمایه‌گذاران مبنی بر کاهش قیمت‌ها و بازار خرسی است، بارزتر است. مایترا و دش[5] (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین احساسات و نوسان در بازار سرمایه هند می‌پردازد. نتایج نمایانگر آن است که ارتباط شرطی ضعیفی میان احساسات و نوسان برقرار است. در میان‌مدت و کوتاه‌مدت احساسات سرمایه‌گذاران بر روی نوسان شرطی[6] و نوسان درک شده[7] اثرگذار است. در مطالعه‌ای دای و یانگ[8] (۲۰۱۸) ارتباط بین احساس سرمایه‌گذار و بازخورد معالاتی آن را بررسی کرد. آن را پدیده‌ای به عنوان استراتژی معاملاتی تعریف می‌کنند. در این استراتژی معامله‌گران هنگام افزایش قیمت خرید می‌کنند و هنگام کاهش قیمت سهام خود را می فروشند. این مطالعه نشان داد که معامله‌گران با بازخورد مثبت وقتی احساسات خوشبینانه زیاد باشد با احتمال بیش تری معامله می‌کنند. این یافته با یافته‌های قبلی توسط کورو (۲۰۰۸) همپوشانی دارد. روپانده و همکاران[9] فرض کرده‌اند که تغییراتی در ریسک وجود دارد که ناشی از نوسانات، در پیوند با معامله‌گران اختلال‌زا است. آن‌ها این ادعا را با استفاده از یک شاخص ترکیبی احساسات روزانه که در بازار آفریقای جنوبی در دوره زمانی جولای ۲۰۰۲ تا ژوئن ۲۰۱۸ بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که بین احساسات سرمایه‌گذار و نوسانات بازده سهام ارتباط چشمگیری وجود دارد و مالی رفتاری می‌تواند به خوبی نوسانات بازار بورس ژوهانسبورگ را توضیح دهد. عبدالباقی و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان «ناهمسانی شرطی نمایی(E-Garch) در مدل سازی نوسانات استوار بر معاملات اختلال‌زا» تحرکات معاملات اختلال‌زا بر اساس مدل ناهمسانی شرطی نمایی (E-Garch) در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۱ بر مبنای اطلاعات شاخص کل بورس اوراق بهادار ارزیابی کرده و سپس رابطه بین شاخص اختلال و نوسانات بازار مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج

1. Naik and Padhi
2. Kumari and Mahakud
3. Ya'cob & Ya'cob
4. Bahloul and Bouri
5. Maitra D. & Dash s.
6. Conditional volatility
7. Realized volatility
8. Dai and Yang
9. Rupande et al.

به دست آمده بیانگر وجود رابطه معنادار میان عامل اختلال و نوسان است، به طوری که با افزایش تحرکات معامله‌گران اختلال‌زا در بازار بورس تهران، نوسان افزایش یافته و با کاهش معاملات اختلال‌زا روند نوسانات کاهشی است. همچین یافته‌ها آشکارکننده افزایش نسبی حجم معاملات، ارزش معاملات و دفعات معاملات همزمان با افزایش معاملات اختلال‌زا است. آدریانو و همکاران[1] (۲۰۱۹) به بررسی اثر متغیر توجه و احساسات بر نوسانات بازار سهام می‌پردازد. در این رابطه به بررسی شبکه‌های اجتماعی، اخبار، مقالات و اطلاعات می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که متغیر توجه و احساسات می‌تواند اثر معناداری بر روی نوسان در بازار سهام داشته باشد. هریثا و عبدالرشید (۲۰۲۰) به بررسی نقش احساسات سرمایه‌گذاران در نوسانات بازار سرمایه در هند می‌پردازند. آنها شاخص غیر عقلایی بودن بازار با استفاده از فاکتورهای تحلیل، فاکتورهای اصلی می‌سازند. این شاخص احساسی در چارچوب GARCH و علیت گرانجر و برای تحلیل رابطه آن با نوسان مدل سازی شده است. نتایج نشان دهنده آن است که احساسات غیرعقلائی سبب نوسان اضافی بازار می‌شود. افزون بر آن، مطالعه نشان می‌دهد که جنبه های نامتقارن یک بازار ناکارآمد به نوسانات و بازده اضافی کمک می‌کند.

مطابق ادبیات شکل گرفته راجع به تأثیر معامله‌گران اختلال‌زا بر بروز نوسان در بازارهای مالی، پژوهش حاضر به دنبال این است رابطه بین معامله‌گران اختلال‌زا و نوسان را در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی و سنجش قرار دهد، بنابراین فرضیه اصلی پژوهش عبارت است از:

«اثر معاملات اختلال‌زا بر نوسانات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران مثبت و معنادار است.»

روش پژوهش

پژوهش حاضر از دیدگاه هدف، کاربردی و از نظر روش، کمی محسوب می‌شود. در این پژوهش، به سنجش اثر معامله‌گران اختلال‌زا بر بروز نوسان در بازار سهام ایران پرداخته می‌شود. تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش، خود شامل چند گام می‌شود. در گام اول متغیر و شاخصی احساسی برای تبیین رفتار معامله‌گران اختلال‌زا و هیجانی به روش EMSI استخراج می‌شود. این روش در پژوهش‌های مختلفی چون باندوپازیایا و جونز (۲۰۰۶)[2] به‌کار رفته است. در این روش برای هر سهمی که در شاخص وجود دارد، متوسط انحراف معیار استاندارد بازدهی روزانه نسبت به پنج روز گذشته (نوسان تاریخی) برای هر روز دوره زمانی موردنظر محاسبه می‌شود.

1. Audriano et al.
2. Bandopadhyaya & Jones (2006)

سپس در مرحله بعد، نرخ بازدهی روزانه و نوسان تاریخی را رتبه‌بندی کرده و ضریب همبستگی رتبه اسپیرمن را میان رتبه بازدهی روزانه برای هر شرکت و رتبه نوسان تاریخی بازدهی برای هر شرکت را محاسبه کرده و نتیجه را در عدد ۱۰۰ ضرب می‌کنیم. بنابراین شاخص احساسی EMSI به‌صورت زیر محاسبه می‌شود (باندوپازیایا و جونز، ۲۰۰۶، ص ۶):

$$\mathrm{EMSI} = \frac{\sum(\mathrm{R_{ir}} - \overline{\mathrm{R}}_{\mathrm{r}})(\mathrm{R_{iv}} - \overline{\mathrm{R}}_{\mathrm{v}})}{[\sum(\mathrm{R_{ir}} - \overline{\mathrm{R}}_{\mathrm{r}})^2 \sum(\mathrm{R_{iv}} - \overline{\mathrm{R}}_{\mathrm{v}})^2]^{\frac{1}{2}}} * 100;\ -100 \leq \mathrm{EMSI} \leq +100 \qquad \text{معادله (۱)}$$

Rir ، Riv: رنکینگ بازدهی روزانه و نوسان تاریخی برای اوراق بهادار i ام؛

$\overline{\mathrm{R}}_{\mathrm{r}}$ ،$\overline{\mathrm{R}_{\mathrm{v}}}$: رنکینگ بازدهی میانگین و نوسان تاریخی جمعی.

در گام دوم برای مدل‌سازی و استخراج نوسانات (تلاطم) متغیرهای کنترل، از مدل ناهمسانی واریانس شرطی EGARCH استفاده شده است. دلیل استفاده از این مدل، این است که نوسان سری زمانی متغیرهای پیش‌گفته نسبت به شوک‌های مثبت و منفی ممکن است واکنش یکسانی نشان ندهد و برای تحلیل رفتار نوسانات لازم است از یک مدل نامتقارن استفاده شود (نلسون، ۱۹۹۱)[1]. جمله واریانس‌های شرطی مدل EGARCH(p,q) به‌صورت معادله (۲) محاسبه می‌شود:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log(\sigma_{t-\mathrm{j}}^2) + \sum_{k=1}^{r} \gamma_j \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_j \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + v_t \qquad \text{معادله (۲)}$$

در گام آخر برای سنجش اثر گرایش‌های احساسی خوش‌بینانه و بدبینانه معامله‌گران بر نوسان (تلاطم) شاخص قیمت بورس اوراق بهادار از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) یا تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است.

متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش به‌صورت ماهانه در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۲ الی بهمن ۱۳۹۷ استخراج شده است. در جدول ۱ متغیرهای پژوهش، معرفی شده و آماره‌های توصیفی مربوط به آن‌ها بیان شده است.

1. Nelson

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

	LOG(P)	LOG (CPI)	LOG (LIQ)	LOG (EXR)	LOG (PGOLDOLD)	LOG (POIB)
	لگاریتم شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران	لگاریتم تورم	لگاریتم نقدینگی	لگاریتم نرخ ارز	لگاریتم قیمت سکه بهار آزادی (طرح قدیم)	لگاریتم قیمت نفت خام
میانگین	۱۰.۱۱۰	۵.۱۲۵	۱۵.۵۵۸	۱۰.۲۰۷	۹.۱۰۳	۴.۳۹۳
میانه	۱۰.۲۱۰	۵.۲۱۸	۱۵.۵۵۰	۱۰.۳۹۸	۹.۱۵۳	۴.۶۴۴
ماکزیمم	۱۰.۶۴۷	۵.۵۲۳	۱۶.۲۷۴	۱۰.۵۱۹	۹.۵۲۰	۴.۸۴۶
مینیمم	۹.۵۸۸	۴.۵۳۱	۱۴.۸۹۶	۹.۳۱۹	۸.۲۸۰	۳.۵۰۳
انحراف معیار	۰.۳۰۶	۰.۳۲۱	۰.۴۲۱	۰.۳۷۴	۰.۲۸۵	۰.۴۱۶
چولگی	-۰.۱۵۲	-۰.۵۵۰	۰.۰۷۵	-۱.۲۹۶	-۱.۰۷۵	-۰.۷۱۷
کشیدگی	۱.۷۸۴	۱.۸۶۸	۱.۷۶۵	۳.۱۲۰	۳.۸۶۶	۱.۸۷۴
Jarque-Bera	۴.۴۵۵	۷.۰۵۵	۴.۳۸۴	۱۹.۰۶۸	۱۵.۲۳۲	۹.۴۱۲
احتمال	۰.۱۰۸	۰.۰۲۹	۰.۱۱۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۹
مجموع	۶۸۷.۴۶	۳۴۸.۵۰	۱۰۵۷.۹۵	۶۹۴.۰۹	۶۱۸.۹۹۴	۲۹۸.۷
مجموع مربع انحراف معیار	۶.۲۸۰	۶.۹۲۳	۱۱.۸۵۴	۹.۳۶۷	۵.۴۳۷	۱۱.۵۹
تعداد مشاهدات	۶۸	۶۸	۶۸	۶۸	۶۸	۶۸

برای آزمون مانایی هر یک از سری‌های زمانی مورداستفاده، آزمون ریشه واحد KPSS انجام شده است که نتایج گویای مانا بودن همه متغیرهای مستقل پژوهش است.

۱.متغیرهای مستقل

الف- متغیر معاملات اختلال‌زا و هیجانی

معامله‌گران اختلال‌زا و هیجانی تحت تأثیر احساسات و هیجانات بازار تصمیم‌گیری می‌کنند، بنابراین از شاخص گرایش احساسی جهت تبیین رفتار این نوع معامله‌گران استفاده می‌شود. شاخص‌ها یا نماگرهای احساسی نشان‌دهنده احساسات یک گروه از معامله‌گران بوده و گویای آن است که چقدر آن‌ها نسبت به وضعیت فعلی و آتی بازار خوش‌بین

یا بدبین هستند (توحیدی، ۱۳۹۸). در این پژوهش، از روش محاسبه گرایش احساسی بازار سهام (EMSI) استفاده شده که در پژوهش‌های مختلفی چون باندوپازیایا و جونز (۲۰۰۶) بکار رفته است.

ب- متغیرهای کنترل

متغیرهای کنترل این پژوهش عبارت‌اند از: تورم (CPI)، قیمت نفت برنت (POIB)، قیمت طلا (قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم (PGOLDOLD))، نقدینگی (LIQ) و نرخ ارز (نرخ برابری دلار (EXR)). این متغیرها هم در جهت حذف اثر عوامل بنیادین در بروز احساسات در استخراج شاخص ترکیبی گرایش احساسی استفاده شده است و هم تلاطم و نااطمینانی این متغیرها در مدل لاجیت نهایی مورد استفاده قرار گرفته است. داده‌های ماهانه تورم، نقدینگی، نرخ برابری دلار و قیمت سکه بهار آزادی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مجله نماگرهای اقتصادی و داده‌های ماهانه قیمت نفت برنت از اداره اطلاعات انرژی آمریکا[1] استخراج شده است.

۲. متغیر وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش، نوسان (تلاطم) شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران[2] است.

داده‌ها و نتایج تجربی

به منظور سنجش میزان تأثیر معامله‌گران اختلال‌زا بر بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران، مراحل زیر سپری می‌شود.

مرحله اول: استخراج متغیر برای معامله‌گران اختلال‌زا و هیجانی

در این پژوهش با انجام تغییراتی از روش مورد استفاده در پژوهش‌های مختلف از جمله پرساود (۱۹۹۶)[3] و باندوپازیایا و جونز (۲۰۰۶) برای محاسبه گرایش احساسی بازار سهام (EMSI)[4] استفاده شده است. در پژوهش‌های مختلف پرتفویی از سهم‌های مختلف در نظر

1. U.S. Energy Information Administration
2. Tehran Stock Exchange Price Index (TEPIX)
3. Persaud (1996)
4. Equity Sentiment Market Index

گرفته شده و رتبه ماهانه بازدهی هر یک از شرکت‌ها در کل پرتفو و رتبه ماهانه واریانس تاریخی هر سهم در کل پرتفوی محاسبه شده است. در پژوهش حاضر به جای منطق مورد استفاده در رتبه بازدهی و نوسان تاریخی هر سهم در پرتفوی، رتبه بازدهی روزانه شاخص در هر ماه و نوسان‌پذیری شاخص قیمتی در هر ماه مبنای محاسبه شاخص گرایش احساسی قرار گرفته است. بنابراین در این پژوهش EMSI بر اساس فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{EMSI} = \frac{\sum(R_{ir} - \overline{R}_r)(R_{iv} - \overline{R}_v)}{[\sum(R_{ir} - \overline{R}_r)^2 \sum(R_{iv} - \overline{R}_v)^2]^{\frac{1}{2}}} * 100;\ -100 \leq \text{EMSI} \leq +100 \qquad \text{معادله (۳)}$$

R_{ir}: رتبه بازدهی روزانه شاخص سهام در ماه i ام؛

R_{iv}: رتبه نوسان‌پذیری تاریخی شاخص در ماه i ام (برای محاسبه نوسان‌پذیری تاریخی از میانگین انحراف معیار بازدهی سهام پنج روز قبل استفاده شده است).

$\overline{R}_r$: میانگین رتبه بازدهی روزانه شاخص قیمتی در ماه ؛

$\overline{R}_v$: میانگین رتبه نوسان‌پذیری تاریخی شاخص قیمتی سهام در ماه.

مرحله دوم: سنجش شوک‌ها و تکانه‌های متغیرهای مربوط به بازارهای رقیب

پس از اطمینان از ایستایی سری‌های زمانی[۱] تورم، قیمت نفت برنت، قیمت طلا (قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم)، نقدینگی و نرخ ارز، برای برآورد مدل EGARCH هر یک از متغیرهای پیش‌گفته، ابتدا باید معادله میانگین شرطیِ هر یک از سری‌های زمانی برآورد شود. الگوی مناسب برای سری زمانی هر یک از متغیرها با استفاده از روش باکس–جنکینز و بر اساس نمودار همبستگی‌نگار پسماند مدل‌ها و کمترین معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتزبیزین (SBC)، برآورد شده تا پس از دستیابی به الگوی بهینه، مدل EGARCH بر روی پسماند هر مدل اجرا شود. جدول ۲ به ترتیب معادله‌های واریانس شرطی تورم، نرخ ارز، قیمت طلا، قیمت نفت و نقدینگی را نشان می‌دهد. برای انتخاب مناسب‌ترین مدل برای معادله واریانس شرطی، از نمودار همبستگی‌نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از برآورد مدل ARMA برای هر یک از متغیرها، استفاده شده است.

---

۱. برای آزمون مانایی هر یک از سری‌های زمانی مورد استفاده، آزمون ریشه واحد KPSS انجام شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل تلاطم متغیرهای کنترل

معادله میانگین شرطی تورم	متغیر	α_0	AR(1)	AR(2)	MA(1)
	ضریب	۶/۸۶۰۷	۱/۷۷۲۱*	-۰/۷۷۳۸*	-۰/۴۱۶۳*
	انحراف معیار	۰/۲۰۹۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۷۷۳
معادله واریانس شرطی تورم	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma_{t-1}^2)$
	ضریب	-۱/۶۶۱۶	-۰/۴۹۸۴*	۰/۵۷۳۲*	۰/۸۰۶۶*
	انحراف معیار	۰/۶۸۹۶	۰/۱۹۵۹	۰/۱۴۴۹	۰/۰۶۳۷
معادله میانگین شرطی نرخ ارز	متغیر	α_0	AR(1)	MA(1)	
	ضریب	۱۰/۸۰۷۷*	۰/۹۸۰۵۰*	۰/۳۷۱۶*	
	انحراف معیار	۰/۴۳۳۲	۰/۰۰۵۶	۰/۱۴۷۲	
معادله واریانس شرطی نرخ ارز	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma_{t-1}^2)$
	ضریب	-۱/۹۴۳۹	۰/۷۲۲۹**	۰/۲۸۰۲	۰/۷۸۴۱*
	انحراف معیار	۰/۴۰۴۳	۰/۳۶۱۷	۰/۱۷۹۹	۰/۰۵۷۷
معادله میانگین شرطی قیمت طلا	متغیر	α_0	@Trend	AR(1)	MA(1)
	ضریب	۸/۵۰۸۸	۰/۰۱۲۴*	۰/۹۶۷۰*	۰/۲۳۰۲**
	انحراف معیار	۰/۰۶۷۹	۰/۰۰۱۸	۰/۰۲۵۱	۰/۱۰۰۴
معادله واریانس شرطی قیمت طلا	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma_{t-1}^2)$
	ضریب	۰/۰۳۵۱	-۰/۳۴۱۲*	۰/۱۹۵۳***	۰/۹۶۴۳*
	انحراف معیار	۰/۱۱۰۱	۰/۱۱۷۲	۰/۱۰۴۳	۰/۰۰۰
معادله میانگین شرطی قیمت نفت	متغیر	α_0	AR(1)	AR(2)	MA(1)
	ضریب	۴/۴۶۸۹	۰/۱۵۶۴*	۰/۷۸۵۴*	۰/۹۸۵۷*
	انحراف معیار	۰/۱۹۶۵	۰/۰۳۴۴	۰/۰۲۵۲	۰/۰۰۴۵
معادله واریانس شرطی قیمت نفت	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma_{t-1}^2)$
	ضریب	-۳/۲۳۴۹	-۰/۵۵۶۵**	-۱/۲۴۷۸*	۰/۳۶۶۹
	انحراف معیار	۰/۶۲۷۲	۰/۲۶۱۹	۰/۱۸۴۹	۰/۱۳۶۹
معادله میانگین شرطی نقدینگی	متغیر	α_0	@Trend	AR(1)	MA(1)
	ضریب	۱۴/۸۴۸۹	۰/۰۲۱۱*	۰/۸۶۵۹*	-۰/۱۵۶۷*
	انحراف معیار	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۱۸	۰/۰۲۴۶	۰/۰۴۶۷
معادله واریانس شرطی نقدینگی	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma_{t-1}^2)$
	ضریب	-۲/۱۶۲۵	-۰/۵۸۷۵***	-۰/۶۳۱۷*	۰/۷۳۸۰*
	انحراف معیار	۰/۹۴۱۲	۰/۳۳۲۵	۰/۱۸۳۲	۰/۱۰۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین نتایج آزمون واریانس همسانی ARCH بر روی پسماند مدل‌های EGARCH در جدول ۳ نیز نشان‌دهنده عدم وجود اثر ARCH در باقی‌مانده مدل‌هاست.

جدول ۳. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (آرچ) برای مدل‌های واریانس شرطی

	آماره nR^2	آماره F
مدل تلاطم شاخص قیمت سهام	۰.۲۹۳۰ (۰.۵۸۸۳)*	۰.۲۸۵۸ (۰.۵۹۴۷)
مدل تلاطم تورم	۰.۰۱۱۰۹۷ (۰.۹۱۶۱)	۰.۰۱۰۷۷۲ (۰.۹۱۷۷)
مدل تلاطم نقدینگی	۰.۱۱۸۶ (۰.۷۳۱)	۰.۱۱۵۳ (۰.۷۳۵۳)
مدل تلاطم نرخ ارز	۰.۱۱۲۷۰۹ (۰.۷۳۷۱)	۰.۱۰۹۵۷۶ (۰.۷۴۱۷)
مدل تلاطم قیمت طلا	۰.۱۹۶۴ (۰.۶۵۷۶)	۰.۱۹۱۱۶ (۰.۶۶۳۴)
مدل تلاطم قیمت نفت	۰.۰۰۱ (۰.۹۷۴۶)	۰.۰۰۰ (۰.۹۷۵۱)
* اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال است.		

منبع: یافته‌های پژوهش

مرحله سوم: اثر شاخص گرایش احساسی بر نوسان (تلاطم) شاخص قیمت سهام

در این مرحله، شاخص گرایش احساسی EMSI را به دو حالت، احساسات و هیجانات خوش‌بینانه [1] و احساسات و هیجانات بدبینانه [2] طبقه‌بندی می‌کنیم که به ترتیب از علامت اختصاری OPTEM و PESSEM استفاده می‌شود. روش تفکیک خوش‌بینانه و بدبینانه، بر اساس علامت مثبت یا منفی مقادیر ماهانه گرایش احساسی بدست آمده از دو طریق محاسبه پیش‌گفته است که مقادیر مثبت شاخص گرایش احساسی، نشان‌دهنده احساسات خوش‌بینانه و مقادیر منفی شاخص، نشان‌دهنده احساسات بدبینانه است.

