اقتصاد پولی، مالی (علمی)

دانشگاه فردوسی مشهد

شاپا: ۲۲۵۱-۸۴۵۲

(دوره جدید) سال بیست و نهم، شماره ۱، پیاپی ۲۳ — بهار و تابستان ۱۴۰۱

فهرست مندرجات

اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان با الگوریتم‌های یادگیری ماشین در ایران و تأثیر آن بر نرخ ارز	حبیب حبیبی نیکجو علی چشمی مصطفی سلیمی¬فر	۱
بررسی عوامل اقتصادی و رفتاری اثرگذار بر رشد شاخص قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران	حجت ایزدخواستی رضا محسنی میثم سلطانی	۴۷
تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز درکشورهای منتخب عضو اوپک	اسماعیل میرزائی شهرام فتاحی محمد شریف کریمی	۷۲
رابطه سیاست پولی و جهش نرخ ارز در ایران	یزدان گودرزی فراهانی امید علی عادلی	۱۱۰
رشد و توسعه عملکرد مالی و ارتباط با مشتری در صنعت بیمه از طریق تاکتیک‌های بازاریابی رابطه مند	آذرمیدخت کمالی وحیدی معصومه عربشاهی امید بهبودی	۱۳۷
تأثیر بحران مالی جهانی بر درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	فرشید خیراللهی سید جواد دلاوری امید یوسفی	۱۶۸

بسم الله الرحمن الرحیم

این مجله در پایگاه‌های زیر نمایه می‌شود.
پایگاه استنادی علوم ایران (ISC)
پایگاه اطلاعات علمی جهاددانشگاهی(SID)
بانک اطلاعات نشریات کشور(Magiran)
سامانه نشریات علمی دانشگاه فردوسی مشهد (jm.um.ac.ir)

این مجله با همکاری انجمن علمی بازرگانی ایران چاپ و منتشر می‌شود.

کلیه حقوق برای دانشگاه فردوسی مشهد محفوظ است.
درج مطلب در این نشریه لزوماً منعکس کننده نظر دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحت مطالب هر مقاله به عهده نویسنده است.

دوفصلنامهٔ اقتصاد پولی ، مالی

صاحب امتیاز: دانشگاه فردوسی مشهد
مدیر مسئول: دکتر محمد طاهراحمدی شادمهری
سردبیر: دکتر محمود هوشمند

هیئت تحریریه:

نام و نام خانوادگی	رشته تحصیلی	درجه علمی	محل خدمت
دکتر حمید ابریشمی	امورمالی	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر احمد جعفری صمیمی	اقتصاد	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران
دکتر ناصر شاه نوشی فروشانی	اقتصاد کشاورزی	استاد	دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر علیرضا رحیمی بروجردی	اقتصاد	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محمد علی فلاحی	اقتصاد	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر احمد مجتهد	اقتصاد	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر محمدحسین مهدوی‌عادلی	اقتصاد صنعتی	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمود هوشمند	اقتصاد	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

مدیر اجرایی: مریم ودیعی نوقابی
ویراستار لاتین: دکتر مصطفی کریم زاده
ناشر: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد
نشانی : مشهد صندوق‌پستی ۱۳۵۷ کدپستی ۹۱۷۷۹۴۸۹۵۱
تلفن : ۳۸۸۰۶۳۰۹- ۰۵۱
پست الکترونیکی: danesh24@um.ac.ir

ویراستار فارسی: دکتر جواد میزبان
صفحه‌آرایی: مریم ودیعی نوقابی
شماره پروانه: ۱۲۴/۱۰۳۵۲ – ۷۷/۱۰/۸
آدرس اینترنتی: https://danesh24.um.ac.ir
فاکس: ۳۸۸۰۷۳۹۳ - ۰۵۱

براساس نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۱۰۵۰۳۳ مورخ ۸۹/۱۲/۱۴ کمیسیون نشریات علمی کشور، مجلهٔ اقتصاد پولی ، مالی دارای درجه **علمی – پژوهشی** است.

بر اساس مصوبه وزارت عتف از سال ۱۳۹۸، کلیه نشریات دارای درجه "علمی - پژوهشی" به "علمی" تغییر نام یافتند.

شرایط پذیرش مقاله‌ها

نشریه اقتصاد پولی، مالی در صدد است، مقاله‌های تخصصی در زمینه اقتصاد پولی و مالی را به چاپ برساند. در مقاله‌های ارسالی باید نکات زیر رعایت شوند:

الف: جهت ارسال مقاله می‌توانید فایل مربوطه را از طریق سامانه نشریات به آدرس https://danesh24.um.ac.ir ارسال و با ایمیل مجله به آدرس danesh24@um.ac.ir مکاتبه کنید.

ب: روش تحریر

متن مقاله بر روی کاغذ سفید بدون مارک (A4) با فاصله ۳ سانتی‌متر از لبه‌ها و دو سطر بین خطوط با حروف خوانا و تیره تایپ شود. کلیه صفحات مقاله ازجمله صفحاتی که شامل جداول، تصاویر و نمودارها هستند دارای قطع یکسان باشند. کلیه صفحات مقاله دارای شماره بوده و از ۲۰ صفحه تجاوز نکند.

ج: نحوه تهیه مقاله

هر مقاله تخصصی بایستی تحت نرم‌افزار Word با قلم B ZAR و فونت۱۳ و دارای چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی فارسی و انگلیسی، طبقه‌بندی JEL فارسی و انگلیسی، مقدمه، پیشینه تحقیق، مبانی نظری تحقیق، برآورد مدل (تجزیه‌وتحلیل مدل)، نتیجه‌گیری و پیشنهادها و در انتها فهرست منابع مورد استفاده، باشد.

اصول زیر در تنظیم مقاله بایستی رعایت شود:

۱- عنوان فارسی مقاله با قلم B ZAR و فونت ۱۸ برجسته (Bold) در وسط صفحه اول نوشته شود.

۲- مشخصات نویسنده یا نویسندگان، شامل نام و نام خانوادگی با قلم B ZAR و فونت۱۰ به‌صورت برجسته (Bold)، سِمت، محل خدمت، عنوان و درجه علمی با قلم B ZAR و فونت ۱۰ ایتالیک باشد.

۳- چکیده فارسی از ۲۰۰ کلمه تجاوز نکند و در سه پاراگراف، با قلم B ZAR و فونت ۱۱ تنظیم شود. پاراگراف اول به تبیین موضوع اختصاص‌یافته؛ پاراگراف دوم شامل روش تحقیق

و پاراگراف سوم دربرگیرنده نتایج تحقیق باشد. سپس در سطری جداگانه واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL نوشته شود.

٤- چکیده انگلیسی باید برگردان کامل و دقیق چکیده فارسی و در یک صفحه مجزا، شامل عنوان مقاله، نام نویسندگان، آدرس و عنوان علمی آنان، واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL باشد. عنوان انگلیسی مقاله با قلم Times New Roman و فونت ۱۵ برجسته (Bold) در وسط صفحه دوم نوشته شود. مشخصات نویسنده یا نویسندگان، شامل نام و نام خانوادگی با قلم Times New Roman و فونت ۹ برجسته (Bold)، سمت، محل خدمت، عنوان و درجه علمی با قلم Times New Roman و فونت ۹ باشد. چکیده انگلیسی از ۲۰۰ کلمه تجاوز ننماید و در سه پاراگراف با قلم Times New Roman و فونت ۱۰ تنظیم شود. پاراگراف اول به تبیین موضوع اختصاص یابد؛ پاراگراف دوم شامل روش تحقیق، و پاراگراف سوم دربرگیرنده نتایج تحقیق باشد.

۵- مقدمه شامل اطلاعات مربوط به اهمیت تحقیق، کاربرد و نتیجه مورد انتظار از تحقیق باشد. در آخرین پاراگراف مقدمه، نحوه سازماندهی مقاله، برای معرفی بخش‌های آتی تنظیم شود. در سراسر مقاله، نویسندگان از افعال سوم شخص مفرد استفاده کنند.

۶- پیشینه تحقیق در قالب مطالعات خارجی و داخلی و بر اساس تاریخ، از قدیم به جدید، تنظیم شود؛ به‌نحوی‌که ابتدا مطالعات خارجی و سپس مطالعات داخلی، ارائه گردد. همچنین ضروری است، از اصطلاحاتی مانند: این تحقیق، این مطالعه، این پژوهش، تحقیق اخیر، مطالعه اخیر، پژوهش اخیر، برای توضیح مطالعات دیگران، پرهیز شود و واژه‌های مذکور فقط برای اشاره به تحقیق صورت گرفته، توسط محقق به کار برده شود.

۷- عنوان جدول با قلم B ZAR و فونت ۱۲ در بالا و سمت راست جدول، تنظیم شود. ضروری است جداول تحقیق شماره گذاری گردد. متن داخل جدول نیز قلمBZAR و فونت ۱۰باشد.

۸- عنوان نمودار نیزبا قلمB ZAR و فونت ۱۲ در پائین و سمت راست نمودار، تنظیم شود. ضروری است، نمودارهای تحقیق شماره گذاری گردد. ماخذنمودارنیزبا قلمBZAR و فونت ۱۰ در پائین و سمت راست،نوشته شود.

۹- زیرنویس های فارسی مورد استفاده در تحقیق با قلم BZAR وفونت ۱۰ تنظیم شود.

۱۰-زیرنویس های انگیسی مورد استفاده در تحقیق با قلمTimes New Roman و فونت ۱۰، تنظیم گردد.

۱۱-منابع مورد استفاده ،شامل جدیدترین اطلاعات در زمینه مورد نظر باشد.

۱۲- نوع ارجاع دهی باید حتمابه صورت APA .

فهرست منابع به ترتیب الفبای نام خانوادگی نویسندگان، مرتب و شماره‌گذاری گردد. (شماره‌ها داخل کروشه [ ] قرار داده شود). وقتی از چند اثر مختلف یک نویسنده استفاده می شود،ترتیب شماره گذاری این مقاله ها برحسب سال انتشارآنها، ازقدیم به جدیدانجام گیرد؛ برای مثال:

[1] Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W.W. (1984). Some Models for Estimation Technical and Scale in Data Envelopment Analysis. Management Science, 30.

[2] Charnes, A., Cooper, W.W., Rohdes, E. (1978). Measuring the Efficiency of Decision-Making Units. European Journal of Operational Research, 2.

لطفا جهت کسب اطلاعات تکمیلی وبیشتر،رجوع شود به آدرس:

http://fea.um.ac.ir/parameters/fea/filemanager/forms/reference.pdf

۱۳- از نویسندگان محترم خواهشمند است، آدرس پستی و الکترونیکی خود را، به صورت دقیق، در صفحه‌ای جداگانه، همراه مقاله، به دفتر مجله ارسال نمایند.

د: سایر موارد

۱- مسئولیت هر مقاله از نظر محتوای علمی و نظرات مطرح شده در متن آن، به عهده نویسنده و یا نویسندگان مسئول مقاله خواهد بود.

۲- تا قبل از پایان مراحل نهایی و چاپ، درصورتی‌که مشخص گردد، مقاله منتخب، به هر شکلی در جای دیگری به چاپ رسیده است، از انتشار آن جلوگیری خواهد شد.

۳- درصورتی‌که مقاله برای چاپ پذیرفته نشود، در بخش بایگانی مجله خواهد ماند و به نویسنده برگردانده نخواهد شد.

۴- مقاله‌ها توسط اعضای محترم هیأت تحریریه و با همکاری متخصصان، داوری شده و در صورت تصویب، بر طبق ضوابط خاص مجله، به نوبت چاپ خواهند شد.

۵- مجله در رد یا قبول و حک واصلاح مقاله‌ها، اختیار تام دارد.

(دریافت مقاله فقط به‌صورت الکترونیکی امکان‌پذیر است)

داوران مقاله

نام نام خانوادگی	وابستگی سازمانی
فرزانه احمدیان یزدی	دانشگاه فردوسی مشهد
مرضیه اسفندیاری	دانشگاه سیستان و بلوچستان
زهره اسکندری پور	دانشگاه سیستان و بلوچستان
رضا اکبریان	دانشگاه شیراز
حبیب انصاری سامانی	دانشیار دانشگاه یزد
حجت ایزدخواستی	دانشگاه شهید بهشتی
حمیدرضا ایزدی	دانشگاه دریانوردی چابهار
محمدرضا بابایی سمیرمی	دانشگاه پیام نور
شعله باقری پرمهر	دانشگاه خاتم
مرتضی بکی	دانشگاه امام صادق (ع)
سید علی پایتختی اسکوئی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز
کامبیز پیکارجو	دانشگاه علوم تحقیقات تهران ایران
خلیل جهانگیری	دانشگاه ارومیه
حسن حیدری	دانشگاه ارومیه
عبداله خوشنودی	دانشگاه بجنورد
عباس دادجوی توکلی	دانشگاه مفید
کاوه درخشانی درآبی	دانشگاه اراک
حسن دلیری	دانشگاه گلستان
ناهید رجب زاده	دانشگاه فردوسی مشهد
محمد رحمانی	دانشگاه تهران
مهدیه رضاقلی زاده	دانشگاه مازندران
مرتضی سحاب خدامرادی	دانشگاه رازی کرمانشاه
پروانه سلاطین	دانشگاه آزاد اسلامی تهران
سمیه شاه حسینی	دانشگاه علامه طباطبایی
مهدی شیرافکن لمسو	دانشگاه دریانوردی چابهار

مهدی صادقی شاهدانی	دانشگاه امام صادق (ع)
بیژن صفوی	دانشگاه آزاد اسلامی تهران جنوب
علیرضا عرفانی	دانشگاه سمنان
امیر غلامی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال
الهام فرزانگان	دانشگاه بوعلی سینا
علیرضا فضل زاده	دانشگاه تبریز
علی اکبر قلی زاده	دانشگاه بوعلی همدان
هادی کشاورز	دانشگاه خلیج فارس
یزدان گودرزی فراهانی	دانشگاه قم
حمید لعل خضری	دانشگاه قاین
رضا محسنی	دانشگاه شهید بهشتی
سید جمال الدین محسنی زنوزی	دانشگاه ارومیه
زانا مظفری	دانشگاه کردستان
سیدرضا میرعسکری	دانشگاه گیلان
بهروز ناظمی	دانشگاه آزاد اسلامی اصفهان واحد خوراسگان
محمد نصراصفهانی	دانشگاه خوارزمی
رافیک نظریان	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
زریر نگین تاجی	دانشگاه شهید بهشتی
مهدی یزدانی	دانشگاه شهید بهشتی

فهرست مندرجات

عنوان	نویسنده	صفحه
اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان با الگوریتم‌های یادگیری ماشین در ایران و تأثیر آن بر نرخ ارز	حبیب حیبی نیکجو علی چشمی مصطفی سلیمی‌فر	۱
بررسی عوامل اقتصادی و رفتاری اثرگذار بر رشد شاخص قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران	حجت ایزدخواستی رضا محسنی میثم سلطانی	۴۷
تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز درکشورهای منتخب عضو اوپک	اسماعیل میرزائی شهرام فتاحی محمد شریف کریمی	۷۲
رابطه سیاست پولی و جهش نرخ ارز در ایران	یزدان گودرزی فراهانی امید علی عادلی	۱۱۰
رشد و توسعه عملکرد مالی و ارتباط با مشتری در صنعت بیمه از طریق تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند	آذرمیدخت کمالی وحیدی معصومه عربشاهی امید بهبودی	۱۳۷
تأثیر بحران مالی جهانی بر درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	فرشید خیراللهی سید جواد دلاوری امید یوسفی	۱۶۸

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article

Vol. 29, No. 1, 2022, p. 1-46

Measuring the Media-based Economic Uncertainty index by Machine Learning Algorithms in Iran and its Effect on the Exchange Rate

H. Habibi Nikjoo [1], A. Cheshomi [2]*, M. Salimifar[3]

1- Ph.D. Student of Economics Faculty of Economic and Administrative Sciences Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
2- Assistant Professor, Economic Faculty of Economic and Administrative Sciences Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
3- Professor, Economic Faculty of Economic and Administrative Sciences Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

(*- Corresponding Author Email: a.cheshomi@um.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.75682.1175

Received: 2021/04/04 Revised: 2022/07/04 Accepted: 2022/10/17	**How to cite this article:** Habibi nikjoo, H.; Cheshomi, A., & Salimifar, M. (2022). Measuring the Media-based Economic Uncertainty index by Machine Learning Algorithms in Iran and its Effect on the Exchange Rate. *Quarterly Monetary & Financial Economics*. *29*(1). 1-46. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2022.75682.1175
Available Online: 2022/10/17	

1- INTRODUCTION

Economic uncertainty is one of the important and influential factors on economic policies and their results, and in such a situation, rational decisions are replaced by other methods. Various studies has shown the effect of economic uncertainty on inflation, investment, economic growth, consumption and demand for money.

Uncertainty is difficult to measure due to its invisibility, and as the uncertainty measurement methods improve, the measurement of its effect on

various economic variables and markets and the prediction of their behavior in response to the actions of economic agents will be more accurate.

The main aim of this article is to measure the economic uncertainty index by using news published in social networks. This method of measurement has become very important with the widespread use of social networks.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Uncertainty is one of the most controversial concepts in the philosophy and methodology of economics. The history of the concept of economic uncertainty goes back to David Hume .There are three categories of theories about economic uncertainty .The first group believes that the future reality is unchangeable and predetermined and economic decision makers have perfect information. In this view, there is no such thing as uncertainty and the world is in complete certainty. 18th century the economists of were the first group to present this theory. The second group believes that the reality of the future is unchangeable and predetermined and the decision makers are able to know the future. These economists use objective conditional probability functions to solve the future uncertainty problem. The third class considers the future reality to be changeable and unknown. The starting point of these theories started from the study of the Chicago school economist Frank Knight titled "Risk, Uncertainty and Profit". He clearly distinguished between the two concepts of risk and uncertainty. Keynes also reached the same results as Knight. In general, in a situation where the economy has a high level of uncertainty, the theories of the first and second category have a good explanation. But in confronting with exogenous shocks such as the corona virus epidemic, war and financial crisis, the concept of uncertainty will be more appropriate in the theories of the third category. This study will measure this index based on fundamental uncertainty (the third category).

3- METHODOLOGY

In this article, the economic uncertainty index in Iran was measured from January 2017 to December 2020 by monitoring and analyzing 3,117,960 news from 28 popular and influential Iranian Telegram channels. To analyze these news, we used "supervised machine learning" methods. In the first step, 13,404 news items were labeled by human evaluators according to their impact on uncertainty. The labels had two modes "affecting uncertainty" and "neutral". Then by using four algorithms ("C4.5" from decision tree methods, "Multilayer Perceptron" from artificial neural network methods, "Logistics" from function-oriented methods and "Simple Bayes" from Bayesian methods) labeling of the whole news was done. The economic uncertainty index was calculated numerically and based on the number of news items that affect economic uncertainty, the measurement and value of this index was standardized, and then the quality of the index was evaluated with historical evidence, relabeling and comparison with the index based on Google data.

4- RESULTS & DISCUSSION

Among the 4 media-based uncertainty indicators, 3 indicators can better explain the historical events of this period. Among them, the best performance is determined by C4.5 algorithm from the decision tree methods. After this algorithm, multilayer perceptron, logistic has the best performance and the weakest performance belongs to the simple Bayes method. Media-based economic uncertainty index trend with C4.5 method is consistent with the important events of the study period, in such a way that the highest level of uncertainty occurred during the period when Trump announced his withdrawal from the JCPOA until the official withdrawal of the United States from the JCPOA. In general, it can be said that the fluctuations of the economic uncertainty index have been limited and have several jumps, which are due to the withdrawal of the United States from the JCPOA, the oil embargo and the assassination of Sardar Soleimani .

In the logistic algorithm, the highest level of uncertainty dates back to the end of 2020. The period that coincides with Trump's presidential

election. The level of economic uncertainty increases after Trump's official withdrawal from the JCPOA and reaches its peak with oil sanctions.

The output of the multilayer perceptron algorithm indicates that the average level of uncertainty has not changed significantly . In the simple Bayes algorithm, the highest level was also reached during the period of the withdrawal of the United States from the JCPOA and the increase in enrichment . The results of the regression showed that economic uncertainty has a positive and significant effect on the average logarithm of the exchange rate with multilayer perceptron, logistic and simple methods. This effect is larger in the multilayer perceptron model, which had better performance based on machine learning indicators.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The calculated economic uncertainty index is consistent with the important events of the study period, such as the US withdrawal from the JCPOA, Iran’soil sanctions, and the escalation of the US confrontation with Iran in the assassination of Sardar Soleimani. It is suggested that daily calculation of this index be used to reduce uncertainty in the managing future events. We employed GARCH model to test effect of Media-based Economic Uncertainty index on Iranian exchange rate. The results showed that Economic Uncertainty index has poisitve effect on exchange rate.

Keywords: Economic Uncertainty, Media, Machine Learning, Text Mining, Exchange Rate.

اقتصاد پولی مالی، سال بیست و نهم، دوره جدید شمارهٔ ۱، پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۱

اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان با الگوریتم‌های یادگیری ماشین در ایران و تأثیر آن بر نرخ ارز

حبیب حبیبی نیکجو
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد
علی چشمی[۱]
دانشیار دانشگاه فردوسی مشهد
مصطفی سلیمی‌فر
استاد دانشکده دانشگاه فردوسی مشهد

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.75682.1175

چکیده

هدف اصلی مقاله اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی اقتصادی با استفاده از اخبار منتشرشده در شبکه‌های اجتماعی است. این روش اندازه‌گیری با فراگیری استفاده از شبکه‌های اجتماعی اهمیت بالایی پیدا کرده است. در این مقاله، با پایش و تحلیل ۳٬۱۱۷٬۹۶۰ خبر از ۲۸ کانال تلگرامی پرمخاطب و اثرگذار ایران، شاخص نا اطمینانی اقتصادی در ایران را از ژانویه ۲۰۱۷ تا دسامبر ۲۰۲۰ اندازه‌گیری شد. برای تحلیل این اخبار از روش‌های «یادگیری ماشین با ناظر» بهره گرفته شد. در مرحله اول ۱۳۴۰۴ خبر توسط ارزیابان انسانی برحسب اثرگذاری بر نا اطمینانی برچسب‌گذاری شد. سپس با استفاده از چهار الگوریتم («**C4. 5**» از روش‌های درخت تصمیم، «پرسپترون چندلایه» از روش‌های شبکه عصبی مصنوعی، «لجستیک» از روش‌های تابع‌محور و «بیز ساده» از روش‌های بیزی) برچسب‌گذاری کل اخبار انجام شد. شاخص نا اطمینانی اقتصادی به‌صورت شمارشی و بر اساس تعداد اخباری که اثرگذار بر نا اطمینانی اقتصادی هستند، اندازه‌گیری و مقدار این شاخص استاندارد شده و سپس کیفیت شاخص با شواهد تاریخی، برچسب‌گذاری مجدد و مقایسه با شاخص مبتنی بر داده‌های گوگل ارزیابی شد. شاخص محاسبه شده با وقایع مهم دوره مطالعه مانند خروج آمریکا از برجام، تحریم نفتی و بالا گرفتن تقابل آمریکا با ایران در ترور سردار سلیمانی همخوانی دارد. برآورد تأثیر نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان بر نرخ ارز با مدل گارچ، اثر مثبت و معنی‌دار این نا اطمینانی را نشان می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: نا اطمینانی اقتصادی، رسانه، متن‌کاوی، یادگیری ماشین، نرخ ارز.
طبقه‌بندی JEL: D80, C10, E27,F31

---

[۱] نویسنده مسئول: a.cheshomi@um.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۲۵
صفحات: ۴۶-۱

۱. مقدمه

یکی از عوامل مهم و اثرگذار بر سیاست‌های اقتصادی و نتایج آن، نا اطمینانی است. در حضور نا اطمینانی اقتصادی، بازیگران و سیاست‌گذاران با در نظرگیری اثر نا اطمینانی بر نتایج تصمیم‌گیری‌ها، روش‌های دیگری را جایگزین تصمیم‌گیری منطقی می‌کنند. در سال‌های اخیر سیاست‌گذاران در صدد شناخت اثر نا اطمینانی بر متغیرهای اقتصادی مهم برآمدند تا با ایجاد نوآوری در اتخاذ سیاست‌ها، در راستای بهبود وضعیت فعالیت‌های اقتصادی و بازارهای پولی در شرایط نا اطمینانی قدم بردارند (Sahinoz & Erdogan Cosar، 2013).

پژوهشگرانی که اثر نا اطمینانی بر متغیرهای مختلف اقتصادی را مطالعه می‌کنند معمولاً نشان می‌دهند نا اطمینانی بر تورم، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی، مصرف و تقاضای پول اثرگذار است (Marcus, 1981؛ Bernanke، 1983؛ Aizenman & Marion، 1991؛ Rodrik، 1991 و Pourshahabi، 2009). بااین‌وجود، پس از وقوع بحران مالی سال ۲۰۰۷ و با توجه به پیامدهای زیان‌بار افزایش نا اطمینانی، توجه اقتصاددانان بر تأثیر نا اطمینانی روی متغیرهای مختلف اقتصادی افزایش یافت (Bloom، 2009؛ Baum et al.، 2010؛ Bachmann et al.، 2010؛ Jones and Olson، 2013 و Binde ، 2017). به‌طور مثال جونز و اولسن (2013) نشان می‌دهند اثر نا اطمینانی بر تورم چندان واضح نبوده و به شوک‌های بین‌المللی نظیر قیمت نفت بستگی دارد. ساهینز و اردوگان کوسار (۲۰۱۸) نیز نشان می‌دهند که نا اطمینانی بر رشد اقتصادی، مصرف و سرمایه‌گذاری ترکیه اثر نامطلوب داشته است و تأکید می‌کنند نا اطمینانی بالا اثر بیشتری بر کاهش سرمایه‌گذاری نسبت به کاهش تولید و مصرف دارد.

با توجه به غیرقابل مشاهده بودن نا اطمینانی، اندازه‌گیری آن دشوار است؛ بنابراین هرچه روش‌های اندازه‌گیری نا اطمینانی بهبود یابد، سنجش اثر آن بر متغیرهای و بازارهای اقتصادی گوناگون و پیش‌بینی رفتار آن‌ها در پاسخ به کنش عاملان اقتصادی دقیق‌تر خواهد بود. محققان به‌منظور پیش‌بینی معیار نا اطمینانی از روش‌های متفاوتی استفاده می‌کنند. بلوم (2007 و 2009)، بیکر و همکاران (2016)، بلوم و همکاران (2018)، به کمک روش‌های مبتنی بر داده‌کاوی رسانه‌ها به اندازه‌گیری شاخصی برای نا اطمینانی پرداخته‌اند. لودویگسون و همکاران (2021) از روش‌های مبتنی بر رگرسیون و نا اطمینانی خطا برای اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی اقتصاد کلان و نا اطمینانی مالی استفاده کرده‌اند. شاخص نا اطمینانی مصرف‌کننده لدوک و لیو (2016)، شاخص نا اطمینانی پیش‌بینی‌کنندگان حرفه‌ای روسی و سخپوسیان (2015) و شاخص نا اطمینانی کمیسیون اروپا (2020) نیز مبتنی بر روش نظرسنجی است.

پیشرفت تکنولوژی، افزایش پایگاه‌های دسترسی به داده و بهبود روش‌های سیستمی در سال‌های اخیر

اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی را بهبود بخشیده‌اند. به‌طور مثال باتوجه به آن‌که در سال‌های اخیر گوگل ۶۸۸ درصد از جست‌وجو در فضای اینترنت را به خود اختصاص داده، مانسکی (2013) به اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی با روش‌های جست‌وجو در منابع اطلاعاتی از طریق گوگل پرداخته است. بیکر (2016) و مور (2017) نیز از شاخص نا اطمینانی مبتنی بر اخبار استفاده کردند و معتقدند با این روش، اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی حتی به‌صورت روزانه ممکن است. لی‌لو و ژانگ (2015) از شاخص نا اطمینانی مبتنی بر بازارهای مالی استفاده می‌کنند و معتقدند مزیت این روش استخراج شاخص نا اطمینانی مرتبط با فعالیت‌های اقتصادی است.

مقاله حاضر با بهره‌گیری از متن ۲۸ کانال تلگرام خبری و با بهره‌گیری از روش‌های یادگیری ماشین، شاخص نا اطمینانی اقتصادی را اندازه‌گیری می‌کند. این مقاله از چهار جهت حائز اهمیت است: اول؛ پیکره مورداستفاده متن کامل اخبار کانال‌های تلگرام خبری فارسی است که برای اولین بار اتفاق می‌افتد. دوم؛ روش مورداستفاده، روش‌های مرسوم یادگیری ماشین است. این در حالی است که پژوهشگران در اکثر مطالعات گذشته، صرفاً بر جستجوی کلمات در متن (تیتر) خبر بسنده کرده‌اند. سوم، حجم اخبار مورداستفاده ۳ میلیون و ۱۱۷ هزار خبر است که حدود ۱۳۴۰۴ خبر توسط ارزیابان انسانی برچسب‌گذاری شد. این مقاله از منظر حجم بالای اخبار و ایجاد پیکره بزرگ برچسب‌گذاری شده، حائز اهمیت است. چهارم؛ اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان می‌تواند زمینه‌ساز انجام مطالعات تجربی در حوزه نا اطمینانی اقتصادی شود که پیش‌ازاین به دلیل نبود داده صورت نمی‌گرفت.

مقاله چنین تنظیم شده است که بعد از مقدمه در بخش دوم، مفهوم نا اطمینانی اقتصادی در مطالعات نظری مرور می‌شود. در بخش سوم، روش‌های اندازه‌گیری نا اطمینانی و مطالعات تجربی پیرامون آن موردبررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم، روش اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی رسانه‌بنیان معرفی شده و شاخص محاسبه می‌شود. در بخش پنجم، شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان با معیارهای مختلف ارزیابی می‌شود. در بخش ششم، اثر این شاخص بر نرخ دلار سنجیده شده و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری نا اطمینانی

نا اطمینانی یکی از مجادله‌آمیزترین مفاهیم در فلسفه و روش‌شناسی علم اقتصاد است. هیچ اجماعی

بین اقتصاددانان در مورد تعریف دقیق نا اطمینانی و ارتباط آن با نظریات اقتصادی وجود ندارد (لاوسون، 1988). تاریخچه مفهوم نا اطمینانی اقتصادی به دیوید هیوم[1] برمی‌گردد. اگرچه در طول تاریخ تعاریف متعددی از نا اطمینانی اقتصادی ارائه شده، اما تمامی این نظریات را می‌توان با توجه به قضاوت در مورد دو مؤلفه دسته‌بندی کرد:

مؤلفه هستی‌شناسی بیان می‌کند که واقعیت اقتصادی در آینده چگونه رقم می‌خورد. ازآنجایی‌که نا اطمینانی اقتصادی در طول زمان موضوعیت پیدا می‌کند، فرض در مورد چگونگی رخدادهای آتی بسیار کلیدی است. واقعیت اقتصادی در مورد آینده می‌تواند از پیش‌تعیین‌شده[2] و تغییرناپذیر[3] یا به‌صورت نامعلوم[4] و قابل‌تغییر[5] باشد.

مؤلفه معرفت‌شناختی بیان می‌کند که با فرض هر وضعیتی از آینده (قابل‌تغییر یا غیرقابل‌تغییر) آیا تصمیم‌گیران اقتصادی قادر هستند که آن را فهم‌کرده و نا اطمینانی نمایند. آیا انسان قدرت تحلیل آینده را دارد یا همواره با خطاهای شناختی و محاسباتی مواجه است. بر اساس دو مؤلفه فوق، سه دسته نظریه در مورد نا اطمینانی اقتصادی وجود دارد.

دسته اول: واقعیت آینده غیرقابل‌تغییر و از پیش‌تعیین شده است و تصمیم‌گیران اقتصادی دانش کامل دارند.

اقتصاددانان کلاسیک قرن ۱۹ با فرض دانش کامل و اطمینان کامل، اولین گروهی بودند که این نظریه را ارائه دادند. آن‌ها فرض می‌کردند که تصمیم‌گیران اقتصادی در دنیایی با اطمینان کامل زندگی می‌کنند و نسبت به واقعیت اقتصادی خارجی برنامه‌ریزی شده را در گذشته، حال و آینده دانش کامل دارند. ریکاردو (۱۸۱۷) به‌عنوان اقتصاددان کلاسیک قرن ۱۹ فرض می‌کند مسیر اقتصاد همانند مسیر سیاره‌ها در نظریه نیوتون است؛ به‌عبارت‌دیگر تصمیم‌گیران همه اطلاعات را در اختیار دارند و هیچ خطایی رخ نخواهد داد. در این دیدگاه اصلاً موضوعی به نام نا اطمینانی وجود ندارد و دنیا در قطعیت کامل قرار دارد؛ بنابراین، مدل‌های مطرح‌شده در این دوره مانند قانون‌های طبیعی غیرقابل‌تغییر، بدون زمان هستند. سیستم

---

[1] David Hume
[2] Predetermined
[3] Immutable
[4] Unknowable
[5] Transmutable

معادلات والراس در قرن ۱۹ نمونه‌ای دیگر از فرض دانش‌کامل و آینده غیرقابل‌تغییر بود که با اطمینان کامل مواجه بود. اگر بازارهای فعلی و آتی وجود داشته باشد، با استفاده از دلال‌های والراسی همه تصمیم‌گیران از ابتدا تا ابد، از همه اطلاعات برخوردار خواهند بود.

دسته دوم: واقعیت آینده غیرقابل‌تغییر و از پیش‌تعیین شده است و تصمیم‌گیران قادر به شناخت آینده هستند.

اکثر اقتصاددانان جریان اصلی[1] علم اقتصاد ازجمله ساموئلسون و لوکاس معتقدند که آینده و تغییرات آن از قبل تعریف شده است اما در مورد دانش تصمیم‌گیران از کلاسیک‌های قدیمی محتاطانه‌تر رفتار می‌کنند. این اقتصاددانان برای حل مسئله نا اطمینانی آینده، از توابع احتمال شرطی عینی[2] استفاده می‌کنند. برای انجام نا اطمینانی قابل‌اتکا[3] از توابع احتمال شرطی عینی، باید از داده‌های آینده نمونه‌گیری کرده و آن داده‌ها را تحلیل کنیم اما چون این اتفاق نشدنی است، از فرض از پیش تعیین‌شده آینده با مفهوم ارگادیک‌بودن[4] استفاده می‌شود. ارگادیک‌بودن بر این موضوع دلالت می‌کند که رخدادهای آینده به‌صورت آماری سایه‌ای از سیگنال‌های بازاری حال و گذشته است. با اعمال فرض ارگادیک بودن، با استفاده از داده‌های گذشته می‌توان به نا اطمینانی‌های قابل‌اتکا آماری در مورد آینده دست‌یافت (Davidson، 1991). این نظریه که از اوایل قرن بیستم آغاز شده، مفهوم معادل اطمینان[5] و صرف ریسک احتمالی[6] جایگزین فرض دانش کامل در نظریه کلاسیک کرده است. صرف ریسک این امکان را فراهم می‌کند که نا اطمینانی ایجاد شود. به‌این‌ترتیب، ممکن است میان ارزش تخمین زده شده و رخداد آینده تفاوت وجود داشته باشد که می‌توان آن را نا اطمینانی تعریف کرد (Sargent & Lucas، 1981؛ Machina، 1987).

در دهه ۱۹۷۰، تحلیل صرف ریسک جای خود را به نظریه انتظارات‌عقلایی داد. در این نظریه، افراد تصمیم‌های خود را بر اساس تابع توزیع احتمال ذهنی[7] اتخاذ می‌کنند. این تابع ذهنی برمبنای «توزیع احتمال

---

[1] Mainstream economists
[2] Objective Conditional Probability Functions
[3] Reliable
[4] Ergodicity
[5] Certainty Equivalent
[6] Probabilistic Risk Premium
[7] Subjective Probability Dstribution

شرطی عینی غیرقابل‌تغییر» اتفاق می‌افتد (Lucas، 1971). اقتصاددانان ارتدوکس کنونی نا اطمینانی اقتصادی را معادل توزیع‌های احتمال عینی می‌دانند که اتفاقات آینده را تضمین می‌کند و برای همه افراد در زمان حال شناخته شده است (Sargent & Lucas، 1981). در این دیدگاه، انحراف معیار توزیع شاخص اندازه‌گیری نا اطمینانی اقتصادی است.

استفاده از انحراف معیار توزیع احتمال برای اندازه‌گیری نا اطمینانی اقتصادی، سبب شده است که اکثر تحلیل‌های اقتصاددانان کلاسیک پابرجا باقی بماند. برای مثال، هم چنان فرض غیرقابل‌تغییر بودن آینده پابرجاست؛ اما برخلاف مدل‌های دانش کامل، به تصمیم‌گیران اجازه می‌دهد که در کوتاه‌مدت دچار خطا محاسباتی شوند. در بلندمدت این فرض تضمین می‌کند که افراد با انتظارات عقلایی تابع توزیع احتمال عینی را می‌شناسند و بنابراین دچار خطا در بلندمدت نمی‌شوند.

دسته سوم: واقعیت آینده قابل‌تغییر و نامعلوم است.

دسته سوم از نظریات نا اطمینانی معتقدند که رفتارهای تصمیم‌گیران اقتصادی بخشی از آینده را شکل می‌دهد و ازاین‌رو آینده قابل‌تغییر است. نا اطمینانی بنیادین[1] واژه‌ای است که برای جدایی رویکرد خود از نا اطمینانی به‌منزله انحراف‌معیار توابع توزیع احتمال استفاده می‌شود. نقطه شروع این نظریات از مطالعه اقتصاددان مکتب شیکاگو، فرانک نایت (1921) با عنوان «ریسک، نا اطمینانی و سود» آغاز شد. او به‌صراحت بین دو مفهوم ریسک و نا اطمینانی تمایز قائل شد. تفسیر اولیه او از مطالعات هیوم، اسمیت و منگر الهام گرفته‌شده و نا اطمینانی را به‌عنوان نیروی اساسی که در همه‌ی اقدامات انسانی و اقتصادی مؤثر است مطرح می‌کند.

ایده اصلی نایت تمایز بین ریسک و نا اطمینانی است. نظریه وی بر این فرض استوار است که انتخاب اقتصادی و فعالیت کارآفرین و سرمایه‌گذار تنها درصورتی‌که دانش بشری ناقص باشد امکان‌پذیر است. نایت در مطالعه خود در مورد منشأ سود نشان می‌دهد که سود می‌تواند تنها در بازارهای ناقص ایجاد شود. بکرت (1996) به‌طور خلاصه نظریه نایت در مورد رد مدل بازار کامل و تئوری انتخاب عقلایی را به‌صورت زیر خلاصه کرد: «تحت فرض بازارهای کامل، تئوری‌های اقتصادی قدرت توضیح‌دهندگی سود را ندارند. زیرا بازار، تأمین‌کنندگان جدید را تا زمان برقراری تعادل میان قیمت کالا با هزینه نهایی تولید

[1] Fundamental Uncertainty

جذب می‌کند». نایت در تحلیل رفتار کارآفرینی، معتقد است که کارآفرینان ممکن است در مراحل دانشی متفاوتی قرار بگیرند. این مراحل عبارت‌اند از: قطعیت، ریسک[1] و نا اطمینانی.

کینز (1921) نیز به نتایج مشابهی با نایت دست یافت. بدین‌صورت که موقعیت‌های بسیار منحصربه‌فردی وجود دارد که احتمالات عددی[2] بتواند شکل بگیرد. وی در تحقیقات اقتصادی خود (۱۹۳۷-۱۹۳۶) به‌مانند منگر و نایت نتیجه گرفت که موقعیت‌های اقتصادی در بیشتر موارد به‌وسیله دو حالت ریسک و نا اطمینانی مشخص می‌شوند. درنتیجه، تجزیه‌وتحلیل آرمان‌گرایانه در تخصیص بهینه بازار که در سنت والراسی (1874) بیان شده است مطابق نظر او در بیشتر موارد بی‌معنی است. مهم‌ترین پدیده‌های اقتصادی مانند سود، رکود اقتصادی یا سرمایه‌گذاری فقط می‌توانند به فرض دانش ناقص و نه دانش کامل توضیح داده شوند (Bateman، 1996).

پساکینزین‌ها نیز دو رویکرد کاملاً متفاوت نسبت به نا اطمینانی اقتصادی دارند. رویکرد اول بیان می‌کند که نا اطمینانی مسئله‌ای هستی‌شناسی است و بر رد فرض ارگادیک بودن تمرکز می‌کنند؛ اما رویکرد دوم بر مسئله معرفت‌شناختی یا دانش ناکامل تصمیم‌گیران اقتصادی تأکید می‌کند. رویکرد اول از اوایل دهه ۱۹۸۰ شکل گرفته و برگرفته از نظریات کینز در رساله‌ای در باب احتمالات است. لاوسون (۱۹۸۵) یکی از کسانی است که این نظریه را بسط داده است. در مقابل رویکرد دوم با نظرات دیویدسون شکل گرفته است و در اواخر دهه ۱۹۹۰ بالغ شده است. این نظریات مبتنی بر مفاهیم نایت است و فرض ارگادیک بودن را زیر سؤال می‌برند.

در اقتصاد نهادی جدید، مسئله نا اطمینانی از منظر هزینه مبادله[3] تحلیل می‌شود. ویلیامسون در اقتصاد هزینه مبادله یکی از مهم‌ترین ابعاد مبادله را نا اطمینانی می‌داند و اهمیت آن را در تصمیمات فعالان اقتصادی نشان داده است. نا اطمینانی در اقتصاد هزینه مبادله به این دلیل مطرح می‌شود که هر یک از ساختارهای تدبیر مبادلات برای واکنش به اختلالات موجود از توانمندی‌های متفاوتی برخوردارند. دو نوع نا اطمینانی را می‌توان از یکدیگر تفکیک کرد که هرکدام اثر متفاوتی بر انتخاب ساختارهای تدبیر دارند: نا اطمینانی محیطی و نا اطمینانی رفتاری.

درمجموع، در شرایطی که اقتصاد از سطح بالای نا اطمینانی پذیری برخوردار است، نظریات دسته اول و

---

[1] Risk
[2] Numerical Probabilities
[3] Transaction Cost

دوم، توضیح‌دهندگی خوبی دارند. مفهوم نا اطمینانی در این دودسته نظریات، بیشتر به ریسک نزدیک است؛ اما در مواجهه با شوک‌های برون‌زا نظیر همه‌گیری ویروس کرونا، جنگ، بحران مالی مفهوم نا اطمینانی در نظریات دسته سوم مناسب‌تر خواهد بود. این مطالعه با مبنا قراردادن نا اطمینانی بنیادین (دسته سوم)، این شاخص را اندازه‌گیری خواهد کرد. علت انتخاب این مفهوم، نوسانات و شوک‌های زیاد برون‌زا در اقتصاد ایران در سال‌های گذشته بوده است. انتخاب دونالد ترامپ به‌عنوان رئیس‌جمهور آمریکا، خروج از برجام، بالا گرفتن تقابل آمریکا با ایران مانند ترور سردار سلیمانی و همه‌گیری کرونا، از مهم‌ترین شوک‌های برون‌زای این دوره بوده است.

۳. پیشینه تجربی تحقیق

نا اطمینانی اقتصادی مفهومی انتزاعی است. ازاین‌رو، تعیین متغیر جانشین[1] برای اندازه‌گیری آن در مطالعات تجربی با چالش‌های متعددی مواجه است. تقریباً ۴ متغیر جانشین برای اندازه‌گیری نا اطمینانی اقتصادی وجود دارد: شاخص مبتنی بر بازارهای مالی، شاخص عدم توافق نااطمینانی‌کنندگان، شاخص مبتنی بر داده‌های جست‌وجوی گوگل و شاخص مبتنی بر اخبار.

تلاطم بازار مالی یکی از شاخص‌های متداول برای اندازه‌گیری نا اطمینانی است. این شاخص مبتنی بر تعریف کلاسیک‌های جدید از نا اطمینانی است. این شاخص معمولاً با انحراف‌معیار توابع توزیع احتمال شرطی عینی یا ذهنی اندازه‌گیری می‌شود. این شاخص، محبوب‌ترین روش اندازه‌گیری نا اطمینانی اقتصادی است؛ چراکه به‌صورت لحظه‌ای قابل‌اندازه‌گیری بوده و به‌سادگی می‌توان آن را در کشورهای مختلف مقایسه کرد. مطالعات تجربی این حوزه عموماً با استفاده از خانواده مدل‌های آرچ و گارچ صورت می‌پذیرد. اشکال بزرگ شاخص‌های مبتنی بر نوسانات بازار این است که به‌صورت غیرمستقیم با فعالیت‌های اقتصادی مرتبط است. اگرچه درآمدهای شرکت‌ها به فعالیت‌های اقتصادی مرتبط است، اما تغییرات قیمت سهام در کوتاه‌مدت به عوامل دیگری ارتباط دارد (لی، لو و ژانگ، ۲۰۱۵). اگرچه این عوامل به نا اطمینانی اقتصادی مرتبط می‌شوند، اما ارتباط آن‌ها با فعالیت‌های اقتصادی به‌صورت صریح روشن نیست. بایر و همکاران (۲۰۱۹) و گارسیا و همکاران (۲۰۲۰) از این مفهوم در پژوهش خود استفاده کرده‌اند.

---

[1] Proxy

شاخص دیگر اندازه‌گیری نا اطمینانی که مبتنی بر بازارهای مالی است، پراکندگی در نا اطمینانی‌های تحلیل‌گران برای بازارهای آتی است. این شاخص برمبنای تعاریف نا اطمینانی بنیادین است. در این روش اندازه‌گیری نا اطمینانی فرض اصلی این است که تصمیم‌گیران اقتصادی در مورد آینده دانش کامل ندارند؛ بنابراین، تصمیم‌گیران مختلف نظرات متفاوتی نسبت به آینده دارند. هر چه اختلاف میان نا اطمینانی از آینده بیشتر باشد، نشان‌دهنده سطح بالاتری از نا اطمینانی اقتصادی است. مزیت بزرگ این شاخص ربط مستقیم آن به فعالیت‌های اقتصادی است. این مزیت در مقابل شاخص نوسانات بازار سهام تعریف می‌شود. یک نقد جدی به این روش وارد است. این نقد ادعا می‌کند که شاخص‌های اختلاف نا اطمینانی و نا اطمینانی یکسان نیستند. ریچ و همکاران (۲۰۱۲) معتقد هستند که اختلاف در نا اطمینانی می‌تواند نشان‌دهنده عدم‌توافق باشد و نه نا اطمینانی. گلاس (۲۰۲۰) نیز این روش را معیار ضعیفی برای اندازه‌گیری نا اطمینانی می‌داند. محمدی و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی، اثر نوسان‌های نرخ ارز واقعی بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران را در بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۲ بررسی کرده‌اند. با استفاده از مدل‌های GARCH و EGARCH مشخص شد که نوسان‌های نرخ ارز در بلندمدت اثر منفی و معناداری بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی دارد. زمانیان و بهراد امین (۲۰۱۴) به مطالعه اثر نا اطمینانی نرخ ارز واقعی بر تقاضای واردات ایران طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۲ با استفاده از داده‌های سالانه پرداختند. مدل‌های ECARCH، GARCH و ARDL برای تولید لگاریتم سری‌های واریانس و بررسی هم‌انباشتگی استفاده شدند. نتایج این پژوهش نشان داد که تنها متغیرهای نرخ ارز مؤثر واقعی و واردات هم انباشته‌اند و دارای رابطه بلندمدت هستند. نتایج مدل ECM برای کوتاه‌مدت بیانگر آن است که اگرچه بین نا اطمینانی نرخ ارز و واردات در بلندمدت رابطه معناداری وجود ندارد اما اثر منفی نا اطمینانی نرخ ارز بر واردات در کوتاه‌مدت معنادار است. برگی و سینکلر (۲۰۲۱)، کلاوریا (۲۰۲۱) و لاهیری و همکاران (۲۰۲۲) از این روش در پژوهش خود استفاده کرده‌اند. در ایران نیز پژوهش‌هایی با این روش انجام شده است که می‌توان به مطالعه ارشدی (۲۰۱۱) و شکری و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کرد.

روش سوم، اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی برمبنای داده‌های گوگل است. در این روش عنوان می‌شود که علت شکل‌گیری نا اطمینانی اقتصادی معرفت‌شناختی یا هستی‌شناسی است. در دیدگاه معرفت‌شناختی نا اطمینانی ادعا می‌شود که علت ندانستن تصمیم‌گیران در مورد آینده، محدودیت‌های شناختی و محاسباتی بشر است. به‌عبارت‌دیگر، چون نمی‌دانیم چه اتفاقی در آینده رخ می‌دهد با پدیده نا اطمینانی روبه‌رو هستیم. مانسکی (۲۰۱۵) معتقد به این رویکرد است و علت شکل‌گیری نا اطمینانی در اقتصاد را به

دلیل کمبود دانش می‌داند. کمبود دانش سبب می‌شود که افراد برای یافتن اطلاعات و از بین بردن شکاف‌های دانشی، اقدامات متناسبی انجام دهند. یکی از این روش‌ها جست‌وجو در منابع اطلاعاتی ازجمله گوگل است. (مانسکی، ۲۰۱۱؛ ۲۰۱۳) درصورتی‌که نا اطمینانی با افزایش اطلاعات کاهش یابد، شدت جست‌وجو برای اطلاعات می‌تواند به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری نا اطمینانی به کار گرفته شود. شرکت گوگل برای نمایش میزان جست‌وجو ابزار «گوگل‌ترندز» را معرفی نموده است. بانتمپی (۲۰۲۱) نیز اخیراً از این روش در پژوهش خود استفاده کرده است. این ابزار برای ارزیابی میزان جست‌وجوی واژگان مرتبط با رخدادهای سیاسی و اقتصادی و برای فهم میزان اطلاعاتی که افراد برای افزایش سطح آگاهی خود نیاز دارند، مورداستفاده قرار می‌گیرد. در پژوهش‌های داخلی نیز به مطالعه ابریشمی و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کرد.

روش چهارم برای اندازه‌گیری نا اطمینانی اقتصادی، روش‌های مبتنی بر اخبار است. اثرگذارترین مقاله در این حوزه به کار پژوهشی بیکر و همکاران (۲۰۱۶) برمی‌گردد. در این مقاله، نویسندگان فرض می‌کنند که اطلاعات مربوط به نا اطمینانی اقتصادی را می‌توان در اخبار مشاهده کرد. این رویکرد در مقابل دیدگاه دیگری قرار می‌گیرد که پوشش اخبار باعث ایجاد نا اطمینانی می‌شود. یک مزیت این روش چنین است که با استفاده ازاین‌روش می‌توان نا اطمینانی در موضوعات مختلف را اندازه‌گیری کرد. این مزیت در مقابل شاخص‌های مبتنی بر بازارهای سهام مطرح می‌شود. مزیت بعدی این شاخص، دوره زمانی استخراج آن است. به‌گونه‌ای که به‌راحتی می‌توان به‌صورت روزانه این شاخص را اندازه‌گیری کرد. این روش توسط محققان دیگری نظیر مور (۲۰۱۷)، توباک و همکاران (۲۰۱۸)، بوری و همکاران (۲۰۲۱)، توپچو و همکاران (۲۰۲۱)، گوپتا و همکاران (۲۰۲۱) و آرباتلی (۲۰۲۲) مورد استفاده قرار گرفته است.

همان‌طور که در بخش قبل اشاره شد، در این مطالعه از مفهوم نا اطمینانی بنیادین برای اندازه‌گیری استفاده کرده‌ایم. ازاین‌رو، روش مبتنی بر بازارهای مالی مناسب نخواهد بود. روش پراکندگی نظرات نااطمینانی‌کنندگان، از روش‌هایی است که توسط نهادهای دولتی یا حاکمیتی اجرایی می‌شود؛ اما با توجه به داده‌های فراوان شبکه‌های اجتماعی، از با استفاده از روش‌های مبتنی بر اخبار شاخص را اندازه‌گیری کرده و با نتایج شاخص اندازه‌گیری شده با استفاده از داده‌های گوگل مقایسه می‌کنیم.

٤- اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی رسانه‌بنیان

شاخص نا اطمینانی رسانه بنیان بر اساس توسعه روش بیکر و همکاران (۲۰۱۶) اندازه‌گیری شده است.

در این روش، اخبار رسانه‌ها جمع‌آوری شده، بخشی از آن توسط ارزیابان انسانی به دو دسته اثرگذار بر نا اطمینانی و خنثی تقسیم می‌شوند. سپس ماشین با استفاده از الگوریتم استخراج شده از مرحله قبل تمامی اخبار را برچسب‌گذاری می‌کند. در مرحله بعد، تعداد اخباری که تحت عنوان اثرگذار بر نا اطمینانی برچسب‌گذاری شده بودند، شمارش می‌شوند. در انتها، شاخص نا اطمینانی اقتصادی با فرکانس روزانه یا ماهانه، بعد از استانداردکردن، اندازه‌گیری می‌شود (Baker et al., 2016). این فرآیند در ۴ مرحله انجام می‌شود (Han & Kamber, 2006).

مرحله یک، جمع‌آوری اخبار: اخبار موردبررسی در این مطالعه، شامل محتوای ۲۸ کانال تلگرامی خبری پر مخاطب در فاصله ژانویه ۲۰۱۷ تا دسامبر ۲۰۲۰ است (جدول ۱ پیوست). در این بازه زمانی ۳,۱۱۷,۹۶۰ خبر منتشر شده است. علت انتخاب پلتفرم تلگرام این است که در دوره پژوهش بالاترین سهم ترافیک اینترنت مصرفی ایران در تلگرام بود و تلگرام به‌عنوان مرجع اصلی خبر مخاطبان مورد استفاده قرار گرفته است. انتخاب ۲۸ کانال نیز بر اساس دو پارامتر صورت پذیرفته است: اول؛ تعداد مخاطبان که با دو شاخص میزان عضو و میزان بازدید سنجیده می‌شود. دوم؛ کانال‌های خبری رسمی که هویتی فراتر از یک کانال تلگرامی دارند و به خبرگزاری رسمی یا سایت خبری معتبر وابسته هستند. این اخبار با استفاده از کتابخانه مادلین پروتو[۱] جمع‌آوری شده است[۲]. در پایگاه داده MYSQL جمع‌آوری شده، اخبار بر اساس ستون‌های نام کانال، آدرس کانال، تعداد اعضا کانال، تعداد کاراکتر خبر، متن خبر و تعداد بازدید خبر ثبت و ذخیره شدند. برای انتخاب داده‌ها، فیلترهای زیر اعمال شد:

۱. خبرهای فاقد بازدید حذف شد. علت این اقدام بدون اثر بودن محتواهای منتشر شده بود.

۲. پیام‌های فورواردشده از کانال‌های دیگر حذف شد. دلیل اعمال این فیلتر تبلیغاتی بودن پیام‌های فورووارد شده است.

۳. پیام‌های با تعداد کارکتر کمتر از ۷۰ حذف شد. این فیلتر به این دلیل اعمال شد که اخبار کمتر از ۷۰ کاراکتر معمولاً در کنار عکس و ویدئو معنادار می‌شوند؛ بنابراین، بررسی چنین متن‌هایی فاقد ارزش

---

[۱] Madeline Proto یک کتابخانه به زبان PHP است که به افراد اجازه می‌دهد مانند یک اپلیکیشن موبایل و بدون نیاز با کارکردن مستقیم با API، با سرور تلگرام ارتباط برقرار کنید و تقریباً همه امکاناتی را که در یک اپلیکیشن موبایل وجود دارد، از طریق کدنویسی به زبان PHP تحت‌وب پیاده‌سازی کنید.

[۲] برای دسترسی به کدهای دستوری جمع‌آوری اخبار می‌توانید با نویسندگان مکاتبه کنید.

معنایی است.

مرحله دو، برچسب‌گذاری انسانی: این شاخص با بهره‌گیری از طبقه‌بندی متن[1] از روش‌های یادگیری ماشین با ناظر[2] نگاشته شده است. فرایند طبقه‌بندی در واقع نوعی یادگیری با ناظر است که در طی دو مرحله انجام می‌شود (Han & Kamber, 2006). در مرحله اول مجموعه‌ای از داده‌ها که در آن هر داده شامل تعدادی خصوصیت دارای مقدار و یک خصوصیت بنام خصوصیت کلاس (دارای بار نا اطمینانی اقتصاد یا خنثی) است، برای ایجاد یک مدل داده بکار می‌روند که این مدل داده در واقع توصیف‌کننده مفهوم و خصوصیات مجموعه داده‌هایی است که این مدل از روی آن‌ها ایجاد شده است. مرحله دوم، فرآیند طبقه‌بندی اعمال یا به‌کارگیری مدل داده ایجاد شده بر روی داده‌هایی است که شامل تمام خصوصیات داده‌هایی است که برای ایجاد مدل داده بکار گرفته شده‌اند، به‌جز خصوصیت کلاس این مقادیر که هدف از عمل طبقه‌بندی نیز تخمین مقدار این خصوصیت است.

در این مرحله ۱۳۴۰۴ خبر به‌صورت نمونه تصادفی در اختیار ارزیابان انسانی[3] قرار گرفت. ارزیابان از بین دانشجویان کارشناسی‌ارشد رشته‌های اقتصاد، مدیریت و علوم‌سیاسی انتخاب شدند. برای آشنایی با هدف پروژه جلسات توجیهی برگزار شد. نتایج برچسب‌گذاری در جدول ۱ آمده است.

جدول (۱): نتایج برچسب‌گذاری انسانی اخبار

عنوان	اخبار برچسب‌گذاری شده	افزایش‌دهنده نا اطمینانی	خنثی
تعداد	۱۳۴۰۴	۱۷۰۱	۱۱۷۰۳
درصد	۱۰۰	۶۹ .۱۲	۳۱ .۸۷

منبع: یافته‌های پژوهش

مرحله سه، پیش‌پردازش متن: بعد از برچسب‌گذاری انسانی، برای انجام طبقه‌بندی اخبار لازم است که

[1] Text classification
[2] Supervised machine learning
[3] مکانیزم انتخاب ارزیابان انسانی و نحوه برچسب‌گذاری در پیوست شماره ۲ آمده است.

اخبار متنی به بردارهای عددی تبدیل شوند. به فرایند تبدیل متن به اعداد، بردارسازی[۱] یا بازنمایی برداری[۲] متون یا مدل بردار کلمات[۳] می‌گویند. دو رویکرد برای بازنمایی برداری متون وجود دارد: رویکرد کوله کلمات[۴] و رویکرد بازنمایی توزیع شده[۵] (Han & Kamber, 2006). ازآنجایی‌که رویکرد کوله کلمات خروجی ضعیف‌تری نسبت به روش مشابه دارد، از رویکرد بازنمایی توزیع شده و روش word2vec استفاده شده است. مدل word2vec یک مدل نمایش‌دهنده کلمات است که میکالوو و همکاران (۲۰۱۳) آن را بسط داده‌اند. این مدل از دو لایه پنهانی استفاده می‌کند که در شبکه عصبی سطحی برای ساخت یک بردار از هر کلمه استفاده می‌کند در مرحله اول، روش‌های پیش‌پردازش متن انجام شده و فیلترهای نرمال‌سازی، جداسازی جملات و توکنایز کردن، ریشه‌یابی کلمات و حذف کلمات توقف صورت پذیرفته است[۶]. در مرحله دوم، اخبار با استفاده از روش vec۲word به بردارهای عددی تبدیل شد. این فرآیند با استفاده از سامانه «متن‌کاوی فارسی‌یار[۷]» صورت پذیرفته است.

مرحله چهار، طبقه‌بندی اخبار: در این مرحله ماشین با استفاده از ۴ الگوریتم یادگیری ماشین، اخبار را به دو دسته اثرگذار بر نا اطمینانی و خنثی تقسیم می‌کند. الگوریتم‌های مورد استفاده عبارت‌اند از: رگرسیون لاجستیک[۸]، بیز ساده[۹]، پرسپترون چندلایه[۱۰]، درخت تصمیم[۱۱] (C4. 5 یا J48). این الگوریتم‌ها با استفاده از نرم‌افزار WEKA صورت پذیرفته است. نتایج حاصل از برچسب‌گذاری توسط این چهار روش در جدول ۲ درج شده است.

---

[1] Vectorization
[2] Vector Representation
[3] Vector Space Model (VSM)
[4] Bag-of-Word (BOW)
[5] Distributed Representation

[۶] توضیحات روش‌های پیش‌پردازش متن در پیوست ۳ درج گردیده است.

[7] www.text-mining.ir
[8] Logistic Regression
[9] Naïve Bayes
[10] Multilayer Perceptron
[11] Decision Tree

جدول (۲): نتایج برچسب‌گذاری روش‌های یادگیری ماشین

عنوان	تعداد کل اخبار	اثرگذار (درصد)	خنثی (درصد)
داده‌های آموزشی	۱۳۴۰۴	۰.۱۲۷	۰.۸۷۳
بیز ساده	۳,۱۱۷,۹۶۰	۰.۰۲۱	۰.۹۷۹
C4. 5	۳,۱۱۷,۹۶۰	۰.۰۲۱	۰.۹۷۹
پرسپترون چندلایه	۳,۱۱۷,۹۶۰	۰.۰۱۲	۰.۹۸۸
لجستیک	۳,۱۱۷,۹۶۰	۰.۳۳۱	۰.۶۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

مهم‌ترین شاخص‌های ارزیابی عملکرد یادگیری ماشین در زیر آمده است:

- **مثبت صحیح (TP):** مدل به‌درستی خبر دارای بار نا اطمینانی را شناسایی کرده است.
- **مثبت کاذب (FP):** مدل به‌اشتباه خبر را دارای بار نا اطمینانی شناسایی کرده است. (خطای نوع اول)
- **صحت:** این شاخص به این دلیل معرفی می‌شود که مدل تمایل به بیش‌برآورد مثبت نداشته باشد. در واقع، صحت مقدار موارد صحیح طبقه‌بندی شده توسط الگوریتم از یک کلاس مشخص، به کل تعداد مواردی است که الگوریتم به‌صورت صحیح و غلط طبقه‌بندی کرده است:

$$Precision = \frac{TP}{TP + FP}$$

- **فراخوانی**[1]: زمانی که ارزش منفی کاذب بالا باشد، معیار فراخوانی اهمیت بالایی پیدا می‌کند. نسبت مقداری موارد صحیح طبقه بندی شده توسط الگوریتم از یک کلاس به

[1] Recall

تعداد موارد حاضر در کلاس مذکور، فراخوانی نامیده می‌شود:

$$Recall = \frac{TP}{TP + FN}$$

- **شاخص F**[1]: این شاخص معیار فراخوانی و دقت را به‌صورت همزمان در نظر می‌گیرد. در بهترین حالت ۱ و در بدترین حالت صفر است:

$$f\ _measure = \frac{2(recall * precision)}{recall + precision}$$

در بسیاری از موارد که وزن یا حساسیت دو گزینه یکسان است، از میانگین وزنی استفاده می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر، شاخص‌ها برای هر دو حالت اندازه‌گیری شده و سپس با احتساب وزن تعداد مشاهدات، میانگین‌گیری می‌شود. عملکرد هر یک از الگوریتم‌ها در جدول ۳ نمایش داده‌شده است. بهترین عملکرد را الگوریتم C4. 5 از شاخه درخت تصمیم دارد. بعدازاین الگوریتم، پرسپترون چندلایه، لاجستیک و ضعیف‌ترین عملکرد متعلق به روش بیز ساده است.

