دانشگاه فردوسی مشهد

اقتصاد پولی، مالی (علمی)

شاپا: ۲۲۵۱-۸۴۵۲

(دوره جدید) سال سی ام، شماره ۱، پیاپی ۲۵

بهار و تابستان ۱۴۰۲

فهرست مندرجات

مقایسه سهم تأثیر تکانه ها و حافظه تلاطم گذشته بازار بر تلاطم های جاری بازارهای مالی با تأکید بر رمزارزها: رویکرد MGARCH	عیسی عباسی، تیمور محمدی شمس الدین حسینی	۱
بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثرات آن بر رفاه کل (کاربرد مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی)	الهام دهقانی، علی رئیس پوررجبعلی سیدعبدالمجید جلائی اسفندآبادی	۳۵
بررسی تأثیر عملیات بازار باز بر برخی متغیرهای اقتصاد کلان در ایران با تأکید بر شرایط تحریم	پرویز داودی، مهدی خلوصی محمدرضا سزاوار	۶۸
تأثیر شوک های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر سلامت نظام بانکی ایران	فرهاد شریفی بقا، جعفر حقیقت زهرا کریمی تکانلو	۹۹
بررسی رفتار غیرخطی نرخ ارز حقیقی در ایران	نیلوفر افخمی راد، تقی ابراهیمی سالاری مهدی بهنامه، محمدجواد گرجی پور	۱۳۵
بررسی اثر تسهیلات تکلیفی بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل VAR	سید ابوالفضل وزیری، عباس یزدانی مهدی صادقی شاهدانی	۱۶۴
تأثیرپذیری ساختار مالی شرکت‌های فعال در بورس از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی	احمد عاقلی،سید علی پایتختی اسکوئی نادر مهرگان، منیره دیزجی	۲۰۱
حاکمیت شرکتی و استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها	محمدحسین فتحه، پریسا رحمانی دارنجانی	۲۳۳
بررسی نقش تعدیل گر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه با رویکرد پویا	اکرم تفتیان،مجید سرایانی	۲۶۱
بررسی تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر توسعه مالی در ایران: رهیافت مارکوف سوئیچینگ (با تأکید بر تسهیلات بانکی)	مهدی جلیلی،الناز انتظار،طاهره آخوندزاده یوسفی محمد سخنور	۲۹۱
طراحی مدل کارآفرینی کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری با رویکرد معادلات ساختاری-تفسیری	مریم مشهدی عبدل، داوود ثمری،مجید اشرفی ابراهیم عباسی	۳۱۴
بررسی رابطه بین ریسک تجاری و حجم گشایش اعتبار اسنادی در تجارت بین‌الملل ایران رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم	فرزانه صادقی گورابی،صالح قویدل، میرحسین موسوی	۳۴۸

بسم الله الرحمن الرحیم

دوفصلنامهٔ اقتصاد پولی ، مالی

دانشگاه فردوسی مشهد

نشریه علمی

دوره سی ام– شماره اول –پیاپی بیست و پنجم– سال ۱۴۰۲

شاپا چاپی: ۸٤٥۲-۲۲٥۱
شاپا الکترونیکی: ۳۳٥٦-۲۷۱۷

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

براساس مصوبه وزارت‌علوم، تحقیقات‌وفناوری از سال ۱۳۹۸ کلیه نشریه‌های دارای درجه
"**علمی-پژوهشی**" به نشریه "**علمی**" تغییر نام یافتند.

این نشریه در پایگاه های زیر نمایه می شود:

- پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC)
- پایگاه اطلاعات علمی جهاددانشگاهی (SID)
- پایگاه بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)

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.

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

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 محسن بهمنی اسکویی	اقتصاد	استاد	دانشگاه ویسکانسین- میلواکی آمریکا
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 رحیم بروجردی	اقتصاد	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محمد علی فلاحی	اقتصاد	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر امیر کیا	مالی و اقتصاد	استاد	گروه مالی و اقتصاد دانشگاه یوتا ولی ایالات متحده آمریکا
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 صندوق پستی 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

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 ۱۲ 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 بولد و فونت ۱۰ 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 بولد و فونت ۱۰ در پایین و سمت راست نمودار، تنظیم شود. ضروری است، نمودارهای تحقیق شماره گذاری گردد. ماخذنمودارنیزبا قلمBZAR و فونت ۱۰ در پایین و سمت راست، نوشته شود.

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

۱۰-زیرنویس های انگیسی مورد استفاده در تحقیق با قلمTimes New Roman و فونت ۹، 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.

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)

فهرست مندرجات

عنوان	نویسنده	صفحه
مقایسه سهم تأثیر تکانه‌ها و حافظه تلاطم گذشته بازار بر تلاطم‌های جاری بازارهای مالی با تأکید بر رمزارزها: رویکرد MGARCH	عیسی عباسی تیمور محمدی شمس‌الدین حسینی	۱
بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثرات آن بر رفاه کل (کاربرد مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی)	الهام دهقانی علی رئیس پوررجبعلی سیدعبدالمجید جلائی اسفندآبادی	۳۵
بررسی تأثیر عملیات بازار باز بر برخی متغیرهای اقتصاد کلان در ایران با تأکید بر شرایط تحریم	پرویز داودی مهدی خلوصی محمدرضا سزاوار	۶۸
تأثیر شوک‌های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر سلامت نظام بانکی ایران	فرهاد شریفی بقا جعفر حقیقت زهرا کریمی تکانلو	۹۹
بررسی رفتار غیرخطی نرخ ارز حقیقی در ایران	نیلوفر افخمی راد تقی ابراهیمی سالاری مهدی بهنامه محمدجواد گرجی پور	۱۳۵
بررسی اثر تسهیلات تکلیفی بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل VAR	سید ابوالفضل وزیری عباس یزدانی مهدی صادقی شاهدانی	۱۶۴
تأثیرپذیری ساختار مالی شرکت‌های فعال در بورس از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی	احمد عاقلی سید علی پایتختی اسکوئی نادر مهرگان منیره دیزجی	۲۰۱

حاکمیت شرکتی و استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها	محمدحسین فتحه پریسا رحمانی دارنجانی	۲۳۳
بررسی نقش تعدیل‌گر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه با رویکرد پویا	اکرم تفتیان مجید سرایانی	۲۶۱
بررسی تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر توسعه مالی در ایران: رهیافت مارکوف سوئیچینگ (با تأکید بر تسهیلات بانکی)	مهدی جلیلی الناز انتظار طاهره آخوندزاده یوسفی محمد سخنور	۲۹۱
طراحی مدل کارآفرینی کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری با رویکرد معادلات ساختاری-تفسیری	مریم مشهدی عبدل داوود ثمری مجید اشرفی ابراهیم عباسی	۳۱۴
بررسی رابطه بین ریسک تجاری و حجم گشایش اعتبار اسنادی در تجارت بین‌الملل ایران رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم	فرزانه صادقی گورابی صالح قویدل میرحسین موسوی	۳۴۸

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 1 - 34

The Comparison of the Impact of Momentum and the Memory of Past Market Turbulence on the Current Turbulence of Financial Markets with an Emphasis on Cryptocurrencies: MGARCH Model

E. Abbasi [1]*, T. Mohammadi [2], Sh. Hosseini[3]

1- Ph. D Student of Allameh Tabatabai University, Department of Economics, Tehran, Iran
2- Professor of Allameh Tabatabai University, Department of Economics, Tehran, Iran
3- Professor of Allameh Tabatabai University, Department of Economics, Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: eisa_abbasi@atu.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80984.1281

Received: 2023/02/08 Revised: 2023/05/20 Accepted: 2023/07/08	**How to cite this article:** Abbasi, E.; Mohammadi, T., & Hossini, SH. (2023). The Comparison of the Impact of Momentum and the Memory of Past Market Turbulence on the Current Turbulence of Financial Markets with an Emphasis on Cryptocurrencies: MGARCH Model. *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal*, *30*(1): 1-34. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80984.1281
Available Online: 2023/07/08	

1- INTRODUCTION

Considering that cryptocurrencies exhibit commodity characteristics such as demand shocks, high price fluctuations, etc., cryptocurrencies can be compared with the behavior of the gold and oil markets (except when there

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

is uncertainty about the supply conditions of gold and oil. There is no such uncertainty in the cryptocurrency market). Therefore, due to the commodity nature of Bitcoin, the price of oil and gold can affect the price fluctuations of cryptocurrencies. It seems that cryptocurrencies can play the role of a safe haven for commodity market investors, so the cryptocurrency market can cover the fluctuations in gold and oil prices. Commodity markets, which this study focuses on gold, oil and cryptocurrencies, have a series of characteristics. It seems that the gold market has surpassed the cryptocurrency and oil market in absorbing information, while the cryptocurrency market has higher price fluctuations than the gold and oil markets. Empirical evidence shows that Bitcoin can have a close relationship with the commodity market.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Every person in the financial markets who has an asset portfolio tries to increase or maintain the value of his asset portfolio. The position of each asset in the portfolio has two characteristics: return (price change) and risk (price volatility). The behavior of asset portfolio owners is such that they try to increase returns and reduce risk. In this framework, they buy or sell assets in their portfolio in order not only to prevent the value of their asset portfolio from decreasing, but also to increase the value of their wealth. This behavior of the capital owners leads to the creation of connections between the global markets, including oil, gold, and cryptocurrencies, so that their yield fluctuations are connected to each other through the risk spillover effect. The asset allocation models have been investigated in a practical way for about half a century. The most well-known asset allocation model is the mean-variance strategy (modern portfolio theory), which was first developed by Markowitz (1952) to describe the process of optimal capital allocation, assuming a fixed investment opportunity set, between different asset groups over a period.

3- METHODOLOGY

In this study, the $VAR- MGARCH - GJR - BEKK$ model has been used in order to investigate the asymmetric effects of turbulence spillover between the oil, gold and bitcoin markets because of the following advantages. First, this model has high flexibility. Second, in this model, unlike constant conditional correlation (CCC) models, the conditional correlation changes over time. In addition, it is possible to check several markets at the same time. The existence of the covariance equation makes it possible to examine the simultaneous relationship between two markets. In the BEKK model, the fluctuations of a market are affected by the fluctuations and shocks of other markets, the shocks of that market and the covariance of the markets. In other words, the effects of the markets on each other, which is reflected in the delayed covariance, have an effect on the fluctuations of the markets. These effects can be symmetrical or asymmetrical. Also, this model makes it possible to have a dynamic dependence between the fluctuations of the variables. The only disadvantage of this model is that it is not suitable for examining more than three or four markets due to the increase in parameters.

4- RESULTS & DISCUSSION

The results indicate that the contribution of the memory of turbulence in explaining the current turbulence is greater than the impact of past shocks. The impact of past impulses and the memory of the turbulences of cryptocurrencies is high on the turbulences of this market. In other words, it can be said that fluctuations in the cryptocurrency market are significantly explained by the past impulses of this market. The results show that there is one-way turbulence spillover from the Bitcoin market to the gold market and the oil market, but the opposite is not true. The results of the study also indicate leverage effects in the markets. The leverage effects of the gold market shock along with the oil and bitcoin market shocks on the gold market are significant. The leverage effects of the oil market shock along with the gold and bitcoin market shocks are also significant on the oil market and the leverage effects are also significant for the bitcoin market.

Keywords: Volatility Spillover, Leverage Effect, Cryptocurrency, Commodity Market, MGARCH.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

مقایسه سهم تأثیر تکانه‌ها و حافظه تلاطم گذشته بازار بر تلاطم‌های جاری بازارهای مالی با تأکید بر رمزارزها: رویکرد MGARCH

عیسی عباسی[۱]
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
تیمور محمدی
استاد دانشگاه علامه طباطبایی
شمس‌الدین حسینی
استاد دانشگاه علامه طباطبایی

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80984.1281

چکیده

با توجه به افزایش روزافزون جایگاه بازار رمز پول‌ها (بیت کوین) در دنیا و اثر سرریز تلاطم آن روی سایر بازارها، این مطالعه، با استفاده از داده‌های روزانه ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، به بررسی اثرات سرریز تلاطم‌های بازار رمز پول، طلا و نفت پرداخته است. در این مطالعه به‌منظور بررسی تکانه‌ها و تلاطم بین بازارهای نفت، طلا و بیت کوین از مدل $VAR-MGARCH-GJR-BEKK$ استفاده شده است. اثر اهرمی (نامتقارن) سرریز تلاطم بین بازارها نیز مورد آزمون گرفته است. با توجه به پویایی معاملات بازار دارایی‌های چند متغیره، اطلاع از چگونگی سرایت اخبار به سایر دارایی‌ها و افزایش خطر نگهداری دارایی‌های پرخطر، مهم است. اثر اهرمی شوک خود بازار و شوک‌های ناشی از بازارهای دیگر با استفاده از آزمون والد (Wald Chi-square) بررسی‌شده است. نتایج حاکی از آن است که سهم حافظه تلاطم‌ها در توضیح تلاطم‌های جاری نسبت به تأثیر تکانه‌های گذشته بیشتر است. تأثیر تکانه‌های گذشته و حافظه تلاطم‌های رمزارزها بر تلاطم‌های این بازار بالاست؛ به‌عبارت‌دیگر توان گفت نوسانات در بازار رمزپول‌ها به‌طور معنی‌داری توسط تکانه‌های گذشته خود این بازار توضیح داده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که سرریز تلاطم یک‌طرفه از بازار بیت‌کوین به بازار طلا و بازار نفت وجود دارد اما عکس آن صادق نیست. نتایج مطالعه همچنین حاکی از اثرات اهرمی در بازارهاست. اثرات اهرمی شوک بازار طلا به همراه شوک‌های بازار نفت و بیت کوین بر بازار طلا، معنی‌دار است. اثرات اهرمی شوک بازار نفت به همراه شوک‌های بازار طلا و بیت کوین نیز بر بازار نفت معنی‌دار است و برای بازار بیت کوین نیز اثرات اهرمی معنی‌دار است.

کلیدواژه‌ها: تکانه، اثرات اهرمی، بازار کالا، MGARCH

JEL Classification: G۱۰, G۱۴, G۱۷, C۲۲, E۴۴

---

[۱] نویسنده مسئول: eisa_abbasi@atu.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۱۷
صفحات: ۳۴-۱

۱- مقدمه

سیستم‌های مالی به‌طور فعال، درحال‌توسعه، تغییر شکل و سازگار با برخی از الزامات اقتصادی و فناوری هستند و محیطی را برای عملکرد مؤثر کالا، پول و روابط مالی ایجاد می‌کنند، زیرا آن‌ها به‌مثابه سیستم گردش خون در اقتصادهای جهان هستند[1]. رمز پول‌ها بازاری نوظهور به‌حساب می‌آید که پس از پیدایش و شناخته شدن ارزهای دیجیتالی مانند بیت کوین[2] و ... به عنصری غیرقابل‌انکار در سیستم‌های مالی تبدیل‌شده که اساس آن برمبنای بلاک چین[3] بنا نهاده شده است[4]. فناوری بلاک چین می‌تواند تغییراتی در زمینه‌های مختلف فعالیت ایجاد کند؛ به شرطی که هیچ فناوری برتر برای به چالش کشیدن آن وجود نداشته باشد.

افزایش بی‌سابقه قیمت ارزهای رمز پایه پیشرو در سال ۲۰۱۷، مانند بیت‌کوین، اتریوم و ریپل، نه‌تنها سرمایه‌گذاران بلکه محققانی را که عملکرد و پویایی قیمت رمز پول‌ها را بررسی می‌کردند، به خود جلب کرد. بیش از ۱۰،۰۰۰ رمزپول وجود دارد که ارزش کل بازار آن‌ها در حال حاضر به ۳ تریلیون دلار نزدیک شده است. بیت‌کوین به‌عنوان ارز پیشرو در این بازار ارزش بازاری معادل ۱.۱۷ تریلیون دلار دارد. با راه‌اندازی صندوق قابل معامله[5] بیت‌کوین، حجم معاملات و جذب سرمایه این صندوق با سرعت بالایی افزایش یافته به‌طوری‌که توانسته رکورد جذب سرمایه صندوق‌های قابل معامله قبلی را بشکند. به همین دلیل، مطالعه دقیق مباحث ارزهای رمزپایه یک گام اساسی در اقتصاد و تحقیقات است.

با توجه به اینکه ارزهای رمزپایه ویژگی‌های کالایی مانند شوک تقاضا، نوسانات بالای قیمت و غیره را به نمایش می‌گذارند، می‌توان رمز پول‌ها را با رفتارهای بازار طلا و نفت (به‌جز زمانی که نا اطمینانی از شرایط عرضه طلا و نفت وجود دارد. در بازار رمز پول‌ها این نا اطمینانی وجود ندارد) مقایسه کرد؛ بنابراین با توجه به ویژگی کالایی بودن بیت‌کوین، قیمت نفت و طلا می‌توانند نوسانات قیمت رمز پول‌ها را تحت تأثیر قرار دهند. به نظر می‌رسد رمز پول‌ها می‌توانند نقش پناهگاه امن را برای سرمایه‌گذاران بازار کالاها بازی کنند؛ ازاین‌رو بازار رمز پول‌ها می‌تواند نوسانات قیمت طلا و نفت را پوشش دهد. بازارهای کالایی، که این مطالعه بر روی طلا، نفت و رمز پول‌ها متمرکز است، دارای یکسری از ویژگی‌ها هستند. به نظر

---

[1] Zellweger, (2018)
[2] Bitcoin
[3] Blockchain
[4] Staff of Global Legal Research Directorate, (2018)
[5] ETF

می‌رسد بازار طلا در جذب اطلاعات از بازار رمز پول‌ها و نفت پیشی گرفته است؛ درحالی‌که بازار رمز پول‌ها نوسانات قیمتی بالاتری نسبت به بازار طلا و نفت دارد. شواهد تجربی نشان می‌دهد که بیت کوین ارتباط تنگاتنگی با بازار کالاها می‌تواند داشته باشد.

بررسی این موضوع از دو بعد برای اقتصاد ایران از اهمیت بالایی برخوردار است:

۱. قانونی بودن استخراج بیت کوین در ایران و گسترش روزافزون تعداد صرافی‌های ارز دیجیتال در کشور و افزایش حجم مبادلات، روشن شدن ابعاد رمزپول‌ها و بررسی بیشتر ویژگی آن‌ها را می‌طلبد. موضوع رمزپول‌ها برای بانک‌های مرکزی تمامی کشورها با توجه به تأثیری که در صورت پذیرش عمومی آن‌ها خواهد گذاشت، روز به روز اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. فدرال رزرو آمریکا در آخرین گزارش خود به بررسی بازار رمزپول‌ها و امکان استخراج رمز پول مختص این بانک پرداخته است. گسترش این بازار و پذیرش آن توسط بانک‌های مرکزی دنیا می‌تواند سیاست‌های پول را خنثی کند که همین امر رمزپول‌ها را به یک چالش بزرگ برای بانک‌های مرکزی دنیا تبدیل کرده است. بازار رمزپول‌ها مرز جغرافیایی ندارد و می‌تواند در آینده اقتصاد تمامی کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. این موضوع برای ایران با توجه به تحریم‌ها می‌تواند از اهمیت بالاتری برخوردار باشد.

۲. با توجه به سهم بالای نفت و فرآورده‌های نفتی در بودجه اقتصاد ایران، متغیر نفت همواره برای تحقیقات جذاب بوده است. در سال‌های اخیر، تحریم‌های اقتصادی و عدم توانایی در فروش نفت، دست دولت به‌عنوان تنها عرضه‌کننده ارز در بازار را خالی کرده و جهش‌های متعدد ارزی را رقم زده است. در لایحه بودجه سال ۱۴۰۰ علی‌رغم تلاش برای کاهش وابستگی بودجه به نفت، سهم نفت و فرآورده‌های نفتی (دولت در لایحه بودجه سال ۱۴۰۰ قرار است از سهم ۲۰ درصدی صندوق در درآمدهای نفتی به‌عنوان بدهی استفاده کند. با در نظر گرفتن استفاده از سهم صندوق در سهم درآمدهای نفتی، سهم این آیتم به ۴۳ درصد در لایحه بودجه رسیده است) بازهم نسبت به قانون بودجه ۱۴۰۰ افزایش پیدا کرده است. علی‌رغم تحریم‌های شدید، نفت همچنان یک منبع اصلی تأمین ارز کشور است که اهمیت شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت این کالا را دو چندان می‌کند.