1. Optimistic Sentiment
2 . Pessimistic Sentiment

در گام بعد لازم است مانایی تک‌تک متغیرهای مورد استفاده در این بخش مورد بررسی قرار گیرد که برای آزمون مانایی سری‌های زمانی موردنظر از آزمون KPSS استفاده می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد KPSS برای متغیرهای مختلف، نشان‌دهنده مانایی تمامی متغیرها و سری‌های زمانی مورد استفاده در این بخشِ پژوهش است.

برای سنجش اثر گرایش‌های احساسی خوش‌بینانه و بدبینانه معامله‌گران بر نوسان (تلاطم) شاخص قیمت بورس اوراق بهادار از روش حداقل مربعات معمولی یا وزنی استفاده کرده و متغیرهای مربوط به تلاطم و نااطمینانی بازارهای رقیب نیز به‌عنوان متغیرهای کنترل به مدل‌ها اضافه شده است که نتایج در جداول زیر قابل مشاهده است.

جدول ۴ به بررسی و تحلیل اثر احساسات و هیجانات خوش‌بینانه (استخراج شده از شاخص EMSI) و تلاطم سایر بازارهای رقیب بر نوسانات بازار سهام می‌پردازد. نتایج گویای آن است که اثر احساسات و هیجانات خوش‌بینانه بر نوسانات بازار سهام منفی و معنی‌دار است، بدین معنا که افزایش احساسات و هیجانات خوش‌بینانه در بازار سهام سبب کاهش نااطمینانی و نوسان بازار سهام خواهد شد، هر چند که با توجه به ضریب متغیر، شدت اثر احساسات بر نوسان بازار سهام اندک است. همچنین نوسان و تلاطم تورم و قیمت طلا دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسان بازار سهام است و مقدار ضرایب این دو متغیر (۳,۲۶۴۶ و ۰,۰۷۶۳) نشان‌دهنده اثر چشمگیر آن‌ها بر نوسانات بازار سهام است و شدت اثر تلاطم قیمت طلا و تورم بیشتر از احساسات و هیجانات خوش‌بینانه در بازار است.

جدول ۴. نتایج تخمین برآوردکننده های تلاطم (نوسان) شاخص قیمت سهام به روش GLS

متغیر	CC (عرض از مبدأ)	OPTEM	GCPI	GGOLDOLD	GP(-1)
ضریب	۰.۰۰۰۴	-۰.۰۰۰۲×	۳.۲۶۴۶×	۰.۰۷۶۳×	۰.۵۶۳۳×
انحراف معیار	۰.۰۰۰۰۴	۰.۰۰۰۰۳	۰.۷۰۴۹	۰.۰۱۳۹	۰.۰۲۶۹
آماره t	۹.۴۴۴۸	-۷.۷۲۰۸	۴.۶۳۱۱	۵.۴۹۵۰	۲۰.۹۳۶۶
*،** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.					
مدل موزون شده	ضریب R^2	۰.۹۲	مدل موزون نشده	ضریب R^2	۰.۴۴
	دوربین واتسون	۱.۸۳		دوربین واتسون	۱.۹۸

جدول ۵ نیز اثر احساسات و هیجانات بدبینانه (استخراج شده از شاخص EMSI) و نااطمینانی قیمت طلا بر نوسانات بازار سهام را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود اثر احساسات و هیجانات بدبینانه بر نوسانات و تلاطم بازار سهام مثبت و معنی‌دار است، هر چند که شدت این اثر با توجه به مقدار ضرایب (۰,۰۰۰۲ و ۰,۰۰۰۱۹) اندک است. همچنین اثر تلاطم بازار طلا بر بازار سهام نیز مثبت و معنی‌دار است.

جدول ۵. نتایج تخمین برآوردکننده های تلاطم (نوسان) شاخص قیمت سهام به روش OLS

متغیر	CC (عرض از مبدأ)	PESSEM	PESSEM(-1)	GGOLDOLD	GP(-1)
ضریب	۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۰۲××	۰.۰۰۰۱۹	۰.۰۹۸۷×××	۰.۵۵۹۲×
انحراف معیار	۰.۰۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰۹۶	۰.۰۰۰۱۳	۰.۰۵۴۵۵	۰.۱۰۳۱
آماره t	۳.۸۷۸۳	۲.۳۱۱۴	۱.۴۹۸۸	۱.۸۱۰۹	۵.۴۱۹۵
*،** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح احتمال ۱٪، ۵٪، و ۱۰٪ است.					
ضریب R^2		۰.۴۴			
دوربین واتسون		۱.۹۷			

نتیجه‌گیری

وجود خلاف قاعده‌ها، نوسانات بیش از حد و حباب‌ها از جمله مواردی است که در چند دهه اخیر شک و تردید را نسبت به فرضیه بازار کارآ افزایش داده است. برخی اندیشمندان مالی رفتاری وجود معامله‌گران غیر عقلایی (اختلال‌زا) را در بازارهای مالی اثبات کرده‌اند که سبب فاصله بازار از کارایی می‌شود. درواقع در ادبیات مالی رفتاری، وجود نوسان بیشتر ممکن است نشان‌دهنده وجود معامله‌گران اخلتال‌زای بیشتر در بازار و تمایل یا توانایی کمتر معامله‌گران عقلایی برای خنثی کردن اثر آن‌ها باشد که منجر به کاهش کارایی سیستم قیمت‌گذاری بازار می‌شود.

همان طور که اشاره شد، معاملات اختلال‌زا که مبتنی بر احساسات هستند، اثر چشمگیری بر روی نوسان در بازار سرمایه می‌گذارد. در این پژوهش ابتدا شاخص EMSI برای تبیین رفتار احساسی معامله‌گران اختلال‌زا استخراج شد. در این مرحله شاخص گرایش احساسی EMSI به دو حالت احساسات و هیجانات خوش‌بینانه و بدبینانه طبقه‌بندی شد. در گام دوم برای مدل‌سازی و استخراج نوسانات (تلاطم) متغیرهای کنترل، از مدل ناهمسانی واریانس شرطی EGARCH استفاده و در نهایت برای سنجش اثر گرایش‌های احساسی خوش‌بینانه و بدبینانه معامله‌گران بر نوسان (تلاطم) شاخص قیمت بورس اوراق بهادار از روش حداقل مربعات معمولی یا وزنی استفاده شد.

نتایج گویای آن است که احساسات و هیجانات خوش‌بینانه (OPTEM) دارای اثر منفی و معنی‌دار بر تلاطم و نوسان بازار سهام است. درواقع افزایش احساسات و هیجانات خوش‌بینانه در بازار سهام سبب کاهش نااطمینانی و تلاطم بازار سهام خواهد شد. همچنین اثر احساسات و هیجانات بدبینانه (PESSEM) بر نوسانات و تلاطم بازار سهام مثبت و معنی‌دار است. این نتایج سازگار با مطالعات می‌چن (۲۰۰۹)[1]، یانگ و کوپلند (۲۰۱۴)[2]، گانگ هِ و همکاران (۲۰۲۰)[3] و فریرا و همکاران (۲۰۲۱)[4] است. با این وجود شدت مقدار ضرایب نشان‌دهنده شدت تأثیرگذاری اندک احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه بر تلاطم بازار سهام است که در نتایج مطالعات هَریسا و ریشاد (۲۰۲۰)[5] و آودرینو و همکاران (۲۰۲۱)[6] نیز همین شدت تأثیرگذاری اندک اشاره شده است.

یافته‌های این مطالعه برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران کاربرد دارد. کاربرد آن برای سرمایه‌گذاران این است که مولفه احساسات را در برآورد خود از ریسک بازار دخیل می‌کنند و در استراتژی خود هنگام اندازه‌گیری ریسک بازار، ریسک احساسات را هم در نظر می‌گیرند. افزایش گرایش احساسی و معاملات اختلال‌زا سبب افزایش ریسک بازار می‌شود. سرمایه‌گذاران با در نظر گرفتن این ریسک در مدل CAPM بازده مورد انتظار خود برای خرید دارایی را با توجه به آن اصلاح می‌کنند و قیمت‌های درست‌تری را برای دارایی خود دست پیدا می‌کنند. وجود نوسان در بازار بر روی کارکرد بازار و قیمت‌گذاری دارایی‌ها اثر سوئی دارد. این تاثیرات با تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران شدت می‌گیرد. این موضوع سبب خواهد شد که سرمایه‌گذاران به دنبال بازارهای با کیفیت‌تری حرکت کنند، در نتیجه نوسان زیاد در بازار با خروج سرمایه از بازار و کاهش ثبات در بازار همراه خواهد بود. هم چنین افزایش نوسان منجر به تضعیف کارکرد قیمت‌گذاری، به عنوان یکی از کارکرد های اصلی بازار سرمایه خواهد شد. بنابراین سیاست گذاران در جهت ایجاد ثبات و بهبود کارآیی بازار سرمایه نیاز است که افزون بر توجه به عوامل بنیادی در ایجاد نوسان در بازار، به احساسات سرمایه‌گذاران به عنوان یک عامل مهم در ایجاد نوسان توجه کنند.

در پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود افزون بر شاخص گرایش احساسی EMSI، از شاخص‌های دیگر گرایش احساسی اعم از پیمایشی و استوار بر داده‌های بازار برای سنجش گرایش احساسی استفاده شده و نقش این شاخص در بروز نوسان و حباب در بازار سهام و سایر بازارهای مالی مورد بررسی قرار گیرد.

---

1. Mei-Chen (2009)
2. Yang & Copeland (2014)
3. Gang He et al (2020)
4. Ferreira et al (2021)
5. Haritha & Rishad (2020)
6. Audrino et al (2021)

منابع

توحیدی، محمد. (۲۰۲۰). استخراج شاخص ترکیبی گرایش احساسی در بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۸ (۲)، ۴۹-۶۸.

توحیدی، محمد (۱۳۹۹). سنجش اثر معامله‌گران اختلال‌زا در بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*. ۱۱ (۴۲) :۵۱-۸۱.

سارنج، علیرضا؛ تهرانی، رضا؛ عباسی موصلو، خلیل و ندیری، محمد (۱۳۹۷)، شناسایی رفتارهای معاملاتی و ریسک معامله‌گران اخلال گر در بازار سهام ایران، *راهبرد مدیریت مالی*، ۶ (۲۲)، ۳۱-۵۸.

ستایش، محمدحسین؛ شمس‌الدینی، کاظم. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۸ (۱)، ۱۰۳-۱۳۰.

شیرزادی، احمدرضا؛ رحیم زاده، اشکان؛ نقیلو، احمد و زمانی، زهرا. (۱۴۰۱). اثر خروج آمریکا از برجام و معاملات اختلال‌زا بر بازدهی بازار بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۵(۵۹)، ۱۴۱-۱۶۰. doi:۲۰۲۱,۱۱۶۴۱,۱۷۴۰/jse.۱۰,۲۲۰۳۴

عباسیان، عزت الله و فرازنگان، الهام (۱۳۹۰)، رفتار معامله‌گران اختلال‌زا و حباب در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۶ (۳)، ۱۳۳-۱۵۳.

عبدالباق، عبدالمجید؛ صبور، سیاوش و باقری، رفیع. (۲۰۱۹). ناهمسانی شرطی نمایی (E-Garch) در مدل سازی نوسانات مبتنی بر معاملات اختلال‌زا. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۲(۴۴)، ۲۳-۳۵.

محمدزاده، عبدالغفور؛ حیرانی، فروغ و تفتیان، اکرم. (۱۴۰۰). فراتحلیل (متاآنالیز) گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و بازده سهام. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۴(۵۵)، ۶۵-۸۶ doi:۲۰۲۰,۱۱۲۴۹,۱۴۶۰/jse.۱۰,۲۲۰۳۴

References

Abbasian, E., & Farzanegan, E. (2012). Tehran Stock Exchange Bubbles and Noise Traders Behavior. *Journal of Economic Research* (Tahghighat- E-Eghtesadi), 46(3), 133-153. (In Persian).

Abdelhédi-Zouch, M., Abbes, M. B., & Boujelbène, Y. (2015). Volatility spillover and investor sentiment: Subprime crisis. Asian Academy of Management *Journal of Accounting & Finance*, 11 (2), 1-37. (In Persian).

Abdolbaghi, A., Sbour, S., & Bagheri Rafi, M. (2019). E-Garch and Modeling of Market Volatility Based on Noise Trading. F*inancial Knowledge of Securities Analysis*, 12(44), 23-35. (In Persian).

Alfano, S. J., Feuerriegel, S., & Neumann, D. (2015). Is news sentiment more than just noise? Twenty-Third European Conference on Information Systems, Münster, Germany, (pp1-16). *Conference Proceedings.*

Arestis, P., Demetriades, P. O., & Luintel, K. B. (2001). Financial development and economic growth: the role of stock markets. *Journal of money, credit and banking*, 16-41.

Audrino, F., Sigrist, F. & Ballinari, D. (2020), The impact of sentiment and attention measures on stock market volatility, I*nternational Journal of Forecasting*, 36 (2), 334-357.

Bahloul, W., & Bouri, A. (2016). The impact of investor sentiment on returns and conditional volatility in US futures markets. *Journal of Multinational Financial Management*, 36 (1), 89-102.

Bandopadhyaya, A., Jones, A. (2006), Measuring investor sentiment in equity markets. *Journal of Asset Management*, 7, 208–215. https://doi.org/10.1057/palgrave.jam.2240214

Barberis, N. and Thaler, R. (2003) A Survey of Behavioral Finance. Handbook of the Economics of Finance, 1, 1053-1128. https://doi.org/10.1016/S1574-0102(03)01027-6.

Barrot, J. N., Kaniel, R., & Sraer, D. (2016). Are retail traders compensated for providing liquidity? *Journal of Financial Economics*, 120(1), 146–168.

Black, F. (1976). Studies of stock price volatility changes. *American Association of Business & Economics Statistics*, 5 (2), 177-181.

Black, F. (1986). Noise. *Journal of Finance*, 41(3), 528-543 .

Campbell, J. Y., & Kyle, A. S. (1993). Smart money, noise trading and stock price behaviour. *The Review of Economic Studies*, 60 (1), 1-34.

Chakravarty, S. (2001), Stealth Trading: Which Traders' Trades Move Stock Prices. *Journal of Financial Economics*, 61 (2), 289-307 .

Chau, F., Deesomsak, R., & Koutmos, D. (2016). Does investor sentiment really matter? *International Review of Financial Analysis*, 48 (1), 221-232.

Chau, F., Deesomsak, R., & Lau, M. C. (2011). Investor sentiment and feedback trading: Evidence from the exchange-traded fund markets. I*nternational Review of Financial Analysis*.

Chuang, W. J., Ouyang, L. Y., & Lo, W. C. (2010). The impact of investor sentiment on excess returns: A Taiwan stock market case. *International Journal of Information & Management Sciences*, 21 (1), 13-28 .

Dai, Z. M., & Yang, D. C. (2018). Positive feedback trading and investor sentiment. *Emerging Markets Finance & Trade*, 54 (10), 2400-2408.

Dash, S. R., & Maitra, D. (2018). Does sentiment matter for stock returns? Evidence from Indian stock market using wavelet approach. F*inance Research Letters*, 26, 32-39.

De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738 .

Engelberg, J. E., Reed, A. V., & Ringgenberg, M. C. (2018). Short-selling risk. *Journal of Finance*, 73(2), 755–786.

Fernandes, J. L. B.,Pena, J.I., &Tabak, B. (2010). Behavior finance and estimation risk in stochastic portfolio optimization. *Applied Financial Economics*, 20(9), 719-738.

Ferreira, T. S. V., Machado, M. A. V., & Silva, P. Z. P. (2021). Asymmetric impact of investor sentiment on Brazilian stock market volatility. Revista de Administração Mackenzie, 22(4), 1–28. doi:10.1590/1678-6971/eRAMF210208.

Forbes, William. (2009). Behavioural finance: John Wiley & Sons.

Gang He, Shuzhen Zhu, Haifeng Gu (2020), The Nonlinear Relationship between Investor Sentiment, Stock Return, and Volatility, Discrete Dynamics in Nature and Society. https://doi.org/10.1155/2020/5454625.

Ghonghadze, J., & Lux, T. (2016). Bringing an elementary agent-based model to the data: Estimation via GMM and an application to forecasting of asset price volatility. *Journal of Empirical Finance*, 37(1), 1-19.

Grossman, S., (1976), "On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Traders Have Diverse Information", *Journal of Finance*, 31, 573-585.

H, Haritha P and Rishad, Abdul, (2020), An empirical examination of investor sentiment and stock market volatility: evidence from India, *Financial Innovation*, 6 (1): 1-15.

Hessary, Y. K., & Hadzikadic, M. (2017). Role of behavioural heterogeneity in aggregate financial market behavior: An agent-based approach. Procedia *Computer Science*, 108 (1), 978-987.

Kumari, J., & Mahakud, J. (2016). Investor sentiment and stock market volatility: Evidence from India. *Journal of Asia-Pacific Business*, 17 (2), 173-202 .

Kurov, A. (2008). Investor sentiment, trading behavior and informational efficiency in index futures markets. *Financial Review*, 43 (1), 107-127 .

Levin, Sheen & Zajac, Edward.J (2001), the Social Life of Financial Bubbles, *Institutional Theory Conference*, 2-10.

Lin, M., Sias, R. W., & Wei, Z. (2018). The survival of noise traders: Evidence from peer-to-peer lending (Research Paper No. 18–22). Georgia: Georgia Tech Scheller College of Business.

Ljungqvist, A., & Qian, W. (2016). How constraining are limits to arbitrage? *Review of Financial Studies, 29(8), 1975–2028.*

Mei-Chen Lin (2009). Sentiment on cross-sectional stock returns and volatility. *Investment Management and Financial Innovations*, 6 (1).

Mohammadzadeh, A., Heirany, F., taftiyan, A. (2021). Meta-Analysis of the Relationship between Investor Sentiment and Stock Returns. *Journal of Securities Exchange*, 14(55), 65-86. doi: 10.22034/jse.2020.11249.1460. (In Persian).

Naik, P. K., & Padhi, P. (2016). Investor sentiment, stock market returns and volatility: evidence from National Stock Exchange of India. *International Journal of Management Practice*, 9(3), 213-237.

Nelson, D. B. (1991), Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, 59 (2), 347-370.

Palomino, F. (1996). Noise trading in small markets. *The journal of finance*, 51(4), 1537-1550.

Persaud, A., (1996), Investors' Changing Appetite for Risk. J.P. Morgan Securities Ltd., Global FX Research.

Podolski, E., Kalev, P. S., & Duong, H. N. (2008). Deafened by Noise: Do Noise Traders Affect Volatility and Returns? In 21st Australasian finance and banking conference.

Rahman, M. A., Shien, L. K., & Sadique, M. S. (2013). Swings in Sentiment and Stock Returns: Evidence from a Frontier Market. I*nternational Journal of Trade, Economics & Finance*, 4 (6), 347-363.

Rupande, L., Muguto, H. T., & Muzindutsi, P. F. (2019). Investor sentiment and stock return volatility: Evidence from the Johannesburg Stock Exchange. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 7(1), 1600233 .

Saranj, A., Tehrani, R., Abbasi Museloo, K., & Nadiri, M. (2018). Identifying the Trading Behaviors and Risk of Noise Traders in Iran Stock Market. *Financial Management Strategy*, 6(3), 31-58. doi: 10.22051/jfm.2018.19836.1639. (In Persian).

Setayesh, M. H., & Shamsedini, K. (2016). An Investigation of the Relationship between Investor Sentiment and Price Stocks in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Accounting Advances*, 8(1), 103-125. doi: 10.22099/jaa.2016.3854. (In Persian).

Shefrin, Hersh; Statman, Mier. (1994). "Behavioural capital asset pricing theory". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 323-349.

Shiller, Robert J; Fischer, Stanley and Friedman, Benjamin M. (1984). "Stock Prices and Social Dynamics". *Brookings Papers on Economic Activity*, 457-510.

shirzadi, A., rahimzade, A., naghilu, A., zamani, Z. (2022). Effect of US withdrawal from JCPOA and noise trading on return of the Tehran Stock Exchange market. *Journal of Securities Exchange*, 15(59), 141-160. doi: 10.22034/jse.2021.11641.1740.

Shleifer, Andrei; summers, Lawrence H. (1990). "The Noise Trader Approach to Finance". *Journal of Economic Perspectives*, 4 (2), 19-33.

Tohidi. M. Measuring the Effect of Noise Trading on Bubbles in Tehran Stock Exchange. JEMR 2020; 11 (42): 51-81. (In Persian).

Tohidi, M. (2020). Extracting Composite Sentiment Index for Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*, 8(2), 49-68. (In Persian).

Uygur, U. and Taş, O. (2014), the Impacts of Investor Sentiment on Returns and Conditional Volatility of International Stock Markets, Quality & Quantity, 48(3), 1165-1179 .

Verma, Rahul and Verma, Priti, (2007), Noise trading and stock market volatility, *Journal of Multinational Financial Management*, 17(3), 231-243.

Woo, Kai-Yin, Chulin Mai, Michael McAleer, and Wing-Keung Wong. (2020). "Review on Efficiency and Anomalies in Stock Markets" *Economies*, 8 (1), 20. https://doi.org/10.3390/economies8010020.

Xiao, D., Wang, J., & Niu, H. (2016). Volatility analysis of financial agent-based market dynamics from stochastic contact system. *Computational Economics*, 48(4), 607-625.