جدول (۱): مقایسه عملکرد الگوریتم‌های یادگیری ماشین

عنوان	بیز ساده	C4. 5	پرسپترون چندلایه	لجستیک
مثبت صحیح	۰. ۷۳۵	۰. ۹۵۴	۰. ۹۴۶	۰. ۸۸۰
مثبت کاذب	۰. ۲۳۲	۰. ۲۵۴	۰. ۱۹۹	۰. ۶۸۰
صحت	۰. ۸۷۲	۰. ۹۵۲	۰. ۹۴۶	۰. ۸۵۶
فراخوانی	۰۷۳۵	۰. ۹۵۴	۰. ۹۴۶	۰. ۸۸۰
شاخص F	۰. ۷۷۶	۰. ۹۵۱	۰. ۹۴۶	۰. ۸۵۶
درصد شناسایی صحیح	۰. ۷۳۴	۰. ۹۵۳	۰. ۹۴۶	۰. ۸۸۲

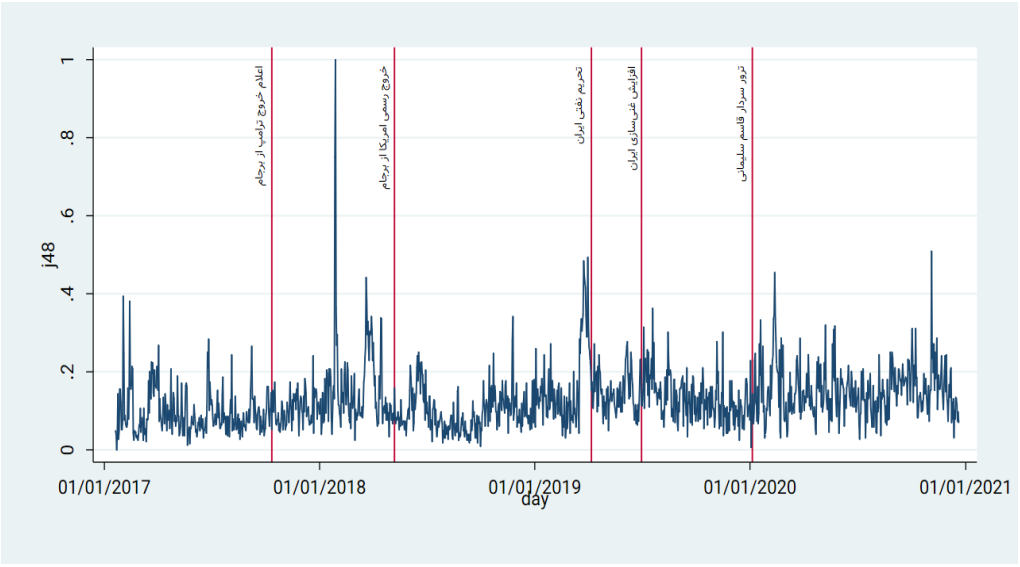
منبع: یافته‌های پژوهش

[1] F_measure

مرحله پنج، اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان: شاخص نا اطمینانی اقتصادی بعد از برچسب‌گذاری تمامی اخبار در دو مرحله اندازه‌گیری می‌شود: در مرحله اول، تعداد اخباری که دارای بار معنایی (اثرگذار) هستند، را در هرروز جمع کردیم (X_{it}). در مرحله دوم، به‌منظور استاندارسازی داده‌ها X_{it} را از حداقل کم کرده و بر فاصله بین حداقل و حداکثر تقسیم می‌کنیم. شاخص نا اطمینانی اقتصادی بین صفر و یک قرار دارد. هر چه شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده سطح پایین‌تری از شاخص نا اطمینانی اقتصادی است و هر چه شاخص به یک نزدیک‌تر باشد، سطح بالاتری از نا اطمینانی اقتصادی را نشان می‌دهد. نام هر یک از شاخص‌های نا اطمینانی اقتصادی برمبنای الگوریتم یادگیری ماشین درج شده است. این چهار شاخص عبارتند از: j48، mlp ، logistic و nb. برای ایجاد درک بهتری از شاخص نا اطمینانی اقتصادی، ۵ اتفاق مهم در حوزه ایجاد نا اطمینانی اقتصادی در نظر گرفته شده است:

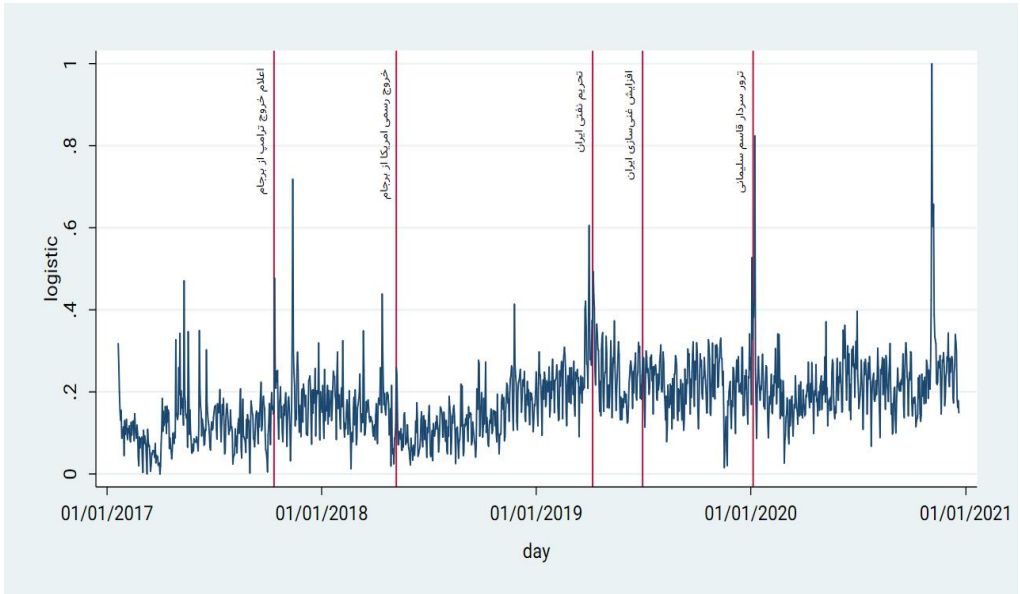
۱. اعلام خروج ترامپ از برجام،
۲. خروج رسمی ترامپ از برجام،
۳. تحریم نفتی ایران،
۴. افزایش غنی‌سازی ایران،
۵. ترور سردار قاسم سلیمانی.

خروجی این دو مرحله، چهار سری‌زمانی شاخص نا اطمینانی اقتصادی به‌صورت روزانه شده است. این سری‌زمانی‌های بر اساس روش‌های مختلف طبقه‌بندی متن است. پنج نمودار زیر روند این سری‌های زمانی به‌صورت روزانه را نشان می‌دهد:



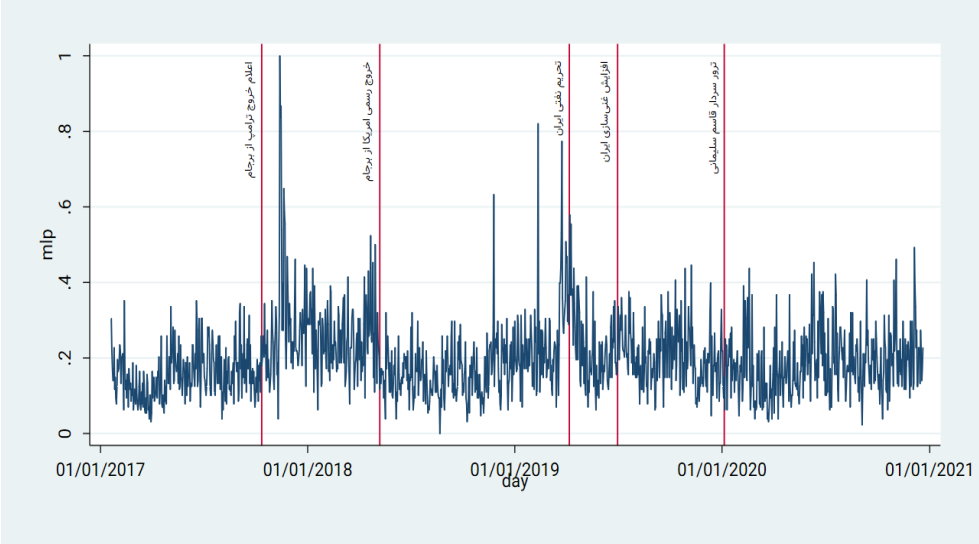
شکل (۱): شاخص نا اطمینانی اقتصادی روزانه بر مبنای روش C4. 5

منبع: یافته‌های پژوهش



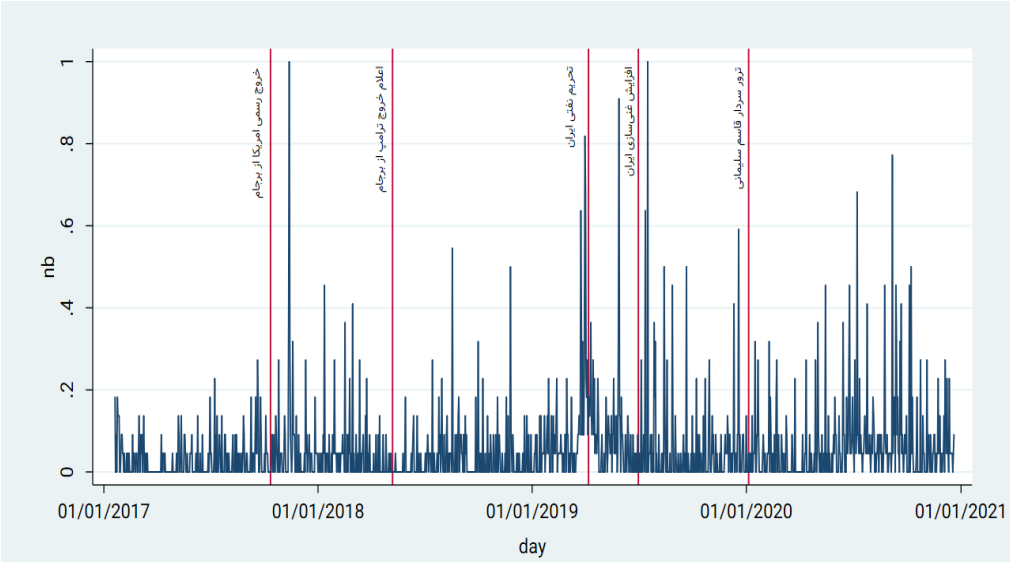
شکل (۲): شاخص نا اطمینانی اقتصادی روزانه بر مبنای روش لاجستیک

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل (۳): شاخص نا اطمینانی اقتصادی روزانه بر مبنای روش پرسپترون چندلایه

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل (۴): شاخص نا اطمینانی اقتصادی روزانه بر مبنای روش بیز ساده

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. ارزیابی شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان

در این بخش به ارزیابی شاخص نا اطمینانی اقتصادی با استفاده از سه روش شواهد تاریخی، روش برچسب‌گذاری مجدد و مقایسه با شاخص نا اطمینانی مبتنی بر داده‌های گوگل می‌پردازیم. این سه روش از مقاله بیکر و همکاران (۲۰۱۶) استخراج شده است.

ارزیابی با شواهد تاریخی: چنانچه این شاخص بتواند، وقایع تاریخی را توضیح دهد، می‌توان انتظار داشت که شاخص مناسبی است (Baker, 2016). به‌منظور بررسی شواهد تاریخی، ابتدا مهم‌ترین رخدادها را مرور می‌کنیم. ۵ اتفاق مهم در این دوره رخ داده است: اعلام خروج ترامپ از برجام، خروج رسمی ترامپ از برجام، تحریم نفتی ایران، افزایش غنی‌سازی ایران، ترور سردار قاسم سلیمانی.

شکل ۱ بر مبنای روش C4. 5 از روش‌های درخت تصمیم، رسم شده است. بالاترین سطح نا اطمینانی در دوره اعلام خروج ترامپ از برجام تا خروج رسمی آمریکا از برجام اتفاق افتاده است. در این دوره اخبار در مورد برجام و خروج آمریکا از آن شدت گرفته و سبب ایجاد سطح بالایی از نا اطمینانی اقتصادی شده است. ازآنجایی‌که شعار اصلی دولت یازدهم، مذاکرات هسته‌ای بود، افکار عمومی به نتیجه‌رسیدن مذاکرات را معادل بهبود وضعیت اقتصادی و شکست آن را به‌منزله، افول اقتصاد می‌دانست؛ بنابراین، این دوره بالاترین سطح شاخص نا اطمینانی اقتصادی را دارد. شاخص نا اطمینانی اقتصادی در حوالی تحریم نفتی افزایش می‌یابد. این جریان خبری به‌منزله بازگشت کامل تحریم‌ها به کشور بود. در مقابل، افزایش سطح غنی‌سازی ایران به‌عنوان برخورد ایران با خروج آمریکا از برجام، موجب تغییرات جدی در نا اطمینانی اقتصادی نشده است. ترور سردار قاسم سلیمانی دیگر اتفاقی است در حوالی آن شاخص نا اطمینانی اقتصادی رشد یافته است. به‌صورت کلی، می‌توان گفت که نوسانات شاخص نا اطمینانی اقتصادی محدود و دارای چند پرش بوده است که خروج آمریکا از برجام، تحریم نفتی و ترور سردار سلیمانی برمی‌گردد.

شکل ۲ بر مبنای روش لاجستیک ترسیم شده است. بالاترین سطح نا اطمینانی در این نمودار به اواخر سال ۲۰۲۰ برمی‌گردد که در دوره انتخابات ریاست‌جمهوری ترامپ است. سطح نا اطمینانی اقتصادی بعد از خروج رسمی ترامپ از برجام افزایش می‌یابد و با تحریم‌های نفتی به اوج خود می‌رسد. این الگوریتم توانسته است رخدادهای مهم را به‌خوبی توضیح دهد. ترور سردار قاسم سلیمانی و تحریم نفتی ایران به‌وضوح به‌این‌ترتیب است. در مقابل سطح نا اطمینانی در دوره اعلام خروج ترامپ از برجام تا خروج ترامپ از برجام، پایین‌تر از روش C4. 5 است.

شکل ۳ بر مبنای روش پرسپترون چندلایه آماده شده است. خروجی این الگوریتم نشان می‌دهد که

متوسط سطح نا اطمینانی تغییر چشم‌گیری نکرده است و عموماً شاخص بین ۰. ۱ تا ۰. ۴ در حال نوسان است؛ اما در رخدادها دارای جهش می‌شود و کم‌کم به سطح میانگین بازمی‌گردد. بالاترین سطح نا اطمینانی در دوره‌ای که زمزمه‌های خروج آمریکا از برجام بود، رخ داده است. بعدازاین دوره بالاترین سطح به تحریم نفتی ایران بازمی‌گردد. سطح شاخص در دوره ترور سردار قاسم سلیمانی و افزایش غنی‌سازی ایران تغییر چشم‌گیری نکرده است.

در شکل ۴، شاخص نا اطمینانی اقتصادی بر اساس روش بیز ساده رسم شده است. در این الگوریتم، تعداد روزهایی که شاخص صفر است، به‌مراتب بیشتر از سایر روش‌هاست. این اتفاق به دلیل نامتعادل بودن داده‌ها رخ داده است. از آن‌جایی‌که بخش عمده اخبار فاقد بار معنایی هستند، الگوریتم ترجیح می‌دهد سهم بیشتری از اخبار را بدون بار ارزیابی کند. بااین‌حال، بالاترین سطح در دوره خروج آمریکا از برجام و افزایش غنی‌سازی رقم خورده است. تحریم نفتی رتبه بعدی بالاترین سطح نا اطمینانی را دارد؛ اما اعلام خروج ترامپ از برجام، نتوانسته است شاخص را افزایش دهد که قابل‌تأمل است.

مقایسه با روش ارزیابی انسانی: به‌منظور ارزیابی کیفیت الگوریتم‌ها، ۵۰۰ خبر را که توسط الگوریتم‌ها برچسب‌گذاری شده بود را مجدداً در معرض ارزیابی انسانی قراردادیم. نتایج در جدول زیر منعکس شده است. درصدی از اخبار دارای بار نا اطمینانی که ارزیاب انسانی و الگوریتم یکسان تشخیص دادند در ستون «مثبت صحیح»، اخبار خنثی که هر دو خنثی تشخیص دادند در ستون «منفی صحیح» و اخباری که دارای بار نا اطمینانی بوده و الگوریتم اشتباه تشخیص داده است در «منفی کاذب» و اخباری که خنثی بوده و الگوریتم اشتباه تشخیص داده در «مثبت کاذب» ثبت شده است. نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که الگوریتم‌های یادگیری ماشین، عملکرد نسبتاً قابل قبول‌تری داشته‌اند.

جدول (٤): ارزیابی انسانی الگوریتم‌های یادگیری ماشین

روش	مثبت صحیح	منفی صحیح
C4. 5	۶۹	۹۱
پرسپترون چندلایه	۷۶	۹۸
لجستیک	۸۱	۹۶
بیز ساده	۶۲	۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

مقایسه با سایر شاخص‌های نا اطمینانی اقتصادی: روش دیگر ارزیابی شاخص نا اطمینانی اقتصادی، مقایسه آن با سایر روش‌ها است. با توجه به محدودیت‌های داده‌ها در ایران، از مقایسه با روش مبتنی بر جستجو اینترنتی استفاده کردیم. گوگل میزان جستجو را به‌صورت شاخص میزان جستجو[1] در اختیار عموم قرار می‌دهد. این شاخص میزان جستجوها را در زمان و مکان مشخص ارائه می‌کنند و بر اساس بازه زمانی مورد ارائه به روی عدد ۱۰۰ نرمال می‌کند. به‌این‌ترتیب که بیشترین فراوانی جستجو ۱۰۰ در نظر گرفته می‌شود و سایر مشاهدات بر اساس آن تعیین می‌شود. برای اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی، دو اقدام صورت پذیرفت: در گام اول، فهرستی از کلمات مرتبط با سیاست خارجی جمع‌آوری شد که شامل «تحریم»، «ترامپ»، «توافق‌هسته‌ای» و «برجام» می‌شود. در گام دوم، میزان چگالی این واژگان در پایگاه داده‌های گوگل موردبررسی قرارگرفت و «تحریم» و «برجام» به‌عنوان کلیدواژه اصلی در شکل‌گیری شاخص نا اطمینانی انتخاب شد. با توجه به اینکه داده‌های گوگل به‌صورت هفتگی است، برای ساختن شاخص ماهانه ابتدا مجموع مقادیر ماهانه را اندازه‌گیری شده و سپس استاندارد شده است. هرچه این شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد نشان می‌دهد که سطح نا اطمینانی پایین‌تر است و هر چه به سمت یک میل کند، نشان‌دهنده سطح بالاتری از نا اطمینانی است.[2]

شکل ۵ و ۶ وضعیت این شاخص برای دو کلیدواژه «تحریم» و «برجام» را در این بازه زمانی نشان می‌دهد. در نمودار شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی (کلیدواژه تحریم) اوج شاخص در دوره خروج رسمی آمریکا از برجام تا تحریم نفتی ایران اتفاق افتاده است. از آن‌جایی‌که این روش، مبتنی بر یک کلیدواژه است، وزنی زیادی به کلیدواژه مربوطه می‌دهد. این در حالی است که در الگوریتم‌های یادگیری ماشین، ۹۹ ویژگی برای هر خبر در نظر گرفته می‌شود. مقایسه این شاخص ماهانه در مقابل نمودارهای روش‌های مختلف نشان می‌دهد که نوسانات در دوره‌های مشابه تا اندازه‌ای یکسان است.

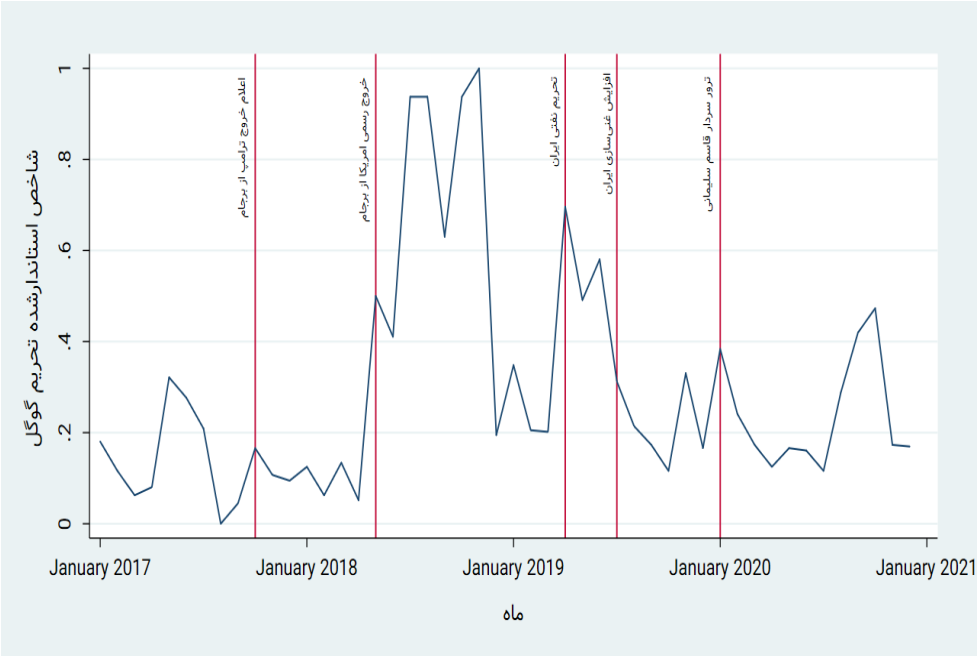
---

[1] Search Volume Index

[2] نحوه محاسبه این شاخص در پیوست ۵ مقاله درج شده‌است.

این اتفاق در مورد شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی (کلیدواژه برجام) نیز به‌صورت مشابه افتاده است؛ اما به دلیل تک متغیره بودن این روش، نا اطمینانی اقتصادی در دوره خروج رسمی آمریکا از برجام دارای بزرگ‌نمایی است. درنهایت باید گفت که الگوریتم‌های یادگیری ماشین به‌صورت همزمان کلیدواژه‌های متعددی را در نظر گرفته و نوسانات ناشی از هر یک از این موارد را در خود نشان می‌دهد.

شکل (۵): شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی (برمبنای میزان جستجوی کلیدواژه تحریم)



منبع: یافته‌های پژوهش

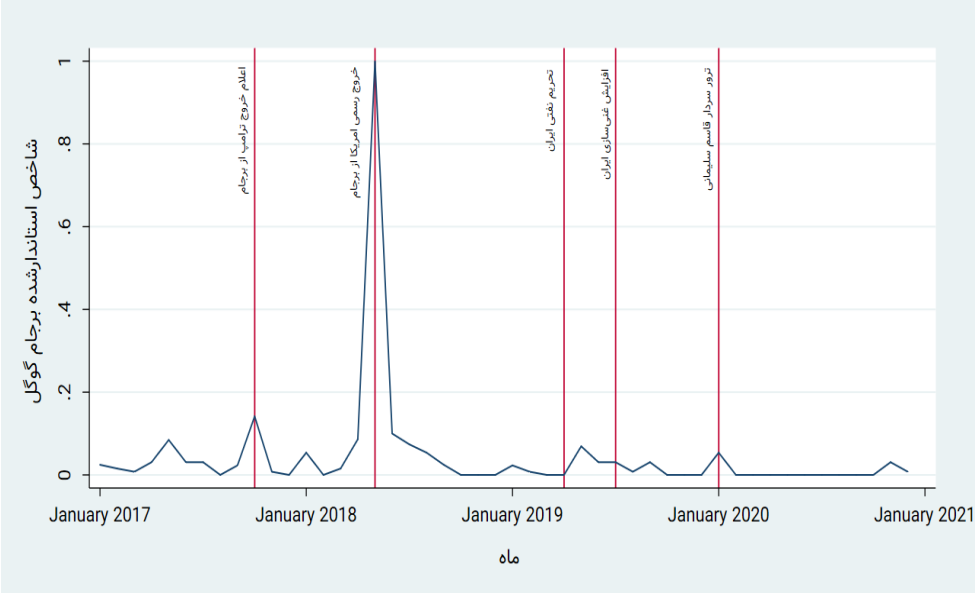
٦. اثر شاخص نااطمینانی‌اقتصادی بر نرخ ارز

به‌منظور بررسی اثر نااطمینانی‌اقتصادی بر نرخ ارز از مدل گارچ استفاده می‌کنیم که ابتدا آزمون‌های لازم برای وجود اثرات گارچ انجام شد. برای برآورد مدل از دو معادله میانگین و واریانس زیر استفاده شده است:

$$Ln(ER)=Bep+ARMA(p,q)+\varepsilon_t$$
$$Var(\varepsilon_t)=A()+\sum\alpha_{1,i}\varepsilon^2_{t-i}+\sum\alpha_{2,i}\sigma^2_{t-i}$$

در معادله فوق نااطمینانی‌اقتصادی در معادله میانگین آورده شده و جز ARMA نیز در معادله میانگین قرار دارد. داده‌های مورد استفاده در این مدل، لگاریتم ارز به‌عنوان متغیر وابسته است. این متغیرها به‌صورت روزانه مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در معادله میانگین مدل گارچ شاخص‌های نااطمینانی‌اقتصادی (j48، پرسپترون چندلایه، لاجستیک و بیزساده) بدون عرض از مبدأ وارد شده و با روش‌شناسی باکس جنکینز[1] AR(1) و MA(1) وارد مدل شده است. در مرحله اول، آزمون وجود اثرات آرچ انجام شده است و نتایج نشان می‌دهد در هر چهار معادله اثرات آرچ وجود دارد. سپس معادلات میانگین و واریانس برآورد شده است. این رگرسیون با استفاده از نرم‌افزار استتا برآورد شده است.

شکل (۶): شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی (بر مبنای میزان جستجوی کلیدواژه برجام)



منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Box & Jenkins

جدول (۵): نتایج مدل گارچ لگاریتم نرخ ارز

	پرسپترون چندلایه		لاجیستیک		j48		بیز ساده	
متغیر	**میانگین**	**واریانس**	**میانگین**	**واریانس**	**میانگین**	**واریانس**	**میانگین**	**واریانس**
L. ar	1. 000*** (0. 000)		1. 002*** (0. 000)		1. 002*** (0. 000)		1. 003*** (0. 000)	
L. ma	-0. 295*** (0. 014)		-0. 608*** (0. 002)		-0. 608*** (0. 002)		-0. 596*** (0. 002)	
L. arch	1. 972*** (0. 110)		2. 101*** (0. 093)		1. 902*** (0. 084)			1. 795*** (0. 074)
L2. arch	0. 319*** (0. 042)		1. 363*** (0. 065)		1. 254*** (0. 066)			1. 563*** (0. 064)
logistic			0. 005*** (0. 001)					
mlp	0. 059*** (0. 002)							
j48					0. 001 (0. 001)			
nb							0. 010*** (0. 001)	
جمله‌ثابت	10. 545*** (0. 102)	0. 000*** (0. 000)	10. 466*** (0. 013)	0. 000*** (0. 000)	10. 542*** (0. 010)	0. 000*** (0. 000)	10. 542*** (0. 012)	0. 000*** (0. 000)
تعدادمشاهدات	1,431	1,431	1,431	1,431	1,431	1,431	1,431	1,431

*** p<0. 01, ** p<0. 05, * p<0. 1

جملات خطا در پرانتز قرار دارد

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از رگرسیون نشان می‌دهد که نااطمینانی‌اقتصادی با روش‌های پرسپترون چندلایه، لاجستیک و بیزساده بر میانگین لگاریتم نرخ دلار اثر مثبت و معنی‌داری دارد. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش نااطمینانی‌اقتصادی، لگاریتم نرخ ارز افزایش پیدا می‌کند. ثابت‌بودن علامت ضرایب و معنی‌داری آن، به‌منزله اطمینان از پایداری نتایج مدل است. معادلات ARIMA نیز در تمامی مدل‌ها معنی‌دار است؛ اما معادلات واریانس نیز نشان می‌دهد که دو وقفه آرچ معنی‌دار است.

به‌طور خلاصه، می‌توان گفت که نااطمینانی‌اقتصادی محاسبه شده بر مبنای اخبار بر لگاریتم نرخ ارز

به‌صورت مثبت و معنی‌داری اثرگذار بوده است. این اثر در مدل پرسپترون چندلایه که عملکرد بهتری بر اساس شاخص‌های یادگیری‌ماشین داشت، بزرگ‌تر است. برای اعتبار بخشیدن بیشتر به نتایج پژوهش، محققین می‌توانستند به ارزیابی دقت عملکرد مدل GARCH بپردازند. ازآنجایی‌که استفاده از مدل ساده GARCH (1,1) در یک چارچوب همراه با نا اطمینانی، چندان مناسب به نظر نمی‌رسد، محققین می‌توانستند سایر مدل‌های GARCH را نیز در نظر گرفته و به مقایسه بین آن‌ها بپردازند.

٦. نتیجه‌گیری

نااطمینانی‌اقتصادی به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر تصمیمات اقتصادی بنگاه‌ها و خانوارها به‌حساب می‌آید. در این مقاله تلاش کردیم تا این متغیر مهم را اندازه‌گیری کنیم. در مطالعات تجربی ۴ دسته مدل برای اندازه‌گیری شاخص نا اطمینانی اقتصادی وجود دارد که به دلیل دسترسی به داده‌های شبکه‌های اجتماعی از روش مبتنی بر خبر استفاده شد. در این روش با استفاده از جمع‌آوری اخبار به‌صورت گسترده و برچسب‌گذاری آن‌ها با استفاده از روش‌های یادگیری ماشین، شاخص محاسبه می‌شود. به این منظور، ۳,۱۱۷,۹۶۰ خبر از ۲۸ کانال شبکه تلگرام در بازه زمانی ژانویه ۲۰۱۷ تا دسامبر ۲۰۲۰ جمع‌آوری شد. سپس، ۱۳۴۰۴ خبر توسط ارزیابان انسانی برچسب‌گذاری شد. برچسب‌ها دارای دو حالت «اثرگذار بر نا اطمینانی» و «خنثی» بودند. ارزیابان بر اساس پروتکل‌ها مشخص انتخاب شده و در دو جلسه توجیهی شرکت کردند.

در گام بعد، اخبار با استفاده از الگوریتم word2vec به بردارهای عددی تبدیل شدند تا آماده تحلیل‌های کمی شوند. بعد از برداری شدن اخبار، با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین، اخبار برچسب‌گذاری شدند. روش‌های یادگیری ماشین مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از: رگرسیون لاجستیک، بیز ساده، پرسپترون چند لایه، درخت تصمیم (C4. 5 یا J48). بررسی عملکرد این الگوریتم‌ها نشان داد که الگوریتم C4. 5 از شاخه درخت تصمیم، عملکرد بهتری دارد و پرسپترون چندلایه، لاجستیک و بیز ساده در رده‌های بعدی به لحاظ عملکرد قرار دارند. شاخص‌های ارزیابی عملکرد الگوریتم‌های یادگیری ماشین، برآورد مثبت صحیح، صحت، فراخوانی و شاخص F است که نشان می‌دهد تا چه اندازه الگوریتم قادر به تشخیص صحیح برچسب خبر است. به‌منظور ایجاد شاخص نا اطمینانی، تعداد اخبار «اثرگذار بر نا اطمینانی» شمرده و سپس بین صفر و یک استاندارد شد.

بررسی روند تاریخی ۴ شاخص نا اطمینانی رسانه‌بنیان نشان می‌دهد که ۳ شاخص بهتر می‌تواند اتفاقات تاریخی این دوره را توضیح دهد اما عملکرد شاخص مبتنی بر روش بیز ساده ضعیف‌تر است. همچنین،

ارزیابی شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان، با استفاده از دو روش برچسب‌گذاری مجدد و مقایسه با شاخص نا اطمینانی مبتنی بر داده‌های گوگل انجام شد که نتایج نشان می‌دهد که عملکرد این شاخص مناسب است.

روند شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان با روش C4. 5 با وقایع مهم دوره مطالعه همخوانی دارد به‌گونه‌ای که بالاترین سطح نا اطمینانی در دوره اعلام خروج ترامپ از برجام تا خروج رسمی آمریکا از برجام گزارش شده است؛ زیرا افکار عمومی به نتیجه‌رسیدن مذاکرات را معادل بهبود وضعیت اقتصادی و شکست آن را به‌منزله، افول اقتصاد می‌دانست. این شاخص در دوره شروع تحریم شدید نفتی ایران افزایش می‌یابد؛ چون که این جریان خبری به‌منزله بازگشت کامل تحریم‌ها به کشور بود. در مقابل، افزایش سطح غنی‌سازی ایران به‌عنوان برخورد ایران با خروج آمریکا از برجام، موجب تغییرات جدی در نا اطمینانی اقتصادی نشده است. ترور سردار قاسم سلیمانی دیگر اتفاقی است در حوالی آن شاخص نا اطمینانی اقتصادی رشد یافته است. در مجموع، روند شاخص نا اطمینانی اقتصادی ایران دارای چند پرش بوده است که به دوره خروج آمریکا از برجام، تحریم نفتی و بالا گرفتن تقابل آمریکا با ایران و بروز ترور سردار سلیمانی برمی‌گردد.

شاخص نا اطمینانی اقتصادی رسانه‌بنیان می‌تواند به‌صورت روزانه، و حتی بازه زمانی کوتاه‌تر، اطلاعات مهمی در اختیار تصمیم‌گیران اقتصادی و سیاسی قرار دهد که با توجه به تجربه وقایع سال‌های اخیر در کشور پیشنهاد می‌شود به‌منظور کاهش نا اطمینانی در مدیریت وقایع آینده استفاده شود. به عبارتی، میزان نا اطمینانی که محتوای اخبار وقایع مختلف نشان می‌دهد در محاسبات سیاست‌گذاران ایران باید در نظر گرفته شود.

مقاله حاضر، اولین تلاش در زمینه استفاده از روش‌های یادگیری ماشین در متن فارسی در حوزه نا اطمینانی اقتصادی است. تحقیقات آتی از چند منظر می‌توانند به غنای این حوزه بیفزایند: ۱. استفاده از سایر منابع خبری مانند پایگاه‌های اینترنتی، شبکه‌های اجتماعی، خبرگزاری‌ها و روزنامه‌ها. ۲. استفاده از الگوریتم‌های شخص‌سازی‌شده. ۳. بهبود روش‌های تبدیل متن به بردار عددی. ۴. محاسبه سایر شاخص‌های نا اطمینانی از قبیل سیاست خارجی و سلامت.

References

Abrishami, H.; Komijani, A.; Nouri, M., & Memarian, M. (2020). Calculation of uncertainty index based on an Internet search: A case study of the foreign exchange market of Iran. *The Journal of Economic Policy*, *12*(23),

99-131. (In Persian)

Aizenman, J.; & Marion, N. P. (1993). Policy uncertainty, persistence and growth. *Review of international economics*, *1*(2), 145-163. Alexopoulos, M., & Cohen, J. (2015).

The power of print: Uncertainty shocks, markets, and the economy. *International Review of Economics & Finance*, *40*, 8-28.

Arbatli, E. C.; Davis, S. J.; Ito, A., & Miake, N. (2022). Policy uncertainty in Japan. Journal of the Japanese and International Economies, measuring economic policy uncertainty, 1192.

Arshadi, A. (2011). Oil Price Volatility Modeling: A Frame for Measuring Uncertainty Index Using the Arima-Garch Model, *Energy Economics Review*, *8*(30); 205-220. (In Persian)

Bachmann, R., & Bayer, C. (2013). 'Wait-and-See'business cycles?. *Journal of Monetary Economics*, *60*(6), 704-719.

Bachmann, R.; Elstner, S., & Sims, E. R., (2010). *Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data*. NBER Working Papers 16143, National Bureau of Economic Research, Inc.

Baker, S. R.; Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, *131*(4), 1593-1636.

Bateman, B. W. (1996). *Keynes's uncertain revolution*. University of Michigan Press.

Bauer, M.; Lakdawala, A., & Mueller, P. (2019*). Market-based monetary policy uncertainty*. WBS Finance Group Research Paper.

Baum, C. F.; Caglayan, M., & Talavera, O., (2010). On the Sensitivity of Firms' Investment to Cash Flow and Uncertainty. *Oxford Economic Papers*, *62* (2), 286–306.

Beckert, J. (1996). What is sociological about economic sociology? Uncertainty and the embeddedness of economic action. *Theory and society*, *25*(6), 803-840.

Bernanke, B. S., (1983). Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment. *The Quarterly Journal of Economics*, *98* (1), 85–106.

BINDER, C. (2017). Measuring uncertainty based on rounding: New method and application to inflation expectations. *Journal of Monetary Economics*, *90* (2017) 1–12.

Bloom, N.; Floetotto, M.; Jaimovich, N.; Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2018). Really uncertain business cycles. *Econometrica*, *86*(3), 1031-1065.

Bloom, N., (2007). Uncertainty and the Dynamics of R&D. *AMERICAN*

ECONOMIC REVIEW, 250-255.

Bloom, N., (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, *77* (3), 623–685.

Bontempi, M. E.; Frigeri, M., Golinelli, R., & Squadrani, M. (2021). EURQ: A New Web Search-based Uncertainty Index. *Economica*.

Bouri, E., & Gupta, R. (2021). Predicting Bitcoin returns: Comparing the roles of newspaper-and internet search-based measures of uncertainty. *Finance Research Letters*, *38*, 101398.

Bürgi, C., & Sinclair, T. M. (2021). What does forecaster disagreement tell us about the state of the economy?. *Applied Economics Letters*, *28*(1), 49-53

Cascaldi-Garcia, D.; Sarisoy, C.; Londono, J. M.; Rogers, J. H.; Datta, D.; RT Ferreira, T., & Zer, I. (2020). What is certain about uncertainty? *International Finance Discussion Paper*, (1294).

Claveria, O. (2021). On the aggregation of survey-based economic uncertainty indicators between different agents and across variables. *Journal of Business Cycle Research*, *17*(1), 1-26.

Davidson, P. (1991). Is probability theory relevant for uncertainty? A post Keynesian perspective. *Journal of Economic Perspectives*, *5*(1), 129-143.

De Bruin, W. B.; Manski, C. F.; Topa, G., & Van Der Klaauw, W. (2011). Measuring consumer uncertainty about future inflation. *Journal of Applied Econometrics*, *26*(3), 454-478.

Glas, A. (2020). Five dimensions of the uncertainty–disagreement linkage. *International Journal of Forecasting*, *36*(2), 607-627.

Gupta, R.; Subramaniam, S.; Bouri, E., & Ji, Q. (2021). Infectious disease-related uncertainty and the safe-haven characteristic of US treasury securities. *International Review of Economics & Finance*, *71*, 289-298

Han, J.; Kamber, M., & Mining, D. (2006). Concepts and techniques. *Morgan Kaufmann*, *340*, 94104-3205.

Jones, P. M.; Olson, E. (2013). The Time-Varying Correlation between Uncertainty, Output, and Inflation: Evidence from a DCC-GARCH Model. *Economics Letters*, *118*(1), 33–37.

Keynes, J. M. (2007). *A treatise on probability*. Cosimo, Inc.

Keynes, J. M. (1936). *the general theory of employment, interest andmoney*. Palgrave Macmillan, London.

Knight, Frank H. (1921). *Risk, Uncertainty and Profit*. University of Illinois at Urbana-Champaign's Academy for Entrepreneurial Leadership

Historical Research Reference in Entrepreneurship.

Lahiri, K.; Peng, H., & Sheng, X. S. (2022). *Measuring uncertainty of a combined forecast and some tests for forecaster heterogeneity*. In Essays in Honor of M. Hashem Pesaran: Prediction and Macro Modeling. Emerald Publishing Limited.

Lawson, T. (1985). *Keynes' economics: methodological issues*. Croom Helm, London

Lawson, T. (1988). Probability and uncertainty in economic analysis. *Journal of post Keynesian economics*, *11*(1), 38-65.

Leduc, S., & Zheng, L. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*. *82*, 20–35.

Leduc, S., & Zheng, L. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, *82*, 20–35.

Lei, C.; Lu, Z., & Zhang, C. (2015). News on inflation and the epidemiology of inflation expectations in China. *Economic Systems*, *39*(4), 644-653.

Lucas, R. E. & Gillman, M. (2012). *Expectations and the Neutrality of Money*. In Collected Papers on Monetary Theory (pp. 1-24). Harvard University Press.

Lucas, R. E., & Prescott, E. C. (1971). Investment under Uncertainty. *Econometrica*, *39*(5), 659–681.

Lucas, R. E., & Sargent, T. J. (Eds.). (1981). *Rational expectations and econometric practice* (Vol. 2). University of Minnesota Press.

Ludvigson, S.; Sai Ma, C., & Serena, N. (2021). Uncertainty and Business Cycles: Exogenous Impulse or Endogenous Response?. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *13* (4): 369-410.

Machina, M. J. (1987). Choice under uncertainty: Problems solved and unsolved. *Journal of Economic Perspectives*, *1*(1), 121-154.

Manski, C. F. (2010). When consensus choice dominates individualism: Jensen's inequality and collective decisions under uncertainty. *Quantitative Economics*, *1*(1), 187-202.

Manski, C. F. (2013). *Public policy in an uncertain world*. Harvard University Press.

Manski, C. F. (2015). Communicating uncertainty in official economic statistics: An appraisal fifty years after Morgenstern. *Journal of Economic Literature*, *53*(3), 631-53.

Marcus, A. A. (1981). Policy Uncertainty and Technological

Innovation. *The Academy of Management Review*, *6* (3), 443–448.

Menger, K., & Shubik, M. (2015). *The role of uncertainty in economics*. In Essays in Mathematical Economics, in Honor of Oskar Morgenstern (pp. 211-232). Princeton University Press.

Mikolov, T.; Chen, K.; Corrado, G., & Dean, J. (2013). *Efficient estimation of word representations in vector space*, preprint arXiv: 1301. 3781.

Moore, A. (2017). Measuring economic uncertainty and its effects. Economic record, 93(303), 550-575.

Rich, R. W.; Song, J., & Tracy, J. S. (2012). *The measurement and behavior of uncertainty: evidence from the ECB Survey of Professional Forecasters*. FRB of New York Staff Report, (588).

Rodrik, D. (1991). Policy Uncertainty and Private Investment in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, *36* (2), 229–242

Rossi, B., &Tatevik Sekhposyan. (2015). Macroeconomic uncertainty indices based on nowcast and forecast error distributions. *American Economic Review*, *105* (5), 650–55.

Sahinoz, s.; Erdogan Cosar, E. (2018). *Economic policy uncertainty and economic activity in Turkey, Applied Economics Letters*

Sakhi, F.; Mohammadi, M., & Mohammadi, H. (2018). The effects of exchange rate volatility on foreign agricultural trade in Iran. *Journal of Agricultural Economics Researches*, *37*(10), 21-40. (In Persian)

Samuelson, PA. (1969*). Classical and neoclassical theory*. Penguin Books, London.

Shokri, M.; Barghi, M..; Motafaker Azad, M., & Salmani Bishak, M. (2020). Investigating the Impact of Economic Sanctions and Exchange Rate Uncertainty on FDI in Iran: A Fuzzy Approach. *Journal of Economics and Modeling*, 11(3), 33-59. (In Persian)

Smith, A. (2010). *The Wealth of Nations: An inquiry into the nature and causes of the Wealth of Nations*. Harriman House Limited.

Tobback, E.; Naudts, H.; Daelemans, W.; de Fortuny, E. J., & Martens, D. (2018). Belgian economic policy uncertainty index: Improvement through text mining. *International journal of forecasting*, *34*(2), 355-365.

Topçu, G., & Oran, J. (2021). Measuring economic policy uncertainty in Turkey. *International Journal of Econmic Policy in Emerging Economies*, *14*(3), 288-305.

Walras, L. (1896). *Éléments d'économie politique pure, ou, Théorie de la richesse sociale*. F. Rouge.

Williamson, O. E. (1993). Calculativeness, trust, and economic organization. *The journal of law and economics*, *36*(1, Part 2), 453-486.

Wu, X.; Kumar, V.; Quinlan, J. R.; Ghosh, J.; Yang, Q.; Motoda, H., & Steinberg, D. (2008). Top 10 algorithms in data mining. *Knowledge and information systems*, *14*(1), 1-37.

Zamanian, G., & Behrad Amin, M. (2015). Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Import Demand of Iran Application of Ardl and Egarch Methods. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies of Iran*, *3*(12), 129-148. (In Persian)

پیوست یک- جدول فهرست کانال‌های تلگرامی

جدول ۲ پیوست- فهرست کانال‌های تلگرامی مورد استفاده در مقاله همراه با آدرس کانال و تعداد اخبار استفاده شده

ردیف	نام کانال	آی دی تلگرام	تعداد پیام‌ها
۱	انتخاب	@entekhab_ir	150,604
۲	اقتصاد آنلاین	@eghtesadonline	108,100
۳	عصر ایران	@MyAsriran	261,542
۴	صرفاً جهت اطلاع	@serfan_jahate_ettela	146,951
۵	خبر فوری	@akhbarefori	145,466
۶	اخبار رسمی	@khabari_rasmi	94,704
۷	اخبار روز	@iranfnews	138,222
۸	بی بی سی فارسی	@bbcpersian	71,275
۹	خبر فوری و مهم	@irforinews	62,979
۱۰	ایران خبر	@iranni_news	82,957
۱۱	خبر سراسری	@Anlainkhabari	46,947
۱۲	خبر فوری (قرمز)	@khabarfouri	99,739
۱۳	اخبار موثق	@MOVASAGH_IR	51,594
۱۴	خبر از ما	@KhabarAzMa	31,318
۱۵	اخبار منتخب	@akhbar_montakhab	68,386
۱۶	پارسینه	@parsinehnews	130,367
۱۷	اقتصاد نیوز	@Eghtesadnews_com	60,191
۱۸	دنیای اقتصاد	@den_ir	31,656
۱۹	خبرگزاری ایسنا	@isna94	110,157
۲۰	تابناک	@TeleTabnak	49,118
۲۱	خبرگزاری تسنیم	@Tasnimnews	111,129
۲۲	خبرگزاری فارس	@farsna	121,057
۲۳	خبرگزاری مهر	@mehrnews	38,014
۲۴	خبرآنلاین	@khabaronline_ir	211,760
۲۵	الف	@alef_news	177,945
۲۶	خبرگزاری ایلنا	@ilnair	305,992
۲۷	خبرگزاری ایرنا	@irna_1313	59,678
۲۸	آخرین خبر	@akharinkhabar	150,112
جمع کل اخبار			3,117,960

منبع: یافته‌های پژوهش

پیوست دو- برچسب‌گذاری انسانی

با توجه به اینکه در این پژوهش از روش‌های یادگیری با نظارت استفاده شده است، ۱۰درصد از مجموع اخبار توسط ارزیابان انسانی برچسب‌گذاری شده است. برای سهولت این فرآیند، نرم‌افزار موبایلی تحت سیستم عامل اندروید طراحی و پیاده‌سازی شد. این نرم‌افزار به ما کمک کرد تا فرآیند برچسب‌گذاری انسانی با دقت بالاتری صورت بپذیرد و ثبت داده‌های آن به‌صورت آنی در پایگاه داده‌ها ثبت شود.

پیوست سوم-روش‌های پیش‌پردازش متن

در مراحل قبل اخبار کانال‌های تلگرامی دریافت، در پایگاه داده ثبت و توسط ارزیابان برچسب‌گذاری شد. به‌منظور تحلیل داده‌های کیفی اخبار، باید این اخبار به بردارهای عددی تبدیل شوند تا بتوان از روش‌های یادگیری‌ماشین بهره برد؛ اما قبل از انجام این تبدیل اقدامات پیش‌پردازش متن انجام پذیرفت تا با متن مناسب‌تری برای تبدیل به بردارهای عددی مواجه شویم. از۴ روش پیش‌پردازش متن در این مقاله استفاده شده است. تمامی این روش‌ها با استفاده از کدهای دستوری موجود در سامانه «متن‌کاوی فارسی‌یار»[1] صورت پذیرفته است:

نرمال‌سازی متن
جداسازی جملات و توکنایز کردن
ریشه‌یابی کلمات
حذف کلمات توقف

پیوست چهار-روش‌های طبقه‌بندی متن

رگرسیون لاجستیک

رگرسیون لاجستیک اولین بار توسط دیوید کاکس[2] (۱۹۵۸) معرفی شد. این روش شبیه رگرسیون خطی است و تلاش می‌کند که یک طبقه‌بندی‌کننده[3] مناسب با استفاده از ضرایب رگرسیون ارائه کند. برخلاف رگرسیون‌های خطی، خروجی این مدل احتمالی است که در آن متغیر ورودی مقادیر خاصی را دریافت می‌کند. این یک روش طبقه‌بندی دو حالتی است.

---

[1] https://text-mining.ir
[2] David Cox
[3] Classifier

قبل از این‌که وارد جزییات مدل رگرسیون لاجستیک شویم، علامت‌گذاری‌هایی که در آینده استفاده می‌کنیم را معرفی می‌نماییم. فرض کنید$X(X_1, X_2,\ldots,X_K)$ فضای ویژگی‌های k بعدی است که شامل متغیرهای توضیحی است. همچنین فرض کنید که$Y=\{0,1\}$ نشان‌دهنده کلاس‌های امکان‌پذیر است که می‌تواند برچسب صفر یا یک را دریافت کند. مجموعه داده‌های آموزشی مجموعه‌ای از (X_i,Y_i) است که برمبنای فرض توزیع‌شدگی یکسان (i. i. d) از فضای برداری برچسب‌گذاری شده (X,Y) انتخاب شده است. بر اساس داده‌های آموزشT، هدف یک طبقه‌بندی‌کننده دو حالتی پیداکردن تابع احتمالی مانند h است که بتواند با صحت خوبی کلاس‌های سایر داده‌ها را برچسب‌گذاری کند. این تابع مپینگ[1] از فضای ویژگی‌ها (X)به مجموعه کلاس‌ها (Y) است.

$$Y=\begin{cases}0 \text{ if inclass } 1\\ 1 \text{ if inclass } 2\end{cases} \qquad (۱)$$

در رگرسیون لاجستیک، تابع احتمال $Y=1$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H(X;\theta)=g(\theta^T X)=\frac{1}{1+e^{-\theta^T x}} \qquad (۲)$$

در این رابطه θ بردار پارامترهایی است که فضای تابعی مپینگ ازX به Y را پارامتری می‌کند و $g(z)=\frac{1}{1+e^{\bar{z}}}$

را تابع لاجستیک یا تابع سیگموئید[2]می‌نامند.

وظیفه رگرسیون لاجستیک پیداکردن بردارθ است. به‌گونه‌ای که h(x;θ) بتواند توزیع احتمالY را بر اساس داده‌های آموزشی مدل‌سازی کند. برای پیداکردنθ، می‌توان یک سری فرض در مورد تابع احتمال در نظر گرفت و پارامترθ با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی[3] برآورد کرد. به‌صورت دقیق‌تر، فرض می‌کنیم که برچسب کلاس‌ها و ویژگی‌های ورودی به‌وسیله تابع زیر با هم مرتبط هستند:

---

[1] Mapping
[2] Sigmoid Function
[3] Maximum Likelihood

(۳)

$$\begin{cases} p(y=1)=p \\ p(y=0)=q \end{cases} \quad \text{where } p=h(x),\ q=1-p$$

تابع حداکثر درست‌نمایی نیز این‌گونه تعریف می‌شود:

$$L(\theta)=\prod_{i=1}^{m} p(y_i \mid x_i;\theta) \qquad (٤)$$

در تابع فوق، $p(y_i|x_i;\theta)$، احتمال وقوع Y_i به شرط x_i که توسط θ پارامتری شده است؛ بنابراین، باید θ انتخاب شود که تابع $L(\theta)$ را حداکثر کند.

بیز ساده

الگوریتم بیز ساده یکی از قدیمی‌ترین روش‌های رسمی طبقه‌بندی است که در عین سادگی از کارایی به‌شدت بالایی برخوردار است (وو و همکاران[1]، ۲۰۰۸). این الگوریتم طبقه‌بندی بر پایه احتمالات و برمبنای قضیه بیز شکل گرفته است. برای هر کلاس، احتمال پسین[2] با استفاده از داده‌های آموزشی محاسبه می‌شود و کلاس نا اطمینانی شده بر اساس بالاترین احتمال پسین انتخاب می‌شود. الگوریتم بیز ساده احتمال پسین P(YlX) بر اساس برآورد درست‌نمایی P(XlY) و احتمال P(Y) محاسبه می‌کند. در این روابط $X=X_1,X_2,\ldots,X_K$ نشان‌دهنده بردار ویژگی‌هاست و Y کلاس داده را مشخص می‌کند. برای محاسبه P(YlX) فرض بر این است که هر یک از ویژگی‌ها به‌صورت مشروط مستقل از یکدیگر هستند تا برآورد P(XlY) آسان‌تر شود. بر اساس این فرض P(XlY) را می‌توان این‌گونه برآورد کرد:

$$P(XlY)=P(X_1,X_2,\ldots,X_K ly)=\prod_{i=1}^{k} p(x_i|k) \qquad (٥)$$

[1] Wu et al
[2] Posterior Probability

بر اساس رابطه فوق، الگوریتم بیز ساده احتمال‌های پسین برای هر کلاس در Y را این‌گونه محاسبه می‌کند:

$$P(Y = y_l | X_1,...,X_k) = \frac{P(Y = y_l)\prod_{i=1}^{k} P(X_i | Y = y_l)}{\sum_j P(Y = y_j)\prod_{i=1}^{k} P(X_i | Y = y_l)} \quad (٦)$$

علاوه بر محاسبه احتمال‌های پسینی برای هر کلاس، الگوریتم طبقه‌بندی بیز ساده کلاس با بالاترین احتمال پسینی را نیز نشان می‌دهد:

$$\arg\max P(Y = y_l)\prod_{i=1}^{k} P(X_i | Y = y_l) \quad (٧)$$

روش‌های برآورد $P(X_i | Y), i \in \{1,2,...,k\}$ بر اساس نوع ویژگی‌ها (پیوسته یا گسسته) تعیین می‌گردد. بااین‌حال، در هر دو حالت روش حداکثر درست‌نمایی معمولاً برای برآورد $P(X_i | Y)$ به کار می‌رود (Barber, 2012). زمانی که ویژگی‌ها به‌صورت گسسته هستند، برآورد حداکثر درست‌نمایی به شیوه زیر محاسبه می‌گردد:

$$P(X_i = x_{ij} | Y = y_l) = \frac{number\ of\ \ times\ X_i = x_{ij}\ for\ class\ y_l}{number\ of\ \ ins\,tances\ in\ class\ y_l} \quad (٨)$$

زمانی که x_i متغیر پیوسته است، معمولاً از روش توزیع گاوسی برای برآورد استفاده می‌شود (Michael, 1997). در این شرایط، طبقه‌بندی‌کننده بیز ساده را «طبقه‌بندی کننده بیز ساده گاوسی» می‌نامند. در این شرایط، ما باید میانگین ($\hat{\mu}_{il}$) و واریانس (σ^2_{il}) هر یک از $y_l \in Y$ را برآورد کنیم. معمولاً از برآوردکننده‌های حداکثر درستنمایی برای برآورد $\hat{\mu}_{il}$ و σ^2_{il} استفاده می‌کنند. برآوردکننده $\hat{\mu}_{il}$ به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\mu}_{il} = \frac{sum\ x_i\ values\ of\ class\ y_i}{number\ of\ ins\ tance\ s\ in\ class\ y_i} \qquad (۹)$$

و برآوردگر σ^2_{il} به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\sigma^2_{il} = \frac{sum\ of\ square\ of\ differences\ between\ x_i\ values\ and\ \hat{\mu}_{il}}{number\ of\ ins\ tance\ s\ in class\ y_i} \qquad (۱۰)$$

محاسبه $\hat{\mu}_{il}$ و $\sigma^2_{il}, P(X_i = x_{ij} | Y = y_i)$ از طریق برآورد تابع چگالی احتمال زیر می‌تواند انجام شود:

$$P(X_i = x_{ij} | Y = y_i) = \frac{1}{\sqrt{2\sigma^2_{il}\pi}} e^{-\frac{(x_{ij}-\hat{\mu}_{il})^2}{2\sigma^2_{il}}} \qquad (۱۱)$$

در انتها $P(Y = y_i)$ را به‌وسیله برآورد ماکزیمم راست‌نمایی به شرح ذیل به دست می‌آوریم:

$$P(Y = y_i) = \frac{number\ of\ ins\ tances\ in\ class\ y_i}{number\ of\ ins\ tances\ in\ class\ y_i\ in\ the\ training\ set} \qquad (۱۲)$$

توجه کنید که با NB می‌توانیم $P(X|Y)$ و $P(Y)$ را مدل‌سازی کنیم. مادامی‌که توزیع مشترک p(xly) با p(xly)p(y) برابر باشد می‌توانیم توزیع مشترک با NB را مدل‌سازی کنیم. به‌عنوان نتیجه مثال‌های دیتاهای جدید می‌توانند نمونه‌ای از NB باشند. بدین دلیل NB به‌عنوان مدل تولیدکننده[1] شناخته می‌شود (Flach, 2012).

[1] Generative

درخت‌تصمیم (C4. 5)

درخت طبقه‌بندی و رگرسیون (CART[1]) یکی از الگوریتم‌های مفید در یادگیری‌ماشین برای نا اطمینانی است. CART اولین بار توسط بریمن و همکاران (۱۹۸۴) معرفی شد و گامی بزرگ در پیشبرد علم آمار غیرپارامتریک، داده‌کاوی، یادگیری‌ماشین و هوش مصنوعی بود. CART یک الگوریتم قدرتمند و ساده درخت‌تصمیم بود. ایده اصلی در اینجا یافتن شکاف‌های باینری روی متغیرها به روش از بالا به پایین است؛ به‌گونه‌ای که هر شکاف یک فرزند راست و یک فرزند چپ تولید می‌کند. بهترین شکاف در هر مرحله به شکلی انتخاب می‌شود که ناخالصی هر گره فرزند را در مقایسه با گره والدین کاهش دهد. تمام متغیرها برای یافتن بهترین تقسیم فردی در هر مرحله آزمایش می‌شوند. انشعابات موفقیت‌آمیز منجر به ساخت درخت می‌شود. اگر این فرآیند برای همه موارد تکرار شود تا اینکه تنها یک مقدار در برگ آخر باقی بماند، با نا اطمینانی بیش‌ازاندازه و نادرست مواجه می‌شویم. برای جلوگیری از نا اطمینانی بیش‌ازاندازه، از معیار توقف برای حداقل تعداد برگ استفاده می‌شود. انحراف یا آنتروپی ممکن است برای تعیین ناخالصی استفاده شود. ناخالصی در برگ این‌گونه محاسبه می‌شود:

$$I_t = -2\sum_{j\ at\ t} n_{tj} \log p_{j|t} \qquad (۱۳)$$

در رابطه بالا $p_{j|t} = \frac{p_{tj}}{p_t}$ و$p_{j|t}$ احتمال رسیدن یک مورد به برگ t در کلاس j است و p_t احتمال رسیدن به برگ t است. همچنین $p_{j|t}$ به‌وسیله $\frac{n_{tj}}{n_t}$ برآورد می‌شود که در آن n_{tj} تعداد کلاس J است که به برگ t می‌رسد و n_t تعداد کل مواردی است که به t می‌رسد.

بنابراین ناخالصی برآوردشده برابر خواهد بود با:

$$\hat{I}_t = -2\sum_{j\ at\ t} n_{tj} \log \frac{n_{tj}}{n_t} \qquad (۱۴)$$

[1] Classification and Regression Tree

و انحراف در یک گره T به‌این‌ترتیب محاسبه می‌گردد:

$$I(T) = \sum_{leaves\ t \in T} I_t \qquad (۱۵)$$

درخت‌تصمیم $C_{4.5}$ یکی از روش‌های بسیار متداول یادگیری‌ماشین برای طبقه‌بندی است (Quinlan، 1993). این روش از رویکرد تقسیم و حل[1] برای ساختن درخت‌تصمیم استفاده می‌کند. $C_{4.5}$ از چند منظر با CART متفاوت است. وو و همکاران (۲۰۰۸) مهم‌ترین تفاوت را این‌گونه ذکر کرده‌اند: « $C_{4.5}$ اجازه آزمون‌های دوگانه یا چندگانه را می‌دهد». این در حالی است که CART فقط آزمون‌های دوجانبه را پشتیبانی می‌کند.

پرسپترون چندلایه

مک کالوک و همکاران (۱۹۴۰) روش شبکه عصبی را به‌عنوان ابزار نا اطمینانی با ساخت مدل ریاضی از یک سیستم ناشناخته ارائه کردند. یکی از معروف‌ترین روش‌های شبکه‌های عصبی، شبکه‌های عصبی پرسپترون چندلایه (MLP) است. شبکه MLP شامل یک لایه ورودی و خروجی و حداقل یک لایه مخفی است. هرکدام از این لایه‌ها دارای تعدادی نورون و شامل واحدهای پردازش است. سیگنال‌های ورودی به وسیلهٔ ضریب‌های به‌هنجارکننده به مقدار یک نرمالیزه شده و بعد از محاسبات، خروجی به مقدار واقعی برگردانده می‌شود. همچنین مقادیر اولیهٔ وزن‌ها به‌صورت اتفاقی در نظر گرفته شده‌اند. نحوه آموزش پرسپترون چند لایه از طریق الگوریتم پس‌انتشار است. به این ترتیب که خروجی‌های واقعی با خروجی‌های دلخواه مقایسه می‌شوند و وزن‌ها به‌وسیله الگوریتم پس‌انتشار، به‌صورت تحت نظارت تنظیم می‌گردند تا الگوی مناسب به وجود آید. برای الگوری ورودی pام، مربع خطای خروجی برای تمامی سلول‌های لایه خروجی شبکه به‌صورت زیر در می‌آید:

$$E_p = \frac{1}{2}(d^p - y^p)^2 = \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{s}((d_j{}^p - y_j{}^p)^2 \qquad (۱۶)$$

[1] Divide-Conquer Approach

که در آن $d_j{}^p$ خروجی دلخواه برای jامین سلول در لایه خروجی و خروجی واقعی برای jامین سلول در لایه خروجی، S ابعاد بردار خروجی، y^p بردار خروجی واقعی، d^p بردار خروجی دلخواه است. مرجع خطای کل E برای P الگو به‌صورت زیر درمی‌آید:

$$E = \sum_{p=1}^{P} E_p = \frac{1}{2}\sum_{p=1}^{P}\sum_{j=1}^{s}(d_j{}^p - y_j{}^p)^2 \qquad (۱۷)$$

وزن‌ها با هدف کاهش تابع هزینه E به مقدار حداقل کردن به روش گرادیان نزولی تنظیم می‌گردند. معادله به روزدرآوردن وزن‌ها به‌صورت زیر است:

$$w_{ij}(t+1) = w_{ij}(t) + \eta\Delta w_{ij}(t) + \alpha\Delta w_{ij}(t-1) \qquad (۱۸)$$

که در آن $\Delta w_{ij} = -(\frac{\partial E_p}{\partial w_{ij}(t)})$ و η ضریب یادگیری، α ضریب لحظه‌ای $w_{ij}(t+1)$ وزن جدید و $w_{ij}(t)$ وزن قبلی است.

روند یادگیری زمانی متوقف می‌شود که مجموع کل خطا، برای p الگو از مقدار آستانه تعیین شده کمتر شود یا تعداد کل دوره‌های تعلیم به پایان برسد.