هدف از این مقاله بررسی اثرگذاری و پایداری نوسانات در درون هر بازار، میزان سرریز تلاطم بین بازارهای بیت کوین، طلا و نفت و همچنین الگوسازی اثرگذاری نامتقارن اخبار در بین این ۳ بازار است. چگونگی سرریز تلاطم در بین این بازارها با استفاده از داده‌های روزانه بررسی‌شده است. در سال‌های اخیر بازار طلا، نفت و رمزپول‌ها در نتیجه شیوع ویروس کرونا با شوک‌های منفی مواجه بوده‌اند؛ بنابراین این

رساله روی نامتقارن بودن اثرات اخبار در بازارهای مالی متمرکز است. ساختار کلی مقاله در ادامه بدین‌صورت است که در بخش دوم، پژوهش‌های انجام شده، مرور شده و در بخش سوم به مبانی نظری مربوطه پرداخته می‌شود. در بخش چهارم، ساختار داده‌ها توضیح داده می‌شود. بخش پنجم به تعیین و تصریح مدل می‌پردازد و نتایج در بخش ششم ارائه می‌شود.

۲- مطالعات تجربی

۲-۱- مطالعات خارجی

یین و همکاران (۲۰۲۱) تحقیقی با عنوان "بررسی نوسانات ارزهای رمزنگاری‌شده: نقش شوک‌های بازار نفت" انجام دادند که این مطالعه به بررسی نقش شوک‌های بازار نفت در تعیین نوسانات بلندمدت سه رمز پول‌ها یعنی بیت کوین، اتریوم و ریپل و شش شوک در بازار نفت ازجمله بازده قیمت نفت (OR)، نوسانات نفت (ORV)، شوک‌های عرضه روغن (OSS) و شوک تقاضای نفت [تقاضای کل جهانی کالاهای صنعتی (OADS) و شوک تقاضای بازار نفت خام (OSDS) پرداخته است. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که OR، ORV و دو نوع شوک تقاضای نفت (OADS و OSDS) و OSS به ترتیب تأثیرات منفی و مثبتی بر نوسانات بلندمدت ارزهای رمزپایه دارند.

اکوری و لین (۲۰۲۰) تحقیقی با عنوان "قیمت نفت خام و ارزهای رمزپایه: شواهدی از ارتباط بین نوسانات و استراتژی هجینگ" انجام دادند که در این مقاله ارتباط بین نوسانات قیمت‌های نفت خام و ارزهای رمزنگاری‌شده بررسی می‌شود. با توجه به اینکه بازارهای ارزهای رمزنگاری‌شده به‌عنوان بازارهای کالایی شناخته می‌شوند، برخی از اثرات بازارهای دیگر مانند بازار نفت خام (نفت) وجود دارد. این تحقیق شواهدی از اثر سرریز یک‌طرفه نوسانات از بازار نفت خام به بازار بیت کوین کش[1] را آشکار می‌کند. بازارهای رمز پول‌ها اتریوم و ریپل دارای نوسانات یک‌طرفه قابل‌توجهی به بازارهای نفت خام هستند.

کوربت و همکاران (۲۰۱۸) در تحقیقی با عنوان "بررسی رابطه پویا بین ارزهای رمز پایه و سایر دارایی‌های مالی" از ارزهای رمزپایه به‌عنوان یک دارایی مالی نام برد. در این مقاله مروری بر ادبیات تجربی مرتبط با رمز پول‌ها به‌عنوان یک دارایی مالی از زمان ظهور تاکنون ارائه شده است. بر اساس مقالات قبلی، نویسنده مبحث رمز پول‌ها را به دلیل سؤالات موجود در مورد کارایی بازار، حباب‌های قیمت‌گذاری دارایی،

---

[1] Bitcoin Cash

انتخاب کرده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که این دارایی‌ها از سایر دارایی‌های اقتصادی و مالی، جدا است. براساس نتایج این مطالعه به نظر می‌رسد که ارزهای رمزپایه منافع متنوعی برای سرمایه‌گذاران با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت دارد. به نظر می‌رسد دارایی‌های رمزپایه به‌طور قابل‌توجهی با یکدیگر مرتبط هستند اما با سایر دارایی‌ها مرتبط نیستند.

کانح و همکاران (۲۰۱۹) تحقیقی با عنوان "ریسک سیستماتیک در بازار ارزهای رمزنگاری‌شده: شواهدی از مدل Dcc-Mgarch" انجام دادند که به تجزیه‌وتحلیل شکست‌های ساختاری و افزایش نوسانات در هفت رمز پول بزرگ ازجمله بیت کوین، لایت کوین ، ریپل، استالر ، مونرو، دش و بایت کوین می‌پردازد. آزمون هم جمعی برای ثبات پارامترها، آزمون علیت گرنجر، آزمون LM برای ARCH و همبستگی شرطی پویا مدل MGARCH نشان داد: (۱) شکست‌های ساختاری در این ارزهای رمزپایه محبوب وجود دارد؛ و (۲) نوسانات از ارزهای رمزپایه کوچک‌تر به ارزهای بزرگ‌تر گسترش می‌یابد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که سرریز نوسانات بین ارزهای دیجیتال وجود دارد.

بلا و تاکیموتو (۲۰۱۷) تحقیقی با عنوان "سرریز نوسانات بازارهای سهام در بحران‌های مالی: با رویکرد DCC-MGARCH" انجام دادند که این مقاله با استفاده از مدل‌های چند متغیره GARCH (MGARCH) و انواع مختلف آن‌ها، سرریز نوسانات بازده سهام را در بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته (DM) بررسی نموده است. علاوه بر این، این تحقیق تأثیرات بحران مالی جهانی (۲۰۰۹-۲۰۰۷) بر تعاملات بازار سهام را تجزیه‌وتحلیل و مدل‌های BEKK-MGARCH را برای ارزیابی تأثیر آن‌ها بر نوسانات به کار گرفته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که همبستگی میان بازارهای نوظهور (EM) در مقایسه با همبستگی بین بازارهای توسعه‌یافته کمتر است.

لین و لی (۲۰۱۵) تحقیقی با عنوان "اثرات سرریز در بازارهای گاز طبیعی و نفت: بر اساس چارچوب VEC-MGARCH" انجام دادند که این مقاله به‌طور تجربی اثرات سرریز قیمت و نوسانات را در یک چارچوب جامع VEC– MGARCH بررسی نموده است. نتایج نشان می‌دهد قیمت‌های گاز اروپا و ژاپن با قیمت‌های نفت برنت همبستگی مثبت دارد، اما به دلیل آزادسازی بازار گاز طبیعی و گسترش گاز شیل، قیمت گاز ایالات‌متحده با قیمت نفت همبستگی ندارد. در همه موارد، نتایج از وجود سرریز قیمت از بازارهای نفت خام به بازارهای گاز طبیعی پشتیبانی می‌کند، اما رابطه معکوس وجود ندارد. اثرات نامتقارن سرریز قیمت ممکن است با اندازه نسبی هر بازار توضیح داده شود.

وجه تمایز مقاله فعلی با مطالعات صورت گرفته در خارج شناسایی اثرات نامتقارن بین این ۳ بازار با استفاده از روش $VAR - MGARCH - GJR - BEKK$ چند متغیره بوده است. در این مدل اثرات نامتقارن اخبار الگوسازی شده است. شناسایی اثرات نامتقارن فرض را بر این می‌گذارد که افراد با توجه به مسائل روانشناسی در مقابل شوک‌های منفی و مثبت واکنش یکسانی نشان نمی‌دهند. همچنین اثرگذاری و پایداری شوک‌ها روی تلاطم بازارها و میزان سرریز موردبررسی قرار گرفته است.

۲-۲- مطالعات داخلی

در بخش مطالعات انجام‌شده در داخل، به مطالعاتی که در حوزه سرریز تلاطم در برخی بازارها و روش مورداستفاده در مقاله حاضر یعنی گارچ چندمتغیره و همچنین در رابطه با رمزارزها انجام‌شده‌اند، پرداخته می‌شود. در حوزه اثرات نامتقارن رمز پول‌ها و بازارهای کالایی، مطالعه‌ای در داخل صورت نگرفته است.

توکلیان و همکاران (۲۰۱۵) تحقیقی با عنوان "بررسی سرریز تلاطم بازده شاخص قیمت نفت برنت بر بازده شاخص کل و صنایع مرتبط باقیمت نفت در بازارهای مالی ایران و امریکا" انجام دادند. در این تحقیق به بررسی سرریز تلاطم بازده قیمت نقدی نفت برنت بر شاخص‌های مالی ایران و آمریکا در دوره زمانی۱۳۹۴-۱۳۸۷ با استفاده از داده‌های هفتگی و مدل‌های گارچ چندمتغیره پرداخته‌شده است. نتایج این پژوهش نشان داد به علت ضرایب معنادار مدل بهینه متغیرهای تحقیق در سطح معناداری ۵ ٪ و وزن سنگین صنایع متأثر از قیمت نفت در شاخص مالیS&P500 و شاخص‌های نفتیGSCI با لحاظ نمودن نوسانات قیمت نفت به‌ویژه در دوره زمانی موردنظر، تلاطم بازده قیمت نفت برنت بر بازده شاخص‌های بازارهای مالی آمریکا سرریز می‌شود.

رستمی و فرهمندی (۲۰۱۲) تحقیقی با عنوان "برآورد ارزش در معرض ریسک قیمت نفت خام و اثرات سرریز آن" با استفاده از مدل گارچ انجام دادند که در این تحقیق فواید مدل‌های گارچ چندمتغیره پارامتریک جهت محاسبه ارزش در معرض ریسک و اثرات سرریز بازدهی قیمت نفت خام اوپک و نفت خام تگزاس غربی موردبررسی قرار داده می‌شود. نتایج نشان داد که از بین مدل‌های گارچ چندمتغیره و گارچ تک متغیره، گارچ چندمتغیره به‌واسطه به‌کارگیری کامل‌تر اطلاعات ماتریس همبستگی بهتر از مدل تک متغیره ارزش در معرض ریسک را محاسبه می‌کند. آزمون‌ها بیانگر اهمیت همبستگی وابسته به زمان در مدیریت ریسک پرتفوی است. ارزش در معرض ریسک محاسبه‌شده بیانگر برتری مدل چندمتغیره

نسبت به مدل تک متغیره است. همچنین بر اساس مدل گارچ چندمتغیره اثرات سرریز بین دو بازار نفت خام اوپک و تگزاس غربی وجود دارد.

حسینی و ابراهیمی (۲۰۱۳) در تحقیقی با عنوان "مدل‌سازی و سرایت تلاطم با استفاده از مدل‌های GARCH چندمتغیره مطالعه موردی: ایران، امارات و شاخص قیمت جهانی نفت" به بررسی سرایت تلاطم بین شاخص‌های بورس تهران، بورس دبی و شاخص قیمت جهانی نفت با استفاده از ۳ مدل GARCH چند متغیره پرداختند. نتایج تخمین در مدل‌های مختلف VEC، BEKK و CCC حاکی از آن سرایت تلاطم از بازار جهانی نفت به بازار دبی و تهران بوده است. همچنین سرایت تلاطم از بازار دبی به تران نیز به‌طور معناداری مشاهده شد، اما عکس آن مشاهده نگردید.

حسینیون و همکاران (۲۰۱۶) تحقیقی با عنوان "بررسی انتقال تلاطم بین بازارهای سهام، طلا و ارز در ایران" انجام دادند. برای انجام این تحقیق از الگوی VAR-MGARCH استفاده شده است. نتایج حاکی از انتقال شوک دوطرفه بین بازارهای ارز و طلا و بین بازارهای طلا و سهام است و انتقال شوک یک‌طرفه از بازار سهام به بازار ارز وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که انتقال تلاطم دوطرفه بین بازارهای ارز و بازار طلا و بین بازارهای طلا و سهام وجود دارد.

صادقیان و همکاران (۲۰۲۰) تحقیقی با عنوان "شناسایی متغیرهای مؤثر بر قیمت رمزارز بیت کوین: رویکرد میانگین‌گیری بیزین (BMA) و حداقل مربعات متوسط وزنی (WALS)" انجام دادند. نتایج حاکی از آن است قیمت رمزارزهایی که عمدتاً سازوکار خلق آن‌ها متفاوت از بیت کوین است و متغیر تعداد رمزارزهایی که سازوکاری همانند بیت کوین دارند، بر قیمت بیت کوین مؤثر می‌باشند. در خصوص اثر معنی‌دار جفت ارزهای بازار فارکس بر قیمت بیت کوین، می‌توان گفت ارزهای کم‌ارزش این بازار ازجمله دلار به دلار کانادا، دلار به دلار استرالیا و دلار به دلار نیوزلند بر قیمت بیت کوین اثر بالاتری نسبت به ارزهای پرارزش‌تر دارند. از سوی دیگر اثر معنی‌داری حجم نقدینگی دلار آمریکا بر قیمت بیت کوین مثبت می‌باشد.

حسینی، نصیری (۲۰۲۰) به بررسی"اثر پول‌های مجازی بر فرآیند پول‌شویی و ارائه راهکارهای مبارزه با پول‌شویی از کانال پول‌های مجازی" پرداختند. نتایج بر اساس تحلیل محتوای کیفی نشان می‌دهد که ویژگی‌های پولهای مجازی منجر به تسهیل پول‌شویی می‌شوند. همچنین بر اساس پاسخ خبرگان به پرسشنامه و تحلیل آن به روش تحلیل سلسله مراتبی، در فرآیند پول‌شویی گمنامی/بی‌نامی کاربران پول

مجازی، غیرحاکمیتی بودن و فراملی بودن این نوع از پولها به ترتیب اولویت منجر به جذب پولشویان می‌گردد.

در بخش بالا به دو گروه از مطالعات داخلی اشاره شد: مطالعاتی که به بررسی سرریز تلاطم بین متغیرهای مختلف اقتصادی پرداخته‌اند و مطالعاتی که در حوزه رمز ارزها انجام‌شده‌اند. در حوزه رمزارزها اگرچه دامنه وسیعی از مطالعات خارجی صورت گرفته اما در داخل، به بیشتر حوزه‌های این بازار علی رغم اهمیت روز افزون آن کمتر توجه شده است. در این مقاله سعی شده که با توجه به اهمیت بالای متغیر نفت در اقتصاد ایران و همچنین طلا، ارتباط این دو متغیر با بازار رمزارزها بررسی شود.

۳- مبانی نظری

یکی از مهم‌ترین اجزای فرایند تخصیص دارایی، انتخاب گروه‌های دارایی جهت سرمایه‌گذاری در آن‌ها است. گروه‌های مختلف دارایی شامل دارایی‌های نقد و شبه نقد مانند حساب‌های سپرده و ابزارهای بازار پول، اوراق بهادار با درآمد ثابت مانند اوراق قرضه، سهام، کالا مانند فلزات گران‌بها، محصولات کشاورزی، انرژی و ...، املاک و مستغلات، کلکسیون‌ها مانند آثار هنری، سکه و تمبر، محصولات بیمه‌ای مانند محصولات بیمه عمر، اوراق مشتقه مانند قراردادهای آتی و اختیارات معامله و ارزها است. در این پژوهش دارایی‌های مثل طلا، نفت و رمز پول‌ها موردنظر بوده است.

هر فرد حقیقی یا حقوقی در بازارهای مالی که دارای یک سبد دارایی است، سعی در افزایش یا حفظ ارزش سبد دارایی‌های خود می‌نماید. جایگاه هر دارایی در سبد مذکور، داری دو مشخصه بازده (تغییر مساعد قیمت) و ریسک (تلاطم قیمت) است. رفتار صاحبان سبد دارایی به‌گونه‌ای است که سعی می‌کنند بازده را افزایش و ریسک را کاهش دهند. در همین چارچوب، اقدام به خرید یا فروش دارایی‌های سبد خود می‌کنند تا بدین ترتیب نه‌تنها از کاهش ارزش سبد دارایی خود جلوگیری کنند، بلکه موجب افزایش ارزش ثروت خود نیز بشوند. این رفتار صاحبان سرمایه موجب به وجود آمدن ارتباطات میان بازارهای جهانی ازجمله بازار نفت، طلا و رمز پول‌ها می‌گردد به‌طوری‌که نوسان بازدهی آن‌ها از طریق اثر سرریز ریسک به یکدیگر پیوند می‌خورد.

در اوایل دهه ۱۹۶۰، واژه تخصیص دارایی وجود نداشت. تفکر سنتی "تمام تخم‌مرغ‌های خود را در یک سبد قرار ندهید" وجود داشت. مدل‌های تخصیص دارایی حدود نیم‌قرن است که به‌صورت کاربردی موردبررسی قرارگرفته‌اند.

۳-۱- نظریه مدرن پرتفوی[1]

شناخته‌شده‌ترین مدل تخصیص دارایی، استراتژی میانگین-واریانس (نظریه مدرن پرتفوی) است که اولین بار توسط مارکویتز[2] (۱۹۵۲) توسعه داده شد تا فرایند تخصیص بهینه سرمایه را با فرض مجموعه فرصت سرمایه‌گذاری ثابت، بین گروه‌های مختلف دارایی طی یک دوره زمانی انجام دهد. پژوهش مارکویتز منجر به درک اهمیت روابط بین گروه‌های دارایی و اوراق بهادار موجود در پرتفوی گردید. مارکویتز در مقاله‌ای با عنوان "انتخاب پرتفوی" اولین مدل ریاضی کاهنده نوسان حاصل از تشکیل پرتفوی را توسعه داد. نظریه پرتفوی مدرن یک بعد سوم به مدیریت پرتفوی اضافه نمود که تأثیر متنوع سازی سرمایه‌گذاری بر پرتفوی را بررسی می‌نماید.

در دهه ۱۹۵۰، جیمز توبین تنها بر نگهداری دو گزینه از دارایی، یعنی دارایی‌های ریسک و دارایی‌های بدون ریسک، تمرکز داشت که فرض وام‌دهی یا وام‌گیری را نیز در نظر گرفته بود تا به کمک این ابزارها، دامنه وسیع‌تر از ترجیحات ریسک و بازده سرمایه‌گذاری را فراهم کند.

مبحث مهم در تئوری مدرن پرتفوی این است که چگونه سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر می‌توانند با پذیرش ریسک، بازدهی بالقوه خود را افزایش دهند، با تأکید بر این موضوع که ریسک جزء جدایی‌ناپذیر بازدهی است. بر اساس این تئوری می‌توان مرز کارایی[3] را ایجاد کرد که در آن با توجه به ریسک موجود، بهترین ترکیب دارایی با کمترین ریسک را انتخاب کرد.

دیدگاه مهم در این تئوری این است که سرمایه‌گذار نباید ریسک و بازده را جداگانه موردبررسی قرار دهد بلکه باید ببیند که سرمایه‌گذاری در دارایی جدید به چه شکل ریسک و بازده سبد سرمایه‌گذاری او را تحت تأثیر قرار می‌دهد. یکی از مفروضات مهم تئوری نوین پرتفوی ریسک گریز بودن سرمایه‌گذاران درازای بازدهی مشخص است؛ که به آن فرض زیان ستیزی گفته می‌شود. فرض دیگر این تئوری تمایل سرمایه‌گذاران به بازدهی بالاتر به ازای ریسک مشخص است که به آن فرض سیری‌ناپذیری می‌گویند.

---

[1] Modern Portfolio Theory (MPT)
[2] Markowitz, H. (1952)
[3] Efficient frontier

۳-۲- مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[1]

در اوایل دهه ۱۹۶۰ پژوهش‌های مستقل جک ترینر (۱۹۶۲،۱۹۶۱)، شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و موسین (۱۹۶۶) منجر به توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) بر اساس پژوهش اولیه مارکویتز درزمینه متنوع سازی و نظریه پرتفوی مدرن گردید. شارپ در سال ۱۹۸۷ یک رویکرد تخصیص دارایی یکپارچه ارائه داده است که هم شرایط بازار و هم اهداف و ثروت سرمایه‌گذار را در نظر می‌گیرد. مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رابطه بین ریسک و بازده را معرفی می‌کنند. در سطح تئوری در مدل‌های CAPM، ریسک بازده‌ها اندازه‌گیری می‌شود، اما در مدل شرطی آرچ اجازه می‌دهند در طول زمان، ریسک بازدهی تغییر کند، ازاین‌رو تخمین گرهای کاراتر و دقیق‌تر از بازده‌ها نسبت به مدل‌های قبل ارائه می‌کنند.