Ya'Cob, N., & Ya'cob, M. (2016). The Determinants of Stock Market Volatility: Macroeconomic Fundamentals and Investor Sentiment. D*octoral Dissertation*, University Of Malaya, Malaysia. 1-234.

Yang, Y., & Copeland, L. (2014). The effects of sentiment on market return and volatility and the cross-sectional risk premium of sentiment-affected volatility (No. E2014/12). Cardiff economics working papers.

COPYRIGHTS



This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 351-374

Optimal Standard of Resolution Legal Disputes in the Capital Market[1]

Ali Ansari[2], Mina Karimi Nik[3]

Received: 2022/06/22
Accepted: 2022/11/20

Research Paper

Abstract

The goal of capital market dispute resolution system is legal claims resolution with a focus on securing private interests, like civil litigation. The difference is that there are public and economic interests of the country in addition to private interests in the capital market.

Ensuring a fair and efficient dispute resolution system is one of the factors for capital market prosperity by reducing investment risk and encouraging more investment. The efficiency of dispute resolution system is rooted in its desirability for investors. Fairness, speed, and expertise in dispute resolution system are the most important criteria for the desirability of dispute resolution system from the perspective of investors.

Alignment with the special interests and necessities of capital market dispute resolution system (speed and expertise) will be achieved by deviating from some principles of dispute resolution system, while the invariable and definite principles of dispute resolution must be completely applied. The present research seeks to identify and evaluate the mentioned principles by the descriptive-analytical method.

Key Words: Capital Market, Resolve Legal Disputes, Principles of Dispute Resolution, Arbitration.
JEL Classification: K41.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11953.1970

2. Associate Professor, Department of Private and Economic Law, Faculty of Law and Political Science, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (ali.ansari1975@yahoo.fr).
3. M.Sc. Student, Department of Private and Economic Law, Faculty of Law and Political Science, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (mina_kariminik@atu.ac.ir).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۳۷۴-۳۵۱

استاندارد مطلوب دادرسی دعاوی حقوقی در بازار سرمایه[۱]

علی انصاری[۲]، مینا کریمی نیک[۳]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۲۹

چکیده

دادرسی در بازار سرمایه همچون دادرسی مدنی، با هدف حل‌وفصل اختلافات مدنی و با محوریت تأمین منافع خصوصی است، با این تفاوت که در حوزه بازار سرمایه، مصالحی فراتر از مصالح شخصی بلکه ناظر بر منافع عمومی و اقتصادی کشور نیز مطرح می‌شود.

اطمینان به وجود سیستم دادرسی عادلانه و کارآمد، یکی از عوامل رونق و توسعه بازار سرمایه از طریق کاهش ریسک سرمایه‌گذاری، ترغیب به سرمایه‌گذاری بیشتر و جذب سرمایه است. کارایی دادرسی ریشه در میزان مطلوبیت آن نزد سرمایه‌گذاران دارد. انصاف، استقلال، سرعت و تخصص در دادرسی بازار سرمایه از مهم‌ترین معیارهای مطلوبیت دادرسی از منظر سرمایه‌گذاران است.

هم راستایی با مصالح و اقتضائات خاص دادرسی در بازار سرمایه (سرعت و تخصص) با عدول از برخی اصول کلی دادرسی عادلانه محقق خواهد شد، ضمن آنکه اصول ثابت و مسلم دادرسی بایستی تمام و کمال اعمال شوند. پژوهش حاضر با روش توصیفی-تحلیلی درصدد شناسایی و ارزیابی اصول یادشده است.

واژه های کلیدی: ت بازار سرمایه، حل‌وفصل اختلافات، داوری، اصول دادرسی، دادرسی سریع و تخصصی.

طبقه بندی موضوعی: K41.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11953.1970

۲. دانشیار، گروه حقوق خصوصی و اقتصادی، دانشکده حقوق و علوم سیاسی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (ali.ansari1975@yahoo.fr).

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه حقوق خصوصی و اقتصادی، دانشکده حقوق و علوم سیاسی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (mina_kariminik@atu.ac.ir).

مقدمه

بازار سرمایه، یکی از ابزارهای سنجش رشد، توسعه اقتصادی و سنجش سلامت یا بیماری اقتصاد کشورهاست. بنابراین تلاش برای توسعه و ارتقای این بازار اهمیت بسیاری دارد. یکی از کارکردهای بازار بورس اوراق بهادار، نقش آن در جذب سرمایه‌های خرد و کاهش مصرف است و بدین وسیله منابع مالی مورد نیاز بنگاه‌های اقتصادی در راستای سرمایه‌گذاری‌هایی که منجر به افزایش تولیدات و ارتقای تکنولوژی و فناوری می‌شود را فراهم می‌آورد. افزون‌بر آن از هدایت نقدینگی به سمت بازارهای طلا، ارز و مسکن که در اقتصاد ملی تورم‌زا هستند و بازارهای بین‌المللی همچون بازار فارکس و بازار ارز دیجیتال که امروزه توجه بسیاری را به خود جلب کرده است،[1] جلوگیری کرده و همچنین باعث جذب سرمایه‌گذاری‌های خارجی می‌شود.

ازاین‌رو دولت‌ها به تنظیم‌گری در عرصه بازار سرمایه پرداخته‌اند. تنظیم‌گری استوار بر مشارکت دولت و بخش خصوصی در اداره امور اقتصادی است و به معنای اداره امور اقتصادی توسط بخش خصوصی و در عین‌حال تدوین و تنظیم چارچوب قانونی و سازوکارهای نظارتی لازم توسط دولت با در نظر گرفتن نظرات فعالان این بخش است. سازمان بین‌المللی کمیسیون‌های اوراق بهادار[2]، به موجب سندی، اهداف تنظیم بازار اوراق بهادار را برشمرده است، این اهداف عبارتند از: حمایت از سرمایه‌گذاران، اطمینان از منصفانه، کارآمد و شفاف بودن بازارها و کاهش ریسک سیستماتیک(سازمان بین‌المللی کمیسیون‌های اوراق بهادار، ۲۰۰۳). اهداف یادشده در سند سازمان کمیسیون‌های اوراق بهادار، همگی مشابه مواردی است که در ماده ۲ قانون بازار اوراق بهادار مصوب ۱۳۸۴، به عنوان اهداف تشکیل شورای عالی و سازمان بورس و اوراق بهادار آمده است. از سوی دیگر خودانتظامی بازار سرمایه ایران نیز راهکار ساختاری در جهت تأمین بیشتر و بهتر اهداف تنظیم بازار صورت پذیرفته است. اهداف گسترده خودانتظامی همان‌هایی است که برای مقررات دولتی بازارهای مالی در سند اهداف و اصول اوراق بهادار تعیین شده است، حفظ یکپارچگی بازار (بازارهای عادلانه، کارآمد و شفاف)، حفظ یکپارچگی مالی (کاهش ریسک سیستماتیک) و حمایت از سرمایه‌گذاران(کمیته مشورتی تشکل‌های خودانتظام سازمان بین‌المللی کمیسیون‌های اوراق بهادار، ۲۰۰۰).

به‌طورکلی در جهت رونق بازار سرمایه مهم‌ترین و درواقع هدف نهایی تنظیم بازار، ترغیب و تشویق به سرمایه‌گذاری از طریق حمایت از سرمایه‌گذاران است. مجموعه بزرگی از ادبیات

---

۱. نمی‌توان به صورت مطلق ادعا نمود این امر تاثیر منفی در اقتصاد کشور دارد لیکن می‌توان گفت که بنگاه‌های اقتصادی داخلی را از یکسری منابع مالی محروم می‌کند.

2. International Organization of Securities Commissions (IOSCO)

حقوقی و مالی وجود دارد که نشان می‌دهد حمایت قانونی قوی از سرمایه‌گذاران، کلید بازار سرمایه سالم یک کشور است. به‌منظور حمایت از سرمایه‌گذاران، ارتقای کارایی، انصاف، افزایش شفافیت و تقارن اطلاعاتی ضرورت خواهد داشت.

یکی از مسائل دارای اهمیت در جهت حمایت از سرمایه‌گذاران و جذب سرمایه، شیوه حل‌و فصل اختلافات است، کارایی حل‌وفصل اختلافات در گرو حمایت از سرمایه‌گذاران و ارتقای کارایی بازار است. ازاین‌رو ارزیابی کارایی حل‌وفصل اختلافات در چارچوب مجموعه‌ای از فرضیه‌های مربوط به اهداف سرمایه‌گذاران برای حل‌وفصل بهتر اختلافات صورت می‌گیرد. در ژانویه ۱۹۹۶، کارگروه سیاست داوری (گروه ویژه) انجمن ملی فروشندگان اوراق بهادار شرکت بورس اوراق بهادار نیویورک[1] درکشور آمریکا (که دو بازار اوراق بهادار آن رتبه اول و دوم را در میان بورس‌های جهان دارد)، در گزارش اصلاحات داوری اوراق بهادار، تحقق اهداف طرفین از داوری اختلافات خود را معیاری برای ارائه مدلی از سیستم داوری اوراق بهادار منصفانه و کارآمد قرار داده بود(رودر[2]، ۱۹۹۸). دادرسی سریع، تخصصی و کم هزینه، حفظ محرمانگی دادرسی و در عین حال ایجاد تقارن اطلاعاتی در کلیت بازار ازجمله مهم‌ترین معیارهای مطلوبیت حل‌وفصل از دیدگاه سرمایه‌گذاران است. اصول کارآمد دادرسی در بازار سرمایه به‌منظور تحقق اهداف یادشده تدوین گشته‌اند.

بنابراین هدف از پژوهش حاضر آن است که با لحاظ کردن مصالح و اقتضائات خاص بازار سرمایه، معیارهای مطلوبیت و اصول کارآمد دادرسی، استاندارد مطلوب حل‌وفصل اختلافات در بازار سرمایه را مورد شناسایی قرار دهد. در این راستا پرسش اصلی که مطرح می‌شود، آن است که استاندارد مطلوب دادرسی دعاوی حقوقی در بازار سرمایه چیست؟ به منظور پاسخ به پرسش بالا، اصول کارآمد دادرسی در بازار سرمایه در دو بخش مورد شناسی قرار گرفته است. دسته نخست، اصولی که ثابت و لازم‌الاتباع در کلیه دعاوی هستند و دسته دوم اصولی که بنا بر اقتضائات و مصالح خاص دعاوی بازار سرمایه قابل حذف و تغییر هستند. در پژوهش حاضر اصول دسته نخست، اصول ثابت دادرسی و اصول دسته دوم اصول ناظر بر مصالح و اقتضائات خاص دعاوی نام‌گذاری شده است.

---

1. National Association of Securities Dealers (NASD)
2. Ruder

بخش نخست- اصول ثابت دادرسی

اصول ثابت دادرسی عبارتنداز: اصل استقلال و بی‌طرفی شخص و مرجع رسیدگی‌کننده، اصل حق دسترسی برابر به دادخواهی، اصل رسیدگی در مدت معقول، اصل مدلل و موجه بودن آراء، اصل اعتبار امر مختوم، اصل تناظر و اصل برخورداری از وکیل. اصول یادشده در کلیه دادرسی‌ها لازم‌الاتباع است و عدول از آنها، سبب بطلان و بی‌اعتباری رأی صادره خواهد بود.

اصل سرعت به طریق اولی اصل رسیدگی در مدت معقول را نیز در برمی‌گیرد و اصل سرعت نیز در ضمن اصول ناظر بر تأمین اقتضائات خاص بازار مدنظر قرار می‌گیرد. اصول مدلل و موجه بودن آراء، اعتبار امر مختوم، اصل تناظر، برخورداری از وکیل نیز اصول مسلم دادرسی هستند و در هرصورت باید در دادرسی بازار سرمایه لحاظ شدند. در میان اصول ثابت دادرسی، به منظور تعیین نوع و صنف مرجع رسیدگی به دعاوی بازار سرمایه، بررسی اصل استقلال و بی‌طرفی و اصل حق دسترسی برابر به دادخواهی ضرورت دارد.

۱- استقلال و بی‌طرفی

بی‌طرفی دادرسی به عنوان یک معیار شخصی[1] ناظر بر خورداری از پیش‌داوری و یا جانب‌داری از یکی از طرفین دعوا با توجه به عوامل خارج از پرونده است. اما وقتی سخن از استقلال یک نهاد رسیدگی و به عبارتی استقلال قضاء می‌شود، آن سه قسم است: استقلال به مثابه انفکاک نسبی قوا، استقلال شخصی و فردی قاضی و استقلال از حکومت و قدرت(شاملو، محمدی، ۱۳۹۰: ۱۱۶). استقلال یکی از شرایط لازم برای حفظ بی‌طرفی است. این شرایط از شرایط جهانی لازم در هر نوع رسیدگی است و نقض آنها در قالب ایراد جرح در فرآیند داوری مورد توجه قرار می‌گیرد و در نهایت می‌تواند موجب بطلان رأی شود، حتی در مواردی مشمول مسئولیت مدنی جبران خسارت نیز است.

استقلال به مثابه انفکاک نسبی قوا

بر اساس اصل پنجاه و هفتم قانون اساسی، اصل استقلال قوای حاکمه مورد پذیرش قرار گرفته است و به موجب اصل یکصد و پنجاه و ششم قانون اساسی، حل‌وفصل دعاوی، احیای حقوق عامه و نظارت بر حسن اجرای قوانین، وظیفه قوه قضاییه است که این وظیفه از طریق دو

1. Subjective

رکن اصلی قوه قضاییه یعنی دادگاه‌های دادگستری (اصل ۱۵۹) و دیوان عدالت اداری (اصل ۱۷۳) صورت می‌گیرد.

در راستای رسیدگی تخصصی به دعاوی، مراجع قضایی اختصاصی (کیفری و حقوقی) در زیرمجموعه قوه قضاییه به وجود آمده‌اند. با این وجود در نظام پارلمانی گاهی بخش‌هایی از وظایف قوای حاکمه در هم آمیخته می‌شود. مراجع شبه قضایی در نظام حقوقی ما دلیل بر وجود یکی از حوزه‌هایی است که اقتضای مداخله قوه قضاییه و قوه مجریه را دربردارد. به بیان دیگر اصل تفکیک قوای حاکمه درخصوص مراجع شبه قضایی تعدیل گشته است و اطلاق عنوان «شبه قضایی» برای این مراجع به این علت است. بنابراین وجه تشابه مراجع شبه قضایی در عدم استقلال آن‌ها به عنوان مراجع صالح به حل‌وفصل اختلافات (که از وظایف ذاتی قوه قضاییه می‌باشد) در برابر قوه مجریه است، مراجع شبه قضایی بر خلاف مراجع اختصاصی دادگستری (مانند دادگاه خانواده، دادگاه انقلاب و شورای حل اختلاف)، نصب و عزل قضات آن، کلاً یا جزئاً در صلاحیت قوه مجریه است[۱]. مراجع شبه قضایی شامل مراجع اختصاصی اداری و مراجع اختصاصی غیردادگستری می‌شود[۲].

رسیدگی به اختلافات با طرفیت سازمان‌ها و تشکیلات تحت سرپرستی قوه مجریه توسط مقامات و نهاد خاص مستقر در سازمان وابسته (مراجع اختصاصی اداری)، تحت عنوان «دادرسی اداری» صورت می‌گیرد و آراء صادره قابل اعتراض در دیوان عدالت اداری به عنوان یکی از ارکان قوه قضاییه است.

فلسفه ایجاد مراجع اختصاصی اداری، افزون‌بر لزوم دادرسی تخصصی، ریشه در موضوع اختلافات دارد. دعاوی مطرح در دادرسی اداری با طرفیت ادارات و مقامات زیرمجموعه قوه مجریه و درحدود اعمال یکجانبه دولت است. چنانچه دادرسی این دسته دعاوی تنها توسط قوه قضاییه صورت گیرد، برخلاف اصل استقلال قوای حاکمه است و درعین‌حال دادرسی تنها توسط قوه مجریه نیز همین حکم را دارد. برای شرح علت این امر می‌توان به پیشینه پیدایش مراجع اداری اشاره کرد، در نظام حقوقی فرانسه که در حقوق اداری پیشگام بوده است، انقلابیون

---

۱. به‌طورکلی در میان مراجع قضایی (شامل مراجع عمومی، مراجع اختصاصی، دیوان عالی کشور و دادسرا)، مراجع اختصاصی (شامل مراجع حقوقی و کیفری) در راستای رسیدگی تخصص به دعاوی خاص شکل گرفتند و در میان مراجع اختصاصی حقوقی (اعم از مراجع دادگستری و غیردادگستری)، مراجع اختصاصی غیردادگستری در زمره مراجع شبه قضایی قرار می‌گیرند.

۲. در اکثر منابع از مراجع اداری و مراجع اختصاصی حقوقی غیردادگستری، مجموعاً تحت عنوان «مراجع شبه قضایی» و یا «مراجع اختصاصی غیردادگستری» یاد شده است.

برای رهایی از دخالت قضات تفسیری، به لحاظ جدال و رقابتی که بین قضات و محاکم وجود داشت، از تفکیک قوا دفاع کردند که به موجب آن صدور حکم علیه مقامات اجرایی و دستورات قضایی خطاب به دستگاه‌های اجرایی نوعی دخالت قوه قضاییه در قوه مجریه محسوب می‌شود و این امر با تفکیک قوا مغایرت دارد. بنابراین بدین‌وسیله قضات محاکم را از صدور حکم علیه مقامات و نهادهای اجرایی بازدارند(کانا[1]، ۲۰۰۹). ولی پس از آن با این مشکل روبرو شدند که با خروج مقامات اداری از نظارت قضایی با تظلمات و سوءاستفاده آنها از قدرت روبه‌رو می‌شویم که کنترلی بر آنها وجود ندارد. پس برای رسیدگی به تخلفات اداره و مقامات آن و احقاق حقوق مردم، دادگاه‌های اداری را ایجاد کردند(استوار سنگری، ۱۳۹۹: ۱۵۱).

از سوی دیگر افزون بر ضرورت دادرسی تخصصی در برخی موضوعات، در راستای اجرای سیاست‌های خصوصی‌سازی و تمرکززدایی در همه ابعاد حاکمیت ازجمله در حیطه اختیارت قوه قضاییه، در برخی حوزه‌ها، حل‌وفصل اختلافات توسط نهاد داوری تخصصی، مستقل و غیردولتی مورد پذیرش قرار گرفته است.

حل‌وفصل اختلافات در بازار سرمایه نیز مستلزم دادرسی سریع و تخصصی است، به عبارت دیگر نوع مرجع صالح باید در زمره مراجع اختصاصی قرار گیرد. درنتیجه مسئله‌ای که مطرح می‌شود آن است که دادرسی در بازار سرمایه در کدام یک از مراجع اختصاصی بیان شده در بالا(مراجع اختصاصی دادگستری، مراجع اختصاصی شبه قضایی اعم از مراجع اداری و مراجع غیر دادگستری و یا نهاد داوری) مطلوبیت دارد.

مرجع حل‌وفصل اختلافات بازار سرمایه نمی‌تواند مرجع شبه قضایی باشد. موضوع دعاوی بازار سرمایه کاملاً متفاوت از موضوع دعاوی مراجع شبه قضایی است. موضوع دعاوی مطرح در بازار سرمایه، مسائل حرفه‌ای مابین فعالان بازار است و چنانچه دعوایی علیه دولت به عنوان یکی از فعالان بازار (به عنوان مثال شرکت‌های دولتی پذیرفته شده در بورس یا فرابورس و شرکت‌های کارگزاری دولتی) مطرح شود، دولت در مقام تصدی و دعوا در پیوند با مسائل قراردادی است. این درحالی است که به‌طورکلی مراجع شبه قضایی صلاحیت رسیدگی به دعاوی با طرفیت دولت در مقام تصدی‌گری و یا ناظر بر قراردادهای دولت را ندارند. موضوع دادرسی اداری، اعمال یکجانبه دولت است و قراردادهای دولتی را دربرنمی‌گیرد. درصورت

---

1. Cana

طرح دعاوی در پیوند با مسائل قراردادی و اعمال تصدی‌گرانه‌ی دولت‌ها در مراجع اداری، قرار عدم صلاحیت صادر می‌شود و مراجع قضایی عمومی، صالح به رسیدگی هستند که همگی مستقل از قوه مجریه هستند. افزون‌بر آن، دیوان عدالت اداری به عنوان مرجع عمومی و عالی‌ترین مرجع اداری، پس از احراز تخلف، برای صدور حکم به جبران خسارت و تعیین میزان آن در دعاوی با طرفیت دولت صلاحیت ندارد و این امر در صلاحیت مراجع عمومی دادگستری است. مراجع غیردادگستری نیز یا از پایه صلاحیت رسیدگی به دعاوی با طرفیت دولت را ندارند[1] و یا در غیراینصورت، اعمال دولت در زمره اعمال تصدی‌گرایانه، قرار ندارد[2].

بنابراین موضوع دعاوی بازار سرمایه از صنف دعاوی مطرح در مراجع شبه قضایی نیست. در راستای دادرسی تخصصی در بازار سرمایه، مرجع حل‌وفصل اختلافات بایستی در زمره مراجع اختصاصی دادگستری (دادگاه خانواده، دادگاه انقلاب، شورای حل اختلاف) و یا داوری به معنای خاص قرار گیرد.

سند تحول قضایی مصوب رییس قوه قضاییه مورخ ۱۳۹۹/۱۰/۳ (درگاه ملی قوه قضاییه، ۱۳۹۹) در راستای شناسایی چالش‌های قوه قضاییه و ارائه راهبرد و راهکارهای مناسب برای رفع آنها، راهبردهای تخصصی نمودن فرآیندهای رسیدگی، بهره‌گیری از ظرفیت متخصصان در صدور آراء و سرانجام توسعه روش‌های حل اختلافات جایگزین رسیدگی قضایی را ارائه کرده است. با توجه به موارد یادشده در سند طرح تحول قضایی، رویکرد قوه قضاییه نیز کاهش حجم دعاوی مطروحه در دادگستری، تخصصی کردن رسیدگی به اختلافات توسط افراد خبره در هر حوزه و همچنین رسیدگی بر اساس آیین دادرسی خاص و تخصصی است که گویا همان مفهوم خصوصی‌سازی در حل‌وفصل اختلافات (خودانتظامی) و یا پذیرش نهاد داوری است.