پیوست پنجم- محاسبه شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی

گوگل میزان جستجو را به‌صورت شاخص میزان جستجو[1] در اختیار عموم قرار می‌دهد. این شاخص میزان جستجوها را در زمان و مکان مشخص ارائه می‌کنند و بر اساس بازه زمانی مورد ارائه به روی عدد ۱۰۰ نرمال می‌کند. به این ترتیب که بیشترین فراوانی جستجو ۱۰۰ در نظر گرفته می‌شود و سایر مشاهدات بر اساس آن تعیین می‌شود.

به‌عبارت‌دیگر، فرمول محاسبه این شاخص بر یک واژه مورد جستجو S در زمان t به شرح زیر است:

$$SVI_{st} = \frac{sv_{st}}{sv_{Gt}.MSV_{[0,T]}}(100) = \frac{sv_{st}}{sv_{Gt}.\max_{t=[0,T]}\{\frac{sv_{st}}{sv_{Gt}}\}}(100) \qquad (۱۹)$$

معادله ۱۹- محاسبه شاخص حجم جستجو اینترنتی/ منبع: گوگل ترندز

SV_{st} میزان جستجو واژه s در بازه زمانی t و SV_{Jt} بیانگر تمامی جستجوها در بازه زمانی t است. $MSV_{O,T}$نشان‌دهنده حداکثر مقدار نسبت $\frac{SV_{st}}{SV_{Gt}}$ در طی دوره زمانی ۰ تا t است و با قرارگرفتن آن در مخرج کسر و ضرب کل کسر در عدد ۱۰۰، مقدار شاخص SVI_{st} (شاخص حجم جستجوی اینترنتی) همواره در بازه ۰ تا ۱۰۰ می‌گیرد.

برای محاسبه شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی، دو اقدام صورت پذیرفت: در گام اول، فهرستی از کلمات مرتبط با سیاست خارجی جمع‌آوری شد که شامل «تحریم»، «ترامپ»، «توافق‌هسته‌ای» و «برجام» می‌شود. در گام دوم، میزان چگالی این واژگان در پایگاه داده‌های گوگل موردبررسی قرارگرفت و «تحریم» و «برجام» به‌عنوان کلیدواژه اصلی در شکل‌گیری شاخص نا اطمینانی انتخاب شد. با توجه به اینکه داده‌های گوگل به‌صورت هفتگی است، برای ساختن شاخص ماهانه ابتدا مجموع مقادیر ماهانه را محاسبه شده و سپس استانداردشده است. برای استانداردکردن داده‌ها بین صفر و یک، از رابطه زیر استفاده شده است:

$$FPU = \frac{SVI - Min}{Max - Min} \qquad (۲۰)$$

[1] Search Volume Index

معادله ۲۰- استانداردکردن شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی/ منبع: محاسبات پژوهش

شاخص نا اطمینانی سیاست خارجی ایران (FPU) در بازه زمانی پژوهش و به‌صورت هفتگی محاسبه شده است. همچنین SVI، شاخص حجم جستجوی اینترنتی است. هرچه این شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد نشان می‌دهد که سطح نا اطمینانی پایین‌تر است و هر چه به سمت یک میل کند، نشان‌دهنده سطح بالاتری از نا اطمینانی است.

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article

Vol. 29, No. 1, 2022, p. 47-71

Investigating Economic and Behavioral Factors Affecting on the Growth of Stock Price Index in the Tehran Stock Exchange

H. Izdakhsti [1]*, R. Mohseni[2], M. Soltani[3]

1- Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, I
2- Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
3- Master of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: h_izadkhasti@sbu.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.75811.1179

Received: 2022/03/12 Revised: 2022/10/28 Accepted: 2022/12/12	How to cite this article: Izadkhasti, H.; Mohseni, R, & Soltani, M. (2022). Investigating Economic and Behavioral Factors Affecting on the Growth of Stock Price Index in the Tehran Stock Exchange. *Transformation Management Journal*, *29*(1): 47-71. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2022.75811.1179
Available Online: 2022/12/12	

1- INTRODUCTION

In most of the developed countries, the stock market is considered as the central core of the capital market and it directs large amounts of stray capital to productive and active sectors every year (Hadipoor et al. 2021). Also, in behavioral finance studies conducted in the last decade, empirical evidence has been provided that all investors do not react rationally to information and investors' emotions have been effective on asset pricing (Kumari, 2019).

2- THEORETICAL FRAMEWORK

In some studies, the role of emotional behaviors in stock price fluctuations of Tehran Stock Exchange Organization has been confirmed (Phuong, 2021). With the increase in oil prices, the income of petrochemical, refining and other oil-related industries will increase. Therefore, the stock price of these companies will also increase. Several studies have examined the relationship between oil prices and the stock market (Zeinoldini et al. 2020, Alamgir, & Bin Amin, 2021). In one approach, with an increase in the exchange rate, the income of companies exporting products to abroad increases, and it causes an increase in the stock price of these companies and ultimately increases the stock price index. Some studies have investigated the relationship between exchange rate fluctuations and stock price index (Nguyen et al. 2020, Çakır, 2021, Huang et al., 2021 & Qalandari & Fallah, 2021). Housing market is considered as a rival market to the stock market (Zare and Rezaei, 2006). It is expected that with the increase in housing prices, a part of people's assets will enter the housing market and ultimately have a negative effect on the stock market price index.

3- METHODOLOGY

Based on theoretical foundations and following Singhal et al. (2019) the model is expressed as relation (1):

$$GTEP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GOIL_{i,t} + \beta_2 GEXC_{i,t} + \beta_3 ARM_{i,t} + \beta_4 GGDP_{i,t} + \beta_5 GHPI_{i,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

where: GTEPi,t the growth of Tehran Stock Exchange's total stock index in quarter i of year t, GOILi,t the growth of OPEC oil prices in quarter i of year t, GEXCi,t the growth of the free market exchange rate (US dollar) in quarter i in year t, ARMi,t investor sentiment index (Arms index) in quarter i in year t, GGDPi,t real GDP growth of Iran based on base year 2013 in quarter i in year t and GHPIi,t price growth Housing is in season i in year t.

4- RESULTS & DISCUSSION

A large share of the total value of the capital market is related to petrochemical and refining companies, and the increase in oil prices causes an increase in the stock price index of the Tehran Stock Exchange. Also, the increase in the exchange rate causes a decrease in the purchasing power of people, therefore, to compensate for the decrease in purchasing power, people invest their stagnant money in the stock market to compensate for the decrease in their purchasing power which leads to an increase in the the stock price index. There is a negative relationship between the stock price index of the Tehran Stock Exchange and the sentiment index of active investors in this market.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The growth of OPEC oil prices, exchange rate growth and GDP growth have a positive effect and the ARMS investors' feelings index and housing price growth have a negative effect on the growth of Tehran Stock Exchange stock index.

Keywords:
Economic factors, Behavioral factors, ARMS Index, Stock price index of Tehran Stock Exchange.

اقتصاد پولی مالی، سال بیست و نهم، دوره جدید شمارهٔ ۱، پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۱

بررسی عوامل اقتصادی و رفتاری اثرگذار بر رشد شاخص قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران[۱]

حجت ایزدخواستی[۲]
استادیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
رضا محسنی
استادیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
میثم سلطانی
کارشناس ارشد اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.75811.1179

چکیده
امروزه بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است و شرایط این بازارها به‌شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد اثرگذار است. به‌طورکلی عوامل مؤثر بر بازار سهام به دو دسته عوامل بیرونی (عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی) و عوامل درونی (فعالیت‌ها و تصمیمات شرکت‌ها) تقسیم‌بندی می‌شوند. در این پژوهش، عوامل اقتصادی و رفتاری اثرگذار بر تلاطم‌های شاخص قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۹ با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده بررسی شده است. نتایج برآورد بلندمدت بیانگر این است که رشد قیمت نفت اوپک، رشد نرخ ارز و رشد تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز) و رشد قیمت مسکن اثر منفی و معناداری با رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران دارند. همچنین، حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و متغیر مجازی خروج آمریکا از برجام و شیوع ویروس کرونا اثر مثبت بر رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته‌اند.

کلیدواژه‌ها: عوامل اقتصادی، عوامل رفتاری، شاخص آرمز، شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران.
طبقه‌بندی JEL: D51، C91، C92، C58.

---

۱. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده سوم در دانشگاه شهید بهشتی است.

۲. نویسنده مسئول: h_izadkhasti@sbu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۲۱
صفحات: ۷۱-۴۷

۱- مقدمه

بازار سرمایه زیرمجموعه بازارهای مالی است و منابع مالی موردنیاز بنگاه‌های تولیدی را در بلندمدت تأمین می‌کند. نقش اولیه بازارهای مالی به‌طور عام و بازار سرمایه به‌طور خاص کمک به تبدیل پس‌اندازهای افراد و واحدهای تجاری به سرمایه‌گذاری توسط واحدهای اقتصادی است. با توجه به نقش مهم بازار سرمایه در تأمین مالی واحدهای اقتصادی می‌توان ارتباط تنگاتنگی بین تولید و تأمین سرمایه برقرار کرد. با پیوند خوردن تولید، ظرفیت‌ها و امکانات جامعه با استفاده از منابع در بازار سرمایه علاوه بر اینکه از فشارهای طرف تقاضا می‌کاهد؛ قابلیت طرف تولید و عرضه اقتصاد را به شکل مناسبی شکوفا خواهد کرد و از برآیند این دو فضای مطلوب برای سرمایه‌گذاری شکل می‌گیرد. در این راستا، تخصیص بهینه منابع به‌نوبه خود بهینگی پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را موجب شده و درنتیجه شرایط رشد و توسعه اقتصاد ملی را فراهم می‌سازد. در اکثر کشورهای توسعه‌یافته بازارهای بورس اوراق بهادار به‌عنوان هسته مرکزی بازار سرمایه محسوب می‌شود و سالانه مبالغ زیادی از سرمایه‌های سرگردان را به بخش‌های مولد و فعال هدایت می‌کند (Taghavi et al., 1999, Hadipoor et al., 2021). فرضیه بازار کارا در توضیح رفتار بازار سهام بیانگر این است که بازار نسبت به اطلاعات جدید حساس بوده و به سرعت تأثیر می‌پذیرد. قیمت اوراق بهادار انعکاسی از اطلاعات است و در هر زمان ارزش واقعی آن را نشان می‌دهد. طبق این فرضیه سرمایه‌گذاران واکنش منطقی نسبت به این اطلاعات نشان می‌دهند (Qalandari & Fallah, 2021). در برخی مطالعات اثر عوامل کلان اقتصادی از قبیل نوسانات درآمدهای نفت و نرخ ارز بر نوسانات قیمت سهام بررسی شده است (Alamgir & Bin Amin, 2021, Çakır, 2021). همچنین، در مطالعات مالی رفتاری انجام شده در دهه اخیر شواهدی تجربی ارائه شده است که تمامی سرمایه‌گذاران واکنش منطقی به اطلاعات ندارند و احساسات سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها اثرگذار بوده‌اند (Kumari, 2019). تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران از طریق قیمت‌گذاری نادرست سهام در بازار و پیامدهای آن منجر به ناکارایی سرمایه‌گذاری می‌گردد. بنابراین، بررسی تأثیر رفتارهای هیجانی بر نوسان قیمت سهام شرکت‌ها می‌تواند موجب افزایش آگاهی سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها شود تا با دانشی بیشتر از اتلاف منابع کمیاب اقتصادی جلوگیری به عمل‌آورند. بر این اساس، شناخت احساسات سرمایه‌گذاران در بازار سهام می‌تواند منجر به سوق دادن بازار به سمت عقلانیت و کاهش نوسانات در این بازار شود (Dehghan

Benarki et al., 2020). شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز[1]) یکی از شاخص‌های استانداردی است که محققان از آن برای اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده می‌کنند. این شاخص را می‌توان به‌عنوان میانگین حجم معاملات سهام در روزهای افت کرده به میانگین حجم معاملات سهام در روزهای رشد کرده در نظر گرفت و مقدار آن می‌تواند مقادیر بزرگ‌تر و یا کوچک‌تر از یک باشد. مقادیر بزرگ‌تر از یک بیانگر احساسات منفی و بدبینی نسبت به سهام و مقادیر کوچک‌تر از یک بیانگر احساسات مثبت و خوش‌بینی نسبت به سهام است (Tanani, 2020).

هدف این پژوهش بررسی اثرات عوامل اقتصادی و رفتاری بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های فصلی در دوره زمانی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۹ با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده است.

در ادامه در بخش دوم، ادبیات نظری و پیشینه تحقیق بیان می‌شود. در بخش سوم، تصریح الگوی تحقیق و شرح داده‌ها صورت می‌گیرد. در بخش چهارم، برآورد الگو و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود. در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادات بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری پژوهش

به‌طورکلی عوامل مؤثر بر بازار سهام به دو دسته‌ی عوامل بیرونی (عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی) و عوامل درونی (فعالیت‌ها و تصمیمات شرکت‌ها) تقسیم‌بندی می‌شوند (Jafarzadeh Dolatabadi & Ehsani, 2017). به دلیل توسعه‌نیافتگی بازار بورس در ایران، عوامل خارج از صنعت بورس تأثیر بیشتری نسبت به عوامل درون شرکتی بر رفتار بازار بورس اوراق بهادار تهران اثرگذار هستند (Hadipoor et al., 2021). این امر، حاکی از ضرورت بررسی عوامل بیرونی بر بورس اوراق بهادار تهران دارد. بر اساس شواهد اخیر مالی رفتاری و اثبات اثرگذاری احساسات سرمایه‌گذاران بر تصمیم‌گیری‌هایشان می‌توان بیان کرد که عوامل رفتاری نیز به عنوان عامل بیرونی بر بازار سهام اثرگذار هستند.

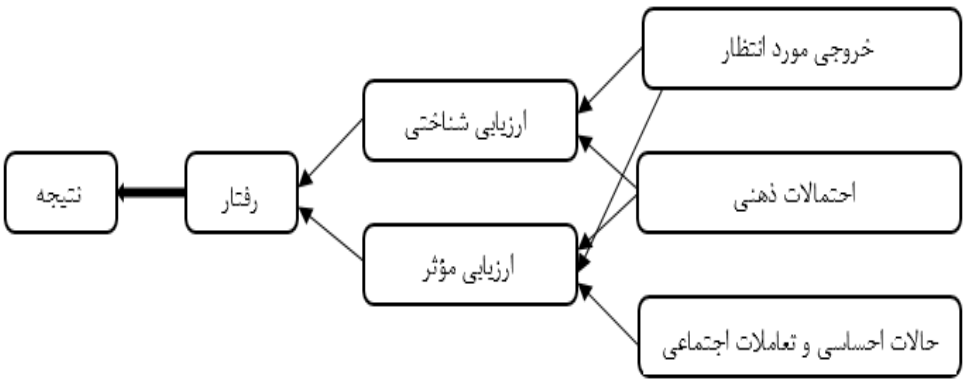
---

[1]. ARMS Index

۲-۱-۱- تورش‌های رفتاری و عوامل رفتاری مؤثر بر روند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران

در اکثر نظریه‌های مالی فرض می‌شود که رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه بر مبنای نظریه مطلوبیت اقتصادی است و برخی حقایق بنیادی درباره بازارها به‌ویژه بازار سهام مورد اغماض قرار گرفتند؛ از جمله این‌که میانگین مقطعی بازده‌ها و رفتار معاملاتی افراد به‌سادگی توسط چارچوب سنتی قابل تبیین نیستند. بنابراین، مطرح شدن مباحث مالی رفتاری و بررسی‌ها و پژوهش‌های متعدد مالی در زمینه مالی رفتاری، میزان اهمیت عوامل روان‌شناختی را مشخص می‌کند. در اقتصاد رفتاری موارد مختلفی در بازار کار و سرمایه، بازارهای مالی و مانند آن را می‌توان نشان داد که واقعیت‌های رفتاری تحت تأثیر امور روان-شناختی هستند و با فرض‌های اقتصاد سنتی سازگار نیستند (Saeedi & Farahanian, 2020, Dadgar, 2020).

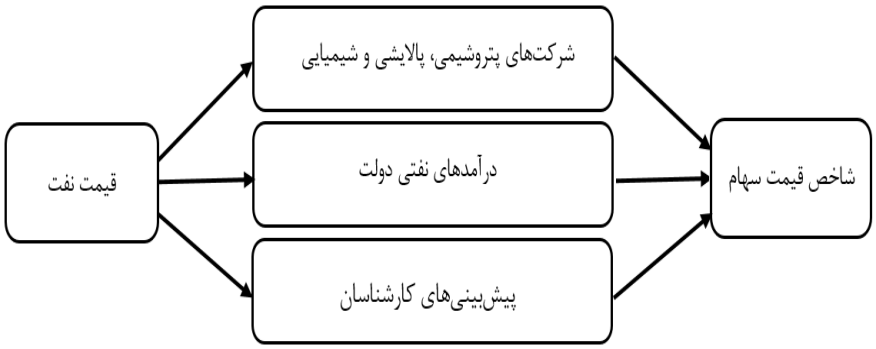
در برخی مطالعات نیز نقش رفتارهای هیجانی در نوسانات قیمت سهام سازمان بورس و اوراق بهادار تهران تأیید شده است(Baker & Wurgler, 2006, Dehghan Benaraki, et al., 2020, Phuong, 2021 Hosseini & Morshedi 2020). در نمودار (۱)، نقش احساسات سرمایه‌گذاران در فرایند تصمیم‌گیری بر پایه ارزیابی شناختی نتایج و احتمالات مورد انتظار و ارزیابی مؤثر از اطلاعات در دسترس و عواملی که عواطف را تحریک کرده‌اند، نشان داده شده است.



نمودار ۱: جایگاه احساسات در فرآیند تصمیم‌گیری، منبع: Kardan et al., 2017

۲-۱-۲- اثر قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام

با افزایش قیمت نفت، درآمد شرکت‌های پتروشیمی، پالایشی، شیمیایی و سایر صنایع وابسته به نفت افزایش پیدا خواهد کرد. بنابراین، قیمت سهام این شرکت‌ها نیز افزایش پیدا خواهد کرد که به دنبال آن نیز شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار افزایش پیدا می‌کند. از طرفی با تغییرات قیمت نفت درآمدهای نفتی دولت افزایش پیدا می‌کند که این امکان را به دولت می‌دهد تا با تزریق سرمایه به بازار بورس اوراق بهادار منجر به تأمین منابع موردنیاز بنگاه‌های تولیدی، رونق بازار سرمایه و به دنبال آن تغییر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار شود. پیش‌بینی‌های کارشناسان در ارتباط با آینده قیمت نفت نیز تصمیمات سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد که از این طریق نیز شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار دچار تغییرات خواهد شد. مطالعات زیادی در زمینه اثرات قیمت نفت خام بر شاخص کل سهام و یا بازده بورس اوراق بهادار انجام شده است. در مطالعات متعددی به بررسی رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام پرداخته‌اند (Wan & Kao, 2015, Delgado et al., 2018, Singhal et al., 2019, Zeinoldini et al., 2020, Nguyen et al., 2020, Alamgir, & Bin Amin, 2021). در نمودار (۲) کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام بیان شده است:

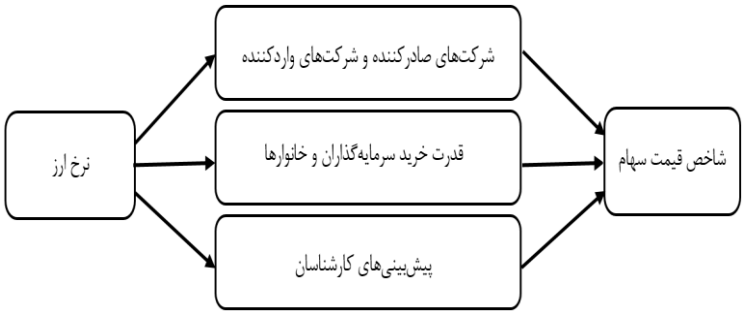


نمودار ۲: کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام، منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۱-۳- اثر نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام

در یک رویکرد، با افزایش نرخ ارز درآمد شرکت‌های صادرکننده محصولات به خارج از کشور افزایش پیدا می‌کند و باعث افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها و درنهایت افزایش شاخص قیمت سهام می‌شود. در رویکرد دیگر، افزایش نرخ ارز از کانال انتظارات خانوارها و تغییر قدرت خرید خانوارها و سرمایه‌گذاران

بر شاخص قیمت سهام اثرگذار خواهد بود. بر این اساس، در برخی مطالعات به بررسی رابطه بین نوسانات نرخ ارز و شاخص قیمت سهام پرداخته‌اند (Nguyen et al., 2020, Çakır, 2021, Huang et al., 2021, Qalandari & Fallah, 2021). در نمودار (۳) کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام بیان شده است:



نمودار ۳: کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام، منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۱-٤- تولید ناخالص داخلی و بازار سهام

با گسترش فعالیت‌های اقتصادی و صنعتی، نیاز شرکت‌ها به منابع مالی بیشتر می‌شود و بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی در هدایت سرمایه‌ها به سمت فعالیت‌های تولیدی در بخش واقعی داشته باشد. اقتصاددانانی نظیر، گلداسمیت (Goldsmith, 1969)، مکنیون (McNeon, 1973) و شاو (Shaw, 1973) بر این باورند که از نظر توسعه و رشد اقتصادی، بازارهای مالی دارای نقش کلیدی هستند و تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه شده توسط بازارهای مالی می‌تواند بخش مهمی از نرخ رشد بین کشورها را توضیح دهد (Lashgari et al., 2018). بنابراین، درصورتی‌که بازار سهام از کارایی نسبی برخوردار باشد، بین رونق بازار سرمایه و رشد اقتصادی رابطه مستقیم وجود دارد.

۲-۱-٤- قیمت مسکن و بازار سهام

در بررسی عوامل اثرگذار بر رفتار شاخص بازار سهام، مسکن نیز به عنوان بازار رقیب بازار سهام تلقی می‌شود (Zare & Rezaei, 2006). انتظار بر این است که با افزایش قیمت مسکن بخشی از دارایی‌های افراد وارد بازار مسکن شود و درنهایت اثر منفی بر بازار شاخص قیمت بازار سهام داشته باشد. در رابطه با اثر شاخص سهم بر قیمت مسکن نیز دو دیدگاه وجود دارد (Ranai Kordshuli et al., 2017) دیدگاه اول به

اثر ثروت معروف است و بیانگر کانال انتقالی از بازار سهام به مسکن است. در این دیدگاه درآمد جاری و ثروت کل خانوار (دارایی‌های مالی، مسکن و ثروت انسانی) دارای اثر مثبت بر مخارج مصرفی کل خانوارها هستند. ازآنجاکه ملک می‌تواند هم کالای مصرفی در نظر گرفته شود و هم کالای سرمایه‌ای؛ از این‌رو خانوارها با سود پیش‌بینی نشده‌ای که در بازار سهام به دست می‌آورند به احتمال زیاد پرتفولیوی خود را به سمت بازار مسکن سوق می‌دهند؛ بنابراین، اثر ثروت روی مصرف از طریق انتقال از بازار سهام به بازار مسکن است. دیدگاه دوم اثر قیمت-اعتبار نام دارد. این اثر نیز دلالت بر این دارد که تغییرات در بازار مسکن منجر به تغییرات در بازار سهام می‌شود، به‌طوری‌که بنگاه‌هایی که دارایی تجاری واقعی دارند، دارای سود سرمایه‌ای هستند که باعث افزایش ارزش سهام آن‌ها می‌شود. ازاین‌رو تقاضای بنگاه‌ها برای زمین و ساختمان جهت توسعه و گسترش سرمایه‌گذاری‌هایشان افزایش یافته و قیمت دارایی آنان همچنان افزایش می‌یابد. این اثر به‌صورت مارپیچ هم قیمت دارایی‌ها و هم قیمت سهام شرکت‌ها را بالا می‌برد و این اثرات بازخورد دائمی خواهند داشت.

۲-۲- پیشینه پژوهش

علمگیر و بن امین (۲۰۲۱)، به بررسی «رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام: شواهدی از جنوب آسیا» با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی[1] (NARDL) طی دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۸ در چهار کشور منتخب آسیای جنوبی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه مثبتی بین قیمت جهانی نفت و شاخص قیمت سهام برقرار است.

قلندری و فلاح (۲۰۲۱)، به بررسی «تأثیر شوک ارز در بروز ناهنجاری (بی‌قاعدگی) در بورس اوراق بهادار تهران» با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته[2] (GMM) پرداخته‌اند. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ به‌صورت فصلی موردبررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که شوک ارز با بازده غیرعادی سهام رابطه مثبت و معناداری دارد.

---

1 . Nonlinear Autoregressive Distributed Lag
2. The Generalized Moment Method

زین‌الدینی و همکاران (2020)، به بررسی «رابطه نوسانات قیمت نفت با شاخص کل قیمت سهام در ایران» با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) در دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۸۸) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر نوسانات قیمت نفت بر بازار سهام مثبت و معنادار است.

دهقانی بنارکی و همکاران (2020)، به بررسی «نقش رفتارهای هیجانی در نوسانات قیمت سهام سازمان بورس و اوراق بهادار تهران» با استفاده از الگوی رگرسیون خطی تعمیم‌یافته[2] (GLS) طی دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از افزایش توضیح دهندگی الگوی قیمت سهام با افزودن شاخص‌های احساسات سرمایه‌گذاران[3] است.

حسینی و مشیری (2020)، به بررسی «تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر پویایی معاملات بورس اوراق بهادار تهران» با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که احساسات سرمایه‌گذاران آرمز (ARMS) تأثیر مستقیمی بر بازده سهام دارد.

نگوین و همکاران (2020)، به بررسی «تأثیرات قیمت نفت و نرخ ارز در بازار سهام ویتنام» با استفاده از مدل رگرسیون گارچ (۱،۱) طی دوره زمانی ۱ آگوست ۲۰۰۰ تا ۲۵ اکتبر ۲۰۱۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که قیمت نفت تأثیر مثبت قابل‌توجه و نرخ ارز اثرات متفاوتی بر دو شاخص بازار سهام ویتنام (ونیدکس و هانوی) دارند.

هادسن و همکاران (2020)، به بررسی رفتار توده‌ای[4] و احساسات سرمایه‌گذار: شواهدی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک انگلستان در دوره نمونه از ۱ ژانویه ۱۹۹۶ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۱۵ با استفاده از روش گارچ پرداخته‌اند. نتایج حاصل شده بیانگر این است عوامل احساسی بر رفتار توده‌ای مدیران صندوق‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری به دلیل تفاوت در ساختار صندوق‌ها اثرات متفاوتی داشته است.

حسینی و مرشدی (2020)، به بررسی «تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر پویایی معاملات بورس اوراق بهادار تهران» با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته طی دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که با استفاده از روش غربالگری تعداد ۱۱۷ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که احساسات

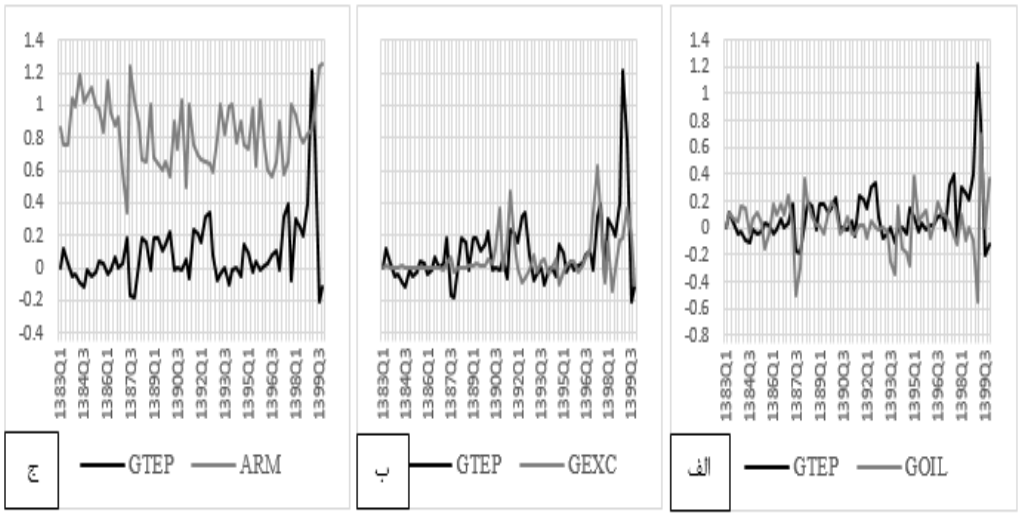
---

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Generalized Linear Regression
3 . Investors Sentiment Index
4. Herd Behaviour

سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز) تأثیر مستقیمی بر بازده سهام دارد. همچنین دیگر یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی تأثیر مستقیم و تورم تأثیر معکوس بر بازده سهام داشته است.

۲-۳- حقایق آشکار شده

رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با رشد قیمت نفت اوپک، رشد نرخ ارز و شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز) در نمودار (۴) نشان داده شده است. رشد قیمت نفت اوپک و رشد شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران از بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۹، در اکثر فصول هم‌جهت است؛ اما در برخی فصول این هم‌جهتی صادق نیست. همچون فصول ابتدایی شیوع و گسترش بیماری کووید-۱۹ (کرونا)، قیمت نفت اوپک کاهش شدیدی را تجربه کرد به‌طوری‌که بهار ۱۳۹۹ رشدی منفی و معادل با ۵۵ درصد داشته است. در تابستان ۱۳۹۹ و پس از کاهش شدیدی که رشد قیمت نفت اوپک در فصل پیشین تجربه کرده بود قیمت نفت اوپک رشدی مثبت و ۶۹ درصدی را تجربه می‌کند. روند حرکتی رشد نرخ ارز و رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران تقریباً هم‌جهت است. رشد نرخ ارز در تابستان ۱۳۹۷ معادل با ۶۳ درصد می‌باشد که بیشترین رشد نرخ ارز در دوره پژوهش است و کمترین رشد آن در تابستان ۱۳۹۸ می‌باشد که رشد منفی ۱۳ درصدی دارد. در فصول ۱۳۹۷ به سبب خروج آمریکا از توافق برجام (۱+۵) نرخ ارز تغییرات شدیدی را تجربه کرده است و بیشترین و کمترین رشدهای نرخ ارز نیز در همین سال رقم خورده است. شاخص آرمز در تابستان ۱۳۸۷ معادل با ۰/۳۳ است که در طول دوره پژوهش پایین‌ترین مقدار شاخص آرمز است؛ درحالی‌که شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران رشدی ۱۷ درصدی دارد. شاخص احساسات سرمایه‌گذاران آرمز در زمستان ۱۳۹۹، مقدار ۱/۲۴ بوده است که بیشترین مقدار این شاخص در ۶۸ فصل مورد مطالعه است.



نمودار ٤: نمودار (الف) روند رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با رشد قیمت نفت اوپک، نمودار (ب) روند رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و رشد نرخ ارز و نمودار (ج) روند رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و شاخص احساسات سرمایه‌گذاران آرمز را نشان می‌دهد. منبع: یافته‌های پژوهش

۳- الگوی تحقیق و معرفی متغیرها

بر اساس مبانی نظری و به پیروی از Singhal et al. (2019) و Hosseini & Morshedi (2020) الگوی تصریح شده به صورت رابطه (۱) است:

$$GTEP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GOIL_{i,t} + \beta_2 GEXC_{i,t} + \beta_3 ARM_{i,t} + \beta_4 GGDP_{i,t} + \beta_5 GHPI_{i,t} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن: GTEPi,t رشد شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران در فصل i در سال t، GOILi,t رشد قیمت نفت اوپک در فصل i در سال t، GEXCi,t رشد نرخ ارز بازار آزاد (دلار آمریکا) در فصل i در سال t، ARMi,t شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز) در فصل i در سال t، GGDPi,t رشد تولید ناخالص داخلی واقعی ایران بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ در فصل i در سال t و GHPIi,t رشد قیمت مسکن در فصل i در سال t است. در الگوی دوم، حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران گردش سهام و متغیر مجازی تحریم نفتی (فصول زمستان ۱۳۹۰ تا زمستان ۱۳۹۲ و تحریم بانکی (۳ بهمن ۱۳۹۰) نیز در مدل وارد می‌شود:

$$GTEP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GOIL_{i,t} + \beta_2 GEXC_{i,t} + \beta_3 ARM_{i,t} + \beta_4 GGDP_{i,t} + \beta_5 GHPI_{i,t} + \beta_6 DUMSTUR1_{i,t} + \lambda_t \quad (۲)$$

که در آن: DUMSTUR1i,t حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و متغیر مجازی تحریم نفتی (فصول زمستان ۱۳۹۰ تا زمستان ۱۳۹۲ و متغیر مجازی تحریم بانکی (۳ بهمن ۱۳۹۰) است. در الگوی سوم، حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز) و متغیر مجازی خروج آمریکا از توافق برجام (فصول زمستان ۱۳۹۶ تا زمستان ۱۳۹۹) و شیوع کرونا (زمستان ۱۳۹۸ تا زمستان ۹۹) است:

$$GTEP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GOIL_{i,t} + \beta_2 GEXC_{i,t} + \beta_3 ARM_{i,t} + \beta_4 GGDP_{i,t} + \beta_5 GHPI_{i,t} + \beta_6 DUMSTUR2_{i,t} + \mu_t \quad (۳)$$

که در آن: DUMSTUR2i,t حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز) و متغیر مجازی خروج آمریکا از برجام (فصول زمستان ۱۳۹۶ تا زمستان ۱۳۹۹) و شیوع ویروس کرونا (زمستان ۱۳۹۸ تا زمستان ۹۹) است. به پیروی از Hosseini & Morshedi (2020) شاخص احساسات سرمایه‌گذاران به صورت رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$ARM_{i,t} = \frac{\mathrm{Nadv}_{\mathrm{m,I,t}} \,/\, \mathrm{Voladv}_{\mathrm{m,I,t}}}{\mathrm{Ndec}_{\mathrm{m,I,t}} \,/\, \mathrm{Voldec}_{\mathrm{m,I,t}}} \quad (۴)$$

که در آن: ARMi,t شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز) در فصل i در سال t؛ Nadvm,I,t تعداد روزهای رشد کرده سهام شرکتm در فصل i در سال t، Ndecm,I,t تعداد روزهای افت کرده سهام شرکت m در فصل i در سال t، Voladvm,I,t حجم سهام معامله شده در روزهای رشد کرده سهام شرکت m در فصل i در سال t و Voldecm,I,t حجم سهام معامله شده در روزهای افت کرده سهام شرکت m در فصل i در سال t است. شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز)، می‌تواند مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از یک را داشته باشد. مقادیر بزرگ‌تر از یک نشانگر احساسات منفی و بدبینی نسبت به سهام و مقادیر کوچک‌تر از یک نشانگر احساسات مثبت و خوش‌بینی نسبت به سهام است.

داده‌های شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از سازمان بورس اوراق بهادار تهران[1]، داده‌های نرخ ارز[2] و تولید ناخالص داخلی[3] از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های قیمت نفت

1. http://www.tsetmc.com/loader.aspx?ParTree=15131F
2. https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx
3. https://www.cbi.ir/simplelist/2055.aspx

اوپک از سازمان اوپک[1]، داده‌های قیمت مسکن از وزارت راه و شهرسازی[2]، مرکز آمار[3] و داده‌های متغیرهای مربوط به شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و گردش سهام، از روند معاملات بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است.

٤- برآورد الگوی تحقیق

٤-١- بررسی پایایی متغیرها

ابتدا پایایی متغیرهای فصلی با استفاده از آزمون ریشه واحد هگی[4] بررسی می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد هگی در جدول (١) ارائه شده است.

جدول (١): نتایج آزمون ریشه واحد هگی داده‌های فصلی در دوره زمانی بهار ١٣٨٣ تا زمستان ١٣٩٩

متغیر	شماره فرضیه‌ها	آماره	احتمال	فرضیه‌ها	نتایج
	١	-٣/٢٢٣	٠/٠٩١		رد نمی‌شود
GTEP	٢	-٥/٥۴٠	٠/٠٠٥		رد می‌شود
	٣	۴/٠۴٩	٠/٠١١		رد می‌شود
	١	-۴/١۶٠	٠/٠١٩	فرضیه ١. وجود ریشه	رد می‌شود
GOIL	٢	-٢/٢٧٧	٠/٠٣١	واحد یا ریشه واحد	رد می‌شود
	٣	١١/٩٨٠	٠/٠٠٠	غیر فصلی در	رد می‌شود
	١	-۴/٩٧١	٠/٠٠٧	فرکانس صفر	رد می‌شود
GEXC	٢	-۶/۴٧٠	٠/٠٠٥		رد می‌شود
	٣	٢٢/۴٧٧	٠/٠٠٠	فرضیه ٢. وجود ریشه	رد می‌شود
	١	-٢/٢٠۶	٠/۴٩٧	واحد فصلی در	رد نمی‌شود
ARM	٢	-٣/۶٥٨	٠/٠٠٥	فرکانس شش‌ماهه	رد می‌شود
	٣	١۴/٠٥٨	٠/٠٠٠		رد می‌شود
	١	-٣/٩٩٠	٠/٠١٥	فرضیه ٣. وجود ریشه	رد می‌شود
GGDP	٢	-٢/٨٣٥	٠/٠٠٥	واحد فصلی در	رد می‌شود
	٣	١٨/٣٢٣	٠/٠٠٠	فرکانس سالانه	رد می‌شود

1. https://www.opec.org/opec_web/en/data_graphs/40.htm
2. https://www.mrud.ir
3. https://www.amar.org.ir
4. Hegy

	۱	۰/۲۷۴	۰/۹۹۸	رد نمی‌شود
GHPI	۲	-۵/۲۸۷	۰/۰۰۵	رد می‌شود
	۳	۱۶/۶۴۸	۰/۰۰۰	رد می‌شود

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-۲- آزمون کرانه‌ها (هم جمعی باند)

آزمون هم جمعی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای تشخیص معناداری رابطه بلندمدت استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون کرانه‌ها عدم وجود رابطه بلندمدت است. نتایج این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج ارائه شده مقدار آماره آزمون در الگوی اول، دوم و سوم به ترتیب، ۲۱/۲۶۹، ۲۶/۵۶۷ و ۱۸/۰۳۱ می‌باشد که مقدار آماره از همه کرانه‌های سطح صفر و یک بزرگ‌تر است و امکان برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرها در الگوهای برآوردی وجود دارد.

جدول (۲): نتایج آزمون کرانه‌ها (هم جمعی باند)

الگو	الگوی اول		الگوی دوم		الگوی سوم	
کرانه	(I0)	I(1)	(I0)	I(1)	(I0)	I(1)
سطح معناداری ۱ درصد	۳/۰۶	۴/۱۵	۲/۸۸	۳/۹۹	۲/۸۸	۳/۹۹
سطح معناداری ۲/۵ درصد	۲/۷	۳/۷۳	۲/۵۵	۳/۶۱	۲/۵۵	۳/۶۱
سطح معناداری ۵ درصد	۲/۳۹	۳/۳۸	۲/۲۷	۳/۲۸	۲/۲۷	۳/۲۸
سطح معناداری ۱۰ درصد	۲/۰۸	۳	۱/۹۹	۲/۹۴	۱/۹۹	۲/۹۴
آماره آزمون باند***	۲۱/۲۶۹		۲۶/۵۶۷		۱۸/۰۳۱	

*** با توجه به نتایج ارائه شده مقدار آماره آزمون در الگوی اول، دوم و سوم به ترتیب، ۲۱/۲۶۹، ۲۶/۵۶۷ و ۱۸/۰۳۱ می‌باشد که مقدار آماره از همه کرانه‌های سطح صفر و یک بزرگ‌تر است و امکان برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرها در الگوهای برآوردی وجود دارد. منبع: مقادیر بحرانی اخذ شده از پسران و همکاران (۲۰۰۱) و یافته‌های پژوهش

٤-۳- نتایج برآورد الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده در بلندمدت

نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت به روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس نتایج بلندمدت، ضرایب برآوردی رشد قیمت نفت در الگوی اول، دوم و سوم به ترتیب برابر ۰/۲۲۵، ۰/۲۶۳ و ۰/۱۹۵ است که از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند. علامت مثبت این ضرایب نشان دهنده این است که با توجه به در اختیار بودن، سهم بزرگی از ارزش کل بازار سرمایه توسط شرکت‌های

حوزه پتروشیمی، پالایشی، شیمیایی، افزایش قیمت نفت، درآمد این شرکت‌ها را افزایش می‌دهد و بر ارزش این شرکت‌ها و در نهایت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران می‌افزاید.

ضرایب برآوردی رشد نرخ ارز در الگوی اول، دوم و سوم به ترتیب؛ ۱/۰۰۶، ۱/۰۳۵ و ۰/۸۶۲ است که از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند. علامت مثبت این ضریب بیانگر این است که افزایش نرخ ارز موجب کاهش قدرت خرید افراد می‌شود؛ بنابراین، برای جبران کاهش قدرت خرید افراد پول‌های راکد خود را در بورس سرمایه‌گذاری می‌کنند تا از محل سود حاصله کاهش قدرت خرید خود را جبران کنند. همچنین، افزایش نرخ ارز منجر به افزایش ارزش شرکت‌های دلاری در بازار سرمایه و افزایش ارزش بازار سهام و شاخص قیمت سهام می‌شود.

ضرایب برآوردی شاخص احساسات سرمایه‌گذاران آرمز در الگوی اول، دوم و سوم به ترتیب؛ ۰/۳۴۵-، ۰/۳۳۶- و ۰/۳۳۸- است که از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند. وضعیت روانی و تصمیم‌گیری‌های احساسی سرمایه‌گذاران به جهت نوسانات زیاد و شوک‌های وارده به اقتصاد کشور همچون تشدید تحریم‌ها رابطه منفی بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و شاخص احساسات سرمایه‌گذاران فعال در این بازار شده است.

ضرایب برآوردی رشد تولید ناخالص داخلی در الگوی اول، دوم و سوم به ترتیب؛ ۰/۸۵۳، ۰/۹۵۷ و ۱/۰۷۱ است و از نظر آماری مثبت و معنادار می‌باشند. با توجه به شکل‌گیری بورس اوراق بهادار از شرکت‌ها و بنگاه‌های تولیدی لذا منطقی است با ورود سرمایه به بازار سرمایه و تأمین منابع مالی شرکت‌ها و بنگاه‌های تولیدی با افزایش تولیدات این شرکت‌ها تولید ناخالص داخلی نیز افزایش پیدا می‌کند، ازاین‌رو رابطه مثبت و معنادار رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران قابل استناد و توجیه است.

ضرایب رشد قیمت مسکن در الگوی اول، دوم و سوم به ترتیب؛ ۰/۴۴۸-، ۰/۳۸۶- و ۰/۱۶۴- است که در الگوی اول و دوم از نظر آماری معنادار می‌باشند. بر این اساس، بازار مسکن رقیبی برای بازار بورس اوراق بهادار تهران جهت سرمایه‌گذاری بلندمدت سرمایه‌گذاران می‌باشد و رابطه منفی و معنادار رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و رشد قیمت مسکن قابل توجیه است.

اثر حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و متغیر مجازی تحریم نفتی (فصول زمستان ۱۳۹۰ تا زمستان ۱۳۹۲ و متغیر مجازی تحریم بانکی (۳ بهمن ۱۳۹۰) در الگوی دوم معنادار نبوده است. در الگوی سوم، حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و متغیر مجازی خروج آمریکا از توافق برجام (فصول

زمستان ۱۳۹۶ تا زمستان ۱۳۹۹) و شیوع کرونا (زمستان ۱۳۹۸ تا زمستان ۹۹) اثر مثبتی بر رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته است و در سطح ۱۰ درصد معنادار بوده است.

جدول (۳): نتایج برآورد بلندمدت

متغیرها	الگوی اول			الگوی دوم			الگوی سوم		
	ضرایب	آزمون t	احتمال	ضرایب	آزمون t	احتمال	ضرایب	آزمون t	احتمال
GOIL	۰/۲۲۵	۲/۶۰۹	۰/۰۱۲	۰/۲۶۳	۳/۵۷۸	۰/۰۰۱	۰/۱۹۵	۲/۳۵۲	۰/۰۲۳
GEXC	۱/۰۰۶	۵/۱۵۶	۰/۰۰۰	۱/۰۳۵	۴/۰۷۴	۰/۰۰۰	۰/۸۶۲	۴/۵۲۵	۰/۰۰۰
ARM	-۰/۳۴۵	-۶/۲۹۲	۰/۰۰۰	-۰/۳۳۶	-۶/۹۵۱	۰/۰۰۰	-۰/۳۳۸	-۶/۵۴۱	۰/۰۰۰
GGDP	۰/۸۵۳	۲/۰۲۱	۰/۰۴۹	۰/۹۵۷	۲/۵۹۸	۰/۰۱۳	۱/۰۷۱	۲/۶۷۹	۰/۰۱۰
GHPI	-۰/۴۴۸	-۲/۵۵۰	۰/۰۱۴	-۰/۳۸۶	-۲/۵۸۵	۰/۰۱۳	-۰/۱۶۴	-۰/۹۰۶	۰/۳۷۰
DUMSTUR1	-	-	-	۰/۱۱۹	۰/۳۲۹	۰/۷۴۳	-	-	-
DUMSTUR2	-	-	-	-	-	-	۱/۷۷۵	-۱/۷۹۴	۰/۰۸۰
C	۰/۳۰۳	۶/۴۹۱	۰/۰۰۰	۰/۲۸۹	۶/۹۲۶	۰/۰۰۰	۰/۲۹۰	۶/۶۰۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-٤- نتایج برآورد تصحیح خطا

الگوی اول با حداکثر چهار وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز بیزین به‌صورت؛ ARDL (3,1,4,0,0,4) با عرض از مبدأ و بدون روند؛ الگوی دوم با حداکثر چهار وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز بیزین به‌صورت؛ ARDL (1,1,4,0,0,4,3) با عرض از مبدأ و بدون روند و الگوی سوم با حداکثر پنج وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز بیزین به‌صورت؛ ARDL (3,1,4,0,0,1,3) با عرض از مبدأ و بدون روند ارائه شده‌اند. ضریب تصحیح خطا ((CointEQ(1)) الگوی اول، دوم و سوم به ترتیب؛ ۰/۹۱۴-، ۰/۹۲۵- و ۰/۹۲۱- است که از لحاظ آماری معنادار می‌باشند و بیانگر این است که در هر دوره به ترتیب؛ ۰/۷۰۶، ۰/۸۱۵ و ۰/۷۸۴ دوره طول می‌کشد تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شود و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد. به‌عبارت‌دیگر، در سناریو اول ۰/۹۲۵ دوره طول کشیده است که اثر حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران گردش سهام در متغیر مجازی تعریف شده برای تحریم نفتی و بانکی تحمیل شده بر اقتصاد ایران در تعادل بلندمدت تعدیل شده و بی‌معنا شود (تفاضل حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران گردش سهام در متغیر مجازی دارای ضریب مثبت و

معنادار ۰/۶۰۸ است؛ بنابراین، این متغیر اثر مثبتی بر رشد شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته است که با واقعیت رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران که در این دوره رشد شدیدی را تجربه کرده است، تطابق دارد). در سناریو دوم ۰/۹۲۱ دوره طول کشیده است که اثر حاصل-ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران گردش سهام در متغیر دامی تعریف شده برای تنش‌های حاصل از خروج آمریکا از توافق ۵+۱ (برجام) و بیماری جهانی کووید-۱۹ (کرونا) در تعادل بلندمدت تعدیل شده و بی‌معنا شود (تفاضل حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران گردش سهام در متغیر مجازی در وقفه اول، دوم و سوم به ترتیب؛ دارای ضریب مثبت و معنادار ۲/۶۱۶، ۱/۷۹۷ و ۳/۴۱۱ می‌باشد؛ بنابراین، این متغیر اثر مثبتی بر رشد شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته است که با واقعیت رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران که در این دوره رشد شدیدی را تجربه کرده است، همخوانی دارد.

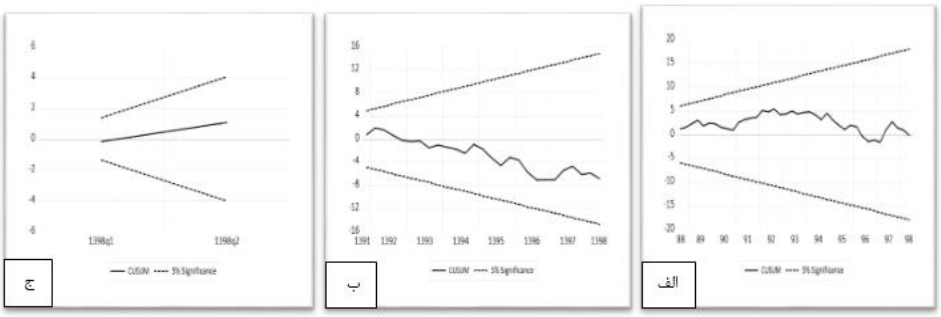
جدول (٤): نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

الگو	متغیرها	ضرایب	آزمون t	احتمال
الگوی اول	CointEq(-1)	-۰/۹۱۴	-۱۳/۰۸۵	۰/۰۰۰
	D(DUMSTUR1)	۰/۶۰۸	۲/۰۷۷	۰/۰۴۴
الگوی دوم	D(DUMSTUR1 (-1))	-۰/۵۸۲	-۱/۹۶۳	۰/۰۵۷
	D(DUMSTUR1 (-2))	-۱/۳۲۵	-۴/۲۸۳	۰/۰۰۰
	CointEq(-1)	-۰/۹۲۵	-۱۵/۸۶۴	۰/۰۰۰
	D(DUMSTUR1)	۰/۶۴۷	۱/۱۷۰	۰/۲۴۹
الگوی سوم	D(DUMSTUR2 (-1))	۲/۶۱۶	۴/۹۰۴	۰/۰۰۰
	D(DUMSTUR2 (-2))	۱/۷۹۷	۳/۱۴۸	۰/۰۰۳
	D(DUMSTUR2 (-3))	۳/۴۱۱	۵/۰۵۳	۰/۰۰۰
	CointEq(-1)	-۰/۹۲۱	-۱۳/۰۶۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-٥- نمودار ثبات و پایداری

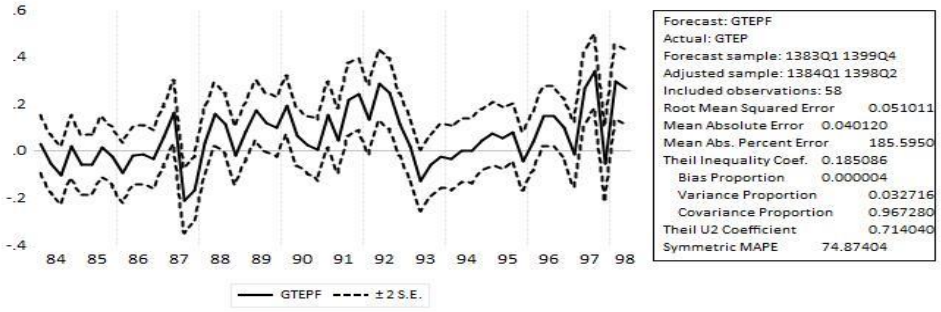
شکست ساختاری باعث می‌گردد که نتایج رگرسیون از اعتبار لازم برخوردار نباشد و قابلیت پیش‌بینی صحیح مدل را از دست بدهد. با توجه به اینکه در نمودار (۵) خط روند از کانال خارج نشده است، الگو و هر دو سناریو دارای ثبات ساختاری می‌باشند.



نمودار ٥: الف) نمودار ثبات و پایداری الگوی پژوهش، ب) نمودار ثبات و پایداری سناریو اول، ج) نمودار ثبات و پایداری سناریو دوم، منبع: یافته‌های پژوهش

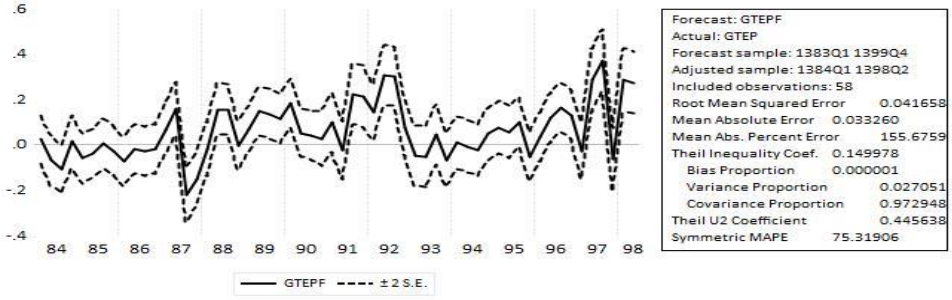
٤-٦- نمودار مقایسه مقادیر پیش‌بینی شده و واقعی الگوهای پژوهش

یکی از شاخص‌های مهم در پیش‌بینی جهت مقایسه با سایر مدل‌ها، شاخص RMSE است که میزان خطای پیش‌بینی را نشان می‌دهد. پیش‌بینی الگوی اول در نمودار (۶) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در این معادله RMSE به میزان ۰/۰۵۱ است.



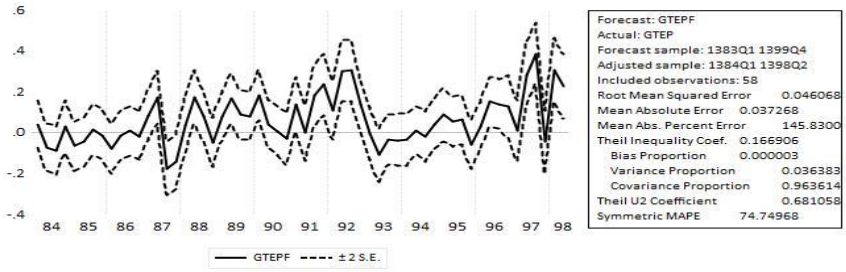
نمودار ٦: پیش‌بینی الگوی اول، منبع: یافته‌های پژوهش

پیش‌بینی الگوی دوم در نمودار (۷) ارائه شده است؛ همان‌طور که مشاهده می‌شود در این معادله RMSE به میزان ۰/۰۴۱ است.



نمودار ۷: پیش‌بینی الگوی دوم، منبع: یافته‌های پژوهش

پیش‌بینی الگوی سوم در نمودار (۸) ارائه شده است؛ همان‌طور که مشاهده می‌شود در این معادله RMSEبه میزان ۰/۰۴۶ است.



نمودار۸: پیش‌بینی الگوی سوم، منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که مشاهده شد میزان خطای پیش‌بینی در تمامی معادلات تصریح شده کوچک هستند. به علاوه، در معادلاتی است که در آن‌ها متغیرهایی جهت تحریم‌ها و شوک‌های وارده بر اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است، ضریب خطای پایین‌تری حاصل شده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

به‌طورکلی عوامل مؤثر بر بازار سهام به دو دسته‌ی عوامل بیرونی (عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی) و عوامل درونی (فعالیت‌ها و تصمیمات شرکت‌ها) تقسیم‌بندی می‌شوند. بر اساس شواهد اخیر مالی رفتاری و اثبات اثرگذاری احساسات سرمایه‌گذاران بر تصمیم‌گیری‌هایشان می‌توان بیان کرد که عوامل رفتاری نیز

به عنوان عامل بیرونی بر بازار سهام اثرگذار هستند. هدف این پژوهش بررسی اثرات عوامل اقتصادی و رفتاری بر رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های فصلی در دوره زمانی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۹ با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده است. بر اساس نتایج حاصل شده رشد قیمت نفت در الگوهای برآورد شده اثر مثبت و معناداری بر رشد شاخص قیمت سهام داشته‌اند. بر این اساس، با افزایش قیمت نفت، درآمد شرکت‌های پتروشیمی، پالایشی، شیمیایی و سایر صنایع وابسته به نفت افزایش پیدا خواهد کرد و به دنبال آن نیز شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار افزایش پیدا می‌کند. رشد نرخ ارز در الگوهای برآورد شده اثر مثبت و معناداری بر رشد شاخص قیمت سهام داشته‌اند. در این راستا، با افزایش نرخ ارز درآمد شرکت‌های صادرکننده محصولات به خارج از کشور افزایش پیدا می‌کند و باعث افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها و درنهایت افزایش شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار می‌شود. رشد تولید ناخالص داخلی واقعی نیز در الگوهای برآورد شده اثر مثبت و معناداری بر رشد شاخص قیمت سهام داشته‌اند. بنابراین، با گسترش فعالیت‌های اقتصادی و صنعتی، نیاز شرکت‌ها به منابع مالی بیشتر می‌شود و بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی در هدایت سرمایه‌ها به سمت فعالیت‌های تولیدی در بخش واقعی داشته باشد. از طرف دیگر، رشد اقتصادی و رونق تولید نیز در افزایش تعداد معاملات و افزایش شاخص سهام نقش مهمی دارد. رشد قیمت مسکن در الگوهای برآورده شده منفی بوده است و در الگوی اول و دوم از نظر آماری معنادار بوده‌اند. بر این اساس، مسکن به عنوان بازار رقیب بازار سهام تلقی می‌شود و مطابق انتظار با افزایش قیمت مسکن بخشی از دارایی‌های افراد وارد بازار مسکن خواهد شد و در نهایت اثر منفی بر شاخص قیمت سهام داشته است. ضریب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران (شاخص آرمز) در الگوهای برآوردی نیز منفی و از نظر آماری معنی‌دار بوده‌اند. بنابراین، احساسات منفی و بدبینی نسبت به بازار سهام درنهایت منجر به کاهش مقدار شاخص قیمت سهام می‌شود. اثر حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و متغیر مجازی تحریم نفتی (فصول زمستان ۱۳۹۰ تا زمستان ۱۳۹۲ و متغیر مجازی تحریم بانکی (۳ بهمن ۱۳۹۰) در الگوی دوم معنادار نبوده است. در الگوی سوم، حاصل‌ضرب شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و متغیر مجازی خروج آمریکا از توافق برجام (فصول زمستان ۱۳۹۶ تا زمستان ۱۳۹۹) و شیوع کرونا (زمستان ۱۳۹۸ تا زمستان ۹۹) اثر مثبتی بر رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته است و در سطح ۱۰ درصد معنادار بوده است.

مطابق با یافته‌های پژوهش احساسات سرمایه‌گذاران خصوصاً در شرایط تحریمی و شوک‌های اقتصادی در تعادل کوتاه‌مدت تغییرات شدیدی را در شاخص قیمت سهام ایجاد می‌کنند و بیشترین اثر را در توضیح

رفتار سهامداران در بلندمدت داشته است؛ بنابراین، به مدیران و کارگزاران بورس اوراق بهادار تهران توصیه می‌شود پیش از ورود سرمایه‌گذاران به بازار سرمایه آموزش‌های کافی را به آن‌ها داده شود تا از تصمیم‌گیری‌های احساسی و خطاهای شناختی سرمایه‌گذاران کاسته و از تضرر سرمایه‌گذاران و بورس اوراق بهادار تهران جلوگیری کند.

مطابق با یافته‌های پژوهش رشد قیمت نفت رابطه‌ای مثبت با رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته است؛ ازاین‌رو، به دولت و سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که با برنامه‌ریزی در جهت افزایش فروش و مبادلات نفتی با دیگر کشورها به بهبود درآمد شرکت‌های پالایشگاهی و نفتی و رونق بازار سرمایه کمک کنند. همچنین، رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران رابطه مستقیم با هم دارند؛ ازاین‌رو رونق بخش تولید اثر مثبتی در افزایش شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار خواهد داشت.

References

Alamgir, F., & Bin Amin, S. (2021). The nexus between oil price and stock market: evidence from South Asia, *Energy Reports*, 7, 693–703.

Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, *61*(4), 1645-1680.

Çakır, M. (2021). *The impact of exchange rates on stock markets in Turkey: evidence from linear and non-linear ARDL models*, in book: linear and non-linear financial econometrics - theory and practice.

Dadgar, Y. (2021). *Behavioral economics is an evolutionary trend in all-inclusive science with an emphasis on public policy*. Noor Elm, Tehran, First edition (in Persian).

Dehghan Benaraki, S. S.; Amini Sabegh, Z., & Sadeh, E. (2021). The role of emotional behaviors in stock price fluctuations of tehran stock exchange and securities organization. *Business Management Quarterly*. *12* (45), 53-73 (in Persian).

Delgado, N. A. B.; Delgado, E. B., & Saucedo. (2018). The relationship between oil prices, the stock market and the exchange rate: evidence from Mexico. *The North American Journal of Economics and Finance*. 45, 266-275.

Jafarzadeh Dolatabadi, S., & Ehsani, M. Ali. (2016). Investigating the effect of economic variables on stock returns in the Iranian stock market using

Eviews software, National Conference on Global Management and Economics (in Persian).

Hadipoor, H.; Paitakhti Oskooi, S. A.; Alavi Matin, Y., & Rahmani, K. (2020). Factors affecting the instability index in tehran stock exchange (case study: basic metals industry), *Quarterly Journal of Industrial Management Studies*, 19 (61), 181-207 (in Persian).

Hosseini, S. A., & Morshedi, F. (2020). The effect of investors' feelings on the dynamics of transactions on the tehran stock exchange, *Research and Accounting Financial*, 11(44), 1-22 (in Persian).

Hudson, Y.; Yan, M., & Zhang, D. (2020). Herd behaviour & investor sentiment: Evidence from UK mutual funds. *International Review of Financial Analysis*. 71, 101494.

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.

Kardan, B. Wadi'i, M. H., & Zulfaqar Arani, M. H. (2017). The role of investors' behavioral tendencies (feelings and emotions) in valuing the company, *Journal of Accounting Knowledge*, 8 (4), 7-35 (in Persian).

Kumari, J. (2019). Investor sentiment and stock market liquidity: evidence from an emerging economy, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 23, 166-180.

Lashgari, Z.; Asadpour, A.; Samimi, S., & Asadpour, R. (2018). The relationship between gross domestic product and capital risk factors in tehran stock exchange member companies. *Accounting and Auditing Research*, 38, 95-108 (in Persian).

Nguyen, T. N.; Nguyen, D. T., & Nguyen, V. N. (2020). The Impacts of oil price and exchange rate on vietnamese stock market, *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7 (8), 143–150.

Phuong, L. K. M. (2021). Investor sentiment by relative strength index and stock return: empirical evidence on vietnam's stock market, *Accounting*, 7 (2021), 451–456.

Qalandari, M., & Fallah, M. (2021). The effect of currency shock on the occurrence of anomalies (irregularities) in the tehran stock exchange, *Journal of Business Management*, 13 (50), 481-502 (in Persian).

Ranai Kordshuli, H. E.; Abbasi, A., & Pashutnizadeh, H. (2016). Simulating the effect pattern of fluctuations of competing assets on the total

index of tehran stock exchange and housing prices with a systemic dynamics approach. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 33 (in Persian).

Saeedi, A., & Farahanian, S. M. (2021). Fundamentals of behavioral economics and finance. Bourse publications affiliated with bourse information and services company, third edition.

Singhal, S.; Choudhary, S., & Biswal, P. C. (2019), Return and volatility linkages among International crude oil price, gold price, exchange rate and stock markets: evidence from mexico, *Resources Policy*. 60, 255-261.

Taghavi, M.; Mohammadi, T., & Barzandeh, M. (1999). Study of economic variables affecting the stock price index of tehran stock exchange. *Journal of Planning and Budgeting*, 40 and 41, 31-60 (in Persian).