با توجه به نقش گسترده خوشه‌بندی تلاطم[2] (تغییرپذیری) و اثرات سرریز[3] ناشی از آن‌ها در نظریه‌های اقتصادی، کمی سازی و تحلیل عددی بی‌ثباتی در حوزه تجربی اقتصاد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. جدیدترین مدل آماری که در حوزه اقتصادسنجی برای اندازه‌گیری و بررسی کمی نا اطمینانی و تلاطم مطرح است استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون (ARCH)[4] است که نخستین بار توسط انگل (۱۹۸۲) مطرح شد و در طی زمان بسط و گسترش‌یافته است.

پس از معرفی این مدل‌ها توسط انگل؛ مدل‌سازی تلاطم در سری‌های زمانی مالی توجه بسیاری را به خود معطوف کرد و بسته به اهداف مطالعات گوناگون انواع مختلفی از مدل‌های گارچ معرفی‌شده‌اند. بسیاری از متون مرتبط به مدل‌های یک متغیره اختصاص‌یافته‌اند که می‌توان به‌عنوان نمونه‌هایی از آن‌ها به مقالات بولرسلو، انگل و نلسون (۱۹۹۴) و شفارد (۱۹۹۶) اشاره نمود؛ اما یکی از مسائل شایان توجه و کاربردی که بسیار معطوف به مدل‌سازی دقیق تلاطم است، درک انتقال و سرریز تلاطم دارایی‌های مالی به یکدیگر است.

به‌منظور مدل‌سازی چنین پدیده‌ای، محققان ناگزیر به استفاده از مدل چندمتغیر شده‌اند. به همین منظور نیز مقالات متعددی نظیر مقالات بولرسلو، انگل و ولدریج (۱۹۸۸) و مقاله نسلون (۱۹۹۱) و مقاله هانسون و

---

[1] Capital Asset Pricing Model (CAPM)
[2] Volatility Clustering
[3] Spillover effects
[4] Auto Regressive Conditional Heteroskedastiocity

اورداهل (۱۹۹۸) توجه خود را به مدل‌های چندمتغیره به‌منظور بررسی تلاطم، انتقال همبستگی‌ها و اثرات سرریز تلاطم معطوف کرده‌اند. در برخی دیگر از مطالعات نیز مدل‌های گارچ چندمتغیره به‌منظور بررسی تلاطم، انتقال همبستگی‌ها و اثرات سریز تلاطم مورداستفاده قرارگرفته‌اند که ازجمله این مطالعات می‌توان به مقاله تسه و تیسی در ۲۰۰۲ اشاره نمود.

در الگو، اثرات ریسک یک دارایی بر بازدهی خودش و دیگر دارایی‌ها مدنظر قرارگرفته است. برای بسیاری از دارایی‌ها، بازدهی تابعی از ریسک مرتبط با آن است یعنی دارایی که ریسک بیشتر دارد باید برای صاحب آن بازدهی بیشتر نیز داشته باشد. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) مدلی را معرفی کردند که بر اساس آن واریانس شرطی وارد معادله میانگین می‌شود.

٤- ساختار داده‌ها

در این مقاله با استفاده از داده‌های روزانه ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، به بررسی اثر سرریز نوسانات بازار رمز پول، طلا و نفت پرداخته‌شده است. در جدول (۱) خلاصه آمار توصیفی بازده روزانه بازارهای نفت (Roil)، طلا (Rgold) و بیت کوین (Rbtc) گزارش‌شده است. بازدهی بازارها با استفاده از تفاوت‌های لگاریتمی سری‌های قیمت در زمان‌های t و t-1 محاسبه شده است. لازم به ذکر است سری‌های زمانی روزانه مورداستفاده در این مطالعه تنها روزهای کاری را شامل می‌شود که در آن قیمت‌های نفت خام و طلا در دسترس هستند و بازار آتی فعالیت می‌کند؛ اما این امر در مورد بازارهای رمز ارز (بیت کوین) صادق نیست، زیرا آن‌ها هفت روز در هفته، ازجمله تعطیلات آخر هفته نیز فعالیت می‌کنند؛ بنابراین فقط قیمت‌های روزانه در روزهای کاری برای هر سه بازار لحاظ شده است[۱].

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق (دوره زمانی ۲۰۱٤/۰۹/۲۳ تا ۲۰۲۱/۱۰/۰۱)

	نفت	طلا	بیت کوین
تعداد مشاهدات	۱۷۴۹	۱۷۴۹	۱۷۴۹
میانگین	-۰.۰۰۰۱۰۷	۰.۰۰۰۲۱۰	۰.۰۰۲۷۳

[۱] داده‌های مربوط به نفت خام و طلا از سایت: https://www.tgju.org
و داده‌های مربوط به بیت کوین از سایت: https://www.coindesk.com

حداکثر	۰/۳۱۹۶۳۴	۰/۰۵۷۷۷۵	۰/۲۲۵۱۱۹
حداقل	-۰/۶۸۵۶۲۶	-۰/۰۵۱۰۶۹	-۰/۴۶۴۷۳۰
انحراف معیار	۰/۳۴۹۹۴	۰/۰۰۹۳۹۲	۰/۰۴۶۶۲۹
چولگی	-۴/۰۹۶۶۹۷۴	-۰/۰۷۶۸۹۶	-۰/۶۹۷۰۸۹
کشیدگی	۲۳/۱۹۵۵	۷/۶۶۷۱۷۷	۱۰/۲۷۹۹۲
جارگ-برا	۳۵۱۷۸/۳۳***	۱۲۶۳/۶۳۹***	۴۶۱۹/۸۵۱***
LB-Q (۱۰)	۳۱/۸۱۱***	۱۲/۹۳۷	۲۰/۷۶۱**
LB-Q^2 (۱۰)	۳۰۵/۵۲ ***	۳۱۵/۳۶ ***	۴۳۴/۹۲ ***
Q (m = 10)	-	۴۹/۴۹۶۹۰ ***	۴۶/۹۱۳۹۵ **
ARCH (LM) Test (lags ۴)	۲۲/۴۳۹۳۲ ***	۶/۵۵۲۶۳۷ ***	۶۱/۶۰۴۳۴ ***

*، ** و *** به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح اطمینان ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ (***p-value < 0.01; **p-value < 0.05; *p-value < 0.1)

منبع: محاسبات تحقیق

آماره جارگ-برا که فرضیه صفر توزیع نرمال را آزمون می‌کند. LB-Q (10) و LB-Q^2 (10) به ترتیب آماره آزمون Ljung-Box تا وقفه ۱۰ جهت آزمون خودهمبستگی سریالی بازده و مربع بازده هستند. Ljung-Box یک آزمون آماری تک متغیره برای بررسی ناهمسانی واریانس شرطی هست. آزمون چندمتغیره ناهمسانی واریانس شرطی آن (Q (m = 10)) برای آزمون ناهمسانی واریانس شرطی هر جفت بازده می‌باشد (m=10 وقفه ماتریس همبستگی مقطعی هست).

همان‌طور که جدول (۱) نشان می‌دهد میانگین بازده نمونه هر سه بازار موردمطالعه تقریباً برابر با صفر است. با توجه به شاخص پراکندگی انحراف معیار، بازار بیت کوین دارای نوسان بیشتری نسبت به دو بازار دیگر می‌باشد. چولگی (Skewness) معیاری از تقارن یا عدم تقارن تابع توزیع می‌باشد. برای یک توزیع کاملاً متقارن چولگی صفر و برای یک توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر چولگی مثبت و برای توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر کوچک‌تر مقدار چولگی منفی است. با توجه به منفی بودن علامت ضریب چولگی هر سه بازده دارای چولگی به چپ می‌باشند. کشیدگی یا kurtosis نشان‌دهنده ارتفاع یک توزیع است. به‌عبارت‌دیگر کشیدگی معیاری از بلندی منحنی در نقطه ماکزیمم است و مقدار کشیدگی برای توزیع نرمال برابر ۳ می‌باشد. کشیدگی مثبت یعنی قله توزیع موردنظر از توزیع نرمال بالاتر و کشیدگی منفی نشانه پایین‌تر بودن قله از توزیع نرمال است. با توجه به اینکه کشیدگی بازده هر سه بازار

بیش‌تر از ۳ است، مشخص می‌شود که سری‌ها دارای دنباله پهن و قله بلند و کشیده[1] می‌باشند. این نحوه توزیع بازده نشان‌دهنده وجود بدبینی‌ها و خوش‌بینی‌های بیش‌ازحدی می‌باشد که سرمایه‌گذاران در هر سه گروه منتخب از خود نشان داده‌اند. این خوش‌بینی‌ها و بدبینی‌ها موجب حرکات غیرعادی و دور از انتظار در بازده این سه گروه منتخب‌شده است. آماره جارگ-برا که فرضیه صفر نرمال بودن را آزمون می‌کند، در سطح اطمینان بالایی رد شده است. خودهمبستگی سریالی تا ۲۰ وقفه برای بازده طلا معنی‌دار نیست درحالی‌که نفت و بیت کوین به‌طور سریالی همبسته‌اند. بااین‌حال مربع بازده‌ها در هر سه سری دچار خودهمبستگی سریالی می‌باشند. تغییرپذیری شرطی در همه سری‌ها به‌وسیله آزمون آرچ (انگل، ۱۹۸۲) تائید شده است. آماره آزمون لجانگ-باکس[2] چندمتغیره ناهمسانی واریانس شرطی ((Q (m = 10) برای بازارهای طلا و بیت کوین با بازار نفت خام نیز وجود همبستگی متقابل سریالی را حتی در وقفه ۱۰ تائید می‌کند. نتایج این آزمون نشان می‌دهد سری‌های بازده موردمطالعه دارای واریانس ناهمسان شرطی هستند و بنابراین به تکنیک تحلیل واریانس شرطی نیاز دارند.

۵- تبیین و تصریح مدل

در این مطالعه به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن سرریز تلاطم بین بازارهای نفت، طلا و بیت کوین از مدل $VAR - MGARCH - GJR - BEKK$ به دلیل مزایای زیر استفاده‌شده است. نخست این‌که این مدل از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردار می‌باشد. دوم، در این مدل برخلاف مدل‌های همبستگی شرطی ثابت (CCC)[3]، همبستگی شرطی طی زمان تغییر می‌کند. علاوه براین امکان بررسی چند بازار هم‌زمان باهم وجود دارد. وجود معادله کوواریانس بررسی ارتباط هم‌زمان دو بازار را میسر می‌سازد. در مدل BEKK نوسانات یک بازار متأثر از نوسانات و شوک‌های بازارهای دیگر، شوک‌های خود آن بازار و کوواریانس بازارها است. به عبارتی تأثیرات بازارها بر هم که در جمله کوواریانس تأخیری نمود پیدا می‌کند، بر نوسانات بازارها اثر دارند. این اثرات می‌توانند متقارن یا نامتقارن باشند. همچنین این الگو این امکان را می‌دهد که وابستگی پویا بین نوسانات متغیرها وجود داشته باشد. این الگو برای محاسبه پویایی‌های مقاطع

---

[1] leptokurtic
[2] Ljung-Box
[3] Constant Conditional Correlation

نیز مناسب است. تنها عدم مزیت این الگو این است که برای بررسی بیش از سه یا چهار بازار به علت افزایش پارامترها مناسب نیست (Hosseini & Ebrahimi, 2013).

تصریح فرآیند گارچ تک متغیره (۱، ۱) متعارف به صورت زیر می‌باشد:

$$R_t = \mu + \sum_{i=۱}^{p} \rho_i R_{t-i} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \quad z_t \sim N\left(۰,۱\right) \qquad (۱)$$

$$h_t = \omega + \alpha\varepsilon_{t-۱}^{۲} + \beta h_{t-۱} \qquad \alpha \geq ۰, \beta \geq ۰, \omega \geq ۰ \qquad (۲)$$

در معادله ۱، R_t بیانگر سری زمانی بازدهی دارایی‌ها، p طول وقفه بهینه و ε_t جمله خطای تصادفی می‌باشد که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال با میانگین صفر است. h_t در معادله ۲ بیانگر واریانس شرطی بوده و به سطح میانگین نوسان (ω)، اخبار مربوط به دوره گذشته ($\varepsilon_{t-۱}^{۲}$) و واریانس شرطی دوره گذشته ($h_{t-۱}$) بستگی دارد. اولین گام در دستورالعمل گارچ، شناسایی بهترین تصریح فرآیند خود رگرسیونی سری‌های زمانی با استفاده از تکنیک متداول باکس- جنکینز است. پس از شناسایی تصریح بهینه سری زمانی بازدهی‌ها، باید وجود اثرات آرچ و گارچ معادله بازدهی‌ها مورد آزمون قرار بگیرد. اگر شواهد حاکی از وجود اثرات آرچ و گارچ باشد آنگاه استفاده از مدل‌های خانواده گارچ مناسب خواهد بود. اگر α به لحاظ آماری معنادار باشد این به معنای وجود اثرات آرچ خواهد بود؛ یعنی اخبار مربوط به دوره قبل در سطح نوسان جاری تغییر معناداری ایجاد می‌کند. همچنین معناداری β به معنای وجود اثرات گارچ و تأثیرگذاری نوسان دوره قبل بر سطح نوسان دوره جاری خواهد بود. معناداری ضرایب α و β از طریق آزمون LM و آماره لجانگ-باکس قابل بررسی است (Ewing, & Malik, 2013). فرض $\alpha, \geq ۰, \beta \geq ۰, \omega \geq ۰$ مثبت بودن واریانس شرطی (h_t) را تضمین می‌نماید. مجموع ضرایب α و β بیانگر میزان پایداری تکانه‌های وارده بر واریانس شرطی می‌باشد. اگر $\alpha + \beta$ معنادار نباشد نوسانات اساساً ناپایدار هستند اما در صورت معناداری، هر قدر $\alpha + \beta$ به عدد یک نزدیک‌تر باشد پایداری نوسانات بیشتر خواهد بود (Canh et al., 2019).

اگر علاوه بر بررسی پایداری نوسانات در درون هر بازار، بررسی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای مختلف نیز مورد نظر باشد باید از مدل‌های گارچ چندمتغیره (MGARCH) استفاده نمود.

در معادله (۳)، واریانس شرطی H_t یک ماتریس واریانس-کوواریانس مدل واریانس ناهمسانی شرطی در زمان t است و می‌تواند به طور مستقیم با استفاده از مدل BEKK به صورت معادله (۴)، مدل‌سازی شود. اولین بار بابا، انگل، کرافت و کرونر (۱۹۹۱) با ارائه تصریح BEKK اقدام به برآورد مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره کردند که این تصریح به صورت رابطه (۴) است. تصریح فوق قادر به بیان نوسانات نامتقارن نیست. به منظور غلبه بر این محدودیت، کرونر و انجی (۱۹۹۸) یک مدل BEKK نامتقارن را در راستای رویکرد گلوستن، جاگاناتان و رانکل (۱۹۹۳) به یک وضعیت چند متغیره پیشنهاد کردند. اجزای عدم تقارن در مدل $MGARCH - GJR - BEKK(C, D)$ به صورت معادله (۵) تبیین شده است که اثرات نامتقارن بین بازارهای نفت، طلا و بیت کوین را در نظر می‌گیرد. (Glosten; Jagammathan & Runkle, 1993)

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t \qquad (۳)$$

$$H_t = X_t R_t X_t$$

$$H_t = \acute{C}C + \acute{A}\varepsilon_{t-1}\acute{\varepsilon}_{t-1}A + \acute{B}H_{t-1}B \qquad (۴)$$

$$H_t = \acute{C}C + \acute{A}\varepsilon_{t-1}\acute{\varepsilon}_{t-1}A + \acute{B}H_{t-1}B + \acute{D}\tau_{t-1}\acute{\tau}_{t-1}D \qquad (۵)$$

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}$$

$$D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

H_t ماتریس واریانس کوواریانس شرطی است. با استفاده از این ماتریس‌ها می‌توان نوسان در بازارها و همچین کوواریانس نوسان میان بازارها را تجزیه و تحلیل کرد. A یک ماتریس مربعی ۳×۳ از پارامترها

است و میزان همبستگی میان مجذور خطاهای گذشته و واریانس‌های شرطی (یا به‌عبارت‌دیگر، اثرات تکانه‌ها یا رویدادهای پیش بینی نشده روی نوسانات) را نشان می‌دهد. عناصر قطری ماتریس A بیانگر اثر آرچ خودشان هستند (معناداری عناصر قطری بدان معناست که واریانس‌های شرطی از مجذور خطاهای گذشته تأثیر می‌پذیرند). بعلاوه B یک ماتریس مربعی ۳×۳ از پارامترها است و نشان می‌دهد سطوح جاری واریانس‌های شرطی تا چه اندازه با واریانس‌های شرطی گذشته همبستگی دارند. عناصر قطری در ماتریس B اثر گارچ خودشان را نشان می‌دهند (معناداری عناصر قطری بدان معناست که واریانس شرطی جاری از واریانس شرطی گذشته تأثیر می‌پذیرد) و عناصر غیر قطری ماتریس‌های A و B نشان می‌دهند که تکانه‌ها و نوسانات به چه صورت در طول زمان در میان بازارها منتقل می‌شود. پارامترهای ماتریس D، اثر نامتقارن شوک‌های منفی (اثرات اهرمی) را نشان می‌دهد. عناصر قطر اصلی اثر اهرمی در خود بازار و عناصر غیرقطری اثرات اهرمی بین بازارها را نشان می‌دهد. در آخر با توجه به مدل تلاطم بالا، فرضیه‌های مربوط به سرریزهای تلاطم و اثرات اهرمی بین دارایی‌ها، آزمون می‌شود. در ادامه مراحل انجام برآورد مدل و نتایج مربوطه ارائه‌شده است.

۵-۱- بررسی مانایی و تعیین وقفه مناسب مدل VAR

اولین قدم در انجام هر مطالعه‌ای که از اطلاعات سری‌های زمانی استفاده می‌کند، بررسی ایستایی (مانایی) متغیرها می‌باشد. در مطالعات همواره چنین فرض شده است که سری زمانی ایستا است و اگر این فرض برقرار نباشد، آزمون‌های آماری متعارفی که اساس آن‌ها بر پایه t، F، کای دو و آزمون‌های مشابه بنانهاده شده است، موردتردید قرار می‌گیرد. از طرفی اگر سری‌های زمانی ایستا نباشند ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. در این‌گونه رگرسیون‌ها درعین‌حالی که ممکن است هیچ رابطه بامفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین (R^2) مدل ممکن است بسیار بالا باشد که منجر به استنباط‌های غلط در مورد ارتباط بین متغیرها گردد. علاوه براین زمانی که یک شوک به یک سری زمانی ایستا وارد می‌شود اثر آن به‌تدریج از بین می‌رود، درحالی‌که در داده‌های نامانا اثر شوک‌های وارده، ماندگار و همیشگی است؛ بنابراین لازم است ابتدا ایستایی سری‌های زمانی موجود در مطالعه با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد انجام گیرد. در این مطالعه ایستایی متغیرهای تحقیق به کمک آزمون‌های دیکی-

فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1]، فیلیپس- پرون (PP)[2] و آزمون کیاتوسکی، فیلیپس، اسمیت و شین (KPSS)[3] بررسی‌شده که نتایج آن در جدول (۲) ارائه‌شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد همه متغیرهای موردبررسی در سطح معنی‌داری یک درصد ایستا هستند و فرضیه صفر وجود ریشه واحد رد شده است (بازدهی بازارها با استفاده از تفاوت‌های لگاریتمی سری‌های قیمت در زمان‌های t و t-1 محاسبه‌شده است). در رابطه با آزمون‌های ADF و PP فرضیه صفر، وجود ریشه واحد است درحالی‌که فرضیه صفر آزمون KPSS ایستایی می‌باشد. بر اساس نتایج هر سه آزمون دلیلی برای رد فرضیه صفر مبنی بر ایستایی سری‌های موردبررسی وجود ندارد.

جدول (۲): نتایج آزمون‌های ریشه واحد بازده روزانه بازارهای نفت، طلا و بیت کوین

متغیر	ADF	PP	KPSS
Roil	-۴۷/۶۸ ***	-۴۷/۶۷ ***	۰/۱۱۶
Rgold	-۴۴/۹۲ ***	-۴۴/۹۳***	۰/۱۶۵
Rbtc	-۴۵/۳۵ ***	-۴۵/۶۸ ***	۰/۰۶۳

*** نشانگر معنی‌داری در سطح اطمینان ۱٪

منبع: محاسبات تحقیق

اکثر مطالعات به‌طور خودکار میانگین بازده را صفر فرض می‌کنند و مستقیماً به سمت تعیین و برآورد معادلات واریانس شرطی حرکت می‌کنند. درحالی‌که برخی از محققان قبل از تعیین و برآورد معادلات واریانس شرطی، میانگین غیرشرطی بازده بازار را جدا می‌کنند. در این مطالعه معادله میانگین شرطی با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری (VAR)[4] برآورد شده و بردار باقی‌مانده‌ها با استفاده از معادلات واریانس شرطی مدل‌سازی شده است. در برخی از مطالعات، معادلات شرطی با استفاده از فرآیند خود رگرسیونی (AR)[5]، فرآیند میانگین متحرک (MA)[1]، فرآیند خود رگرسیونی میانگین متحرک (ARMA)[2] و حتی مدل‌های فصلی و کسری مدل‌سازی شده‌اند.