بنابراین در بازار سرمایه نیز در راستای کاهش حجم دعاوی مطرح در دادگستری، تخصصی کردن رسیدگی به اختلافات، سرعت در دادرسی و کاهش هزینه‌های دولت، تفویض وظیفه حل‌وفصل اختلافات به بخش خصوصی و از طریق داوری توجیه می‌پذیرد.

درجهت تقویت دیدگاه مبتنی بر پذیرش داوری برای حل‌وفصل اختلافات بازار سرمایه نسبت به مراجع اختصاصی دادگستری، می‌توان به نظام حقوقی کشورهایی که داوری در آنها پذیرفته شده است،

---

۱. به عنوان مثال مرجع حل اختلاف دعاوی با طرفیت دولت راجع به املاک، کمیسیونی غیر از مراجع حل اختلاف مصرح در قانون ثبت است.

۲. حل اختلاف میان کارگران مشمول قانون کار و کارفرمای دولتی اگرچه می‌تواند به موجب بند ۳ ماده ۱۰ قانون دیوان عدالت اداری در صلاحیت دیوان عدالت اداری قرار گیرد، با این وجود به موجب رأی وحدت دیوان عدالت اداری در صلاحیت مراجع حل اختلاف قانون کار قرار گرفته است ولی موضوع اختلاف اعمال حاکمیتی دولت است و نه اعمال تصدی.

اشاره کرد. در نظام حقوقی بازار اوراق بهادار آمریکا، به عنوان بزرگ‌ترین بازار بورس جهان بر پایه حجم معاملات و ارزش بازار (که نشان از عملکرد موفق آن در حمایت از سرمایه‌گذاران به عنوان هدف غایی تنظیم بازار دارد)، افزون‌بر صلاحیت مراجع قضایی عمومی، داوری شیوه‌ای پذیرفته و مرسوم برای حل‌وفصل اختلافات این حوزه است. بهره‌مندی از داوری در کنار دیگر شیوه‌های حل اختلاف همچون سازش و میانجیگری سبب شده است بسیاری از اختلافات این حوزه بدون نیاز به طرح در مراجع قضایی با کمترین هزینه که از مهم‌ترین عوامل جایگزین شیوه داوری به جای دادرسی دولتی است، حل‌وفصل شوند(باندی[1]، ۲۰۱۰). قوانین داوری اوراق بهادار که برای نخستین بار در سال ۱۹۷۲ ایجاد شد، بر این باور استوار است (که پس از حدود پنج دهه همچنان صادق است) که بسیاری از فعالان بازار ترجیح می‌دهند دعاوی خود را در داوری مطرح کنند و از داوری منتفع شوند. همانطور که دیوان عالی ایالات متحده آمریکا در سال ۱۹۸۷ تصمیم مهم مک ماهون[2] خود و بسیاری از دادگاه‌های دیگر از آن زمان مشاهده کرده‌اند که به‌طورکلی داوری اوراق بهادار (درحالیکه از نزدیک توسط کمیسیون بورس و اوراق بهادار تحت نظارت قرار می‌گیرد) ارزان‌تر، مناسب‌تر، و درست به اندازه دعوای قضایی منصفانه است(کارول[3]، ۲۰۲۱).

در مالزی به عنوان کشوری با حقوق اسلامی، داوری شیوه‌ای پذیرفته شده برای حل‌وفصل دعاوی بازار اوراق بهادار آن است. بر اساس قوانین استرالیا، آلمان و اندونزی نیز مرجع اصلی رسیدگی به اختلافات دادگاه‌های حقوقی است، ولی فعالان بازار می‌توانند به منظور رسیدن به راه‌های سریع‌تر حل‌وفصل اختلافات حرفه‌ای، شیوه‌های دیگری همچون داوری و میانجی‌گری را برگزینند(میرزایی منفرد، ۱۳۹۵: ۱۸۵-۱۹۵).

بنابراین به نظر می‌رسد مرجع حل‌وفصل اختلافات بازار سرمایه از دیدگاه صنف (با لحاظ موضوع اختلافات مطرح در آن)، می‌تواند در زمره مراجع اختصاصی دادگستری و یا نهاد داوری به معنای خاص قرار گیرد. با توجه به سند طرح تحول قضایی و تجربیات دیگر کشورها در این خصوص، پذیرش نهاد داوری ارجحیت دارد.

با این وجود ماهیت هیأت داوری بازار سرمایه، داوری اصطلاحی نیست و شباهت زیادی با مراجع شبه قضایی دارد. چنانچه بخواهیم هیأت داوری را در زمره مراجع شبه قضایی بیاوریم،

---

1. Bondi
2. Court opinions for (Shearson/American Express v. McMahon, 482 U.S. 220 (1987))
3. Carroll

شباهت بیشتری به مراجع اختصاصی غیردادگستری دارد. چراکه هیأت داوری به عنوان رکنی از سازمان بورس و اوراق بهادار به قوه مجریه، وابسته است.

هیأت داوری جزء ارکان سازمان بورس و اوراق بهادار محسوب می‌شود. ازاین‌رو گاهی از آن تحت عنوان «هیأت داوری سازمان بورس و اوراق بهادار» یاد شده است. مطابق ماده ۳۷ قانون بازار، هیأت داوری متشکل از سه عضو است که یک عضو توسط رییس قوه قضاییه از بین قضات باتجربه و دو عضو از بین صاحب‌نظران در زمینه‌های اقتصادی و مالی به پیشنهاد سازمان و تأیید شورای عالی منصوب می‌شوند. رده سازمانی و جایگاه اداری اعضای هیأت داوری در رده اعضای هیأت مدیره سازمان است، به علت آنکه تأیید اعضای هیأت داوری و انتخاب اعضای هیأت مدیره‌ی سازمان (بند ۱۰ ماده ۴ قانون بازار)، هر دو در صلاحیت شورای عالی بورس و اوراق بهادار است.

بر اساس بند ۱۲ ماده ۴ قانون بازار، تعیین حق‌الزحمه داوران نیز برعهده شورای عالی قرار دارد که مطابق تبصره ۴ ماده ۳۷ قانون بازار، حق‌الزحمه داوران توسط شورای عالی را در قالب بودجه سازمان منظور و توسط سازمان پرداخت می‌شود. در مقابل به موجب بند ۴ ماده ۲۶ اساسنامه سازمان، وجوه دریافتی بابت هزینه‌های رسیدگی به اختلافات اشخاص، یکی از منابع درآمدی سازمان بوده که دریافت آن از وظایف قانونی دبیرخانه‌ی هیأت داوری است.

به موجب تبصره ۳ ماده ۳۷ قانون بازار اوراق بهادار، هیأت داوری، دارای دبیرخانه‌ای است که در محل سازمان بورس تشکیل می‌شود. مطابق ماده ۲ قانون تشکیلات سازمان مصوب هیأت وزیران مورخ ۱۳۸۵، سازمان دارای چهار معاونت از جمله معاونت حقوقی است. معاونت حقوقی تحت ریاست سازمان وظایف و مسئولیت‌های حقوقی ازجمله اداره دبیرخانه هیأت داوری را برعهده دارد. در نتیجه، دبیرخانه هیأت داوری یکی از ادارات زیرمجموعه معاونت حقوقی سازمان بورس است. رئیس و کارشناسان اداری دبیرخانه توسط سازمان منصوب شده و از نظر اداری تحت‌نظر سازمان فعالیت می‌کنند. اعضای دبیرخانه کارکنان سازمان و تابع مقررات اداری آن به شمار می‌آیند. افزون‌بر آن دستورالعمل‌ها و آیین‌نامه‌های مصوب شورای عالی و سازمان بورس و اوراق بهادار در هیأت داوری لازم‌الاتباع است.

استقلال سازمان بورس در برابر دولت به معنای خاص، نسبی است. اگرچه به موجب قانون بازار اوراق بهادار یک مؤسسه غیردولتی شمرده شده است. درنتیجه می‌توان گفت، هیأت داوری به واسطه وابستگی به سازمان بورس به عنوان یکی از ارکان سازمان، در برابر دولت به معنای خاص مستقل نیست و نصب و عزل قضات هیأت داوری همچون مراجع شبه قضایی جزئاً در اختیار قوه مجریه است.

هیأت داوری در میان مراجع شبه قضایی، در زمره مراجع اختصاصی غیردادگستری قرار دارد، چراکه موضوع دادرسی اداری، اعمال یکجانبه دولت به معنای خاص است. درحالیکه هیأت داوری به موجب ماده ۳۶ قانون بازار اوراق بهادار، رسیدگی به اختلافات حرفه‌ای مابین فعالان بازار برعهده دارد و موضوع اختلافات مطرح در آن بیشتر در پیوند با مسائل قراردادی و فعالان بازار نیز بیشتر اشخاص خصوصی هستند.

استقلال شخص داور

استقلال داور ناظر بر شرایط داور است و بی‌طرفی ناظر بر رفتار اوست، استقلال ناظر به یک رابطه عینی قابل ثبت بین داور و یکی از طرفین دعوا، سازمان داوری و یا دیگر داوران است ولی فقدان بی‌طرفی ناظر بر گرایش ذهنی داور به یکی از طرفین دعوا است و نمود آن در رفتار و اقدامات داور که اثبات بی‌طرفی مشکل‌تر است.

استقلال داور در برابر طرفین دعوا به این معنا است که داور، وکیل یا نماینده طرفین نیست و باید مستقل از معرفی‌کننده باشد (فقدان رابطه عینی و قابل ثبت) و در رسیدگی و رأی نیز باید بی‌طرف باشد. انتخاب طرفین پشتوانه‌ی داوری از جهت اعتماد به تخصص، استقلال و بی‌طرفی داوران و درنتیجه اعتماد به عادلانه بودن رأی صادره توسط داوران است که به موجب آن احتمال اجرای مفاد رأی داوران از روی اختیار و رضایت افزایش می‌یابد. اگرچه در داوری سازمانی نیز بسته به مورد امکان دارد داوران توسط خود سازمان انتخاب شوند و طرفین در انتخاب داوران نقشی نداشته باشند، لیکن در اینصورت عنصر اختیار در انتخاب سازمان داوری تجلی خواهد کرد. افزون‌بر آن تعیین دقیق شرایط معیار گزینش داوران در فرض انتصاب آنها، نه تنها تا حدی شبهه عدم استقلال و بی‌طرفی را برطرف کرده، بلکه اطمینان به تخصص داوران را نیز موجب می‌شود.

منظور از استقلال داور نسبت به سازمان داوری نیز فقدان رابطه عینی و قابل ثبت میان داور و سازمان داوری است که درنتیجه آن داوران از هر نظر در برابر سازمان مستقل هستند. داوران کارمند سازمان نیستند و از طرفین دعوا حق‌الزحمه دریافت می‌دارند. به عنوان مثال، در آمریکا از سال ۲۰۰۷ با تأسیس مرجع تنظیم مقررات صنعت مالی ایالات متحده، «فینرا»[1]، تمامی

1. Financial Industry Regulatory Authority (FINRA)

پرونده‌های جدید داوری، باید به فینرا ارائه شود. فینرا بزرگترین انجمن حل اختلاف اوراق بهادار در ایالات متحده را اداره می‌کند و تجربه گسترده‌ای در ارائه یک محل منصفانه، کارآمد و موثر برای رسیدگی به اختلافات مربوط به اوراق بهادار دارد. حل‌وفصل اختلافات در فینرا از طریق میانجی‌گری و یا داوری است. با این حال سرمایه‌گذاران محدود به آن نیستند. سیستم داوری به طور کامل مستقل است. فینرا برای حفظ یک سیستم عادلانه، بی‌طرفانه و کارآمد حل اختلاف، انتخاب فهرستی از داوران را بر اساس قوانین تأیید شده توسط کمیسیون بورس و اوراق بهادار[1] و سپس آموزش داوران را برعهده دارد، چراکه شرط تخصص در گزینش ابتدایی داوران مدنظر قرار نگرفته و فینرا پس از گزینش ابتدایی، نسبت به آموزش تخصصی داوران اقدام کرده و سپس داوران باید آزمون کتبی مربوطه را بگذرانند و در صورت قبولی به عنوان داور تأیید می‌شوند. فینرا پس از گزینش نیز، همواره شرایط داوران را رصد می‌کند. اکنون فینرا فهرستی از بیش از ۷۹۰۰ داور دارد و گزینش نهایی داوران توسط طرفین دعوا صورت می‌گیرد. داوران کارمند فینرا نیستند و کاملاً مستقل و بی‌طرف بوده و در ازای شرکت در جلسات داوری حق‌الزحمه دریافت می‌دارند(مرجع تنظیم مقررات صنعت مالی ایالات متحده، ۲۰۲۱).

استقلال داور در برابر دیگر داوران را باید اینگونه تحلیل نمود که هیچگونه برتری برای یک داور به ویژه سرداور نسبت به دیگر داوران در داوری‌های هیأتی وجود ندارد و همگی در موضع مساوی قرار دارند. داور نیز ملتزم به رعایت هیچ قاعده سلسله مراتبی نیست و در راستای رسیدگی و اظهارنظر در موضوع دعوا الزامی به تبعیت از نظر دیگر داوران و حتی سرداور ندارد. هر داور در صدور رأی از استقلال نظر کامل برخوردار است تا چنانچه بین ایشان اختلاف‌نظر ایجاد شد نظر اکثریت فصل‌الخطاب قرار گیرد(بطحایی، شمس، ۱۳۹۵: ۵۴).

اکنون هیأت داوری بازار سرمایه متشکل از سه داور منصوب شورای عالی است و طرفین اختلاف در انتخاب آنها نقشی ندارند. داوران کارمند سازمان بورس محسوب می‌شوند. به موجب ماده ۴۴ دستورالعمل آیین رسیدگی به اختلافات در هیأت داوری مصوب ۱۳۹۸، رأی هیأت با نظر موافق قاضی و حداقل یک عضو دیگر صادر می‌شود. بنابراین نظر عضو قضایی ارجح بوده و اولویت دارد و هرچند قانون تکلیف حالتی که اختلاف‌نظر میان نظر رییس هیأت و سایر اعضاء وجود داشته باشد را مشخص نکرده است.

---

1. U.S. Securities and Exchange Commission (SEC)

استقلال از حکومت و قدرت

این مفهوم در حوزه بازار سرمایه بیشتر حاکی از عدم نفوذ سیاست‌های اقتصادی بر فرآیند حل‌وفصل اختلافات در بازار سرمایه است. اهمیت زیاد بازار سرمایه برای دولت ناشی از آن است که یکی از دو بازار تأمین‌کننده اصلی منابع مالی اقتصاد کشور، بهترین مکان برای اجرای سیاست‌های خصوصی‌سازی و واگذاری سهام شرکت‌های دولتی است. مداخله دولت به معنای خاص در بازار سرمایه در جهت ارتقای کارایی، تقارن اطلاعاتی، جلوگیری از عوامل شکست بازار و در نهایت حمایت از سرمایه‌گذارن توجیه‌پذیر است. درنتیجه دولت‌ها از طریق تنظیم‌گری سیاست‌های خود اعمال می‌کنند. در رویکرد نوین نسبت به تنظیم‌گری یا همان مفهوم خودانتظامی، دولت پس از تعیین سیاست‌ها، به نظارت بر اجرای آنها می‌پردازد و اداره امور اقتصادی به تشکل‌های خودانتظام تفویض گشته است. بازار سرمایه بازاری متشکل و خودانتظام است. خودانتظامی درصدد کاهش نقش دولت‌ها است (سیاست خصوصی‌سازی و تمرکززدایی)، به طور خلاصه خودانتظامی تفویض اختیارات قوای حاکمه به بخش خصوصی است و بخش خصوصی در قالب تشکل‌های خودانتظام برای انجام این وظایف، اختیار وضع ضوابط و استانداردهای مربوط به حیطه اختیارات خود را دارا هستند.

در بازار سرمایه نیز به عنوان یک نظام خودانتظام، کلیه وظایف دولت به معنای قوای حاکمه به بخش خصوصی تفویض گشته است، اجزای یک نظام خودانتظام، ضوابط و استانداردهای داخلی مورد نیاز برای حیطه عملکرد خود را خودشان وضع می‌کنند (قوه مقننه)، خودشان اجرا (قوه مجریه) و اختلافات میان اعضاء را خودشان حل‌وفصل می‌کنند (قوه قضاییه) و هر یک از این سه بخش به صورت خودانتظام عمل خواهند کرد. به نظر می‌رسد که در بازار سرمایه تفویض اختیار توسط قوه مقننه صورت نگرفته و یا حداقل به صورت غیرمستقیم و در قالب اصل ۱۳۸ قانون اساسی است. دخالت دولت به معنای خاص در قالب تنظیم‌گری نظارتی و از طریق دو مرجع نظارتی بازار صورت می‌گیرد، شورای عالی بورس و اوراق بهادار، متشکل از مقامات دولتی و منتخبین آنها، مرجع عالی نظارتی و بالاترین رکن بازار است. سازمان بورس و اوراق بهادار تحت نظارت شورای عالی به صورت مستقیم بر بازار نظارت دارد. شورا وظیفه‌ی سیاست‌گذاری‌های کلان بازار را بر عهده دارد و کلیه مصوبات آن پس از تأیید وزیر امور اقتصادی و دارایی به عنوان رییس شورا لازم‌الاجراء است. در نتیجه از این طریق سیاست‌های دولت در قالب سیاست‌های کلی بازار توسط شورای عالی به بازار و سازمان بورس تحمیل می‌شود. بر این اساس شورای عالی و سازمان بورس و ارکان هر دو در راستای وظایف قوه مجریه عمل می‌کنند. شورای عالی و سازمان بورس عهده‌دار نظارت (تنظیم‌گری نظارتی) و ارکان بازار عهددار تنظیم به معنای خاص هستند.

استقلال سازمان در برابر دولت نسبی و اعمال‌نظر دولت در تصمیم‌های سازمان اجتناب‌ناپذیر است. درنتیجه به نظر می‌رسد مرجع رسیدگی به اختلافات در راستای حفظ استقلال از این منظر (استقلال در برابر حکومت و قدرت)، لازم است در برابر شورای عالی و سازمان بورس استقلال تام داشته باشد. حتی شاید بتوان گفت دومین دلیلی که مرجع دادرسی در بازار سرمایه نمی‌تواند در زمره مراجع شبه قضایی قرار گیرد، ضرورت حفظ استقلال آن در برابر حکومت و قدرت است. افزون بر آن با توجه به اعمال تصدی‌گرایانه دولت به معنای خاص در بازار، مرجع صالح به رسیدگی به اعمال تصدی دولت، بایستی سراسر مستقل از قوه مجریه باشد.

یکی از اصلی‌ترین مبانی خودانتظامی، چنانکه پریست (پریست[1]، ۱۹۹۸) نیز به آن اشاره کرده است، حل‌وفصل اختلافات اعضاء در خود ساختار خودانتظام است، هرچند ممکن است که مرجعی دولتی یا عمومی نیز بر این پروسه نظارت داشته باشد(انصاری، عیسائی تفرشی، حسینی، ۱۳۹۲: ۱۵۵). بنابراین چنانچه به بازار سرمایه به عنوان یک نهاد متشکل و خودانتظام نگریسته شود، حل‌وفصل اختلافات اعضاء شامل کلیه اشخاصی که به شیوه‌ای در آن فعالیت می‌کنند، اعم از: سرمایه‌گذاران و ارائه‌دهندگان خدمات مختلف، در درون خود ساختار خودانتظام و به صورت تخصصی از ضروریات چنین بازاری است که در واقع در راستای وظایف قوه قضاییه عمل خواهد کرد. اگرچه قوه قضاییه می‌تواند این مهم را در راستای دادرسی تخصصی و با توجه به اصل دسترسی برابر به دادخواهی به نهاد داوری تفویض کند. لازم به بیان است نظارت بر مرجع رسیدگی با حفظ استقلال آن منافاتی ندارد.

درجهت تقویت این دیدگاه (استقلال داوری از مرجع ناظر بازار با توجه به استقلال نسبی ناظر در برابر دولت) می‌توان به نظام حقوق بازار اوراق بهادار کشورهایی که چنین دیدگاهی را اتخاذ کرده‌اند، استناد کرد. در ایالات متحده آمریکا برای محافظت از سرمایه‌گذاران و اطمینان از یکپارچگی بازار، مرجع تنظیم مقررات صنعت مالی «فینرا» یک سازمان خودانتظام، مستقل و غیردولتی است که بر کارگزاران ثبت شده و شرکت‌های کارگزاری در ایالات متحده نظارت دارد. هدف فینرا تضمین اطمینان فعالیت در بازار است و هر سرمایه‌گذار حمایت‌های اولیه‌ای را که شایسته آن است، دریافت می‌کند. درواقع دولت اختیار اعمال نظارت را به یک نهاد مستقل و غیردولتی تفویض کرده است (معادل شورای عالی بورس و اوراق بهادار در ایران و کمیسیون بورس و اوراق بهادار در آمریکا) و بر اعمال آن نظارت می‌کند و در عین حال در راستای

1. Priest

تضمین بیشتر استقلال و تخصص مرجع ناظر، اختیار نظارت مستقیم بر بازار نیز به مرجع مستقل، تخصصی، غیردولتی و خودانتظام (معادل سازمان بورس و اوراق بهادار در ایران و فینرا در آمریکا) تفویض گشته است. نظارت دولت بر تشکل‌های خودانتظام، به صورت غیرمستقیم صورت خواهد پذیرفت. تشکل‌های خودانتظام در برابر مقام ناظر به طور مستقیم و در برابر مرجع عالی نظارتی و از آن طریق در برابر دولت به‌طور غیرمستقیم، تحت نظارت، مسئول و پاسخگو هستند. به عبارتی تنظیم‌گری نظارتی در دو سطح صورت می‌گیرد.