Tanani, M. (2020). Stock price downside risk: investors' sentiments and the more moderate role of earnings management. *Accounting and Auditing Research*, 47, 115-132 (in Persian).

Wan, J. Y., & Kao, C. W. (2015). Interactions between oil and financial markets-do conditions of financial stress matter?. *Energy Economics*, 52, 160-175.

Zare, H., & Rezaei, Z. (2006). The impact of currency, coin and housing markets on the behavior of the tehran stock exchange index: a vector error correction model, *Isfahan University Research Journal*, *21*(2), 112-99 (in Persian).

Zeinodini, S.; Karimi, M.S., & Khanzadi, A. (2020), Study of the relationship between oil price fluctuations and the total stock price index in Iran, Third Conference on Industrial Management Economics and Accounting Studies, Tehran (in Persian).

https://danesh24.um.ac.ir

CC BY

Research Article

Vol. 29, No. 1, 2022, p. 72 - 109

OPEN ACCESS

The Impact of Central Bank Transparency on Exchange Rate volatility in Selected OPEC Member Countries

E. Mirzaei [1], Sh. Fattahi [2]*, M. S. Karimi [3]

1- MSc in Economics, Faculty of Economics and Entrepreneurship, Razi Univercity of Kermanshah, Kermanshah, Iran
2- Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Entrepreneurship Razi Univercity of Kermanshah, Kermanshah, Iran
3- Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Entrepreneurship Razi Univercity of Kermanshah, Kermanshah, Iran

(*- Corresponding Author Email: sfattahi@razi.ac.ir)
16-digit ORCID identifier 0000-0002-7507-0439
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.70936.1083

Received: 2021/06/12 Revised: 2022/07/11 Accepted: 2022/10/17	**How to cite this article:** Fattahi, S; Mirzaei, E., & Karimi, M. S. (2022). The Impact of Central Bank Transparency on Exchange Rate volatility in Selected OPEC Member Countries. *Monetary & Financial Economics*, *29*(1): 72-109. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2022.70936.1083
Available Online: 2022/10/17	

1- INTRODUCTION

Since the collapse of the Bretton Woods system in 1973 and the adoption of floating exchange rate system, exchange rate volatility (ERV) has become a central issue and concern for various groups of agents including policy makers, central banks, academics and individual investors among others. Central bank transparency (CBT) is one of the possible

factors which can reduce exchange rate or generally exchange rate volatility that increase it's in has been one of the main developments in central banking in the past few decades. Thus, this leads to the question of the effect of central bank transparency on the volatility of exchange rates. The most important inferred from the previous literature on the issue of central bank transparency is that the increase of information provision by the central banks in the form of communication of monetary policy will lead to an increase in the ability of people to understanding the objectives of the central bank and improve their forecasts from the monetary policy of the central bank, which will prevent changes in the central bank's policy stance from destabilizing financial markets , which this could be required existing an independent central bank. Due to the fact that in oil exporting countries, especially OPEC member countries, the move towards more transparent monetary policy has been slow, thus the increase in central bank transparency and existing an independence of the central bank can have been decreasing effect on exchange rate volatility. Also, this study used the Extended Central Bank Independence (ECBI) index is the newly created index of central bank independence (CBI). Therefore, the purpose of this study is to examining the impact of central bank transparency on exchange rate volatility in Selected OPEC Member Countries to use two approaches Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) and Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) that in perversion research have been ignored.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

According to the existing literature, CBT is said to be based on performing several tasks: the clear formulation of monetary policy objectives, the regular publication of economic outlooks and forecasts, the disclosure of methods, the regular publication of press releases and minutes of monetary policy meetings, and the regular organization of press conferences and other meetings with media and the public. As central banks have been moving towards more transparent policies over the last two decades, some of them started publishing their own forecasts on the future state of the economy. Projections of future growth rate of GDP and inflation

rate are but two examples of such forecasts. These changes in the practice of central banking resulted in considerable growth in the literature. The aspect of transparency people is interested in has to do with release of central bank projections of the future state of the economy. Of course, if, that there is no strategic attempt to manipulate the public's beliefs and in this context with the people have been truthful. One of the main goals of most central banks is to stabilise the economy and reduce economic fluctuations. This includes a reduction in inflation volatility, output variation, and exchange rate volatility. Blinder (1998) argues that a nation's central bank should explain its actions to the people, so as to remove the mystery behind the decision - making process. If the bank cannot provide a clear explanation of a decision, then the decision may not be a good one. Thus, that more open public disclosure of central bank policies may enhance the efficiency of financial markets. First, greater information about how a central bank makes policy decisions would curtail excessive speculation. Second, clearer decision rules on the part of the central bank would help to reduce the volatility of markets, and thus enhance the predictability of future movements of financial assets. Crowe & Meade (2008) argues, as central banks have become more independent, so the demand for transparency has increased, both for reasons of accountability and legitimacy, and to guide the expectations of financial market participants (whose appetite for information has expanded as financial markets have become broader and deeper).

3- METHODOLOGY

The purpose of this study is to examine the impact of CBT on ERV in selected OPEC member countries (for the six OPEC countries that consisting of United Arab Emirates, Iran, Iraq, Kuwait, Nigeria and Saudi Arabia) with the help of annual panel data for 1998-2019. In this study, to analyze the tests related to panel data and model estimation employed two approaches FMOLS and DOLS have been used from Eviews and Stata softwares.

4- RESULTS & DISCUSSION

In this step, we check whether the variables have a unit root using the Maddala & Wu (1999) Fisher test that adopts an augmented Dickey–Fuller test for panel data. According to the results of the tests stationarity and cointegration, FMOLS and DOLS methodologies were used to estimate the long relationships. The findings of this study in the both approaches showed that CBT and CBI are the effective variables on ERV and have a negative and significant in relation to ERV. The findings of this study confirm that oil rent and GDP growth have a negative and significant in relation to ERV, also.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

As a novelty for the first time, this study found the overall relationship between CBT and ERV emissions which came to be negative in selected OPEC member countries using annual panel data over the period 1998-2019. This showed that an increase in CBT would lead to a reduction in ERV emissions. According to the results of this study the central bank transparency is considered a positive measure and often due to its benefits and high flexibility to stabilize the economy can reduce exchange rate volatility. However, empirical evidence of such benefits has not yet been considered in oil exporting countries. The findings of this study show the importance of central bank transparency in selected OPEC member countries which in an independent environment of the central bank can play a role in reducing exchange rate volatility. The more stable, less volatile, and more secure the financial markets, including the exchange rate market can increase gdp growth.

Keywords: Central bank transparency, Central bank independence, Exchange rate volatility, Selected OPEC member Countries.

اقتصاد پولی مالی، سال بیست و نهم، دوره جدید شمارهٔ ۱، پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۱

تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز درکشورهای منتخب عضو اوپک

اسماعیل میرزائی
کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
شهرام فتاحی[۱]
دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کار آفرینی، دانشگاه رازی،کرمانشاه، ایران
محمد شریف کریمی
دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی،کرمانشاه، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.70936.1083

چکیده

از زمان فروپاشی نظام برتن وودز در سال ۱۹۷۳ و اتخاذ سیستم نرخ ارزشناور، تلاطم نرخ ارز همیشه به عنوان یک موضوع اصلی و نگران‌کننده پیش‌روی گروه‌های مختلفی از فعالان اقتصادی از جمله سیاست‌گذاران، بانک‌های مرکزی، دانشگاهیان و سرمایه‌گذارهای فردی بوده است. از میان عوامل احتمالی که می‌تواند نرخ ارز و به طورکلی تلاطم نرخ ارز را در مسیر کاهشی قراردهد، کانال شفافیت بانک مرکزی است که افزایش آن در چند دهه گذشته یکی از مهم‌ترین تحولات بانکداری مرکزی در سیاست‌گذاری‌های پولی بوده است. بنابراین این سؤال مطرح می‌شود که شفافیت بانک مرکزی چگونه می‌تواند بر تلاطم نرخ ارز تأثیر بگذارد. مهم‌ترین استنباطی که از ادبیات گذشته پیرامون موضوع شفافیت بانک مرکزی می‌شود این است که افزایش ارائه اطلاعاتی توسط بانک‌های مرکزی در قالب اطلاع‌رسانی سیاست پولی، منجر به افزایش توانایی مردم در درک اهداف بانک مرکزی و بهبود پیش بینی‌هایشان از سیاست‌های پولی بانک مرکزی است که این امر از تغییر در مواضع سیاست بانک مرکزی در بی‌ثبات‌کردن بازارهای مالی از جمله بازار ارز جلوگیری خواهد کرد که البته این موضوع می‌تواند نیازمند وجود یک بانک مرکزی مستقل باشد. بنابراین پژوهش حاضر سعی دارد با بکارگیری دو روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده و حداقل مربعات معمولی پویا و به کمک داده‌های ترکیبی برای دوره ۱۹۹۸-۲۰۱۹ و مبانی نظری مرتبط، به بررسی تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک بپردازد. نتایج این مطالعه نشان داد که شفافیت بانک مرکزی و استقلال بانک مرکزی از متغیرهای تأثیرگذار بر تلاطم نرخ ارز هستند و با تلاطم نرخ ارز رابطه منفی و معنی‌داری دارند. همچنین نتایج این مطالعه رابطه منفی و معنی دار درآمد نفتی و رشد اقتصادی با تلاطم نرخ ارز را تأیید می‌کند.

کلیدواژه‌ها: شفافیت بانک مرکزی، استقلال بانک مرکزی، تلاطم نرخ ارز، کشورهای منتخب عضو اوپک

---

[۱] – نویسنده مسئول: sfattahi@razi.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۲۵
صفحات: ۱۰۹-۷۲

مقدمه

از زمان فروپاشی نظام برتن وودز در سال ۱۹۷۳ و اتخاذ سیستم نرخ ارزشناور، تلاطم نرخ ارز[1] همیشه به عنوان یک موضوع اصلی و نگران‌کننده پیش روی گروه‌های مختلفی از فعالان اقتصادی از جمله سیاست‌گذاران، بانک‌های مرکزی، دانشگاهیان و سرمایه‌گذارهای فردی بوده است. این موضوع که سطوح بالای تلاطم نرخ ارز می‌تواند پیامدهای مضری برای اقتصاد داشته باشد به طورگسترده در مجامع علمی پذیرفته شده است چرا که تلاطم نرخ ارز می‌تواند مانعی برای جذب جریان سرمایه‌گذاری بین المللی شود، لذا بر تجارت بین المللی تأثیر نامطلوبی بگذارد و همچنین می‌تواند منجر به بحران ارزی وسقوط سیستم‌های مالی شود. بحران پولی اروپا طی سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۹۳ و بحران پزو در مکزیک در سال ۱۹۹۴ و بحران اقتصادی کشورهای آسیای میانه طی سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۸ نمونه‌های هولناکی از چند نمونه بحران ارزی می‌باشد. با توجه به پیامدهای منفی تلاطم نرخ ارز، ادبیات گسترده‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده و مؤثر بر تلاطم نرخ ارز می‌پردازد. از میان عوامل احتمالی که می‌تواند نرخ ارز و به طورکلی تلاطم نرخ ارز را در مسیرکاهشی قرار دهد، کانال شفافیت بانک مرکزی[2] است (Antonakakis, 2010). در چند دهه گذشته می‌توان افزایش علاقه به مطالعه در زمینه شفافیت بانک مرکزی را مشاهده کرد. در اوایل دهه ۱۹۹۰، گروه قابل توجهی از اقتصاددان‌ها پژوهش‌های دقیق‌تری را در این زمینه اقتصادی آغاز کرده‌اند. به عنوان مثال در سال ۱۹۹۳، اولین گام به سوی شفافیت بیشتر در بانک‌های مرکزی زمانی اتفاق افتاد که فدرال رزرو[3] (بانک مرکزی ایالت متحده آمریکا) تصمیم‌گرفت در حد چند دقیقه (هرشش‌هفته‌یکبار) صورت‌جلسه‌ای را منتشر کند که البته این صورت جلسه‌ها از سال ۲۰۰۴ به بعد با وقفه زمانی کمتری (هر-سه‌هفته‌یکبار) در دسترس قرارگرفته است (Dieffenthaler, 2014). یکی از اهداف اصلی اغلب بانک‌های مرکزی، ثبات بخشیدن به اقتصاد وکاهش تلاطم‌های اقتصادی است. این اهداف شامل کاهش در تلاطم تورم، نوسان تولید و تلاطم نرخ ارز می‌شود. این دانسته‌ها منجر به طرح پرسشی در خصوص چگونگی تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز می‌شود. بنابراین این سؤال مطرح است که تلاطم نرخ ارز چگونه تحت تأثیر افزایش ارائه اطلاعاتی بانک‌های مرکزی قرار می‌گیرد (Weber, 2019). تحقیقات تجربی اخیر ثابت کرده است که شفافیت بانک مرکزی به شکل ارائه اطلاعات توسط بانک مرکزی در

---

[1] - Exchange Rate Volatility
[2] - Central Bank Transparency
[3]- Federal Reserve

ارتباط با موضوعاتی چون اهداف سیاست‌پولی، استراتژی سیاست‌پولی، چشم‌انداز اقتصادی و چشم‌انداز تصمیمات مربوط به سیاست‌های‌آینده اغلب منبع مهمی از اطلاعات برای بخش خصوصی و فعالان اقتصادی است و این نوع اطلاع‌رسانی می‌تواند یک بخش مهم و قدرتمندی از ابزارهای بانک مرکزی در جهت جلوگیری از تلاطم بازارهای مالی باشد (Jansen, 2011). دلایل مختلفی وجود دارد که تمرکز بر روی شفافیت بانک مرکزی را ضروری می‌داند از جمله: نخست این‌که؛ شفافیت بانک مرکزی یک موضوع به بحث گذاشته‌شده بین مردم و جامعه دانشگاهی و بسیاری از سیاست‌گذاران و محققان است‌که نقش خود را در یک فضای استقلال‌یافته بانک مرکزی برجسته می‌کند؛ به این صورت که شفافیت پلی است بین استقلال بانک‌های مرکزی و پاسخگویی آن‌ها و به بانک‌های مرکزی مستقل اجازه می‌دهد تا اثربخشی و پاسخگویی عمومی خود را اثبات‌کنند. دوم این‌که؛ پیشینه پژوهشی برخی از مطالعات[1] نشان می‌دهد که شفافیت بانک مرکزی، نااطمینانی‌های نرخ بهره و تورم را کاهش می‌دهد و در کاهش تلاطم قیمت سهام تأثیرگذار است و ریسک ویژه مؤسسات بانکی را کاهش می‌دهد و به ثبات مالی کمک می‌کند. همچنین افزایش شفافیت بانک مرکزی ممکن است به افزایش قابلیت بازارهای مالی در پیش‌بینی اقدامات بانک‌های مرکزی در قالب سیاست‌های پولی آینده کمک کند و این موضوع می‌تواند در بازارهای مالی از جمله بازار ارز ثبات ایجاد کند و از تلاطمات زیاد آن جلوگیری کند (Dincer et al., 2016). بنابراین لازم است رابطه بین شفافیت بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز بررسی شود. نتایج پژوهش حاضر می‌تواند به سیاست‌گذران اطلاع دهد که کانال‌هایی جدید برای کاهش اثرات زیان آور تلاطم نرخ ارز وجود دارد.

ازآن‌جایی‌که بانک‌های مرکزی نسبت به گذشته مستقل‌تر شده‌اند، در نتیجه نیاز به شفافیت، هم به دلیل پاسخگویی و مشروعیت و هم به دلیل هدایت انتظارات فعالان بازار مالی (که با گسترش و عمیق‌تر شدن بازارهای مالی تمایل آن‌ها برای کسب اطلاعات بیشتر شده است) افزایش یافته است (Crowe & Meade, 2008). از طرفی درکشورهای عضو اوپک، حرکت به سوی شفاف‌تر شدن سیاست‌های پولی با کندی همراه بوده است لذا با توجه به اهمیت دو متغیر اصلی این پژوهش یعنی شفافیت بانک مرکزی و استقلال بانک مرکزی در ثبات بازارهای مالی و کاهش تلاطم نرخ ارز، پژوهش حاضر به دنبال یافتن پاسخ این پرسش است: آیا شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز کشورهای منتخب عضو اوپک شامل امارات

---

[1]- Jitmaneeroj et al., 2019 & Papadamou et al., 2014

متحده عربی، ایران، عراق، کویت، نیجریه و عربستان سعودی طی دوره زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۹ تأثیر می‌گذارد؟ در ادامه مبانی نظری، پیشینه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، برآورد مدل و نتایج، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی به ترتیب بیان می‌شود.

مبانی نظری

یکی از عناصرکلیدی افزایش شفافیت، تلاش‌های‌گسترده بانک‌های مرکزی سراسر جهان بوده است تا دیدگاه‌های خود را در مورد چشم‌انداز اقتصادی، عوامل مهم شکل‌گیری این چشم‌انداز و پیامدهای احتمالی سیاست پولی بیان کند. کمک قابل‌توجهی که جامعه بین‌المللی می‌تواند در جهت پیشگیری از بحران‌ها انجام دهد، موفقیت در تشویق سیاست‌های اقتصادملی است و مهم‌ترین کاری که جامعه بین‌المللی می‌تواند در دستیابی به این هدف انجام دهد، ارتقاء شفافیت است (Summers, 200). تا سال ۲۰۰۶ که شاخص شفافیت سیاست‌پولی[1] ارائه شد، هیچ ابزار مناسبی در تعیین کمیت شفافیت وجود نداشت. تفاوتی بین اصطلاح شفافیت بانک مرکزی و شفافیت سیاست پولی وجود ندارد و فقط شفافیت بانک مرکزی اصطلاحی رایج‌تر است و این دو واژه با هم مترادف هستند. تعریف‌های مختلفی از شفافیت بانک مرکزی ارائه شده است که البته همه این تعریف‌ها بیان‌گر یک مفهوم هستند اما شفافیت بانک مرکزی می‌تواند این‌گونه نیز تعریف شود که بانک مرکزی آن میزان از اطلاعات مربوط به رویه‌های تصمیم‌گیری، تصمیم‌گیری‌ها و اهداف سیاستی، اجرای سیاست‌ها و متغیرهای اقتصادی مربوط به وضعیت اقتصاد را به اشتراک می‌گذارد (Yıldırım-Karaman, 2017). به‌طورخلاصه، شفافیت بانک مرکزی به افشای اطلاعات بیشتر یا ارائه اطلاعات بیشتر توسط بانک‌های مرکزی اشاره دارد. یکی از فعال‌ترین مؤلفین در زمینه شفافیت Geratts (2002) است که برای شفافیت بانک مرکزی، ۵ زیر شاخص معرفی می‌کند. شفافیت سیاسی[2]، شفافیت اقتصادی[3]، شفافیت سیاستی[4] ، شفافیت عملیاتی[5] و شفافیت رویه ای[6]. از آن‌جا که شفافیت بانک مرکزی مفهومی‌کیفی دارد لذا Eijffinger & Geraats (2006) اندازه‌گیری کمی شفافیت بانک‌مرکزی را به صورت زیر تشریح می‌کنند: شفافیت سیاسی در صورتی اندازه‌گیری می‌شود

---

[1] - Monetary Policy Transparency Index
[2]- Political Transparency
[3]- Economic Transparency
[4] - Policy Transparency
[5]- Operational Transparency
[6]- Procedural Transparency

که یک بیانیه رسمی از اهداف بانک مرکزی، تعیین اهداف اصلی و قراردادهای بین بانک مرکزی و دولت وجود داشته باشد. شفافیت اقتصادی به این معنا است که داده‌های اساسی اقتصادی، مدل‌های اقتصادکلان و پیش‌بینی‌های اقتصادکلان منتشر می‌شوند. شفافیت سیاستی به انتشار سریع تصمیمات، تشریح تصمیمات و هدایت آینده‌نگر[1] اشاره دارد. شفافیت عملیاتی شامل انتشار بولتن ماهانه، ارزیابی سیاست پولی و اطلاعات درباره اختلالات کلان اقتصادی است. شفافیت رویه‌ای نیز شامل انتشار قاعده یا استراتژی سیاست، صورت‌جلسه و سوابق رأی‌گیری[2] است.

مزیت ها و معایب شفافیت بانک مرکزی

Blinder (1998) مطرح می‌کندکه بانک مرکزی یک کشور باید اقدامات خود را برای مردم توضیح دهد تا رمز و راز پشت هر فرآیند تصمیم‌گیری از بین برود. شفافیت بیشتر، بخشی بنیادین از دموکراسی است و در پاسخ‌گوتر بودن مقامات بانکی در برابر مردم نقش دارد.

استراتژی شفافیت بانک مرکزی ممکن است ریسک و تلاطم بازارهای مالی را کاهش دهد. به دو دلیل: اول این‌که؛ اطلاعات بیشتر در مورد این‌که چگونه یک بانک مرکزی تصمیمات سیاستی اتخاذ می‌کند، گمانه‌زنی‌های بیش از حد را محدود می‌کند. دوم این‌که؛ قوانین تصمیم‌گیری شفاف‌تر از طرف بانک مرکزی به کاهش تلاطم بازارها کمک می‌کند و بنابراین قابلیت پیش‌بینی تحرکات آتی دارایی‌های مالی را افزایش می‌دهد (Summers, 2000). سیاست‌گذاران و پژوهش‌گران امکان وجود اثرات اقتصادی شفافیت بانک مرکزی را مورد بحث و بررسی قرار داده‌اند. به لحاظ نظری، بحث در مورد مطلوب بودن شفافیت یک داستان ادامه دار است، هرچندکه در متون جدیدتر نیز نتایج دال بر مطلوب بودن شفافیت است. نتایج اکثر مطالعات تجربی صورت‌گرفته نشان می‌دهد که از نظر اقتصادی، افزایش شفافیت یکی از راهکارهای بهبود وضعیت اقتصاد بوده است. به عنوان مثال؛ شفافیت منجر به پیش‌بینی‌پذیری سیاست پولی و مهار بهتر انتظارات تورمی شده است (Van der Cruijsen & Eijffinger & Hoogduin, 2010). شفافیت بانک مرکزی، اثربخشی سیاست پولی را افزایش می‌دهد و به این ترتیب باعث بهبود عملکرد متغیرهای مالی و اقتصادی می‌شود. به این صورت‌که، اطلاع‌رسانی شفاف اهداف بانک مرکزی می‌تواند به

---

[1] Forward Guidance -به اظهار نظرها و بیانیه‌هایی که دیدگاه بانک مرکزی را نسبت به تحولات آتی نشان دهد هدایت آینده نگر می‌گویند

[2]- Voting Record

مهار انتظارات تورمی کمک کند و ابزاری ضروری برای شکل دادن به انتظارات بازار و دستیابی به اهداف سیاستی از جمله کاهش تلاطم نرخ ارز در نظر گرفته شود، به ویژه زمانی‌که نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت نزدیک به صفر است (Bernanke, 2007). بهبود شفافیت، افزایش پاسخگویی و در نتیجه افزایش حمایت عمومی از استقلال بانک مرکزی، احتمالاً تأثیر ارتباطات سیاسی بر سیاست پولی را کاهش می‌دهد. زمانی‌که بانک های مرکزی استقلال پیدا کردند، موضوع شفافیت اهمیت پیدا کرد زیرا شفافیت پیش‌شرط لازم برای پاسخگویی است. به عبارت دیگر، زمانی‌که بانک‌های مرکزی شروع به کسب استقلال بیشتری در تنظیم و پیگیری اهدافشان کردند، به‌طور غیرارادی نیاز به افزایش شفافیت اهمیت پیدا کرد (Issing,2005). به طورکلی، استقلال بانک مرکزی به این معنی است که سیاست‌های پولی به مقامات انتصابی محول می‌شود و نفوذ دولت بر سیاست‌های پولی محدود می‌شود (Fernández-Albertos, 2015). از سوی دیگر، برخی مطالعات به تبیین آثار منفی شفافیت پرداخته‌اند. به عنوان مثال؛ Eijffinger & Tesfaselassie (2007) معتقد بودند زمانی‌که بانک مرکزی اطلاعات دقیق‌تری در مورد نابسامانی‌های اقتصادی دارد و مردم و یا بخش خصوصی در مورد اولویت‌های بانک مرکزی مطمئن نیستند، شفافیت به شکل انتشار پیش‌بینی‌های بانک مرکزی می‌تواند یک سیاست مطلوب باشد اما از طرفی ممکن است ثبات تولید و تورم فعلی را دچار اختلال‌کند. بنابراین شفافیت بانک مرکزی در صورتی نامطلوب است که بانک‌های مرکزی پیش بینی‌های داخلی خود را به موقع به اطلاع عموم مردم نرسانند و پیش‌بینی‌ها با وقفه زمانی طولانی منتشر شوند تا ارزش اطلاعات منتشرشده ناچیز شود و پیش بینی‌ها به صورت شوک به بازار منتقل شود.

تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز

در این بخش به دیدگاه‌هایی اشاره می‌شودکه معتقدند شفافیت بانک مرکزی از طریق فرآیندهایی موجب کاهش تلاطم نرخ ارز می‌شود. همچنین کوشش شده تا دیدگاه‌هایی‌که معتقدند شفافیت بانک مرکزی موجب افزایش تلاطم نرخ ارز می‌شود ارائه گردد. به طورکلی تلاطم مربوط به دوره‌هایی می‌شود که درآن قیمت‌ها (قیمت سهام، نرخ ارز، نرخ تورم و...)، نوسانات شدیدی را برای یک مدت زمان طولانی نشان می‌دهند و پس از آن دوره‌هایی با آرامش نسبی برقرار است (Gujarati, 2003, p.856). تلاطم نرخ ارز به عنوان تغییرپذیری ارزش واحد پول یک کشور در مقایسه با واحد پول کشورهای دیگر تعریف شده است. با کاهش یا افزایش ارزش یک ارز خارجی، سودآوری معاملات ارزی تحت‌تأثیر قرار خواهد گرفت. تلاطم در این حالت تمام تحرکات و تغییراتی که در کاهش یا افزایش ارزش یک ارز مؤثر است

را در نظر می‌گیرد (Martins, 2015). مطالعات بسیار محدودی وجود دارد که تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز را بررسی کرده باشد. با این حال، جهت تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز روشن و قطعی نیست. شفافیت بیشتر، می‌تواند منجر به دقیق‌تر شدن انتظارات (پیش‌بینی‌ها) مربوط به سیاست‌های پولی و رشد تولید آتی شده و کاهش تلاطم نرخ ارز را رقم بزنند. کاهش در میزان تغییرپذیری ارزش مورد انتظار آینده (یعنی؛ پیش‌بینی‌های دقیق‌تر) منجر به کاهش تلاطم نرخ ارز می‌شود (weber, 2019).

Rafferty & Tomljanovich (2002) در مورد سیستم فدرال رزرو نشان دادند که شفافیت هرچه بیشتر سیاست‌پولی، کارایی بازار را با بهبود بخشیدن پیش‌بینی‌ها افزایش‌داده است و بانک مرکزی می‌تواند پیش‌بینی‌های تولید آینده را با انتشار مدل‌های اقتصاد کلان (به عبارت دیگر، شفافیت اقتصادی) تحت تأثیر قرار دهد. لذا اگر عموم مردم از قاعده سیاست پولی و پیش‌بینی‌های اقتصادی بانک مرکزی آگاه باشند، آن‌گاه حدس دقیق مواضع سیاست پولی آتی آن‌ها توسط مردم کار ساده‌ای خواهد بود و از تلاطم بازار-های مالی از جمله نرخ ارز می‌تواند جلوگیری کند. به عقیده Van der Cruijsen etal., (2010) ارائه اطلاعات بیشتر می‌تواند منجر به اختلال شدید و در نتیجه تغییر انتظارات مربوط به سیاست پولی آتی شود و تلاطم نرخ ارز را افزایش دهد. آن‌ها معتقدند که احتمالاً یک اضافه بار اطلاعاتی[1] (اطلاعات بیش از حد در اختیار مردم و فعالان اقتصادی قرارگیرد) به علت شفافیت بالا منجر به سردرگمی در بین شرکت-کنندگان بازار می‌شود. به این صورت‌که، عدم محدودکردن ارتباطات و اطلاع‌رسانی در هفته قبل از جلسات کمیته بازار آزاد در تلاطم بازار ارز و احتکار ارز توسط سودجویان مؤثر است. بنابراین پرسشی که مطرح می‌شود این است که بالأخره شفافیت بانک مرکزی منجر به کاهش تلاطم نرخ ارز می‌شود یا منجر به افزایش آن؟ (weber, 2019). پژوهش‌حاضر به این پرسش از طریق تخمین مدل سنجی در کشورهای مورد مطالعه پاسخ خواهد داد.

پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

---

[1] . Information Overload

کوتنر و پوزن[1] (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای بر روی کشورهای G3، نرخ‌های مبادله بین دلار آمریکا، مارک آلمان و ین ژاپن را مورد تحلیل و بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که با وجود یک بازار واحد برای هر سه ارز مذکور، تلاطم نرخ ارز ین- دلار بیشتر از هر نرخ ارز دوجانبه دیگر در کشورهای G3 بوده است و نرخ ارز مارک-دلار با توجه به افزایش شفافیت بانک مرکزی فدرال رزرو، تلاطم کمتری را در طول زمان نشان داده است.

هاو[2] (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی (۱۹۸۰:۱-۱۹۹۸:۱۲) به بررسی رابطه بین تلاطم نرخ ارز حقیقی و درجه باز بودن اقتصادی در کشورهای OECD (نمونه‌ای از بیست وسه کشور) پرداخت. نتایج مطالعه نشان دادکه استقلال بانک مرکزی به کاهش تلاطم نرخ ارز کمک می‌کند. شاخص مورد استفاده در اندازه‌گیری استقلال بانک مرکزی برای این مطالعه، شاخص کوکرمن[3] (CWN) بوده است.

اهرمن و فراچر[4] (۲۰۰۵) نیز با بررسی اهمیت داده‌های زمان حقیقی[5] برای دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۰۳ به این نتیجه رسیدند که نرخ ارز به طور معنی‌داری به اخبار اقتصادی (اطلاعیه‌های بانک مرکزی) در ایالات متحده آمریکا، آلمان و منطقه یورو واکنش نشان می‌دهد که در واقع این اخبار به مانند یک نیروی محرک مهم، پشت تحرکات روزانه نرخ ارز دلار، مارک و یورو بوده است.

پرست و دی فور[6] (۲۰۰۵) براساس شواهدی برای نرخ ارز دلار و یورو از اول آوریل ۲۰۰۰ تا ۲۲ سپتامبر ۲۰۰۰، به بررسی این موضوع پرداختند که آیا کاهش ارزش یورو در مقابل نرخ ارز دلار آمریکا در سال ۲۰۰۰ را می‌توان به واکنش‌های نامتقارن سرمایه‌گذاران به اخبار اقتصادی و سیاسی از جمله اظهارات بانک مرکزی نسبت داد. نتایج بررسی‌آن‌ها نشان داد که اخبار مربوط به واقعیت اقتصادی آمریکا منجر به افزایش ارزش دلار می شود؛ درحالی‌که اخبار سیاسی منطقه یورو موجب کاهش ارزش دلار آمریکا در برابر یورو می‌شود. بنابراین نتایج نشان داد که یک عدم تقارن در واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار بسته به این‌که از ایالات‌متحده صادر می‌شود یا منطقه یورو وجود دارد.

---

1 - Kuttner & Posen
2 - Hau
3 - Cukierman Index
4 - Ehrmann & Fratzscher
5 - Real-time Data
6 - Prast & De Vor

دینسر و ایچنگرین[1] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای بر روی ۱۰۰ بانک مرکزی سراسرجهان برای بازه زمانی ۱۹۹۸-۲۰۰۵ با عنوان "شفافیت بانک مرکزی: کجا، چرا و اثرات آن چیست؟" به این نتیجه دست یافتند که میانگین نمره شفافیت از ۳/۴ در سال ۱۹۹۸ به ۵/۲ در سال ۲۰۰۵ افزایش یافته است. همچنین نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که شفافیت در کشورهایی بیشتر محسوس است که سیستم‌های سیاسی با ثبات‌تر و پیشرفته‌تر و بازارهای مالی عمیق‌تر و توسعه‌یافته دارند.

دینسر و ایچنگرین (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای بر روی بیش از ۱۰۰ بانک مرکزی پس از به روز رسانی داده‌های دو شاخص استقلال بانک مرکزی (به روش کوکرمن) و شفافیت بانک مرکزی تا سال ۲۰۱۰ و با استفاده از روش برآوردی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)؛ به این نتیجه دست یافتند که نوسانات تولید و تورم به شدت تحت‌تأثیر بهبود وضعیت شاخص‌های شفافیت سیاست‌پولی و استقلال بانک مرکزی بوده است. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که در طول زمان حرکت مداوم در جهت شفافیت و استقلال بیشتر از سوی بانک‌های مرکزی صورت گرفته است.

وبر[2] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های کشورهای توسعه‌یافته در بازه زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۱ و با استفاده از مدل با اثرات ثابت و روش پانل دیتا، تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم تورم را مورد بررسی قرار داد که نتایج مطالعه نشان داد که اگر سایر عوامل تعیین‌کننده تورم کنترل شوند؛ شفافیت بانک مرکزی به طور معنی‌داری نرخ تورم را کاهش می‌دهد که این موضوع اهمیت اقتصادی شفافیت بانک مرکزی را تأیید می‌کند. اگرچه، اثر معنی‌داری از شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم تورم در مدل‌های پانل پویا مشاهده نشد.

بونلرت و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به کمک داده‌های ۲۵ اقتصاد (کشورهای غربی و آسیایی) نشان دادند که شفافیت بیشتر پیرامون سیاست‌های پولی از طریق هدف‌گذاری تورم و هدایت آینده‌نگر، نااطمینانی نرخ بهره و تورم را کاهش می‌دهد. همچنین هدف‌گذاری تورم تأثیر قوی‌تری نسبت به هدایت آینده‌نگر در کاهش نااطمینانی دارد.

ایشلر و لیتکه (۲۰۱۸) در مقاله‌ای تحت عنوان "شفافیت بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز" تأثیر شفافیت سیاست پولی بر تلاطم نرخ ارز دوجانبه را با تحلیل پیش‌بینی‌های نظری یک مدل خاص و با استفاده از

---

[1] - Dincer & Eichengreen
[2] - Weber

داده‌های ترکیبی و رویکرد مدل با اثرات ثابت برای ۶۲ ارز و دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ به این نتیجه رسیدند که افزایش در دسترس بودن اطلاعات در مورد اهداف سیاست پولی، تلاطم نرخ ارز را کاهش خواهد داد. آن‌ها با استفاده از مدل‌های تعاملی و از طریق کانال لنگرکردن انتظارات تورمی دریافتند که تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز بیشتر برای کشورهایی با انعطاف‌پذیری پایین قیمت کالا، سطح پایین محافظه‌کاری بانک مرکزی و حساسیت بالاتر نرخ بهره نسبت به تقاضای پول بیشتر مشهود است.

وبر (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای برای دو مجموعه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته با استفاده از داده‌های پانلی و روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی[1] برای بازه زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۰ تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز را مورد بررسی و آزمون تجربی قرار داد. نتایج مطالعه نشان داد که تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز به سطح توسعه کشورها بستگی دارد و درکشورهای در حال توسعه شفافیت بانک مرکزی، تلاطم نرخ ارز را کاهش می‌دهد اما در کشورهای توسعه یافته شفافیت بانک مرکزی موجب افزایش تلاطم نرخ ارز می‌شود. همچنین نتایج این پژوهش نشان داد که وجود استقلال بانک مرکزی در کشورهای توسعه یافته تأثیری بر تلاطم نرخ ارز ندارد اما در کشورهای در حال توسعه موجب افزایش تلاطم نرخ ارز شده است. در این مطالعه شاخص اندازه‌گیری استقلال بانک مرکزی شاخص CWN بوده است.

مطالعات داخلی

حسنی وشاهنوشی (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی اثر شفافیت اطلاعات بانک مرکزی بر نرخ تورم در ایران" طی سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۱۱ با استفاده از دو روش اقتصاد سنجی OLS و GMM به این نتیجه دست‌یافتند که شفافیت اطلاعات بانک مرکزی ابزاری بسیار مهم جهت هدایت انتظارات عمومی بر تورم است که سبب کنترل تورم خواهدشد. لذا پیشنهاد می‌گردد بانک مرکزی ج.ا.ا به مدیریت انتظارات جهت هدف‌مند نمودن نرخ تورم اهمیت بیشتری بدهد و با کاهش نرخ تورم فعلی از افزایش آن درآینده جلوگیری نماید.

ستاری و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با استفاده از روش داده‌های ترکیبی طی سال‌های ۱۹۹۸-۲۰۱۰ با

---

[1]- System GMM

استفاده از داده‌های مربوط به ۱۰۲ کشور در قالب سه گروه کم درآمد، با درآمد متوسط و پردرآمد به بررسی اثرآزادی پولی وآزادی مالی بر شفافیت سیاست پولی پرداختند. تحلیل هم‌جمعی(هم‌انباشتگی) داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد که در هر سه گروه، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می شود. یافته‌های تجربی این پژوهش نشان می‌دهد درحالی‌که اثر تولید ناخالص داخلی سرانه و آزادی تجاری بر شفافیت سیاست پولی مثبت و معنی‌دار است اما اثر معنی‌دار آزادی مالی بر این سه گروه متفاوت است. همچنین اثر آزادی پولی در کشورهای کم درآمد و پردرآمد معنی‌دار نبوده و این متغیر تنها بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای با درآمد متوسط اثر مثبت و معنی‌داری دارد. این نتایج نشان می‌دهد که واکنش شفافیت سیاست پولی به آزادی پولی و مالی می‌تواند به ساختار اقتصادی کشورها وابسته باشد.

اشرفی و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با تأکید بر شفافیت و پاسخ‌گویی بانک مرکزی، عوامل مؤثر بر موفقیت هدف‌گذاری تورم (استقلال و شفافیت بانک مرکزی، نااطمینانی تورم، حداقل دستمزدهای اسمی، پایه پولی و نرخ ارز) در ایران در بازه زمانی ۱۹۷۸-۲۰۱۶ را مورد بررسی قرار دادند. به همین منظور، در ابتدا میزان استقلال بانک مرکزی با استفاده از روش مؤلفه اساسی (PCA) محاسبه و سپس به بررسی عوامل مؤثر بر شکاف نرخ تورم از مقدار هدف پرداخته شد. نتایج نشان داد که استقلال بانک مرکزی و شفافیت و تعهد به پاسخگویی دارای اثر منفی و معنی‌داری بر شکاف تورم از تورم هدف است. همچنین حداقل دستمزدهای اسمی، پایه پولی، نرخ ارز، نااطمینانی تورم دارای اثر مثبت بر شکاف تورم از تورم هدف می‌باشد. بر این اساس، برای رسیدن به نرخ تورم هدف، می‌بایست پیش‌شرط‌های لازم جهت اتخاذ این سیاست پولی فراهم گردد. همچنین از آن‌جا که نرخ ارز از جمله متغیرهای اثرگذار بر نرخ تورم است و تأثیر زیادی بر نرخ تورم کشور دارد، لذا انجام یک سیاست تجاری و ارزی نتایج زیادی را می‌تواند بر دستیابی به اهداف تورمی داشته باشد.

احسانی و ایزدی (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با بکارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته آرلانو- باند (۱۹۹۱) طی سال‌های ۲۰۰۳-۲۰۱۴ برای کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اسلامی، به بررسی تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم تولید پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که افزایش در سطح شفافیت بانک مرکزی تا نقطه خاصی موجب کاهش تلاطم تولید می شود و بعد از این نقطه، اطلاعات اضافی از بانک-های مرکزی موجب تشدید تلاطم تولید می‌گردد. ازاین رو، حرکت با احتیاط به سوی شفافیت سیاست پولی پیشنهاد می شود؛ زیرا تلاطم تولید به طور قابل ملاحظه‌ای می‌تواند کاهش یابد که دلالت بر مزایای مهم ثبات تولید دارد.

ستاری و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با استفاده از روش داده‌های ترکیبی برای دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ به بررسی عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای منتخب خاورمیانه پرداختند. نتایج به دست‌آمده از تخمین شش مدل، نشان‌دهنده نقش منفی و معنی‌دار تورم دوره گذشته و همچنین اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، تعمیق مالی و افزایش درجه باز بودن اقتصاد بر میزان شفافیت سیاست پولی در کشورهای منتخب خاورمیانه است. همچنین در بین متغیرهای نهادی، عامل کارایی دولت نیز بر شفافیت سیاست پولی در این کشورها تأثیر مثبت داشته است. در حالی‌که سایر متغیرهای نهادی اثر معنی‌داری بر میزان شفافیت سیاست پولی نداشته‌اند.

افشاری و عرفانی جهانشاهی (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر نوسانات تورم با استفاده از روش داه‌های ترکیبی براساس دو دوره زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۶ برای کشورهای پردرآمد و ۱۹۹۸-۲۰۱۰ برای کشورهای کم‌درآمد مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که افزایش شفافیت بانک مرکزی در کشورهای پردرآمد موجب کاهش نوسانات تورم شده است ولی در کشورهای کم‌درآمد نوسانات تورم با افزایش شفافیت افزایش می‌یابد. همچنین اثر تعاملی شفافیت با سیاست پولی نیز برای دو گروه کشورها متفاوت است. این تأثیر برای کشورهای پردرآمد منفی و برای کشورهای کم درآمد مثبت است. به عبارت دیگر، شفافیت از کانال سیاست پولی در کشورهای پردرآمد موجب کاهش نوسانات تورم می‌شود و بنابراین کارایی سیاست پولی را افزایش داده است، درحالی که در کشورهای کم‌درآمد، نوسانات تورم را افزایش می‌دهد. با توجه به مطالعات داخلی در حوزه شفافیت بانک مرکزی، می‌توان نتیجه گرفت تاکنون در مجلات داخلی مطالعه‌ای در خصوص تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز صورت نگرفته و پژوهش حاضر نخستین پژوهش در این خصوص است.

روش شناسی پژوهش

با توجه به این‌که هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین شفافیت بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک می‌باشد لذا از روش‌های اقتصادسنجی پانلی حداقل مربعات معمولی اصلاح شده[1] (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا[2] (DOLS) برای تخمین روابط بین متغیرهای مدل

[1]- Fully Modified Least Squares
[2]- Dynamic Ordinary Least Squares

استفاده شده است. روش‌شناسی در پژوهش حاضر بعد از معرفی متغیرهای پژوهش، آمار توصیفی و ارائه مدل، مراحل زیر را دنبال می‌کند:

انجام آزمون ریشه واحد پانلی فیشر- ADF ، آزمون هم‌جمعی کائو[1] ، برآورد مدل به روش FMOLS و DOLS و تحلیل نتایج

متغیرهای پژوهش، آمار توصیفی و معرفی مدل

متغیرهای پژوهش

همان‌گونه که پیش‌تر نیز اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک است. جامعه آماری در این پژوهش، شش‌کشور از کشورهای عضو اوپک می‌باشدکه شامل امارات، ایران، عراق،کویت، نیجریه و عربستان هستند. دلیل انتخاب این کشورها در دسترس بودن داده‌های آن‌ها در سال‌های مورد مطالعه برای تمامی متغیرها از سال ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۹ می‌باشد. جدول (۱) شرحی از داده‌های مورد استفاده در این پژوهش و واحد اندازه‌گیری آن‌ها را نشان می‌دهد:

جدول (۱): شرحی از داده‌های مورد استفاده و واحد اندازه گیری آن‌ها

متغیر	واحد اندازه گیری	نماد
نرخ‌ارزمؤثرحقیقی	شاخص CPI (سال پایه ۲۰۰۷)	REER
شفافیت بانک مرکزی	شاخص دینسر و همکاران (۲۰۱۶)	CBT
استقلال بانک مرکزی	شاخص ECBI	CBI
درآمد نفتی	تولید ناخالص داخلی (درصد)	Oil Rent
رشد اقتصادی	تولید ناخالص داخلی(درصد رشد سالانه)	GDPG

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]- Kao Cointegration Test

به منظور درک و داشتن یک ایده کلی از تلاطم نرخ ارز در رابطه با ارز حقیقی، پژوهش حاضر بر نرخ ارز مؤثر حقیقی[1] تمرکز کرده است. دسترسی به داده‌های نرخ ارز مؤثر حقیقی به صورت سالانه برای کشورهای مورد مطالعه برای به کارگیری در تلاطم نرخ ارز از پایگاه داده بانک جهانی[2] امکان پذیر بوده است. هم‌چنین در پژوهش حاضر جهت دسترسی به داده‌های شاخص شفافیت بانک مرکزی به سایت کتابخانه دانشگاه برکلی[3] مراجعه شده است. داده‌های شاخص استقلال بانک مرکزی از سایت داوید روملی[4] گردآوری شده است. همچنین در این مطالعه داده‌های مربوط به درآمد نفتی کشورهای منتخب عضو اوپک از طریق پایگاه داده بانک جهانی گردآوری شده است و داده‌های مربوط به رشد اقتصادی از طریق پایگاه داده صندوق بین المللی پول[5] گردآوری شده است. بنابراین متغیرهای مورد استفاده برای ارائه مدل عبارتند از: تلاطم نرخ ارز، شفافیت بانک مرکزی، استقلال بانک مرکزی، درآمد نفتی و رشد اقتصادی. در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری تلاطم نرخ ارز با استناد به مطالعه Goldfajn & Valdes (1999) و Alimi (2016) از روش فیلتر هودریک پروسکات[6] (HP) استفاده شده است. انحراف نرخ ارز مؤثر حقیقی از روند بلندمدت آن به عنوان شاخص اندازه‌گیری تلاطم نرخ ارز در نظرگرفته شده است. فیلتر HP یک ابزار ریاضی برای جداکردن جزء تلاطمی سری‌زمانی و روند سری‌زمانی از داده‌های یک متغیر است. بنابراین منطق استفاده از این روش این است که می‌تواند به تفکیک شدن جزء تلاطمی و روند یک سری زمانی کمک نماید. تلاطم استخراج شده در این روش در یک سری زمانی به صورت انحراف معیار جزء سیکلی استخراج شده یک متغیر اقتصادی از روندآن تعریف می‌شود. بنابراین رابطه زیر بیانگر نحوه استخراج تلاطم از سری زمانی نرخ ارز مؤثر حقیقی با استفاده از روش فیلتر HP می‌باشد:

$$(\text{REER CYCLE})_t = (\text{REER})_t - (\text{REER TREND})_t \qquad (۱)$$

که در آن REER CYCLE برابر با انحراف نرخ ارز مؤثر حقیقی از روند بلندمدت یا همان تلاطم استخراج شده، REER بیان‌گر سری زمانی نرخ ارز مؤثر حقیقی و REER TREND نیز بیان‌گر روند بلندمدت نرخ ارز مؤثر حقیقی است که با استفاده از فیلتر HP استخراج شده است. برای اندازه‌گیری شاخص شفافیت

1- Real Effective Exchange Rate
2- https://data.worldbank.org/
3- https://eml.berkeley.edu/
4- https://davideromelli.com/
5- https://data.imf.org/
6- Hodrick-Prescott Filter

بانک مرکزی از شاخص ارائه شده توسط Dincer & Eichengreen & Geraats (2016) به کار گرفته شده است که نسخه بهنگام شده شاخص Eijffinger & Geraats (2006) و Dincer (2008,2010,2014) & Eichengreen است. برای اندازه‌گیری شفافیت بانک مرکزی به شاخص ارائه شده توسط ., Dincer Eichengreen & Geraats (2016) اتکا می‌شود به چند دلیل: الف) کار آن‌ها در ادبیات پژوهشی شفافیت بانک مرکزی به خوبی شناخته شده است ب) این شاخص اطلاعات مربوط به شفافیت بیش از صد بانک مرکزی در سراسر جهان را پوشش داده است ج) این شاخص را می‌توان به پنج بعد تفکیک کرد اما براساس سؤالات متنوع‌تر نسبت به کارهای قبلی که این موضوع بینش بیشتری در مورد جنبه‌های مختلف شفافیت فراهم می‌کند. این پنج بعد عبارتند از: شاخص شفافیت سیاسی، شفافیت اقتصادی، شفافیت سیاستی، شفافیت، شفافیت عملیاتی و شفافیت رویه‌ای. هر یک از این پنج بعد براساس سه سؤال است. یعنی هر بعد سه سؤال. در هر دسته، هر بانک مرکزی می‌تواند حداکثر به مقدار یک دست یابد. بنابراین حداکثر مقدار کسب شده در هر بعد، امتیاز سه است. درنتیجه شاخص کلی شفافیت بانک مرکزی از پاسخ به این پانزده سؤال به دست می‌آید و دامنه داده‌های شفافیت بانک مرکزی برای هر سال بین ۰ تا ۱۵ است که مقادیر بالاتر طبعاً نشان دهنده شفافیت بیشتر است و از جمع پنج زیرشاخص ذکر شده شاخص شفافیت کلی بانک مرکزی به دست می‌آید (Makrychoriti & Pasiouras, 2021). استقلال بانک مرکزی پدیده‌ای کیفی است که برای اندازه‌گیری و کمی‌کردن آن باید از متغیرهای جایگزین استفاده کرد. بدین منظور در پژوهش‌ها و مقالات انجام‌گرفته در مورد استقلال بانک مرکزی شاخص‌های متعدد و مختلفی برای اندازه‌گیری استقلال بانک مرکزی استفاده شده است. یکی از این شاخص‌ها شاخص GMT است که توسط Grilli et al., (1991) ارائه شده است که استقلال بانک مرکزی را از دو جنبه استقلال سیاسی و اقتصادی بررسی کرده است. شاخص استقلال سیاسی از هشت معیار واستقلال اقتصادی از هفت معیار تشکیل شده است که با استفاده از این ۱۵ معیار، استقلال بانک مرکزی را اندازه‌گیری می‌کنند که میزان نرمال شده (نرمالیزه) این شاخص مانند دیگر شاخص‌های اندازه‌گیری استقلال بانک مرکزی در دامنه صفر تا یک قرار دارد که عدد یک به معنی حداکثر میزان استقلال است و صفر حداقل میزان استقلال را در آن بانک مرکزی نشان می‌دهد. شاخص رایج دیگر برای اندازه‌گیری استقلال بانک مرکزی، شاخص CWN است که توسط Cukierman ; Webb & Neyapti (1992) ارائه گردید و استقلال بانک

مرکزی را بر اساس دو شاخص قانونی[۱] و واقعی[۲] بررسی می‌کند. Cukierman et al., (1992) شاخص قانونی، استقلال بانک مرکزی را براساس چهار مؤلفه (بعد) اندازه‌گیری می‌کند که این چهار مؤلفه عبارتند از: عزل و نصب و دوره تصدی رئیس بانک مرکزی، گروه تعیین‌کننده سیاست که وظیفه حل مناقشات در مورد سیاست پولی را بر عهده دارد، اهداف بانک مرکزی و قوانین مربوط به تأمین مالی دولت (محدودیت‌های بانک مرکزی در اعطای وام به بخش دولتی). پژوهش حاضر به معرفی شاخص جامع و جدید اندازه‌گیری استقلال بانک مرکزی می‌پردازد که توسط Romelli (2018) ارائه شده است و طیف وسیعی از ویژگی‌های بانک مرکزی را براساس اساسنامه خود پوشش می‌دهد. بنابراین در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری شاخص استقلال بانک مرکزی از شاخص گسترش‌یافته استقلال بانک مرکزی[۳] (ECBI) استفاده شده است و لذا در این پژوهش برای اولین بار در سابقه کارهای پژوهشی در داخل مورد استفاده قرار می‌گیرد. شاخص ECBI ، به روشی عینی سه ویژگی اساسی استقلال سیاسی و اقتصادی این نهاد را توصیف می‌کند. ساختار این شاخص به عنوان نقطه شروع از دو شاخص رایج اندازه‌گیری استقلال قانونی بانک مرکزی یعنی شاخص GMT و CWN استفاده می‌کند. شاخص جدید مد نظر پژوهش حاضر موسوم به ECBI در تفکیک شده‌ترین قالب خود، اطلاعاتی را در مورد ۴۲ معیار طراحی سازمانی بانک مرکزی در شش بعد ارائه می‌دهد که این شش بعد عبارتند از: رئیس و هیئت مدیره بانک مرکزی[۴]، سیاست پولی و حل کشمکش‌ها[۵]، اهداف بانک مرکزی[۶]، محدودیت‌ها در اعطای وام به دولت[۷]، استقلال مالی[۸]، گزارش‌دهی و پاسخ‌گویی بانک مرکزی[۹]. شاخص ECBI ویژگی‌های هر دو شاخص قبلی یعنی شاخص GMT و CWN را پوشش می‌دهد. هدف از ایجاد شاخص جدید ECBI در واقع غلبه بر ایراد اساسی دو شاخص قبلی اندازه‌گیری استقلال بانک مرکزی است که فقط ۹ ویژگی یا مشخصه مشترک دارند. شاخص ECBI علاوه بر مشخص‌کردن این موضوع که آیا رئیس بانک مرکزی به طور قانونی مجاز به اداره سایر مناصب در دولت است؛ با جمع‌آوری اطلاعات بیشتر در مورد برکناری رئیس و اعضای هیئت مدیره بانک

1- De Jure
2- De Facto
3- Extended Central Bank Independence
4- Governor and Central Bank Board
5- Monetary Policy and Conflicts Resolution
6- Objectives
7- Limitations on Lending to the Government
8- Financial Independence
9- Reporting and Accountability

مرکزی؛ شاخص استقلال سیاسی GMT بانک مرکزی را گسترش می‌دهد. علاوه‌براین، شاخص استقلال اقتصادی GMT را با گنجاندن اطلاعات مربوط به مرجع مسئول تنظیم شرایط مالی اعطای وام به دولت گسترش می‌دهد. جدا از اینکه شاخص ECBI تکمیل‌کننده دو شاخص قبلی است، یک نوآوری مهم در شاخص ECBI گنجاندن معیارهای جدیدی است که شیوه‌های مناسب در استقلال مالی و پاسخگویی بانک مرکزی را در برمی‌گیرد. به این معنا که شاخص جدید پیشنهادی با ثبت ویژگی‌های جدیدی که می‌تواند بر رفتار سیاست‌پولی مانند استقلال مالی و پاسخگویی تأثیر بگذارد، گسترش‌یافته است و تخصیص استقلال بیشتر به مقامات سیاست پولی را مدنظر قرار داده است. استراتژی تدوین شاخص ECBI دقیقاً رویکرد Cukierman etal., (1992) را دنبال می‌کند و امتیازات اختصاص‌یافته برای پاسخ به هر یک از آن ۴۲ سؤال، شاخص ECBI را می‌سازد که دامنه شاخص ECBI بین صفر(عدم استقلال) و یک (استقلال کامل) می‌باشد. یک امتیاز کلی برای هر شش بعد شاخص با تخصیص وزن برابر به هر سؤال در هر بعد مشخص به دست می‌آید. بنابراین، شاخص کلی به صورت میانگین امتیازات در این شش بعد محاسبه می‌شود. این موضوع تضمین می‌کند که در تعیین سطح استقلال به همه ابعاد وزن مساوی داده می‌شود. شاخص حاصله که شاخص ECBI نامیده می‌شود در بازه [۱و۰] نرمال شده است (Romelli,.2018).

درآمد نفتی (Oil Rent): تفاوت بین ارزش نفت خام در قیمت‌های جهانی و هزینه‌های کل تولید آن را درآمد نفتی می‌نامند (WDI, 2017).

رشد اقتصادی: نرخ رشد اقتصادی حقیقی یا نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، رشد اقتصادی را با توجه به تولید ناخالص داخلی از یک دوره تا یک دوره دیگر اندازه‌گیری می‌کند و تعدیل شده بر اساس تورم و به صورت حقیقی برخلاف شرایط اسمی بیان می‌شود. نرخ رشد اقتصادی حقیقی به صورت درصدی بیان می‌شود که نرخ تغییر در تولید ناخالص داخلی یک کشور به طور معمول از یک سال تا سال بعدی را نشان می‌دهد (IMF, 2018).

تفسیر آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش براساس جدول (۲) به صورت زیر خواهد بود:

آمار توصیفی

جدول (۲): آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

نماد	نام متغیر	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
ERV	تلاطم نرخ ارز	۳/۴۱e-۱۰	۱۶۱/۳۴۳۷	-۷۹/۶۳۵۴۱	۲۱/۸۵۶۲۰
CBT	شفافیت بانک مرکزی	۳/۲۰۰۷۵۸	۸/۵	۱/۵	۱/۳۲۴۸۳۶
CBI	استقلال بانک مرکزی	۰/۵۳۳۳۰۷	۰/۷۲۶۵۰۰	۰/۳۹۶۵۰۰	۰/۰۹۴۳۳۹
LnOilR	لگاریتم درآمد نفتی	۳/۲۶۱۱۴۳	۴/۱۹۸۱۶۵	۱/۰۲۹۶۲۳	۰/۶۴۷۶۳۷
GDPG	رشد اقتصادی	۵/۰۷۳۱۸۲	۸۱/۸۰	-۷/۸۰	۹/۸۵۲۵۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به نتایج جدول ۲، میانگین شاخص شفافیت بانک مرکزی برای کشورهای منتخب عضو اوپک در بازه زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۹ به میزان ۳/۲۰ می باشد که بیشترین مقدار شفافیت بانک مرکزی در سال ۲۰۱۹ به میزان ۸/۵ به کشور نیجریه و کمترین مقدار آن نیز در سال ۱۹۹۸ به میزان ۱ به کشور عربستان تعلق دارد. هم چنین میانگین استقلال بانک مرکزی براساس شاخص ECBI در کشورهای مورد مطالعه در بازه زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۹ به میزان ۰/۵۳ می‌باشد که بیشترین میزان استقلال بانک مرکزی در کشورهای مورد مطالعه ۰/۷۲ و کمترین میزان آن ۰/۳۹ می‌باشد. با توجه به مقادیر مربوط به انحراف معیار متغیرها، پراکندگی داده‌های استقلال بانک مرکزی حول میانگین خود نسبتاً پایین است و پراکندگی داده‌های تلاطم نرخ ارز حول میانگین خود نسبتاً زیاد است.

ارائه مدل

با توجه به الگوی ارئه شده توسط Weber (2019)، الگوی در نظر گرفته‌شده در پژوهش حاضر به منظور بررسی تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک در چارچوب داده‌های ترکیبی به صورت معادله زیر تصریح می‌شود:

$$ERV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CBT_{i,t} + \beta_2 CBI_{i,t} + \sum_{k=3}^{m} \beta_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

$ERV_{i,t}$: متغیر وابسته که مبین تلاطم نرخ ارز کشور i در سال t می‌باشد.

$CBT_{i,t}$: متغیر توضیحی اصلی که مبین شاخص شفافیت بانک مرکزی کشور i در سال t می‌باشد.

$CBI_{i,t}$: دیگر متغیر توضیحی اصلی مدل که مبین شاخص استقلال بانک مرکزی کشور i در سال t می‌باشد.

$\sum_{k=3}^{m} \beta_k X_{k,i,t}$: این بخش نشان‌دهنده متغیرهای کنترلی مورد استفاده در مدل پژوهش حاضر است که دو متغیر لگاریتم درآمد نفتی ($LnOilR_{i,t}$) و رشد اقتصادی ($GDPG_{i,t}$) کشور i در سال t به عنوان متغیرهای کنترلی در پژوهش حاضر مورد استفاده قرار گرفته است.

ε_{it} : نشان‌دهنده جزء اخلال مدل می‌باشد.

بنابراین مدل نهایی جهت برآورد به صورت زیر می‌باشد:

$$ERV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CBT_{i,t} + \beta_2 CBI_{i,t} + \beta_3 LnOilR_{i,t} + \beta_4 GDPG_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

در پژوهش حاضر به منظور بررسی تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک برای گردآوری داده‌ها از نرم افزار Excel و جهت بررسی آزمون‌های مربوط به داده‌های ترکیبی و برآورد الگوی مورد استفاده و تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزارهای Eviews 10 و Statat 16 استفاده شده است. روش تجزیه و تحلیل در این پژوهش به این صورت است که پس از بررسی آزمون مانایی و هم جمعی در داده‌های ترکیبی، تخمین الگوی ارائه شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی کاملا اصلاح شده (FMOLS) و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) صورت‌گرفته است.

نتایج تجربی

نتایج حاصل از آزمون مانایی

مانایی هم ابزار و هم فرضی است که برای ارزیابی داده‌ها استفاده می‌شود. یک سری زمانی هنگامی مانا است که آن سری به سمت میانگین و واریانس تعیین شده برگردد بدون این که روندی را دنبال کند یا در طول زمان تغییر کند. بدون بررسی آزمون مانایی (تست ریشه واحد) متغیرها، استنباط‌های آماری در مورد

نتایج تخمین رگرسیون از اعتبارکافی برخوردار نخواهند بود (Hill et al., 2008, p.339). آزمون‌های ریشه واحدکه جهت بررسی مانایی در داده‌های ترکیبی با توجه به توسعه شیوه‌های آزمون و تلفیق آن‌ها با بسته‌های نرم‌افزارهای اقتصادی عبارتند از: آزمون لوین، لین و چو[۱] (LLC)، آزمون ایم، پسران و شین[۲] (IPS)، آزمون بریتونگ[۳]، آزمون فیشر- دیکی‌فولرتعمیم‌یافته[۴] (ADF-Fisher)، آزمون فیشر- فیلیس پرون[۵] (PP-Fisher) و هادری[۶]. فرضیه صفر در این آزمون‌ها به غیر از آزمون هادری؛ نشان دهنده وجود ریشه واحد (یعنی نامانایی) است و در مقابل فرضیه رقیب دال بر مانایی آن متغیر است (Harris & Sollis, 2003, p.191).