---

[1] Augmented Dickey-Fuller
[2] Philips-Perron
[3] Kwiatkowski Philips Schmidt Shin
[4] Vector Auto-regressive
[5] Auto-Regressive

بعد از اطمینان از ایستایی متغیرهای تحقیق، در مرحله بعد مرتبه بهینه مدل VAR تعیین می‌شود. زمانی که تعداد مشاهدات نسبتاً کم باشد از معیارهای شوارتز (SIC)[3] و حنان- کوئین (HQIC)[4] و زمانی که تعداد مشاهدات زیاد باشد از معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)[5] استفاده می‌شود. ازآنجاکه در این مطالعه تعداد مشاهدات تقریباً زیاد است از معیار اطلاعاتی آکائیک برای تعیین مرتبه بهینه مدل VAR (معادله میانگین) استفاده‌شده است.

۵-۲- برآورد مدل $VAR - MGARCH - GJR - BEKK$

همان‌طور که در بالا اشاره شد، مدل مورد بررسی دارای معادله میانگین (معادله (۱)) و واریانس (معادله (۴)) می‌باشد که معادله میانگین به‌صورت مدل VAR برآورد شده و از جملات پسماند حاصل از آن معادله، واریانس در قالب مدل $MGARCH - GJR - BEKK$ برآورد شده است. لازم به ذکر است در اغلب مطالعات در رابطه با متغیرهای مالی از مدل GARCH(1,1) استفاده می‌شود. لیو و همکاران (۲۰۱۷) بیان می‌کنند که برای مدل‌سازی پویایی‌های واریانس سری‌های مالی تعداد کمی از پارامترهای p و q در الگوی GARCH کفایت می‌کند. ازاین‌رو ایشان مدل GARCH(1,1) را مدلی مطلوب برای این مدل‌سازی معرفی می‌کنند. نتایج حاصل از برآورد مدل سه متغیره $VAR - MGARCH - GJR - B\ EKK$ در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳): نتایج حاصل از تخمین معادله واریانس مدل $VAR - MGARCH - GJR - BEKK$

نفت-طلا-بیت کوین				
معادله واریانس شرطی	**Var (5)- $GARCH$ (1,1) – GJR – $BEKK$**			
متغیر	**Coefficient**	**Std Error**	**T-Stat**	**Prob.**
C(۱,۱)	۰/۰۰۲۲*	۰/۰۰۱۱	۱/۸۶۵	۰/۰۶۲۰
C(۲,۱)	۰/۰۰۱۴***	۰/۰۰۰۳	۳/۶۱۱	۰/۰۰۰۳
C(۲,۲)	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۸	۰/۴۹۹	۰/۶۱۷۵

1 Moving Average
2 Auto-Regressive Moving Average
3 Schwarz information criterion
4 Hannan-Quinn information criterion
5 Akaike

C(۳,۱)	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۷۹	-۰/۱۲۳	۰/۹۰۱۴
C(۳,۲)	-۰/۰۱۰۹***	۰/۰۰۱۴	-۷/۴۲۰	۰/۰۰۰۰
C(۳,۳)	-۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۴۰	-۰/۰۰۲	۰/۹۹۷۷
A(۱,۱)	۰/۱۱۱۰***	۰/۰۳۶۲	۳۰/۰۶۰	۰/۰۰۲۲
A(۱,۲)	-۰/۰۲۰۱**	۰/۰۰۹۴	-۲/۱۳۲	۰/۰۳۲۹
A(۱,۳)	۰/۰۸۶۲***	۰/۰۲۲۷	۳/۷۹۶	۰/۰۰۰۱
A(۲,۱)	-۰/۲۴۰۰***	۰/۰۸۱۶	-۲/۹۴۱	۰/۰۰۳۲
A(۲,۲)	-۰/۱۱۸۴***	۰/۰۲۶۱	-۴/۵۲۸	۰/۰۰۰۰
A(۲,۳)	-۰/۲۱۷۳*	۰/۱۱۹۰	-۱/۸۲۶	۰/۰۶۷۸
A(۳,۱)	۰/۰۰۲۶	۰/۰۱۰۶	۰/۲۵۱	۰/۸۰۱۱
A(۳,۲)	-۰/۰۰۶۷*	۰/۰۰۳۸	-۱/۷۴۲	۰/۰۸۱۴
A(۳,۳)	۰/۳۲۷۴***	۰/۰۲۵۸	۱۲/۶۶	۰/۰۰۰۰
B(۱,۱)	۰/۸۳۳۳***	۰/۰۱۳۷	۶۰/۵۵	۰/۰۰۰۰
B(۱,۲)	۰/۲۰۵۹***	۰/۰۰۴۸	۴۲/۶۸	۰/۰۰۰۰
B(۱,۳)	۰/۱۰۰۹**	۰/۰۴۳۲	۲/۳۳	۰/۰۱۹۵
B(۲,۱)	-۱/۴۳۲۰***	۰/۰۳۴۴	-۴۱/۵۱	۰/۰۰۰۰
B(۲,۲)	۰/۷۶۰۰***	۰/۰۱۵۳	۴۹/۴۹	۰/۰۰۰۰
B(۲,۳)	-۰/۱۴۰۳**	۰/۰۶۵۷	-۲/۱۳۵	۰/۰۳۲۷
B(۳,۱)	-۰/۰۰۸۸	۰/۰۱۱۴	-۰/۷۸۳	۰/۴۳۲
B(۳,۲)	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۴۲	۰/۴۲۴	۰/۶۷۱۳
B(۳,۳)	۰/۹۰۳۵***	۰/۰۱۲۰	۷۴/۷۳	۰/۰۰۰۰
D(۱,۱)	۰/۲۶۸۲***	۰/۰۳۶۸	۷/۲۸۱	۰/۰۰۰۰
D(۱,۲)	۰/۰۷۱۰***	۰/۰۱۲۴	۵/۷۲۵	۰/۰۰۰۰
D(۱,۳)	-۰/۰۰۶۸	۰/۰۴۸۲	-۰/۱۴۲	۰/۸۸۷۰
D(۲,۱)	۰/۴۹۱۲***	۰/۰۸۲۸	۵/۹۳۲	۰/۰۰۰۰
D(۲,۲)	۰/۰۵۹۳*	۰/۰۳۱۰	۱/۹۰۸	۰/۰۵۶۲
D(۲,۳)	-۰/۱۹۹۵	۰/۱۵۶۰	-۱/۲۷۸	۰/۲۰۰۹
D(۳,۱)	-۰/۰۵۲۹***	۰/۰۱۲۶	-۴/۱۹۴	۰/۰۰۰۰
D(۳,۲)	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۴۹	۰/۶۲۲	۰/۵۳۳۵
D(۳,۳)	۰/۱۹۸۹***	۰/۰۴۸۹	۴/۰۶۴	۰/۰۰۰۰

*، ** و *** به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح اطمینان ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪
منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد بیشتر عناصر غیرقطری ماتریس‌های A و B معنی‌دار هستند. عناصر معنی‌دار این ماتریس‌ها حاکی از تأثیر متقابل تکانه‌ها (شوک‌ها) و نوسانات هر بازار بر تکانه‌ها و نوسانات بازارهای دیگر است.

نتایج نشان می‌دهد پارامترهای تلاطم کوتاه‌مدت ((A(i,i)) در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار می‌باشند. عناصر این ماتریس تأثیر تکانه‌های گذشته روی تلاطم بازارها را نشان می‌دهد. با توجه به معناداری تمام عناصر قطری ماتریس A مشخص می‌شود که واریانس‌های شرطی بازده هر سه بازار نفت، طلا و بیت کوین از مجذور خطاهای گذشته خود تأثیر می‌پذیرند. همچنین بر اساس نتایج می‌توان گفت پارامترهای بلندمدت ((B(i,i)) در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار هستند. عناصر این ماتریس تأثیر حافظه تلاطم‌های گذشته را روی تلاطم‌های جاری نشان می‌دهد. معنی‌داری عناصر قطری ماتریس B حاکی از آن است که واریانس شرطی جاری بازده هر سه بازار منتخب، از واریانس شرطی گذشته خود تأثیر می‌پذیرند. با مقایسه ضرایب عناصر قطری ماتریس‌های A و B مشخص می‌شود که حافظه تلاطم‌های گذشته نسبت به تکانه‌ها، سهم و نقش بیشتری بر روی نوسانات جاری آن بازار دارد ((B(1,1) > A(1,1)، (B(2,2) > A(2,2) و (B(3,3) > A(3,3)).

عناصر قطری موجود در ماتریس D واکنش بازار به تکانه‌های منفی گذشته خود است، درحالی‌که عناصر غیرقطری تأثیر شوک‌های منفی از یک بازار بر بازار دیگر را نشان می‌دهد. در مورد ماتریس D نتایج نشان می‌دهد تمام عناصر قطری معنی‌دار و مثبت می‌باشند که این برداشت حاصل می‌شود که یک خبر بد از بازارهای نفت، طلا و بیت کوین نسبت به یک خبر خوب، نوسانات را به مقدار بیشتری تشدید می‌کند؛ بنابراین شواهدی از اثر اهرمی استاندارد[1] در بازارهای موردمطالعه وجود دارد (ماتریس D اثرات اهرمی را نشان می‌دهد؛ یعنی شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی بر روی نوسانات قیمت دارند و اخبار بد اثر بزرگ‌تری نسبت به اخبار خوب بر نوسانات قیمت‌ها دارند).

[1] - Standard leverage effect

۵-۲-۱- خوبی برازش مدل

خوبی برازش (کفایت مدل) مدل سه متغیره نیز با استفاده از آماره لجانگ-باکس (LB) تک متغیره و چند متغیره روی باقیمانده‌های استاندارد شده و مربع باقیمانده‌های استاندارد شده آزمون شده و نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج آزمون لجانگ-باکس برای وقفه‌های ۱۰ و ۲۰ محاسبه شده‌اند که بر اساس نتایج نمی‌توان فرضیه صفر عدم خودهمبستگی سریالی را رد کرد؛ بنابراین نتایج، هرگونه بی‌کفایتی مدل از وابستگی سریالی در خطاهای مدل را رد می‌کند؛ به‌عبارت‌دیگر مدل ارائه شده کفایت لازم را دارد.

جدول (٤): آزمون تک متغیره و چند متغیره Ljung-Box برای کفایت مدل سه متغیره

آماره لجانگ-باکس	بازده نفت	بازده طلا	بازده بیت کوین	نفت – طلا- بیت کوین
LB-Q (۱۰)	۷/۲۰ (۰/۷۰)	۳/۳۳ (۰/۹۷)	۹/۱۹ (۰/۵۱)	۶۷/۹۲ (۰/۹۶)
LB-Q^{۲} (۱۰)	۱۶/۰۹(۰/۰۹۶)	۷/۶۵ (۰/۶۶)	۵/۳۵ (۰/۸۶)	۶۵/۸۴ (۰/۵۶)
LB-Q (۲۰)	۱۹/۸(۰/۴۷)	۹/۴۶(۰/۹۷)	۲۱/۱۵ (۰/۳۸)	۱۶۴/۷۴(۰/۷۸)
LB-Q^{۲} (۲۰)	۲۲/۷۸ (۰/۲۹)	۱۵/۵۲ (۰/۷۴)	۱۱/۴۰ (۰/۹۳)	۱۶۲/۸۳ (۰/۶۵)

مقدار p-value داخل پرانتز آورده شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲-۲- اثرات سرریز و اهرمی بیت کوین، نفت و طلا

برای بررسی اثرات سرریز تلاطم بین بازارهای نفت، طلا و بیت کوین، آزمون سرایت تلاطم یا نوسان با استفاده از آزمون والد (Wald Chi-square) انجام شده است. نتیجه این آزمون در جدول (۵) آورده شده است.

جدول (۵): نتایج آزمون والد جهت بررسی اثرات سرریز تلاطم بین بازارها

سرریز تلاطم		Wald Chi-square
از بازار	به بازار	
نفت	طلا	۱۷۲۴/۳۴ (۰/۰۰۰۰)
طلا	نفت	۱۸۴۲/۲۶ (۰/۰۰۰۰)
نفت	بیت کوین	۰/۶۳۱ (۰/۷۲۹)

بیت کوین	نفت	۳۶/۶۰ (۰/۰۰۰۰)
طلا	بیت کوین	۳/۲۰ (۰/۲۰)
بیت کوین	طلا	۷/۱۰ (۰/۰۲۸)

مقدار p-value داخل پرانتز آورده شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون جدول (۵) نشان می‌دهد که سرریز تلاطم معنی‌دار دو طرفه بین بازار نفت و طلا وجود دارد به‌عبارت‌دیگر اثر سرریز تلاطم بازار نفت بر روی بازار طلا و اثر سرریز تلاطم بازار طلا بر روی بازار نفت هر دو معنی‌دار هستند. شوک بازار نفت می‌تواند باعث ایجاد درجه‌ای از عدم اطمینان در اقتصاد کلان شود. شواهد نشان می‌دهد که شوک‌های قیمت نفت دارای اثرات قابل توجهی هستند و به شدت عدم اطمینان اقتصادی را نشان می‌دهند[1]. شوک‌های قیمت نفت به طور قابل توجهی با تورم، تولید واقعی، سیاست پولی[2] و حرکت نرخ بهره جهانی ارتباط دارد؛ بنابراین شوک‌های بازار نفت می‌تواند یک عامل غالب در نوسانات قیمت طلا به‌عنوان دارایی امن شود. شوک‌های نامطلوب بازار نفت می‌تواند نشانه عدم اطمینان اقتصادی بالاتر ناشی از تورم بیش از حد، کاهش بهره‌وری، تشدید محدودیت‌های سرمایه‌گذاری یا عدم اطمینان در سیاست‌های مربوطه باشد. در چنین شرایطی، سرمایه‌گذاران با انتظارات بدبینانه در دارایی‌های امن مانند طلا سرمایه‌گذاری می‌کنند. دلیل معنی‌داری سرریز شوکهای قیمت طلا بر بازار نفت را نیز می‌توان در عوامل بنیادین تأثیرگذار بر هر دو بازار جستجو کرد. برای مثال هنگامی که رکود اقتصادی رخ می‌دهد، سرمایه‌گذاران به خرید طلا هجوم می‌برند. هم‌زمان با این رخداد با توجه به عدم اطمینانی‌های ایجادشده در نتیجه بحران اقتصادی، تقاضا برای نفت و در نتیجه قیمت آن تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

نتیجه آزمون همچنین نشان می‌دهد که سرریز تلاطم یک‌طرفه از بازار بیت کوین به بازار طلا و بازار نفت وجود دارد که در توضیح نوسانات این بازارها به لحاظ آماری معنی‌دار است. بااین‌حال نتایج نشان می‌دهد نوسانات از بازارهای نفت و طلا به بازار بیت کوین سرازیر نمی‌شود. معمولاً بازار طلا زمانی با شوک قیمتی مواجه می‌شود که بحران اقتصادی رخ داده باشد. عدم توانایی شوکهای قیمت طلا در توضیح

[1] Christoffersen, P., Pan, X. (2018)
[2] Bodenstein, M.; Guerrieri, L., & Kilian, L. (۲۰۱۱)

نوسانات بازار بیت کوین می‌تواند بیانگر این موضوع باشد که بیت کوین نقش دارایی امن را برای سرمایه‌گذاران بازی نمی‌کند. می‌توان ارتباط یک‌طرفه از بازار بیت کوین به بازارهای نفت و طلا را با ورود و خروج پول از بازار رمزپول به این دو بازار توجیه کرد. به‌عنوان مثال معمولاً زمانی که اخباری مربوط به عدم پذیرش رمزپول‌ها توسط نهادها و بانکهای مرکزی دنیا منتشر می‌شود به بازار بیت کوین شوک وارد شده و نقدینگی از بازار این دارایی به بازارهای طلا و نفت سرازیر می‌شود.

اثر اهرمی در سرریز تلاطم بین بازارها نیز مورد آزمون گرفته است. با توجه به پویایی معاملات بازار دارایی‌های چند متغیره، اطلاع از چگونگی سرایت اخبار به سایر دارایی‌ها و افزایش خطر نگهداری دارایی‌های پرخطر مهم می‌باشد. از آنجایی‌که اخبار منفی تأثیر بیشتری بر نوسانات آتی دارد، بنابراین تأثیر اهرمی شوک خود بازار و شوک‌های ناشی از بازارهای دیگر با استفاده از آزمون والد (Wald Chi-square) بررسی‌شده است. نتایج آزمایش پارامترهای اهرمی D_{ij} در جدول (۶) ارائه‌شده است.

جدول (٦): نتایج آزمون والد جهت بررسی اثر اهرمی شوک خود بازار و شوک‌های ناشی از بازارهای دیگر

بازار	فرضیه صفر	Wald Chi-square
نفت	$H_{۰}: D_{۱۱} = D_{۱۲} = D_{۱۳} = ۰$	۲۰۰/۱۸ (۰/۰۰۰۰)
طلا	$H_{۰}: D_{۲۱} = D_{۲۲} = D_{۲۳} = ۰$	۳۸/۷۹ (۰/۰۰۰۰)
بیت کوین	$H_{۰}: D_{۳۱} = D_{۳۲} = D_{۳۳} = ۰$	۴۹/۵۸ (۰/۰۰۰۰)

مقدار p-value داخل پرانتز آورده شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۶) نشان می‌دهد که تأثیرات قابل‌توجهی از انتقال شوک خود بازار نفت و شوک‌های ناشی از بازار طلا و بیت کوین به بازار نفت وجود دارد. علاوه بر این، اثرات اهرمی و نامتقارن معنی‌دار ناشی از شوک خود بازار طلا و شوک‌های ناشی از بازار نفت و بازار بیت کوین به‌طور مشترک به بازار طلا منتقل می‌شود. همچنین اثرات اهرمی و نامتقارن معنی‌دار ناشی از شوک خود بازار بیت کوین و شوک‌های ناشی از بازار نفت و بازار طلا به‌طور مشترک به بازار بیت کوین منتقل می‌شود.

وجود اثرات اهرمی بین بازارها مطابق با انتظارات بوده است. پدیده تلاطم نامتقارن به این موضوع اشاره دارد که نوسانات بازار دارایی‌ها در واکنش به شوکهای مثبت متناسب و در نقطه مقابل عکس‌العمل بازار به شوکهای منفی نیست. روانشناسی بازارها در شکل‌گیری این پدیده نقش بسزایی دارد زیرا مردم در نتیجه

ترس می‌توانند به شوکهای منفی واکنش بیش از حدی نشان دهند یا به عبارتی تمایل به گریز از زیان‌ها بسیار بیشتر از تمایل به کسب سود است. در صورت وجود چنین پدیده‌ای، قیمت‌ها چولگی پیدا می‌کنند. پدیده تلاطم نامتقارن به‌عنوان یک ناهنجاری در بازار قلمداد می‌شود زیرا در بازارهای کارا، بازیگران منطقی باید رفتار یکسانی در مواجه با شوکهای مثبت و منفی داشته باشند.

٦- نتایج

در دهه اخیر اقتصاد جهانی شاهد نوسانات شدیدی در بازارهای رمز پول‌ها، نفت و طلا بوده است. شاخص‌های آماری نشان می‌دهد که ارتباط میان این سه بازار سال‌های بعد از ۲۰۰۳ نسبت به دهه قبل آن کاملاً متمایز است که علت این تمایز می‌تواند در عوامل بنیادی تأثیرگذار بر بازارها یا در تحولات بازارهای مالی و رفتار سرمایه‌گذاران و سفته‌بازی باشد.