باوجود غیردولتی بودن مرجع ناظر در کشورهایی با بازار سرمایه خودانتظام، استقلال مرجع ناظر در برابر دولت استقلال نسبی است. چراکه در بیشتر کشورها چه نظارت توسط یک مرجع (مانند کمیسیون اوراق بهادار مالزی) و یا در دو سطح و توسط دو مرجع نظارتی (مانند کمیسیون بورس و اوراق بهادار و فینرا در آمریکا) صورت پذیرد، مقامات دولتی در ارکان نظارتی حضور داشته و دولت همواره سیاست‌های خود را بر بازار اعمال می‌کند. همچنین ضمن پذیرش طرق جایگزین حل‌وفصل اختلافات برای رسیدگی به اختلافات این حوزه، ناظر بازار اگرچه بیشتر بر فرآیند حل‌وفصل اختلافات خارج از سیستم قضایی نظارت دارد، ولی انجام داوری توسط ناظر صورت نمی‌گیرد و داوران به صورت مستقل عمل خواهند کرد.

در آمریکا داوران همگی مستقل از فینرا هستند. مرجع نظارتی بازار اوراق بهادار مالزی یعنی کمیسیون اوراق بهادار، اقدامی در خصوص رفع اختلافات انجام نمی‌دهد. بورس اوراق بهادار استرالیا نیز ساختاری متشکل و خودانتظام دارد. کمیسیون سرمایه‌گذاری و اوراق بهادار استرالیا، بر واحدهای جایگزین حل‌وفصل اختلافات نظارت می‌کند. رسیدگی به اختلاف بازار در مؤسساتی به عمل می‌آید که دارای مجوز از کمیسیون ناظر بازار هستند. واحدهای داوری در درون انجمن‌های شرکت‌های وابسته در بازار تأسیس می‌شوند که این واحدها، به‌طور کامل بی‌طرف و مستقل هستند(میرزایی منفرد، ۱۳۹۵: ۱۸۹-۱۸۳).

۲- حق دسترسی برابر به دادخواهی

اصل ۳۴ قانون اساسی، بیانگر اصل حق دسترسی برابر به دادخواهی است. به موجب این اصل، مرجع صالح حل‌وفصل اختلافات بازار سرمایه باید صلاحیت رسیدگی به اختلافات حرفه‌ای کلیه فعالان بازار را داشته باشد. دولت یکی از مهم‌ترین فعالان این حوزه است که به اشکال مختلف در بازار به فعالیت و کسب سود می‌پردازد (دولت در مقام تصدی). بنابراین به

نظر می‌رسد به موجب اصل ۳۴، مرجع صالح برای حل‌وفصل دعاوی باید صلاحیت رسیدگی به دعاوی با طرفیت دولت و شرکت‌های دولتی به عنوان فعالان بازار را نیز داشته باشد. از سوی دیگر همانطور که گفته شد، حل‌وفصل اختلافات بازار سرمایه از طریق نهاد داوری مطلوبیت دارد. ممکن است به استناد اصل ۱۳۹ قانون اساسی، از نهاد داوری برای رسیدگی با دعاوی با طرفیت دولت رد صلاحیت شود. یکی از علل تأکید پژوهش حاضر بر اعمال تصدی‌گرایانه دولت در بازار، به منظور پذیرش دیدگاهی است که داوری اختلافات راجع به اموال دولتی به معنی خاص که درجهت تصدی‌گری استعمال می‌شوند را مشمول اصل ۱۳۹ نمی‌داند (کریمی، پرتو، ۱۳۹۱: ۱۸۳). بنابراین مرجع صالح به رسیدگی دعاوی بازار سرمایه (صرف‌نظر از آنکه مرجع قضایی، شبه قضایی و یا داوری باشد) باید صلاحیت رسیدگی به دعاوی با طرفیت دولت به عنوان یکی از فعالان بازار را داشته باشد و این امر برخلاف اصل ۱۳۹ قانون اساسی نیست، چراکه به اعتقاد ما اصل ۱۳۹ قانون اساسی شامل اعمال تصدی‌گرایانه‌ی دولت نیست و فعالیت دولت در بازار سرمایه در زمره اعمال تصدی محسوب می‌شود و از این نظر با سایر فعالان بازار سرمایه برابر است. ولی درصورت عدم صلاحیت نهاد داوری برای رسیدگی به دعاوی با طرفیت دولت، اصل حق دسترسی برابر به دادخواهی و اصل ۳۴ قانون اساسی نقض می‌شود. به موجب این اصل، هیچ عاملی نباید سبب تمایز و یا مانع حق دسترسی اشخاص به دادخواهی، عدم تساوی حقوق و تکالیف طرفین اختلاف، تمایز در تشکیلات دادگاه‌ها، آیین رسیدگی و یا اعطای تسهیلات و امتیازات به آنها، جزء در موارد رسیدگی به جرایم خاص شود.

اکنون به موجب عموم ماده ۳۶ قانون بازار اوراق بهادار و ماده ۱۰ آیین‌نامه رسیدگی به اختلافات در هیأت داوری مصوب ۱۳۹۸، هیأت داوری برای رسیدگی به اختلافات در پیوند با اموال عمومی و دولتی صلاحیت دارد و تنها استثنای آن تبصره ۳ ماده ۱۶ قانون توسعه ابزارها[1] است.

بخش دوم- اصول ناظر بر مصالح و اقتضائات خاص دعاوی بازار سرمایه

اصل علنی بودن، دو درجه‌ای بودن دادرسی، منع تحصیل دلیل توسط قاضی، دلایل قانونی و غیر قابل اجراء بودن آراء غیر قطعی، اصول دسته دوم و یا اصول قابل حذف و یا تغییر بسته به مصالح و اقتضائات خاص دعاوی هستند. در دادرسی بازار سرمایه تحقق اهداف سرعت،

---

۱. ماده ۱۶ قانون توسعه ابزارها؛ «در صورت عدم پرداخت سود توسط شرکت‌های دولتی و شهرداری‌ها، امکان طرح دعوا در این خصوص در هیأت داوری وجود نداشته و بایستی به دادگاه‌های عمومی رجوع شود.»

تخصص و تعادل میان حفظ محرمانگی دادرسی و شفافیت بازار با عدول از اصول یادشده در بالا میسر خواهد بود. در این میان تنها اصول علنی بودن دادرسی، حق دسترسی برابر به دادخواهی و آزادی ادله مناقشه برانگیز بوده و نیاز به بررسی دارد.

۱- علنی بودن دادرسی

نظام حل‌وفصل اختلافات در تحقق کارایی اطلاعاتی و شفافیت بازار سرمایه نقش دارد، چراکه با توجه به برخی تعاریفی که از شفافیت به عمل آمده است، مفهوم شفافیت اطلاعات مربوط به گذشته را نیز شامل شود و بخشی از اطلاعات تأثیرگذار بر قیمت سهام، اطلاعات پس از وقوع معاملات است که اطلاعات حاصل از اختلافات نیز در این دسته قرار می‌گیرد. چنانچه اصل بر علنی بودن دادرسی باشد، موضوع و طرفین اختلاف آشکار خواهد شد. درنتیجه افشاء برخی اطلاعات ضروری در جهت ارتقای کارایی اطلاعاتی بازار از طریق نظام حل‌وفصل اختلافات صورت می‌پذیرد. علنی بودن یکی از تضمینات بی‌طرفی دادرسی است. افزون‌بر آن در بسیاری از مواقع اثر بازدارنده خواهد داشت.

با این وجود دو رویکرد نسبت به مطلوبیت علنی بودن دادرسی از منظر فعالان بازار وجود دارد، چراکه باوجود مزایای علنی بودن دادرسی، اگر بازار اوراق بهادار از نظر اطلاعاتی کارآمد باشد، قیمت‌ها منعکس‌کننده کامل تمام اطلاعات موجود خواهند بود و اطلاعات جدید سبب، تغییر قیمت خواهد شد. این امر درصورتی مطلوبیت دارد که قیمت‌ها منعکس‌کننده اطلاعات صحیح و قطعی باشند. درصورتی‌که اطلاعات حاصل از افشاء قبل از رسیدگی به اختلاف و صدور رأی، بیشترِ اطلاعات کامل، صحیح و قطعی نیست. چه بسا موجب شود هزینه‌های افشاء اطلاعات حاصل از اختلاف بر مزایای حاصل از رسیدگی به آن چیره شده و طرفین را از حل‌وفصل اختلافات منصرف کند و یا از طریق غیررسمی به حل آن بپردازند. حتی امکان طرح دعوا واهی درجهت انتشار اطلاعات مغرضانه وجود دارد. ازاین‌رو بیشتر طرفین اختلاف، مخالف افشای اطلاعات حاصل از اختلافات خود هستند. افشاء اطلاعات حاصل از اختلافات افزون‌بر طرفین دعوا، برخی دیگر از فعالان بازار را نیز متأثر خواهد کرد. به عنوان مثال سهامداران عمده یک شرکت بورسی در صورت طرح دعوا علیه شرکت ناشر، به علت تأثیر منفی افشاء در قیمت سهام، تمایلی به افشاء اطلاعات حاصل از آن ندارند. در صورت افشاء سایر سرمایه‌گذاران شرکت از تأثیر قیمت سهام متأثر خواهند شد و چه بسا افشاء، سبب ضرر مضاعف به طرف ذی‌حق و سایر اشخاص شود.

از سوی دیگر سایر فعالان بازار درجهت ایجاد شفافیت و تقارن اطلاعاتی، خواهان علنی بودن دادرسی هستند. به عنوان مثال به اختلافاتی که یک طرف دعوا یکی از شرکت‌های کارگزاری است، اگرچه از طرف کارگزار تمایل به افشاء وجود ندارد، سایر کارگزاران خواهان افشاء اطلاعات هستند. چراکه شرکت‌های کارگزاری درواقع شرکت‌های رقیب محسوب می‌شوند و رتبه‌بندی کارگزاری‌ها به همین منظور صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر، به‌طور کلی تدوین قوانین و مقررات در این زمینه باید به شیوه‌ای صورت گیرد که به دو دغدغه اصلی در این حوزه، پاسخ دهد. از یک سو، اطلاعات لازم و موثر در تصمیم‌گیری فعلان بازار بورس در دسترس ایشان قرار گیرد و از سوی دیگر، لطمه‌ای از آنجا به توان رقابتی شرکت‌ها وارد نشود(دیلمی، فریدون، ۱۳۹۹: ۷۴).

زمانی‌که موضوع منافع عمومی نقش اصلی و عمده در اختلاف داشته باشد، تعارض میان اصل شفافیت (درنتیجه علنی بودن دادرسی) و محرمانگی را موجب می‌شود. بنابراین هیچ یک از شفافیت یا محرمانگی نباید به صورت مطلق به کار رود، بلکه هر یک در موقعیتی خاص الزامی باشد. افزون‌بر آن بایستی تنها آن دسته از اطلاعات قطعی و صحیحی که برای شفافیت ضروری است، افشاء شود تا از این طریق از منافع طرفین اختلافات و سایر اشخاص مرتبط حمایت شود. درنتیجه بایستی در جستجوی راهی برای تعادل میان این دو مصلحت بود.

در آمریکا داوری در فینرا همگی محرمانه است و اسناد ارائه شده در داوری برخلاف پرونده‌های مربوط به دادگاه در دسترس عموم نیست. با این حال، پس از صدور حکم قطعی، فینرا آن را در پایگاه آنلاین آراء داوری خود که در دسترس عموم است، منتشر می‌کند. بیشتر آرای داوری حاوی اطلاعات محرمانه شخصی نیستند. قبل از صدور رای، اطلاعات مربوط به یک پرونده داوری توسط فینرا عمومی نمی‌شود. کارکنان و داوران فینرا از نظر اخلاقی موظفند اطلاعات به دست آمده و اظهارنامه‌های ثبت شده در داوری را محرمانه نگه دارند. حل اختلاف فینرا اقداماتی را برای محافظت از اطلاعات محرمانه شخصی طرفین در طول فرآیند داوری انجام می‌دهد(مرجع تنظیم مقررات صنعت مالی ایالات متحده، ۲۰۲۱).

در کشور چین نیز داوری به عنوان بهترین طریق حل‌وفصل اختلافات این حوزه مطرح گشته است. محرمانگی و یا شفافیت فرآیند و آراء داوری یکی از مسائلی که بازار اوراق بهادار چین نیز از جهت حفظ بی‌طرفی دادرسی با آن روبرو بوده است، چراکه درحالیکه محرمانه بودن فرآیند و رأی داوری، برتری داوری است، با توجه به اینکه داوران که در مورد پرونده‌ها براساس واقعیت و شرایط موجود در برابر آنها تصمیم می‌گیرند و شرایط موجود در برابر آنها نیز ممکن است ثابت نباشد، احکام و میزان

جبران خسارات متفاوت خواهد بود. به طور قطع این ممکن است به سرمایه‌گذاران آسیب برساند. زیرا این احکام موردی ممکن است شفافیت را محدود کرده و یک سطح غیرقابل پیش‌بینی بودن فرآیند جبران خسارت به وجود آید، که به نوبه خود می‌تواند اثر بازدارندگی حل‌وفصل خصوصی اختلافات اوراق بهادار را به حداقل برساند. با این حال، با توجه به توافقات بین طرفین، میانجیگری و داوری خصوصی و محرمانه است. بنابراین پیشنهاد شده است تنها خلاصه آراء موردی به صورت ناشناس توسط مقامات نظارتی منتشر شود(گو ویکسیا[1]، ۲۰۱۳).

به نظر می‌رسد راهکار مناسب آن است که اصل بر غیرعلنی بودن دادرسی باشد و افشاء اطلاعات ضروری و تنها پس از صدور رأی با تشخیص ناظر بازار صورت پذیرد.

درحال حاضر بر اساس عمومات آیین دادرسی اصل بر علنی بودن دادرسی است و با توجه به سکوت قوانین مرتبط با حل‌وفصل اختلافات در بازار سرمایه در این خصوص، رویه هیأت داوری مطابق عمومات قانون آیین دادرسی مدنی استوار بر علنی بودن دادرسی است.

۲- دو درجه‌ای بودن دادرسی

این اصل در زمره اصول ناظر بر حق دفاع است و اصل دو درجه‌ای بودن به قابلیت تجدیدنظر اعمال مرجع بدوی رسیدگی به اختلاف اشاره دارد (از راه عادی و نه فوق‌العاده). به‌طورکلی اصل در نظام دادرسی مدنی بر قطعیت آراء است. اما استثنائات وارده بر این اصل آنقدر زیاد است که گفته شده، تخصیص اکثر خورده است.

در داوری نیز در راستای سرعت در دادرسی اصل بر قطعیت آراء است، به اعتقاد برخی «قطعی و لازم‌الاجرا بودن رأی داوری، از جمله عوامل مهم رونق و اعتبار آن است، زیرا اگر طرفین مطمئن نباشند که رأی صادره قطعی و قابل اجرا است، انگیزه‌ای برای مراجعه به داوری ندارند(محبی، ۱۳۷۸: ۶۵).»

برپایه تبصره ۵ ماده ۳۷ قانون بازار، آرای هیأت داور قطعی و لازم‌الاجراست و به اعتقاد برخی، تنها راه اعتراض به این آراء اعاده دادرسی است.

با این وجود برخی صاحب‌نظران، قابلیت تجدیدنظر از آراء داوری در بازار سرمایه را با عنایت به طرح پرونده‌های با خواسته‌های سنگین در هیأت داوری و احتمال وقوع خطا و قصور، ضروری می‌دانند(میرزایی منفرد، ۱۳۹۵: ۱۶۸؛ نورانی مقدم، عیوضی، ۱۳۹۵: ۳۵۹).

---

1. Gu Weixia

بنابراین باید در جستجوی راهی میانه بود که امکان دادرسی دوباره در مرجع تخصصی نسبت به آراء داوری فراهم شود و در عین حال منافاتی با اصل سرعت در دادرسی نیز نداشته باشد. به این منظور برخی حقوقدانان پیشنهاد کرده‌اند که اعتراض نسبت به آراء با خواسته‌های مبلغ مشخص به بالا ممکن شود(میرزایی منفرد، ۱۳۹۵، ص۱۶۸؛ نورانی مقدم، عیوضی، ۱۳۹۵: ۳۵۹). به نظر می‌رسد این راهکار بر خلاف اصل حق دسترسی برابر به دادخواهی است. برخی از صاحب‌نظران نیز اختصاص قابلیت اعتراض آراء هیأت داوری تنها نسبت به برخی از آنها (مطابق تبصره ۵ ماده ۴۸ پیش‌نویس آیین رسیدگی به اختلافات در هیأت داوری مصوب ۱۳۹۸) قابل انتقاد بوده و باید همانند دعاوی حقوقی فعلی که در صلاحیت شورای حل اختلاف و دادگاه حقوقی است، همه آنها قابل اعتراض باشد تا تا حقوق احتمالی محکوم‌علیه حفظ شود(قاسمی حامد، برابری چناری، جهانیان، ۱۴۰۰: ۱۳۸). «تمیز بین دعاوی مهم و بی‌اهمیت بر مبنای ارزش خواسته و محکوم‌به و محدودساختن رسیدگی تمیزی به دعاوی مهم، اگر راه افراط را بپوید، باروح اسلام و عدالت مباینت دارد. عدالت را تا سرحد امکان نباید از کسی دریغ داشت»(کاتوزیان، ۱۳۷۹: ۷۷۰)».

راه دیگر برای جمع اصل دو درجه‌ای بودن دادرسی و درعین حال سرعت در دادرسی آن است که، آراء صادره توسط هیأت داوری غیرقطعی و لازم‌الاجرا شمرده شده قابلیت اعتراض به آنها نیز پیش‌بینی شد. به بیان دیگر، جمع کردن اصل سرعت در دادرسی و دو درجه‌ای بودن آن در جهت کاهش احتمال خطا و قصور در صدور آراء، عدول از اصل غیر قابل اجرا بودن آراء غیرقطعی است، مانند آراء ورشکستگی و رفع تصرف عدوانی. دراینصورت ضمن لحاظ کردن اصل حق دسترسی برابر به دادخواهی که ناظر بر همه مراحل دادرسی است، مانع از اجرای رأی و درنتیجه بر خلاف اصل سرعت نبوده و در عین حال احتمال خطا و قصور نیز کاهش می‌یابد. عدول از اصل غیر قابل اجرا بودن آراء غیرقطعی در راستای جمع میان اصل دو درجه‌ای بودن و درعین‌حال سرعت در دادرسی، فرضیه‌ای است که نیاز به بررسی و مطالعات بیشتر داد.

به اعتقاد برخی دیگر از حقوقدانان نیز راهکار دیگر آن است که ضمن پیش‌بینی قابلیت اعتراض به آراء هیأت داوری، تأمین سرعت دادرسی از روش‌های دیگر (غیر از قطعیت آراء) صورت پذیرد. «چنانچه هدف از این عدم امکان برای بازبینی رأی صادره، خودداری از تشریفات و سرعت در روند رسیدگی باشد، نمی‌تواند توجیه منطقی شمرده شود، چنانچه قانون‌گذار دغدغه سرعت رسیدگی در این دسته از دعاوی را دارد، می‌تواند با توسعه تعداد شعب آن و عدم اکتفا به شعبه واحد و حذف تشریفات دیگر در این راستا گام بردارد(شکری، ایرانشاهی، تقی‌زاده ، ۱۳۹۸: ۱۵).»

فینرا نیز به درخواست تجدیدنظر در مورد آرای داوری رسیدگی نمی‌کند. با این وجود پیشنهاد شده است که باید یک فرآیند تجدیدنظر در فینرا وجود داشته باشد(مؤسسه کارشناسی ایالات متحده آمریکا، ۲۰۲۰).

درجهت حمایت از سرمایه‌گذاران، جلب اعتماد آنها به اعتبار و صحت آراء، پیش‌بینی قابلیت تجدیدنظرخواهی از آراء هیأت داوری توجیه می‌پذیرد، چراکه افزون بر امکان اصلاح آراء، سبب دقت بیشتر در صدور رأی می‌شود. فایده سرعت در دادرسی در قبال هزینه خطا ناشی از قطعیت آراء ناچیز است و امکان تأمین سرعت در دادرسی به طرق دیگر نیز وجود دارد.

۳- دلایل قانونی

اصل دلایل قانونی نیز در زمره اصول ناظر بر ادله اثبات دعواست که در جهت اعطای امنیت به روابط حقوقی افراد است. ممکن اینگونه به نظر رسد که در راستای دادرسی تخصصی، پذیرش اصل آزادی ادله بر اصل دلایل قانونی ارجحیت خواهد داشت که در دادرسی تجاری نیز بیشتر در راستای دادرسی تخصصی و کاهش هزینه خطا در دادرسی از آن (اصل دلایل قانونی) عدول گشته است. اکنون در دادرسی بازار سرمایه، بر پایه عموم آیین دادرسی مدنی یعنی پذیرش اصل ادله قانونی عمل می‌شود، ولی این امر همیشه منافی با تخصص در دادرسی نیست. چنانچه با توجه به اقتضائات خاص این حوزه، اختلافات را بتوان با سهولت و از طریق ادله قانونی اثبات کرد، پذیرش اصل آزادی ادله ضرورت نخواهد داشت.