Maddala & Wu (1999) نشان دادندکه آزمون ریشه واحد LLC بیش از حد محدودکننده است و در عمل نمی‌تواند مورد توجه واقع شود، در حالی‌که آزمون ریشه واحد IPS با کم‌کردن فرضیه‌های آزمون LLC، نتایجی را ارئه می‌دهد که صرفاً شواهدی از آزمون فرضیه نمونه مستقل را به طور خلاصه بیان می‌کند. بنابراین آن دو یعنی Maddala & Wu (1999) متعاقباً آزمون فیشر را به عنوان مناسب‌ترین آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی پیشنهاد می‌کنند و ادعا می‌کنند که آزمون فیشر به علت در اختیارداشتن مقادیر بحرانی مبتنی بر بوت استراپ (Bootstrap) یک انتخاب ارجح است (Wang, 2008, .p.49). لذا در پژوهش حاضر جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون فیشر- دیکی فولر تعمیم‌یافته بهره‌گرفته شده است. فرضیه صفر در این آزمون نشان دهنده وجود ریشه واحد است. در صورت نامانا بودن متغیرها باید با روش تفاضل‌گیری اقدام به ماناکردن متغیرها نمود. در مرحله بعدی و با مشخص شدن درجه انباشتگی متغیرها برای اطمینان از وجود روابط بلندمدت؛ این موضوع از طریق آزمون هم‌جمعی کائو مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول (۳): نتایج بررسی مانایی متغیرها در سطح و با یکبار تفاضل‌گیری

آزمون / متغیر	آزمون فیشر (ADF-Fisher)
	(ارزش احتمال) آماره
ERV	۱۰/۱۴۴۴ (۰/۶۰۳۳)

[1] - Levin, Lin & Chu
[2]- Im, Pesaran & Shin
[3] - Breitung
[4] - Fisher Augmented Dickey–Fuller
[5] - Fisher Phillips Perron
[6] - Hadri

وضعیت مانایی	نامانا
D (ERV)	۳۷/۴۳۰۲ * (۰/۰۰۰۲)
وضعیت مانایی	مانا
CBT	۳/۸۸۷۰۵ (۰/۸۶۷۲)
وضعیت مانایی	نامانا
D (CBT)	۱۸/۹۴۰۵ *(۰/۰۱۵۲)
وضعیت مانایی	مانا
CBI	۲/۸۱۴۳۵ (۰/۵۸۹۴)
وضعیت مانایی	نامانا
D (CBI)	۱۲/۹۰۹۱ *(۰/۰۱۱۷)
وضعیت مانایی	مانا
Ln (OilR)	۲۳/۳۰۲۵ **(۰/۰۲۵۳)
وضعیت مانایی	مانا
GDPG	۳۷/۲۱۱۷ *(۰/۰۰۰۲)
وضعیت مانایی	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نکته: * سطح اطمینان ۰/۰۱ را نشان می دهد، ** سطح اطمینان ۰/۰۵ را نشان می دهد

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که متغیر تلاطم نرخ ارز، شفافیت بانک مرکزی، استقلال بانک مرکزی در سطح نامانا هستند و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، بنابراین درجه انباشتگی یا مرتبه مانایی آن‌ها I(1) است؛ در صورتی‌که متغیر لگاریتم درآمد نفتی و رشداقتصادی در سطح مانا هستند و مرتبه مانایی آن‌ها I(0) است. با توجه به نتایج جدول (۳) و این‌که تعدادی از متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و توجه به این نکته که تمام متغیرهای پژوهش مانا نبودند لذا آزمون F لیمر و هاسمن مورد بررسی قرار نمی‌گیرد و بایستی برای اطمینان از وجود روابط بلندمدت بین متغیرها اقدام به بررسی آزمون هم‌جمعی نمود. در صورت تأیید هم‌جمعی و سپس مشخص شدن روش تخمینی، از فیلتر تفاضل‌گیری برای متغیرهای نامانا استفاده نخواهد شد زیرا در این صورت متغیر نامانا با وقفه‌های قبلی اش برابر می‌شود که این موضوع باعث پاک شدن اطلاعات مربوط به روابط بلندمدت بین دو متغیر می‌شود. بنابراین در صورت تأیید هم‌جمعی و در زمان برآورد مدل، بدون در نظرگرفتن نامانایی متغیرها، از متغیرهای سطح و نه تفاضل استفاده می‌شود چرا که در صورت وجود روابط بلندمدت بین دو متغیر نامانا، باقیمانده‌های حاصل از آن‌ها مانا خواهد شد

.(Monjazeb & Nosrati, 2017, p.237)

نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی کائو

اگر چه به طور کلی این موضوع درست است که اگر x و y نامانا باشند، جمله اخلال نیز نامانا خواهد بود اما همیشه این‌گونه نیست و ممکن است جمله اخلال مانا باشد. چون درجه انباشتگی جمله اخلال صفر یا I(0) است بنابراین هم‌جمعی برقرار است. زمانی‌که داده‌های ما نامانا هستند احتمال وقوع مورد خاص مهمی به نام هم‌جمعی (هم‌انباشتگی) افزایش می‌یابد (Tsionas, 2019, p.19). تکنیک هم‌جمعی این امکان را به پژوهش‌گران می‌دهد تا متغیرهایی را که دارای یک روند تصادفی یکسان هستند بررسی کند و به طور همزمان از مسئله رگرسیون کاذب جلوگیری‌کند (Fabozzi et al., 2014, p.192). از طریق آزمون‌های هم‌جمعی می‌توان به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پی برد. همانند آزمون ریشه واحد پانلی، آزمون‌های هم جمعی پانلی هم قادرند به دلیل وجود آزمون‌هایی قدرتمندتر و با اعتبار بیشتر نسبت به آزمون‌های هم‌جمعی سری‌های زمانی انجام‌گیرند. آزمون‌های هم‌جمعی پانلی حتی در شرایطی که دوره زمانی‌کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشند نیز قابلیت استفاده را دارندکه از جمله آزمون‌های هم‌جمعی که برای داده‌های ترکیبی معرفی شده است می توان به آزمون کائو، آزمون پدرونی، LM تست وآزمون هم‌جمعی برمبنای درست نمایی اشاره کرد (Baltagi, 2008, p.252). در پژوهش حاضر برای بررسی وجود یا عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل از آزمون هم‌جمعی کائو استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است:

جدول (٤): نتایج آزمون هم جمعی کائو

روش آزمون	فرضیه صفر	آماره t	ارزش احتمال	نتیجه آزمون
کائو	عدم هم جمعی	-۲/۸۴۰۷۵۶	۰/۰۰۲۳	وجود هم جمعی

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که نتیجه آزمون هم‌جمعی‌کائو نشان می‌دهد، مقدار احتمال آماره کمتر از ۵ صدم است و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی رد می شود؛ در نتیجه وجود هم‌جمعی یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود. در صورت تأیید هم‌جمعی در داده‌های ترکیبی برای به دست آوردن ضرایب

بلندمدت الگوی مورد نظر، روش‌های مختلفی وجود دارد. در پژوهش حاضر به چند دلیل دو روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (FMOLS) و روش حداقل معمولی مربعات پویا (DOLS) جهت برآورد الگوی ارائه شده پیشنهاد می‌شود. با توجه به این که در پژوهش حاضر نمونه تحت بررسی، نمونه‌ای کوچک محسوب می شود و از آن جایی‌که تخمین روابط بلندمدت با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) در نمونه‌های کوچک می‌تواند با تورش باشد و در نتیجه نمی‌توان با استفاده از آماره t به استنباط آماری پرداخت لذا از ویژگی‌های مشترک هر دو تخمین‌زن FMOLS و DOLS این است که در نمونه‌های کوچک کاربرد داشته و نتایج کاراتری نسبت به سایر روش‌ها ارائه می‌دهد و از تورش همزمانی[1] جلوگیری می‌کند. از طرف دیگر تخمین زن‌های OLS و انگل‌گرنجر دارای توزیع غیرنرمال هستند اما اگر رابطه هم‌انباشته توسط روش FMOLS و DOLS تخمین زده شود، دارای توزیع مجانبی نرمال خواهد بود. همچنین هر دو تخمین زن مزبور روش مناسبی برای تصحیح مشکل درون‌زایی و خودهمبستگی ارزیابی می‌شود (Haghighat & Akbar Mousavi, 2019, p.63). همچنین یکی از ویژگی‌های بارز روش DOLS که استفاده از آن را برای کارهای پژوهشی بسیار آسان‌ترکرده است در واقع آن است که حتی اگر درجه انباشتگی متغیرهای توضیحی متفاوت از هم باشد هم می‌توان از این روش استفاده کرد. به عبارت دیگر، می‌توان متغیرهای I(0) و I(1) و ... را همزمان با هم در مدل به کار برد و مدل را تخمین زد (Pedroni, 2004).

تخمین و تحلیل نتایج

نتایج حاصل از تخمین روش FMOLS و DOLS

با توجه به نتیجه آزمون هم‌جمعی کائو مبنی بر وجود هم‌جمعی بین متغیرها و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، گام بعدی تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل هست. برای تخمین الگوی ارائه شده در رابطه (۲) با توجه به مزیت‌های اشاره شده در بخش قبلی از روش‌های FMOLS و DOLS برای برآورد الگو استفاده می‌شود. نتایج به دست آمده از تخمین بلندمدت با استفاده از روش‌های FMOLS و DOLS در جدول (۵) نشان داده شده است:

---

[1] . Simultaneity Bias

جدول (۵): نتایج تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش های FMOLS و DOLS
متغیر وابسته: تلاطم نرخ ارز (ERV)

متغیرها	روش تخمین: FMOLS				روش تخمین: DOLS			
	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال (Prob)	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال (Prob)
CBT	-۰/۱۶۳۹۰۸	۰/۰۴۳۸۰۲	-۳/۷۴۱۹۸۶	۰/۰۰۰۳	-۰/۵۴۲۳۴۷	۰/۱۹۱۱۸۶	-۲/۸۳۶۷۴۹	۰/۰۰۵۴
CBI	-۲۷/۴۹۷۹۱	۰/۱۱۱۷۰۵	-۲۴۶/۱۶۶۵	۰/۰۰۰۰	-۳۹/۰۳۴۶۴	۵/۶۲۵۶۸۶	-۶/۹۳۸۶۴۵	۰/۰۰۰۰
LnOilR	-۰/۲۷۷۳۹۳	۰/۰۷۳۸۶۳	-۳/۷۵۵۵۲۸	۰/۰۰۰۳	-۶/۷۰۲۰۸۱	۰/۴۳۴۴۱۲	-۱۵/۴۲۷۹۲	۰/۰۰۰۰
GDPG	-۵/۸۳۲۱۸۰	۰/۰۸۷۱۸۳	-۶۶/۸۹۵۶۵	۰/۰۰۰۰	-۰/۸۳۰۷۸۶	۰/۱۴۵۹۶۲	-۵/۶۹۱۷۸۶	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طورکه نتایج جدول فوق نشان می‌دهد ضرایب و سطح احتمال متغیرهای الگو در روش‌های برآوردی FMOLS و DOLS مطابق انتظار بوده و در سطح اطمینان ۰/۰۱ معنی‌دار هستند؛ بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. متغیر وابسته تلاطم نرخ ارز است. شفافیت بانک مرکزی و استقلال بانک مرکزی به عنوان متغیرهای توضیحی اصلی در جدول فوق گنجانده شده‌اند. لگاریتم درآمد نفتی و رشد اقتصادی هم به عنوان متغیرهای کنترلی مورد استفاده قرارگرفته است. با توجه به نتایج جدول (۵) می‌توان تفاسیر زیر را ارائه داد:

شفافیت بانک مرکزی (CBT): به لحاظ آماری، ضریب برآوردی (۰/۱۶۳۹۰۸-) و سطح احتمال (۰/۰۰۰۳) شفافیت بانک مرکزی در روش FMOLS نشان می‌دهد که در بلندمدت بین شفافیت بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، اگر شفافیت بانک مرکزی به میزان یک واحد افزایش یابد، تلاطم نرخ ارز به میزان ۰/۱۶ واحد کاهش می‌یابد. همین تعبیر را می‌توان برای روش DOLS در نظر داشت که به لحاظ آماری، ضریب برآوردی (۰/۵۴۲۳۴۷) و سطح احتمال (۰/۰۰۵۴) شفافیت بانک مرکزی در این روش نشان می‌دهدکه در بلندمدت بین شفافیت بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، یک واحد افزایش در شفافیت بانک مرکزی باعث کاهش تلاطم نرخ ارز به میزان ۰/۵۴ واحد می‌شود. بنابراین نتایج برآورد مدل در هر دوش مزبور نشان دهنده وجود رابطه منفی و معنی‌دار در بلندمدت بین شفافیت بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک برای بازه زمانی ۱۹۹۸- ۲۰۱۹ و تأیید یکی از فروض اصلی پژوهش حاضر است. به این ترتیب

پژوهش حاضر توصیه می‌کند که کشورهای مورد مطالعه باید به این نکته توجه کنند که افزایش شفافیت بانک مرکزی در قالب اطلاع رسانی‌های سیاست‌های پولی توسط بانک مرکزی موجب افزایش قابلیت بازارهای مالی در پیش‌بینی اقدامات بانک مرکزی در قالب سیاست‌های پولی آتی می‌شود که این موضوع باعث ثبات در بازارهای مالی از جمله بازار ارز و در نتیجه ثبات نرخ ارز و جلوگیری از تلاطم‌های زیاد آن می‌شود. به عبارتی دیگر، افزایش ارائه اطلاعاتی توسط بانک‌های مرکزی در قالب اطلاع رسانی‌های سیاست پولی، منجر به افزایش توانایی مردم در درک اهداف بانک مرکزی و بهبود پیش بینی سیاست‌های پولی بانک مرکزی است که این امر از تغییر در مواضع سیاست بانک مرکزی در بی ثبات کردن بازارهای مالی از جمله بازار ارز جلوگیری خواهد کرد. بنابراین، بانک مرکزی باید اطلاعات مهمی را در خصوص تحولات اقتصادی و اهداف و تصمیمات سیاست پولی به عموم مردم و شرکت‌کنندگان در بازارهای مالی منتقل کند. دسترسی فعالان اقتصادی به این اطلاعات منجر به بهبود تصمیم‌گیری‌هایشان در یک فضای مطمئن می‌شود. بنابراین افشای عمومی سیاست‌ها ممکن است با کاهش گمانه زنی‌های (حدس و گمان‌ها) فراوان و افزایش دقت پیش بینی‌ها، کارایی بازارهای مالی را بهبود ببخشد و در نتیجه در کاهش تلاطم بازارهای مالی از جمله نرخ ارز مؤثر باشد. صراحت وصداقت بانک مرکزی در ارائه مشاوره و اطلاعات در کاهش تلاطم بازارهای مالی از جمله نرخ ارز مؤثر خواهد بود. بنابراین بانک‌های مرکزی در صورت شفاف‌ترشدن می‌توانند از انعطاف‌پذیری قابل ملاحظه و اثرات جلب اعتماد عمومی و افزایش اعتبار بهره‌مند شوند.

استقلال بانک مرکزی (CBI): به لحاظ آماری، ضریب برآوردی (۲۷/۴۹۷۹۱-) و سطح احتمال (۰/۰۰۰۰) متغیر توضیحی اصلی دیگر این مطالعه یعنی استقلال بانک مرکزی در روش FMOLS نشان می‌دهدکه در بلندمدت بین استقلال بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، اگر استقلال بانک مرکزی به میزان یک واحد افزایش یابد، تلاطم نرخ ارز به میزان ۲۷/۴۹ واحد کاهش می‌یابد. همین تعبیر را می‌توان برای نتایج برآورد به روش DOLS در نظر داشت که به لحاظ آماری، ضریب برآوردی (۳۹/۰۳۴۶۴-) و سطح احتمال (۰/۰۰۰۰) استقلال بانک مرکزی در این روش نشان می‌دهدکه در بلندمدت بین استقلال بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، یک واحد افزایش در استقلال بانک مرکزی باعث کاهش تلاطم نرخ ارز به میزان ۳۹/۰۳ واحد می‌شود. بنابراین نتایج برآورد مدل در هر دوش مزبور نشان دهنده وجود رابطه منفی و معنی‌دار در بلندمدت بین استقلال بانک مرکزی و

تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک برای بازه زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۹ و تأیید یکی دیگر از فروض اصلی پژوهش حاضر است. بنابراین وجود بانک مرکزی مستقل درکشورهای منتخب عضو اوپک که از فشار دخالت‌های دولت در امان باشد منجر به کاهش تلاطم نرخ ارز شده است. کاهش تلاطم نرخ ارز و ثبات بیشتر اقتصاد کلان که در نتیجه عملکرد بانک مرکزی مستقل در دوره مورد بررسی در کشورهای منتخب عضو اوپک بوده است نشان می‌دهد که همواره افزایش استقلال بانک مرکزی می‌تواند عاملی برای کاهش تلاطم نرخ ارز باشد. براین اساس، وجود رویکردی سازمان‌یافته و منظم در اجرای سیاست‌های پولی می‌تواند از اهمیت زیادی در کاهش تلاطم‌های متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار باشد. از جمله الزامات داشتن یک سیاست پولی منظم و مستقل، وجود یک نهاد پاسخگو و مسئولیت پذیر در رأس سیاست‌های پولی یک کشور برای استفاده از ابزارهای پولی به عنوان خواسته‌های اقتصاد در درازمدت است (نه شرایط خاص کوتاه مدت). در نتیجه وجود یک بانک مرکزی مستقل می‌تواند از بروز این مشکلات جلوگیری کند.

لگاریتم درآمد نفتی (LnOilR): لگاریتم درآمد نفتی که یکی از متغیرهای کنترلی مورد استفاده در رابطه (۲) می باشد؛ به لحاظ آماری، ضریب برآوردی (۰/۲۷۷۳۹۳-) و سطح احتمال (۰/۰۰۰۳) آن در روش FMOLS نشان می‌دهدکه در بلندمدت بین درآمد نفتی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، اگر درآمد نفتی به میزان یک درصد افزایش یابد، تلاطم نرخ ارز به میزان ۰/۰۰۲۷ واحد کاهش می‌یابد. نتیجه به دست‌آمده در تأیید این نکته است که ذخایر ارزی کشورهای صادرکننده نفت با افزایش درآمد نفتی افزایش می‌یابد و می‌توان این ذخایر ابدی را برای کاهش تلاطم نرخ ارز مورد استفاده قرار داد. بنابراین کشورهای نفتی از جمله کشورهای منتخب عضو اوپک می‌توانند از افزایش قیمت نفت سود ببرند و ذخایر ارزی خود را تثبیت کنند و تلاطم نرخ ارز را کاهش دهند. همین‌تعبیر را می‌توان برای نتایج تخمین به وسیله روش DOLS در نظر داشت که به لحاظ آماری، ضریب برآوردی (۶/۷۰۲۰۸۱-) و سطح احتمال (۰/۰۰۰۰) لگاریتم درآمد نفتی در این روش نشان می‌دهدکه در بلندمدت بین درآمد نفتی و تلاطم نرخ ارز در نمونه مورد بررسی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش در درآمد نفتی باعث کاهش تلاطم نرخ ارز به میزان ۰/۰۶۷ واحد می‌شود. لذا نتایج برآورد مدل در هر دوش مزبور نشان دهنده وجود رابطه منفی و معنی‌دار در بلندمدت بین درآمد نفتی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک برای بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۸ و تأیید یکی دیگر از فروض پژوهش حاضر است.

رشد اقتصادی (GDPG): رشد اقتصادی که دومین متغیرکنترلی مورد استفاده در رابطه (۲) می‌باشد؛ به لحاظ آماری، ضریب برآوردی (۵/۸۳۲۱۸۰-) و سطح احتمال (۰/۰۰۰۰) آن در روش FMOLS نشان می‌دهدکه در بلندمدت بین رشد اقتصادی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، اگر رشد اقتصادی به میزان یک درصد افزایش یابد، تلاطم نرخ ارز به میزان ۰/۰۵۸ واحد کاهش می‌یابد. همین تعبیر را می توان برای نتایج تخیمین به وسیله روش DOLS در نظر داشت که به لحاظ آماری، ضریب برآوردی (۰/۸۳۰۷۸۶-) و سطح احتمال (۰/۰۰۰۰) رشد اقتصادی در این روش نشان می‌دهدکه در بلندمدت بین رشد اقتصادی و تلاطم نرخ ارز در نمونه مورد بررسی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش در رشد اقتصادی باعث کاهش تلاطم نرخ ارز به میزان ۰/۰۰۸۳ واحد می‌شود. لذا نتایج برآورد مدل در هر دوش مزبور نشان دهنده وجود رابطه منفی و معنی‌دار در بلندمدت بین رشد اقتصادی و تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک برای بازه زمانی ۱۹۹۸ - ۲۰۱۹ و تأیید آخرین فرضیه پژوهش حاضر است. بدین ترتیب، تمامی انتظاراتی را که در مورد فرضیه‌های مربوط به متغیرهای پژوهش وجود دارد تأیید شده است. به طور کلی می‌توان با توجه به نتایجی که حاصل گردید این موضوع را بیان کرد که شفافیت بانک مرکزی و وجود بانک مرکزی مستقل، پیامدهای اقتصادی مطلوبی دارد و می تواند آثار مخرب تلاطم نرخ ارز در اقتصاد کشورهای منتخب عضو اوپک را کاهش دهد. با کاهش تلاطم نرخ ارز، ریسک و نااطمینانی ناشی از معاملات خارجی کاهش می‌یابد و ارزش واحد پول داخلی افزایش می‌یابد.

نتیجه گیری و پیشنهادهای سیاستی

در پژوهش حاضر با توجه به اهمیت شفافیت و استقلال بانک مرکزی در کشورهای صادرکننده نفت تلاش شد به بررسی تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک با استفاده از داده‌های سالانه در بازه زمانی ۱۹۹۸- ۲۰۱۹ پرداخته شود. با بکارگیری روش FMOLS و DOLS تأثیر شفافیت بانک مرکزی بر تلاطم نرخ ارز با حضور استقلال بانک مرکزی به عنوان دومین متغیر توضیحی اصلی در الگوی ارائه شده و همچنین استفاده از لگاریتم درآمد نفتی و رشد اقتصادی به عنوان متغیرهای کنترلی در چارچوب داده‌های ترکیبی برای کشورهای منتخب عضو اوپک بررسی شد. نتایج به دست‌آمده در هر دو رهیافت مزبور نشان می‌دهد که شفافیت بانک مرکزی و استقلال بانک مرکزی از متغیرهای تأثیرگذار بر تلاطم نرخ ارز است و با تلاطم نرخ ارز رابطه منفی (معکوس) و معنی-داری دارند. از طرفی‌دیگر، درآمد نفتی و رشد اقتصادی نیز با تلاطم نرخ ارز رابطه منفی و معنی‌داری

دارند. نتایج پژوهش حاضر هم‌سو با نتایج Eichler & Littke (2018) و بخشی از یافته‌های Weber (2019) می‌باشد که نتایج پژوهش‌آن‌ها نشان داد که شفافیت بانک مرکزی، تلاطم نرخ ارز را کاهش می‌دهد. همچنین نتایج پژوهش حاضر هم‌سو با یافته‌های Hau (2002) مبنی بر رابطه معکوس بین استقلال بانک مرکزی و تلاطم نرخ ارز است. براساس نتایج پژوهش حاضر، شفافیت بانک مرکزی اقدام مثبتی تلقی شده و اغلب به دلیل مزایا و قابلیت انعطاف بالایی که برای ثبات پیداکردن اقتصاد دارد می‌تواند منجر به کاهش تلاطم نرخ ارز شود. با این‌حال شواهد تجربی در مورد چنین مزایایی تاکنون درموردکشورهای صادرکننده نفت مورد بررسی قرار نگرفته است. یافته‌های پژوهش حاضر اهمیت شفافیت بانک مرکزی در کشورهای منتخب عضو اوپک را نشان می‌دهد که در یک فضای استقلال یافته بانک مرکزی می‌تواند در کاهش تلاطم نرخ ارز نقش داشته باشد. هر چقدر بازارهای مالی از جمله بازار نرخ ارز از ثبات بیشتر و تلاطم کمتر و فضای مطمئن‌تری برخوردار باشند می‌توانند موجب افزایش رشد اقتصادی هم گردند. بنابراین کشورهایی با شفافیت بیشتر و بانک مرکزی مستقل تر قادر به دستیابی به سطح پایین تر تلاطم نرخ ارز و بهبود عملکرد اقتصادی هستند. همان‌طور که در قسمت‌های پیشتر اشاره شد شفافیت بانک مرکزی یکی ازویژگی‌های مطلوب بانک‌های مرکزی است تا حدی که اثر بخشی سیاست‌های پولی را افزایش می‌دهد. این موضوع شامل الزام بانک مرکزی به اطلاع رسانی شفاف است. افزایش ارائه اطلاعاتی توسط بانک‌های مرکزی در قالب اطلاع رسانی سیاست پولی منجر به افزایش توانایی مردم در درک اهداف بانک مرکزی و بهبود پیش‌بینی‌هایشان از سیاست‌های پولی بانک مرکزی است که این امر از تغییر در مواضع سیاست بانک مرکزی در بی ثبات‌کردن بازارهای مالی از جمله بازار ارز جلوگیری خواهدکرد. درک شفافیت بانک مرکزی اهمیت دارد چرا که این موضوع به میزان قابل توجهی به میزان اعتماد به بانک‌های مرکزی مرتبط است. بانک‌های مرکزی باید به حفظ اعتماد مردم علاقه‌مند باشند چرا که این امر سیاست‌گذاری آن‌ها را تسهیل می‌کند و اثربخشی آن را افزایش می‌دهد و از طرفی افراد با درک بالایی از شفافیت احتمالاً پیش‌بینی دقیق‌تری نسبت به بازار دارند. بنابراین ممکن است یک عدم تطابق بین درجه واقعی شفافیت بانک مرکزی و درجه شفافیتی که مردم درک می‌کنند وجود داشته باشد؛ بنابراین لازم است که مردم و فعالان اقتصادی درک خود را از شفافیت بانک مرکزی از طریق افزایش دانش و آگاهی واقعی از شفافیت بانک مرکزی و عوامل روان‌شناختی ارتقاء دهند و بنابراین به سیاست‌گذاران و متخصصان اقتصادی پیشنهاد می‌شود با بررسی این موضوع که شرکت‌کنندگان در بازارهای مالی (چه مردم و چه فعالان یا کارگزارن اقتصادی) از چه میزان دانش وآگاهی کافی در خصوص موضوع شفافیت

بانک مرکزی برخوردار هستند به شواهد جالبی دست خواهند یافت و بانک‌های مرکزی بر اساس نتایج این موضوع اقدام به بهبود دانش سیاست پولی مردم و فعالان اقتصادی برای تأثیرگذاری سیاست‌گذاری-های پولی خود بر بازارهای مالی در جهت کاهش تلاطم نرخ ارز نمایند. بنابراین لازم است که بانک‌های مرکزی تعهد پاسخگویی به عموم مردم و فعالان اقتصادی را سرلوحه کار خود قرار دهند و با استفاده از ابزار شفافیت آن را عملی کنند. البته ذکر این نکته ضروری است که دانش شفافیت تمام زیر شاخص‌های شفافیت بانک مرکزی (شفافیت سیاسی، شفافیت اقتصادی، شفافیت سیاستی، شفافیت عملیاتی، شفافیت رویه ای) را در بر می‌گیرد. ایجاد یک استراتژی اطلاع رسانی مؤثر چندان آسان نیست زیرا نحوه شکل-گیری ادراکات احتمالاً بین عوامل متفاوت است و برداشت‌ها نه تنها به دانش شفافیت بلکه به عوامل روانشناختی نیز بستگی دارد. برای بانک‌های مرکزی مفید است که هنگام طراحی یک استراتژی اطلاع-رسانی مؤثر، این یافته‌ها را مدنظر قرار دهد البته طبعاً برای افزایش شفافیت بانک مرکزی بایستی کشورها تصمیم بگیرند که قدرت را از سیاست‌مداران منتخب به بانک‌های مرکزی استقلال یافته منتقل کنند. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد سیاست‌گذران می‌توانند با آگاهی از دو کانال شفافیت بانک مرکزی و استقلال بانک مرکزی اثرات زیان آور تلاطم نرخ ارز را کاهش دهند. در عمل هر بانک مرکزی می‌تواند با شفاف‌سازی اهداف سیاستی خود، ارائه اطلاعات سیاستی مناسب، انتشار مدل‌های خود، یا بهبود بینش عمومی در فرآیند تصمیم‌گیری سیاست‌ها، شفافیت قابل درک سیاست پولی خود را افزایش دهد. برای ارتقاء استقلال بانک مرکزی می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه نمود:

در بسیاری از کشورها رئیس‌کل بانک مرکزی و دیگر مقامات ارشد بانک مرکزی از طریق یک فرآیند دولتی تعیین می‌شوند. با این حال، به منظور تضمین برخی تدابیر تعادلی، انتصاب رئیس‌کل باید توسط ارگان‌های جداگانه انجام شود. در یک شرایط نهادی مطلوب، مدت مسئولیت رئیس‌کل و اعضای هیئت مدیره باید طولانی‌تر از چرخه انتخاباتی باشد، در حالی که انتصاب مجدد آن‌ها باید به منظور جلوگیری از علاقه سیاست مداران که در مورد انتصاب مجدد تصمیم می‌گیرند، محدود شود. به منظور تداوم و تمدید بیشتر، قوانین بانک مرکزی ممکن است نیاز به یک سری اصلاحات برای بانکداران ارشد بانک مرکزی داشته باشد. این الزام باید از نفوذ سیاسی کوتاه مدت بر بانک مرکزی بکاهد. رفتار نامناسب رئیس بانک مرکزی و سایر اعضای هیئت مدیره می‌تواند به طور بالقوه به اعتبار و شهرت سازمان در میان بازارهای مالی و عموم مردم آسیب برساند. به همین دلیل اکثر قوانین وضع شده بانک مرکزی، باید وضعیت یا شرایط برکناری رئیس یا اعضای هیئت مدیره بانک مرکزی را مشخص کند. با این حال برکناری آن‌ها باید فقط

در موارد فعالیت‌های غیرقانونی و یا احراز بی‌کفایتی صورت بگیرد. در واقع، برکناری بانکداران مرکزی به دلایل سیاسی ممکن است روزنه‌ای را برای فشار بی‌دلیل از سوی دولت بازکند. به طور مشابه، دخالت رئیس‌کل و سایر اعضای هیئت مدیره بانک مرکزی در سایر مناصب دولتی ممکن است تضاد منافع بین دو مسئولیت ایجاد کند و اعتبار بانک مرکزی را خدشه دار کند. بنابراین، معرفی قوانین صلاحیت‌های مورد نیاز می‌تواند به فیلتر کردن آن کسانی که ممکن است از طریق ارتباطات سیاسی انتخاب شده باشند اما فاقد هر صلاحیت لازم برای برعهده‌گرفتن این مناصب هستند، کمک کند. باتوجه به مطالب گفته شده؛ بانک‌های مرکزی که در آن ها ۱) قوه مجریه اختیار قانونی کم یا هیچ قدرت قانونی در تعیین رئیس کل و سایر اعضای هیئت مدیره بانک مرکزی نداشته باشد ۲) دوره مسئولیت بیش از چرخه انتخاباتی است ۳) محدودیت در انتصاب مجدد ۴) برکناری هدف‌مند و به دلایل متقن ۵) فعالیت‌های موازی در بدنه مدیریتی محدود باشد؛ می‌توان آن بانک مرکزی را مستقل از دولت تلقی کرد. ازآن‌جایی‌که ایران یکی از کشورهای مورد مطالعه در پژوهش حاضر است می‌توان اظهار داشت که فشار سیاسی بر بانک مرکزی در انتخاب رئیس آن از طریق هرکدام از قوای سه‌گانه و مقام‌های بلندپایه به نوعی تهدید نهایی برای عدم تحقق استقلال بانک مرکزی است؛ به‌ویژه اگر سیاست‌مداران با سیاست‌های بانک مرکزی مخالف باشند. به عنوان مثال؛ برای جلوگیری از نادیده‌گرفتن تصمیمات سیاست‌پولی اتخاذشده بانک مرکزی توسط دولت، بانک مرکزی باید اختیار نهایی و حق تعیین موضوعات مرتبط با اهداف خود را داشته باشد و طبعاً انتخاب رئیس بانک مرکزی توسط هر کدام از نهادهای فوق از درجه استقلال بانک مرکزی خواهد کاست.

References

Alimi, N. (2016). Volatility and growth in developing countries: an asymmetric effect. *The Journal of Economic Asymmetries*, 14, 179-188.

Antonakakis, N. (2010). Essays on exchange rate volatility (doctoral dissertation, university of strathclyde).

Ashrafi, Y., Balounejad Nouri, R., & Jahangard, F.(2018). Empirical analysis of factors affecting the success of inflation targeting in iran, emphasizing the transparency and accountability of the central Bank, *The Research Journal of Macroeconomics* (RJM), 13 (26), 123-145. (in Persian)

Ashrafi,Z ., & Erfany Gahanshahi,F. (2020). The impact of central bank transparency on inflation volatility. *Journal of Monetary & Banking Research*, 13(43),121-148. (in Persian)

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data. john wiley & sons.* Bernanke, B. (2007). Federal reserve communications. speech delivered at the cato institute 25th annual monetary conference. 14 november, washington, DC.

Blinder, A. S. (1998). Central bank independence in theory and practice.

Boonlert, J.; Lamla, M. J., & Wood, A. (2018). The implications of central bank transparency for uncertainty and disagreement. kof working papers, 445.

Crowe, C., & Meade, E. E. (2008). Central bank independence and transparency: Evolution and effectiveness. *European Journal of Political Economy*, 24(4), 763-777.

Cukierman, A.; Web, S. B., & Neyapti, B. (1992). Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. *The World Bank Economic Review*, 6(3), 353-398.

Dieffenthaler, L. M. (2014). *Optimal central bank transparency–assessing the holy grail of monetary policy* (master's thesis).

Dincer, N. N. & Eichengreen, B. (2014). Central bank transparency and independence: updates and new measures. *International Journal of Central Banking*, 10(1):189–259.

Dincer, N., & Eichengreen, B. (2008). Central bank transparency: where, why, and with what effects? (No. w13003). *National Bureau of Economic Research.*

Dincer, N., & Eichengreen, B. (2010). Central bank transparency: causes, consequences and updates. *Theoretical Inquiries in Law*, 11(1), 75-123.

Dincer, N.; Eichengreen, B., & Geraats, P. (2016). Transparency of monetary policy in the post-crisis world. work in progress.September 2016.

Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2005). Exchange rates and fundamentals: new evidence from real-time data. *Journal of International Money and Finance*, *24*(2), 317-341.

Ehsani, M. A., & Izadi, R. (2019). The effect of central bank transparency on the output volatility. *Economic Modeling*, 13(47), 35-54. (in Persian)

Eichler, S., & Littke, H. C. (2018). Central bank transparency and the volatility of exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 89, 23-49.

Eijffinger, S. C., & Geraats, P. M. (2006). How transparent are central

banks?. *European Journal of Political Economy*, 22(1), 1-21.

Eijffinger, S., & Tesfaselassie, M. F. (2007). Central bank forecasts and disclosure policy: why it pays to be optimistic. *European Journal of Political Economy*, 23(1), 30-50.

Fabozzi, F. J.; Focardi, S. M.; Rachev, S. T., & Arshanapalli, B. G. (2014). *The basics of financial econometrics: Tools, concepts, and asset management applications. john wiley & sons.*

Fernández-Albertos, J. (2015). The politics of central bank independence. *Annual Review of Political Science*, 18, 217-237.

Geraats, P. M. (2002). Central bank transparency. *The Economic Journal*, 112(483), F532-F565.

Goldfajn, I., & Valdes, R. O. (1999). The aftermath of appreciations. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 229-262.

Grilli, V.; Masciandaro, D., & Tabellini, G. (1991). Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. *Economic Policy*, 6(13), 341-392.

Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics" fourth edition mcgraw-hill. new york.*

Haghighat, J., & Akbar Mousavi,S.S. (2019). *Advanced applied econometrics with jmulti, Eviews 10 & Stata 15.1 software. 2 th ed* .tehran: nooreelm. (in Persian)

Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied time series modelling and forecasting.*

Hassani,L., & Shahnoushi, N.(2014). Determinants the impact of central bank of transparency information on inflation rate in Iran:2001-2011.1st International Conference On Economics , Management, Accounting and Social Sciences. (in Persian)

Hau, H. (2002). Real exchange rate volatility and economic openness: theory and evidence. *Journal of money, Credit and Banking*, 611-630.

Hill, R. C.; Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2008). *Principles of econometrics, 3th edition.*

International Monetary Fund. (2018). Real GDP growth: Annual percent change.

Jansen, D. J. (2011). Does the Clarity of Central Bank Communication Affect Volatility in Financial Markets? Evidence from Humphrey-Hawkins Testimonies. *Contemporary Economic Policy*, 29(4), 494-509.

Jitmaneeroj, B.; Lamla, M. J., & Wood, A. (2019). The implications of

central bank transparency for uncertainty and disagreement. *Journal of International Money and Finance*, 90, 222-240.

Kuttner, K., & Posen, A. (2000). Inflation, Monetary Transparency, and G3 Exchange Rate Volatility. *Institute for International Economics Working Paper 00-6 Peterson Institute for International Economics.*

Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). *A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test.* Oxford Bulletin of Economics and statistics, 61(S1), 631-652.

Makrychoriti, P., & Pasiouras, F. (2021). National culture and central bank transparency: cross-country evidence. *Journal of International Financial* Markets, Institutions and Money, 72, 101318.

Martins, J. F. D. S. (2015). *Impact of real exchange rate volatility on foreign direct investment inflows in Brazil* (doctoral dissertation).

Monjazeb, M. R., & Nosrati, R. (2017). *Basic Econometrics,using eviews and stata. 1 th ed* .tehran: mehrabanshop. (in Persian)

Papadamou, S.; Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2014). Does central bank transparency affect stock market volatility?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31, 362-377.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 597-625.

Prast, H. M., & De Vor, M. P. (2005). Investor reactions to news: a cognitive dissonance analysis of the euro–dollar exchange rate. *European Journal of Political Economy*, 21(1), 115-141.

Rafferty, M., & Tomljanovich, M. (2002). Central bank transparency and market efficiency: an econometric analysis. Journal of Economics and Finance, 26(2), 150-161.

Romelli, D. (2018). "The political economy of reforms in central bank design: evidence from a new dataset," trinity economics Papers tep0918, trinity college dublin, department of economics.

Sattari, O.; Yavari,K .; Heydari, H ., & Etesami, M.(2017). The impact of monetary and financial freedom on monetary policy transparency in Low, middle and high income countries. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(4),153-176. (in Persian)

Sattari, O.; Yavari,K .; Heydari, H ., & Etesami, M.(2019). Determinants of monetary policy transparency in selected middle east countries. *The journal of Economic Policy*, 11(21),55-76. (in Persian)

Summers, L. H. (2000). International financial crises: causes, prevention, and cures. *American Economic Review*, 90(2), 1-16.

Tsionas, M. (Ed.). (2019). *Panel data econometrics: empirical applications. Academic Press*.

Van der Cruijsen, C. A.; Eijffinger, S. C., & Hoogduin, L. H. (2010). Optimal central bank transparency. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1482-1507.

Wang, P. (2008). *Financial econometrics*. routledge.

Weber, C. S. (2018). Central bank transparency and inflation (volatility)–new evidence. *International Economics and Economic Policy*, 15(1), 21-67.

Weber, C. S. (2019). The effect of central bank transparency on exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 95, 165-181.

Yıldırım-Karaman, S. (2017). Uncertainty shocks, central bank characteristics and business cycles. *Economic Systems*, 41(3), 379-38.

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article

Vol. 29, No. 1, 2022, p. 110-136

The Relationship between Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting in Iran

Y. Gudarzi Farahani [1]*, O. A. Adeli [2]

1- Assistant Professor of Islamic Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran

2- Associate Professor of Islamic Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran

(*- Corresponding Author Email: y.gudarzi@qom.ac.ir)

https://doi.org/10.22067/mfe.2022.73955.1138

Received: 2021/11/30 Revised: 2022/09/15 Accepted: 2022/12/12	**How to cite this article:** Gudarzi Farahani, Y. & Adeli, O. A. (2022). The Relationship between Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting in Iran. *Quarterly Monetary & Financial Economics*, *29*(1): 110-136. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2022.73955.1138
Available Online: 2022/12/12	

1- INTRODUCTION

The effect of monetary policy on the exchange rate in the Dornbusch's point of view is that unpredictable changes in the money supply play a major role in exchange rate fluctuations. In a fixed exchange rate system, keeping the country's currency stable against foreign currency stabilizes a country's currency and provides grounds for increasing the

credibility of policy makers; at the same time, the floating currency system provides the basis for removing the effects of external shocks from the economy. In addition, the use of a fixed exchange rate system has reduced the uncertainty of the real sectors of the economy, and this issue can improve international trade and domestic investment. However, the use of a floating exchange rate system can lead to the independence of monetary policy in the face of shocks and can be considered as a tool to stabilize the economy in times of business cycles.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

The theory of exchange rate overshooting was proposed for the first time by Dornbusch in 1976. If the economy is continuously exposed to unexpected monetary expansion, the exchange rate will exceed its long-term trend in the short term and return to its long-term level in the long term. The overshooting in the exchange rate is a short-term phenomenon that is formed due to the price sticky in the short term and the high adjustment speed in the financial market and the slow adjustment in the real sector of the economy. The dominant core of monetary systems is the use of a "nominal anchor". The nominal anchor is a variable that is used to achieve the goal of monetary policy, and the purpose of its authority is to adjust inflationary expectations and commit the monetary authorities to achieve the declared goals. The innovation of the present study compared to the previous studies is the use of a dynamic approach as well as the examination of the exchange rate jump in the conditions of a stable and floating exchange rate system, which has been less considered in previous studies.

3- METHODOLOGY

The purpose of this paper is to investigate the relationship between monetary policy and exchange rate overshooting in the Iranian economy. In order to test the experimental model of the research, the data of the period 1989-2020 based on the frequency of seasonal data and the generalized moment method (GMM) were used. Based on this, in the form of two stable and floating exchange systems, the rate of jump and deviation in the

exchange rate has been calculated by using the Hodrick-Prescott filter and the effect of monetary policy and macro variables on the exchange rate overshooting has been calculated.

4- RESULTS & DISCUSSION

The results showed that the monetary policy leads to an overshooting in the exchange rate and creating a deviation in the exchange rate, and this issue has been more severe in the floating exchange rate system compared to the fixed exchange rate system. Also, the results showed that the production gap had a significant effect on reducing the deviation of the real exchange rate. On the other hand, based on the estimated coefficient, it was observed that the deviation of the inflation rate leads to an increasingly deviation of the real exchange rate.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

Since the relationship between monetary policy and exchange rate is positive, with an expansionary monetary policy, the exchange rate increases, which means the value of the national currency decreases. Therefore, in order to reduce the negative effects of monetary policy on the value of the national currency, it is suggested that appropriate policies and executive tools be designed and implemented by the government so that with proper management, it can be placed on the path of economic activities in the society. There is a need for monetary policy stability, which itself requires the existence of an independent central bank.

Keywords: Real exchange rate, Inflation rate, Exchange rate overshooting, Generalized method of movement (GMM).

اقتصاد پولی مالی، سال بیست و نهم، دوره جدید شمارهٔ ۱، پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۱

رابطه سیاست پولی و جهش نرخ ارز در ایران

یزدان گودرزی فراهانی[۱]
استادیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران
امید علی عادلی
دانشیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.73955.1138

چکیده
تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در دیدگاه دورنبوش به این صورت است که تغییرات غیرقابل‌پیش‌بینی حجم پول نقش اساسی را در نوسانات نرخ ارز، ایفا می‌کند. هدف مقاله حاضر بررسی رابطه سیاست پولی و جهش نرخ ارز در اقتصاد ایران است. به‌منظور آزمون مدل تجربی تحقیق از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۸ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شد. بر این اساس در قالب دو نظام ارزی ثبات و شناور میزان جهش و انحراف در نرخ ارز با استفاده از فیلتر هودریک – پرسکات محاسبه شده و تأثیر سیاست پولی و متغیرهای کلان بر جهش نرخ ارز محاسبه شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که سیاست پولی منجر به افزایش در جهش نرخ ارز و ایجاد انحراف در نرخ ارز می‌شود و این موضوع در نظام ارزی شناور بازه‌ای نسبت به نظام نرخ ارز ثابت شدیدتر بوده است. همچنین نتایج نشان داد که شکاف تولید تأثیر معنی‌داری بر کاهش انحراف نرخ ارز حقیقی داشته است. از سوی دیگر بر اساس ضریب برآورد شده، مشاهده شد که انحراف نرخ تورم منجر به افزایش انحراف نرخ ارز حقیقی می‌شود.

کلیدواژه‌ها: نرخ ارز حقیقی، نرخ تورم، جهش ارز، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

طبقه‌بندی JEL: F31, P24, E58, C61, C13

---

[۱] نویسنده مسئول: y.gudarzi@qom.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۲۱
صفحات: ۱۳۶-۱۱۰

۱- مقدمه

تئوری جهش نرخ ارز برای اولین بار توسط دورنبوش در سال ۱۹۷۶ مطرح شد اگر اقتصاد پیوسته در معرض انبساط پولی غیرمنتظره قرارگیرد نرخ ارز در کوتاه‌مدت از روند بلندمدت خود بیشتر شده و در بلندمدت مجدداً به سطح بلندمدت خود برمی‌گردد. جهش نرخ ارز پدیده‌ای کوتاه‌مدت است که به دلیل چسبندگی قیمت در کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل زیاد در بازار مالی و کند بودن تعدیل در بخش حقیقی اقتصاد شکل می‌گیرد (Oreiro et al., 2014, p.349).

نقش نرخ ارز در مورد اتخاذ سیاست‌های پول در ادبیات اقتصاد کلان موضوع جدیدی نیست و همچنان به‌عنوان یک موضوع قابل‌بحث در بین اقتصاددانان به‌خصوص در شرایط بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ محسوب می‌شود. اکثر مطالعات گذشته سعی در تبیین نقش سیاست پولی برای شرایط بسته بودن اقتصاد داشته‌اند. برای مثال در قانون ساده تیلور، نرخ بهره به‌عنوان یک ابزار پولی تابعی از شکاف تولیدی و تورم است. بر این اساس، نقش نرخ ارز در این قانون نادیده گرفته شده و فرض می‌شود که تنها یک سطح قیمت در بازار وجود دارد و آن هم تحت تأثیر شوک‌های وارده به اقتصاد از طرف دیگر اقتصادهای دنیا قرار ندارد؛ بنابراین اقتصاد بسته شرایط ثبات و حداکثر رفاه را به دست می‌آورد و نقش مستقیمی برای نرخ ارز در این اقتصاد در توابع واکنش سیاستی در نظر گرفته نمی‌شود؛ اما در جهان واقعی، اقتصادها دارای درجه‌های متفاوتی از باز بودن هستند و از یکدیگر تأثیر می‌پذیرند و بنابراین سیاست‌های پولی متأثر از نرخ ارز هستند. مطالعات زیادی پیشنهاد به وارد کردن نرخ ارز در توابع واکنش سیاستی کرده و نشان می‌دهند که نرخ ارز نقش بهبوددهنده‌ای در عملکرد سیاست‌های پولی داراست و رفاه عوامل اقتصادی را بالا می‌برد (Ball, 1999, p.130). علاوه بر این نرخ ارز از طریق تحت تأثیر قرار دادن قیمت‌های نسبی (کالاهای داخلی و خارجی) بر تقاضا نیز مؤثر است.

شوک‌های نرخ ارز به دلیل تأثیرات نامطلوب بر عملکرد متغیرهای اقتصادی و ثبات اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند، زیرا سبب عدم قطعیت در روند قیمت‌های نسبی، رشد هزینه‌های تولید و کاهش سود، افزایش ریسک در تولید و اخلال در فرآیندهای تصمیم‌گیری و سلب توان برنامه‌ریزی و کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری به‌ویژه در فعالیت‌های اصلی اقتصادی می‌شوند (Niazi et al., 2019, p.30). کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های اصلی اقتصاد به دلیل ارتباطات داده ستانده‌ای آن‌ها تولید را در همه آن‌ها، هم‌جهت و با درجات متفاوت تحت تأثیرات منفی جهش نرخ ارز قرار می‌دهد.

نخستین جهش ارز کشور طی این چهار دهه گذشته مربوط به سال‌های ۷۲ تا ۷۴ است که در این مدت، نرخ ارز از ۱۶۱ تومان به ۴۱۸ تومان رسید و این یعنی رشد ۱۵۹ درصدی قیمت ارز که در خصوص چرایی این

جهش گفته شد که به دلیل بدهی‌های ارزی کشور در دوران جنگ تحمیلی رخ داد. دومین جهش ارزی در ۴ دهه گذشته نیز که به دلیل افت قیمت نفت در بازارهای جهانی تجربه شد، در سال‌های ۷۶ و ۷۷ رخ داد که نرخ ارز از ۴۸۳ تومان، رشدی ۸۹ درصدی را رقم زد. در سومین جهش ارزی که در سال ۹۱ رخ داد، نرخ ارز از ۱۲۵۲ تومان به ۳۶۹۸ تومان جهش یافت و رشد ۱۹۵ درصدی را در نرخ ارز به دلیل تحریم‌هایی که علیه کشور اعمال شده بود، به وجود آورد. چهارمین جهش ارزی کشور در سال ۱۳۹۷ رخ داد و نرخ ارز از ۳۹۸۳ تومان به یکباره به ۱۳۵۰۰ تومان رسید و در ادامه هم رشد قیمت نرخ ارز به‌صورت تدریجی ادامه داشت که این جهش ارزی، توانست رشد ۲۳۵ درصدی نرخ ارز را در سال ۹۷ ثبت کند و اثرات این جهش ارزی باعث شد نرخ ارز بازار آزاد تا ۳۰۰۰۰ تومان در سال ۱۴۰۰ برسد (Central Bank Reports, 2021).

با توجه به ادبیات تجربی و نظری مطرح شده در حوزه سیاست پولی، دیدگاه یکسانی در مورد اهداف سیاست پولی از قبیل ثبات قیمت‌ها وجود دارد، اما تاکنون این سؤال باقی مانده است که نحوه هدایت سیاست پولی برای رسیدن به ثبات قیمت‌ها چگونه است؟ هسته اصلی غالب نظام‌های پولی استفاده از یک «لنگر اسمی» است. لنگر اسمی متغیری است که به‌منظور تحقق هدف سیاست پولی از آن استفاده می‌شود و هدف از اختیار آن، تعدیل انتظارات تورمی و متعهد کردن مقامات پولی به‌منظور دستیابی به اهداف اعلام شده است. نوآوری مطالعه حاضر در مقایسه با مطالعات پیشین در استفاده از رویکرد پویا و همچنین بررسی جهش نرخ ارز در شرایط سیستم ارزی ثبات و شناور بوده است که کمتر در مطالعات قبلی موردتوجه بوده است.

مسئله اصلی مقاله حاضر این موضوع است که چنانچه هدف‌گذاری نرخ ارز حقیقی در رفتار مقام پولی وجود داشته باشد آیا منجر به کاهش انحراف در نرخ ارز خواهد شد؟ و اینکه تأثیر سیاست پولی بر انحراف و جهش نرخ ارز به چه میزان است؟

در پاسخ به سؤالات مطرح شده از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۸ استفاده می‌شود. همچنین از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) به‌منظور برآورد مدل تجربی بهره خواهیم برد. روش GMM شکل گسترش‌یافته‌ای از روش گشتاورها است که در آن تعداد شرط‌های متعامد بودن بیشتر از تعداد پارامترها است. وجود شرط‌های اضافه بر تعداد پارامترها سبب افزایش کارایی تخمین‌زن‌ها می‌شود.

مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه و در بخش دوم به مبانی نظری تحقیق در مورد سیاست‌گذاری ارزی (اسمی و حقیقی) پرداخته شده است. بخش سوم اختصاص به مطالعات تجربی پیشین

اختصاص دارد، در بخش چهارم اقدام به برآورد مدل تجربی شده و درنهایت به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲- ادبیات نظری تحقیق

تا قبل از سال‌های ۱۹۷۰ الگوهای رایج تعیین نرخ ارز بر اساس سطح قیمت‌های نسبی و جریان‌های تجاری و کشش‌های عرضه و تقاضای ارز بود، نوسانات شدید نرخ ارز در سال‌های بعد در شناورسازی آن، این ایده را در افکار اقتصاددانان شکل داد که نوسانات آن بسیار شبیه قیمت‌ها در بازار دارایی هست و به نظر می‌آید که تحت تأثیر شرایط پولی قرار دارد. از آن سال به بعد، ادبیات نظری تعیین نرخ ارز به طرف الگوهای مبتنی بر بازار دارایی معطوف گردید که در آن نقش کلیدی نرخ ارز، به‌عنوان قیمت نسبی پول ملی کشورها به جای قیمت محصولات ملی است (Branson et al., 1977, p.303).

به‌طورکلی مدل پولی به سه گروه عمده تقسیم می‌شود:

الف- مدل پولی باقیمت‌های انعطاف‌پذیر

یکی از مدل‌های پولی نرخ ارز، مدل پولی باقیمت انعطاف‌پذیر (FLM) این مدل توسط استوکمن و لوکاس[1] مطرح شد. فرض بر این است که تقاضای پول ثابت است؛ ازاین‌رو یک تغییر نسبی در عرضه پول، منجر به تغییر ارزش پول ملی به همان میزان خواهد شد و تغییرات در سطوح محصول و نرخ‌های بهره از طریق تأثیر بر تقاضای پول نیز به‌طور غیرمستقیم روی نرخ ارز تأثیر می‌گذارند. اگرچه در اغلب استدلال‌های رهیافت پولی انعطاف‌پذیر از این مدل استفاده می‌شود، ولی به نظر می‌رسد بیشتر برای نشان دادن روابط بلندمدت مناسب باشد (Taghavi & Mohammadi., 2011, p.53).

ب- مدل‌های پولی باقیمت‌های چسبنده

یکی دیگر از مدل‌های پولی نرخ ارز، مدل پولی باقیمت‌های چسبنده است، تمرکز اصلی این مدل روی یک اقتصاد باز کوچک با منابع بیکار، منحنی عرضه کاملاً با کشش، انتظارات ایستای نرخ ارز و تحرک کامل سرمایه است. اولین مدل در این حالت توسط ماندل-فلمینگ مطرح شد ولی خطی بودن این مدل باعث عدم عمومیت آن شده و از این طریق انتقادات زیادی به این مدل وارد کرده است. دورنبوش[2] (۱۹۷۶) نوع دیگری از مدل ماندل فلمینگ را مطرح کرد که در آن با توجه به اینکه فرایند تعدیل قیمت کالاها زمان‌بر است لذا

---

1. Stokm and Lucas
2. Dorenbusch

در کوتاه‌مدت فرض می‌شود قیمت‌ها چسبنده باشند. در مقابل دارایی‌ها (قیمت اوراق قرضه و نرخ ارز) انعطاف‌پذیر بوده و این عدم تقارن بین قیمت کالاها و قیمت دارایی‌های منجر به نتایج جالبی می‌شود. مدل دورنبوش به نام رهیافت پولی قیمت-چسبنده (SPM) نام‌گذاری شده است بیشتر به‌منظور بررسی تعادل کوتاه‌مدت استفاده می‌شود(Taghavi & Mohammadi., 2011, p.55).

این الگو امکان می‌دهد که نرخ ارز اسمی و واقعی و نرخ بهره در برابر پاسخ به اطلاعات جدید از سطح تعادل بلندمدت خود افزایش یا کاهش سریع داشته اگر سایر متغیرها (مانند قیمت کالاها) تغییرات کند و تدریجی داشته باشند. در این مدل فرض برابری قدرت خرید رها شده و فقط آن را برای بلندمدت در نظر گرفته می‌شود و تغییرات نرخ ارز و نرخ بهره بار چسبنده بودن قیمت‌ها را بر دوش می‌کشند.

ج- مدل تفاضل نرخ واقعی بهره

مدل هیبرید یا تفاوت نرخ بهره حقیقی (RID) اولین بار توسط فرانکل[1] (۱۹۷۹) مطرح شد. وی تلاش رد عناصر قیمت-چسبنده را با مدل قیمت-انعطاف پذیر به‌منظور استخراج تابعی برآیی تخمین‌های اقتصادسنجی ترکیب کند. با این کار تمرکز بیشتر روی نرخ‌های بهره صورت گرفت به‌طوری‌که اگر نرخ بهره حقیقی داخلی از نرخ بهره حقیقی خارجی بالاتر باشد، ارزش پول ملی نسبت به مقدار تعادلی خود افزایش می‌یابد که این موضوع از فرار بودن نرخ ارز در مدل قیمت-چسبنده گرفته شده است. از طرفی معمولاً فرض می‌شود که متوسط تغییرات نرخ ارز از طریق FLM تعیین می‌شود (Taghavi & Mohammadi., 2011, p.58).

به‌طورکلی دو رویکرد کلی برای دخالت بانک مرکزی در بازار ارز وجود دارد: رویکرد دخالت مستقیم و رویکرد دخالت غیرمستقیم. درحالی‌که در رویکرد دخالت مستقیم بانک مرکزی با خریدوفروش ارز در مقابل پول ملی تلاش می‌کند که روند بازار ارز را تحت تأثیر قرار دهد، اما در رویکرد دخالت غیرمستقیم بانک مرکزی تلاش می‌کند که با تغییر دادن حجم پول ملی بر روند بازار ارز به‌صورت غیرمستقیم تأثیر بگذارد. دخالت در روش مستقیم در واقع شبیه عملیات بازار باز بانک مرکزی است، با این تفاوت که در این روش بانک مرکزی به جای خریدوفروش اوراق بهادار داخلی، پول خارجی را خریدوفروش می‌کند. در این روش بانک مرکزی با افزایش عرضه پول خارجی نرخ ارز را کاهش می‌دهد.

---

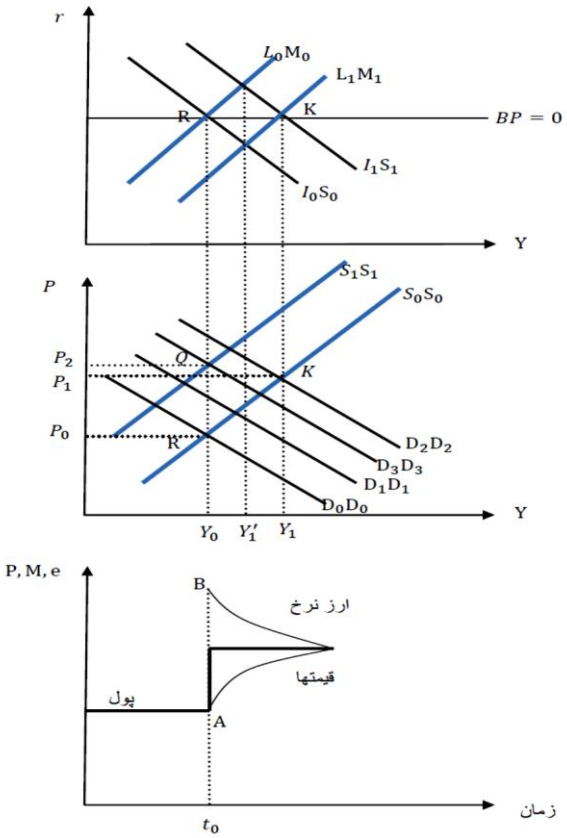
[1] . Frankel

و برعکس با خرید پول خارجی ارزش پول ملی را کاهش می‌دهد. تأثیرگذاری این روش بر بازار ارز فوری است، اما تأثیر این روش در بلندمدت محدود است، زیرا درنهایت پس از گذشت مدت‌زمان مشخصی از دخالت، بازار نرخ ارز را به مسیر بلندمدت خود بازخواهد گرداند. در روش دخالت غیرمستقیم تلاش بر این است که با تغییر میزان عرضه پول در اقتصاد بازار ارز به‌صورت غیرمستقیم تحت تأثیر قرار گیرد. با افزایش عرضه پول ملی ارزش پول کشور کاهش می‌یابد و برعکس. این روش دخالت نیز روشی کارآمد است، با این تفاوت که تأثیر آن بر بازار ارز پس از گذشت چند هفته نمایان می‌شود زیرا برای تأثیرپذیری بازار ارز از تغییرات حجم پول باید ابتدا سایر بازارهای دارایی از این سیاست تأثیر بپذیرند و درنهایت تأثیرات به بازار ارز نیز منتقل شود. طی این فرایند نیازمند گذشت زمان است.

مدل جهش نرخ ارز دورنبوش، این پدیده در مورد تأثیر سیاست پولی در نظام نرخ ارز شناور با فرض تحرک کامل سرمایه بیان می‌شود. برای این منظور فرض کنید که ابتدا در نمودار زیر سیاست پولی انبساطی رخ دهد این عمل منجر به انتقال به سمت راست منحنی LM می‌شود درنتیجه این انتقال منحنی تقاضای کل به سمت راست منتقل شده که این امر منجر به کاهش در نرخ بهره داخلی به میزان کمتر از نرخ بهره بین‌المللی می‌شود و در این حالت منجر به خروج سرمایه از کشور می‌شود. برای این عمل تقاضا برای ارز افزایش می‌یابد که این خود منجر به افزایش در نرخ ارز می‌شود. به‌طوری‌که در نمودار (۱) منجر به حرکت از نقطه A به نقطه B می‌شود، به دنبال این عمل و با افزایش در نرخ ارز، میزان صادرات افزایش و میزان واردات به دلیل گران شدن کالاهای خارجی بر حسب پول داخلی کاهش می‌یابد این عمل منجر به حرکت منحنی IS به سمت راست می‌شود و از طرفی منحنی تقاضای کل نیز به وضعیت D_2D_2 می‌رسد. به‌طوری‌که در تعادل منحنی عرضه و تقاضای کل از نقطه R به K منتقل شده‌ایم. در نقطه K نسبت به نقطه R سطح عمومی قیمت‌ها بالاتر است، افزایش در قیمت منجر به کاهش در حجم پول حقیقی و به‌تبع آن حرکت منحنی LM به سمت چپ می‌شود به دنبال این فرایند نرخ بهره داخلی نسبت به نرخ بهره بین‌المللی افزایش یافته که خود منجر به حرکت جریان سرمایه از خارج به داخل می‌شود. به دنبال این عمل و با افزایش در عرضه ارز در کشور نرخ ارز شروع به کاهش می‌یابد. افزایش در قیمت‌ها و کاهش در نرخ ارز هر دو از طریق کاهش در رقابت‌پذیری موجب کاهش در صادرات و افزایش در واردات و بنابراین انتقال منحنی IS به سمت چپ و پایین می‌شود. به‌طوری‌که در بلندمدت دوباره منحنی‌های IS و LM به وضعیت اولیه خود برمی‌گردند (Shakeri., 2010, p.523).

باید به این نکته توجه داشت که بخشی از انتقال IS به سمت چپ که به کاهش در نرخ ارز مربوط می‌شود در انتقال به سمت چپ و پایین منحنی تقاضای کل از وضعیت D_2D_2 به حالت D_3D_3 انعکاس می‌یابد. از

طرفی به دنبال افزایش در قیمت‌ها دستمزدها و هزینه‌های تولید به سمت بالا تعدیل می‌شود و این خود منجر به انتقال منحنی عرضه کل به وضعیت S_1S_1 می‌شود؛ و بالاخره تعادل جدید عرضه و تقاضا از تقاطع منحنی D_3D_3 و S_1S_1 در نقطهQ حاصل می‌شود که در آن سطح عمومی قیمت‌ها متناسب با افزایش در حجم پول تغییر کرده و از P_0 به P_1 افزایش یافته است. منحنی‌های IS و LM به وضعیت اولیه خود برگشته‌اند و تقریباً خروج سرمایه و افزایش در صادرات و کاهش در واردات دوباره جریان معکوس خود را طی کرده‌اند. نرخ ارز هم که ابتدا افزایش یافته بود و نسبت به سطح عمومی قیمت‌ها بالاتر رفته بود، شروع به کاهش کرده و تا آنجا که افزایش آن متناسب با افزایش در حجم پول و افزایش در قیمت‌ها باشد کاهش می‌یابد و نهایتاً نرخ ارز حقیقی از طریق افزایش متناسب P و E در وضعیت قبلی خود تثبیت می‌شود. لذا می‌توان گفت سیاست پولی به‌طور کامل خنثی بوده است.



شکل ۱: مدل جهش نرخ ارز دورنبوش

بایستی توجه شود که در این مدل چند نکته مهم وجود دارد (Kim & Lim., 2022, p.1245):

۱- بازار کالا در مقایسه با بازار دارایی‌ها و نرخ ارز به‌کندی تعدیل می‌شود، یعنی قیمت کالاها چسبنده هستند.

۲- نوسانات نرخ ارز با انتظارات عقلایی سازگار است.

۳- با تحرک ناقص سرمایه، نرخ بهره داخلی برای یک اقتصاد باز کوچک بایستی برابر با نرخ بهره جهانی (که به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود) به‌علاوه‌ی نرخ انتظاری کاهش پول ملی باشد، یعنی تغییرات نرخ ارز انتظاری توسط تفاوت نرخ بهره بین دارایی‌های داخلی و خارجی جبران می‌شود.