با توجه به افزایش روزافزون جایگاه بازار رمز پول‌ها (بیت کوین) در دنیا و اثر سرریز آن روی تلاطم سایر بازارها، این مطالعه به بررسی تأثیر تکانه‌ها و حافظه تلاطم گذشته بازار بر تلاطم‌های جاری بازارهای مالی با تأکید بر رمز پول‌ها با استفاده از آمار روزانه در چارچوب یک الگوی چندمتغیره گارچ پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که سهم حافظه تلاطم‌ها در توضیح تلاطم‌های جاری نسبت به تأثیر تکانه‌های گذشته بیشتر است. تأثیر تکانه‌های گذشته و حافظه تلاطم‌های رمزارزها بر تلاطم‌های این بازار بالاست. به‌عبارت‌دیگر می‌توان گفت نوسانات در بازار رمزپول‌ها به‌طور معنی‌داری توسط تکانه‌های گذشته خود این بازار توضیح داده می‌شود. نتایج مطالعه کانح و همکاران (۲۰۱۹) که ریسک سیستماتیک در بازارهای رمز پایه را بررسی کردند، این نتیجه را تأیید می‌کند. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که سرریز نوسانات بین ارزهای رمز پایه وجود دارد. این رابطه در بازار طلا و نفت نیز وجود دارد؛ اگرچه نسبت به بازار رمزپول قدرت توضیح دهندگی پایین‌تری دارد.

نتایج نشان می‌دهد که سرریز تلاطم معنی‌دار دوطرفه بین بازار نفت و طلا وجود دارد. نتیجه آزمون همچنین نشان می‌دهد که سرریز تلاطم یک‌طرفه از بازار بیت کوین به بازار طلا و بازار نفت وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر نوسانات بازار طلا و نفت را می‌توان به تکانه‌های بازار رمز پول‌ها نسبت داد اما عکس آن صادق نیست و تلاطم‌های بازارهای نفت و طلا نمی‌تواند نوسانات بازار رمز پول‌ها را توضیح دهند. این نتیجه حاکی از آن است که رمزپول در بازارهای مالی نقش دارایی امن را برای سرمایه‌گذاران بازی نکرده و نتوانسته با طلا به‌عنوان پناهگاه امن سرمایه‌گذاران رقابت کند. اکوری و لین (۲۰۲۰) که ارتباط بین قیمت نفت و ارزهای رمزپایه را بررسی کرده است، این دارایی را به‌عنوان کالا قلمداد کرده و نشان می‌دهد که

اثرات سرریز نوسانات یک‌طرفه از بازار نفت به بازار رمزارزها وجود دارد. بااین‌حال، کوربت و همکاران (۲۰۱۸) ارزهای رمزپایه را به‌عنوان یک دارایی مالی نگاه می‌کند که می‌تواند تحت تأثیر نوسانات سایر دارایی‌ها قرار بگیرد. شواهد این مطالعه نشان می‌دهد که ارزهای رمز پایه رفتار منزوی گونه از خود نشان می‌دهند و با سایر دارایی‌های مالی ارتباط برقرار نمی‌کنند. نتایج تحقیق حاضر مبنی بر عدم تأثیرپذیری رمزارزها از بازارهای نفت و طلا با نتایج حاصله از مطالعه کوریت و همکاران تطابق دارد.

نتایج مطالعه حاکی از اثرات اهرمی در بازارها است؛ به‌عبارت‌دیگر، شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی بر روی نوسانات قیمت دارند و اخبار بد اثر بزرگ‌تری نسبت به اخبار خوب بر نوسانات قیمت‌ها دارند. اثرات اهرمی شوک بازار طلا به همراه شوک‌های بازار نفت و بیت کوین بر بازار طلا، معنی‌دار است. اثرات اهرمی شوک بازار نفت به همراه شوک‌های بازار طلا و بیت کوین نیز بر بازار نفت معنی‌دار است و برای بازار بیت کوین نیز اثرات اهرمی معنی‌دار است.

نتایج به دست آمده حاکی از آن است که نوسانات بازار رمزارزها نه‌تنها بر خود این بازار بلکه بر بازارهای نفت و طلا نیز اثرگذار است؛ بنابراین لزوم توجه سیاست‌گذار به بازار رمزارزها اجتناب‌ناپذیر است تا بتواند تلاطم‌های سایر بازارها ازجمله نفت را که در تأمین مالی بودجه دولت نیز سهم چشمگیری دارد، شناسایی کنند. توصیه می‌گردد نهادهای سیاست‌گذار نمودار قیمتی بیت کوین و عوامل مؤثر بر تغییرات آن را موردبررسی قرار دهند تا بتوانند درک روشن‌تری از سایر بازارها نیز داشته باشند. صرفنظر از اهمیت روزافزون رمزارزها در سیستم‌های پولی کشورها، مقاله فعلی بر تأثیرگذاری تلاطم‌های این بازار بر قیمت‌های جهانی نفت و طلا متمرکزشده است. قیمت‌های داخلی طلا نیز براساس قیمت جهانی و نرخ دلار تعیین می‌شود؛ بنابراین از بعد بازار طلا نیز لازم است مطالعات در حوزه رمزارزها بیش از پیش مدنظر نهادهای اقتصادی ایران قرار گیرد.

References

Allison, Ian. (2015). If Banks Want Benefits of Blockchains They Must Go Permissionless, International Business Times, Archived from the original on 12 September 2015, Retrieved 15 September 2015.

Baba, Y.; Engle, R.F., & Kraft, D.F., & Kroner K.F. (1991). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, *Discussion paper*, 57-89.

Baba, Y.; Engle, R.F.; Kraft, D.F., & Kroner K.F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized Arch. *Econometric Theory*, *11*(1), 122-150.

Bala, D. A., & Takimoto, T. (2017). Stock markets volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with Skewed-t density approach, *Borsa Istanbul Review*, *17*(1), 25-48.

Bodenstein, M.; Guerrieri, L., & Kilian, L. (2012). Monetary policy responses to oil price fluctuations, *IMF Economic Review*, *60*(4), 470–504.

Bollerslev, T.; Engle, R.F., & Nelson, D.B. (1994). ARCH Models. *Handbook of Econometrics*, Volume IV.

Bollerslev. T.; Engle, R.F., & Wooldridge, J.M. (1988). A Capital Asset Pricing Model with time-varying Covariances, *Journal of Political Economy*, *96*(1), 116-131.

Bouri, E.; Das, M.; Gupta, R., & Rounbaud, D. (2018). Spillovers between Bitcoin and other assets during bear and bull markets, *Apllied Economics*, *50*(55).

Canh, N.; Wongchoti, U.; Thanh, Su., & Trung Thong, N. (2019). Systematic rick in cryptocurrency market: Evidence from DCC-MGARCH model. *Finance Research Letters*, 29, 90-100.

Christoffersen, P., & Pan, X. (2018). Oil volatility risk and expected stock returns. *Journal of Banking & Finance*, *95*(10), 5–26.

Corbet, S.; Meegan, A., & Larkin, C. J., & Lucey, B. M., & Yarovaya, L. (2018). Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and other financial assets, *Economics Letters*, 165, 28–34.

Engle, R. (1982). Autoregressive heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflations, *Econometrica*, 50, 987-1008.

Engle, R. F., & Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, *55*(2), 251-276.

Ewing, B. T., & Malik, F. (2016). Volatility spillovers between oil prices and the stock market under structural breaks, *Global Finance Journal*, 29, 12-23.

Ewing, B.T., & Malik, F. (2013). Volatility Transmission between Gold and Oil Futures under Structural Breaks, *International Review of Economics and Finance*, 25, 113–121.

Glosten, L.R.; Jagammathan, R., & Runkle, D.E. (1993). On the relationship between the expected value and the volatility of nominal excess return on stocks, *The journal of Finance*, 48, 1779-1801.

Hansson, B., & Hordahl, p. (1998). Testing the Conditional CAPM Using multivariate GARCH-M, *Applied Financial Economics*, *8*(4), 377-388.

Hosseini, M., & Ebrahimi, B. (2013). Modeling and measurement of turbulence contagion using multivariate GARCH models, case study: Iran, UAE and global oil price index, *Journal of Securities Exchange*, (21), 137-157. (In Persian)

Hosseini, Sh., & Nasiri, H. (2020), The effect of virtual money on the process of money laundering and providing solutions to combat money laundering through the channel of virtual money, Journal of Defense Economy, (17), 49-72. (In Persian)

Hosseini, Sh.; Ghafari, F., & Varshusaz, B. (2019). The effect of the expansion of virtual money on the interest rate, *Journal of Economic Strategy*, (34), 165-197. (In Persian)

Hosseini, Shamseddin. (2021). From electronic money to virtual money: change of approach or paradigm shift, Smart Economy Conference. (In Persian)

Hosseinyoun, N.; Behnameh, M., & Ebrahimi Salari, T. (2016). Investigating the transmission of yield rate volatility between stock, gold and currency markets in Iran, *Journal of Iran Economic Researches*, (66), 123-150. (In Persian)

Kang, S.H.; Cheong, C., & Yoon, S.M. (2011). Structural Changes and Volatility Transmission in Crude Oil Markets, *Physica A*, 390, 4317-4324.

Lin, B., & Li., J. (2015). The spillover effects across natural gas and oil markets: Based on The VEC-MGARCH framework, *Applied Energy*, 155, 229-241.

Lintner, J. (1965a). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *The Review of Economics and Statistic*s, 47, 13–37.

Lintner, J. (1965b). Securities Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification, *The Journal of Finance*, *20*(4), 587–615.

Liu, R.; Shao, Z.; Wei, G., & Wang, W. (2017). GARCH Model with fat-tailed distributions and bitcoin exchange rate returns, *Journal of Accounting, Business and Finance Research*, *1*(1), 71–75.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection, *The Journal of Finance*, *7*(1), 77-91.

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, *34*(4), 768-783.

Nelson, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new Approach, *Econometrica*, *59*(2), 347-370.

Okorie, D. I., & Lin, B. (2020). Crude oil price and cryptocurrencies: evidence of volatility connectedness and hedging strategy, *Energy economics*, 87, 104703.

Sadeghian, M.K.; Yavari, K., & Alavi Rad, A. (2020). Identifying variables affecting the price of Bitcoin cryptocurrency: Bayesian averaging (BMA) and weighted average least squares (WALS) approach, *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, (46). (In Persian)

Sharp, W. F. (1964). Capital Asset prices: A theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *The journal of financial*, *19*(3), 425-442.

Shephard, N. (1996). Statistical Aspects of ARCH and stochastic volatility, *Monographs on Statistics and Applied Probability*, 65, 1-68.

Staff of Global Legal Research Directorate. (2018). Regulation of Cryptocurrency Around the World. Washington, DC: The Law Library of Congress, Global Legal Research Center. United States.

Tavaklian, H.; Etemadi, S.A., & Tehrani, R. (2015). Investigating the spillover of volatility of Brent oil price index returns on total index returns and oil balance related industries in the financial markets of Iran and America from the MGARCH model, Journal of *Iranian energy economy*, (21), 61-33. (In Persian)

Rostami, M.R., & Farahmandi, S. (2012). Estimating the value at risk of crude oil price and its spillover effects using the multivariable GARCH model, *Journal of Investment Knowledge*, (4). (In Persian)

Treynor, J.L. (1961). Market Value, Time and Risk, Unpublished Manuscript, Rough draft dated 1961, 95-209.

Treynor, J.L. (1962). Toward a theory of market Value of risk Assets. Unpublished manuscript. Rough draft dated by Mr. Treynor to the fall of 1962, A final version was published in 1999, In Asset Pricing and portfolio Performance, Risk books, 15-22.

Tse, Y., & Tsui, A. (2002). Multivariate GARCH Model with Time varying Correlations, *Journal of Business and Economics Statistics*, 20, 351-362.

Yin, L.; Nie, J., & Han, L. (2021). Understanding cryptocurrency volatility: The role of oil market shocks, *International Review of Economics and Finance*, 72, 233-253.

Zellweger-Gutknecht, Corinne. (2018). Developing the Right Regulatory Regime for Cryptocurrencies and Other Value Data, In Private and Public Law

Implications of Cryptocurrencies, Edited by David Fox and Sarah Green, Oxford: Oxford University Press, August.

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 35 - 67

Studying the Effect of Monetary Policies on Exchange Rate and its Effects on Total Welfare

(Application of Recursive Dynamic Computable General Equilibrium)

E. Dehghani[1], A. Raeispour Rajabali[2*], S. A. Jalaei Esfand Abadi[3]

1. Ph.D. Student of International Economic Sciences, Islamic Azad University, Kerman branch, Kerman, Iran. dehghani1094@gmail.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Islamic Azad University, Kerman Branch, Kerman, Iran.
3. Professor, Faculty of Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran.

(*- Corresponding Author Email: mailboxali@gmail.com)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77575.1213

Received: 2022/07/07 Revised: 2023/02/28 Accepted: 2023/08/14 Available Online: 2023/08/14	**How to cite this article:** Dehghani, E.; RaeispourRajabali, A., & Jalaei Esfand Abadi, S. A. (2023). Studying the Effect of Monetary Policies on Exchange Rate and its Effects on Total Welfare (Application of Recursive Dynamic Computable General Equilibrium). *Quarterly Monetary & Financial Economics*, *30*(1): 35-67. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77575.1213

1- INTRODUCTION

Welfare is one of the main men needs which economist and policy makers can tack appropriate planning and policies with true cognition from the effect of government policies on welfare. Generally, it is argued that the goal of monetary policies is making economic stability and remaining the stationary of prices. When money volume increases the level of expectation

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

prices will increase and due to rising expectation inflation and reducing both producers and consumers welfare. Therefore, according to the negative effects of uncertainty conditions in economy on welfare of consumers and producers, assessing the effects of monetary policies on exchange rate in uncertainty conditions and its effect on welfare has undeniable importance for prevent from hazardous economic effects which carried out in this research. For this purpose, the effects of shocks due to monetary policies scenarios through increase in liquidity volume and decrease in required reserve rate (2%, 5% and 10%) on foreign exchange rate (Rial/US$) and total welfare was studied.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

In the theoretical literature, two channels have been proposed for the effect of the exchange rate on the economy of a country; one is from a micro perspective (influence on economic agents, i.e. consumers, firms, investors, and the government) and the other is at the macro level. Many researchers have argued that households and firms are negatively affected by exchange rate fluctuations through direct and indirect channels. The direct influence of the exchange rate fluctuation is through the change in the price of imported consumer goods and as a result the change in the consumer price index, and its indirect effect is through the national monetary value and as a result the change in the price of intermediate goods and imported inputs, which leads to increase the cost of production. It is obvious that the uncertainty caused by exchange rate fluctuations has a negative effect on investment decisions, and the unreliability of economic conditions increases the severity of this effect. The direct influence channel is based on the assumption that people don’t desire with the fluctuation of the exchange rate, because it causes fluctuations in their consumption, employment and welfare. Its indirect effect is that firms try to cover future risks caused by exchange rate fluctuations by setting higher prices as a risk premium. Therefore, the price of goods and services increases. It is likely that the demand will be lower and the producers will hire fewer workers and as a result the economic welfare will decrease. This point of view is very

common in the literature, and most economists do not consider this conclusion unreasonable that exchange rate fluctuations are costly for economic welfare.

3- METHODOLOGY

In order to meet the research goals the required data was gathered from Social Accounting Matrix (SAM) of Parliament Research Center of Iran in the year 2011 and input-output table of central bank of Iran (CBI) in the year 2016. On the other hand, many researches about the effects of monetary policies on economic variables have been carried out by using static computable general equilibrium and in most advanced case with dynamic computable general equilibrium models. But dynamic computable general equilibrium models divided in two categories: interim and recursive. The interim models are based on optimum growth theorem which assumed that economic agents have the ability of complete prediction while this doesn't correct many economic circumstances, especially in developing countries. Hence many economic experts believe that recursive models are more trustable. Therefore, in this research, in order to achieve the results from gathered data the recursive dynamic computable general equilibrium (RDCGE) model and impulse response functions (IRF) through making shocks on monetary police indexes include of: increase in liquidity volume (2%, 5% and 10%) and decrease in required reserve rate (2%, 5% and 10%) were applied. In addition, for data analyzing the Matlab software were applied.

4- RESULTS & DISCUSSION

Results indicated that shocks of increase in liquidity volume equal to 2%, 5% and 10%, maximally will increase the exchange rate equal to 0.97%, 1.98% and 3.08%, respectively. Also, shocks of decrease in legal reserve rate equal to 2%, 5% and 10%, maximally will increase the exchange rate equal to 0.84%, 0.90% and 1.14%, respectively. Because shocks of increase in liquidity volume and decrease in required reserve rate due to increase in money volume, causes to reduce in value of national money in comparison

with foreign exchanges and therefore the Rial value of US$ will increase in domestic. In addition, results showed that shocks of increase in liquidity volume equal to 2%, 5% and 10%, maximally will decrease the total welfare equal to 1.19%, 2.47% and 3.53%, respectively. Also, shocks of decrease in required reserve rate equal to 2%, 5% and 10%, maximally will decrease the total welfare equal to 0.73%, 1.64% and 2.81%, respectively. Because shocks of increase in liquidity volume and decrease in required reserve rate due to increase in money volume, causes to reduce in value and power purchase of national money and consequently increase in inflation rate and decrease in total welfare.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

It is concluded that the studies indexes of monetary policies (increase in liquidity volume and decrease in required reserve rate) will increase the foreign exchange rate (Rial/US$) and decrease the total welfare. Indeed, between studied shocks, shock of increase in liquidity volume has more effect on exchange rate and total welfare in comparison with shock of decrease in required reserve rate. Therefore in condition of uncertainty in exchange rate which economic agents transfer their assets to parallel markets especially foreign exchange market and cause to further increase in foreign exchange rate and consequently increase in inflation rate and decrease in total welfare, it is recommended that central bank take a restrictive monetary policy such as increase in bank interest rate because this policy while increase in investment cost, can almost prevent from speculative activities and transferring assets to exchange rate market and exacerbate the exchange rate fluctuations and finally decrease in total welfare.

Keywords: Monetary Policies, Exchange Rate, Total Welfare, Recursive Dynamic Computable General Equilibrium Model.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارهٔ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثرات آن بر رفاه کل (کاربرد مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی)

الهام دهقانی
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی گرایش بین‌الملل، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران.
علی رئیس پوررجبعلی[1]
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران.
سید عبدالمجید جلائی اسفند آبادی
استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران.

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77575.1213

چکیده

رفاه ازجمله نیازهای اساسی افراد جامعه بوده که با شناخت درست تأثیر سیاست‌های دولت بر این شاخص، سیاست‌گذاران می‌توانند سیاست‌های مناسبی را اتخاذ کنند. ازطرف دیگر، با توجه به آثار منفی شرایط نااطمینانی در اقتصاد بر روی رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، ارزیابی آثار سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثر آن بر روی رفاه از اهمیت انکارناپذیری به‌منظور جلوگیری از آثار زیان‌بار اقتصادی برخوردارست که در این تحقیق به این مهم پرداخته شد. برای این منظور، اثرات شوک‌های ناشی از سناریوهای سیاست‌های پولی‌انبساطی در قالب افزایش رشد حجم‌نقدینگی و کاهش نرخ ذخیره‌قانونی (۲، ۵ و ۱۰ درصد) بر نرخ ارز (ریال/دلار آمریکا) و رفاه کل بررسی شد. داده‌های موردنیاز از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مجلس‌شورای‌اسلامی و جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی گردآوری شد. همچنین، جهت تجزیه-وتحلیل داده‌ها از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و نرم‌افزار متلب استفاده شد. نتایج نشان داد شاخص‌های موردبررسی سیاست‌های پولی (افزایش حجم‌نقدینگی و کاهش نرخ‌ذخیره‌قانونی) منجر به افزایش نرخ ارز و کاهش رفاه کل می‌شوند و در میان شوک‌های موردبررسی، شوک ناشی از افزایش حجم‌نقدینگی در مقایسه با شوک ناشی از کاهش نرخ‌ذخیره‌قانونی، از اثرگذاری مثبت بیشتری بر افزایش نرخ‌ارز و اثرگذاری منفی بیشتری بر رفاه‌کل برخوردار است؛ بنابراین، در شرایط نااطمینانی نرخ‌ارز که عاملان اقتصادی دارایی‌های خود را به بازارهای موازی به‌ویژه بازار ارز خارجی منتقل کرده و این مسئله منجر به افزایش بیشتر نرخ ارز خارجی و درنتیجه افزایش نرخ تورم و کاهش در رفاه کل می‌شود، به بانک مرکزی پیشنهاد می‌شود که یک سیاست‌پولی‌انقباضی مانند افزایش نرخ‌بهره‌بانکی را اتخاذ کند؛ زیرا چنین سیاستی علی‌رغم افزایش هزینه سرمایه‌گذاری، می‌تواند تا حد زیادی مانع فعالیت‌های سوداگرانه در بازار ارز و تشدید نوسانات آن و درنهایت کاهش رفاه کل شود.