ارتباط میان فعالان بازار اقتضائات خاص خود را دارد، به عنوان مثال معاملات سهام در بازار به صورت الکترونیک است. به موجب قانون تجارت الکترونیکی زمینه اثبات اعمال و وقایع به واسطه داده پیام به وجود آمده است، بنابراین در حوزه بازار سرمایه نیز انجام معاملات به صورت الکترونیک، سبب اثبات دعاوی با ادله الکترونیک گشته است. پذیرش ادله الکترونیکی منافاتی با اصل ادله قانونی ندارد و در واقع ادله الکترونیکی نیز در زمره ادله قانونی محسوب می‌شود. بنابراین اتخاذ راهکاری برای سهولت اثبات دعوا از طریق ادله قانونی بر پذیرش اصل آزادی ادله برتری دارد، افزون‌بر آن اصل تخصص نیز ضمن ادله قانونی خاص مورد نظر قرار خواهد گرفت.

نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر ضمن شناسایی استاندارد مطلوب دادرسی دعاوی حقوقی بازار سرمایه براساس معیارهای کارایی حل‌وفصل اختلافات این حوزه، هیأت داوری بازار سرمایه نیز مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج پژوهش به شرح زیر است:

۱) کارایی دادرسی در بازار سرمایه ریشه در حمایت از سرمایه‌گذاران دارد، چراکه در نهایت منجر به جذب سرمایه بیشتر و رونق بازار خواهد شد. با این وجود مصالح دادرسی بازار سرمایه، افزون بر

مصالح شخصی، ناظر بر منافع عمومی و اقتصادی کشور نیز است. دادرسی سریع، تخصصی، منصفانه، محرمانگی دادرسی درعین‌حال تحقق شفافیت و تقارن اطلاعاتی در کلیت بازار، کم هزینه بودن و نظارت بر فرآیند دادرسی، مهم‌ترین معیارهای کارایی دادرسی در این حوزه است. تحقق معیارهای یادشده در نظام دادرسی باید با توجه به اصول دادرسی صورت پذیرد.

۲) مطابق استاندارد مطلوب دادرسی دعاوی حقوقی در بازار سرمایه، در راستای دادرسی سریع و تخصصی و حفظ اصل استقلال و بی‌طرفی دادرسی، مرجع صالح رسیدگی به این دسته از دعاوی می‌تواند در زمره مراجع اختصاصی حقوقی دادگستری قرار گیرد و یا در راستای اعمال سیاست‌های خصوصی‌سازی و تمرکززدایی در همه ابعاد حاکمیت ازجمله حل‌وفصل اختلافات، به نهاد داوری تفویض شود. سند طرح تحول قضایی و تجربیات دیگر کشورها در این خصوص، پذیرش نهاد داوری را تقویت می‌کنند.

۳) تفویض حل‌وفصل اختلافات به داوری به‌عنوان نهادی تخصصی، مستقل، خصوصی و غیردولتی همان مفهوم خودانتظامی در نظام حل‌وفصل اختلافات است که در راستای اهداف و اصول حاکم بر تنظیم بازار نیز است. خودانتظامی در نظام حل‌وفصل اختلافات با رعایت سایر استانداردهای حاصله به صورت داوری سازمانی در بازار سرمایه تجلی خواهد یافت. نظارت بر داوری ضروری است اما قاعده کلی آن است که نظارت بر کلیه ارکان بازار به عنوان تشکل-های خودانتظام، نباید به سرپرستی، اداره و مدیریت آنها منجر شود.

لازم به بیان است، درصورت پذیرش داوری سازمانی، چه بسا بتوان از مزایای رقابت در میان این مؤسسات همچون ارائه خدمات بهتر، سریع‌تر، با هزینه کمتر و... بهره برد، لیکن امکان‌سنجی چنین امری نیاز به بررسی بیشتر دارد.

۴) درصورت پذیرش داوری به معنای خاص در بازار سرمایه، مطابق اصل حق دسترسی برابر به دادخواهی (اصل ۳۴ قانون اساسی)، مرجع یادشده صلاحیت رسیدگی به کلیه دعاوی را خواهد داشت.

۵) اصل علنی بودن دادرسی و قطعیت آراء در نظام دادرسی مدنی، در این حوزه نیازمند بازنگری است، درجهت حفظ سلامت دادرسی، کاهش احتمال خطا و قصور در صدور آراء و سرانجام حمایت از سرمایه‌گذاران از طریق جلب اعتماد آنها به اعتبار و صحت آراء، پیش‌بینی قابلت اعتراض به آراء داوری ضرورت دارد. افشاء اطلاعات صحیح و قطعی نیز تنها پس از صدور رأی قطعی امکان‌پذیر است و برای این امر با حفظ محرمانگی دادرسی، ممکن می‌شود.

منابع

استوار سنگری، کوروش، (۱۳۹۹)، «چیستی دادرسی اداری در ایران؛ دادرسی در اداره یا دادرسی بر اداره»، *فصلنامه علمی پژوهش‌های نوین حقوق اداری*، ۲ (۴): ۱۵۹-۱۳۵، 10.22034/mral.2020.139000.1069.

انصاری، علی؛ عیسائی تفرشی، محمد؛ حسینی، سید میلاد، (۱۳۹۲) «تحلیل ساختار حقوقی نهادهای خودانتظام در بازار سرمایه ایران با مطالعه تطبیقی در نظام حقوقی آمریکا»، *نشریه تحقیقات مالی*، ۱۵ (۲): ۱۶۰-۱۴۹، 10.22059/JFR.2013.51074 .

بطحایی، سیدفرهاد؛ شمس، عبدالله، (۱۳۹۵)، «معیار تشخیص استقلال و بی‌طرفی داور»، *فصلنامه تحقیقات حقوقی*، ۲۰ (۷۷): ۶۵-۳۹.

درگاه ملی قوه قضاییه، (۱۳۹۹)، «سند تحول قضایی»، بخش قوانین و مقررات/ بخشنامه‌های رییس قوه قضاییه، تاریخ بازدید: ۱۴۰۰/۳/۱۱، (قابل دسترس در rrk.ir/Files/Laws).

دیلمی، احمد؛ فریدون، محدثه، (۱۳۹۹)، «بررسی تطبیقی قلمرو افشاء اطلاعات در عرضه اولیه اوراق بهادار در حقوق ایران و آمریکا»، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۳ (۵۰): ۸۰-۵۴، 10.22034/JSE.2020.11179.

شاملو، باقر؛ محمدی، شهرام، (۱۳۹۰)، «نقض بی‌طرفی و عدم استقلال قاضی؛ جلوهای از اقدام مخل دادرسی عادلانه»، *مجله تحقیقات حقوقی*، ۱۴ (۶).

شکری، محمد؛ ایرانشاهی، علیرضا؛ تقی‌زاده، ابراهیم، (۱۳۹۸)، «امکان‌سنجی اعتراض به آرای هیأت داوری بورس؛ دیوان عدالت اداری یا محاکم دادگستری»، *فصلنامه حقوق اداری*، ۷ (۲۰): ۲۰۰-۱۷۷، 10.29252/qjal.7.20.177 .

قاسمی حامد، عباس؛ براری چناری، یوسف؛ جهانیان، مجتبی، (۱۴۰۰)، «بررسی داوری اجباری اختلافات حوزه بازار اوراق بهادار با نگاهی به آراء هیأت داوری (تحلیل ماده ۳۶ قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران مصوب ۱۳۸۴) و پیشنویس قانون ارتقای نظام بازار سرمایه کشور»، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۴ (۵۴)، ۱۰۹-۱۴۲، 10.22034/JSE.2020.11202.1420 .

کاتوزیان، ناصر، (۱۳۷۹)، *مجموعه مقالات گامی به سوی عدالت*، جلد دوم، چاپ دوم، تهران، نشر میزان.

کریمی، عباس؛ پرتو، حمیدرضا، (۱۳۹۱)، «داوری‌پذیری دعاوی مربوط به اموال عمومی و دولتی»، *فصلنامه پژوهش حقوق عمومی*، ۱۴ (۳۶): ۱۸۴-۱۵۷.

محبی، محسن، (۱۳۷۸)، «نظام داوری اتاق بازرگانی بین‌المللی»، *مجله حقوقی بین‌المللی*، ۱۷ (۲۴): ۱۱۹-۳۱، 10.22066/CILAMAG.2000.18139 .

میرزایی منفرد، غلامعلی، (۱۳۹۵)، *حقوق بازار اوراق بهادار (حل‌وفصل اختلافات)*، چاپ دوم، تهران، نشر میزان.

نورانی مقدم، سید یونس؛ عیوضی، اعظم، (۱۳۹۵)، «انواع دعاوی و شیوه‌ی رسیدگی در بازار سرمایه ایران و آمریکا»، *مطالعات حقوق تطبیقی*، ۷(۱): ۳۶۵-۳۴۵، 10.22059/JCL.2016.58615 .

References

Ansari, Ali; Isayi Tafreshi, Mohammad; Hosseini, Seyed Milad, (2013) "Analysis of Legal Framework of Self-Regulatory Organizations in Iran' Capital Market with Comparative Study in the US Legal System", *Financial Research Journal*, 15 (2): 160-149, 10.22059 / JFR.2013.51074. (In Persian).

Bathaei, Seyed Farhad; Shams, Abdollah, (2016), "Criteria for recognizing the independence and impartiality of the arbitrator", Legal Research Quarterly, 20 (77): 65-39. (In Persian).

Bondi, Bradley J. (2010), "Exploring Arbitration as an Alternative to Litigation", *Harvard Journal of Law and Public Policy*, Vol. 33.

Cana, Peter, (2009), *Administrative Tribunals and Adjudication*, Bloomsbury Publishing.

Carroll, Kevin, (2021), "Securities Arbitration System Works Effectively and Benefits Investors", *Securities Industry and Financial Markets Association (SIMFA)*, available at: sifma.org/resources/news/securities-arbitration-system-works-effectively-and-benefits-investors, Visited in May 2022.

Deylami, Ahmad; Freydoun, Fohadeseh, (2020), "Comparative analysis of the scope of disclosure information in the initial release of Iranian & US law", *Journal of Securities Exchange*, 13 (50): 80-54, 10.22034/JSE.2020.11179. (In Persian).

Expert Institute Expert, (2020), "Reasoned Awards in FINRA Arbitration", *The Expert Institute*, available at: expertinstitute/resources/insights/reasoned-awards-in-finra-arbitration, Visited in January 2022.

Finra, (2021), "FINRA Dispute Resolution Services", available at: finra.org/For Investors/Dispute Resolution, Visited in January 2022.

Ghasemi hamed, Abbas; Berari chenari, Yousef; Jahanian, Mojtaba, (2021), "Enforced Arbitration Review of Securities Market Disputes with a Look at Arbitration Boards (Analysis of Article 36 of the Islamic Republic of Iran Securities Market Act, 2005) And a draft law on promoting the country's capital market system", *Journal of Securities Exchange*, 4 (54), 109-142, 10.22034/JSE.2020.11202.1420. (In Persian).

Gu Weixia, (2013), "Securities Arbitration in China: A Better Alternative To Retail Shareholder Protection", Northwestern Journal of International Law & Business, Volume 33:283.

International Organization of Securities Commissions (IOSCO), (2003), "Objectives and Principles of Securities Regulation International".

Karimi, Abbas; Parto, Hamidreza, (2011), "Null variability prayers related to property and general public", *Public Law Research*, 14 (36): 184-157. (In Persian).

Katozian, Nasser, (2000), *Collection of Articles a Step towards Justice*, Volume 2, Second Edition, Tehran, Mizan Legal Foundation. (In Persian).

Mirzaei Monfared, Gholamali, (2017), *Law of Securities Market (Dispute Resolution)*, Second Edition, Tehran, Mizan Legal Foundation. (In Persian).

Mohebi, Mohsen, (2000), "The Arbitration System of International Chamber of Commerce", *International Law Review***,** 17 (24): 119-31, 10.22066 / CILAMAG.2000.18139. (In Persian).

Nourani Moghaddam, Seyed Younes; Aivazi, Azam, (2016), "Types of claims and procedures in Iran and USA's capital market", Comparative Law Review, 7 (1): 365-345, 10.22059 / JCL.2016.58615. (In Persian).

Ostvar Sangari, Kourosh, (2020), "Essence of administrative proceedings in Iran: proceedings in the administration or proceedings on the administration", *Journal of Modern Research on Administrative Law*, 2 (4): 159-135, 10.22034 / mral.2020.139000.1069. (In Persian)**.**

Priest, Margot, (1998), "The privatization of regulation, five models of self-regulation*"*, *Ottawa Law Review*, 29 (2).

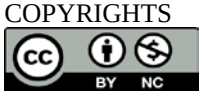
Ruder, David S. (1998), "Elements of a fair and efficient securities arbitration system", *Arizona Law Review*, Vol. 40:1101.

Shamlu, Baqher; Mohammadi, Shahram, (2011), "Violation of impartiality and lack of independence of the judge; The Prevention of Impairment in a Fair Trial», *Legal Research Quarterly*, 14 (6). (In Persian).

Shokri, Mohammad, Iranshahi, Alireza; Taghizadeh, Ebrahim, (2019), "Feasibility study of protesting against the votes of the stock exchange arbitration panel; Court of Administrative Justice or Courts of Justice ", *Journal of Administrative Law*, 7 (20): 200-177, 10.29252 / qjal.7.20.177. (In Persian).

SRO Consultative Committee of the International Organization of Securities Commissions (IOSCO), (2000), " Model for Effective Regulation".

COPYRIGHTS



This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Journal of Securities Exchange
Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 375-392

Efficiency of Dynamic Econometric Models to Cover the Cross-Risk of Stock Returns and Coin Futures Contracts in the Capital Market of Tehran[1]

Sadaf Salimi[2], Ali Saeedi[3], Alireza Heidarzadeh[4], Ghodratolah Emamverdi[5]

Received: 2022/06/18
Accepted: 2022/11/24

Research Paper

Abstract

The purpose of this study is to investigate the efficiency of dynamic econometric models (BEKK-GARCH, CCC-GARCH) to cover the cross-risk of stock returns and coin futures contracts on the Tehran Stock Exchange using daily data during the years 2013-2019. Therefore, the researcher has used BEKK-GARCH model and CCC-GARCH model to determine the efficiency of different Garge models for cross-coverage of stock market return risk using coin futures contract. According to the estimation of symmetric Garch models in the present study, it was found that both cross-coverage of stock market risk and equity symmetric Garc models can be used to cover the risk in the stock market using coin futures contracts. On the other hand, considering that the coefficient of determination in the VAR-BEKK model is greater than the coefficient of determination in the CCC-GARCH model, so the VAR-BEKK model is more efficient than the CCC-GARCH model. Also, based on the coefficients obtained in these two models, considering that in the second equation of the CCC-GARCH model and the insignificance of stock market return coefficients in the previous period and the previous two periods and its lack of impact on coin futures contract returns, the model can be concluded. VAR-BEKK is more efficient than CCC-GARCH model.

Key Words: Econometrics, Cross-Risk of Stock Returns, Capital Markets, Futures Contracts.
JEL Classification: G14.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11722.1808

2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Tehran North Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (sadaf_salimi@yahoo.com).
3. Associate Professor, Department of Financial Management, Tehran North Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (ali_saeedi@yahoo.com).
4. Associate Professor, Department of Financial Management, Tehran North Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Alireza_heidarzadeh@yahoo.com).
5. Associated Professor, Department of Financial Management Tehran North Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (ghemamverdi2@yahoo.com).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۳۹۲-۳۷۵

کارایی مدل‌های پویای اقتصادسنجی جهت پوشش ریسک متقاطع بازده سهام و قرارداد آتی سکه در بازار سرمایه تهران[۱]

صدف سلیمی[۲]، علی سعیدی[۳]، علیرضا حیدرزاده[۴]، قدرت الله امام وردی[۵]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۲۸
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۳

چکیده

هدف از انجام مطالعه حاضر، بررسی کارایی مدل‌های پویای اقتصاد سنجی (BEKK-GARCH,CCC-GARCH) برای پوشش ریسک متقاطع بازده سهام و قرارداد آتی سکه در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های روزانه طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۸ است. بنابراین محقق برای تشخیص کارایی مدل‌های متفاوت گارچ به منظور پوشش متقاطع ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه از مدل BEKK-GARCH و مدل CCC-GARCH استفاده کرده است. با توجه به تخمین مدل‌های متقارن گارچ در پژوهش حاضر مشخص شد که هم امکان پوشش متقاطع ریسک بازار بازده سهام وجود دارد و هم مدل‌های متقارن گارچ برای پوشش ریسک در بورس با استفاده از قرارداد آتی سکه کارا است. از سویی با توجه به اینکه ضریب تعیین در مدل VAR-BEKK بزرگتر از ضریب تعیین در مدل CCC-GARCH است، بنابراین مدل VAR-BEKK کاراتر از مدل CCC-GARCH است. همچنین بر اساس ضرایب به دست آمده در این دو مدل با توجه به اینکه در معادله دوم مدل CCC-GARCH و معنادار نبودن ضرایب بازده بازار سهام در دوره قبل و دو دوره قبل و عدم تاثیر آن بر بازده قرارداد آتی سکه می‌توان نتیجه گرفت مدل VAR-BEKK کاراتر از مدل CCC-GARCH است.

واژه های کلیدی: اقتصاد سنجی ، ریسک متقاطع بازده سهام، بازار سرمایه، قرارداد آتی.
طبقه بندی موضوعی: G14.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11722.1808

۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (sadaf_salimi@yahoo.com)

۳. استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (ali_saeedi@yahoo.com)

۴. استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (Alireza_heidarzadeh@yahoo.com)

۵. استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (ghemamverdi2@yahoo.com)

مقدمه

بازار سرمایه کشور با تصویب قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران در آذر ماه سال ۱۳۸۴، حرکت خود را به سوی توسعه و تحول آغاز کرد و در چارچوب مبانی و اصول بازار سرمایه اسلامی، اهداف سند چشم انداز توسعه ۱۴۰۴ و سیاست‌های پیش‌بینی شده در برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، همچنین سیاست‌های نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران، مسیر توسعه یافتگی را ادامه داده است(صالح آبادی،۱۳۹۲،۲۰۳). ریسک ناشی از نوسانات نرخ ارز از جمله موضوعاتی است که ذهن پژوهشگران را به خود معطوف کرده است. یکی از ساده‌ترین ابزارهایی که برای کاهش ریسک ناشی از نوسانات ارز مورداستفاده قرار می‌گیرد، قرارداد آتی[1] است. این قراردادها در بازارهای سازمان‌یافته مانند بورس‌ها توسط افراد و نهادها خریدوفروش می‌شوند.

اشخاص و نهادهایی که نوسان قیمت دارایی پایه بر روی آن‌ها اثر نامطلوب می‌گذارد، می‌توانند با استفاده از قراردادهای آتی استراتژی‌های متفاوتی را بگیرند. در سال‌های اخیر به‌منظور پرهیز از کاهش نقد شوندگی بازارهای آتی و تنوع بی‌رویه قراردادهای آتی، استفاده از پوشش ریسک متقاطع موردتوجه قرارگرفته است. پوشش ریسک متقاطع به حالتی گفته می‌شود که دارایی نقدی، متفاوت از دارایی پایه قرارداد آتی باشد. در میان روش‌های مختلفی که برای کاهش ریسک ناشی از نوسان‌های قیمت دارایی‌ها وجود دارد، ساده‌ترین و شاید جاافتاده‌ترین ابزار پوشش ریسک، استفاده از قراردادهای آتی است. قرارداد آتی توافق‌نامه‌ای مبنی بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین در آینده و باقیمت مشخص است(بهرامی و میرزاپور، ۱۳۹۱،۲۰۶).

به همین جهت پوشش ریسک یکی از مهم‌ترین روش‌های مدیریت ریسک بوده که از عمومیت بیشتری نیز برخوردار است. وجود برخی مشکلات در بازار کالا (چه در بخش عرضه، تقاضا و چه در بخش توزیع) و پیرو آن نوسانات قیمت کالاها، مزایا و منافع ایجاد و راه‌اندازی بورس‌های کالا و توانمندی آن‌ها در رفع مشکلات بالا، مهم‌ترین انگیزه و عواملی هستند که موجب پدیدار شدن بازارهای آتی در صحنه اقتصاد کشورهای مختلف گشته‌اند. قرارداد آتی توافقنامه‌ای استوار بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین در آینده و با قیمت

1. Futures Contract

مشخص است. به طور معمول هدف این است که با اتخاذ یک موضع معاملاتی (موضع معاملاتی فروش یا موضع معاملاتی خرید) تا حد امکان ریسک یادشده را کاهش داده و خنثی شود (پیش بهار و همکاران، ۱۳۹۵).

مبانی نظری

۱. ریسک متقاطع بازده سهام

پوشش ریسک متقاطع به حالتی گفته می‌شود که دارایی نقدی، متفاوت از دارایی پایه قرارداد آتی باشد. مسئله مهم در پوشش ریسک متقاطع انتخاب قرارداد آتی است که قیمت آن دارایی بیشترین همبستگی با قیمت دارایی پایه باشد. به‌عبارت‌دیگر در مبحث پوشش ریسک، زمانی که دارایی نقدی با دارایی پایه قرارداد آتی متفاوت باشد به پوشش ریسک انجام‌شده، پوشش ریسک متقاطع گفته می‌شود (مهر آرا و همکاران، ۱۳۹۷ ، ۲۱). بازده سهام در دوره زمانی معین عبارت است از تغییر قیمت سهام عادی افزون بر کلیه مزایایی که در دوره موردنظر به سهم تعلق‌گرفته است. مزایای متعلق به سهم شامل سود نقدی پرداختی، مزایای ناشی از حق تقدم افزایش سرمایه، مزایای ناشی از سهام جایزه یا سود سهمی متعلق به هر سهم است (بخردی نسب و قاسمی،۱۳۹۵، ۲۵).