۴- تقاضای پول حقیقی بستگی به نرخ بهره داخلی (که در جایی تعیین می‌شود که تعادل در بازار پول داخلی برقرار می‌شود) و درآمد ملی حقیقی که ثابت است دارد.

با توجه به این فروض اثر انبساط پولی بر نرخ ارز چیست؟ در کوتاه‌مدت با توجه به قیمت‌های ثابت و سطح معین درآمد ملی حقیقی، افزایش در عرضه پول (حقیقی) منجر به کاهش نرخ بهره داخلی می‌شود که به‌واسطه‌ی آن تعادل در بازار پول داخلی حفظ می‌شود. در واقع اعمال سیاست پولی از کانال نرخ بهره و انتظارات در کوتاه‌مدت منجر به افزایش در نرخ ارز می‌شود. ازآنجاکه تعادل بلندمدت نیازمند تعدیل ارزش پول ملی (در مقایسه با سطح اولیه) است، نرخ ارز به کاهش می‌یابد (یعنی در کوتاه‌مدت جهش می‌کند)، به‌طوری‌که می‌توان انتظار داشت که با افزایش نرخ ارز، به سطح تعادل بلندمدت برمی‌گردد. این جهش نرخ ارز در کوتاه‌مدت، کاملاً سازگار با انتظارات عقلایی است، زیرا نرخ ارز مسیری را دنبال می‌کند که انتظار آن می‌رود.

چند نکته ارزشمند در این تحلیل وجود دارد. اولاً منشأ جهش نرخ ارز در مدل دورنبوش در قیمت کالاها است که در کوتاه‌مدت نسبتاً ثابت است؛ به‌عبارت‌دیگر، فرض اساسی در این مدل آن است که در بازار دارایی‌ها و نرخ ارز، تعدیل سریع‌تر از بازار کالاها است. ثانیاً نرخی که با آن نرخ ارز تعدیل می‌شود و به سطح تعادل بلندمدت خود برمی‌گردد بستگی به سرعتی دارد که با آن سطح قیمت در واکنش به حجم پول تعدیل می‌شود. سرانجام، در بلندمدت انبساط پولی منجر به افزایش متناسب در قیمت‌ها و کاهش متناسب در نرخ ارز می‌شود (Kim & Lim., 2022, p.1247).

کانال نرخ ارز از مهم‌ترین راه‌های انتقال اثر یک سیاست پولی از کشوری به کشور دیگر است. در قالب یک نظام نرخ ارز شناور، یک سیاست پولی در یک کشور می‌تواند از طریق تغییر قیمت نسبی کالاهای

داخلی به کالاهای خارجی و درنتیجه تغییرات در خالص صادرات کشورها، منجر به تغییرات کوتاه‌مدت در تولید شود.

در مطالعات تجربی برای استخراج مدل رگرسیونی و برآورد رابطه انتقالی نرخ ارز از مدلی استفاده می‌شود که در آن نشان داده می‌شود که قیمت واردات تابعی از متغیرهایی نظیر نرخ ارز، هزینه‌های کل و حاشیه سود است.

در راستای محاسبه شاخص جهش نرخ ارز در ابتدا فرض می‌شود که بنگاه صادرکننده (مبدأ) با فرض وجود بازار رقابت ناقص اقدام به تولید و صادرات محصول خود به کشور واردکننده (مقصد) می‌کند. تابع تقاضای بنگاه صادرکننده به‌صورت $Q_t = (P_t^M, P_t^d, E_t)$ بیان می‌شود که در آن P_t^M قیمت کالاهای وارداتی به کشور مقصد، P_t^d قیمت رقابتی کالا در کشور مبدا و E_t نرخ ارز اسمی (ارزش هر واحد پول خارجی بر حسب واحد پول داخلی کشور واردکننده) است. تابع سود بنگاه تولیدی به شکل معادله زیر است (Mirmohammadi et al., 2021, p.253):

$$\underset{P_t^M}{Max}\ \pi_t^f = E_t^{-1} P_t^M Q_t - C_t(Q_t, W_t) \qquad (۱)$$

$C_t(Q_t, W_t)$ هزینه کل بنگاه است که خود متأثر از شرایط تقاضا (Q_t) و هزینه نهاده‌های تولید (W_t) است. π_t^f سود بنگاه بر حسب پول کشور مبدأ است. بنگاه صادراتی قیمتی را برای کالای صادراتی تعیین می‌کند که منجر به ماکزیمم شدن سودش شود (Dornbusch, 1987; Knetter, 1989; Marston,19990). با توجه به شرط درجه اول حداکثر سازی معادله (۱) نسبت به قیمت واردات P_t^M خواهیم داشت:

$$\frac{\partial\, \pi_t^f}{\partial P_t^M} : E_t^{-1} Q_t + E_t^{-1} P_t^M \left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right) - \left(\frac{\partial C_t(Q_t, W_t)}{\partial Q_t}\right)\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right) = 0 \qquad (۲)$$

که در آن $\frac{\partial C_t(Q_t, W_t)}{\partial Q_t}$ بیانگر هزینه نهایی (MC_t) است.

طرفین معادله شرط درجه اول را در $\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right) P_t^M$ ضرب و تقسیم می‌کنیم. خواهیم داشت:

$$\frac{E_t^{-1} Q_t P_t^M}{P_t^M}\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right)\left(\frac{\partial P_t^M}{\partial Q_t}\right) + E_t^{-1} P_t^M \left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right) - \left(\frac{\partial C_t(Q_t, W_t)}{\partial Q_t}\right)\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right) = 0 \qquad (۳)$$

با فاکتورگیری از گزاره به معادله زیر می‌رسیم:

$$\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right)\left[E_t^{-1}\left(\frac{Q_t}{P_t^M}\left(\frac{\partial P_t^M}{\partial Q_t}\right)\right)P_t^M + E_t^{-1}P_t^M - \left(\frac{\partial C_t(Q_t, W_t)}{\partial Q_t}\right)\right] = 0 \qquad (۴)$$

گزاره $\left(\frac{Q_t}{P_t^M}\left(\frac{\partial P_t^M}{\partial Q_t}\right)\right)$ در معادله (۴) معکوس کشش تقاضای Q_t نسبت به قیمت کالای P_t^M وارداتی است. درنتیجه گزاره $\left(\frac{Q_t}{P_t^M}\left(\frac{\partial P_t^M}{\partial Q_t}\right)\right)$ به‌صورت $\left(\frac{1}{\eta_t}\right)$ نوشته می‌شود که در آن $\eta_t = -\left(\frac{P_t^M}{Q_t}\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right)\right)$.

معادله (۴) به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right)\left[-\left(\frac{E_t^{-1}P_t^M}{\eta_t}\right) + E_t^{-1}P_t^M - \left(\frac{\partial C_t(Q_t, W_t)}{\partial Q_t}\right)\right] = 0 \qquad (۵)$$

حال در معادله اخیر از گزاره $E_t^{-1}P_t^M$ فاکتور می گیریم. خواهیم داشت:

$$\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right)\left[E_t^{-1}P_t^M\left(1 - \frac{1}{\eta_t}\right) - \left(\frac{\partial C_t(Q_t, W_t)}{\partial Q_t}\right)\right] = 0 \qquad (۶)$$

$$\left(\frac{\partial Q_t}{\partial P_t^M}\right)\left[\frac{E_t^{-1}P_t^M}{\mu_t} - \left(\frac{\partial C_t(Q_t, W_t)}{\partial Q_t}\right)\right] = 0 \qquad (۷)$$

$\mu_t = \eta_t/(\eta_t - 1)$ حاشیه سود (مارک‌آپ[1]) بنگاه است؛ یعنی رصدی که به هزینه نهایی بنگاه افزوده می‌شود. با حل معادله (۷) قیمت بهینه کالای صادراتی (در مبدأ) و وارداتی (در مقصد) به دست می‌آید که برابر است با:

$$P_t^M = E_t MC_t \mu_t \qquad (۸)$$

---

[1]. Mark up

فرم لگاریتمی[۱] معادله اخیر برابر است با:

$$p_t^M = e_t + mc_t + markup_t \quad (۹)$$

فرم رگرسیونی معادله (۹) که در کارهای تجربی برای محاسبه جهش نرخ ارز از آن استفاده می‌شود و به معادله حالت[۲] معروف است، به شرح زیر است:

$$p_t^M = \alpha_0 + \alpha_1 e_t + \alpha_2 mc_t + \alpha_3 markup_t + \alpha_4 \Omega_t + \varepsilon_t, \quad (۱۰)$$

ضریب α_1 همان میزان جهش نرخ ارز است که می‌تواند در بازه $(0, 1)$ متغیر باشد. منظور از Ω_t معرف مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل و سایر عوامل اثرگذار بر قیمت کالاهای وارداتی نظیر درجه باز بودن تجاری است و درآمد کشور مقصد (واردکننده) است (Hoshmand et al., 2011, p.110).

۳- مروری بر مطالعات پیشین

(Gründler et al., 2022) به بررسی رابطه بین سیاست پولی و شوک اطلاعات با نرخ ارز پرداختند. در این مطالعه از یک خودرگرسیون برداری و اطلاعات بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۸ استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر این بود که شوک سیاست پولی منجر به جهش در نرخ ارز شده است.

(Kim & Lim., 2022) به بررسی اثر شوک سیاست پولی بر نرخ ارز در کشورهای نوظهور پرداختند. در این مطالعه از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری پنلی و اطلاعات بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۶ استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر این موضوع بود که شوک سیاست پولی منجر به افزایش در نرخ ارز در این گروه از کشورها شده است.

---

[۱] از این پس فرم‌های لگاریتمی با حروف کوچک نشان داده می‌شوند.

[2]. State

(Gürkaynak et al., 2020) به بررسی اثرات سیاست پولی تحت لنگر نرخ ارز پرداختند. برای این منظور از یک مدل کینزین جدید و بازه زمانی ۱۹۹۴-۲۰۱۸ و روش‌های پویا استفاده گردید. نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه نشان‌دهنده این بود که سیاست پولی غافلگیرانه منجر به جهش در نرخ ارز می‌شود.

(Kim & Lim., 2018) به بررسی اثرات شوک سیاست پولی بر نرخ ارز در کشورهای کوچک اقتصاد باز پرداختند. این مطالعه تجربی اثر شوک‌های سیاست پولی بر نرخ ارز در چهار اقتصاد کوچک باز (انگلستان، کانادا، سوئد و استرالیا) با استفاده از مدل‌های VAR که در آن محدودیت‌های نشانه‌ای برای پاسخ‌های تحرک اعمال می‌شود. نتایج نشان داد که ۱. سیاست پولی انقباضی منجر به افزایش ارزش مبادله می‌شود؛ ۲. تأخیر در بیش‌ازحد، در شش ماه بهترین است؛ ۳. انحراف از شرایط UIP نسبتاً کوچک است، اگرچه در موارد کوتاه در افق کوتاه قابل‌توجه است. برای به دست آوردن نتایج بدون پازل قوی، ساخت یک مدل تجربی که نشان‌دهنده آن است ویژگی‌های اقتصاد باز و مدل پیش‌بینی‌شده برای دوره اخیر تورم که در آن روش عملیات سیاست پولی قابل‌ملاحظه نیست، مهم است.

(Davis., 2017) در مطالعه‌ای به بررسی هدف‌گذاری تورم و لنگرگاهی برای تورم انتظاری بر اساس کانال نرخ ارز برای سیاست پولی و مسئله ناسازگاری زمانی پرداخت. در این مطالعه نشان داده شد که چنانچه هدف‌گذاری و لنگرگاهی برای نرخ تورم انتظاری بر اساس کانال نرخ ارز برای سیاست پولی در نظر گرفته شود می‌تواند از ناسازگاری زمانی جلوگیری نماید.

(Mirmohammadi et al., 2021)، به بررسی رابطه سیاست‌های پولی و نرخ ارز در اقتصاد ایران با بهره‌گیری از مدل پرتاب دورنبوش و مدل پولی با قیمت‌های چسبنده پرداختند. در این مطالعه از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR و داده‌های فصلی برای سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۷ استفاده شد. بر اساس نتایج، یک تکانه وارده از ناحیه درآمد نفت، باعث افزایش۳ درصدی و یک تکانه وارده از ناحیه حجم نقدینگی و تورم به ترتیب باعث افزایش ۳۶ و ۵۳ درصدی جهش نرخ ارز در کشور می‌شود.

(Mahdilo & Asgharpour., 2020)، به بررسی نقش کانال نرخ ارز در مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست پولی در ایران پرداختند. در این راستا از روش MSVAR استفاده شد که قابلیت‌های زیادی برای لحاظ کردن تغییرات ساختاری دارد. برای داده‌های تحقیق نیز از سری زمانی تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، حجم پایه پولی نرخ ارز طی فصول ۱۳۷۰-۱۳۹۵ استفاده شد. نتایج این مطالعه تأییدی بر نظریات پولیون در اقتصاد ایران است. به‌طوری‌که پول در دو رژیم صفر (سال‌های بعد از۱۳۸۴) و رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۴) در کوتاه‌مدت بر تولید مؤثر بوده و در بلندمدت تأثیری بر تولید نداشته است.

مهم‌ترین وجه تمایز بین فصل‌های رژیم صفر و رژیم یک رشد مانده حقیقی پایه پولی است. به‌طوری‌که رشد مانده حقیقی پایه پولی نسبت به فصل مشابه سال قبل در رژیم صفر نسبت به رژیم یک در حدود ۸ برابر است؛ اما مقایسه اثرات پول بر تولید در این دو رژیم حاکی از این است که پول اثرات مشابهی بر تولید داشته است. لذا رشد بیشتر پول در رژیم صفر نتوانسته اثرگذاری بیشتری بر تولید نسبت به رژیم یک داشته باشد. از طرفی اما بررسی اثرات پول بر سطح قیمت‌ها حاکی از این است که در بلندمدت در رژیم صفر که رشد پول زیاد بوده است، پول اثرات بزرگ‌تر و ماندگارتری بر قیمت‌ها داشته است. نتایج برآورد شده در خصوص نقش کانال نرخ ارز در مکانیسم انتقال پول حاکی از این است که افزایش پول از کانال نرخ ارز در رژیم صفر نقشی در انتقال پول به تولید نداشته است، درحالی‌که در رژیم یک، کانال نرخ ارز سهم قابل‌توجهی در انتقال پول بر تولید داشته است و تغییرات پول از طریق این کانال موجب کاهش تولید شده است.

(Mazini & Ghorbani., 2017)، به بررسی روند و ماهیت انحراف نرخ ارز واقعی در اقتصاد ایران پرداختند. بدین منظور در قالب یک رویکرد سیستمی و با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به شبیه‌سازی رفتار نرخ ارز واقعی تعادلی در ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۶۰ و محاسبه میزان انحراف و ماهیت آن پرداخته شده است. نتایج حکایت از آن دارند که طی این مدت با توجه به طیف متنوعی از سیاست‌های اتخاذ شده در بازار، نرخ ارز واقعی در سه دوره به‌طور محسوسی دچار انحراف شده است. انحراف اول مربوط به سال‌های اوج جنگ تا سال ۱۳۶۷ است. انحراف دوم به‌صورت نسبتاً محدود طی دوره ۸۰-۱۳۷۴ اتفاق افتاده است و انحراف سوم که شدیدترین ناترازی نرخ ارزی طی دوره موردبررسی بوده است از سال ۱۳۸۵ آغاز و تا سال‌های آغازین دهه ۱۳۹۰ ادامه داشته و سپس از شدت آن کاسته شده است. با استناد به نتایج مطالعه حاضر می‌توان انحراف نرخ ارز (واقعی) را یکی از چالش‌های مزمن و تاریخی اقتصاد ایران به‌حساب آورد.

(Moaire et al., 2017)، به بررسی تأثیر جهش پولی نرخ ارز بر فعالیت‌های عمده و اصلی اقتصاد در ایران پرداختند. جهت بررسی موضوع در ابتدا با استفاده از روش فیلترینگ هودریک – پرسکات، تکانه‌های پولی نرخ ارز در مدل وارد شد و سپس با استفاده تکنیک داده پنل، تابع تولید به‌صورت مشترک و جداگانه برای فعالیت عمده و اصلی اقتصاد محاسبه گردید. نتایج نشان داد که تأثیر تکانه‌های پولی نرخ ارز بر آن‌ها منفی است و نمی‌توان فرضیه را رد نمود.

(Moaire et al., 2016)، به بررسی جهش پولی نرخ ارز بر وقوع چرخه‌های تجاری در اقتصادی ایران با استفاده از روش تجربی لوکاس پرداختند. در این راستا از روش فیلترینگ هادریک – پرسکات برای آورد روند بلندمدت نرخ ارز و GDP و محاسبه تکانه‌های آن‌ها در بازه زمانی فوق استفاده گردید و چهار چرخه کامل ارزی (اوج – اوج) شناسایی شدند. سپس از روش تجربی لوکاس، به بررسی رابطه تکانه‌های اقتصادی با تکانه‌های ارزی در فاصله زمانی هر یک از چهار چرخه ارزی پرداخته شد و معلوم گردید که در هر چهار چرخه ارزی، تکانه‌های ارزی متغیر پیشرو در وقوع تکانه‌های GDP بوده‌اند.

(Hosseinzade & Haghighat., 2012)، به بررسی اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده پرداختند. در این تحقیق اثر سیاست پولی بر نرخ ارز را طی سال‌های ۱۳۵۱– ۱۳۸۸ موردبررسی قرار گرفت. برای این منظور با استفاده از روش خودهمبسته با وقفه توزیع شده مدل موردنظر تخمین زده شده است که نتایج حاصل از تحقیق نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای عرضه پول داخلی و قیمت داخلی و اثر منفی و معنی‌دار درآمد ملی بر نرخ ارز، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت است. جزء ناپایدار نرخ حقیقی ارز نیز به‌عنوان دیگر متغیر موردبررسی نشان داد که این متغیر در کوتاه‌مدت دارای اثر منفی و معنی‌دار بر نرخ حقیقی ارز دارد اما تأثیر این متغیر در بلندمدت بی‌معنی است.

(Hoshmand et al., 2012)، به بررسی رابطه بین سیاست‌های پولی و نرخ ارز در ایران پرداختند. در هر دوره زمانی و با توجه به شرایط اقتصادی از سیاست‌های پولی و مالی خاصی استفاده می‌شود. در این تحقیق ارتباط و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از آمار سری زمانی دوره ۸۶– ۱۳۳۸ و با بهره‌گیری از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی بررسی شده است. بر اساس نتایج این تحقیق در بلندمدت متغیر سیاست پولی تأثیر مثبت و معنی‌دار و درآمد ملی تأثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز داشته است. تأثیر متغیرهای نوسانات ناپایدار نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده بر نرخ ارز، از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. در کوتاه‌مدت سیاست پولی با یک وقفه و جزء نوسانات ناپایدار نرخ ارز تأثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ ارز داشته‌اند. درآمد ملی و شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز داشته است.

٤- معرفی روش آماری تحقیق

هدف این مطالعه بررسی تأثیر سیاست پولی بر جهش نرخ ارز و بروز انحراف در نرخ ارز است، برای این منظور از روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شده است. بسیاری از روابط اقتصادی، دارای ماهیت پویا

هستند. این روابط پویا توسط وجود متغیر وابسته همراه با وقفه در بین رگرسورها، توصیف می‌گردد، که به‌صورت زیراست (Gudarzi et al., 2022, p.150):

$$y_t = \delta y_{t-1} + x'_t\beta + u_t \quad t = 1, \dots, T \qquad (۱۱)$$

بطوریکه δ یک اسکالر، x'_t یک ماتریس با مرتبه $k \times 1$ و β یک ماتریس با مرتبه $1 \times k$ است. فرض می‌شود که u_t از یک مدل جزء خطای یک طرفه پیروی می‌کند:

$$u_t = \mu + \nu_i \qquad (۱۲)$$

بطوریکه $\mu_i \sim IID(0, \sigma_v^2)$ و $\nu_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ مستقل ازیکدیگر هستند.

خودهمبستگی ناشی از وجود متغیر وابسته با وقفه در بین رگرسورها و اثرات هریک از آن‌ها، ناهمگنی را در بین موارد نشان می‌دهد. ازآنجاکه y_t تابعی از μ_t است به‌تصریح می‌توان گفت که y_{t-1} از μ تبعیت می‌کند. بنابراین y_{t-1}، رگرسیون سمت راست در رابطه (۱۱)، با جمله خطا رابطه دارد. اما $\left(y_{,1} - \bar{y}_{-1}\right)$ در صورتی‌که $\bar{y}_{-1} = \sum_{t=2}^{T} y_{t-2}/(T-1)$ باشد، همچنان با $(\nu_t - \bar{\nu}.)$ همبستگی و ارتباط خواهد داشت، حتی اگر ν_t به‌صورت ترتیبی ارتباط نداشته باشد. زیرا y_{t-1} با $\bar{\nu}.$ از لحاظ ساختاری، همبستگی و ارتباط دارد. میانگین $\bar{\nu}_{i.}$ شامل $\nu_{i,t-1}$ است، که به وضوح با $y_{i,t-1}$ همبستگی دارد. اندرسون وهسیائو[۱] (۱۹۸۱)، تفاضل اولیه مدل را پیشنهاد نمودند تا از μ رها شوند و سپس از y_{t-2} یا $\Delta y_{t-2} = (y_{t-2} - y_{t-3})$ به‌عنوان ابزاری برای $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2})$ استفاده می کنند. این ابزارها با $\Delta\nu_t = \nu_t - \nu_{t-1}$ همبستگی نخواهند داشت، تازمانی‌که ν_t نسبت به خودشان به‌صورت ترتیبی همبستگی نداشته باشند. این روش برآورد متغیر ابزاری، منجر به برآورد مؤثر پارامترها ولی نه لزوماً کارا در مدل می‌شود. زیرا از تمام شرایط موجود استفاده نمی‌کند و همچنین ساختار تفاضلی در باقی مانده خطاها را در نظر نمی‌گیرد. آرلانو (۱۹۸۹) دریافت که برای مدل‌های اجزای خطای پویا ساده، برآورد کننده‌ای که از تفاضل‌های Δy_{t-2} به جای سطوح y_{t-2} برای ابزارها استفاده می‌کنند، دارای یک نقطه منفرد و واریانس‌های بزرگ در دامنه وسیعی از مقادیر پارامتر است. از سویی دیگر، برآورد کننده‌ای که از ابزارها در سطوح استفاده می‌کند،

یعنی $y_{i,t-2}$ ، هیچ مقدار منفردی ندارد، بنابراین واریانس‌های کوچک‌تر توصیه می‌گردد. آرلانو و باند (۱۹۹۱)، روش گشتاورهای تعمیم یافته را ابداع نموده‌اند. آن‌ها همچنین ادعا می‌کنند که اگر از شرایط تعامد موجود در بین مقادیر وقفه y_t و اختلالات ν_t استفاده شود ابزارهای اضافی را می‌توان در مدل پویا به دست آورد. این مطلب با مدل اتورگرسیو بدون رگرسور به شرح ذیل توضیح داده می‌شود:

$$y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad ; t = 1, \dots, T \qquad (۱۳)$$

بطوریکه $u_t = \mu + \nu_t$ با $\mu \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ و $\nu_t \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ مستقل از هم هستند برای برآورد صحیح δ بطوریکه $N \to \infty$ با T ثابت، تفاضل اول از (۱۳) گرفته می‌شود:

$$y_t - y_{t-1} = \delta(y_{t-1} - y_{t-2}) + (\nu_t - \nu_{t-1}) \qquad (۱۴)$$

با توجه به اینکه $(\nu_t - \nu_{t-1})$ با $MA(1)$، برابر است با ریشه واحد است. به ازای $t = 3$، در اولین دوره‌ای که این رابطه مشاهده شده است داریم:

$$y_3 - y_2 = \delta(y_2 - y_1) + (\nu_3 - \nu_2)$$

در این مورد، y_{i1} یک ابزار معتبر است، زیرا ارتباط و همبستگی زیادی با $(y_2 - y_1)$ دارد و با $(\nu_3 - \nu_2)$ هیچ‌گونه همبستگی ندارد، تا زمانیکه ν_t به‌صورت ترتیبی همبستگی نداشته باشد و اما حالتی که برای $t = 4$ بوجود می‌آید این است که، در دور دومی که مشاهده می‌شود:

$$y_4 - y_3 = \delta(y_3 - y_2) + (\nu_4 - \nu_3)$$

در این حالت y_2 و همچنین y_1 ابزارهای معتبری برای $(y_3 - y_2)$ هستند، زیرا y_2 و y_1 با $(\nu_4 - \nu_3)$ همبستگی ندارند. می‌توان این روند را ادامه داد، و یک ابزار معتبر اضافی به هر دورهٔ پیش رو، اضافه نمود، طوری که برای دوره T، مجموعه ابزارهای معتبر، تبدیل به $(y_1, y_2, \dots, y_t, T-2)$ می‌شوند. این روش

متغیر ابزاری، پارامتر خطای تفاضلی در رابطه (۱۴) را در نظر نمی‌گیرد. درنهایت اینکه آزمون سارگان معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند.

۱-٤ آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

در گام اول آزمون ایستایی بر اساس داده‌های فصلی سری زمانی نرخ ارز واقعی، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده ایران و آمریکا، نرخ تورم، درآمدهای نفتی و نرخ سود سپرده‌های بانکی در دوره ۱۳۹۹ – ۱۳۶۸ انجام می‌گیرد. اطلاعات مربوط به متغیرهای این مطالعه از وب سایت بانک مرکزی ایران و مرکز آمار استخراج شده است[1]. همچنین به‌منظور برآورد مدل و آزمون‌های آماری از نرم افزار Eviews و Stata استفاده شده است.

در گام اول به‌منظور آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری از آزمون زیوت – اندروز[2] استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون بیانگر این موضوع است که ریشه واحد بدون شکست ساختاری وجود دارد و فرضیه مقابل بیان می‌کند که سری مورد نظر دارای روندی ایستا با شکست ساختاری است. نتایج حاصل از آزمون زیوت-اندریوز در جدول (۱) نشان داده شده است. نتایج به دست آمده بیانگر این است که متغیرهای نرخ ارز واقعی، درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی و نقدینگی بر اساس الگوی وجود شکست ساختاری در عرض از مبدأ و روند در سطح خطای ۵ درصدی غیرایستا بوده و متغیرهای نرخ تورم و نرخ سود سپرده های بانکی در سطح و با وجود یک شکست ساختاری ایستا هستند.

جدول (۱): نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز

	متغیرها	زمان شکست	وقفه	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵٪	سطح معنی‌داری
وجود شکست در عرض از مبدأ و روند زمانی مدل	نرخ ارز واقعی	۱۳۹۲	۱	-۳/۴۰	-۵/۰۸	۰/۴۳۵
	نقدینگی	۱۳۶۵	۱	-۴/۸۴	-۵/۰۸	۰/۷۹۰
	درآمدهای نفتی	۱۳۸۷	۱	-۲/۸۰	-۵/۰۸	۰/۵۵۸
	تولید ناخالص داخلی	۱۳۶۹	۰	-۳/۳۰	-۵/۰۸	۰/۴۸۷
	نرخ سود سپرده‌های بانکی	۱۳۶۷	۱	-۵/۸۹	-۵/۰۸	۰/۰۰۵

1. www.cbi.ir
2. Zivot and Andrews

	نرخ تورم	۱۳۹۵	۲	-۵/۹۵	-۵/۰۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-۲ آزمون هم انباشتگی

بعد از انجام آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری در متغیرهای مدل به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها با لحاظ شکست ساختاری از آزمون هم انباشتگی گریگوری – هانسن[1] استفاده شده است. آماره آزمون گریگوری – هانسن در سه حالت (C) که بیانگر تغییر سطح، حالت (C/T) که بیانگر تغییر در سطح به همراه روند و حالت (C/S) که بیانگر تغییر رژیم است مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. با عنایت به نتایج ارائه شده در جدول (۲) می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای تحقیق با لحاظ شکست ساختاری ارتباط وجود دارد و متغیرهای مذکور در بلندمدت با یکدیگر هم حرکتی دارند.

جدول (۲): نتایج آزمون هم انباشتگی گریگوری - هانسن

مدل	(C)			(C/T)			(C/S)		
	ADF	Z_α	Z_t	ADF	Z_α	Z_t	ADF	Z_α	Z_t
آماره t	-۴/۹۸	-۴/۷۴	-۴۵/۳	-۵/۲۶	-۴/۹۲	-۴۷/۵	-۶/۷۸	-۷/۶۳	-۶۲/۴
سال شکست	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۸۸	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۹۵

مقادیر بحرانی	(C)		(C/T)		(C/S)	
	٪۵	٪۱۰	٪۵	٪۱۰	٪۵	٪۱۰
ADF	-۴/۶۱	-۴/۳۴	-۴/۹۵	-۴/۶۸	-۵/۵۰	-۵/۲۴
Z_t	-۴/۶۱	-۴/۳۴	-۴/۹۵	-۴/۶۸	-۵/۵۰	-۵/۲۴
Z_α	-۴۰/۴	-۳۶/۱	-۴۷/۴	-۴۱/۸	-۵۸/۵	-۵۳/۳

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-۳ مدل تجربی تحقیق

به‌منظور بررسی رابطه سیاست پولی و جهش نرخ ارز در اقتصاد ایران در ابتدا از روش فیلتر هودریک – پرسکات روند بلندمدت متغیر نرخ ارز محاسبه شده و سپس میزان تکانه از شکاف مقدار نرخ ارز از روند

---

[1]. Gregory and Hansen

بلندمدت آن به دست می‌آید، اما برای محاسبه جهش ارز فقط تکانه مثبت نرخ ارز در نظر گرفته شده و به جای تکانه منفی، صفر جایگذاری می‌شود. در گام دوم پس از استخراج نوسانات مثبت و منفی در نرخ ارز و محاسبه جهش نرخ ارز به برآورد عوامل مؤثر بر این جهش پرداخته شده است. بر این اساس انحراف در نرخ ارز تابعی از شکاف تولید، تورم، درآمدهای نفتی و نقدینگی است. جهش نرخ ارز در دو نظام ارزی ثابت و شناور بازه‌ای مورد برآورد قرار گرفته است. نظام ارزی بر اساس عدم‌تغییر در نرخ ارز هدف‌گذاری در تابع زیان بانک مرکزی لحاظ شده و نظام ارز شناور بازه‌ای بر اساس انحراف نرخ ارز از مقدار هدف‌گذاری شده بر اساس قابلیت تغییر در نرخ ارز هدف بر اساس دو انحراف معیار بالاتر و پایین‌تر از مقدار هدف در نظر گرفته شده است.

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد عوامل اثرگذار بر جهش نرخ ارز

متغیرهای تحقیق	جهش نرخ ارز در رژیم شناور بازه‌ای	جهش نرخ ارز در رژیم ارز ثابت
عرض از مبدأ	۰/۳۸ (۰/۰۲)	۰/۵۲ (۰/۰۰)
وقفه جهش نرخ ارز	۰/۲۷ (۰/۰۰)	۰/۴۴ (۰/۰۰)
شکاف تولید	-۰/۰۵ (۰/۰۰)	-۰/۱۲ (۰/۰۳)
شکاف تورم	۰/۰۸ (۰/۰۴)	۰/۰۴ (۰/۰۱)
نقدینگی	۰/۱۷ (۰/۰۰)	۰/۰۹ (۰/۰۳)
درآمدهای نفتی	-۰/۲۲ (۰/۰۱)	-۰/۱۴ (۰/۰۲)
نرخ سود سپرده‌های بانکی	-۰/۰۵ (۰/۰۰)	-۰/۰۲ (۰/۰۰)
آماره J-STATISTIC	۱۴.۲۱	۱۶.۳۸
آماره WALD	۱۳۴/۹۸	۱۲۱/۷۷
ضریب تعیین	۰/۸۵	۰/۹۰

منبع: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز مقدار سطح معنی‌داری است)

همان‌طور که مشاهده می‌شود تمام متغیرهای مورد استفاده در هر مدل از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار هستند و علائم ضرایب نیز با تئوری‌های اقتصادی سازگار هستند. در رگرسیون برآورد شده بر اساس نتایج آزمون والد، که از توزیع کای دو با درجات آزادی معادل، تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد

می‌شود. درنتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. بر اساس آزمون سارگان نیز مشاهده گردید که هیچ‌گونه ارتباطی بین متغیرهای ابزاری و جملات پسماند مدل رگرسیونی وجود نداشته است. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون متغیرهای ابزاری بکار گرفته شده در تخمین مدل از اعتبار لازم برخوردار هستند. درنتیجه اعتبار نتایج جهت تفسیر تأیید می‌شوند. همچنین ضریب تعیین مدل برآورد شده ۰.۸۵ و ۰.۹۰ است که بیانگر قدت توضیح دهندگی ۸۵ و ۹۰ درصدی مدل‌های برآورد شده است.

نتایج بیانگر این موضوع است که اثرگذاری شکاف تولید بر کاهش جهش نرخ ارز در نظام ارزی شناور بازه‌ای بیشتر از نظام ارزی ثابت است. ضریب به دست آمده بیانگر این است که با لحاظ کردن هدف‌گذاری نرخ ارز سیاست پولی در راستای کاهش انحراف تولید منجر به کاهش جهش نرخ ارز به مقدار ۰.۰۵- و ۰.۱۲- در نظام نرخ ارز ثابت و شناور بازه‌ای می‌شود.

از سوی دیگر بر اساس ضریب برآورد شده برای انحراف نرخ تورم در نظام ارزی شناور بازه‌ای کمتر از نظام ارزی ثابت است. این موضوع بیانگر آن است که زمانی که هدف‌گذار سیاست پولی نرخ ارز باشد، الزام سیاست‌گذار به نرخ رشد پولی مبتنی بر قاعده بوده و این امر منجر به این می‌شود که انحراف در نرخ تورم در نظام نرخ ارز ثابت اثرات شدیدتری بر جهش نرخ ارز در نظام ارز شناور بازه‌ای داشته باشد. ضریب شکاف نرخ تورم در نظام نرخ ارز ثابت و شناور بازه‌ای به ترتیب میزان ۰.۰۸ و ۰.۰۴ است.

علاوه بر این اثرگذاری درآمدهای نفتی بر جهش نرخ در نظام نرخ ارز ثابت بیشتر از نظام نرخ ارز شناور بازه‌ای است. ضریب اثرگذاری درآمدهای نفتی بر کاهش جهش نرخ ارز در نظام ارزی ثبات و شناور بازه‌ای به ترتیب ۰.۲۲ و ۰.۱۴ است. در واقع با توجه به اینکه در نظام ارزی ثبات مقام پولی کنترل خود بر روی تورم را از دست می‌دهد تلاش وی در راستای کنترل نوسانات و انحراف نرخ ارز خواهد بود که این موضوع بیانگر اثرگذاری بیشتر درآمدهای نفتی بر کاهش جهش نرخ ارز در نظام ارزی ثبات است.

بر اساس نتایج به دست می‌توان گفت که علاوه بر مسائل بنیادین تأثیرگذار بر افزایش قیمت ارز، انتظارات تورمی نیز در این موضوع مؤثر است و عوامل متعددی می‌تواند بر انتظارات تورمی یک جامعه تأثیر بگذارد. به‌عنوان‌مثال در یک کشور که چشم‌انداز مثبتی در خصوص بالا رفتن تولید ناخالص داخلی و بهتر شدن اوضاع اقتصادی وجود ندارد، قطعاً مردم آن کشور برای حفظ قدرت خرید خود به بازارهای مختلف ازجمله بازار ارز مراجعه کنند و در کوتاه‌مدت می‌تواند موجب جهش ارزی شود.

۵- نتایج و پیشنهادهای سیاستی

هدف مقاله حاضر بررسی رابطه سیاست‌های پولی و جهش نرخ ارز در اقتصاد ایران است. به‌منظور آزمون مدل تجربی تحقیق از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۸ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی و روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شد. تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز ازآن‌جهت حائز اهمیت است که نرخ ارز به‌عنوان کانالی در جهت هدایت آثار سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد شناخته می‌شود. بعد از کسری‌های شدید حساب تراز پرداخت‌های آمریکا در فاصله سال‌های ۱۹۷۳-۱۹۷۱ و شکست نظام برتون وودز و حرکت کشورهای صنعتی به سمت سیستم‌های ارزی شناور، نوسانات شدیدی در نرخ ارز مشاهده شد. این نوسانات شدید در نرخ ارز در حالی صورت پذیرفت که سایر متغیرهای اقتصاد کلان نظیر رشد اقتصادی و سطح قیمت‌ها تغییرات چندانی از خود نشان نمی‌دادند. در این زمان دورنبوش توانست با بهره‌گیری از دیدگاه‌های پولی به بسط و توضیح نوسانات به وجود آمده در نرخ ارز، در قالب تئوری جهش پولی نرخ ارز بپردازد. بر این اساس در یک سیستم اقتصادی متشکّل از بازار کالاها و خدمات، بازار پول و بازار دارایی‌ها، پس از اعمال یک سیاست پولی غیرقابل‌پیش‌بینی، نرخ ارز در کوتاه‌مدت به سطحی فراتر از نرخ ارز تعادلی جهش می‌کند و در بلندمدت با افزایش درآمد ملی و افزایش سطح قیمت‌ها نرخ ارز به سطح تعادلی خود کاهش می‌یابد. هم‌چنین بر اساس پدیده جهش پولی نرخ ارز، با افزایش درجه شناورسازی نرخ ارز، میزان جهش نرخ ارز درنتیجه‌ی یک انبساط پولی غیرمنتظره افزایش می‌یابد.

بر این اساس در این مطالعه در قالب دو نظام ارزی ثبات و شناور میزان جهش و انحراف در نرخ ارز با استفاده از فیلتر هودریک – پرسکات محاسبه شده و تأثیر سیاست پولی و متغیرهای کلان بر جهش نرخ ارز محاسبه شده است. در نظام ارزی ثابت، ثابت نگه‌داشتن پول یک کشور در برابر پول خارجی سبب تثبیت پول یک کشور گردیده و زمینه را برای افزایش اعتبار سیاست‌گذاران فراهم می‌نماید؛ این در حالی است که نظام ارز شناور زمینه را برای دفع اثرات شوک‌های خارجی از اقتصاد، فراهم می‌نماید. علاوه بر این، به‌کارگیری نظام ارز ثابت موجب شده تا نا اطمینانی بخش‌های حقیقی اقتصاد کاهش یابد و این مسئله می‌تواند موجب بهبود تجارت بین‌المللی و سرمایه‌گذاری داخلی گردد. حال‌آنکه استفاده از نظام ارز شناور می‌تواند موجب استقلال سیاست پولی در مواجهه با شوک‌ها گردیده و به‌عنوان ابزاری در جهت ایجاد ثبات در اقتصاد، در زمان‌های وجود ادوار تجاری تلقی گردد. نتایج به دست آمده نشان داد که سیاست پولی منجر به افزایش در جهش نرخ ارز و ایجاد انحراف در نرخ ارز می‌شود و این موضوع در نظام ارزی شناور بازه‌ای نسبت به نظام

نرخ ارز ثابت شدیدتر بوده است. همچنین نتایج نشان داد که شکاف تولید تأثیر معنی‌داری بر کاهش انحراف نرخ ارز حقیقی داشته است. از سوی دیگر بر اساس ضریب برآورد شده، مشاهده شد که انحراف نرخ تورم منجر به افزایش انحراف نرخ ارز حقیقی می‌شود. نتایج به دست آمده از این مطالعه با نتایج هوشمند و همکاران (۱۳۹۱)، حسین‌زاده و حقیقت (۱۳۹۲)، میرمحمدی و همکاران (۱۴۰۰) و کیم و لیم (۲۰۲۲) همخوانی داشته است. ازآنجایی‌که رابطه سیاست پولی و نرخ ارز یک رابطه مثبت است با یک سیاست پولی انبساطی نرخ ارز افزایش، یعنی ارزش پول ملی کاهش می‌یابد. لذا به‌منظور کاهش اثرات منفی سیاست پولی بر ارزش پول ملی پیشنهاد می‌شود که سیاست‌ها و ابزارهای اجرایی مناسب از سوی دولت طراحی و اجرا شود تا با مدیریت صحیح، بتوان در مسیر فعالیت‌های اقتصادی در جامعه قرار گیرد. نیاز به ثبات سیاست پولی وجود دارد که این خود مستلزم وجود یک بانک مرکزی مستقل است.

References

Ball, L. (1999). *Policy rules for open economies*. in: J.B. Taylor(ed.) Monetary Policy Rules. ChicagoUniversity Press: Chicago, 127-154.

Branson, W. H.; Hannu H., & Paul, M. (1977). Exchange rates in the short run: The dollar deutsche mark rate. *European Economic Review*, *10*(2), 303-310.

Central bank of the islamic republic of Iran. (2021). Department of economic accounts, national accounts of Iran. (In Persian)

Dornbusch, R. (1988). Exchange Rate and Inflation London. *The MIT press*, 61-77.

Gründler, D.; Mayer, E., & Scharler, J. (2022). Monetary policy announcements, information shocks, and exchange rate dynamics. *Open Economic Review*, *12*(4), 23-38.

Gudarzi Farahani, Y.; Esmaili, B., & Adeli, O. (2022). The relationship between policy uncertainty and cryptographic financial asset accounting, *Financial Accounting and Audit Research*, *14*(54), 141-158. (In Persian)

Gürkaynak, R. S.; Hakan, Kara.; Burçin, Kısacıkoğlu., & Sang, S. L. (2020). Monetary policy surprises and exchange rate behaviour. *Journal of International Economics*, *130*(5), 123-135.

Hilde, C. B. (2009). Monetary policy and exchange rate overshooting: Dornbusch was right after all. *Journal of International Economics*, *79* (2), 64–77.

Hoshmand, M.; Daneshnia, M.; Shahrivar, S.; Ghezelbash, A., & Eskandari Pur, Z. (2012). The relationship between monetary policy and exchange rate in iran. *Journal of Quantitative Economics*, *9*(2), 109-127. (In Persian)

Hosseinzadeh Yusuf Abad, M., & Haqit, A. (2012). The effect of monetary policy on the exchange rate in Iran using the self-correlated model with distributed lag. *Financial Economy Quarterly*, *7*(25), 123-146. (In Persian)

Kim, S., & Lim, K. (2022). Effects of monetary policy shocks on exchange rate in emerging countries. *The World Economy*, 45(4), 1242– 1261.

Mahdilo, A., & Asgharpour, H. (2018). The role of the exchange rate channel in the nonlinear transmission mechanism of monetary policy in Iran; (MS-VAR) approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *17*(1), 121-153. (In Persian)

Mazini, A., & Ghorbani, S. (2018). Investigating the trend and nature of real exchange rate deviation in Iran's economy. *Economic Research Quarterly*, *54*(1), 173-207. (In Persian)

Meiri, F.; Zayandeh Roudi, M.; Jalai Esfandabadi, A., & Mehraei Bishrabadi, H. (2017). Investigating the effect of the monetary jump of the exchange rate on the major and main activities of the economy in Iran. *Economic Research Quarterly*, *2*(3), 105-124. (In Persian)

Meiri, F; Zayandeh Roudi, M; Jalai Esfandabadi, A; Mehrai Bishrabadi, H. (2015), Investigating the impact of monetary jumps in the exchange rate on the occurrence of business cycles in the economy using the Lucas empirical method, Industrial Management Quarterly of Islamic Azad University, Sanandaj Branch, Economic Research, 37, 117-128. (In Persian)

Mirmohammadi, J.; Totunchi, J.; Abtahi, Y., & Dehghan Tafti, M. (2021). Investigating the relationship between monetary policy and exchange rate in Iran's economy using Dornbusch's launch model and monetary model with sticky prices. *Journal of Studies and Policies Economic*, *8*(2), 252-277. (In Persian)

Niazi, M.; Shahrashtani, H.; Hejbarkiani, K., & Ghafari, F. (2019). Investigating the effect of monetary policy shocks and oil revenues on inflation and economic growth in Iran, *Monetary Economics Quarterly*, *27*(19), 29-46. (In Persian)

Oreiro, J. L.; Basilio, A. C., & Souza, J. G. (2014). Effects of overvaluation and exchange rate volatility over industrial investment: empirical evidence and economic policy proposals for Brazil. *Brazilian Journal of Political Economy*, 34(3), 347-369.

Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2002). Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics*, *58*(2), 359–385.

Shakeri, A. (2010). Macroeconomic theories, Nei publication, Tehran, 520-530. (In Persian)

Taghavi, M., & Mohammadi, M. (2011). Reliability tests of monetary approach to exchange rate and balance of payments in iranian economics. *Journal of Quantitative Economics*, *8*(1), 51-72. (In Persian)

Zivot, E.; Donald, W. K., & Andrews, S. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics, 10*(4), 251–70.

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article

Vol. 29, No. 1, 2022, p. 137- 167

Growth and Development of Financial and Non-Financial Performance in the Insurance Industry Through Relational Marketing Tactics

A. Kamali[1], M. Arabshahi[2], O. Behboodi[3]

(*- Corresponding Author Email: marabshahi@imamreza.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.73435.1127

Received: 2021/11/04 Revised: 2022/07/30 Accepted: 2022/10/17	**How to cite this article:** Kamali, A.; Arabshahi, M., & Behboodi, O. (2023). Growth And Development of Financial and Non-Financial Performance in the Insurance Industry Through Relational Marketing Tactics. *Quarterly Monetary & Financial Economics*, *29*(1), 137-167. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2022.73435.1127
Available Online: 2022/10/17	

1- INTRODUCTION

Nowadays, various businesses, especially service companies, must use a variety of marketing measures to build effective relationships with customers, to lead to commitment and loyalty. Therefore, it is important to ensure that relationship-based marketing strategies improve the performance of companies. In today's era, different businesses and especially service companies should use various marketing measures and activities to establish effective relationships with customers, in order to create conditions that lead to commitment and loyalty among them. For this reason, ensuring that relationship-based marketing strategies lead to improved company performance is of paramount importance. All marketing activities carried

out in order to create, develop, and maintain successful relationships, which is called relationship marketing, are defined as a two-way relationship between the service provider and the customer that leads to profitability. Relationship marketing tactics include financial, social and structural dimensions and are influential on financial and non-financial functions.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

This study examines the effectiveness of customer relationship management. The purpose of this study is to investigate the growth and development of financial and non-financial performance in the insurance industry through relational marketing policies. In the last two decades, many organizations have become aware of the importance of their customers' satisfaction and have realized that maintaining existing customers is less expensive than attracting new customers. For this reason, companies must always monitor and take care of the interaction between themselves and their customers, and with the correct knowledge and understanding of the needs and values of customers, provide them with valuable goods and services in order to create loyalty in them by gaining satisfaction. Relationship marketing is known as a strategic solution to create commitment and loyalty and influential on the quality of relationships with customers. Also, customer relationship management leads to enhanced efficiency and performance and improved effectiveness in customer service, integration of communication channels, increase in new business opportunities and competitive performance, and customer classification. Relationship marketing has a significant impact on the quality of customer relationship management and the quality of management. Communication with the customer, which shows the customer's commitment and trust, affects the organizational performance

3- METHODOLOGY

The current research is practical in terms of purpose, and is descriptive-survey and correlational in terms of the nature of the method and implementation. The statistical population of the research consists of

different branches of insurance agencies in Mashhad. According to statistics and information, there are 140 companies. Therefore, using Morgan's table, 103 samples were determined for the statistical population. The sample analysis unit in this research was the managers of the brokerages. Due to the lack of cooperation of some agencies in providing data and completing the questionnaire, available sampling method has been used. 110 questionnaires were distributed among the members of the statistical community and finally 103 questionnaires were collected. The tool of data collection was a questionnaire that was compiled in three sections: introduction, demographic questions and questions to measure the main variables of the research. To measure the main variables of the research, 38 questions were designed and the measuring scale of the variables was a five-part Likert scale. Given that the questionnaire was standard and its validity has already been confirmed, it can be said that it has the required validity. Nonetheless, to determine the validity of the questionnaire, the face content validity method was used again. For this purpose, the questionnaire was given to the experts, professors and experts related to the research field and they were asked to express their corrective opinions and after collecting their opinions and actions, the final questionnaire was compiled. Average variance index (AVE) was used to measure the validity of questionnaire questions. To measure the reliability of the research questionnaire, the customary method of reliability assessment, i.e., Cronbach's alpha coefficient, was used. This coefficient is higher than 0.7 for all variables and equal to 0.95 for the entire questionnaire, which is a good coefficient and shows that the reliability of the research tool is at an optimal level. Also, the combined reliability coefficient (CR) was used to measure the reliability of the questionnaire. Table (1) shows the results of validity and reliability indices of the questionnaire.

4- RESULTS & DISCUSSION

The purpose of this research was to investigate the impact of relationship marketing dimensions on the financial and non-financial

performance of insurance agencies with the mediating role of the quality of customer relationship variable. After examining the theoretical foundations and related literature, and based on the conceptual model of the research, taken from Kaliskan and Asmer (2019), hypotheses were presented. After data collection, data analysis was done using structural equation modeling with the help of Smart-PLS software. The analysis of data and results showed that each of the variables of relational marketing tactics, including financial, social and structural, had a positive and significant effect on the quality of customer relationship. A significant relationship between the quality of customer relationship and financial and non-financial performance was also confirmed. Also, the variables of relationship marketing tactics, including financial, social and structural, showed a significant impact on financial and non-financial performance through the quality of communication with the customer.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The impact of financial relationship marketing on the quality of customer relationship was shown to be positive, and this demonstrates that insurance company managers can gain the trust and commitment of their customers and increase the quality of their customer relationship by using financial relationship marketing tactics. The positive effect of social relationship marketing on the quality of customer relationship showed that insurance agency managers using social related marketing tactics (such as regular contact with customers in any way, reminding them of special occasions, paying attention to the tastes of their customers, holding social events to their suggestions and complaints, etc.) can enhance the satisfaction and loyalty of their customers and improve the quality of their relationship with customers. The positive effect of the quality of customer relationship on financial performance also showed that insurance agency managers by maintaining the quality of relationship with their customers (such as adhering to commitments, giving detailed information and advice, being trustworthy in maintaining and maintaining customer's personal

information, which leads to commitment and more customers' trust and loyalty to the company, etc.) can make the customer loyal to the company. The positive impact of customer relationship quality on non-financial performance showed that insurance agency managers can attract new customers in the future by maintaining the quality of relationship with their customers apart from keeping their current customers.

Keywords: Financial performance, Customer relationship performance, related marketing policies, Customer relationship quality.

اقتصاد پولی مالی، سال بیست و نهم، دوره جدید شمارهٔ ۱، پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۱

رشد و توسعه عملکرد مالی و ارتباط با مشتری در صنعت بیمه از طریق تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند

آذرمیدخت کمالی وحیدی
کارشناسی ارشد مدیریت کسب‌وکار دانشگاه بین‌المللی امام رضا (ع)
معصومه عربشاهی*
استادیار مدیریت دانشگاه بین‌المللی امام رضا (ع)
امید بهبودی
استادیار مدیریت موسسه آموزش عالی عطار

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.73435.1127

چکیده

در عصر حاضر، کسب‌وکارهای مختلف و به‌ویژه شرکت‌های خدماتی باید از اقدامات بازاریابی متنوع برای ایجاد ارتباط کارا با مشتریان استفاده کنند تا شرایطی را به‌وجودآورند که منجر به تعهد و ایجاد وفاداری در آن‌ها گردد. به همین دلیل، حصول اطمینان از اینکه راهبردهای بازاریابی مبتنی بر رابطه منجر به بهبود عملکرد شرکت‌ها می‌شود، اهمیت یافته است. این پژوهش به بررسی اثربخشی مدیریت ارتباط با مشتری پرداخته است و هدف آن، بررسی رشد و توسعه عملکرد مالی و ارتباط با مشتری در صنعت بیمه از طریق سیاست‌های بازاریابی رابطه‌مند است. از نظر هدف، کاربردی و از حیث روش توصیفی- پیمایشی و از نوع همبستگی است. جامعه آماری این پژوهش را کارگزاری‌های مختلف بیمه در شهر مشهد تشکیل می‌دهند که تعداد آن‌ها ۱۴۰ شرکت است. با استفاده از جدول مورگان ۱۰۳ کارگزاری بیمه در شهر مشهد به‌عنوان نمونه انتخاب شد. از پرسشنامه نیز برای ابزار جمع‌آوری داده، استفاده گردید. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از روش معادلات ساختاری با کمک نرم‌افزار Smart-PLS انجام شد. نتایج نشان داد هر یک از متغیرهای تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند، شامل مالی، اجتماعی و ساختاری بر کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد، ارتباط معناداری بین کیفیت ارتباط با مشتری و عملکرد مالی و ارتباط با مشتری نیز تأیید شد. همچنین متغیرهای ابعاد بازاریابی رابطه‌مند شامل، مالی، اجتماعی و ساختاری از طریق کیفیت ارتباط با مشتری بر عملکرد مالی و ارتباط با مشتری نیز تأثیر معناداری را نشان داد.

کلیدواژه‌ها: عملکرد مالی، عملکرد ارتباط با مشتری، سیاست‌های بازاریابی رابطه‌مند، کیفیت ارتباط با مشتری.

---

* نویسنده مسئول: marabshahi@imamreza.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۲۵
صفحات: ۱۶۷-۱۳۷

۱. مقدمه

معیار مناسب عملکرد شرکت، معیاری است که به میزان ثروت اضافی که شرکت برای سهام‌دارانش ایجاد می‌کند، توجه خاصی داشته باشد و افراد را در تصمیم‌گیری‌های مربوط به ایجاد ارزش یاری کند (Khajavi, Fattahi & Ghadirian, 2015). بنابراین نسبت‌های مالی مفیدترین شاخص برای ارزیابی عملکرد و وضعیت مالی شرکت‌ها هستند. در این راستا، معیارهای ارزیابی عملکرد مالی، با توجه به مفاهیم حسابداری، به دو دسته تقسیم می‌شود: دسته اول بر اساس اطلاعات حسابداری و دسته دوم بر اساس اطلاعات بازار است. معیارهایی که بر مبنای حسابداری قرار می‌گیرد، معیارهایی گذشته‌نگر است که متأثر از استانداردهای حسابداری کشورهاست. از سوی دیگر، معیارهای مبتنی بر بازار متأثر از عواملی مانند روانشناسی، تخمین وقایع آتی، رفتار گروهی و مهارت است. استفاده از معیارهای مبتنی بر ارزیابی عملکرد مالی تا مدت زیادی در بازار سرمایه رایج بود تا این‌که معیارهای مبتنی بر ارزش مطرح شدند (Rahimnia & Fatemi, 2012). از طرفی علاوه بر معیارهای مالی و بازار، معیارهای ارتباط با مشتری نشان می‌دهند، رضایت کارکنان نقش مهمی در کسب اهداف مالی یک شرکت ایفا می‌کند. کارکنانی که از محیط کارشان راضی بوده و از کار خود لذت می‌برند تمایل بیشتری به ماندن در سازمان دارند؛ این موضوع می‌تواند منجر به ترک خدمت کمتر و کاهش هزینه‌های جذب و آموزش کارکنان جدید و در نتیجه عملکرد مالی بالاتر شود. همچنین مشتریان، متمایل به سازمان‌هایی با سطوح بالاتر رضایت کارکنان می‌باشند، زیرا رضایت کارکنان منجر به کار انگیزشی و سخت‌تر در محیط کار و مشارکت بیشتر و به دنبال آن کیفیت خدمات دریافتی و رضایت مشتریان می‌شود و این عوامل به فروش بیشتر و عملکرد مالی بهتر منجر خواهد شد (Gursoy & Chi, 2009). از سویی دیگر، عملکرد ارتباط با مشتری استراتژی مدیریتی است که به سازمان‌ها کمک می‌کند تا اطلاعات مربوط به مشتری را از طریق ابزارهای فناوری اطلاعات به‌منظور ایجاد یک رابطه بلندمدت و متقابل سودمند، جمع‌آوری، تجزیه‌وتحلیل و مدیریت کنند (Hasnelly & Yusuf, 2012). مدیریت ارتباط با مشتری به‌عنوان یک فرآیند، متشکل از نظارت بر مشتری، جمع‌آوری داده‌های مناسب، مدیریت و ارزشیابی داده‌ها و نهایتاً ایجاد مزیت واقعی از اطلاعات استخراج‌شده در تعاملات آنان است (Kim, Dirks & Cooper, 2009). میزان عملکرد ارتباط با مشتری، به‌عنوان عملکرد غیرمالی طبق پژوهش‌های انجام شده به عواملی شامل، میزان رضایت مشتری، وفاداری مشتری و ارزش ادراک‌شده از دیدگاه مشتری وابسته است (Gee Chen, Chih Liu, Shin, Tsong & Yang, 2012). با توجه به پژوهش‌های بررسی شده، کلیه فعالیت‌های بازاریابی انجام گرفته به‌منظور خلق، توسعه و حفظ روابط موفق که بازاریابی رابطه‌مند گفته

می‌شود و به‌عنوان یک رابطه دو جانبه میان ارائه‌کننده خدمات و مشتری که موجب سودآوری می‌شود، تعریف می‌گردد. تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند، شامل ابعاد مالی، اجتماعی و ساختاری است (Mishra & Li, 2008). مطالعات نشان داده است، فعالیت‌های بازاریابی در قالب تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند بر عملکرد مالی و عملکرد ارتباط با مشتری مؤثر است (Caliskan & Esmer, 2019).

تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند مالی، شامل ایجاد شرایط پرداخت، تشویق‌ها و خدمات رایگان تعریف می‌شود (Kim, Zhao & Yang, 2008). تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی به روابط اجتماعی بین مشتری و شرکت، برای تکامل رابطه، اعتماد و تعهد حیاتی اشاره می‌کند. روابط اجتماعی بین خریدار و فروشنده، اعتماد را افزایش می‌دهد. به خاطر این روابط و پیوندها، رفتارهای فرصت‌طلب کاهش و تبادل اطلاعات افزایش می‌یابد. این روابط و پیوندها، اعتماد و تعهد را افزایش می‌دهند، زیرا با همکاری، رابطه بلندمدت و نزدیکی شکل می‌گیرد (Shepherd, & Aggarwal, Castleberry, Ridnour, 2012). تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند ساختاری، به کاربردهای پاسخ‌دهی کارکنان به درخواست‌های خاص مشتریان یا توانایی مؤسسات برای فراهم نمودن خدمات مناسب به ذینفعان اطلاق می‌شود. یکی از فعالیت‌های بازاریابی رابطه‌مند ساختاری استفاده از سیستم‌های اطلاعاتی و ارتباطی است که عامل مهمی برای تداوم استفاده افراد از خدمات موسسه و متعهد باقی‌ماندن آن‌ها محسوب می‌شود. در واقع تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند ساختاری فرصتی برای ایجاد خدمتی با کیفیت و بهبود یافته و خدماتی با ارزش‌افزوده بیشتر فراهم می‌آورد (Tseng, 2007). بر همین اساس، ارتباط با مشتری موردتوجه بسیاری از محققان و فعالان بازاریابی قرار گرفته است. افزایش تأکید بر بازاریابی رابطه‌مند با توجه به این فرض است که ایجاد روابط پایدار با مشتریان در نتیجه رضایت مشتری، ارجاعات مشتری، اعتماد و تبلیغات شفاهی مشتریان است (Gronross, 2017). بازاریابی رابطه‌مند بر بازاریابی مبادله‌ای با هدف ایجاد روابط بلندمدت، مبتنی بر اعتماد و منافع ارتباطی متقابل با مشتریان ارزشمند احاطه دارد. یکی از ویژگی‌هایی که کارگزاری‌های مختلف بیمه را از یکدیگر متمایز می‌کند توانایی آن‌ها در ایجاد سطح بالایی از رضایت در مشتری با توجه به انتظارات آنان است. لذا راضی نمودن مشتری برای ایجاد وفاداری و در نتیجه، ارتباط با مشتری ضروری است (Adamson, Chan & Handford, 2003). برقراری ارتباط بلندمدت با مشتری در طی زمان و هنگام ارائه خدمت ایجاد می‌شود که میزان تعهد طرفین رابطه در موفقیت این ارتباطات اهمیت بسیار زیادی داشته و میزان بالای اعتماد مشتری به ارائه‌دهنده خدمت، در ایجاد ارتباطات طولانی‌تر و مستمر نقش زیادی ایفا می‌کند (Charles, 2013). اعتماد برای هر دو طرف رابطه مهم است و

یکی از اهداف شرکت‌ها برای ایجاد روابط بلندمدت، کسب اعتماد مشتری است. لذا می‌توان بیان کرد رضایت مشتری، تعهد ارتباطی و اعتماد ابعاد از ارتباط موفق هستند (Kim et al., 2009). ایجاد اعتماد، ارتباطات بلندمدت را به‌وسیله کاهش عدم اطمینان و بروز رابطه فرصت‌طلبانه تضمین می‌کند. هرچه رابطه پیشرفت می‌کند طرفین رابطه اعتماد بالاتر و وابستگی بیشتری به هم پیدا می‌کنند، همچنین مشتریان متعهد رابطه نزدیک‌تری را تجربه می‌کنند که در طی زمان منجر به تعهد به رابطه می‌گردد (Hasnelly & Yusuf, 2012). با وجود مشخص شدن هرچه بیشتر نقش بازاریابی رابطه‌مند در ابعاد مالی، اجتماعی و ساختاری و نیز نقش چگونگی کیفیت ارتباط با مشتریان که می‌تواند منجر به رضایتمندی، تعهد و تداوم ارتباطات گردد و با توجه به نیاز شدید کارگزاری‌های بیمه در جهت کسب موفقیت در فعالیت‌های بازاریابی، انجام پژوهشی در زمینه چگونگی تأثیر تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند بر عملکرد مالی و عملکرد ارتباط با مشتری می‌تواند مفید واقع شود، لذا مسئله اصلی در پژوهش آن است که تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند چگونه از طریق کیفیت ارتباط با مشتری بر عملکردهای مالی و ارتباط با مشتری تأثیرگذار است؟ ازاین‌رو، هدف این پژوهش بررسی و تبیین تأثیر تاکتیک‌های بازاریابی بر عملکرد مالی و غیر مالی از طریق کیفیت ارتباط با مشتری در کارگزاری‌های بیمه شهر مشهد بوده است.

در ادامه پس از تشریح مبانی نظری و تجربی موجود در ارتباط با موضوع پژوهش به ارائه مدل مفهومی طراحی شده که چگونگی ارتباط متغیرهای اصلی پژوهش را نشان می‌دهد، پرداخته شده است. سپس با جمع‌آوری داده‌ها مدل مفهومی پژوهش، آزمون شده و براساس یافته‌های به‌دست آمده از نتایج پژوهش، پیشنهادهای کاربردی ارائه شده است.