کلیدواژه‌ها: سیاست‌های پولی، نرخ ارز، رفاه کل، مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی.

---

۱. نویسنده مسئول: mailboxali@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۲۳
صفحات: ۶۷-۳۵

۱- مقدمه

رفاه ازجمله نیازهای اساسی افراد جامعه بوده که با شناخت درست تأثیر سیاست‌های دولت بر این شاخص، اقتصاددانان و سیاست‌گذاران می‌توانند برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری‌های مناسبی را اتخاذ کنند. ازجمله عوامل مؤثر بر رفاه می‌توان به سیاست‌های پولی و ارزی اشاره کرد (Kafaie & Pourfathy, 2019). به‌صورت کلی می‌توان گفت هدف سیاست‌های پولی، ایجاد ثبات اقتصادی و حفظ ثبات قیمت‌ها است. تحقق این امر، از اختیارات بانک مرکزی در اجرای سیاست‌های پولی است. به عبارت بهتر بانک مرکزی از آزادی عمل لازم در به‌کارگیری ابزارهای سیاستی خود در اهداف عملیاتی (ذخایر بانک‌ها و اجزای پایه پولی) در جهت اثرگذاری بر اهداف میانی خود یعنی رشد حجم پول و نقدینگی به‌منظور دستیابی اهداف نهایی خود یعنی رشد اقتصادی و تثبیت قیمت‌ها برخوردار باشد (Benchimol, 2019). مهم‌ترین هدف بانک مرکزی حفظ ارزش پول ملّی است. این هدف تنها در صورتی محقق می‌گردد که نرخ تورم کنترل شود؛ اما متأسفانه بانک مرکزی ایران نتوانسته این هدف ضدتورمی را محقق کند. درنتیجه ایران جزو معدود کشورهایی است که تقریباً به‌طور پیوسته تورمی دو رقمی را تجربه کرده است. در اجرای سیاست پولی، بانک مرکزی به‌عنوان متولی اتخاذ این سیاست، با هدف نظارت و هدایت فعالیت‌های بانکی، تنظیم اعتبارات، حفظ ثبات قیمت، حفظ ارزش پول، کنترل دقیق امور ارزی و هدایت پس‌اندازها به سوی سرمایه-گذاری مولد مطرح می‌گردد (Labafi feriz et al., 2018). اقتصاددانان پولی با اعتقاد به وجود تأخیر زمانی در انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد و ایجاد نااطمینانی در این مکانیزم، کانال‌های متعددی را موردبررسی قرار می‌دهند. ولی کینزین‌ها با تأکید خاص بر نرخ بهره و ارتباط بین تمامی بازارها از طریق آن فقط کانال نرخ بهره و میزان عبور اثرات سیاست پولی از این کانال را موردتوجه قرار می‌دهند. همچنین وقتی حجم پول افزایش می‌یابد سطح عمومی قیمت‌های انتظاری افزایش یافته و باعث بالا رفتن تورم انتظاری و کاهش رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده می‌شود. همچنین سیاست‌های پولی از طریق نرخ بهره می‌تواند بخش واقعی اقتصادی را به‌صورت کلی و نرخ رشد اقتصادی را به‌صورت خاص تحت تأثیر قرار دهد. تصمیم-گیری بانک مرکزی در مورد نرخ بهره، علاوه بر متأثر کردن نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نقدینگی سیستم مالی، مقدار پول و اعتبار بانکی، نرخ ارز و قیمت سایر دارایی‌ها و انتظارات بازار در مورد توسعه تمامی این متغیرهای اثرگذار است. از طرف دیگر، صاحب‌نظران اقتصادی در چگونگی اثرگذاری سیاست-های پولی و ارزی بر متغیرهای اقتصادی (به‌رغم تحولاتی که در شیوه نگرش به مسائل اقتصاد کلان در چند دهه اخیر رخ داده است) اختلاف‌نظر دارند (Izadkhasti, 2018). نگرش و اتکای کینزی‌ها، نئوکینزی‌ها و پساکینزی‌ها، به سیاست‌های پولی و ارزی کاملاً متفاوت از طرز تلقی کلاسیک‌ها، نئوکلاسیک‌ها و

کلاسیک‌های جدید است. همچنین طرفداران چرخه‌های واقعی نیز اثر کاملاً متفاوتی را برای سیاست‌های پولی قائل هستند و براین اعتقادند که سیاست‌های پولی انبساطی درنهایت به کاهش سطح تولید و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود (Emamimibodi et al., 2021). سیاست پولی یک مفهوم و یا استنباط کلی از ظرفیت‌ها و توان نهاد سیاست‌گذار پولی و تأثیر آن بر متغیرهای عمده اقتصادی است. هرچند که وظیفه اصلی این نهاد، کنترل قیمت‌ها است، اما بالا نگه‌داشتن سطح فعالیت‌های اقتصادی از دیگر وظایف اصلی آن شمرده می‌شود. تدوین یک سیاست پولی مناسب برای دستیابی به اهداف اقتصادی موردنظر سیاست‌گذار از اهمیت بسیار بالایی برخوردار بوده و در حقیقت برای رسیدن به این اهداف، سیاست‌گذاران پولی، ابزارهای سیاستی را که بر فعالیت‌های اقتصادی و قیمت‌ها اثر می‌گذارند، تغییر می‌دهند. یکی از دلایل عدم تدوین سیاست پولی مناسب را می‌توان نااطمینانی‌هایی دانست که در اقتصاد فراگیر است. پنج منبع نااطمینانی که تدوین سیاست پولی را تحت تأثیر قرار می‌دهند عبارتنداز: وقایع آینده تکانه‌ها و نوسانات اقتصادی، عملکرد واقعی اقتصاد، عکس‌العمل بازار به سیاست فعلی بانک مرکزی، انتظارات بازار از سیاست‌های آینده بانک مرکزی و محدودیت داده‌ها. منبع اول نااطمینانی را به‌عنوان نااطمینانی شوک بیان می‌کنند و به این مفهوم است که شوک‌های غیرقابل‌پیش‌بینی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. بقیه موارد را به‌عنوان نااطمینانی مدل -پارامتر در نظر گرفته می‌شوند (Gudarzi Farahani et al., 2020). همچنین، نوسانات نرخ ارز و به‌تبع آن نوسانات قیمت‌های نسبی، با بی‌ثبات کردن شرایط اقتصادی و افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی در عرصه تجارت خارجی می‌شود که از عواقب آن می‌توان به کاهش حجم تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی اشاره کرد. از سوی دیگر، نوسانات نرخ ارز می‌تواند نرخ بهره را از مسیر تعادلی خود خارج نموده و موجب آسیب رساندن به بخش حقیقی اقتصاد گردد. به‌علاوه ریسک نرخ ارز می‌تواند موجب نوسان درآمدهای ارزی شود. به‌طورکلی نااطمینانی و نوسان در عملکرد این شاخص ازیک‌طرف عدم تعادل در اقتصاد و از سوی دیگر با متأثر ساختن همه بخش‌های اقتصادی، رفاه جامعه را تحت تأثیر منفی خود قرار می‌دهد (Chen et al., 2020). لذا با توجه به آثار منفی اثر شرایط نااطمینانی در اقتصاد بر روی رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، ارزیابی آثار سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثر آن‌ها بر روی رفاه از اهمیت انکارناپذیری به‌منظور جلوگیری از آثار زیان‌بار (تورم، بیکاری، کاهش رفاه و ...) برخوردار است که در این تحقیق به این مهم پرداخته می‌شود. برای این منظور در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه تحقیق، در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق، در بخش چهارم، نتایج و سرانجام در بخش پنجم، جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- اثر سیاست‌های پولی بر سیاست‌های ارزی در شرایط نااطمینانی

به‌منظور بررسی آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی به‌خصوص سیاست پولی و مالی می‌توان از مطالعه کوکرمن و ملتزر (Cukierman & Meltzer, 1986) استفاده نمود. آن‌ها دریافتند که در هر دوره، سیاست‌گذاران تمایل دارند به یک نرخ مشخصی از رشد پول دست یابند، اما در اغلب موارد رشد واقعی پول تا حدودی از رشد برنامه‌ریزی شده پول متفاوت است. چراکه جامعه همواره با رویدادهای غیرمنتظره مواجه بوده و سیاست‌گذاران در پاسخ به این رویدادها ناچارند وزن نسبی ترجیحات خود را میان تورم و تحریک فعالیت اقتصادی تغییر دهند (Yavari et al., 2016). به دلیل جلوگیری از بی‌اثر شدن سیاست‌های اقتصادی، سیاست‌گذاران معمولاً تغییرات ایجادشده در ترجیحات و اهداف خود را آشکار می‌سازند و به همین دلیل میزان اطلاعات شهروندان نسبت به سیاست‌گذاران در این زمینه کمتر است. کوکرمن و ملتزر (Cukierman & Meltzer, 1986) بیان می‌کنند که سیاست‌گذاران همواره در حال دادوستد میان رشد اقتصادی بیشتر و تورم بیشتر هستند؛ به‌عبارت‌دیگر سیاست‌گذاران تمایل دارند با استفاده از ابزارهای پولی رشد اقتصادی جامعه را افزایش دهند، اما این ابزارهای پولی با تحریک تقاضا، در اغلب موارد تورم را نیز به دنبال خواهند داشت. درنهایت و با در نظر گرفتن همه شرایط، سیاست‌گذاران یک مسیر بهینه را برای رشد پول در دوره‌های مختلف انتخاب می‌کنند. به‌تدریج و با مشخص شدن آثار سیاست‌های اتخاذ شده توسط دولت و مقایسه مزایای رشد اقتصادی یا معایب رشد قیمت‌ها، سیاست‌گذاران اقدام به تعدیل و اصلاح سیاست‌های خود می‌نمایند (Beckman & Zoodaj, 2017)؛ اما به‌منظور اثربخشی این سیاست‌ها لازم است تا این تغییرات تا حد امکان از دید افراد جامعه مخفی باقی بمانند. از طرف دیگر، افراد با بررسی روند رشد پول در گذشته، اقدام به پیش‌بینی رشد پول در آینده می‌کنند، چراکه بر این باورند که اهداف و ترجیحات سیاست‌گذاران تقریباً ثابت است و بدین ترتیب آن‌ها قادر به پیش‌بینی تغییرات احتمالی در اهداف و ترجیحات سیاست‌گذاران نیستند. در این شرایط آن‌ها اگرچه دارای انتظارات عقلایی هستند، اما وجود اطلاعات ناقص باعث می‌شود تا در تصمیم‌گیری‌های خود دچار اشتباه شوند. از طرف دیگر، در دنیای امروز گفتگو در مورد نااطمینانی و نوسانات نرخ ارز و تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر آن از مهم‌ترین موضوعات مطرح شده در اقتصاد است. نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بخش خارجی اقتصاد از طریق صادرات و واردات است و نوسانات زیاد آن تأثیرگذار بر روی سرمایه‌گذاری خارجی نیز می‌باشد. به دلیل اینکه نوسانات نرخ ارز هم بخش تقاضای کل اقتصاد را از مجرای خالص صادرات و تأثیرگذاری ذخایر ارزی بانک مرکزی و نیز بخش عرضه اقتصاد را از مجرای کالاهای واسطه‌ای وارداتی، تحت تأثیر

قرار می‌دهد، بررسی میزان نوسانات آن مهم است. مطالعات تجربی انجام یافته حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز، با توجه به ابعاد و گستردگی در تغییرات نرخ ارز اثرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد (Zobeiri, 2016). علاوه براین در اقتصاد ایران به دلیل مسائلی نظیر ساختار دولت، عدم استقلال بانک مرکزی، وابستگی به درآمدهای نفتی و شوک‌هایی که عموماً منشأ خارجی دارند، امکان تخلف از وعده و تغییر قوانین زیاد است. در چنین شرایطی که سیاست‌های پولی، مالی و ارزی منظمی بکار گرفته نمی‌شوند و سیاست‌های اعلام شده از سوی مقامات اقتصادی دارای اعتبار نیستند، بازار ارز پرنوسان و متلاطم گردیده که منجر به بروز مسئله ناسازگاری زمانی در سیاست‌های اقتصادی می‌شود. این در حالی است که وجود بازار رقابتی عمیق در بازار ارز موجب می‌گردد تا عوامل متعددی در تعیین نرخ ارز نقش داشته و این مسئله ازیک‌طرف زمینه ایجاد ثبات در بازار ارز و هدایت صحیح انتظارات عاملین اقتصادی را فراهم نموده و از طرف دیگر می‌تواند به‌عنوان گام مهمی در جهت حل مسئله نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در بازار ارز ایران تلقی گردد. علاوه براین، نوسانات سیاست پولی منجر به نااطمینانی در سودآوری پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد. این موضوع منجر به استراتژی‌های سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه‌تری خواهد شد و نهایتاً سطوح پایین‌تر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. از سوی دیگر نرخ ارز توان رقابت کشور در سطح بین‌الملل را به‌واسطه گران‌تر شدن نسبی صادرات آن کاهش داده و درنتیجه آن، تراز پرداخت‌ها را متأثر می‌سازد. همچنین، تغییرات نرخ ارز می‌تواند تصمیمات استقراض و دریافت وام را دچار مشکل نماید و این امکان نیز وجود دارد که بنگاه‌ها مجبور به تخصیص بیشتر منابع برای کنار آمدن با اثرات تورم گردند. محققان آثار نامتقارن شوک‌های پولی و مالی را از دو جهت (مثبت یا منفی بودن شوک و بزرگ یا کوچک بودن شوک) موردبررسی قرار داده‌اند. عدم تقارن کینزی دلالت بر آن دارد که شوک‌های مثبت عرضه پول خنثی بوده درحالی‌که شوک‌های منفی اثرات حقیقی بجای می‌گذارد. نتیجه مذکور را می‌توان بر اساس چسبنده بودن دستمزدها به طرف پایین و انعطاف‌پذیر بودن آن به طرف بالا و همچنین جیره‌بندی تقاضا توضیح داد. هرچند این الگو از مبانی نظری قدرتمندی بر اساس اصول اقتصاد خرد برخوردار نیست، اما می‌توان آن را بر اساس چسبندگی‌های اسمی به طرف پایین توجیه کرد (Gudarzi Farahani et al., 2020).

۲-۲- اثر نوسانات نرخ ارز و سیاست‌های پولی بر رفاه اقتصادی

نوسان نرخ ارز و نااطمینانی ناشی از آن بر بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، فعالیت‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت، خدمات و ...) و رفاه اقتصادی اثرگذار است. دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، افزایش اشتغال، کاهش نرخ تورم بهبود تراز تجاری به‌ویژه افزایش رفاه اقتصادی جامعه همواره اهداف سیاست‌مداران بوده است. شواهد بسیاری بر این نکته تأکید دارند که نرخ ارز علاوه بر تأثیر مستقیم، اثر غیرمستقیمی نیز بر فعالیت‌های اقتصادی دارد. نوسان نرخ ارز به‌طور مستقیم بر قیمت‌های داخلی، تصمیمات سرمایه‌گذاری، تراز تجاری و پرداخت‌ها اثر می‌گذارد و به سبب ایجاد نااطمینانی، متغیرهای کلان رفاه اقتصادی جامعه را متأثر کرده و به‌عنوان عاملی کلیدی بر رفتارهای مطرح اقتصادی است. در ادبیات نظری و تجربی اقتصادی نشان داده شده که توجه به نرخ ارز در تصمیم‌گیری‌های خرد و کلان اقتصادی و به‌ویژه سیاست‌های اقتصاد کلان بسیار مهم و لازم است؛ اما کافی نیست. لذا باید به نوسان نرخ ارز نیز توجه کافی داشت؛ زیرا هر نرخ ارزی صرف‌نظر از بالا و پایین شدن، چنانچه دچار نوسان‌های شدیدی شود، نااطمینانی گسترده‌ای در کارگزاران اقتصادی به وجود آورده و آنان را از فعالیت‌های بلندمدت و رفاه‌زا ازجمله سرمایه‌گذاری و درنتیجه تولید و ایجاد اشتغال، دور می‌کند و به سمت اقدامات کوتاه‌مدت و گاه نامساعد و رفاه‌زا در سطح کلان همچون سفته‌بازی با هدفِ حمایت از داشته‌های خود و خرید دارایی‌های مالی زودبازده و البته پر ریسک و پرهیز از خرید کالاهای بادوام می‌کشاند (Kafaie & Pourfathy, 2019). در ادبیات نظری دو کانال برای تأثیر نرخ ارز بر اقتصاد یک کشور مطرح شده است؛ یکی از منظر خرد (تأثیر بر کارگزاران اقتصادی یعنی مصرف‌کنندگان، بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران و دولت) و دیگری در سطح کلان. بسیاری استدلال کرده‌اند که خانوارها و بنگاه‌ها از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم به‌طور منفی از نوسان نرخ ارز متأثر می‌شوند. تأثیرگذاری مستقیم نوسان نرخ ارز از طریق تغییر قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و درنتیجه تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده است و تأثیر غیرمستقیم آن، از طریق ارزش پولی ملی و درنتیجه تغییر قیمت کالاهای واسطه‌ای و نهاده‌های وارداتی است که به افزایش هزینه تولید منجر می‌شود. آشکار است که نااطمینانی ناشی از نوسان نرخ ارز بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نیز اثر منفی می‌گذارد و غیرقابل اطمینان بودن شرایط اقتصادی، بر شدت این تأثیر می‌افزاید. کانال مستقیم اثرگذاری بر این فرض استوار است که افراد از نوسان نرخ ارز خوشحال نمی‌شوند، زیرا در میزان مصرف، اشتغال و رفاه آن‌ها نوسان ایجاد می‌کند. تأثیر غیرمستقیم آن نیز بدین شکل است که بنگاه‌ها با تعیین قیمت‌های بالاتر به‌عنوان پاداش ریسک، سعی می‌کنند خطرات آتی ناشی از نوسان نرخ ارز را پوشش دهند؛ بنابراین قیمت کالاها خدمات افزایش می‌یابد. به‌احتمال‌زیاد تقاضا کمتر و تولیدکنندگان نیز کارگران کمتری استخدام می‌کنند و درنتیجه

از رفاه اقتصادی کاسته می‌شود. چنین باوری در ادبیات بسیار متداول است و بیشتر اقتصاددانان هم این نتیجه را غیرمنطقی نمی‌دانند که نوسان نرخ ارز برای رفاه اقتصادی هزینه‌ساز است (Odili, 2015). به‌علاوه نرخ ارز یکی از کانال‌های انتقال سیاست پولی است که از طریق عرضه کل و تقاضای کل عمل می‌کند. در سمت تقاضا، سیاست پولی انبساطی منجر به کاهش نرخ بهره می‌شود که به دلیل شرط برابری بهره خارجی کاهش ارزش پول ملی را به دنبال دارد و درنهایت به خالص صادرات بیشتر و افزایش تقاضای کل منتهی می‌گردد. در سمت عرضه به دنبال اعمال سیاست پولی انبساطی، کاهش ارزش پول و افزایش نرخ ارز، قیمت‌های داخلی کالاهای وارداتی را افزایش و به‌طور مستقیم تورم را افزایش می‌دهد. علاوه بر آن قیمت بالاتر نهاده‌های وارداتی به انقباض سمت عرضه اقتصاد، کاهش تورم و افزایش تولید منجر می‌شود که درنهایت بر رفاه اقتصادی تأثیر می‌گذارد. از طرف دیگر، سیاست‌های پولی از طریق ایجاد نوسان در متغیرهای اقتصادی، رفتار عاملین اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. گاهی این نوسانات می‌تواند مشکلات زیادی ایجاد کرده به‌طوری‌که بازگشت به نقطه اول آثار مخربی بر جای گذاشته و یا حداقل مستلزم گذشت زمان طولانی‌تری باشد. لذا انتخاب سیاستی که نوسانات کمتری ایجاد کرده و پایداری نسبی متغیرها را حفظ نماید، از دیدگاه سیاست‌گذاران مناسب‌تر است. در اقتصاد ایران سیاست‌های پولی حداقل به دو دلیل ناکارآمدی سیاست‌های مالی و کنترل نظام بانکی و پولی توسط دولت اهمیت ویژه دارد. با توجه به ابعاد گسترده این سیاست‌ها، بی‌تردید تابع رفاه اجتماعی نیز جدا از این قاعده نخواهد بود (Heidarpour, 2021).