همچنین یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم‌گیری در بورس اوراق بهادار، بازده سهام است. بازده سهام خود به‌تنهایی محتوای اطلاعاتی دارد و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه‌وتحلیل مالی و پیش‌بینی‌ها از آن استفاده می‌کنند. در حال حاضر، سرمایه‌گذاران با ایجاد پل ارتباطی بین بازده سهام و سایر اطلاعات مالی و غیرمالی، تا حدودی بازده سهام را می‌توانند پیش‌بینی کنند (عسگر نژاد نوری، ۱۳۹۷ ،۲۲).

۲. قرارداد آتی

قرارداد آتی توافق‌نامه‌ای مبنی بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین در آینده و با قیمت مشخص است، به این معنا که افراد قراردادهای آتی را با یکدیگر خریدوفروش می‌کنند که این قراردادها بر پایه یک دارایی پایه منعقد می‌شود. چنانچه فرد در قرارداد آتی موقعیت خرید بگیرد به معنای آن است که مقدار مشخصی از دارایی پایه را می‌بایست در تاریخ مشخصی در آینده با قیمتی که در ابتدای قرارداد (زمان انعقاد قرارداد) تعیین‌شده است، از فروشنده تحویل

گیرد. روشن است که این فرد به دلیل اینکه از افزایش قیمت نقدی دارایی پایه در طول زمان نگران است، اقدام به اتخاذ موقعیت خرید در بازار آتی کرده است، این در حالی است که چنانچه فرد به هر دلیلی کاهش قیمت را نامطلوب بداند می‌بایست در بازار معاملات قراردادهای آتی موقعیت فروش اتخاذ کند که در آن صورت می‌بایست مقدار معین از دارایی مشخص‌شده در زمان فروش قرارداد را در آینده با قیمت تعیین‌شده در ابتدای قرارداد به خریدار تحویل دهد (مهر آرا و همکاران، ۱۳۹۷، ۱-۲۱). معاملات آتی کالا در جهان طرفداران زیادی دارد چراکه این بازار منافع خریدار و فروشنده کالا را تأمین کرده و فرصت کسب سود را برای نوسان گیران نیز فراهم می‌کند (حسینی، ۱۳۹۷، ۱-۲۴). نکته دیگر در خصوص این قراردادها این است که در بازار آتی قراردادها با سررسیدهای مختلفی معامله می‌شوند و به‌طورمعمول در هر برهه از زمان ۴ قرارداد با تحویل زمان‌بندی‌های مختلف وجود دارد که معامله‌گران می‌توانند با تشخیص اینکه کدام قرارداد را در چه زمانی بخرند و کدام قرارداد را در چه زمانی بفروشند، معاملات خود را انجام دهند و یا حتی از تخفیف بین سررسیدها برخوردار شوند (حسینی، ۱۳۹۷ ، ۱-۲۴).

پژوهش‌های انجام‌شده

پژوهش‌های داخلی

برزآبادی فراهانی و همکاران (۱۳۹۹) موضوع مدل‌سازی متغیر زمانی نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از قراردادهای آتی: رهیافت ترکیبی توابع کاپولای زوجی و تجزیه موجک مورد ارزیابی قراردادند. نتایج بررسیِ کارایی متغیر زمانیِ مدل تجزیه موجک، مدل GARCH-Copula و مدل ترکیبی کاپولای زوجی و تجزیه موجک نشان‌دهنده کارایی بهتر مدل‌های استوار بر توابع کاپولای زوجی و تجزیه موجک در افق زمانی میان‌مدت و بلندمدت است.

شاه آبادی فراهانی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز با استفاده از بازار آتی طلا در بازارهای مالی درحال توسعه و توسعه یافته: مطالعه موردی بورس تهران و شیکاگو پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که ضریب مربوط به متغیر قیمت آتی سکه طلا برای رژیم صفر ۰,۰۰۱۳ به دست آمد که نشان می‌دهد برای پوشش ریسک، به ازای هر قرارداد ارز، ۰,۰۰۱۳ واحد قرارداد سکه طلا بایستی خریداری شود.

نظرپور و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان معرفی مدل بهینه پوشش ریسک در مدل‌های عملیاتی اوراق استصناع به روش AHP و TOPSIS با استفاده از روش توصیفی

تحلیلی به بررسی مدل بهینه پوش ریسک آن پرداختند. یافته‌های مقاله نمایانگر برتری مدل پیشنهادی بورس در پوشش ریسک عملیاتی اوراق استصناع نسبت به سایر مدل‌ها دارد.

اسکندری و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان پوشش ریسک با استفاده از شاخص ترکیبی قراردادهای آتی (مطالعه موردی بازار مالی ایران) به بررسی امکان پوشش ریسک با استفاده از تمام سررسیدها با داده‌های هفتگی پرداختند که بدین منظور سه سناریو تعریف کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که هر سه سناریو دارای توانایی کاهش ریسک هستند. در آزمون‌های درون نمونه‌ای سناریوی اول با مدل خود رگرسیون برداری و در آزمون‌های برون نمونه‌ای سناریوی دوم با مدل گارچ دارای بالاترین کارایی هستند.

پژوهش‌های خارجی

بوی کارا و همکاران[1] (۲۰۲۱)، به بررسی نرخ پوشش بهینه ریسک و اثربخشی پوشش: تحلیلی از بازار آتی ترکیه پرداختند. نتایج بیانگر این امر است که قراردادهای آتی سهام بورس استانبول یک مکانیسم کارآمد برای پوشش سرمایه‌گذاران با هدف محافظت از اوراق بهادار سهام خود فراهم می‌کند.

بایه و همکاران[2] (۲۰۱۸)، در پژوهشی با عنوان مدیریت نرخ ارز به‌وسیله پوشش ریسک: با رویکردی جدید به بررسی اثربخشی فعالیت‌های پوشش ریسک شرکت‌ها بستگی به ویژگی‌های اساسی (به‌عنوان‌مثال، جهت‌گیری) نرخ ارز و ریسک نرخ ارز قبل از استفاده از فعالیت‌های پوشش ریسک است پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که دو شرایط در بازارهای محصول (به‌عنوان‌مثال، صادرات، واردات و سود) و جهت مواجهه، در معرض نرخ ارز در نظر گرفته می‌شود تا کارایی فعالیت‌های پوشش ریسک را آشکار می‌کند.

جیلاردو و همکاران[3] (۲۰۱۷)، در پژوهشی با موضوع پوشش ریسک مالی با مشتقات و تأثیر آن بر ارزش بازار کلمبیا برای شرکت‌های فهرست شده به بررسی و تحلیل روش Q-tobin به‌عنوان شاخص تأثیر پوشش ریسک در نرخ ارز مربوط به بازار سهام در بازار کلمبیا پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که شرکت‌هایی که در معرض خطرات نرخ ارز قرار دارند از مشتقات ۶,۳ درصدی در ارزش بازار استفاده می‌کنند، که یک مزیت آماری و مالی چشمگیر است.

---

1. Buyukkara and et al
2. Bae and et al
3. Giraldo and et al

وانگ و همکاران[1] (۲۰۱۶)، در پژوهشی با عنوان پوشش ریسک نرخ ارز در بازار طلا با استفاده از تجزیه‌وتحلیل پنل دیتا به بررسی اینکه آیا بازار طلا می‌تواند از نرخ ارز در برابر ریسک‌های احتمالی حمایت می‌کند و اینکه مزایای عمده تولید طلا، مصرف طلا و ارز کلید کشور است. نتایج بررسی مدل‌های بر اساس پانل نشان داد در لحظه اوج نوسانات نرخ ارز بازار طلا توانسته اثر خود را نشان دهد و نوسانات نرخ ارز را پوشش دهد.

روش پژوهش

روش انجام پژوهش حاضر، تحلیلی-توصیفی است. به‌این‌ترتیب که ابتدا مباحث تئوریک و مطالعات تجربی پژوهش به روش کتابخانه‌ای جمع‌آوری‌شده و سپس با در نظر گرفتن ملاحظات و شرایط کشور، مدل و الگوی تحلیلی مناسب انتخاب‌شده است. برای جمع‌آوری اطلاعات لازم در خصوص مباحث نظری و پیشینه مطالعات تجربی از روش‌های کتابخانه‌ای و اینترنت استفاده‌شده است. تخمین و برآورد مدل نیز با استفاده از مدل اقتصاد سنجی و مدل های CCC-GARCH و BEKK-GARCH استفاده میگردد و اطلاعات مربوط به بررسی مبانی نظری و ادبیات موضوع از طریق مطالعات کتابخانه ای و جستجوی اینترنتی جمع آوری گردیده است و اطلاعات مربوط به سری زمانی بازده بازار سهام نیز از طریق سایت رسمی شرکت بورس و اوراق بهادار جمع آوری شده است. همچنین برای تجزیه و تحلیل داده‌های این پژوهش از نرم‌افزار ای یوز استفاده می‌شود. نتایج کارایی مدل‌های بالا در پوشش ریسک متقاطع بررسی می‌شود. در مورد پوشش ریسک مستقیم پژوهش‌ها و مطالعات بسیار گوناگونی صورت گرفته و هماره ابزار رایجی برای پوشش ریسک به کار می‌رود. برای مثال بعد از خرید سکه بهار آزادی در بازار نقد می‌توانیم در بازار آتی بورس کالای ایران موقعیت فروش بگیریم تا در صورت افت قیمت در بازار بتوانیم ریسک خود را پوشش دهیم. در روش متقاطع برای پوشش ریسک یک دارایی از قرارداد آتی دارایی دیگر استفاده می‌کنیم.

مدل آماری پژوهش به‌صورت زیر است:

$$Rf = c(1) * Rf(-1) + c(2) * Rs(-1) + c(3)$$ معادله ۱

$$Rs = c(4) * Rf(-1) + c(5) * Rs(-1) + c(6)$$ معادله ۲

1. Wang and et al

به‌طوری‌که:

Rf بازده بازار سهام (متغیر وابسته)، Rs بازده قرارداد آتی سکه (متغیر وابسته).

همچنین جامعه آماری این پژوهش بازار سرمایه کشور و جامعه آماری این پژوهش، بازار اوراق بهادار تهران است.

تخمین و برآورد مدل

آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی یک فرایند سری زمانی مورداستفاده قرار می‌گیرد. بنابراین در این قسمت آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرها انجام‌شده است که نتایج به‌صورت خلاصه به شرح جدول ۱ گزارش‌شده است و خروجی‌های نرم‌افزار در قسمت ضمایم آورده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فلور تعمیم یافته برای داده های سری زمانی مدل

نام سری	آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح	مقادیر بحرانی مک کینون			Prob	توضیحات
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
RF	-۱۹,۲۴	-۳,۴۳	-۲,۸۶	-۲,۵۶	۰,۰۰۰۰	در سطح مانا است.
RS	-۲۵,۲۴	-۳,۴۳	-۲,۸۶	-۲,۵۶	۰,۰۰۰۰	در سطح مانا است.

منبع: خروجی نرم‌افزار

همان‌گونه که از جدول مشاهده می‌شود، آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح از مقادیر بحرانی مک کینون بزرگ‌تر است، بنابراین متغیرهای بازده سهام و بازده قرارداد آتی سکه در سطح ایستا هستند.

حال در ادامه، ابتدا به مدل‌سازی متغیرهای بازده سهام و بازده قرارداد آتی سکه با استفاده از تخمین آریما پرداخته و سپس برای بررسی وجود واریانس ناهمسانی، از آزمون واریانس ناهمسانی ARCH و WHITE استفاده می‌شود و بعد از تخمین آرچ و گارچ به استخراج واریانس شرطی هریک از متغیر ها پرداخته می‌شود.

1. Augmented Dicky-Fuller Test

مدل آرما بازده سهام

جدول ۲. تخمین مدل آرما- متغیر وابسته بازده سهام

متغیرهای مستقل	ضریب (کشش)	آماره t	احتمال
C	۰,۰۳۱	۰,۱۰۹	۰,۹۱۳
AR(1)	۰,۹۳۳	۵,۷۴۵	۰,۰۰۰
MA(1)	-۰,۹۱۱	-۵,۲۱۰	۰,۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

حال در ادامه وجود واریانس ناهمسانی در مدل‌بالا را با استفاده از آزمون white بررسی می‌کنیم:

جدول ۳. نتیجه آزمون واریانس ناهمسانی وایت

F-statistic	E+۲۴۵۵,۵۹	Prob. F(۱۴،۱۵۸۵)	۰,۰۰۰۰
Obs*R-squared	۱۶۰۰,۰۰۰	Prob. Chi-Square(۱۴)	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

مدل آرما بازده قرارداد آتی سکه

جدول ۴. تخمین مدل آرما- متغیر وابسته بازده قرارداد آتی سکه

متغیرهای مستقل	ضریب (کشش)	آماره t	احتمال
C	۰,۰۹۴۶	۱,۸۲۸۳	۰,۰۶۷۷
AR(1)	-۰,۷۵۰۹	-۲۶,۶۸۸۵	۰,۰۰۰۰
MA(1)	۰,۸۵۵۰	۳۴,۰۰۱۹	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

حال در ادامه وجود واریانس ناهمسانی در مدل‌بالا را با استفاده از آزمون ARCH بررسی می‌کنیم:

جدول ۵. نتیجه آزمون واریانس ناهمسانی آرچ

F-statistic	۱۷۵,۹۱	Prob. F(1,1596)	۰,۰۰۰۰
Obs*R-squared	۱۵۸,۶۴	Prob. Chi-Square(1)	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از انتخاب متغیرهای مورداستفاده در مدل، مسئله مهم در مدل خود رگرسیون برداری، تعیین طول وقفه بهینه است.

جدول ۶. تعیین طول وقفه بهینه

طول وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۷۰۸۲,۲۸	NA	۲۶,۵۹	۸,۹۶	۸,۹۶	۸,۹۶
۱	-۷۰۶۴,۴۴	۳۵,۶۱	۲۶,۱۲	۸,۹۴	۸,۹۶	۸,۹۵
۲	-۷۰۴۴,۸۰	*۳۹,۱۵	۲۵,۶۱	۸,۹۲	*۸,۹۵	*۸,۹۳
۳	-۷۰۳۹,۲۰	۱۱,۱۷	۲۵,۵۶	۸,۹۲	۸,۹۶	۸,۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از تخمین مدل خود رگرسیون برداری و تعیین طول وقفه، سیستم معادلات میانگین و واریانس ساخته‌شده و با استفاده از روش VAR(2)-BEKK، برآورد می‌شدند. به دلیل اینکه طول وقفه بهینه دو هستند، متغیرهای بازده سهام و بازده قرارداد آتی سکه با وقفه دو وارد مدل می‌شود.

جدول ۷. مدل تخمین پارامترهای میانگین شرطی مدل VAR-BEKK

$Rf = c(1) * Rf(-1) + c(2) * Rs(-1) + c(3) * Rf(-2) + c(4) * Rs(-2) + c(5)$

$Rs = c(6) * Rf(-1) + c(7) * Rs(-1) + c(8) * Rf(-2) + c(9) * Rs(-2) + c(10)$

	ضریب	انحراف معیار	آماره □	سطح معناداری
$Rf(-1)$	۰,۱۷۷	۰,۰۱۶	۱۱,۱۷۱	۰,۰۰۰
$Rs(-1)$	-۰,۰۲۴	۰,۰۱۱	-۲,۰۹۳	۰,۰۳۶
$Rf(-۲)$	۰,۱۴۱	۰,۰۱۱	۱۲,۳۵۱	۰,۰۰۰
$Rs(-2)$	-۰,۲۲۱	۰,۰۱۲	-۱۸,۶۴۹	۰,۰۰۰
□(۵)	۰,۸۱۲	۰,۰۲۱	۳۷,۸۶۵	۰,۰۰۰
$Rf(-۱)$	۰,۰۰۹	۰,۰۰۱	۷,۱۹۲	۰,۰۰۰
$Rs(-1)$	۰,۰۱۷	۰,۰۰۱	۱۵,۱۰۸	۰,۰۰۰
$Rf(-۲)$	۰,۰۱۲	۰,۰۰۱	۹,۸۱۷	۰,۰۰۰
$Rs(-2)$	-۰,۲۳۹	۰,۰۰۱	-۲۱۹,۰۸۳	۰,۰۰۰
□(۱۰)	۰,۳۱۴	۰,۰۰۱	۲۴۲,۲۴۲	۰,۰۰۰

نتایج تخمین پارامترهای نوسانات مدل VAR-BEKK (ضرایب معادله واریانس)

	ضریب	انحراف معیار	آماره □	سطح معناداری
□(۱۱)	۶,۴۲۹	۰,۰۶۹	۹۲,۶۸۱	۰,۰۰۰
□(۱۲)	۰,۲۸۴	۰,۰۱۱	۲۶,۲۸۲	۰,۰۰۰
□(۱۳)	۶,۴۰۲	۰,۰۷۷	۸۳,۵۵۷	۰,۰۰۰
□(۱۴)	۰,۶۰۹	۰,۰۲۳	۲۶,۱۳۵	۰,۰۰۰
□(۱۵)	-۰,۷۶۴	۰,۳۶۱	-۲,۱۱۳	۰,۰۳۵

(منبع: یافته‌های پژوهش)

جدول ۸. مدل تخمین پارامترهای میانگین شرطی مدل *CCC-GARCH*

$Rf = c(1) * Rf(-1) + c(2) * Rs(-1) + c(3) * Rf(-2) + c(4) * Rs(-2) + c(5)$				
$Rs = c(6) * Rf(-1) + c(7) * Rs(-1) + c(8) * Rf(-2) + c(9) * Rs(-2) + c(10)$				
	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معناداری
$Rf(-1)$	-۰,۰۴۷	۰,۰۱۱	-۴,۴۰۲	۰,۰۰۰
$Rs(-1)$	۰,۰۲۷-	۰,۰۰۴	۶,۰۷۶-	۰,۰۰۰
Rf(-2)	۰,۴۸۹	۰,۰۰۶	۷۶,۹۵۴	۰,۰۰۰
$Rs(-2)$	۰,۰۱۷	۰,۰۰۵	۳,۶۲۶	۰,۰۰۰
C(5)	-۰,۰۸۹	۰,۰۰۹	-۹,۳۴۶	۰,۰۰۰
Rf(-1)	۰,۰۰۳	۰,۰۲۱	۰,۱۳۶	۰,۸۹۲
$Rs(-1)$	۰,۰۵۶	۰,۰۱۳	۴,۴۵۷	۰,۰۰۰
Rf(-2)	۰,۰۰۸	۰,۰۱۴	۰,۵۵۹	۰,۵۷۶
$Rs(-2)$	۰,۱۱۰	۰,۰۱۱	۱۰,۲۷۸	۰,۰۰۰
C(10)	۰,۰۷۵	۰,۰۲۲	۳,۴۷۹	۰,۰۰۱
نتایج تخمین پارامترهای نوسانات مدل CCC-GARCH (ضرایب معادله واریانس)				
	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معناداری
C(11)	۰,۱۶۴	۰,۰۱۲	۱۳,۹۵۵	۰,۰۰۰
C(12)	۰,۸۴۸	۰,۰۶۷	۱۲,۶۸۸	۰,۰۰۰
C(13)	۰,۳۱۱	۰,۰۴۵	۶,۹۸۰	۰,۰۰۰
C(14)	۲۸,۷۱۹	۰,۶۵۱	۴۴,۰۹۹	۰,۰۰۰
C(15)	۰,۵۶۹	۰,۰۲۰	۲۸,۶۷۲	۰,۰۰۰
C(16)	۰,۹۴۲	۰,۰۸۲	۱۱,۵۱۵	۰,۰۰۰
C(17)	۰,۵۴۳	۰,۰۳۷	۱۴,۸۳۸	۰,۰۰۰
C(18)	-۰,۱۰۳	۰,۱۱۰	-۰,۹۳۶	۰,۳۴۹
C(19)	-۰,۰۶۱	۰,۰۲۷	-۲,۲۵۴	۰,۰۲۴
R-squared= ۰,۵۲		DW= ۱,۹۱		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

بعد از تخمین مدل خود رگرسیون برداری و تعیین طول وقفه، در قسمت قبل سیستم معادلات میانگین و واریانس ساخته‌شده و با استفاده از روش CCC(2)-GARCH، برآورد می‌شوند. به دلیل اینکه طول وقفه بهینه دو هستند، متغیرهای بازده سهام و بازده قرارداد آتی سکه با وقفه دو وارد مدل می‌شود.

نتیجه‌گیری

هدف از انجام مطالعه حاضر، بررسی کارایی مدل‌های پویای اقتصادسنجی (BEKK-GARCH,CCC-GARCH) برای پوشش ریسک متقاطع بازده سهام و قرارداد آتی سکه در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های روزانه در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۸ است. بنابراین در این بخش به بررسی فرضیه‌ها می‌پردازیم:

فرضیه‌های فرعی

فرضیه اول

پوشش متقاطع ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه با مدل BEKK-GARCH وجود دارد.

معنادار بودن ضریب $Rs(-1)$نشان‌دهنده همبستگی بین قرارداد آتی سکه و بازده سهام و درنتیجه امکان پوشش ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه است. همچنین معنادار بودن ضریب(Rs(-2 نشان دهنده همبستگی بین قرارداد آتی سکه و بازده سهام و در نتیجه امکان پوشش ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه است. در معادله دوم معنادار بودن ضریب $Rf(-1)$نشان‌دهنده همبستگی بین قرارداد آتی سکه و بازده سهام و درنتیجه امکان پوشش ریسک قرارداد آتی سکه با استفاده از بازده بازار سهام است. معنادار بودن ضریب $Rf(-2)$ نشان‌دهنده همبستگی بین قرارداد آتی سکه و بازده سهام و درنتیجه امکان پوشش ریسک قرارداد آتی سکه با استفاده از بازده بازار سهام است. تأثیر نوسانات بازده قرارداد آتی سکه بر بازده بازار سهام و بالعکس در ضرایب معادله واریانس نشان داده‌شده است. دلیل این تأثیر مثبت می‌تواند این باشد که سهام شرکت‌ها و سکه می‌توانند به‌عنوان سرمایه‌گذاری‌های جایگزین در نظر گرفته شود و با افزایش نوسانات و ریسک سرمایه‌گذاری دریکی از آن‌ها تقاضا به سمت دیگری کشیده می‌شود و با افزایش تقاضا ارزش آن افزایش می‌یابد. بنابراین فرضیه یک پژوهش رد نخواهد شد و امکان پوشش متقاطع ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه با مدل BEKK-GARCH وجود دارد.