۲.مبانی نظری و پیشینه پژوهش

کیفیت ارتباط با مشتری

کلید موفقیت در کسب‌وکار ایجاد و حفظ روابط قوی با مشتری است. توانایی بالا در برقراری ارتباط با مشتریان بر سطوح فروش از طریق اطمینان بخشیدن به خواسته‌های مشتریان تأثیر می‌گذارد. کیفیت رابطه با مشتری نیز در واقع توصیف‌کننده عمق رابطه‌ای است که نتیجه آن رضایت، وفاداری، گفته‌های شفاهی مثبت، همکاری (هم‌افزایی)، رشد فروش و حفظ مشتری است. کیفیت رابطه شبیه نوعی ارزیابی کلی از توان و قدرت رابطه و میزان پاسخگویی آن به نیازها و انتظارات طرفین بر اساس تاریخچه وقایع و اتفاقات موفقیت‌آمیز و رضایت‌بخش است (Robert et al., 2007). به‌بیان‌دیگر، کیفیت رابطه به این بستگی دارد که رابطه تا چه میزان منطبق بر نیازها، برداشت‌ها، هدف‌ها و آمال مشتری است (Ruhn, 2016). کیفیت

بالای رابطه به این معناست که مشتری می‌تواند روی صداقت فروشنده حساب کند و نسبت به عملکرد وی در آینده نیز اطمینان خاطر داشته باشد (Sanchez, Moliner, Callarisa & Rodriguez, 2007). کیفیت ارتباط با مشتری در واقع توصیف‌کننده عمق رابطه‌ای است که نتیجه آن رضایت، وفاداری، گفته‌های شفاهی مثبت، رشد و حفظ مشتری است (Mohammadi & Rezaee, 2016). روابط قوی خریدار- فروشنده به اهداف همکاری، افشای متقابل و تماس‌های پیگیری شدید وابسته است. این احتمال که مشتریان راضی در آینده محصولات مالی را خریداری کنند نسبت به مشتریان خوش‌بین کمتر است، درحالی‌که به نظر می‌رسد مشتریان خوش‌بین از نظر سفارش به دیگران نسبت به مشتریان راضی گفتار مثبت کمتری از خود نشان دهند (Rahimi Aghdam, Faryabi & Azizkhah, 2020).

بازاریابی رابطه‌مند و ارتباط آن با کیفیت ارتباط با مشتری

در دو دهه اخیر بسیاری از سازمان‌ها به اهمیت رضایت مشتریان آگاه شده و دریافته‌اند که حفظ مشتریان موجود کم‌هزینه‌تر از جذب مشتریان جدید است، به همین علت شرکت‌ها همواره باید مراقب تعامل بین خود و مشتریانشان باشند و با شناخت و درک صحیح از نیازها و ارزش‌های مد نظر مشتریان، کالا و خدمات با ارزشی به آن‌ها ارائه کنند تا با جلب رضایت‌مندی، در آن‌ها وفاداری ایجاد کنند (Assel, 2001). در بازاریابی رابطه‌ای تنها موضوع دریافت سهم بیشتری از کیف پول مشتری نیست، بلکه به‌دست آوردن هرچه بیشتر سهم قلب، ذهن و کیف پول مشتری است (Gronross, 2017). بازاریابی رابطه‌مند شامل فعالیت‌هایی در راستای توسعه ارتباطات طولانی‌مدت و مقرون به صرفه بین سازمان‌ها و مشتریان، به‌منظور ایجاد سود متقابل برای هر دو طرف است. محافظت از روابط مداوم با مشتری تنها راهی است که سازمان‌های خدماتی در استفاده از استراتژی‌های تدافعی و افزایش حفظ مشتریان کنونی خود باید از آن عبور کنند (Xiaoyu, Zhenquan & Keneth, 2012). امروزه شرکت‌ها به دلیل، افزایش شدت رقابت، افزایش آگاهی مشتریان و تغییرات سریع الگوهای خرید به بازاریابی رابطه‌مند متمرکز شده‌اند (Zhan & Hyun, 2017). ضرورت اساسی استراتژی بازاریابی رابطه‌ای این است که برای دستیابی به مزیت رقابتی و در نتیجه عملکرد مالی برتر، شرکت‌ها باید مجموعه‌ای از روابط را شناسایی، توسعه و پرورش دهند (Madhavaram, Granot & Badrinarayanan, 2014) و هدف آن، بهبود در سودآوری شرکت از طریق تغییر دیدگاه شرکت از بازاریابی معاملاتی و تأکید بر جذب مشتریان جدید به سوی حفظ و نگهداری مشتریان از طریق کاربرد مدیریت ارتباط با مشتری است (Evert, 2017). تحقیقات نشان داده، شرکت‌هایی که روابط بلندمدت با ذینفعان خود دارند، نرخ بالای رشد در فروش خالص، کاهش

موجودی و بهینه‌سازی هزینه‌ها را تجربه می‌کنند (Kim et al., 2008). از اجزای اصلی بازاریابی رابطه‌مند تعهد و اعتماد است که در بیشتر مدل‌ها به آن‌ها اشاره شده است (Ndubisi, 2005). از طرفی محققان، ابعاد بازاریابی رابطه‌مند را سه عامل کلیدی در نظر گرفته‌اند که شامل بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی، بازاریابی رابطه‌مند مالی و بازاریابی رابطه‌مند ساختاری است.

روابط اجتماعی بین مشتری و شرکت، برای تکامل رابطه، اعتماد و تعهد و معاملات تجاری، حیاتی هستند. روابط اجتماعی منبعی مهم برای توسعه روابط بین شرکت‌ها و کسب مزیت رقابتی محسوب شده و اعتماد را افزایش می‌دهد (Caliskan & Esmer, 2019). به خاطر این روابط و پیوندها، رفتارهای فرصت‌طلب کاهش و تبادل اطلاعات و اعتماد و تعهد افزایش می‌یابد، زیرا با همکاری، روابط بلندمدت و نزدیکی شکل می‌گیرد (Chang, Wong & Fang, 2014). ارائه خدمات مالی نیز یکی از اجزای اصلی برنامه‌های بازاریابی رابطه‌مند است. ارائه خدمات مالی بایستی بر اساس نیازها و خواسته‌های مشتریان باشد و بتواند راحتی و آسایش بیشتری را برای آن‌ها فراهم نماید. در این بخش می‌باید در مورد ویژگی خاص خدمت، برند، فرآیند و ویژگی‌های ملموس، بسته‌بندی و کیفیت خدمت تصمیم‌گیری شود. ضمن اینکه هر خدمت می‌تواند یک هسته اصلی نیز داشته باشد این هسته اصلی بیانگر مهم‌ترین ویژگی خدمت از دید مشتری است. مثلاً کسب سود و تسهیل خدمات مالی و اقتصادی می‌تواند هسته اصلی خدمات بیمه باشد (Newbert, 2007). در انجام خدمات مالی می‌باید ضمن تلاش برای کسب درآمد و سودآوری، به جبران هزینه‌ها، حفظ سهم بازار و سیستم‌های قیمت‌گذاری رقبا نیز توجه کافی شود. در این راستا ارائه‌دهندگان محصول و خدمات از مزایای اقتصادی مثل قیمت، تخفیفات، محصولات رایگان و تخفیفات دیگر جهت تضمین وفاداری مشتری استفاده می‌کنند. محققان معتقدند که حفظ پول انگیزه‌ای برای تشویق به رابطه با ارائه‌دهنده خدمت است. شرکت‌ها می‌توانند به مشتریان وفادار خود و آنانی که ارتباط صمیمانه‌تری با شرکت دارند، منفعت مالی برسانند (Rashid, 2003). تاکتیک‌های بازاریابی ساختاری، به کاربردهای پاسخ‌دهی مسئول شرکت‌های بیمه به درخواست‌های خاص مشتریان یا توانایی شرکت برای فراهم نمودن خدمات مناسب به ذینفعان مختلف اطلاق می‌شوند (Chang et al., 2014) که منابع مهمی برای رضایتمندی و تعهد کاربران به‌حساب می‌آیند (Caliskan & Esmer, 2019). تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند ساختاری مواردی را شامل می‌شود که به‌واسطه آن‌ها تعهد و اعتماد در مشتریان افزایش یافته و منجر به توافق‌نامه‌های طولانی‌مدت بین طرفین گردد و لذا درآمدهای آتی سازمان تضمین شود. در این حالت شرکت با افزودن وابستگی‌های ساختاری به رابطه مشتری، می‌کوشد آنان را از

مزیت‌های مالی و اجتماعی بیشتری بهره‌مند سازد. در واقع وقتی مشتری فهم بهتری از ارزش صرفه‌جویی‌های اقتصادی، زمانی و انرژی حاصل از این روابط به‌دست می‌آورد احتمال کمتری دارد که طرف معامله را در خرید بعدی عوض کند (Ndubisi, 2005). کیفیت ارتباط مشتری، استراتژی جهت جذب، حفظ و افزایش رابطه با مشتری است که از سه عامل رضایت، اعتماد و تعهد تشکیل شده است (Homburg, Wiaseke & Borneman, 2009). رویکردی مدیریتی است که سازمان‌ها را قادر می‌سازد با مدیریت کردن روابط با مشتریان به شناسایی، جذب و حفظ مشتریان سودآور و توسعه و حفظ روابط دو جانبه سودبخش با مشتریان مهم به شکلی استراتژیک بپردازند (Buttle, 2001). کیفیت ارتباط با مشتری، با مبادله ارزش بین مشتری و سازمان بنا شده و بر ارزش ایجاد شده دراین‌ارتباط تأکید می‌کند. بنابراین، تلاش سازمان‌ها برای توسعه ارتباط با مشتریان، بر مبنای ارزش برای هر دو طرف، از اهداف اصلی مدیریت ارتباط با مشتری است (Low, Da & May, 2013). در ارتباط با ابعاد کلیدی کیفیت ارتباط با مشتری تحقیقات زیادی صورت گرفته است که جامع‌ترین آن‌ها اعتماد و تعهد می‌باشند (Chiu, Hsieh, Li & Lee, 2005). Chung & Shann (2012)، Chung Lo (2012)، Ramasamy & Laforet (2012)، Patatoukas (2012) و Abtin & Puramiri (2016) به بررسی تأثیر بازاریابی مبتنی بر روابط و تأثیر آن بر وفاداری، رضایت و تعهد پرداختند، نتایج مطالعات آن‌ها یافته‌های مطالعات پیشین را تأیید کرد. Samadi, Hosseinzadeh & Noorani (2010) در تحقیقی به بررسی تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند و تأثیر آن بر رضایت و وفاداری پرداختند. نتایج نشان‌دهنده روابط معنادار بین دو متغیر بازاریابی رابطه‌مند و رضایت و وفاداری بوده است. Gilaninia, Askari & Farokh (2013) از بازاریابی رابطه‌مند به‌عنوان راهکاری استراتژیک در جهت ایجاد تعهد و وفاداری در تحقیقی که انجام داد، یاد کرده است. Askarpour & Rahchamani (2017) و Mahbob & Kanapathipillai (2021) تأثیر بازاریابی رابطه‌مند را بر کیفیت روابط با مشتریان مورد بررسی قرار داده که نتایج این بررسی به تأیید روابط بین دو متغیر منجر شد.

ارتباط میان عملکرد مالی، عملکرد ارتباط با مشتری و کیفیت ارتباط با مشتری

در دنیای رقابتی امروز، سازمان‌ها مجبور به اهمیت دادن بیشتری به مشتریان هستند و به جای توجه به تولید انبوه و مفاهیم کارایی بر مشتری و رضایت او از خدمات متمرکز شده‌اند (Kim & Kim, 2009). امروزه، هدف نهایی هر سازمانی از سرمایه‌گذاری در مدیریت ارتباط با مشتری، توسعه ساختاری محکم در ارتباط با مشتریان و دست‌یابی به مشتری به‌عنوان اسلحه رقابتی است، زیرا بنیادهای سنتی مانند

ویژگی‌های محصول، قیمت و توزیع دیگر پاسخگو نیست (Taleqani & Taqizade, 2010). مدیریت ارتباط با مشتری با ایجاد و توسعه روابط فردی با مشتریان هدف، مرتبط بوده و موجب افزایش چرخه عمر کل مشتریان می‌گردد (Hajikarimi & Karimnezhad, 2015). امروزه در فضای رقابتی سازمان‌ها و کسب‌وکارها رسیدن به کل ظرفیت هر رابطه با مشتری، هدف اساسی به‌حساب می‌آید (Verhoef, Reinartz & Krafft, 2010). تحقیقات نشان داده که توسعه روابط با مشتری موجب تعهد و وفاداری مشتری می‌شود (Chang et al., 2014). همچنین مدیریت ارتباط با مشتری موجب افزایش عملکرد و اثربخشی در خدمات مشتریان، یکپارچگی کانال‌های ارتباطی، افزایش فرصت‌های جدید کسب‌وکار و عملکرد رقابتی و طبقه‌بندی مشتریان (سودآور و غیر سودآور) می‌گردد (Namjoyan, Esfahani & Haeri, 2013). نتایج پژوهش‌های Akrosh, Dahiyat, Gharaibeh & Abulail (2011) و Caliskan & Esmer (2019) که تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری را بر وفاداری و عملکرد مالی بررسی کرده بودند حاکی از وجود رابطه معنادار بین این دو متغیر بود. در پژوهشی Evert (2017)، تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری را بر عملکرد ارتباط با مشتری در بانک‌های تجاری مورد بررسی قرار داد، نتایج نشان‌دهنده تأثیر معناداری بین مدیریت ارتباط با مشتری و رضایتمندی بود و ارتباط قوی بین رضایت و وفاداری نشان داده شد (Borsaly, 2014). Kong (2014) نشان داد کیفیت مدیریت ارتباط با مشتری و رویکرد بازاریابی رابطه‌مند، می‌تواند بر اثربخشی و عملکرد شرکت‌ها تأثیر داشته باشد. Krishnapillai, Padmishintini & Thahir (2013) عملکرد را فرایند تبیین کیفیت اثربخشی و کارایی اقدامات گذشته بیان کرده‌اند (Krishnapillai, Padmashintini & Thahir, 2013). Wu & Lu (2012) نشان دادند بازاریابی رابطه‌ای بر کیفیت مدیریت ارتباط با مشتری تأثیر معنادار داشته و کیفیت مدیریت ارتباط با مشتری که نشان‌دهنده تعهد و اعتماد مشتری است بر عملکرد سازمانی تأثیرگذار است. یافته‌های Guerola, Oltra, Gil & Gil (2020) و Miraghaei, Shabani, Ghanbari & Shabani (2014) نشان داد مدیریت ارتباط با مشتری بر عملکرد کلی شرکت در دو جنبه عملکرد غیر مالی (وفاداری، اعتماد و رضایت) و عملکرد مالی (بازده سرمایه‌گذاری و رشد فروش) تأثیر معناداری داشته است. Anuforo, Ogingbangbe & Edeoga (2015) در پژوهشی به بررسی تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری بر عملکرد شرکت پرداختند. نتایج نشان داد مدیریت ارتباط با مشتری بر وفاداری و اعتماد و بازده مالی سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری دارد. Kamali Moghaddam (2014) به بررسی ارتباط بین مدیریت ارتباط با مشتری و عملکرد سازمانی پرداختند، نتایج حاکی از ارتباط بین مدیریت ارتباط با مشتری، تعهد و اعتماد، وفاداری مشتری و عملکرد سازمانی داشت.

Danaei, Hosseini, Mahmoudi & Wazir Zanjani (2012) نشان داد مدیریت ارتباط با مشتری از طریق ایجاد وفاداری و تعهد مشتریان بر ارتقای شاخص‌های مالی تأثیر معنادار دارد. Shahmohammadi (2012) در پژوهشی به بررسی تأثیر مدیریت ارتباط با مشتری بر جنبه‌های عملکرد سازمانی پرداختند، نتایج نشان داد ابعاد مدیریت ارتباط با مشتری بر جنبه مالی و غیر مالی عملکرد و بر جنبه یادگیری و رشد عملکرد اثر معناداری دارد و عملکرد مدیریت ارتباط با مشتری، بیشترین تأثیر را به ترتیب بر جنبه مالی و یادگیری و رشد، فرایندهای داخلی و عملکرد مشتری گذاشته است. Tohidi & Jabbari (2012) که به بررسی تأثیر بازاریابی رابطه‌مند بر کیفیت روابط مشتری و عملکرد مالی پرداخته بودند نشان داد بازاریابی رابطه‌مند از طریق اعتماد و وفاداری و تعهد بر عملکرد مالی تأثیر معنی‌دار دارد.

مدل مفهومی پژوهش

چارچوب مدل مفهومی در شکل ۱ ارائه شده است. طبق مدل ارائه شده و بررسی پیشینه‌های تجربی و نظری، تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند در سه بعد، مالی، اجتماعی و ساختاری، به‌عنوان متغیر مستقل و کیفیت مدیریت ارتباط با مشتری، متغیر میانجی و عملکرد مالی و عملکرد ارتباط با مشتری به‌عنوان متغیرهای وابسته در نظر گرفته شده‌اند. مدل مفهومی برگرفته از مطالعات Caliskan & Esmer (2019) است.

بنابراین، با توجه به آنچه که بیان شد، فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه ۱: تاکتیک‌های مالی بازاریابی رابطه‌مند بر کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه ۲: تاکتیک‌های اجتماعی بازاریابی رابطه‌مند بر کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه ۳: تاکتیک‌های ساختاری بازاریابی رابطه‌مند بر کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه۴: کیفیت ارتباط با مشتری بر عملکرد مالی تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه ۵: کیفیت ارتباط با مشتری بر عملکرد ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه ۶: عملکرد ارتباط با مشتری بر عملکرد مالی تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه ۷: تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند مالی بر عملکرد مالی از طریق کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

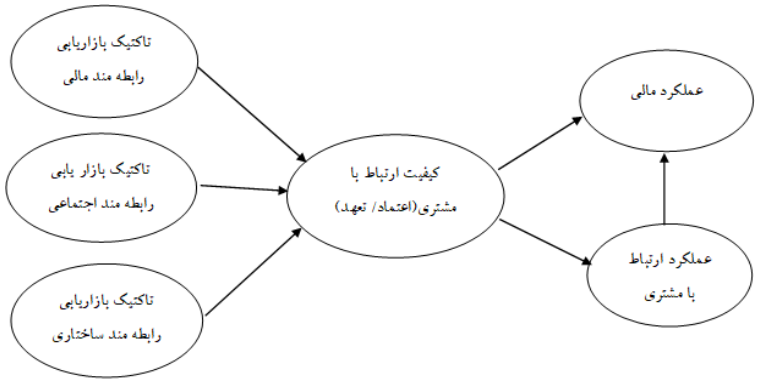
فرضیه۸: تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند مالی بر عملکرد ارتباط با مشتری از طریق کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه۹: تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی بر عملکرد مالی از طریق کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه۱۰: تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی بر عملکرد ارتباط با مشتری از طریق کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه ۱۱: تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند ساختاری بر عملکرد مالی از طریق کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه ۱۲: تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند ساختاری با عملکرد ارتباط با مشتری از طریق کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری دارد.



شکل ۱: مدل مفهومی تحقیق Caliskan & Esmer (2019)

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از حیث هدف کاربردی و از نظر ماهیت روش و اجرا، توصیفی– پیمایشی و از نوع همبستگی است. جامعه آماری را مدیران شعب کارگزاری‌های بیمه در مشهد (۱۴۰ شرکت) تشکیل می‌دهند. لذا با استفاده از جدول مورگان حجم نمونه ۱۰۳ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس بوده است. تعداد ۱۱۰ پرسشنامه بین اعضای جامعه آماری توزیع شد و نهایتاً ۱۰۳ پرسشنامه جمع‌آوری گردید. برای سنجش متغیرهای اصلی، ۳۸ سؤال طراحی شد و مقیاس سنجش متغیرها طیف لیکرت پنج قسمتی بوده است. روایی و پایایی سنجش‌ها، معیارهای ضروری در تعیین دقت و صحت سنجش می‌باشند. پایایی با خطای تصادفی در ارتباط است و روایی با خطای منظم؛ بنابراین شرط لازم برای روایی یک آزمون پایایی

آن است ولی شرط کافی نیست و برای اینکه یک آزمون معتبر (روا) باشد باید پایا باشد. معمولی‌ترین روش ضریب پایایی ثبات داخلی با روش آلفای کرونباخ است و روش‌های رایج روایی، روایی صوری و سازه نیز هست. برای سنجش روایی از روایی صوری استفاده شد. به‌علاوه برای روایی سازه، از شاخص میانگین واریانس (AVE) استفاده شد. همچنین برای اثبات روایی از تحلیل عاملی نیز بهره گرفته شده است. برای سنجش پایایی، از روش آلفای کرونباخ و ضریب پایایی ترکیبی استفاده شد. این ضریب برای تمام متغیرها بالاتر از ۰/۷ و آلفای کرونباخ کل پرسشنامه برابر با ۰/۹۵ بوده که نشان می‌دهد پایایی پرسشنامه در حد مطلوب است. جدول (۱) نتایج شاخص‌های روایی و پایایی پرسشنامه را نشان می‌دهد.

جدول (۱): متغیرهای پژوهش و نتایج پایایی و روایی ابزار گردآوری داده‌ها (پرسشنامه)

متغیر	تعداد گویه	پایایی ترکیبی	ضریب آلفای کرونباخ	AVE
بعد مالی	۴	۰/۸۷۸	۰/۸۱۳	۰/۶۴۳
بعد اجتماعی	۹	۰/۹۲	۰/۹۰۲	۰/۵۶۴
بعد ساختاری	۸	۰/۹۲۹	۰/۹۱۲	۰/۶۱۹
کیفیت ارتباط با مشتری	۱۰	۰/۹۲۶	۰/۹۱۲	۰/۵۳۶
عملکرد مالی	۳	۰/۹۰۲	۰/۸۳۷	۰/۷۵۵
عملکرد ارتباط با مشتری	۴	۰/۸۷۲	۰/۷۸۲	۰/۶۹۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

به‌منظور محاسبه روایی همگرا، فورنل و لارکر شاخص میانگین واریانس استخراج شده (AVE) را پیشنهاد می‌کنند. اگر این شاخص حداقل برابر با ۰/۵ باشد، بیانگر روایی همگرای مناسب متغیرهای پژوهش است. با توجه به اینکه، در این پژوهش شاخص میانگین واریانس استخراج شده برای تمامی متغیرهای پژوهش بالاتر از ۰/۵ است، نشان از روایی همگرای مطلوب مدل دارد. بر اساس شکل ۲ (مدل در حالت تخمین استاندارد) بارهای عاملی بیشتر از ۰/۵ گزارش شده است که نشان‌دهنده تأیید روایی به روش تحلیل عاملی تأییدی است. با توجه به جدول (۱) ضریب پایایی ترکیبی و آلفای کرونباخ برای تمام متغیرها بیش از ۰/۷ را نشان می‌دهد؛ بنابراین پایایی سؤالات در پرسشنامه در حد قابل قبولی قرار دارد. برای آزمون فرضیات و مدل مفهومی، از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری به کمک نرم‌افزار smart-pls استفاده شده است.

علت استفاده از این نرم‌افزار این است که تعداد نمونه‌های پژوهش پایین بوده و با نرم‌افزارهایی مثل لیزرل و آموس که به تعداد نمونه حساسیت دارند، نمی‌توان مدل را آزمون کرد.

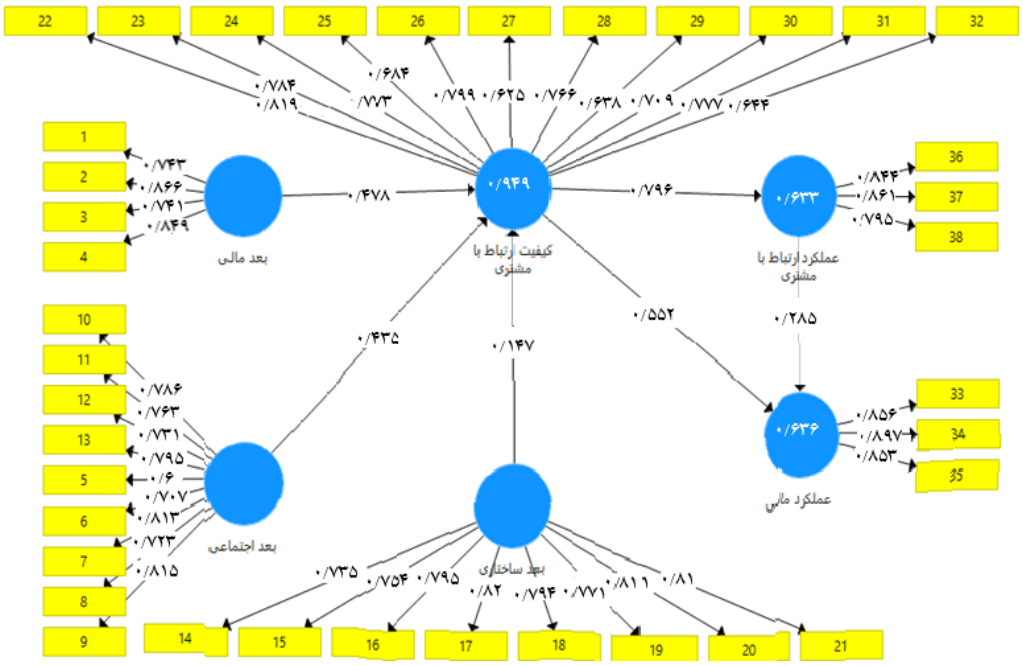
٤. یافته‌های پژوهش

٤-١. آمار توصیفی

برای تحلیل داده‌های پژوهش از توصیف آماری جهت تحلیل متغیرهای جمعیت‌شناختی استفاده شد. داده‌های مرتبط با جنسیت نشان داد ۵۴ درصد پاسخ‌دهندگان مرد و ۴۶ درصد زن هستند. ۷ درصد بین ۲۰ تا ۳۰ سال، ۵۶ درصد ۳۱ تا ۴۰ سال، ۴ و ۳۷ درصد بالای ۴۰ سال سن داشتند. ۵ درصد دارای تحصیلات دیپلم و پایین‌تر، ۲ درصد فوق‌دیپلم و ۹۳ درصد دارای تحصیلات لیسانس و بالاتر بودند.

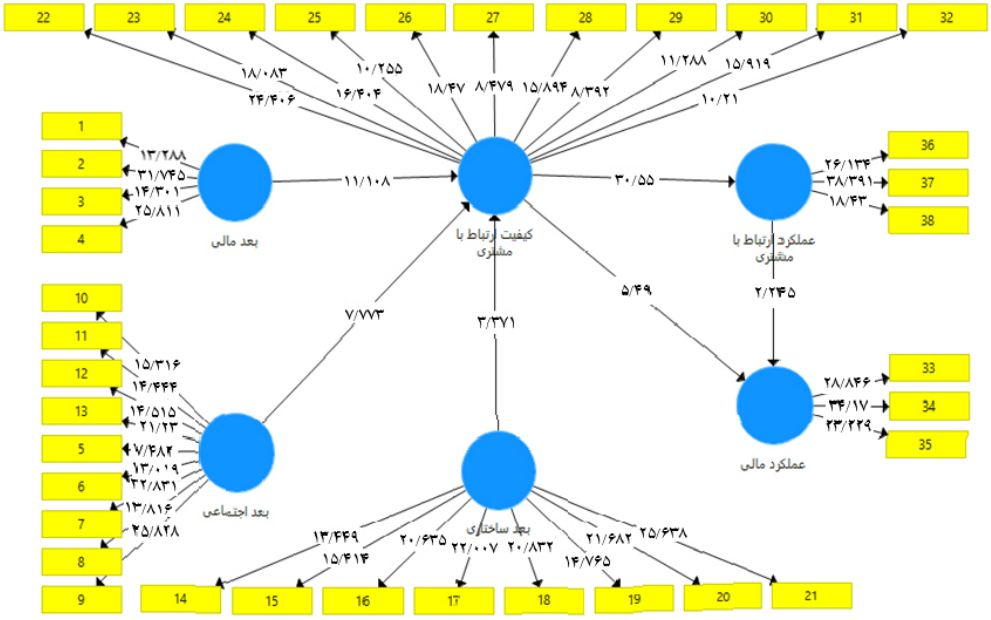
٤-٢. آزمون مدل مفهومی

مدل مفهومی و فرضیه‌های پژوهش، با کمک نرم‌افزار smart- pls و روش مدل‌سازی معادلات ساختاری مورد آزمون و بررسی قرار گرفت. شکل ۲ ضرایب مسیر ساختاری را نشان داده است که بیانگر مقدار تأثیر هر متغیر بر متغیر دیگر است. منظور از ضرایب مسیر همان بتای استاندارد شده در رگرسیون خطی است. این مقدار از نظر بزرگی نشان‌دهنده‌ی قدرت رابطه است که با برقرار شدن روابط غیرمستقیم از میزان بزرگی یک ضریب بتا کاسته می‌شود. مستطیل‌های زرد رنگ گویه‌های پرسشنامه است. اعدادی هم که در مسیر آن‌هاست بارهای عاملی هستند. اعداد داخل بیضی شاخص ضریب تعیین یا (R2) می‌باشد. این ضریب بررسی می‌کند چند درصد از واریانس یک متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌گردد. هرچه این مقدار بیشتر باشد، ضریب تأثیر متغیرهای مستقل بر وابسته بیشتر است و با توجه به شکل شماره (۲) می‌توان بیان کرد، متغیرهای مالی، اجتماعی و ساختاری بازاریابی رابطه‌مند توانسته‌اند به میزان ۰/۹۴ از واریانس متغیر کیفیت ارتباط با مشتری را تبیین کنند. متغیر کیفیت ارتباط با مشتری توانسته است ۰/۶۳ از واریانس متغیرهای عملکرد مالی و ارتباط با مشتری را تبیین کند.



شکل ۲: تحلیل عاملی تأییدی، مدل اندازه‌گیری و ساختاری به همراه ضرایب مسیر استاندارد شده

مطابق با شکل (۳)، مدل پژوهش در حالت قدر مطلق ضرایب معناداری t نشان داده شده است. با توجه به درصد خطای محقق که به‌صورت پیش‌فرض ۰/۰۵ در نظر گرفته می‌شود معناداری اثرگذاری سنجیده می‌شود. چنانچه آماره تی بالاتر از ۱/۹۶ باشد نشان‌دهنده معنادار بودن اثرگذاری موردسنجش است، در غیر صورت اثرگذاری به‌قدری کم است که قابل‌چشم‌پوشی بوده و معنادار در نظر گرفته نمی‌شود.



شکل ۳: مدل اندازه‌گیری و ساختاری به همراه مقادیر ضرایب معناداری (t.value)

به‌منظور بررسی برازش مدل اندازه‌گیری و سازگاری درونی گویه‌ها، ضرایبی مانند آلفای کرونباخ، پایایی مرکب و میانگین واریانس استخراج‌شده مدنظر قرار گرفت که داده‌های مربوط به آن در جدول شماره (۱) ارائه شده است. در نرم‌افزار pls از شاخصی به نام GOF برای ارزیابی کلی مدل ساختاری استفاده می‌شود. این شاخص با گرفتن ریشه مجذور از متوسط اشتراک برای همه سازه‌ها و متوسط R2 مربوط به سازه‌های درون‌زا محاسبه می‌شود. بر مبنای اندازه مشخص شده از R2 و با استفاده از ارزش حداقلی ۰/۵ برای میزان اشتراک، این معیار با توجه به نمونه در حد ۰/۲۵ قابل قبول است. مقادیر بالاتر از ۰/۳۶ برازش قوی مدل را بیان می‌کند (Wetzelz, Odekerken & Vanoppen, 2009). مقدار GOF برای مدل ۰/۶۶ است که برازش بسیار قوی را بیان می‌کند. نتایج ضریب مسیر استاندارد و ضرایب معناداری یا آماره t (شکل ۲ و ۳)، نشان‌دهنده معنادار بودن روابط بین متغیرها طبق فرضیات است. نتایج آزمون فرضیات مستقیم و غیرمستقیم به ترتیب در جدول (۲) و (۳) نشان داده شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون فرضیات مستقیم

ردیف	فرضیه	ضریب مسیر	معناداری	نتیجه
۱	بازاریابی رابطه‌مند مالی ← کیفیت ارتباط با مشتری	۰/۴۸۷	۱۱/۱۰۸	تأیید
۲	بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی ← کیفیت ارتباط با مشتری	۰/۴۳۵	۷/۷۷۳	تأیید
۳	بازاریابی رابطه‌مند ساختاری ← کیفیت ارتباط با مشتری	۰/۱۴۷	۳/۳۷۱	تأیید
۴	کیفیت ارتباط با مشتری ← عملکرد مالی	۰/۵۵۲	۵/۴۹	تأیید
۵	کیفیت ارتباط با مشتری ← عملکرد ارتباط با مشتری	۰/۷۹۶	۳۰/۵۵	تأیید
۶	عملکرد ارتباط با مشتری ← عملکرد مالی	۰/۲۸۵	۲/۲۴۵	تأیید

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۳): نتایج آزمون فرضیات غیرمستقیم

فرضیه	ضریب مسیر a	S_a	ضریب مسیر b	S_b	آماره Z	نتیجه
بازاریابی رابطه‌مند مالی← کیفیت ارتباط ← عملکرد مالی	۰/۴۷۸	۰/۰۴	۰/۵۵۲	۰/۰۱	۴/۹۹	تأیید
بازاریابی رابطه‌مند مالی ← کیفیت ارتباط ← عملکرد ارتباط با مشتری	۰/۴۷۸	۰/۰۴	۰/۷۹۶	۰/۰۳	۱۰/۸۹	تأیید
بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی ← کیفیت← عملکرد مالی	۰/۴۳۵	۰/۰۵	۰/۵۵۲	۰/۰۱	۴/۴۶	تأیید
بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی ← کیفیت ← عملکرد ارتباط با مشتری	۰/۴۳۵	۰/۰۵	۰/۷۹۶	۰/۰۳	۸/۲۶	تأیید
بازاریابی رابطه‌مند ساختاری← کیفیت← عملکرد مالی	۰/۱۴۷	۰/۰۴	۰/۵۵۲	۰/۰۱	۳/۰۲	تأیید
بازاریابی رابطه‌مند ساختاری ← کیفیت ← عملکرد ارتباط با مشتری	۰/۱۴۷	۰/۰۴	۰/۷۹۶	۰/۰۳	۳/۶۴	تأیید

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر ابعاد بازاریابی رابطه‌مند بر عملکرد مالی و ارتباط با مشتری کارگزاری‌های بیمه با نقش میانجی متغیر کیفیت ارتباط با مشتری بوده است. پس از مطالعه مبانی نظری و بررسی پیشینه‌های انجام شده و براساس مدل مفهومی پژوهش برگرفته از Caliskan & Esmer (2019) فرضیات ارائه و از طریق مدل‌سازی معادلات ساختاری مورد آزمون قرارگرفت. طبق جدول ۲ و ۳ که نتایج بررسی آزمون فرضیات مستقیم و غیرمستقیم را ارائه کرده است، تمام فرضیات تأیید شد.

- فرضیه۱: یافته‌های این پژوهش بیانگر تأثیر مثبت و معنادار بازاریابی رابطه‌مند مالی بر کیفیت ارتباط با مشتری است. نتایج به‌دست آمده با نتایج Rizan, Warokka & Listayawati (2014)، Lozada, Contreras & Zapata (2015) و Caliskan & Esmer (2019) هم‌راستایی دارد. مثبت بودن تأثیر بازاریابی رابطه‌مند مالی بر کیفیت ارتباط با مشتری بدان معناست که مدیران شرکت‌های بیمه با استفاده از تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند مالی (مثل امکان پرداخت به‌صورت اقساط، تخفیف‌ها و معافیت از هزینه‌های اضافی و ...) می‌توانند اعتماد و تعهد مشتریان را جلب کرده و کیفیت ارتباط با مشتریان را افزایش دهند. برای مشتریان شرکت‌های بیمه حمایت مالی در شرایط بیماری از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است لذا پیشنهاد می‌گردد شرکت‌ها با فراهم نمودن کارت‌های اعتباری سلامت برای مشتریان خود آن‌ها را از دغدغه پرداخت هزینه‌های بیماری در شرایط نگرانی آن‌ها برای خود بیماری، معاف کنند. این موضوع باعث ایجاد حس اعتماد و تعهد مشتریان به شرکت بیمه‌ای خواهد شد.

فرضیه۲: طبق یافته حاصل از پژوهش، در فرضیه دوم، بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی بر کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری نشان داد. نتایج این یافته با نتایج Hasnelly & Yusuf (2012)، Saeidi, Sofian, Saiedi, Saeidi & Saeidi (2015) و Caliskan & Esmer (2019) هم‌راستا است. مثبت بودن تأثیر بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی بر کیفیت ارتباط با مشتری بدان معناست که مدیران کارگزاری‌های بیمه با بهره‌گیری از تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی (مثل تماس‌های منظم با مشتری به هر شکلی، یادآوری مناسبت‌های خاص به آن‌ها، توجه به سلایق مشتری‌هایشان، برگزاری مناسبت‌های اجتماعی و رسیدگی به پیشنهادها و شکایات آن‌ها و ...) می‌توانند رضایت و وفاداری مشتریان را افزایش داده و کیفیت رابطه با مشتریان را مستحکم کنند. پیشنهاد می‌گردد شرکت‌های بیمه‌ای در جذب و حفظ مشتریان خاص و به نام خود که باعث حس اعتماد سایر مشتریان می‌گردد کوشا باشند و از امکانات ارتباطی جهت حفظ ارتباط با آنان دریغ نورزند. پیشنهاد می‌گردد شرکت‌های بیمه‌ای جهت حفظ اعتماد مشتریان خاص خود به‌صورت دوره‌ای از آنان دعوت کنند تا در جلسات شرکت نمایند و از نقطه نظراتشان در سیاست‌گذاری‌های آتی استفاده کنند.

فرضیه ۳: طبق نتایج حاصل از یافته‌های پژوهش، فرضیه سوم پژوهش، یعنی تأثیر بازاریابی رابطه‌مند ساختاری بر کیفیت ارتباط با مشتری مثبت و معنادار نشان داده شد. نتایج این یافته، با نتایج (Caliskan & Esmer (2019 همسویی دارد. مثبت بودن تأثیر بازاریابی ساختاری بر کیفیت ارتباط با مشتری بدان معناست که مدیران شرکت‌های بیمه‌ای با بهره‌گیری از تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند ساختاری (مثل

فراهم نمودن ابزار و تجهیزات لازم، ارائه امکانات و سرویس‌های ویژه، امکان حفظ اطلاعات مشتری، تضمین خدمات، داشتن استانداردهای اداری و ...) می‌توانند تا حدودی اعتماد و تعهد مشتریان که دو عنصر اصلی کیفیت ارتباط با مشتری هست را بالا برده و باعث رشد سطح کیفیت ارتباط با مشتریانشان شوند. پیشنهاد می‌گردد شرکت‌ها امکانی را برای مشتریان فراهم نمایند تا مشتریان در شرایط خاص که امکان دسترسی و حضور در شرکت را ندارند بتوانند امکانات و خدمات بیمه‌ای را به‌طور کامل و به‌موقع دریافت نمایند. پیشنهاد می‌گردد شرکت‌های بیمه با فراهم نمودن امکانات پاسخ‌گویی به نیازها و سؤالات و مشکلات مشتریان در هر ساعت از شبانه‌روز حس اعتماد و برآورده شدن نیاز مشتریان را جلب نمایند.

فرضیه ۴: طبق یافته‌های پژوهش، تأثیر مثبت و معناداری بین کیفیت ارتباط با مشتری و عملکرد مالی تأیید شد. نتایج این یافته، با نتایج پژوهش‌های Gilaninia et al., (2013) و Caliskan & Esmer (2019) هم‌راستا است. مثبت بودن تأثیر کیفیت ارتباط با مشتری بر عملکرد مالی بدان معناست که مدیران کارگزاری‌های بیمه با حفظ کیفیت ارتباط با مشتریان خود (مثل پایبندی به تعهدات، دادن اطلاعات و مشاوره‌های دقیق، امین بودن در نگهداری اطلاعات شخصی مشتری که منجر به تعهد و اعتماد و پایبندی بیشتر مشتریان به شرکت شود و ...) می‌تواند باعث شوند مشتری به شرکت پایبند بماند و سعی کند رابطه خود را برای مدت طولانی با شرکت حفظ نماید و حتی در مواقعی مشتریان ممکن است حاضر باشند به ازای اعتمادی که به شرکت بیمه دارند پول بیشتری برای دریافت خدمات بهتر پرداخت نمایند و پیرو آن هزینه‌های جستجوی نیروی جدید و تبلیغات برای جذب مشتریان جدید هم کاهش می‌یابد لذا این باعث بازدهی مالی و سودآوری شرکت می‌گردد؛ بنابراین شرکت‌های بیمه می‌توانند با شناخت مشتریان، نیاز، خواسته و ترجیحات آن‌ها روابط بلندمدتی با مشتریان سودآور در بازار امروز ایجاد کنند. مدیران کارگزاری باید سعی کنند برای سوددهی بیشتر شرکت و رسیدن به درآمد مورد انتظار سعی کنند با بالا نگه‌داشتن کیفیت ارتباط با مشتریان آن‌ها را راضی نگه‌دارند و در شرایطی که مشتریان نیاز به اطلاعات درست و شفاف دارند با صبر و حوصله و حفظ احترام، به‌تمامی سؤالات مشتریان خود به‌درستی پاسخ دهند. شفافیت باعث اعتماد می‌گردد و اعتماد باعث می‌شود مشتری به شرکت خود وفادار بماند و ماندن مشتری در سازمان منجر به درآمدزایی برای شرکت می‌گردد.

فرضیه ۵: طبق یافته‌های پژوهش، کیفیت ارتباط با مشتری بر عملکرد ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری نشان داد. نتایج این یافته با نتایج Caliskan & Esmer (2019) هم‌راستایی دارد. مثبت بودن تأثیر کیفیت ارتباط با مشتری بر عملکرد ارتباط با مشتری بدان معناست که مدیران کارگزاری‌های بیمه با حفظ

کیفیت ارتباط با مشتریان خود (مثل پایبندی به تعهدات، دادن اطلاعات و مشاوره‌های دقیق، امین بودن در نگهداری اطلاعات شخصی مشتری که منجر به تعهد و اعتماد و پایبندی بیشتر مشتریان به شرکت شود و ...) جدا از حفظ مشتریان فعلی می‌توانند مشتری‌های جدیدی جذب کنند و موجب عملکرد بهتری در ارتباط با مشتریان خواهد شد. همچنین در شرایطی که مشتریان خاص برای بلندمدت باقی می‌مانند این امکان را فراهم می‌کنند تا در بازه‌های مشخص و خاصی از طریق پایگاه داده‌های خود به ارزیابی مشتریان بپردازند، طوری که مشتریان سود ده را حفظ و رابطه خود با مشتریانی را که هزینه‌زا هستند، خاتمه دهند. پیشنهاد می‌شود شرکت‌های کارگزاری بتوانند ارتباطی را با مشتریان خود برقرار کنند که منجر به اعتماد به شرکت گردد این امکان هست مشتری نه‌تنها خود در شرکت باقی خواهد ماند بلکه با تبلیغات دهان‌به‌دهان تأثیر مثبتی بر دیگران بگذارد و منجر به جذب مشتریان جدید و حفظ مشتریان فعلی گردد و در این شرایط شرکت توانسته عملکرد ارتباطی خوبی با مشتریانش برقرار کند و شاهد رشد و تأثیر مثبت آن باشد. فرضیه ۶: طبق یافته‌های پژوهش، عملکرد ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری با عملکرد مالی نشان داد. نتایج این یافته با نتایج Shahmohammadi (2012) و Caliskan & Esmer (2019) هم‌راستاست. تأثیر مثبت و معنادار عملکرد ارتباط با مشتری بر عملکرد مالی بدان معناست که مدیران کارگزاری‌های بیمه باید به چگونگی انجام ارتباطات، وظایف و فعالیت‌های ارتباطی خود و نتایج حاصل از انجام آن‌ها واقف باشند؛ یعنی در شرایطی که مدیران کارگزاری‌های بیمه توانسته باشند با کنترل وضعیت ارتباطی خود با مشتریان از طریق پایگاه داده‌های خود به شناسایی مشتریان سود ده و قطع ارتباط با مشتریان ضرر ده رسیده باشند می‌توانند نسبت به رقبای اصلی‌شان شاهد سهم بازار بیشتر و سوددهی بالاتری باشند. پیشنهاد می‌شود شرکت‌های بیمه‌ای با ارزیابی‌های دوره‌ای از عملکرد ارتباط خود با مشتریان از کیفیت و کمیت مقدار ارتباط خود آگاه شوند؛ زیرا وقتی شرکت عملکرد ارتباط با مشتریانش در سطح خوبی ارزیابی شود می‌توان امید داشت که شرکت‌ها توانسته‌اند در جذب و تجارت با مشتریان جدید به‌خوبی عمل کنند و حتی مشتریان فعلی خود را حفظ نمایند؛ لذا می‌تواند منجر به افزایش سودآوری و فروش بیشتر گردد.

فرضیه ۷: طبق یافته‌های پژوهش مشخص شد که بازاریابی رابطه‌مند مالی تأثیر مثبت و معناداری روی عملکرد مالی با نقش میانجی کیفیت ارتباط با مشتری دارد. این یافته با نتایج Caliskan & Esmer (2019) هم‌راستایی دارد. این یافته به مدیران شرکت‌های بیمه پیشنهاد می‌کند، با استفاده از تاکتیک‌های مالی مثل پرداخت اقساطی، تخفیف و کاهش هزینه‌های اضافی می‌توانند تعهد و اعتماد مشتریان را که دو عنصر اصلی کیفیت ارتباط با مشتریان هست افزایش دهند و در نتیجه موجب حفظ مشتریان فعلی و جذب

مشتریان جدید شده و باعث سوددهی و افزایش عملکرد مالی می‌گردد. شرکت‌های بیمه‌ای می‌توانند با فراهم نمودن امکانات، شرایط و تسهیلات ویژه مالی برای مشتریان به سودآوری و فروش مناسبی برسند، در شرایطی که بتوانند با جذب اعتماد و تعهد مشتریان کیفیت رابطه با مشتریان خود را تقویت نمایند.

فرضیه ۸: طبق یافته‌های پژوهش، بازاریابی رابطه‌مند مالی بر عملکرد ارتباط با مشتری با نقش میانجی کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری را نشان داد. نتایج این بخش با نتایج (Caliskan & Esmer 2019) هم‌راستایی دارد. این یافته بدان معناست که مدیران شرکت‌های کارگزاری بیمه با استفاده از تاکتیک‌های مالی مثل پرداخت به‌صورت اقساط، تخفیف و کاهش هزینه‌های اضافی می‌توانند، موجبات افزایش تعهد و اعتماد مشتریان خود را که دو عنصر اصلی کیفیت ارتباط با مشتریان هست را فراهم کرده و این امر می‌تواند بر کیفیت ارتباطشان با مشتریانشان افزوده و باعث تبدیل مشتریان به منبع بزرگ مالی خواهد شد. لذا پیشنهاد می‌شود کارگزاری‌های بیمه رابطه‌های مالی پایدار با مشتریان از طریق باشگاه مشتریان فراهم کرده تا عملکرد رابطه آنان بهبود یابد.

فرضیه ۹ و ۱۰: طبق یافته‌های پژوهش، تاکتیک‌های بازاریابی رابطه‌مند اجتماعی بر عملکرد مالی و ارتباط با مشتری با نقش میانجی کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری نشان داد. نتایج این بخش با نتایج Caliskan & Esmer (2019) هم‌راستایی دارد. این یافته نشان می‌دهد مدیران شرکت‌های بیمه برای مشتریان خود، جدا از برآورده‌شدن نیازهای مالی، نیازهای اجتماعی آن‌ها را هم مورد توجه قرار دهند، زیرا در آن‌ها نوعی اعتماد ایجاد می‌گردد طوری که حاضر نیستند با صرف هزینه زمانی دیگری به دنبال شرکتی با شرایط مشابه بگردند بنابراین در این شرایط شرکت توانسته است با حفظ کیفیت ارتباطی خود با مشتریان، عملکرد ارتباطی خوبی با مشتریان برقرار کند و نه‌تنها مشتریان فعلی خود را حفظ نماید بلکه مشتریان آتی هم برای شرکت جذب کند. وقتی مشتریان شرکت‌های بیمه درک کنند نیازهای آن‌ها ازجمله خواسته‌ها، سلایق و احساساتشان برآورده شده است نوعی احساس تعهد پیدا می‌کنند و این بر بازدهی مالی شرکت تأثیر خواهد گذاشت، لذا احتمال ترک شرکت توسط مشتری به حداقل می‌رسد. پیشنهاد می‌گردد شرکت‌های بیمه امکان ارائه پیشنهادها و سلایق مشتری در رابطه با نحوه دریافت خدمات را در اختیار آنان قرار دهد تا مشتری بتواند مطابق خواسته و نیازش خدمات دریافت کند این باعث تعهد و وفاداری مشتری به شرکت می‌گردد و بازدهی مالی و عملکرد مناسب را در پی خواهد داشت.

فرضیه ۱۱: طبق نتایج پژوهش، مشخص شد که بازاریابی رابطه‌مند ساختاری تأثیر مثبت و معناداری روی عملکرد مالی با نقش میانجی کیفیت ارتباط با مشتری دارد. این یافته با نتایج Caliskan & Esmer (2019)

هم‌راستایی دارد. تأثیر بازاریابی رابطه‌مند ساختاری بر عملکرد مالی با نقش میانجی کیفیت ارتباط با مشتری بدان معناست که مدیران کارگزاری‌های بیمه با رعایت استانداردهای اداری و تضمین خدمات خود و فراهم نمودن امکانات ویژه برای مشتریان، در جذب و حفظ مشتریان فعلی و جدید خود کوشا باشند. به دلیل اینکه دوام مشتری در سازمان و حفظ آن‌ها برای شرکت منفعت مالی خواهد داشت لذا این بر عملکرد مالی شرکت و سودآوری آن تأثیر می‌گذارد. همچنین، پیشنهاد می‌گردد مدیران کارگزاری‌های شرکت‌های بیمه با فراهم نمودن امکانات ساختاری، سخت‌افزاری و نرم‌افزاری مناسب برای مشتریان از دغدغه آنان برای حضور در مرکز بیمه در شرایطی که امکان حضور فیزیکی در شرکت را ندارند کم کنند و مشتریان بتوانند نیازهای خود را از راه دور برآورده نمایند در چنین شرایطی مشتری حاضر به ترک شرکت نخواهد بود و راضی بودن از چنین امکاناتی در تعهد شرکت باقی خواهد ماند و در گذر زمان این موضوع به‌صورت بازدهی مالی و عملکرد ارتباطی خوب به شرکت باز خواهد گشت.

فرضیه ۱۲: طبق یافته‌های پژوهش، بازاریابی رابطه‌مند ساختاری بر عملکرد ارتباط با مشتری با نقش میانجی کیفیت ارتباط با مشتری تأثیر مثبت و معناداری نشان داد. نتایج این بخش با یافته‌های (Caliskan & Esmer (2019 هم‌راستایی دارد. بازاریابی رابطه‌مند یک چارچوب منظم جهت ایجاد، توسعه و حفظ ارتباطات ارزشمند بین گروه‌های ذینفع است؛ که موجب شکل‌گیری مراودات ثابت و مستمر در زنجیره ارزش می‌شود، بنابراین هم بر عملکرد ارتباط و هم بر کیفیت رابطه می‌تواند اثرگذار باشد. به مدیران شرکت‌های بیمه پیشنهاد می‌شود، با فراهم نمودن نرم‌افزارهای حفظ اطلاعات و حریم خصوصی مشتریان در شرایط خاص به حمایت عاطفی و معنوی مشتریان بپردازند و با تحلیل‌های دوره‌ای از وضعیت مشتریان خود با خبر گردند. پیشنهاد می‌شود امکانات، ابزار و خدمات ویژه، از طرف شرکت بیمه برای مشتریان برآورده شود. همچنین تضمین خدمات و رعایت استانداردهای اداری از طرف شرکت انجام شود. شرکت بیمه اطلاعات مربوط به مشتری را از طریق ابزار فناوری اطلاعات به‌منظور ایجاد رابطه بلندمدت و متقابل سودمند، جمع‌آوری، تجزیه‌وتحلیل و مدیریت کنند. همچنین پیشنهاد می‌شود تضمین خدمات و یا رعایت استانداردهای کاری و فراهم نمودن ارزش‌افزوده برای مشتریان صورت پذیرد.

References

Abtin, A. A., & Pouramiri, M. (2016). The impact of relationship marketing on customer loyalty enhancement (Case study: Kerman Iran insurance company). *Marketing & Branding research, 3*, 41-49.

Adamson, I., & Chan, K. M., & Handford, D. (2003). Relationship marketing: customer commitment and trust as strategy for the smaller Hong Kong corporate banking sector. *International Journal of Bank Marketing, 21*(6/7), 347-358.

Aggarwal, P., Castleberry, S. B., Ridnour, R., & Shepherd, C. D. (2012). Salesperson empathy and listening: impact on relationship outcomes. *Journal of Marketing Theory and Practice, 13*(3), 16–31.

Akrosh, M. N., Dahiyat. S. E., Gharaibeh, H. S., & Abu-Lail, B. N. (2011). Customer relationship management implementation business performance in developing country context. *International Journal of Commerce and Management, 2*(12), 158-190.

Anuforo, R., Ogungbangbe, M. B., & Edeoga, G. (2015). A study of the Impact of customer relationship management on bank growth in Nigeria. *Journal of Social Economics, 2*(4), 177-187.

Askarpur, A. & RahChamani, A. (2017). The effect of relationship marketing on the quality of customer-seller relationships & financial performance. *Marketing Management*, (34), 132-111. (In Persian)

Assel, H. (2001). *Consumer behavior &marketing action*, pwskent publishing company Boston MA.

Borsaly, A. E .L. (2014). The effect of CRM on organizations performance and competitive advantage-effect of process and information technology, *proceedings of 9th international business and social science Research conference*, 6-8 january, Novotel World Trade center, Dubai.

Buttle, F. A. (2001). The CRM value chain. *Marketing Business*, 52-55.

Caliskan, A. & Esmer, S. (2019). Does it really worth investing in relationship marketing for a port business? case studies on transport policy, 10.1016/j.cstp.2019.02.003.

Chang, H. H., Wong, K. H., & Fang, P.W. (2014). The effects of customer relationship management relational information processes on customer- Based performance. *Decision Support Systems, 66*, 146-159.

Chung, S. & Shan, L. (2012). Customer relationship management and firm performance: an empirical study of freight forwarder services. *Marine Science and Technology, 20*(1), 64-72.

Chung Lo, S. (2012). A Study of Relationship Marketing on Customer Satisfaction. *Social Sciences*, *8*(1), 91-94.

[14] Charles, A. T. (2013). Impact of customer relationship management and firm performance in oyo Town Nigeria. *International Business management*, *6*(2), 137-146.

Chi, Ch. & Gursoy, D. (2009). Employee satisfaction, customer satisfaction, and financial performance: An empirical examination. *International Journal of Hospitality Management*, *28*, 245-253.

Chiu, H. Ch., Hsieh, Y., Li, Ch., & Lee, M. (2005). Relationship marketing and consumer switching behavior. *Journal of Business Research*, *57*, 1-15.

Danaei, H., Hosseini, M. H., Mahmoudi, M., & Wazir Zanjani, H. R. (2012). Develop a customer relationship management evaluation evaluation model. *Journal of Commerce*, (64), 186-149. (In Persian)

Evert, G. (2017). From relationship marketing to total relationship marketing and beyond. *Journal of Services Marketing*, *31*(1.)

Gee Chen, H., Chih Liu, J. Y., Shin, Sh., Tsong, H., & Yang, M. (2012). The impact of financial services quality and fairness on customer satisfaction. *Managing Service Quality*, *22*(4), 399-421.

Gilaninia, S., Askari, M. A., & Farokh, A. (2013). The Relationship Between customer Relationship management & Relationship marketing performance (firm of electricity Distribution in Kermanshah).

Grönroos, Ch. (2017). Relationship marketing and service: an update. *Global Scholars of Marketing Science*, *27*(3), 201-208.

Guerola-Navarro, V., Oltra-Badenes, R., Gil-Gomez, H., & Gil-Gomez, J. A. (2020). Research model for measuring the impact of customer relationship management (CRM) on performance indicators. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 1-25.

Haji Karimi, A. A. & Karimnejad, E. (2015). The effect of knowledge management on organizational variables and the success of customer relationship management. *Business Management Perspectives*, *14*(2), 139-123. (In Persian)

Hasnelly, A. & Yusuf, E. (2012). Analysis of market-based approach on the customer value and customer satisfaction and its implication on customer loyalty of organic products in Indonesia. *Procedia-Social & Behavioral Sciences*, *40*, 86–93.

Homburg, C., Wieseke, J., & Borneman, T. (2009). Implementing the marketing concept at the employee– customer interface: the role of customer need knowledge. *Journal of Marketing, 73*(4), 64–81.

Kamali Moghaddam, P. (2014). *The impact of marketing on improving private banking services (case study: development credit institute)*, M.Sc. Thesis in Business Management, Faculty of Management, University of Tehran. (In Persian)

Kanapathipillai, K., & Mahbob, N. N. (2021). The impact of relationship marketing on customer loyalty in yhe tour and travel companies in Malaysia during covi-19 pandemic: parallel mediation of social media and relationship quality. *Eouropian Jounal of Management and MarketingS, 6*(4), 17-47.

Khajavi, Sh., Fattahi Nafchi, H., & Ghadirian Arani, M. H. (2015). Ranking and evaluation of financial performance of companies in selected industries of Tehran Stock Exchange using AHP-Victor fuzzy hybrid model; Case study: Pharmaceutical companies, base metals and automobiles and parts. *Auditing Knowledge*, *15*(60), 46-25. (In Persian)

Kim, P., Dirks, K., & Cooper, C. (2009). The repair of trust: a dynamic bilateral perspective and multilevel conceptualization. *Academy of Management Review*, *34*(3), 401-422.

Kim, H. S., & Kim, Y .G. (2009). A CRM performance measurement framework: Its development process and application. *Industrial Marketing Management*, *38*(4), 477-489.

Kim, C. S., Zhao, W. H., & Yang, K. H. (2008). An Empprical study on the shopping: Evaluating the Relationships Amoung perceived value, Satisfaction, and Trust Based on Customers, perspectives. *Journal Electronic Commerce in Organization, 6*(3), 1-19.

Kong Wing Chow, C. (2014). Customer satisfaction and service quality in the Chinese airline industry. *Journal of Air Transport Management, 35*, 102–107.

Krishnapillai, G., Padmashantini, P. & Thahir, Sh. (2013). Impact of customer retention practices on firm performance. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 3. 10.6007/IJARBSS/v3-i7/10.

Low, W. Sh., Da, J., & May, S. (2013). the link between customer satisfaction and price sensitivity: An investigation of retailing industry in Taiwan. *Journal of Retailing and Consumer Services, 20*, 1–10.

Lozada, F., Contreras, M. L., & Zapata, R. (2015). What's marketing? a study on marketing managers' perception of the definition of marketing an empirical examination. *Journal of Applied Corporate Finance*, *10*(2), 90-97.

Madhavaram, S., Granot, E., & Badrinarayanan, V. (2014). Relationship marketing strategy: an operant resource perspective. *Journal of Business & Industrial Marketing*, *29*(4), 275-283.

Mir Aghaei, S. M., Shabani, V., Ghanbari, A., & Shabani, V. (2014). Investigating the effect of customer relationship management on the overall performance of financial institutions in Tehran. *1st International Conference on Economics, Management, Accounting & Social Sciences*, Rasht. (In Persian)

Mishra, K. E., & Li, C. (2008). Relationship Marketing in Fortune 500 U.S. and Chinese web sites. *Journal of Relationship Marketing*, *7*(1), 1-29.

Mohammadi, E., Rezaee, Z. (2016). An examination of relation between management of customer relationship with quality of relationship and customers' lifetime value in hotel industry (case study: City of Ilam). *Journal of Tourism Planning and Development*, *4*(15), 62-79.

Namjoyan, M. & Esfahani., A. N., & Haery, F. A. (2013). Studying the effects of customer relationship management on the marketing performance (Isfahan Saderat as a case study). *International of Academic Research in Business and Social Sciences*, *3*(9), 302.

Ndubisi, N. O. (2005). *Effect of gender on and customer loyalty: a relationship marketing*.

Newbert, S. L. (2007). Empirical research on resource based view of the firm: an assessment and suggestions for future research. *Strategic Management Journal*, *28*, 121-146.

Patatoukas, P. N. (2012). Customer-base concentration: implications for firm performance and capital markets. *The Accounting Review*, 87(2), 363–392.

Rahimi Aghdam, S., Faryabi M., & Azizkhah, S. (2020). The impact of affiliate marketing on customer lifetime value. *Business Reviews*, (105), 71-84.

Rahimnia, F., & Fatemi, Z. (2012). The effect of customer-based brand equity on brand image among 5-star hotels in Khorasan Razavi province, *1st international conference on brand management*, *6*.

Ramasamy, Y., & Laforet, A. (2012). China's outward foreign direct investment: location choice and firm ownership. *Journal of World Business*, *47*(1), 17-25. (In Persian)

Rashid, T. (2003). Relationship marketing: case studies of personal experiences of eating out. *British Food Journal*, *1.5*(10), 742-750.

Rizan, M., & Warokka, A., & Listyawati, D. (2014). Relationship marketing and customer loyalty: do customer satisfaction and customer trust really serve as intervening variables. *Journal of Marketing Research and Case Studies*, DOI: 10.5171/2014.724178.

Robert, W., Palmatier, A., Lisa, K., Sheer, B. I., Mark, B., Alakrishna, D., Evans., R., & Kenneth, C. H. (2007). Use of relationship marketing programs in building customer-salesperson and customer-firm relationships: differential influences on financial outcomes. *International journal of research in marketing*, *24*(3), 210-223.

Ruhn, M. (2016). *Relationship marketing: management of customer relationship*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.

Saeidi, S., Sofian, S,. Saeidi, P., Saeidi, S. & Saaeidi, S. (2015). How does corporate social responsibility contribute to firm financial performance? The mediating role of competitive advantage, reputation, and customer satisfaction. *Journal of Business Research*, 68, 341-350

Samadi, M., Hosseinzadeh, A. H., & Noorani, M. (2010). Investigating the relationship between chain store communication marketing tactics and customer purchasing behavior. *Business Management*, *2*(4), 110-93. (In Persian)

Sanchez-Garcia, J., Moliner-Tena, M. A., Callarisa-Fiol, L., & Rodriguez-Artola, R. M. (2007). Relationship quality of an establishment and perceived value of a purchase. *The Service Industries Journal*, *27*(2), 151-174.

Shah Mohammadi, M. (2012). *Investigating the relationship between relationship marketing and customer satisfaction using uubisi and wah Model (case study: Tejarat bank customers in Guilan province)*, M.Sc. Thesis, Islamic Azad University, Rasht Branch. (In Persian)

Taleghani, M., & Taghizadeh Jourshari, M. R. (2010). Analysis of the relationship between service quality and customer satisfaction with emphasis on the right and Oliver models. *The View of Industrial Engineers*, (13), 79-67. (In Persian)

Tohidi, H. & Jabbari, M. M. (2012). CRM as a marketing attitude based on customer's information. *Procedia Technology*, *1*, 565–569. (In Persian)

Tseng, Y. M. (2007). The impacts of relationship marketing tactics on relationship quality in service industry. *Bus. Rev. Cambridge*, *7*(2), 310-314.

Verhoef, P. C., Reinartz, W. J., & Krafft, M. (2010). Customer engagement as a new perspective in customer management. *Journal of Service Research, 13*(3), 247-252.

Wetzels, M., Odekerken, S. G., & Vanoppen, C. (2009). Using PLS path modeling for assessing hierarchical construct models: guidelines and empirical illustration. *MIS Quarterly*, *33*(1), 177-195.