۳-۲- پیشینه تحقیق

گالی و موناسلی (Gali & Monacelli, 2005) به بررسی سیاست پولی و نوسانات نرخ ارز در یک اقتصاد باز کوچک با استفاده از مدل چسبندگی قیمت کالوو تابع رفاه مطلوبیت گرایان پرداختند. بدین منظور، از سه نوع قواعد سیاست پولی شامل قواعد تیلور تحت تورم داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده و همچنین میخکوب کردن نرخ ارز ثابت استفاده کردند. نتایج نشان داد که هدف‌گذاری تورم داخلی به‌عنوان سیاست بهینه بوده و منجر به کاهش زیان رفاهی خانوارها می‌گردد. رابینسون (Robinson, 2013) در چارچوب الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، تأثیر تکانه‌های پولی، تکنولوژی و ترجیحات را بر متغیرهای کلان اقتصادی در استرالیا بررسی کرد. نتایج حاصل از برآورد معادلات به روش خودرگرسیون برداری بیزی بیانگر این بود که تکانه‌های پولی باعث افزایش تورم و کاهش تولید و تکانه‌های تکنولوژی

باعث افزایش تولید و کاهش تورم شده است. همچنین، تکانه‌های مربوط به ترجیحات مصرف‌کنندگان باعث افزایش تولید شده است. سرلیتز و رحمان (Serletis & Rahman, 2015) با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۱۹۶۷:۱ تا ۲۰۱۴:۱ برای اقتصاد آمریکا، تأثیر نااطمینانی رشد پول را بر روی تولید صنعتی بررسی کردند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که افزایش نااطمینانی در مورد رشد پول با میانگین نرخ رشد پایین فعالیت اقتصادی در آمریکا همراه بوده است. کاوالو و ریبا (Cavallo & Ribba, 2018) در تحقیقی اثرات شوک‌های اقتصاد کلان را با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری، بر سیاست پولی و مالی منطقه اروپا و شوک‌های قیمت جهانی نفت را بر ادوار تجاری بررسی کردند. نتایج تحقیق مبین این بود که نوسانات ادوار تجاری به‌وسیله شوک‌های داخلی ایجاد شده است. سیاست پولی و شوک‌های قیمت جهانی نفت باعث رشد نوسانات ادوار تجاری شده و سیاست مالی تأثیر خیلی مهمی بر نوسانات ادوار تجاری نداشته است. بنچیمول (Benchimol, 2019) با بررسی قواعد تابع زیان‌های بانک مرکزی و سیاست پولی، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) را ارائه داده و به دنبال پاسخ بدین سؤال بود که کدام‌یک از قواعد سیاست پولی بانک مرکزی در آمریکا در جهت نیل به اهداف بهتر عمل کرده است. در این مطالعه ۱۸ قاعده سیاست پولی طی دوره ۱۹۵۵ تا ۲۰۱۵ مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که یک شوک ترجیحی، نرخ تورم، رشد اقتصادی، شکاف تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره اسمی و حقیقی و توازن حقیقی پول را افزایش می‌دهد. چن و همکاران (Chen et al., 2020) به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز در چین پرداختند. برای این منظور از اطلاعات آماری دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۱ استفاده شده است. در این مطالعه از روش رگرسیون غیرخطی استفاده گردید و نتایج بیانگر این بود که تأثیر نااطمینانی سیاست پولی بر نوسانات نرخ ارز در بازارهای مالی در کشور چین نامتقارن بوده است.

شهیکی‌تاش و همکاران (Shahiki Tash et al., 2013) به بررسی تأثیر متغیرهای کلان بر رفاه در ایران با استفاده از مدل رگرسیونی فازی حداقل مربعات[1] (FLSR) پرداختند. نتایج نشان داد که بیکاری، تورم و ضریب جینی تأثیر منفی و رشد اقتصادی، نرخ باسوادی و سهم مخارج دولت تأثیر مثبت بر رفاه داشته است. یاوری و همکاران (Yavari et al., 2016) به بررسی نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن پرداختند. برای این منظور، با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۲ آثار نااطمینانی در سیاست‌های پولی بر نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری در ایران موردبررسی قرار گرفت. نتایج

1. Fuzzy least squares regression model

حاصل از تحقیق نشان داد که افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، افزایش نوسانات در متغیرهای اقتصادی یاد شده را به دنبال خواهد داشت. محمدی و محمودی (Mohammadi & Mahmoudi, 2018) به بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی و اجتماعی بر شاخص رفاه لگاتوم[1] در چهار گروه از کشورها با درجه رفاه پایین، پایین‌تر از متوسط، بالاتر از رفاه متوسط و رفاه بالا در سال ۲۰۱۵ با روش لاجیت ترتیبی پرداختند. نتایج نشان داد که متغیرهای کارآفرینی، حکومت، سلامت و سرمایه اجتماعی تأثیر مستقیم بر شاخص رفاه دارد. حاجی ملامیرزایی و همکاران (Haji Mola Mirzaee et al., 2021) به بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت و نرخ ارز بر سیاست پولی بهینه در ایران پرداختند. برای این منظور، از روش خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده و داده‌های موردنیاز طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۷ گردآوری شد. نتایج نشان داد که ضریب متغیر نااطمینانی قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر سیاست پولی بهینه در اقتصاد منفی و معنی‌دار است. امامی میبدی و همکاران (Emamimibodi et al., 2021) به بررسی تأثیرات سیاست‌های مالی مطلوب بر رفاه اجتماعی و مدیریت چرخه‌های تجاری برای اقتصاد ایران با توجه به شوک مخارج دولتی، شوک پولی و شوک بهره‌وری پرداختند. برای این منظور، با الگوی خودبازگشت برداری ساختاری (SVAR) و هودریک-پرسکات به بررسی نقش شوک‌های مخارج دولتی، پولی و مالی بر تولید و مصرف به نمایندگی چرخه‌های تجاری و رفاه اجتماعی در بازده زمانی ۹۷-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که بالاترین رشد مصرف به‌عنوان شاخص رفاه اجتماعی ناشی از رشد شوک بهره‌وری بوده و بعد از آن شوک پولی مصرف را تا حدودی افزایش داده است، ولی شوک مخارج دولتی تأثیرات کاهنده بر مصرف و رفاه دارد، که معرف پدیده دفع ازدحامی است.

مرور تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که مطالعه‌ای در داخل کشور به آزمون چگونگی تأثیر سیاست‌های پولی بر سیاست‌های ارزی در شرایط نااطمینانی و تأثیر دو سیاست یاد شده بر شاخص‌های رفاه در ایران نپرداخته است. از طرف دیگر، مدل‌های تعادل عمومی پویا به دو دسته مدل‌های بین زمانی و بازگشتی تقسیم می‌شوند. مدل‌های بین زمانی مبتنی بر فرض نظریه رشد بهینه هستند که در آن فرض می‌شود عاملین اقتصادی قابلیت پیش‌بینی کامل را دارند که در کشورهای درحال‌توسعه، صادق نیست. لذا کارشناسان معتقدند که مدل‌های بازگشتی از قابلیت اعتماد بیشتری برخوردار می‌باشند (Decaluwé et al., 2013). لذا در این تحقیق

1. Legatum

تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر سیاست‌های ارزی و شاخص رفاه در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)[1] بررسی می‌شود.

۳- روش تحقیق

در این مطالعه به‌منظور برآورد مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر از مدل هوزو و همکاران (Hosoe et al., 2010) استفاده شد که معادلات آن در ادامه ارائه شده است:

- **معادلات بنگاه‌ها (تولید)**

فرض می‌شود که بخش‌های اقتصادی برای تولید از نیروی کار و سرمایه به‌عنوان نهاده‌های اولیه استفاده می‌کنند. برای راحتی، مراحل تولید به دو مرحله بالایی و پایینی تقسیم می‌شود. در مرحله پایین، ارزش افزوده (یا عامل اولیه مرکب)[2] از ترکیب نیروی کار و سرمایه با فن‌آوری تولید کاب- داگلاس[3] به دست می‌آید (معادله ۱). در مرحله بالا، ستاده ناخالص از ترکیب ارزش افزوده و نهاده‌های واسطه‌ای با فن‌آوری تولید لیونتیف[4]، تولید شده و با توجه به این دو مرحله، هر بخش تابع سود خود را نسبت به تولید بیشینه می‌کند (معادلات ۲، ۳، ۴ و ۵).

$$VA_j = b_j \prod_h FD_{hj}^{\beta_{hj}} \quad (۱)$$

$$X_{ij} = ax_{ij} Y_j \quad (۲)$$

$$VA_j = ay_j Y_j \quad (۳)$$

$$FD_{hj} = \frac{\beta_{hj}.PN_j}{W_h}.VA_j \quad (۴)$$

$$PS_j = ay_j.PN_j + \sum_i ax_{ij}.PQ_1 \quad (۵)$$

1. Recursive Dynamic Computable General Equilibrium
2. Composite primary factor
3. Cobb-Douglas
4. Leontief

به‌طوری‌که: VA_j ارزش افزوده بخش jام؛ FD_{hj} تقاضا برای عامل تولید h ام توسط بخش jام؛ Y_j ستاده ناخالص بخش j؛ X_{ij} تولید بخش i که به‌عنوان نهاده واسطه بخش j مصرف می‌شود؛ PN_j قیمت ارزش افزوده بخش j ام؛ W_h دستمزد عوامل تولید؛ PS_j قیمت عرضه و PQ_i قیمت کالای مرکب می‌باشند. همچنین، i و j اندیس بخش‌ها؛ h اندیس عوامل اولیه تولید (نیروی کار و سرمایه)؛ b_j پارامتر کارایی در تابع تولید، β_{hj} کشش تولید بخش j نسبت به نهاده h؛ ax_{ij} ضریب کمینه نیاز به نهاده واسطه بخش i برای تولید یک واحد ستاده ناخالص بخش j (ضرایب فنی داده– ستاده) و ay_j ضریب کمینه نیاز به ارزش افزوده برای تولید یک واحد ستاده ناخالص می‌باشند.

- **معادلات خانوارها (مصرف)**

فرض می‌شود که مصرف‌کنندگان سبد مصرفی خود را طوری انتخاب می‌کنند که مطلوبیت آن‌ها بیشینه شود. درآمد آن‌ها از محل عرضه عوامل تولید به اضافه پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوارها و خالص وجوه دریافتی از خارج به دست می‌آید (معادله ۶). تابع مطلوبیت، یک تابع کاب- داگلاس است که با توجه به قید بودجه که برابر با درآمد خالص خانوار است، بیشینه خواهد شد. با توجه به این، معادله مصرف خانوار به دست می‌آید (معادله ۷).

$$Y_{hoh} = \sum_h W_h.FS_h + GOVTH + REMIT.EXR \qquad ۶$$

$$C_i.PQ_1 = \lambda_{ci}(Y_{hoh} - TAX_{dir} - SAV_{hoh}) \qquad ۷$$

به‌طوری‌که: Y_{hoh} درآمد خانوار؛ FS_h مقدار عرضه عامل اولیه hام؛ $GOVTH$ پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوارها؛ $REMIT$ خالص وجود دریافتی از خارج؛ EXR نرخ ارز؛ C_i مقدار مصرف خانوارها از کالای بخش iام؛ λ_{ci} پارامتر سهم در تابع مطلوبیت یا سهم هر کالا در سبد مصرفی خانوار، TAX_{dir} مالیات مستقیم بر درآمد خانوارها و SAV_{hoh} پس‌انداز خانوارها می‌باشند.

- **معادلات مربوط به دولت**

دولت با اعمال مالیات بر فروش (معادله ۸)، مالیات مستقیم بر درآمد خانوار (معادله ۹) و تعرفه بر واردات (معادله ۱۰) به اضافه درآمد حاصل از صادرات نفت کسب درآمد می‌کند (معادله ۱۱). مخارج

دولت تابعی از کل مخارج دولت در همه بخش‌ها که متغیری برون‌زا است، در نظر گرفته شده است (معادله ۱۲).

$$TAX_{ind.j} = tx_j.PS_j.Y_j \quad ۸$$

$$TAX_{dir} = td.\sum_h W_h FS_h \quad ۹$$

$$TARIFF_j = tm_j.PM_j.M_j \quad ۱۰$$

$$Y_g = TAX_{dir} + \sum_j TAX_{ind.j} + \sum_j TARIFF_j + E_{oil} \quad ۱۱$$

$$G_i.PQ_i = \lambda_{gi} GDTOT \quad ۱۲$$

به‌طوری‌که: $TAX_{ind.j}$ مالیات غیرمستقیم در هر بخش؛ $TARIFF_j$ تعرفه واردات؛ E_{oil} درآمد دولت از صادرات نفت؛ Y_g کل درآمد دولت؛ PM_j قیمت داخلی واردات؛ M_j مقدار واردات و $GDTOT$ کل مخارج دولت می‌باشند. همچنین tx_j نرخ مالیات بر فروش؛ td نرخ مالیات مستقیم؛ λ_{gi} سهم مخارج دولت در هر بخش و tm_j نرخ تعرفه واردات می‌باشند.

- **معادلات سرمایه‌گذاری و پس‌انداز**

سرمایه‌گذاری در هر بخش (معادله ۱۳) تابعی از کل سرمایه‌گذاری است که برابر کل پس‌انداز (معادله ۱۴) خواهد بود و از مجموع پس‌اندازهای خصوصی (معادله ۱۵)، دولتی (معادله ۱۶) و پس‌انداز خارجی به‌دست می‌آید.

$$ID_i.PQ_i = \mu_i.INVEST \quad ۱۳$$

$$SAVING = (SAV_{hoh} + SAV_g + EXR.SAV_f) \quad ۱۴$$

$$SAV_{hoh} = s_{hoh}.Y_{hoh} \quad ۱۵$$

$$SAV_g = s_g.Y_g \quad ۱۶$$

$$SAVING = INVEST \quad ۱۷$$

به‌طوری‌که: SAV_g پس‌انداز دولت؛ G_i مخارج دولت؛ SAV_f پس‌انداز خارجی؛ ID_i سرمایه‌گذاری؛ $SAVING$ کل پس‌انداز و $INVEST$ کل سرمایه‌گذاری می‌باشند. همچنین، S_{hoh} تمایل متوسط به پس‌انداز بخش خصوصی؛ S_g تمایل متوسط به پس‌انداز دولت و μ_i پارامتر سهم سرمایه‌گذاری بخش i می‌باشند.

- **معادلات بخش خارجی**

در این بخش فرض می‌شود که کشور کوچک بوده و درنتیجه تأثیری روی قیمت‌های بازارهای جهانی ندارد. همچنین، فرض می‌شود که مجموع کالاهای وارداتی و عرضه شده در داخل، کالای مرکب (کالای آرمینگتون)[1] را می‌سازد. فرض می‌شود که واردات جانشین ناقص برای تولیدات داخلی است؛ به این معنی که یک واحد کالای وارداتی می‌تواند با بیش از یک واحد کالای داخلی جانشین شود. این فرضیه به فرضیه آرمینگتون مشهور است. رابطه بین واردات و تولید داخلی به‌صورت یک تابع کشش ثابت جانشینی (CES)[2] نمایش داده می‌شود (معادله ۲۰). با توجه به مسئله بیشینه‌سازی، توابع تقاضا برای واردات و تولیدات داخلی به‌صورت معادلات (۲۱) و (۲۲) به‌دست خواهد آمد. همچنین فرض می‌شود که صادرات به‌طور ناقص قابل‌تبدیل به تولید داخلی است. رابطه بین صادرات و تولید داخلی نیز بر اساس یک تابع کشش ثابت انتقالی (CET)[3] بیان می‌شود (معادله ۲۳). با توجه به مسئله بیشینه‌سازی، توابع عرضه صادرات و کالای داخلی به ترتیب به‌صورت روابط (۲۴) و (۲۵) به‌دست خواهد آمد.

$$PE_i = pwe_i + EXR \qquad ۱۸$$

$$PM_i = pwm_i + EXR \qquad ۱۹$$

$$Q_i = \gamma_i(\alpha_{mi}.M_i^{\rho_{mi}} + \alpha_{di} + D_i^{\rho_{mi}})^{\frac{1}{\rho_{mi}}} \qquad ۲۰$$

$$M_{iq} = (\frac{\gamma_i^{\rho_{mi}}.\alpha_{mi}.PQ_i}{(1+tm_i).PM_i})^{\frac{1}{1-\rho_{mi}}}.Q_i \qquad ۲۱$$

$$D_i = (\frac{\gamma_i^{\rho_{mi}}.\alpha_{di}.PQ_i}{PD_i})^{\frac{1}{1-\rho_{mi}}}.Q_i \qquad ۲۲$$

$$Y_i = \theta_i(\beta_{ei}.E_i^{\rho_{ei}} + \beta_{di}.D_i^{\rho_{ei}})^{\frac{1}{\rho_{ei}}} \qquad ۲۳$$

$$E_i = (\frac{\theta_i^{\rho_{ei}}.\beta_{ei}(tx_i + PS_i)}{PE_i})^{\frac{1}{1-\rho_{ei}}}.Y_i \qquad ۲۴$$

1. Armington good
2. Constant Elasticity of Substitution
3. Constant Elasticity of Transformation

$$D_i = \left(\frac{\theta_i^{\rho_{ei}} . \beta_{di}(tx_i + PS_i)}{PD_i}\right)^{\frac{1}{1-\rho_{ei}}} . Y_i \qquad ۲۵$$

به‌طوری‌که: PE_i قیمت داخلی صادرات؛ Q_i کالای مرکب؛ D_i کالای تولید شده داخلی؛ PD_i قیمت کالای تولید داخلی و E_i مقدار صادرات می‌باشند. همچنین، pwe_i قیمت جهانی صادرات؛ λ_i پارامتر کارایی در تابع تولید کالای مرکب؛ pwm_i قیمت جهانی واردات؛ αm_i پارامتر سهم در تابع آرمینگتون ؛ αd_i پارامتر سهم در تابع آرمینگتون؛ ρm_i توان تابع آرمینگتون یا پارامتر مربوط به کشش جانشینی؛ ηi کشش تابع آرمینگتون؛ θ_i پارامتر کارایی تابع انتقال؛ βe_i پارامتر سهم در تابع انتقالی؛ βd_i پارامتر سهم در تابع انتقالی؛ ρ_{ei} پارامتر مربوط به کشش انتقالی و σ_i کشش انتقالی می‌باشند.

برای ایجاد تعادل در چهار بازار نیروی کار، سرمایه، کالای مرکب، ارز خارجی، عامل تعدیل‌کننده برای تساوی عرضه و تقاضا در هر بازار، قیمت‌های مربوطه هستند. در بازار نیروی کار، نرخ دستمزد، در بازار سرمایه، بهره یا رانت سرمایه، در بازار کالای مرکب، قیمت کالای مرکب و در بازار ارز، نرخ ارز عوامل تعدیل‌کننده هستند (معادلات ۲۶، ۲۷ و ۲۸). چون بی‌نهایت راه‌حل با قیمت‌های نسبی مشابه وجود دارد، برای اطمینان از این‌که تنها یک راه‌حل وجود داشته باشد و آن‌هم راه‌حل تعادلی است، از معادله نرمال کننده قیمت استفاده می‌شود. در این معادله، شاخص قیمت ثابت بوده و تغییرات قیمت‌های دیگر نسبت به این قیمت سنجیده می‌شود (معادله ۲۹).

$$\sum_j FD_{hj} = FS_h \qquad ۲۶$$

$$Q_i = C_i + G_i + ID_i + \sum_j X_{ij} \qquad ۲۷$$

$$\sum_i pwe_i . E_i + SAV_f + REMIT = \sum_i pwm_i . M_i \qquad ۲۸$$

$$PINDEX = \sum_i \omega_i PQ_i \qquad ۲۹$$

به‌طوری‌که: $PINDEX$ شاخص قیمت و ω_i وزن قیمت در هر بخش می‌باشند.