فرضیه دوم

پوشش متقاطع ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه با مدل CCC-GARCH وجود دارد.

با توجه به منفی بودن ضریب $Rf(-1)$ میتوان نتیجه گرفت که یازده سهام در دوره قبل بر یازده سهام در دوره جاری تأثیر منفی دارد. معنادار بودن ضریب $Rs(-1)$ نشان دهنده همبستگی بین قرارداد آتی سکه و بازده سهام و درنتیجه امکان پوشش ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه است. معنادار بودن ضریب(2-)Rs نشان دهنده همبستگی بین قرارداد آتی سکه و بازده سهام و در نتیجه امکان پوشش ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه است. در معادله دوم با توجه به مثبت بودن ضریب $Rf(-1)$ می‌توان نتیجه گرفت که بازده بازار سهام در دوره قبل تأثیر مثبت بر بازده قرارداد آتی سکه دارد. با توجه به مثبت بودن ضریب $Rs(-2)$ می‌توان نتیجه گرفت که بازده بازار سهام دو دوره قبل تأثیر مثبت بر بازده قرارداد آتی سکه دارد. تأثیر نوسانات بازده قرارداد آتی سکه بر بازده بازار سهام در ضرایب معادله واریانس نشان داده‌شده است. بر اساس ضرایب آرچ[1] و گارچ[2] به‌دست‌آمده در مدل بالا که ضریب C(11)تا C(19) هستند و معنادار بودن آنها و با توجه اینکه بیشتر ضرایب مثبت هستند. دلیل این تأثیر مثبت می‌تواند این باشد که سهام شرکت‌ها و سکه می‌توانند به‌عنوان سرمایه‌گذاری‌های جایگزین در نظر گرفته شود و با افزایش نوسانات و ریسک سرمایه‌گذاری دریکی از آن‌ها تقاضا به سمت دیگری کشیده می‌شود و با افزایش تقاضا ارزش آن افزایش می‌یابد. درنتیجه امکان پوشش متقاطع ریسک بازده بازار سهام با استفاده از قرارداد آتی سکه با مدل CCC- GARCH وجود دارد. بنابراین فرضیه دو پژوهش نیز رد نخواهد شد.

فرضیه اصلی

مدل‌های متفاوت گارچ جهت پوشش ریسک در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قرارداد آتی سکه کارا است.

بر اساس توضیح نتایج دو فرضیه فرعی مشخص شد که هم امکان پوشش متقاطع ریسک بازار بازده سهام وجود دارد و هم مدل‌های متقارن گارچ برای پوشش ریسک در بورس با استفاده از قرارداد آتی سکه کارا است. بنابراین فرضیه اصلی پژوهش حاضر رد نخواهد شد. همچنین بر اساس نتایج مدل‌های متقارن گارچ، بنابراین با توجه به اینکه ضریب تعیین در مدل VAR-BEKK بزرگ‌تر از ضریب تعیین در مدلCCC-GARCHاست بنابراین مدل VAR-BEKK کاراتر از

1. Arch
2. Garch

مدل CCC-GARCH است. همچنین بر اساس ضرایب به‌دست‌آمده در این دو مدل با توجه به اینکه در معادله دوم مدل CCC-GARCH و معنادار نبودن ضرایب بازده بازار سهام در دوره قبل و دو دوره قبل و عدم تأثیر آن بر بازده قرارداد آتی سکه می‌توان نتیجه گرفت مدل VAR-BEKK کارا تر از مدل CCC-GARCH است. بنابراین در میان روش‌های مختلفی که برای کاهش ریسک ناشی از نوسان های قیمت دارایی‌ها وجود دارد، ساده‌ترین و شاید جا افتاده‌ترین ابزار پوشش ریسک، استفاده از قراردادهای آتی است. بنابراین با توجه به تخمین مدل‌های متقارن گارچ در پژوهش حاضر مشخص شد که هم امکان پوشش متقاطع ریسک بازار بازده سهام وجود دارد و هم مدل‌های متقارن گارچ جهت پوشش ریسک در بورس با استفاده از قرارداد آتی سکه کارا است. از سویی با توجه به اینکه ضریب تعیین در مدل VAR-BEKK بزرگ‌تر از ضریب تعیین در مدل CCC-GARCH است بنابراین مدل VAR-BEKK کاراتر از مدل CCC-GARCH است. همچنین بر اساس ضرایب به‌دست‌آمده در این دو مدل با توجه به اینکه در معادله دوم مدل CCC-GARCH و معنادار نبودن ضرایب بازده بازار سهام در دوره قبل و دو دوره قبل و عدم تأثیر آن بر بازده قرارداد آتی سکه می‌توان نتیجه گرفت مدل VAR-BEKK کاراتر از مدل CCC-GARCH است.

باتوجه به نتایج پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود تا با فراهم آوردن فضایی مثبت، جذاب و واقعی، به شیوه‌ای عمل شود تا ریسک عدم جمع‌آوری کافی وجوه نقد، با گرایش هرچه بیشتر سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری، پوشش داده شود. پیشنهاد می‌شود تا در جهت افزایش تمایل به سرمایه‌گذاری و پوشش ریسک در بازار اولیه از رتبه اعتباری و ضمانت‌نامه‌های بانکی بدون قید و شرط استفاده شود.

همچنین پیشنهاد می‌شود تا با پیش‌بینی مواردی چون بازخرید، وجود اختیارات و ایجاد بازار ثانویه کارا، ریسک نقد شوندگی از بین رفته و بدین‌وسیله تمایل به سرمایه‌گذاری افزایش یابد. در راستای پوشش ریسک در بازار سرمایه، پیشنهاد می‌شود ترتیبی بگیرند تا مسئولان قانون‌گذار در تدوین قوانین ضمن در نظر گرفتن نیاز جامعه، از تغییر مداوم و غیرضروری قوانین و مقررات که باعث کاهش ثبات فضای سرمایه‌گذاری می‌شود، جلوگیری شود. با توجه به اینکه افزایش تورم بازده واقعی سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد و میزان سود یا زیان سرمایه‌گذاران بستگی به انتظار و پیش‌بینی آنان از سطح تورم در آینده خواهد داشت. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا با به‌کارگیری سازوکارهای مؤثر با کاهش سطح تورم، بازده واقعی سرمایه‌گذاران منطقی شده و

تمایل به سرمایه‌گذاری افزایش یابد. در جهت پوشش ریسک‌های عملیاتی پیشنهاد می‌شود با طراحی سیستم کنترل داخلی مناسب، آموزش کارکنان، به‌کارگیری تخصص‌های لازم متناسب با پیچیدگی امورمانی، این نوع ریسک کنترل‌شده و تمایل به سرمایه‌گذاری افزایش یابد. برخی از عوامل مؤثر در این کارکرد عبارت‌اند از: به‌کارگیری تکنولوژی مناسب و کارآمد، به کار بردن اصول احتیاطی قراردادها و پیش‌بینی برخی خطرات احتمالی و تعبیه روش‌هایی برای مدیریت آن.

منابع

اسکندری و همکاران (۱۳۹۵). پوشش ریسک با استفاده از شاخص ترکیبی قراردادهای آتی (مطالعه موردی بازار مالی ایران)، *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره بیست و هشتم / پائیز ۱۳۹۵.

ابراهیمی، بابک و تسبیحی، علی (۱۳۹۶). تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه: رهیافت مقایسه‌ای، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، سال پنجم، شماره سوم، صص ۱۷۷-۱۹۶.

برزآبادی فراهانی، مریم و همکاران (۱۳۹۹). مدل‌سازی متغیر زمانی نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از قراردادهای آتی: رهیافت ترکیبی توابع کاپولای زوجی و تجزیه موجک، دانشگاه شهید بهشتی، *نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی*، شماره ۳۰، صص ۳۵-۵۶.

بخردی نسب، وحید و قاسمی، سعید (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام با تأکید بر عوامل اقتصاد کلان و عوامل حسابداری با در نظر گرفتن تحریم‌های اقتصادی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانشگاه صنعتی اصفهان، *فصلنامه پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری*، سال سوم، شماره هفدهم، صص ۱-۲۵.

بهرامی جاوید، میرزاپور باباجان اکبر (۱۳۹۱). نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۱۳۹۱; ۲۰ (۶۴): ۱۷۵-۲۰۶.

پیش بهار و همکاران (۱۳۹۵).محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک برای نهاده ذرت وارداتی صنعت طیور ایران، *نشریه پژوهش‌های علوم دامی*، جلد ۲۶ شماره ۱، سال ۱۳۹۵.

حسینی، رضا (۱۳۹۷). مفاد قرارداد آتی، انتشارات سمت، صص ۱-۲۴.

حقوقی، سهیلا و آقابابایی، محمدابراهیم (۱۳۹۹). بررسی اثربخشی معاملات آتی سکه طلا جهت پوشش ریسک نوسانات قیمت سهام، *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۴۳، صص ۱۳۱-۱۴۸.

حاتمی، امین و همکاران (۱۳۹۷). پویایی‌های نسبت بهینه پوشش ریسک در بازارهای سهام و طلا: رهیافت VAR-DCC-GARCH، *فصلنامه اقتصاد مالی*، دوره ۱۲، شماره ۴۵، صص ۷۳-۹۲.

خرقانی، مهسا؛ صارمی، حمید و معین نژاد، بهراد (۱۳۹۷). تأثیر مدیریت ریسک اعتباری بر سودآوری بانک های تجاری (بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران)، *فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری*، دوره ۴، شماره ۳، صص ۱-۱۰.

راعی، رضا و همکاران (۱۳۹۴).اثر سررسید، حجم معامله و تعداد موقعیتهای باز بر نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا، *دانش سرمایه گذاری*، شماره ۹، صص ۱۶۹-۱۸۶.

سجاد، رسول و پطروسیان، آدنا(۱۳۹۳). نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز به وسیله قراردادهای آتی سکه طلا در ایران، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری*، سال سوم/ شماره دوازدهم/ زمستان ۱۳۹۳.

شاه‌آبادی فراهانی، عاطفه و همکاران (۱۳۹۷). بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز با استفاده از بازار آتی طلا در بازارهای مالی درحال‌توسعه و توسعه‌یافته: مطالعه موردی بورس تهران و شیکاگو، *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۱، صص ۹۹-۱۲۶.

صالح آبادی، علی (۱۳۹۲). بررسی عملکرد بازار سرمایه در دولت‌های نهم و دهم، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، *ویژه نامه کارنامه اقتصادی دولت*، سال یکم، شماره ۲ صص ۲۱۶-۲۰۳.

صیادی، محمد و همکاران (۱۳۹۸). برآورد پوشش بهینه ریسک پویا و مقایسه اثربخشی آن با استفاده از مدل‌های M-GARCH، مطالعه موردی قیمت اسپات نفت خام ایران، *نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی* شماره ۹۱، سال ۲۷، صص ۳۵۹-۳۹۵.

عسگر نژاد نوری، باقر (۱۳۹۷). عوامل مؤثر در بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد فراتحلیل، دانشگاه محقق اردبیلی، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، سال ششم، شماره اول، صص ۱-۲۲.

علیمرادی، محمد(۱۳۹۲).برآورد نسبت های بهینه پوشش ریسک ایستا و پویا و مقایسه میزان اثربخشی آنها در بازار آتی های گاز طبیعی، *فصلنامه اقتصادی انرژی ایران* سال دوم، شماره ۸، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۱۲۸-۱۰۹.

جواد حسین زاده، صابر علائی(۱۳۹۶). مکانیسم ایفای تعهدات در معاملات آتی و بازار سهام، *فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران* پیاپی ۴۸

فلاح شمس، میرفیض و علی محمدی، میثم(۱۳۹۴). ارائه مدلی برای پوشش متقاطع ریسک ارز با استفاده از قرار داد آتی سکه، *همایش مدیریت ریسک و مهندسی مالی*.

مهرآرا، محسن و همکاران(۱۳۹۷). بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز و طلا در بازارهای مالی درحال‌توسعه و نوظهور: مطالعه موردی بورس تهران و استانبول، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، سال سوم، شماره دوم، صص ۱-۲۱.

مقدم، معصومه و عراقی، ابراهیم (۱۳۹۱). ارزیابی مد لهای اقتصادسنجی با روشهای مبتنی بر ریاضیات، *مجله اقتصادی، ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، شماره های ۴ و ۵، صص ۱-۱۴.

عبدالله خانی، سید علی حسینی، آسیه خادم خراسانی سال (۱۳۹۳). مطالعه الگوی رفتاری سرمایه گذاران حقیقی و نوسانات بازده سهام. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*،پیاپی ۲۶.

میری، ساناز و همکاران (۱۳۹۹). تحلیل پویایی‌های نسبت بهینه پوشش ریسک در بازار سکه طلا: رهیافت MS_DCC، *نشریه علمی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال ۱۳، شماره ۴۵، صص ۱۳۱-۱۴۹.

میرزاده، فاطمه (۱۳۹۶). بررسی بازده معاملات آتی سکه بهار آزادی: نقش سررسید و موقعیت تعهدی باز، *فصلنامه پژوهشهای پولی-بانکی*، سال دهم، شماره ۳۲، صص ۲۲۷-۲۴۵.

نظرپور، محمد نقی و همکاران (۱۳۹۵).معرفی مدل بهینه پوشش ریسک در مدل‌های عملیاتی اوراق استصناع به روش AHP و TOPSIS، م*جله معرفت اقتصاد اسلامی*، سال هفتم، شماره دوم، بهار و تابستان ۱۳۹۵.

هادی زاده، آرش (۱۳۹۷). تحلیل داده های اقتصادی درک الگوهای اقتصادسنجی بدون نیاز به پیشینه ریاضی، انتشارات دنیای اقتصاد، صص ۱-۳۰.

References

Aklahyl, U. M. and et al. (2014). Theoretical analysis of the role of capital market in the industrial development of Nigeria. *International Journal of Research in Social Sciences*, Vol 4, No 4, pp 64-69.

Bahrami Javid, Mirzapur Babajan Akbar (2012). The optimal ratio of risk heding in Bahar Azadi coin futures traded on the Iranian Commodity Exchange. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*. 2012; 20 (64): 175-206. (In Persian).

Arouri, Mohamed El Hedi and et al. (2015), World gold prices and stock returns in China: Insights for hedging and diversification strategies, Economic Modelling, *journal homepage: www.elsevier.com/locate/ecmod.*

Khani Abdolah, Hosseini Ali,Khadem Khorasani Asiye(2013). Studying the behavioral pattern of real investors and the volatility of stock returns. *Stock Exchange Quarterly*, No.26. (In Persian).

ArsalanTariq, Ali. (2007). Managing Financial Risks of Sukuk Structures, Thunderbird International Business Review, PP. 203-223.

Bae, Sung C and et al. (2018).Managing exchange rate exposure with hedging activities: New approach and evidence, I*nternational Review of Economics and Finance* 53 (2018) 133–150.

Hosseinzade Javad, alaei Saber (2018). The mechanism of fulfilling obligations in stock exchange transactions. *Stock Exchange Quarterly*, No.48. (In Persian).

Hosseini, Reza (2018). Provisions of future contracts, Samt Publications, pp. 1-24. (In Persian).

Beckmann, J., and et al. (2015). Does gold act as a hedge or a safe haven for stocks? A smooth transition approach. *Economic Modelling*, 48, pp.16-24.

Buyukkara, Goknur and et al. (2021). Optimal hedge ratios and hedging effectiveness: An analysis of the Turkish futures market, Borsa Istanbul Review Available online 18 February 2021.

Chkili,W. (2016). Dynamic Correlations and Hedging Effectiveness between Gold and Stock Markets: Evidence for BRICS Countries, *Research in International Business and Finance*, 38, 22-34.

Giraldo-Prieto, and et al. (2017). Financial hedging with derivatives and its impact on theColombian market value for listed companies, Contaduría y Administración 62 (2017) 1572‑1590.

Gordon, Jason. (2020). Cross Hedge, The business professor.

Salehabadi, Ali (2013). A Survey of Capital Market Performance in the 9th and 10th Governments, Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies, Special *Issue of The Government's Economic Record*, Year 1, No. 2p 216-203. (In Persian).

Asgarnejad Nouri, Baqer (2018). Factors Affecting stock returns of listed companies in Tehran Stock Exchange: Meta-Analysis Approach, Mohaqegh Ardabili University, *Journal of Asset Management and Financing*, 6th Year, No. 1, pp. 1-22. (In Persian).

Guo, Haochen. (2015).Risk efficiency of hedging strategy in Chinafinancial market,jo ur nal homepage: www.elsevier.com/pisc, Technical University of Ostrava, Faculty of Economics, Department of Finance, Sokolská t˘rída 33,701 21 Ostrava, Czech Republic.

Beshedari Nasab, Vahid and Ghasemi, Saeed (2016). Investigating the factors affecting stock returns with emphasis on macroeconomic factors and accounting factors considering economic sanctions in listed companies in Tehran Stock Exchange, Isfahan University of Technology, *Journal of New Research in Management and Accounting*, Third Year, No. 17, pp. 1-25. (In Persian).

Hansen, Bruce E. (2020). Econometrics, University of WisconsinDepartment of Economics, pp 1-912.

Mehrara, Mohsen, Elahi, Naser, Bidgoli, Saeed and Farahani, Atefeh (2018). Investigating the Optimal Ratio of Exchange Rate and Gold Risk Coverage in Developing and Emerging Financial Markets: A Case Study of Tehran-Istanbul Stock Exchange, *Journal of Econometric Modeling, Third Year*, Issue 2, pp. 1-21. (In Persian).

Berdari Nasab, Vahid and Ghasemi, Saeed (2016). Investigating the factors affecting stock returns with emphasis on macroeconomic factors and accounting factors considering economic sanctions in listed companies in Tehran Stock Exchange, Isfahan University of Technology, *Journal of New Research in Management and Accounting*, Third Year, No. 17, pp. 1-25. (In Persian).

Pok, Wee Ching and et al. (2009). Stock index futures hedging in the emerging Malaysian market, *Global Finance Journal*, *Elsevier*, vol. 20(3), pages 273-288.

Wang, Kuan. Ming Lee, Yuan. (2016). hedging exchange rate risk in the gold market: A panel dataanalysis, *Journal of Multinational Financial Management*, J. of Multi. Fin. Manag.

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

Table Content

Investigating the Weekend Effect on the Trading Speeds Higher than Usual on Traders' Cumulative Abnormal Returns around Seasonal Earnings Announcements 1
Hossein Emsakpur, Sina Kheradyar, Mehdi Homayounfar, Mehdi Fadaei Eshkiki
Experimental Evidence for Explaining Future Cash Flows Using a New Classification of Components of Accruals and Cash Flows Operating..... 27
Bahman Talebi, Rasol Abdi, Zohreh Hajiha, Nader Rezaei
Application of Copula-Based Correlation Coefficients and Dynamic Programming-Based Approaches to Determining Similarity between Time Series for Clustering and Index Tracking 47
Shapour Mohammadi, Farid Tondnevis, Elnaz Mahmoudi SaeidAbad
Trust and Opportunism of a Dichotomy in the Banking Industry; Evidence from Behavioral Economics Games 73
Seyed Ahmad Ebrahimi, Alireza Erfani, Majid Eshaghi
The Transition Mechanism of Foreign Exchange Crisis on Iran Stock Market Using Markove Switching Approach..... 105
Saman Houshmandi, Seyed Shamsuddin Hosseyni, Abbas Memarnejad, Farhad Ghaffari
The Effect of Fnancial Risks Impulse (ERM) and Dividend Policy on Capital Allocation Efficiency by Panel Vector Autoregressive (PVAR) Method 135
Mostafa Maleki, Ebrahim Chirani, Hamid AzizMohammadlou
The Effect of Uncertainty in Financial Markets on the Real Macroeconomic Variables with Emphasis on the Overlapping Generations Model (DSGE Approach) 171
Abdolmajid Ahangari, Seyed Aziz Arman, Ebrahim Anvari, Hanieh Eskandari
Estimating the Return Distribution of Tehran Stock Exchange Companies Using Random Matrix Approach for Taking Nonstationary into Account 207
Zahra Eskandari, Mirfeiz Fallah Shams, Gholamreza Zomorodian
Investigating the Role of Managerial Forecasts in the Occurrence of the Halo Effect Phenomenon in the Middle East Capital Market 231
Nahid Hosseini, Babak Jamshidi Navid
Macroeconomic Variables Fluctuations and Corporate Voluntary Disclosure 257
Sajad Naghdi, Sirus Salehi, Vahid Ahmadian, Javad Esmaeili
Designing and Explaining Trading Social Platforms in Irans Capital Market: Experts' Perspective 279
Shahin ahmadi, Alireza Heidarzadeh Hanzaee, Hamidreza Kordlouie, Mahdi Madanchi Zaj, Shadi Shahverdiani
Measuring the Effect of Noise Trading on Price Volatility in Tehran Stock Exchange 325
Mohammad Tohidi, Mohammad Mehdi Fereydooni
Optimal Standard of Resolution Legal Disputes in the Capital Market..... 351
Ali Ansari, Mina Karimi Nik
Efficiency of Dynamic Econometric Models to Cover the Cross-Risk of Stock Returns and Coin Futures Contracts in the Capital Market of Tehran 375
Sadaf Salimi, Ali Saeedi, Alireza Heidarzadeh, Ghodratolah Emamverdi