Wu, S. L., & Lu, C. L. (2012). The relationship between CRM, RM, and business performance, a study of the hotel industry in Taiwan. *International Journal of Hospitality Management*, *31*(1), 276-285.

Xiaoyu, W., Zhenquan, Sh., & Keneth, K. (2008). *Effects of brand image and manufacture- 3PL relationship on satisfaction: theoretical framework*, IEExplore.

Zhan, W. & Hyun, G. K. (2017). Can social media marketing improve customer relationship capabilities and firm performance?. *Dynamic Capability Perspective.*

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article

Vol. 29, No. 1, 2022, p. 168-193

The effects of the global financial crisis on Financial Distress, Earnings management and market pricing of accruals

F. Kheirollahi [1], S. J. Delavari [2], O. Yousefi[3*]

1- Ph. D Accounting Associate Professor, Razi University, Kermanshah, Iran.
2- Ph. D Accounting Associate Professor, Razi University, Kermanshah, Iran
3- Corresponding Author, Accounting MSc Student Razi University, Kermanshah, Iran.

(*- Corresponding Author Email: omidyousefi69690@gmail.com)
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.74040.1143

Received: 2021/12/06 Revised: 2022/06/25 Accepted: 2022/10/17	**How to cite this article:** Kheirollahi, F.; Delavari, S.J., & Yousefi, O. (2022). The effects of the global financial crisis on Financial Distress, Earnings management and market pricing of accruals. *Monetary & Finational Economic Journal*, *29*(1). 168-193. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2022.74040.1143
Available Online: 2022/10/17	

1- INTRODUCTION

The financial crisis of the last decade has impacted financial markets significantly and has led to a remarkable reduction in the financing through the issuance of shares by companies and financial institutions. Additionally, it has given rise to an increase in the amount of debt in capital structure of companies; therefore, many companies are unable to repay their debts during the of crisis, exposing companies to financial distress and opportunistic behaviors

2- THEORETICAL FRAMEWORK

With the occurrence of the global financial crisis, the price of metals, oil, and including the country's oil revenues will decrease, which will initially cause a budget deficit through the reduction of government revenues. With the decrease in government revenues, the amount of government expenditures decreases, and the result is a decrease in investment and a decrease in demand, and the creation of economic imbalances, including recession in the economy. that this effect on exporting companies is more tangible due to the reduction of the general level of prices in the world markets; As a result, warehousing costs and other costs in these companies increase and they face the problem of lack of liquidity; On the other hand, it lowers investors' expectations of the growth and profitability of these companies, which ultimately increases the possibility of not being able to repay the interest and principal of debts. As a result, capital gains in investment companies decrease and put the companies on the verge of financial helplessness. When companies are on the verge of financial helplessness, they may take profit management in order to deal with the crisis and not lose shareholders, in order to make their situation more stable. Also, the management can influence the company's profit through optional accrual items in ways such as early recognition of revenues or postponing the recognition of expenses. What draws the attention of experts to the quality of accruals as an indicator of the quality of profit; The information content of accrual items components, in other words, the separation of accrual items components can provide information about the company's performance, but the market reacts to this information slowly; Therefore, the components of accruals can be considered as an indicator for determining the improvement or deterioration of the company.
The aim of this study is the investigation of the impact of the global economic crisis on financial distress, earning management, and the pricing of accruals of companies listed on the Tehran Stock Exchange.

3- METHODOLOGY

The multivariate regression model and combined data were used to analyze the data and test the hypotheses. In order to show the explanatory power of the variables and to evaluate their importance, paired t-test was used. To test these effects, 104 companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2008 to 2020 were studied.

4- RESULTS & DISCUSSION

There is a significant difference between financial helplessness during the period of the global financial crisis and the period after it; therefore, it can be expected that the global financial crisis will expose companies to financial helplessness and even bankruptcy. There is a significant difference between profit management during the global financial crisis and the period after it; when a company is exposed to a financial crisis, the company's management is affected by reducing its rewards, changing management and losing its reputation. Companies to secure financing and attract investors by making the financial performance of companies attractive during the period of financial crises. , have enough motivation to hide the deteriorating performance of the company by resorting to accounting choices, and finally, there is a significant difference between the pricing of accruals during the global financial crisis period and the period after it; Therefore, during the period of the global financial crisis, managers who try to manage profits to hide the dire situation of the company, there is an incentive for them to do this through the manipulation of discretionary accruals that are part of the net profit.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The findings of this study indicate the impact of the global financial crisis on the financial performance of companies and put them on the verge of financial distress. This occurs due to the inability of financing and as well as the motivation of managers to hide the deteriorating performance of the company by taking measures such as earning management and the pricing of accruals increases. Therefore, during the period of the global financial

crisis, managers who attempt to manage profits to hide the dire situation of the company, have the incentive to do so by manipulating discretionary accruals that are part of net profit; Because accruals provide information about the company's performance and because it is an indicator to determine the improvement or deterioration of the company, there is always the motivation to manipulate it within the framework of accounting principles through the time of recognition of revenues and expenses as a tool for managing profits by management.

Keywords: Global Financial Crisis, Financial Distress, Earnings Management, Market Pricing of Accruals.

اقتصاد پولی مالی، سال بیست و نهم، دوره جدید شمارهٔ ۱، پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۱

تأثیر بحران مالی جهانی بر درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی

فرشید خیراللهی
دکتری حسابداری، استادیار، عضو هیئت‌علمی دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
سید جواد دلاوری
دکتری حسابداری، استادیار، عضو هیئت‌علمی دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
امید یوسفی[۱]
کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه رازی کرمانشاه، ایران.

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2022.74040.1143

چکیده

بحران مالی دهه اخیر اثر عمده‌ای بر بازارهای مالی داشته و سبب کاهش قابل‌توجه تأمین مالی از طریق انتشار سهام توسط شرکت‌ها و مؤسسات مالی گردیده است. یکی دیگر از پیامدهای آن افزایش مبلغ بدهی در ساختار سرمایه شرکت‌ها است؛ بنابراین بسیاری از شرکت‌ها در دوره بحران توانایی بازپرداخت بدهی‌های خود را نداشته و در معرض درماندگی مالی و انجام رفتارهای فرصت‌طلبانه قرار می‌گیرند. هدف پژوهش حاضر، مطالعه تأثیر بحران اقتصادی جهانی بر درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون چند متغیره و داده‌های ترکیبی استفاده‌شده است. به‌منظور نشان دادن قدرت توضیحی متغیرها و بررسی اهمیت آن‌ها از آزمون تی زوجی استفاده‌شده است. برای آزمون این اثرات، تعداد ۱۰۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، در طی دوره زمانی ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۹، موردمطالعه قرار گرفتند. یافته‌های تحقیق بیانگر تأثیر بحران مالی جهانی بر عملکرد مالی شرکت‌ها بوده و آن‌ها را در آستانه درماندگی مالی از طریق ناتوانی در تأمین منابع مالی قرار داده و از طرفی انگیزه مدیران را برای مخفی کردن عملکرد رو به وخامت شرکت با توسل به اقداماتی مانند مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی افزایش می دهد. نتایج پژوهش حاکی از تأثیر معنادار بحران مالی جهانی بر درماندگی مالی شرکت‌ها، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادر تهران است.

کلیدواژه‌ها: بحران مالی جهانی، درماندگی مالی، مدیریت سود، قیمت‌گذاری اقلام تعهدی.

---

[۱]. نویسنده مسئول: omidyousefi69690@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۲۵
صفحات: ۱۹۳-۱۶۸

مقدمه

مطابق مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران، هدف از تهیه صورت‌های مالی، ارائه اطلاعات تلخیص و طبقه‌بندی‌شده درباره وضعیت مالی، عملکرد مالی و انعطاف‌پذیری واحد تجاری است که برای طیف گسترده‌ای از استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی مفید واقع شود. به‌عبارت‌دیگر سرمایه‌گذاران از اطلاعات صورت‌های مالی ازجمله وضعیت مالی، تغییرات سود و اقلام تعهدی تأثیرگذار بر سود در جهت پیش‌بینی بازده شرکت‌ها استفاده می‌نمایند. ازاین‌رو اطلاعات مالی یکی از معیارهای تصمیم‌گیری تخصیص منابع برای سرمایه‌گذاران است. یکی از خصوصیات کیفی مربوط به ارائه اطلاعات مالی، قابل‌اتکا بودن است که بیان صادقانه و بی‌طرفی ازجمله موارد تأثیرگذار بر کیفیت اطلاعات مالی برای پیش‌بینی سرمایه‌گذاران است (Rashid Baigi, 2011). از سوی دیگر یکی از موارد تأثیرگذار بر فعالیت‌های شرکت‌ها و همچنین وضعیت مالی آن‌ها بحران مالی جهانی[1] است. وجود بازار سرمایه فرصتی رقابتی برای شرکت‌ها جهت تأمین مالی از طریق انتشار سهام فراهم کرده است و بی‌تردید این بازار تحت تنش‌های اقتصاد جهانی ازجمله بحران‌های مالی قرار می‌گیرد و ممکن است بسیاری از شرکت‌ها را ازلحاظ تأمین منابع مالی با مشکل مواجه سازد و چون بحران‌ها اغلب مجموعه دولت را تحت تأثیر قرار می‌دهد در این زمان ممکن است منابع تأمین مالی مناسبی برای شرکت‌ها فراهم نباشد و شرکت‌ها را در آستانه درماندگی مالی قرار دهد. زمانی که شرکت در آستانه درماندگی مالی قرار می‌گیرد، مدیران حداکثر توان خود را در جهت خروج از درماندگی و رسیدن به‌سلامت مالی به کار می‌گیرند. مدیران شرکت در زمان وخامت وضعیت مالی برای جذب سرمایه‌گذار انگیزه کافی برای مخفی کردن عملکرد رو به وخامت شرکت از طریق متوسل شدن به انتخاب‌های حسابداری ازجمله مدیریت سود که سبب بیشتر نشان دادن سود می‌شود، می‌گردند و چون یکی از منابع مورداستفاده سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری درزمینهٔ سرمایه‌گذاری؛ اطلاعات مالی و ازجمله سود می‌باشد، ممکن است موجب اشتباه در تصمیم‌گیری برای استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی گردد. درک ناصحیح سرمایه‌گذاران از میزان پایداری اجزای سود به‌ویژه اقلام تعهدی که یکی از موارد مهم در مدیریت سود می‌باشد موجب قیمت‌گذاری ناصحیح اقلام تعهدی می‌شود که در طی دوره بحران ممکن است این موارد تشدید گردد (Kurdistani, 2014, P.79). بازار سرمایه ایران نیز از اثرات این بحران مالی جهانی در امان نخواهد بود، به‌ویژه در چند سال اخیر که بازار سرمایه رونق بیشتری

1. Financial Crisis.

پیداکرده رقابت برای جذب منابع بیشتر گردیده و از طرفی سرمایه‌گذاران به دنبال سرمایه‌گذاری در بازار و شرکت‌های با بازده بالا و ریسک کم هستند و آگاهی از تأثیرات بحران‌های مالی جهانی بر بازار سرمایه و اجزای عملکرد مالی شرکت‌ها ازجمله درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی می‌تواند در اتخاذ تصمیم درست برای سرمایه‌گذاری تأثیرگذار باشد.

هدف از انجام این پژوهش با توجه به‌ضرورت موضوع، تعیین تأثیر بحران مالی جهانی بر درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران است. بر همین اساس با توجه به اینکه شواهد تجربی در خصوص بررسی اثر بحران مالی جهانی بر بازار سرمایه ایران وجود دارد سعی شده است تا تأثیر بحران مالی جهانی بر روی عملکرد مالی و همچنین مدیریت سود و اقلام تعهدی در زمان بروز بحران مالی موردبررسی قرار گیرد.

مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بحران مالی در بازارهای مالی غرب در حقیقت به وقایع پس از ۱۱ سپتامبر سال ۲۰۰۱ میلادی مربوط می‌شود که از اواسط اوت سال ۲۰۰۷ میلادی با انتشار گزارش‌هایی مبنی بر وجود مشکلاتی در برخی از مؤسسات اعتباری فعال در بخش مسکن آمریکا آغاز شد. در ماه‌های بعدی در بخش‌های مالی ایالات‌متحده آمریکا و شمار دیگری از کشورهای غربی انعکاس یافت و به دلیل وابستگی بازارهای مالی کشورها به بازار مالی امریکا، به‌تدریج به اغلب کشورهای جنوب غرب آسیا و خاورمیانه گسترش یافت. این بحران به‌سرعت به بازار سهام رسید و با سقوط وال‌استریت به بحران بزرگ مالی تبدیل شد (Ataee & Aziznejad, 2008).

در فرهنگ لغات، واژه درماندگی[1] به معنی درد، اندوه، فقدان منابع پولی و تنگدستی آورده شده است. در ادبیات مالی نیز تعاریف مختلفی از درماندگی مالی ارائه گردیده است. گوردن در یکی از اولین مطالعات دانشگاهی بر روی تئوری درماندگی مالی، آن را به‌عنوان کاهش قدرت سودآوری شرکت تعریف می‌کند که احتمال عدم توانایی بازپرداخت بهره و اصل بدهی را افزایش می‌دهد. ازنقطه‌نظر اقتصادی، درماندگی مالی را می‌توان به زیان ده بودن شرکت تعبیر کرد که در این حالت شرکت دچار عدم موفقیت شده است. درواقع در این حالت نرخ بازدهی شرکت کمتر از نرخ هزینه سرمایه ست. حالت

1. Distress.

دیگری از درماندگی مالی زمانی رخ می‌دهد که شرکت موفق به رعایت کردن یک یا تعدادی از بندهای مربوط به قرارداد بدهی، مانند نگاه‌داشتن نسبت جاری یا نسبت ارزش ویژه به‌کل دارایی‌ها طبق قرارداد نمی‌شود به این حالت نکول فنی گفته می‌شود. حالات دیگری از درماندگی مالی عبارت‌اند از زمانی که جریانات نقدی شرکت برای بازپرداخت اصل‌وفرع بدهی ناکافی باشد و همچنین زمانی که ارزش ویژه شرکت عددی منفی شود (Gorden, 1971).

در عصر پس از انرون واژه مدیریت سود[1] به‌عنوان یکی از حیاتی‌ترین مسائل در نظر گرفته‌شده است و توجه بیشتری را به خود جلب کرده است. مدیریت سود عبارت است از فرآیند انجام اقدامات عمومی در محدوده اصول عمومی پذیرفته‌شده حسابداری که سبب رسیدن به سطح سود موردنظر می‌شود (Ebrahimi & Zakari, 2009, p.122). مدیریت سود عموماً دربرگیرنده محدوده وسیعی از اقداماتی است که بر سود اثر می‌گذارد و محدوده وسیعی از اقدامات عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی واقعی تا اقدامات دفترداری محضی را در برمی‌گیرد که فقط بر معیارهای حسابداری تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین، مدیریت سود زمانی رخ می‌دهد که مدیران در گزارشگری مالی و در سازمان‌دهی معاملات از قضاوت استفاده کرده و گزارش‌های مالی را تغییر دهند به‌گونه‌ای که برخی از ذینفعان نسبت به عملکرد اقتصادی شرکت گمراه شوند یا نتایج قراردادهایی را تحت تأثیر قرار دهند که به اعداد حسابداری وابسته هستند (Healy & Wahlen, 1991).

سود حسابداری از دو قسمت عمده تشکیل یافته است: قسمتی از آن نقدی است یعنی وجه نقد به‌دست‌آمده طی یک دوره در داخل این سود قرار دارد و قسمتی دیگر از آن را اقلام تعهدی تشکیل می‌دهد. بخش تعهدی سود به‌مراتب از بخش نقدی آن اهمیت بیشتری در ارزیابی عملکرد شرکت دارد. وجه نقد به‌دست‌آمده طی یک دوره مالی اطلاعات مربوطی به شمار نمی‌آید. چون وجه نقد شناسایی‌شده مشکلات زمان‌بندی و تطابق را دارد که می‌تواند به اندازه‌گیری غیر صحیح عملکرد شرکت منجر شود. اقلام تعهدی برای تشخیص کیفیت سود شاخص مهمی است و در ارزشیابی سهام کاربرد دارد. درواقع می‌توان برای سرمایه‌گذاران کیفیت اقلام تعهدی را درجه نزدیکی سود شرکت با میزان جریان‌های نقدی ایجادشده تعریف کرد؛ بنابراین کیفیت اقلام تعهدی ضعیف این درجه نزدیکی را کاهش می‌دهد و باعث می‌شود که ریسک سرمایه‌گذار در ارتباط با تصمیم‌گیری در مورد شرکت خاص افزایش یابد (Francis & et al, 2005).

---

1. Earnings Management.

تحلیلی که برخی از کارشناسان و مسئولان امر در اوایل بروز بحران بیان می‌کردند این بود که بازارهای مالی ایران به دلیل عدم ادغام یا عدم تعامل با بازارهای مالی جهانی تحت تأثیر این بحران قرار نخواهند گرفت. در کشوری نظیر ایران که بازارهای مالی آن تعامل یا ادغامی با بقیه بازارهای مالی بین‌المللی ندارد، مکانیسم تأثیرپذیری بازارهای مالی متفاوت بوده و با یک وقفه زمانی چندماهه صورت می‌گیرد. جو روانی حاکم بر اقتصاد جهانی، کاهش تقاضای مؤثر و به‌تبع آن کاهش قیمت بسیاری از کالاها به‌ویژه محصولات فلزی و پتروشیمی و غیره که عمدتاً شرکت‌های تولیدکننده آن در بورس حاضر هستند، حامل پیام بسیار مهمی برای این‌گونه شرکت‌ها، مبنی بر وجود چشم‌انداز کاهش تقاضا در بازارهای داخلی و خارجی، کاهش فروش و سودآوری آن‌هاست. همین عامل سبب شد تا در ماه‌های اول شکل‌گیری بحران برخلاف کشورهای غربی که با کاهش شاخص‌های مالی خود مواجه بودند، بورس ایران در صدر بورس‌های فعال جهان قرار گیرد؛ اما باگذشت شش ماه از شروع بحران، شاخص بورس تهران نیز در سراشیبی سقوط قرار گرفت؛ به‌طوری‌که این شاخص از حدود ۱۴۰۰۰ واحد در اردیبهشت‌ماه ۱۳۸۷ به رقم کم‌سابقه ۸۵۰۰ واحد در آبان سال ۱۳۸۷ کاهش یافت (آمار منتشره توسط اداره آمار و اطلاعات بازار، سازمان بورس اوراق بهادار تهران ۲۰۰۸). ازجمله دلایل تأثیرگذاری بحران مالی جهانی بر درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس را می‌توان این‌گونه تبیین کرد که با وقوع بحران مالی جهانی قیمت فلزات، نفت و ازجمله درآمدهای نفتی کشور کاهش پیدا می‌کند که در ابتدا سبب ایجاد کسری بودجه از طریق کاهش درآمدهای دولت گردد. با کاهش درآمدهای دولت میزان مخارج دولتی کاهش می‌یابد و نتیجه آن کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش تقاضا و ایجاد عدم تعادل اقتصادی ازجمله رکود در اقتصاد می‌باشد، در این شرایط بسیاری از شرکت‌های تولیدی با مشکل فروش، کاهش قیمت محصولات و کاهش حجم فروش مواجه می‌شوند؛ که این تأثیر بر روی شرکت‌های صادرکننده به دلیل کاهش سطح عمومی قیمت‌ها در بازارهای جهانی ملموس‌تر است؛ درنتیجه هزینه‌های انبارداری و دیگر هزینه‌ها در این شرکت‌ها افزایش و آن‌ها را با مشکل کمبود نقدینگی مواجه می‌کند؛ از طرف دیگر سبب پایین آمدن انتظارات سرمایه‌گذاران از رشد و سودآوری این شرکت‌ها می‌گردد که درنهایت احتمال عدم توانایی بازپرداخت بهره و اصل بدهی‌ها را افزایش می‌دهد. متعاقب آن سود سرمایه در شرکت‌های سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و شرکت‌ها را در آستانه درماندگی مالی قرار می‌دهد (Rashid Baigi, 2011). زمانی که شرکت‌ها در آستانه درماندگی مالی قرار گیرند ممکن است جهت مقابله با بحران و از دست ندادن سهامداران اقدام به مدیریت سود کنند تا وضعیت خود را پایدارتر نشان

دهند. همچنین مدیریت می‌تواند از طریق اقلام تعهدی اختیاری از روش‌هایی ازجمله شناسایی زودتر درآمدها و یا به تعویق انداختن شناسایی هزینه‌ها بر میزان سود شرکت تأثیرگذار باشد. آنچه موجب جلب‌توجه صاحب‌نظران به کیفیت اقلام تعهدی به‌عنوان شاخصی از کیفیت سود می‌شود؛ محتوای اطلاعاتی اجزای تشکیل‌دهنده اقلام تعهدی است، به‌عبارت‌دیگر تفکیک اجزای اقلام تعهدی می‌تواند اطلاعاتی پیرامون عملکرد شرکت ارائه دهد، لیکن بازار به این اطلاعات به‌کندی واکنش نشان می‌دهد؛ بنابراین اجزای اقلام تعهدی می‌تواند به‌عنوان شاخص تعیین بهبود یا زوال شرکت موردتوجه قرار گیرد.

درک فرآیند شناسایی نسبت‌های مالی و ازجمله آن دسته از اقلام تعهدی که بر کیفیت سود تأثیرگذار است دشوار بوده و مانع از تشخیص دقیق کیفی سود شرکت می‌شود ازاین‌رو ممکن است سرمایه‌گذاران بر مبنای سودهای گزارش‌شده‌ای که از کیفیت بالایی برخوردار نیستند تصمیماتی اتخاذ کنند؛ که منجر به از دست دادن منابع آن‌ها و تخصیص غیررقابتی منابع مالی گردد.

پیشینه پژوهش

پرساکیس و ایتریدیس (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر بحران مالی جهانی بر مدیریت سود به بررسی بحران مالی بر هموارسازی سود، پیش‌بینی سود، پایداری سود، کیفیت اقلام تعهدی و محافظه‌کاری پرداختند. نتایج حاکی از این بود که سود در دوره قبل از بحران مالی جهانی نسبت به دوره بعد از بحران مالی جهانی از کیفیت بالاتری برخوردار بود و طی دوره بحران مالی هموارسازی سود بیشتر و ارزش پیش‌بینی سود، پایداری سود، کیفیت اقلام تعهدی و محافظه‌کاری شرطی کمتر بوده است.

عرفانی و واسیق (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای با عنوان تأثیر بحران مالی جهانی بر سودآوری صنعت بانکداری به بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر سودآوری صنعت بانکداری در مقایسه بین بانک‌های اسلامی و تجاری پرداختند که مطالعات آن‌ها روی ۸ بانک در طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۳ بود نتایج تحقیق این بود که بانک‌های اسلامی در طی دوران بحران مالی جهانی در حفظ کارایی خود موفق بودند و کمتر تحت تأثیر بحران مالی جهانی قرار گرفتند.

میراندا لوپز و هرناندز (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای با عنوان تأثیر بحران مالی جهانی بر کیفیت سود به بررسی کیفیت سود در طی دوره بحران مالی جهانی و بعدازآن در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار مکزیک پرداختند. آن‌ها از چهار ساختار مختلف در دو بعد به اندازه‌گیری کیفیت سود در طول دوره

بحران مالی جهانی و بعدازآن در طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ پرداختند نتایج حاکی از کاهش معنادار کیفیت سود در طی دوره بحران مالی جهانی بود.

آسنسواوکوفو و همکاران (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای با عنوان اثرات بحران مالی جهانی بر رابطه بین پاداش مدیرعامل و مدیریت سود به بررسی اثرات بحران مالی جهانی بر حقوق و رابطه مدیریت سود مدیران ارشد اجرایی و اینکه آیا بحران مالی جهانی رابطه بین پاداش مدیرعامل و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی را تعدیل کرده یا خیر پرداختند. این مطالعه در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ انجام گرفت که نتایج حاکی از این بود که بحران مالی جهانی بر رابطه بین پاداش مدیرعامل و مدیریت سود تأثیر معنادار و مثبت دارد.

کوین‌نا و همکاران (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای با عنوان تأثیر بحران مالی جهانی بر مالکیت دولتی به بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر مالکیت دولتی و خارجی و دارایی‌های نقدی شرکت در بازارهای نوظهور پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین مالکیت دولتی با دارایی‌های نقدی شرکت در طی دوره بحران رابطه مثبت و معناداری وجود ندارد و مالکیت دولتی در طی دوره بحران مالی جهانی بیشتر است.

آی کاریا کو (۲۰۲۲)، در مقاله‌ای با عنوان تأثیر بحران مالی بر کیفیت حسابرسی به بررسی تأثیر بحران مالی اخیر بر کیفیت حسابرسی با تحلیل اقلام تعهدی اختیاری با انتخاب نمونه‌ای از شرکت‌های غیرمالی آلمانی، فرانسوی، ایتالیایی و اسپانیایی در بازه زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳ پرداخت. نتایج حاکی از آن بود که تعداد شرکت‌های غیرمالی که کیفیت حسابرسی پایین‌تری داشتند در طول بحران مالی بیشتر بود. علاوه بر این، در طول بحران، کمتر احتمال داشت که حسابرسان کیفیت حسابرسی بالاتری را برای شرکت‌های غیرمالی ارائه کنند و سطح کیفیت حسابرسی در طول سال‌های پس از بحران، به سطح عادی بازگشت.

ایزدی نیا و همکاران (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با عنوان بررسی درماندگی مالی به‌عنوان عاملی برای مدیریت سود به بررسی تأثیر درماندگی مالی به‌عنوان عاملی برای وقوع مدیریت سود برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۲ لغایت ۲۰۱۱ پرداختند نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که مدیریت سود در سال قبل از ورشکستگی از طریق دست‌کاری اقلام واقعی (دست‌کاری درآمدها و هزینه‌های تولیدی) رخ می‌دهد، اما دست‌کاری اقلام تعهدی سرمایه در گردش صورت نمی‌گیرد.

ملکی و همکاران (۲۰۱۶)، در مقاله‌ای با عنوان رابطه بین رشد شرکت‌ها و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی به بررسی رابطه بین رشد شرکت‌ها و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های کوچک و

متوسط که شامل ۱۲۳ شرکت در بازه زمانی سال‌های ۲۰۱۰ لغایت ۲۰۱۴ بود به این نتیجه رسیدند که در سطح شرکت‌های کوچک و متوسط با رشد پایین و بالا رابطه مستقیم و معنی‌داری میان حساسیت بازده سهام به اقلام تعهدی اختیاری وجود دارد و همچنین در شرکت‌های کوچک و متوسط با رشد پایین و بالا حساسیت بازده به اقلام تعهدی غیر اختیاری معنی‌دار نبوده است. درنتیجه به نظر می‌رسد حساسیت بازده سهام نسبت به اقلام تعهدی اختیاری بیشتر از اقلام تعهدی غیر اختیاری است.

موسوی و همکاران (۲۰۱۶)، در مقاله‌ای با عنوان ارزیابی مدیریت سود در سطوح مختلف محافظه‌کاری و سرمایه‌گذاران نهادی به بررسی مدیریت سود در سطوح مختلف محافظه‌کاری و سرمایه گذاران نهادی با استفاده از قانون بن فورد پرداختند؛ نتایج آزمون فرضیه‌ها بر اساس داده‌های صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های نمونه برای یک دوره یازده ساله از ۲۰۰۳ لغایت ۲۰۱۳، نشان داد با افزایش سرمایه‌گذاران نهادی، مدیریت سود افزایش می‌یابد که ریشه این امر ناشی از افق کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران نهادی، تبانی‌های سیاست‌مدارانه بین سرمایه‌گذاران نهادی و مدیریت و انگیزه زیاد در دست‌کاری سود توسط مدیران باشد. همچنین، نتایج پژوهش حاکی از آن بود که سطوح مختلف میزان محافظه‌کاری، تأثیری در مدیریت سود ندارد.

سهیلی و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر بحران مالی جهانی بر اهرم مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر اهرم مالی شرکت در طی دوره زمانی ۲۰۰۶ لغایت ۲۰۱۱ پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از تأثیر معنادار بحران مالی جهانی بر نسبت بازار بدهی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادر تهران بود؛ اما معناداری این رابطه، برای نسبت دفتری بدهی، مورد تأیید قرار نگرفت.

کرد زنگنه و همکاران (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای با عنوان بررسی و مقایسه تأثیر بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران و ترکیه به بررسی اثر بحران مالی بر اقتصاد ایران (به‌عنوان اقتصاد نسبتاً بسته) و ترکیه (به‌عنوان اقتصاد نسبتاً باز) در چارچوب مکتب کینزی جدید طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۷ پرداختند. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن بود هردو اقتصاد ایران و ترکیه از بحران متأثر می‌شوند ولی شدت تأثیرپذیری اقتصاد ایران به دلیل ارتباط کمتری که ازلحاظ اقتصادی با دنیا دارد نسبت به اقتصاد ترکیه کمتر؛ اما پایداری اثر شوک‌ها بر اقتصاد ایران نسبت به اقتصاد ترکیه بیشتر است.

فرضیه‌های تحقیق

در این تحقیق از سه فرضیه به شرح زیر استفاده می‌شود:

فرضیه اول: بین درماندگی مالی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین مدیریت سود در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد.

روش تحقیق

روش تحقیق در این پژوهش ازنظر رابطه بین متغیرها از نوع «علی» و پس رویدادی و ازنظر هدف، کاربردی و ازنظر ماهیت داده‌ها دارای ماهیت کمی و ازنظر روش‌شناسی در قلمرو تحقیقات توصیفی- تحقیقی می‌باشد. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های تحقیق از آزمون تی زوجی استفاده‌شده است؛ بنابراین ابتدا از روش‌های آمار توصیفی (میانگین، میانه و...) و سپس از آمار استنباطی آزمون تی زوجی استفاده‌شده است.

جامعه و نمونه پژوهش

ازآنجایی‌که هدف تحقیق حاضر بررسی اثر بحران مالی جهانی بر درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است، لذا بر این اساس جامعه موردپژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳ ساله از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۹ می‌باشد؛ لذا سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۰ به‌عنوان دوره وقوع بحران مالی جهانی و سال‌های کنونی ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۹ که دوره بعد از بحران مالی جهانی است موردبررسی قرارگرفته است.

نمونه‌گیری با استفاده از قاعده حذف سیستماتیک و بر اساس شرایط زیر انجام‌گرفته است:

۱. شرکت‌ها اطلاعات کامل کلیه صورت‌های مالی مانند صورت‌وضعیت مالی، صورت سود و زیان و صورت جریان وجوه نقد را دارا باشند. ۲. از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۹ عضو بورس اوراق بهادار تهران باشند. ۳. دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند هرسال باشد. ۴. جزو بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ، بانک‌ها و لیزینگ‌ها) نباشند.

با توجه به موارد فوق، جامعه آماری تحقیق حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که با اعمال قاعده حذف سیستماتیک درنهایت ۱۰۴ شرکت به‌عنوان نمونه برگزیده‌شده است.

متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

متغیر مستقل

بحران مالی جهانی: متغیر مستقل پژوهش حاضر بحران مالی جهانی است؛ که با توجه به پرسش اصلی تحقیق و بر اساس مطالعات انجام‌شده و آمار منتشره از سازمان بورس و اوراق بهادار تهران برای تبیین اثرات آن سال‌های ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۰ به‌عنوان دوره تأثیر بحران مالی جهانی بر بازار سرمایه ایران و سال‌های ۱۳۹۱ لغایت ۱۳۹۹ به‌عنوان دوره بعد از بحران مالی جهانی در نظر گرفته‌شده است.

متغیرهای وابسته

درماندگی مالی: برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی درماندگی مالی از مدل معروف آلتمن استفاده می‌گردد (Rahnemae Rodposhti et al., 2006):

$$Z = 0.717X1 + 0847X2 + 3.107X3 + 0.42X4 + 0.998X5$$ رابطه ۱)

که در آن:

X1 = کل دارایی‌ها / سرمایه در گردش، X2 = کل دارایی‌ها / سود انباشته، X3 = کل دارایی‌ها/درآمد قبل از بهره و مالیات، X4 = ارزش دفتری بدهی / ارزش دفتری حقوق صاحبان سرمایه، X5 = کل دارایی‌ها / کل فروش

در این مدل اگر:

Z<1/33 = احتمال درماندگی مالی خیلی بالا

1/33 < Z< 2/9 = شرکت در ناحیه درماندگی مالی قرار دارد.

Z> 2/9 = احتمال درماندگی خیلی کم است و به‌اصطلاح شرکت سلامت مالی دارد.

مدیریت سود: برای اندازه‌گیری مدیریت سود از مدل تعدیل‌شده کاسنیک (۱۹۹۹) استفاده می‌گردد که به‌صورت زیر می‌باشد:

رابطه ۲)

$$ACCRit = a0 + a1[\Delta REVit - \Delta RECit + \Delta INVit] + a2PPEit + a3\Delta CFOit + \varepsilon it$$

در این الگو:

ACCR = کل اقلام تعهدی

ΔREV = تغییر در درآمد از سال t-1 تا سال t (REVt −REVt−1)

PPE = ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در سال t

ΔCFOit = تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی از سال t-1 تا سال (CFOt- CFOt-1)

ΔREC = تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی از سال t -1 تا سال(RECt −RECt−1)

حسابداری تعهدی حق انتخاب قابل‌توجهی برای مدیران در تعیین سود در دوره‌های زمانی متفاوت فراهم می‌نماید. مدیران کنترل چشمگیری بر زمان تشخیص برخی اقلام هزینه ازجمله هزینه‌های تبلیغات و مخارج تحقیق و توسعه دارند. اقلام تعهدی بیانگر تفاوت بین سود حسابداری و جزء نقدی آن است که شامل تغییرات در موجودی کالا، حساب‌های دریافتنی و حساب‌های پرداختنی است. درصورتی‌که اقلام تعهدی مثبت بزرگ باشد، بیانگر این نکته است که سود حسابداری از وجوه نقد حاصل از عملیات واحد تجاری بسیار بیشتر است که این تفاوت به دلیل اعمال اصول حسابداری در مورد زمان و نحوه‌ی شناسایی درآمدها و هزینه‌ها است. یک عامل بنیادی در آزمون مدیریت سود در شرکت‌ها، تخمین عامل اختیار و اعمال‌نظر مدیران در تعیین سود است (Tari Vardi et al, 2014, p.21).

قیمت‌گذاری اقلام تعهدی: در سیستم حسابداری تعهدی، سود حسابداری متشکل از دو بخش نقدی و تعهدی است که با توجه به اجزاء سود خالص به شرح زیر می‌باشد (Timurid & Hemati, 2014):

سود خالص = جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی ± خالص اقلام تعهدی غیر اختیاری±خالص اقلام تعهدی اختیاری

معادله زیر اقلام تعهدی را در دو بخش اختیاری و غیر اختیاری به تفکیک ارائه می‌کند و سپس بر اساس آن مدل تعدیل‌شده جونز برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری ارائه می‌شود:

مدل اقلام تعهدی جونز:

رابطه ۳)

$$Ait / Ai, t-1 = \alpha 0[1 / Ai, t-1] + \alpha 1[PPEit / Ai, t-1] + \alpha 3[\Delta REVit / Ai, t-1] + \varepsilon it$$

به‌طوری‌که:

A = کل دارایی‌ها، PPE = ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در پایان سال t ، ΔREV = تغییرات در درآمد فروش شرکت i بین سال t و t-1

تجزیه‌وتحلیل و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی و تجزیه‌وتحلیل آن

همان‌طور که از جدول یک مشخص است، میانگین درماندگی مالی در طی دوره بحران مالی جهانی برابر ۱/۹۸۵۴ است که بیانگر این موضوع است که اکثر شرکت‌های ایرانی در طی دوره بحران مالی جهانی در ناحیه درماندگی مالی قرارگرفته‌اند؛ اما این مقدار در طی دوره بعد از بحران مالی جهانی به ۳/۵۶۴۱ افزایش‌یافته است که بیانگر این موضوع است که وضعیت شرکت‌های ایرانی به‌طور متناسب بهبودیافته است و اکثر شرکت‌های نمونه به وضعیت سلامت مالی رسیده‌اند. حداقل میانگین مربوط به اقلام تعهدی با میانگین ۰/۱۱۳- و حداکثر آن مربوط به درماندگی مالی با ۳/۵۶۴ می‌باشد که این مقدار در طی دو دوره قابل‌توجه است.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

دوره زمانی	متغیر	درماندگی مالی	مدیریت سود	اقلام تعهدی/دارائی‌ها
بحران مالی جهانی (۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰)	میانگین	۱/۹۸۵۴	-۰/۰۱۴۲	-۰/۱۱۳۰
	میانه	۲/۱۲۴۵	۰/۰۱۰۲	-۰/۰۹۹۸
	حداکثر	۱۲/۱۲۱۳	۰/۷۰۲۱	۰/۳۲۴۶
	حداقل	-۰/۱۴۵۷	-۲/۳۲۴۵	-۳/۲۶۱۹
	انحراف معیار	۱/۹۸۶۴	۰/۱۰۲۴	۰/۱۶۹۴
بعد از بحران مالی جهانی (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹)	میانگین	۳/۵۶۴۱	۰/۰۱۰۸	-۰/۱۰۱۹
	میانه	۰/۵۴۲۱	۰/۰۱۴۶	-۰/۱۰۵۴
	حداکثر	۱۴/۶۳۱۴	۰/۵۲۴۶	۱/۰۷۴۵

	حداقل	-۰/۵۴۲۱	-۰/۶۹۸۴	-۱/۰۰۱۲
	انحراف معیار	۵/۱۲۳۰	۰/۱۲۴۸	۰/۱۹۴۵

آزمون نرمال بودن

در جدول دو نتایج حاصل از آزمون نرمال بودن متغیرها ارائه‌شده است. فرض صفر و فرض مقابل به‌صورت زیر نوشته‌شده است:

H_0: داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی می‌کنند

H1: داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌گردد، مقدارP-Value محاسبه‌شده برای متغیرهای وابسته از مقدار ۰/۰۵ سطح معناداری بیشتر می‌باشند؛ بنابراین فرض H0 پذیرفته می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌نمایند؛ که حاکی از نرمال بودن توزیع متغیرهای درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی است. اگر سطح اهمیت آماره این آزمون بیشتر از ۰.۰۵ باشد به این معنی است که متغیرهای پژوهش نرمال هستند. جدول دو بیانگر این موضوع است که متغیرهای پژوهش نرمال هستند.

جدول (۲): آزمون نرمال بودن متغیرها

			آزمون کولموگروف اسمیرنف (k-s)		آزمون شاپیرو ویلک (sh-w)	
دوره زمانی	نام متغیر	تعداد	مقدار آماره (K-S)	سطح معناداری (Sig)	مقدار آماره (sh-w)	سطح معناداری (Sig)
بحران مالی جهانی (۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰)	درماندگی مالی	۱۰۴	۱/۶۳۳	۰/۲۱۵	۱/۲۴۵	۰/۱۲۰
	مدیریت سود	۱۰۴	۱/۴۲۵	۰/۰۶۷	۱/۳۰۴	۰/۰۹
	قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	۱۰۴	۱/۳۶۴	۰/۱۴۹	۱/۸۱۲	۰/۱۳۶
بعد از بحران مالی جهانی (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹)	درماندگی مالی	۱۰۴	۱/۶۹۷	۰/۱۶۵	۱/۲۱۲	۰/۱۷۷
	مدیریت سود	۱۰۴	۱/۱۰۲	۰/۱۸۳	۱/۷۰۱	۰/۱۶۹
	قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	۱۰۴	۱/۲۱۸	۰/۱۱۳	۱/۹۱۷	۰/۱۴۳

آزمون همگنی واریانس

در بررسی تجانس واریانس‌ها از آزمون لوین که نتایج آن در جدول سه حاصل‌شده است، استفاده گردیده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در مورد متغیرهای موجود در این پژوهش، مشکل ناهمگنی واریانس وجود ندارد.

جدول (۳): نتایج حاصل از آزمون همگنی واریانس

آزمون ناهمگنی واریانس لوین	درماندگی مالی	مدیریت سود	قیمت‌گذاری اقلام تعهدی
درجه آزادی	۱/۱۰۳	۱/۱۰۳	۱/۱۰۳
مقدار آماره t	۶/۱۰۲۵	۱/۰۶۸۷	۱/۰۲۳۶
احتمال آماره F	۰/۵۲۴۱	۰/۴۱۲۸	۰/۷۳۴۹

آزمون فرضیه اول: فرضیه اول مبنی بر این است که بین درماندگی مالی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد. برای آزمون فرضیه فوق، از آزمون تی زوجی استفاده‌شده است.

رابطه۴)

$$\begin{cases} H0: \mu 1 = \mu 2 \\ H1: \mu 1 \neq \mu 2 \end{cases}$$

$\mu 1$ = درماندگی مالی در دوره بحران مالی جهانی

$\mu 2$ = درماندگی مالی در دوره بعد از بحران مالی جهانی

جدول (٤): آزمون تی زوجی فرضیه اول

آزمون t- درماندگی مالی	تفاضل زوجی					آماره تی	درجه آزادی	سطح معناداری
	اختلاف میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد میانگین	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای اختلاف میانگین‌ها				
				کران پایین	کران بالا			
دوره بعد- دوره قبل	۱/۵۷۸۷	۱/۸۴۳۲	۰/۹۸۶۵	۱/۰۱۲۳	۳/۶۲۳۴	-۱/۹۸۶۸	۱۰۳	۰/۰۳۱

فرضیه اول به‌منظور بررسی تفاوت معناداری بین درماندگی مالی شرکت‌ها در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی مطرح گردیده است. برای آزمون فرضیه مزبور، با توجه به نوع داده‌ها و روش‌های تجزیه‌وتحلیل موجود، از آزمون تی زوجی استفاده می‌شود. لازم به توضیح است که این آزمون برای مقایسه میانگین دو جامعه نرمال مورداستفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از این آزمون که در جدول چهار آمده است؛ ازآنجایی‌که سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ است، بیانگر وجود تفاوت معناداری بین درماندگی مالی شرکت‌ها در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی است؛ بنابراین فرضیه اول این پژوهش مبنی بر این‌که بین درماندگی مالی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد، در سطح ۹۵ اطمینان درصدی قابل رد نیست.

آزمون فرضیه دوم: فرضیه دوم مبنی بر این است که بین مدیریت سود در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد.

رابطه ۵)

$$\begin{cases} H0: \mu 1 = \mu 2 \\ H1: \mu 1 \neq \mu 2 \end{cases}$$

$\mu 1$ = مدیریت سود در دوره بحران مالی جهانی

$\mu 2$ = مدیریت سود در دوره بعد از بحران مالی جهانی

جدول (۵): آزمون تی زوجی فرضیه دوم

آزمون t- مدیریت سود	تفاضل زوجی					آماره تی	درجه آزادی	سطح معناداری
	اختلاف میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد میانگین	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای اختلاف میانگین‌ها				
				کران پایین	کران بالا			
دوره بعد- دوره قبل	۰/۰۲۵	۰/۰۹۱۲	۰/۰۱۳۶	۰/۰۱۴	۰/۰۳۶	-۱/۸۲۴	۱۰۳	۰/۰۲۲

فرضیه دوم نیز به‌منظور بررسی تفاوت معناداری بین مدیریت سود شرکت‌ها در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی طرح گردیده است. برای این کار نیز از آزمون تی زوجی استفاده‌شده است. نتایج حاصل از این آزمون که در جدول پنج آمده است؛ ازآنجایی‌که سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ است، بیانگر وجود تفاوت معناداری بین مدیریت سود شرکت‌ها در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی است؛ بنابراین فرضیه دوم این پژوهش مبنی بر اینکه بین مدیریت سود در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد، نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصدی قابل رد نیست.

آزمون فرضیه سوم: فرضیه سوم مبنی بر این است که بین قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد.

رابطه ۶)

$$\begin{cases} H0: \mu 1 = \mu 2 \\ H1: \mu 1 \neq \mu 2 \end{cases}$$

$\mu 1$ = قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در دوره بحران مالی جهانی

$\mu 2$ = قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در دوره بعد از بحران مالی جهانی

جدول (٦): آزمون تی زوجی فرضیه سوم

آزمون t- قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	تفاضل زوجی					آماره تی	درجه آزادی	سطح معناداری
	اختلاف میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد میانگین	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای اختلاف میانگین‌ها				
				کران پایین	کران بالا			
دوره بعد- دوره قبل	۰/۰۱۱۱	۰/۱۲۲۳	۰/۰۱۰۶	۰/۰۰۸۵	۰/۲۴۳۱	-۱/۶۵۲	۱۰۳	۰/۰۴۸

درنهایت فرضیه سوم نیز به‌منظور بررسی تفاوت معناداری بین قیمت‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌ها در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی طرح‌شده است. همچنین برای این کار از آزمون تی زوجی استفاده‌شده است. نتایج حاصل از این آزمون که در جدول شش آمده است، ازآنجایی‌که سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ است، بیانگر وجود تفاوت معناداری بین قیمت‌گذاری اقلام

تعهدی شرکت‌ها در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی است؛ بنابراین فرضیه سوم این پژوهش مبنی بر اینکه بین قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد، در سطح ۹۵ اطمینان درصدی قابل رد نیست.

خلاصه و نتیجه‌گیری

در راستای تبیین آزمون فرضیه اول مبنی بر اینکه بین درماندگی مالی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد یا نه نتایج آماری ارائه‌شده در جدول چهار مؤید این موضوع است که بین درماندگی مالی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعدازآن تفاوت معناداری وجود دارد؛ بنابراین می‌توان انتظار داشت که وقوع بحران مالی جهانی، شرکت‌ها را در معرض درماندگی مالی و حتی ورشکستگی قرار دهد. با توجه شرایط حاکم بر اقتصاد ایران؛ اثرات این بحران‌ها بافاصله زمانی بازار سرمایه ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این فاصله زمانی می‌تواند جهت ارزیابی و پیش‌بینی به‌موقع و صحیح؛ تصمیم‌گیرندگان را دریافتن راه‌حل بهینه و پیشگیری از درماندگی مالی یاری رساند. همان‌طور که در مبانی نظری هم بیان شد؛ بحران مالی جهانی در سطح کلان می‌تواند یکی از عوامل مؤثر بر درماندگی مالی شرکت‌ها با توجه به مطالب بیان‌شده باشد؛ زیرا بحران می‌تواند روی اجزایی مانند دارایی‌ها، سرمایه در گردش، درآمد و کل فروش شرکت‌ها تأثیرگذار باشد؛ بنابراین مدیریت شرکت می‌تواند با تصمیمات به‌موقع در زمان بحران با توجه به تأثیر بحران بر روی اجزاء صورت‌وضعیت مالی و عملکرد مالی به خروج شرکت از بحران یا تأثیرپذیری کمتر از بحران کمک کند. در راستای تبیین فرضیه دوم مبنی بر اینکه بین مدیریت سود در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد یا نه همان‌طور که از نتایج آماری ارائه‌شده در جدول پنج مشخص است مطابق انتظار پژوهش، بین مدیریت سود در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعدازآن تفاوت معناداری وجود دارد؛ زمانی که یک شرکت در معرض بحران مالی قرار می‌گیرد، مدیریت شرکت از کاهش پاداش‌های خود، تعویض مدیریت و از دست دادن شهرت خود متأثر می‌گردد؛ شرکت‌ها برای تأمین منابع مالی و جذب سرمایه‌گذاران از طریق جذاب ساختن عملکرد مالی شرکت‌ها در طی دوره بحران‌های مالی، دارای انگیزه کافی برای پنهان نمودن عملکرد رو به وخامت شرکت با توسل به انتخاب‌های حسابداری می‌باشند که سبب بیشتر نشان دادن سود می‌شود. در راستای تبیین فرضیه سوم مبنی بر اینکه بین قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری وجود دارد یا نه؛ همان‌طور که از نتایج آماری ارائه‌شده در جدول شش مشخص است،

بین قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در طی دوره بحران مالی جهانی و دوره بعدازآن تفاوت معناداری وجود دارد؛ بنابراین در طول دوره بحران مالی جهانی، مدیرانی که اقدام به مدیریت سود جهت پنهان کردن وضعیت وخیم شرکت می‌نمایند، این انگیزه در آن‌ها وجود دارد که از طریق دست‌کاری اقلام تعهدی اختیاری که بخشی از سود خالص می‌باشد این کار را انجام دهند؛ زیرا اقلام تعهدی اطلاعاتی را پیرامون عملکرد شرکت ارائه می‌دهد و چون به‌عنوان شاخصی برای تعیین بهبود یا زوال شرکت است، همواره انگیزه دست‌کاری آن در چارچوب اصول حسابداری از طریق زمان شناسایی درآمدها و هزینه‌ها به‌عنوان ابزاری برای مدیریت سود توسط مدیریت وجود دارد.

یافته‌های این تحقیق با نتایج تحقیق پژوهشگران خارجی احسان حبیب و برهان‌الدین (۲۰۱۳) همسو است آن‌ها در پژوهش خود به این نتیجه دست یافتند که بین درماندگی مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در طول دوره بحران مالی جهانی نسبت به دوره بعد از بحران مالی جهانی تفاوت معناداری دارد. نتایج این پژوهش با یافته‌های عرفانی و واسیق (۲۰۱۸) که بر اساس پژوهش آن‌ها بانک‌های اسلامی در طی دوران بحران مالی جهانی در حفظ کارایی خود موفق بودند و تأثیر کمی از بحران مالی جهانی پذیرفتند بنابراین بحران مالی جهانی بر عملکرد و سودآوری بانک‌های اسلامی تأثیر معنادار و مثبت نداشته است همسو نبود.

پیشنهادهای مبنی بر مبنای یافته‌های پژوهش

- با توجه به تأثیری که بحران مالی جهانی بر روی شرکت‌ها می‌گذارد و شرکت‌ها را در آستانه درماندگی مالی و حتی ورشکستگی قرار می‌دهد؛ لذا دولت از طریق اعمال سیاست‌های پولی و کاهش نرخ بهره، می‌تواند سبب جذب سرمایه به سمت بازار سرمایه و افزایش سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی گردد؛ همچنین با اعطای وام‌های با نرخ بهره پایین و تخفیفات مالیاتی که جزو سیاست‌های مالی انبساطی است، سبب جلوگیری از ورشکستگی شرکت‌ها و خروج آن‌ها از درماندگی مالی و بازگشت به‌سلامت مالی و نهایتاً رشد اقتصادی گردد.
- با توجه به تأثیر بحران مالی جهانی بر روی مدیریت سود و همچنین به دلیل تضاد منافع مالکیت و مدیریت، به مدیران پیشنهاد می‌شود در مواقع بحران با حفظ اعتمادبه‌نفس و مشورت نسبت به افزایش سودآوری از طریق همکاری با شرکت‌های با زمینه فعالیت همسو و استفاده از مدیران باتجربه در مقابله با بحران‌های جهانی به حل مشکلات شرکت بپردازند؛ همچنین به مالکان شرکت‌ها

پیشنهاد می‌شود از نقش تأثیرگذار کمیته حسابرسی در پیشگیری از مدیریت سود و کنترل رفتار مدیران در موقع بحران مالی غافل نباشند.

- با توجه به تأثیری که بحران مالی جهانی بر قیمت‌گذاری اقلام تعهدی دارد، قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی را می‌توان از طریق کیفیت افشای بالاتر کاهش داد؛ بنابراین افشای به‌موقع و قابل‌اتکای اطلاعات حسابداری قیمت‌گذاری نادرست اجزای سود را کاهش می‌دهد. ازاین‌رو افشای اطلاعات باکیفیت می‌تواند یکی از روش‌های افزایش کارایی بازار سرمایه در مواجهه با بحران مالی جهانی باشد که باید موردتوجه تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری قرار گیرد.

پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

- مطالعه تأثیر بحران مالی جهانی بر روی درماندگی مالی شرکت‌های یک صنعت خاص در بورس اوراق بهادار تهران.
- مطالعه تأثیر بحران مالی جهانی بر محافظه‌کاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران.
- مطالعه تأثیر بحران مالی جهانی بر ارزش‌گذاری سهام و سود عملیاتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

محدودیت‌های پژوهش

نظر به اینکه داده‌ها در یک دوره زمانی ۱۳ ساله جمع‌آوری‌شده و در این دوره زمانی نرخ تورم تغییر کرده و چون داده‌ها بابت تورم تعدیل نشده‌اند؛ بنابراین در تعمیم نتایج پژوهش باید بااحتیاط برخورد شود.

References

Ahsan Habib, Md., & Borhan Uddin Bhuiyan, A. I. (2013). *Financial distress, earnings management and market pricing of accruals during the global financial crisis*. Managerial Finance, 39, 2, 155 – 180.

Assenso-Okofo, O; Ali, M.J., & Ahmed, K. (2020). *The effects of global financial crisis on the relationship between CEO compensation and earnings management*. International Journal of Accounting & Information Management, 28, 2, 389-408.

Ataei, O., & Aziznejad, S. (2008). *Global financial crisis and its effects on Iran's economy.* Unpublished Report of the Office of Economic Studies (Financial Markets Group), Islamic Consultative Assembly. (in Persian).

Camyabi, Y.; Esfandiar, M., & Seyed Morteza, N. (2014). *Investigating the Impact of the Global Financial Crisis on the Liquidity Ratios of Accepted Companies in Tehran Stock Exchange*. Eleventh National Accounting Conference of Iran, Mashhad, Ferdowsi University of Mashhad. (in Persian).

Ebrahimi, K. A.; & Zakeri, H. (2009). *Investigating earnings management using asset sales. Accounting and Auditing Research* (Accounting Research), 1(3), 122-135. (in Persian).

Eyzadi Niyai, M. F., & Khazaye, A. (2014). *Financial helplessness as a factor for the occurrence of profit management, Financial Management Strategy Quarterly*, 3, 3, 47-25. (in Persian)

Francis, J.; LaFond, R.; Olsson, P.,& Schipper, K. (2005). *The market pricing of accruals quality*. *Journal of Accounting and Economics*. 39, 295–327.

G. rod Erfani., & Bijan, Vasigh. (2018). *The Impact of the Global Financial Crisis on Profitability of the Banking Industry: A Comparative Analysis*. Economies 2018, 6, 66.

Gilson, S. (1989). *Management turnover and financial distress*. *Journal of Financial Economics*. 25, 2, 241-62.

Gordon, H. G. (1971). *A Stochastic Cash Balance Model with Two Sources of Short-Term Funds*. *International Economic Review*, 12, 250-256.

Green, E. R., & Lovata, L. (2013). *The relationship between firms, characteristics in the periods prior to bankruptcy filing and bankruptcy outcome*. *accounting and finance reseach*. l2, 1.

Gustaler, J.M., & amase, R.J. (1998). *Credit rationing and financial disorder*. Journal of Finance, 39, 1359-82.

Hassanzadeh, A., & Kianvand, M. (2009). *The financial crisis, the global oil market and the OPEC strategy*. Recent Economics, 126, 84-91. (in Persian).

Healy, P. M., & J. M. Wahlen. (1999*). A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting*. *Accounting Horizons*. 13, 365–383.

Izidinia, M. F., & Khaza'i. (2015). *Financial distress as a factor for managing profit*. Quarterly Journal of Financial Management Strategy, 3, 3, 25-47. (in Persian).

Kamyabi, Y.; Malekian, E., & Nabavian, S. M. (2014). *Investigating the impact of the global financial crisis on the liquidity ratios of companies*

listed on the Tehran Stock Exchange, the 11th National Accounting Conference of Iran, Mashhad, Ferdowsi University of Mashhad. (in Persian).

Kasznik R. (1999). *On The Association Between Voluntary Disclosure And Earnings Management.* Journal Of Accounting Research, 37, 57-81.

Khairollahi, F., & Behshoor, B. (2014). *Analytical Survey on the Fraud Consequences, the Global Crisis with Emphasis on Fair Value*. Indian Journal Of Scientific Research,12(1).327-333. (in Persian).

Kindleberger, C.P. (1987*). Manias, Panics and Crashes, A History of Financial Crises.* New York, Basic Books.

Kurd Zanganeh, Nahid et al., (2020). *Investigating and comparing the impact of the global financial crisis on the economy of Iran and Turkey using: the application of the (DSGE) method. Scientific Quarterly Journal of Applied Economic Studies of Iran,* 9, 35, 177-217. (in Persian).

Kurdistani et al. (2014). *Examining the qualitative characteristics of profits and the type of management in helpless and bankrupt companies*. Quarterly journal of accounting research, 3, 4, 79-124. (in Persian).

Kyriakou, M.I. (2022). *The effect of the financial crisis on audit quality: European evidence*. International Journal of Accounting & Information Management, 30,1, 143-158.

Liberty, S., & Zimmerman, J. (1986). *Labor union contract negotiations and accounting choice*. The Accounting Review, 61, 4, 692-712.

Maleki, M.; Sina Kh., & Mansour, M. (2016). *The Relationship between Corporate Growth and Optional Accruals Pricing in Small and Medium Enterprises.* the seventh International Conference on Economics and Management, Sweden-Dalarna, ICOAC University of Communication, Dalarna State University. (in Persian).

Miranda-Lopez, J., & Valdovinos-Hernandez, I. (2019). *The impact of the global economic crisis of 2008 on earnings quality in Mexico*. Journal of Accounting in Emerging Economies, 9,3, 407-421. https://doi.org/10.1108/JAEE-08-2016-0071

Mohajeri, P. (2009). *The effect of the 2008 financial crisis on crude oil prices and the global oil market structure.* Graduate Thesis of Allameh Tabatabai University. (in Persian).

Mousavi, S.; Pishvai, M., & Khalatbari. (2016). *Evaluating profit management at different levels of conservatism and institutional investors using Ben Ford's law*. Quarterly Journal of Accounting and Auditing, 23, 2, 213-234. (in Persian).

Nakashima. M., & Ziebart, D. (2015). *Did Japanese- sox have an impact on earnings management and earnings quality?* Managerial auditing journal, 30, 482-510.

Perols, J. L., & Lougee, B. A. (2011). *The relation between earnings management and financial statement fraud*. Advances in Accounting. 27(1), 39 – 53.

Persakis, A., & Iatridis, G.E. (2015). Earnings quality under global financial crisis: A global empirical investigation. *Journal of Multinational Financial Management*, 30, 1-35.

Pour zamani., & Pouyan Rad. (2012). *The relationship between earnings management and financial failure of companies*. Financial Knowledge Analysis of Securities, 5, 4, 77-88. (in Persian).

Quynh nga, N.; quoc, T., & hong, P. (2021). *Foreign ownership, state ownership and cash holdings under the global financial crisis: evidence from the emerging market of Vietnam*. International Journal of Emerging Markets, 1746-8809.

Rahnemay Rodposhti, F.; Niko Maram, H., & Shahr Dani. (2006). *Financial and strategic management (value creation)*. Tehran, Kasa publishing house. (in Persian).

Rashid Beigi, N. (2011). *The Effect of Financial Crises on Managing Risk Management in Sepah Bank, Ilam Province*. Master's Degree, Azad University, Kermanshah Branch. (in Persin).

Sadeghi, H.; Rahimi, P., & Salmani, Y. (2014). *Effect of macroeconomic and governance factors on financial distress in Tehran's stock exchange*. Quarterly Journal of Monetary Economics, 21, 8. (in Persin).

Sohaili, K.; Bari, S., & Behshor, E. (2017). *The effect of the global financial crisis on the financial leverage of companies listed on the Tehran Stock Exchange*. Accounting and Social Interests, 7, 1-16. (in Persian).

Tari vardi, Y.; Moradzadeh Fard, M., & Rostami, M. (2013). *The impact of earnings management on the accuracy of forecasting future operating cash flows, Financial Accounting and Auditing Research*, 6, 21, 141-172. (in Persian).

Timurid, M.; Hemmati, H., & Kazemi, O. (2014). *Investigating the Relationship between Company Growth and Valuation of Optional Accruals, Master's Thesis*. Non-Profit Institute of Raja Ghazvin, Faculty of Accounting and Management. (in Persian).

Content

Measuring the Media-based Economic Uncertainty index by Machine Learning Algorithms in Iran and its Effect on the Exchange Rate 1

H. Habibi Nikjoo
A. Cheshomi
M. Salimifar

Investigating Economic and Behavioral Factors Affecting on the Growth of Stock Price Index in the Tehran Stock Exchange 47

H. Izdakhsti
R. Mohseni
M. Soltani

The Impact of Central Bank Transparency on Exchange Rate volatility in Selected OPEC Member Countries 72

E. Mirzaei
Sh. Fattahi
M. S. Karimi

The Relationship between Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting in Iran 110

Y. Gudarzi Farahani
O. A. Adeli

Growth and Development of Financial and Non-Financial Performance in the Insurance Industry Through Relational Marketing Tactics 137

A. Kamali
M. Arabshahi
O. Behboodi

The effects of the global financial crisis on Financial Distress, Earnings management and market pricing of accruals 168

F. Kheirollahi
S. J. Delavari
O. Yousefi

Quarterly Monetary & Financial Economics
(Previously Knowledge & Development)

Published by: Ferdowsi University of Mashhad
Managing Director: Dr. M.T. Ahmadi Shadmehri
Editor-in-Chief: Dr. M. Hooshmand

Editorial Board:

S. Dehghaniyan Professor, Faculty of Agricultural Ferdowsi University of Mashhad.

M. A. Falahi Associate, Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

M. Hooshmand Associate, Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

A. Djahankhani Professor, Faculty of Accounting and Management, shahid Beheshti University.

A. Djafari Samimi Professor, Faculty of Economics, Mazandaran University.

A. Mojtahed Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University.

M. H. Mahdavi AdeIi Associate Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

A.R. Rahimi Brujerdi Professor, Faculty of Economics, Tehran University.

Editor: Dr. M. Karimzadeh
Editor: Dr: J. mizban
Executlve Director: M. Vadiee Nooghabi

Printed by: Ferdowsi University Press
Publishing License: 124/10352
77/10/8

Address: Mashhad PO Box 9177948951 - 1357
Tel: 051-38806309
Fax: 051-38807393
Website: https://danesh24.um.ac.ir
E-Mail: Danesh24@um.ac.ir

This journal is indexed in:

1. ISC
2. SID
3. MAGIRAN
4. JM.UM.AC.IR

Serial Number 23

MONETARY & FINANCIAL ECONOMICS

(PREVIOUSLY KNOWLEDGE & DEVELOPMENT)

Ferdowsi University of Mashhad

ISSN: 2251-8452

(NEW ISSUE), No. 23, Vol. 29 Spring & Summer 2022

Contents

Measuring the Media-based Economic Uncertainty index by Machine Learning Algorithms in Iran and its Effect on the Exchange Rate	H. Habibi Nikjoo A. Cheshomi M. Salimifar	1
Investigating Economic and Behavioral Factors Affecting on the Growth of Stock Price Index in the Tehran Stock Exchange	H. Izdakhsti R. Mohseni M. Soltani	47
The Impact of Central Bank Transparency on Exchange Rate volatility in Selected OPEC Member Countries	E. Mirzaei Sh. Fattahi M. S. Karimi	72
The Relationship between Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting in Iran	Y. Gudarzi Farahani O. A. Adeli	110
Growth and Development of Financial and Non-Financial Performance in the Insurance Industry Through Relational Marketing Tactics	A. Kamali M. Arabshahi O. Behboodi	137
The effects of the global financial crisis on Financial Distress, Earnings management and market pricing of accruals	F. Kheirollahi S. J. Delavari O. Yousefi	168

Website: http://jm.um.ac.ir

E-mail: Danesh24@um.ac.ir