- **درآمدهای نفتی و صندوق توسعه ملی**

با توجه به وابستگی زیاد اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، واردکردن بخش نفت به مدل ضروری است. در مطالعه حاضر، جهت تابع تولید بخش نفت از روش حداکثر کننده سود استفاده نشد؛ زیرا جریان تولید نفت وابسته به ذخایر نفتی بوده، ارتباط چندانی با سرمایه و نیروی کار نداشته و شرکت ملی نفت ایران مانند سایر شرکت‌های دولتی به دنبال حداکثر کردن سود نیست. لذا تولید نفت و درآمدهای صادرات آن به‌صورت یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه یک ((AR(1)) مدل‌سازی شده است (Sayadi et al., 2015):

$$\mathrm{Ln}(Y_t^{oil}) = (1-\rho_{yoil})\ln(\bar{Y}^{oil}) + \rho_{yoil}\ln(Y_{t-1}^{oil}) + \varepsilon_t^{yoil} \quad , \quad \varepsilon_t^{yoil} \approx N(0,\sigma^{yoil}) \qquad (۳۰)$$

به‌طوری‌که؛ $\bar{Y}^{oil}$ سطح درآمدهای نفتی در وضعیت باثبات، ϵ_t^{yoil} شوک‌های نفتی و $\rho_{yoil} \in (0,1)$ می‌باشد. همچنین، فرض بر این است که انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی در هر دوره بر اساس رابطه زیر می‌باشد (Sayadi et al, 2015):

$$\mathrm{NDF_t} = \mathrm{NDF_{t-1}} + \phi_F Y_t^{oil} - F_t + \alpha_{nd} ND_t + Z_t \qquad (۳۱)$$

به‌طوری‌که؛ NDFt-1 مانده ذخایر صندوق توسعه ملی از دوره قبل که به دوره جاری منتقل شده است، ϕ_F سهم صندوق از درآمدهای نفتی، Ft تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی، α_{nd} درصدی از خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق که در هر دوره به صندوق بازپرداخت می‌شود و Zt سود حاصل از سپرده‌گذاری آن بخش از منابع صندوق است که به بخش خصوصی تخصیص داده نشده است. چنانچه فرض کنیم α_F درصد از منابع صندوق در هر دوره به بخش خصوصی تسهیلات داده می‌شود، خواهیم داشت:

$$F_t = \alpha_F NDF_t \qquad (۳۲)$$

علاوه براین، خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق به‌صورت زیر خواهد بود:

$$ND_t = ND_{t-1} + (1+rd)F_t - \alpha_{nd} ND_t \quad (۳۳)$$

به‌طوری‌که خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق شامل مانده انباشت خالص بدهی دوره قبل (ND_{t-1}) که به دوره جاری منتقل می‌شود، بعلاوه اصل و فرع تسهیلات دریافتی از صندوق ($(1+rd)F_t$) منهای بازپرداخت تسهیلات به صندوق در هر دوره ($\alpha_{nd} ND_t$) می‌باشد. rd نیز نرخ سود تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی می‌باشد. علاوه براین، فرض می‌شود که به مانده ذخایر صندوق در هر دوره، سود r* تعلق می‌گیرد (Sayadi et al., 2015):

$$Z_t = r^* NDF_t \quad (۳۴)$$

- **بانک مرکزی (سیاست پولی)**

در این مطالعه برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی از مدل ارائه شده توسط توکلیان و کمیجانی (Tavakolian & Komijani, 2012) استفاده شد. همچنین فرض بر آن است که تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می‌کند که دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف را به حداقل برساند. همچنین، فرض می‌شود تورم هدف ضمنی از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول به‌صورت معادله ۳۵ تبعیت می‌کند که در آن ضریب مدل ρ_{π^*} نزدیک به یک است. با توجه به این توضیحات تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی به‌صورت لگاریتم خطی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\mu}_t = \rho_\mu \hat{\mu}_{t-1} + \lambda^\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \lambda^y + \varsigma_t \quad (۳۵)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (۳۶)$$

که در این معادله $\varepsilon_t^{\pi^*} \approx N(0, \sigma_{\pi^*}^2)$ نشان دهنده شوکی است که به تورم هدف سیاست‌گذار پولی وارد می‌شود. علاوه بر این ς_t شوک پولی است که فرض می‌شود از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به‌صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\varsigma_t = \rho_\varsigma \varsigma_{t-1} + \varepsilon_t^{mp} \quad (۳۷)$$

در این معادله نیز $\varepsilon_t^{mb} \approx N(0,\sigma_{mb}^2)$ خواهد بود. بااین‌حال، باید توجه نمود که همچنان این تابع عکس العمل سیاست‌گذاری پولی نوعی قاعده سیاست‌گذاری خواهد بود (Tavakolian & Komijani, 2012).

- **مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)**

در روش تحلیل تعادل عمومی، معمولاً از یکی از مدل‌های کلان اقتصادی ازجمله داده- ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)[1] و مدل‌های تعادل عمومی قابل‌محاسبه (CGE) استفاده می‌شود. در مدل RDCGE، پویایی مبتنی بر فرض انتظارات تطبیقی است. به‌طوری‌که عاملین اقتصادی فرض می‌کنند شرایط جاری اقتصاد در دوره‌های آتی حاکم است. در واقع این مدل‌ها نوعی مدل‌های تعادل عمومی قابل‌محاسبه ایستا در دوره‌های زمانی مختلف هستند که ارتباط بین دوره‌ای به‌وسیله معادلات رفتاری برای متغیرهای درون‌زایی مانند انباشت سرمایه و روزآمدسازی متغیرهای برون‌زایی مانند عرضه نیروی کار برقرار می‌شود (Decaluwé et al., 2013).

- **بخش ایستای مدل**

مدل‌های تعادل عمومی قابل‌محاسبه بر اساس رفتار بهینه‌سازی مصرف‌کننده و تولیدکننده شکل می‌گیرد. مصرف‌کننده در پی بیشینه کردن مطلوبیت و تولیدکننده نیز سعی در بیشینه کردن سود یا کمینه کردن هزینه دارد. همچنین، فعالیت‌ها شامل سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات بوده که از دو عامل نیروی کار و سرمایه برای تولید استفاده می‌کنند. نهادها نیز شامل خانوارها، دولت و دنیای خارج است.

- **بخش پویا و کالیبراسیون مدل**

کالیبراسیون CGE بر دو مسئله متمرکز است: الف) کالیبراسیون مدل‌های CGE ایستا؛ ب) کالیبراسیون مدل‌های پویا در شرایط تعادل بلندمدت پایدار (Decaluwé et al., 2013). معادلات بخش پویای مدل عبارتنداز:

$$KD_{i,t+1} = (1-\delta)KD_{i,t} + QINV_{i,t}$$ انباشت سرمایه (۳۸)

1. Social accounting matrix (SAM)

$$\frac{QINV_{i,t}}{KD_{i,t}} = \phi_i .(\frac{R_{i,t}}{U_t})^{\sigma_K^{INV}}$$ تقاضای سرمایه‌گذاری (۳۹)

$$U_t = PINV_t .(ir + \delta)$$ هزینه استفاده از سرمایه (۴۰)

$$QFS_{1,t+1} = QFS_{1,t} .(1 + n_t)$$ رشد عرضه نیروی کار (۴۱)

$$INV_t = PINV_t . \sum_i INV_{i,t}$$ سرمایه‌گذاری کل (۴۲)

به‌طوری‌که؛ KD انباشت سرمایه، δ نرخ استهلاک، QINV تقاضای سرمایه‌گذاری در هر فعالیت، R نرخ بازگشت سرمایه، U هزینه استفاده از سرمایه، σ_K^{INV} کشش نرخ سرمایه‌گذاری به نسبت نرخ بازگشت سرمایه به هزینه استفاده از آن، PINV قیمت سرمایه، ir نرخ بهره واقعی، QFS عرضه کل نیروی کار و n_t نرخ رشد جمعیت است.

همچنین، در این تحقیق از تابع رفاه اجتماعی سن و جهت گردآوری داده‌ها از ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، جدول داده- ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استفاده شد. درنهایت، جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از نرم‌افزار متلب استفاده شد.

جدول ۱: ماتریس حسابداری اجتماعی کلان ایران در سال ۱۳۹۰

حساب‌ها	تولید	عوامل تولید	نهادها	انباشت سرمایه	دنیای خارج	جمع ورودی
تولید	۳,۷۴۴,۷۲۲,۶۲۷	۰	۳,۶۴۱,۱۱۷,۰۷۴	۲,۲۰۲,۹۴۲,۲۹۵	۱,۹۰۶,۸۲۳,۲۴۷	۱۱,۴۹۵,۶۰۵,۲۴۳
عوامل تولید	۶,۲۰۹,۲۷۱,۳۷۷	۰	۰	۰	۲۳,۸۰۲,۸۸۷	۶,۲۳۳,۰۷۴,۲۶۴
نهادها	۱۲۹,۲۲۳,۵۶۴	۶,۲۱۲,۸۰۶,۶۲۲	۱,۰۸۵,۲۳۷,۷۴۶	۰	۴,۴۶۷,۲۶۶	۷,۴۳۱,۷۳۵,۱۹۹
پس‌انداز	۰	۰	۲,۶۹۹,۷۳۴,۸۶۰	۰	۰	۲,۶۹۹,۷۳۴,۸۶۰
دنیای خارج	۱,۴۱۲,۳۸۷,۶۷۴	۲۰,۲۶۷,۶۴۲	۵,۶۴۵,۵۲۰	۴۹۶,۷۹۲,۵۶۴	۰	۱,۹۳۵,۰۹۳,۴۰۰
جمع ورودی	۱۱,۴۹۵,۶۰۵,۲۴۳	۶,۲۳۳,۰۷۴,۲۶۴	۷,۴۳۱,۷۳۵,۱۹۹	۲,۶۹۹,۷۳۴,۸۶۰	۱,۹۳۵,۰۹۳,۴۰۰	۲۹,۷۹۵,۲۴۲,۹۶۶

مأخذ: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (Islamic Parliament Recearch Center, 2011)

جدول زیر نیز سناریوهای موردبررسی در مطالعه حاضر را در قالب ترکیب‌های مختلف اعمال سیاست‌های پولی انبساطی نظیر رشد حجم نقدینگی و کاهش نرخ ذخیره قانونی را نشان می‌دهد:

جدول ۲: سناریوهای مطالعه

	سناریو						
	۰	۱	۲	۳	۴	۵	۶
درصد افزایش حجم نقدینگی (MVG)	۰	۵	۱۰	۲۰	۰	۰	۰
درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی (LRR)	۰	۰	۰	۰	۵	۱۰	۲۰

٤- نتایج و بحث

در این بخش نتایج حاصل از اثرات حاصل از شوک حاصل از رشد شاخص‌های سیاست پولی انبساطی موردبررسی (رشد حجم نقدینگی و کاهش نرخ ذخیره قانونی) در قالب ۶ سناریو بر نرخ ارز (ریال/ دلار آمریکا) و رفاه کل در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و توابع عکس‌العمل آنی (IRF) ارائه می‌شود:

٤-۱- نتایج کالیبراسیون مدل

یکی از مسائل بسیار مهم در حل مدل‌های CGE، روش برآورد پارامترهای موجود است. مقادیر کالیبره شده و پارامترهای مدل بر اساس ماتریس SAM سال ۱۳۹۰ و سناریوی پایه در جدول زیر ارائه شده است:

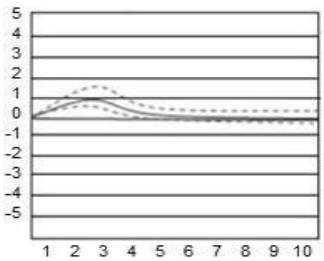
جدول ۳: مقادیر کالیبره شده و پارامترهای مدل

تابع	پارامتر / کشش		ضریب	منبع محاسبات
مصرف	سهم کالا		۰/۵۸۵	محاسبات تحقیق
	میل نهایی به مصرف خانوارها		۰/۶۳۳	محاسبات تحقیق
تولید کاب- داگلاس	انتقال یا کارایی		۱/۹۰۳	محاسبات تحقیق
	سهم عوامل تولید	نیروی کار	۰/۳۴۳	Sayadi et al (2015)
		سرمایه	۰/۶۵۷	Sayadi et al (2015)
تولید نهایی لئونتیف	سهم واسطه‌های نهایی	صنعت	۰/۱۱۹	Fahimifard (2021)
		کشاورزی	۰/۰۰۹	Fahimifard (2021)
		خدمات	۰/۱۴۷	Fahimifard (2021)
	سهم ارزش افزوده		۰/۷۲۵	محاسبات تحقیق
کالای مرکب آرمینگتون	کشش جانشینی		۱/۴۱۹	محاسبات تحقیق
	سهم واردات		۰/۰۷۸	محاسبات تحقیق
	انتقال		۱/۲۳۱	محاسبات تحقیق
تابع تبدیل	کشش تبدیل		۱/۲۱۳	محاسبات تحقیق

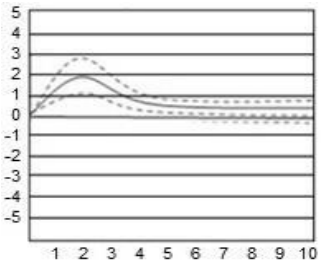
	سهم صادرات	۰/۹۳۴	محاسبات تحقیق
	انتقال	۴/۴۷۶	محاسبات تحقیق
سهم صندوق توسعه ملی از درآمدهای نفتی		۰/۲۰	Sayadi et al (2015)
نسبت با ثبات مصرف دولتی از کل هزینه دولت		۰/۹۳۷	Hosseininasab (2016)
نسبت با ثبات سرمایه‌گذاری دولتی از کل هزینه دولت		۰/۰۶۳	Hosseininasab (2016)
نسبت با ثبات صادرات به تولید ناخالص داخلی		۰/۲۱۱	Mehregan & Daliri (2013)
نسبت با ثبات واردات به تولید ناخالص داخلی		۰/۲۵۲	Mehregan & Daliri (2013)
نسبت با ثبات مصرف به تولید ناخالص داخلی		۰/۵۵۱	Izadkhasti (2018)
نسبت با ثبات سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی		۰/۳۵۱	Izadkhasti (2018)
نسبت با ثبات نیروی کار به کل نیروی کار		۰/۲۳۴	Izadkhasti (2018)
عکس کشش مانده حقیقی پول		۱/۲۸۴	Hosseininasab (2016)
ضریب اتورگرسیو تکانه پایه پولی		۰/۷۴۶	Izadkhasti (2018)

۲-٤- تأثیر سناریوهای سیاست پولی انبساطی بر نرخ ارز و رفاه کل

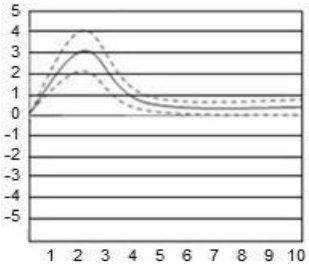
در این بخش به بررسی توابع واکنش آنی یعنی چگونگی اثرپذیری نرخ ارز (ریال/ دلار امریکا) و رفاه کل از شوک مثبت سیاست‌های پولی انبساطی (رشد حجم نقدینگی و کاهش نرخ ذخیره قانونی) در قالب سناریوهای موردبررسی پرداخته شده است. مهم‌ترین نتایج حاصل از واکنش نرخ ارز و رفاه کل نسبت به شوک سیاست‌های پولی انبساطی موردبررسی در نمودارهای ۱ تا ۱۲ جمع‌بندی شده است:



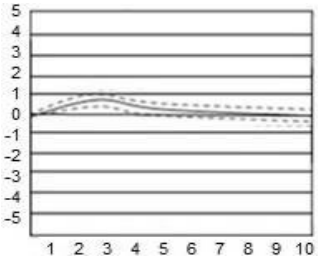
نمودار ۱: واکنش EXR به شوک MVG در سناریو ۱



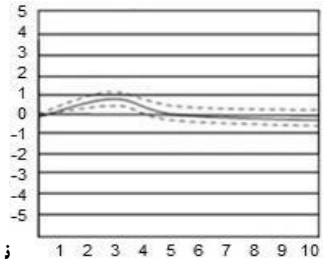
نمودار ۲: واکنش EXR به شوک MVG در سناریو ۲



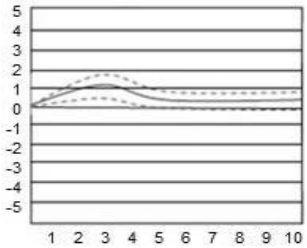
نمودار ۳: واکنش EXR به شوک MVG در سناریو ۳



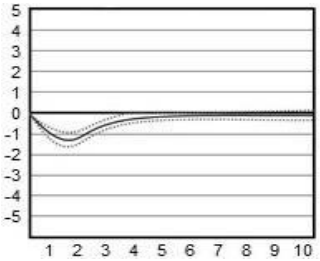
نمودار ٤: واکنش EXR به شوک LRR در سناریو ۱



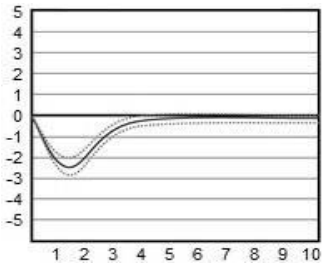
مودار ٥: واکنش EXR به شوک LRR در سناریو ۲



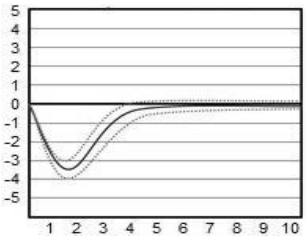
نمودار ٦: واکنش EXR به شوک LRR در سناریو ۳



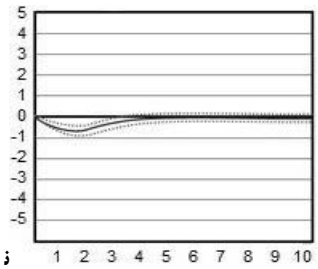
نمودار ۷: واکنش WLF به شوک MVG در سناریو ۱



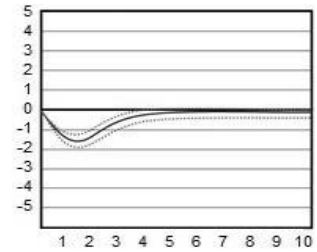
نمودار ۸: واکنش WLF به شوک MVG در سناریو ۲



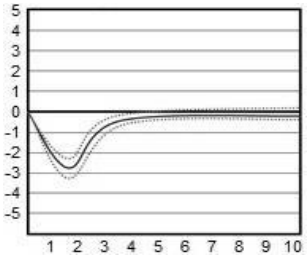
نمودار ۹: واکنش WLF به شوک MVG در سناریو ۳



مودار ۱۰: واکنش WLF به شوک LRR در سناریو ۱



نمودار ۱۱: واکنش WLF به شوک LRR در سناریو ۲



نمودار ۱۲: واکنش WLF به شوک LRR در سناریو ۳

نمودار ۱ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در سناریوی اول یعنی ۲ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۱ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۲ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر نرخ ارز برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۲ درصد رشد حجم نقدینگی، نرخ ارز را در دوره اول، ۰/۲۹، در دوره دوم، ۰/۶۶ و در دوره سوم ۰/۹۷ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۲ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در

سناریوی دوم یعنی ۵ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۲ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر نرخ ارز برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی، نرخ ارز را در دوره اول، ۱/۰۶، در دوره دوم، ۱/۴۶ و در دوره سوم ۱/۹۸ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۳ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در سناریوی سوم یعنی ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۳ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر نرخ ارز برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی، نرخ ارز را در دوره اول، ۱/۱۷، در دوره دوم، ۲/۲۱ و در دوره سوم ۳/۰۸ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به‌طورکلی این‌گونه می‌توان استنباط کرد که شوک‌های افزایش حجم نقدینگی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی شده و لذا قیمت ریالی دلار آمریکا در داخل کشور افزایش می‌یابد. نمودار ۴ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در سناریوی چهارم یعنی ۲ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی (LRR) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۴ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۲ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر نرخ ارز برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۲ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی، نرخ ارز را در دوره اول، ۰/۱۶، در دوره دوم، ۰/۳۷ و در دوره سوم ۰/۸۴ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۵ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در سناریوی پنجم یعنی ۵ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی (LRR) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۵ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۵ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر نرخ ارز برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۵ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی، نرخ ارز را در دوره اول، ۰/۱۹، در دوره دوم، ۰/۳۹ و در دوره سوم ۰/۹۰ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۶ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در سناریوی ششم یعنی ۱۰ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی (LRR) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۶ نشان می‌دهد شوک ناشی از ۱۰ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر نرخ ارز برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۱۰ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی، نرخ ارز را در دوره اول، ۰/۲۴، در دوره دوم، ۰/۷۵ و در دوره سوم ۱/۱۴ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به‌طورکلی این‌گونه می‌توان استنباط کرد که شوک‌های کاهش نرخ ذخیره قانونی منجر به افزایش حجم کل

پول و کاهش ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی شده و لذا قیمت ریالی دلار آمریکا در داخل کشور افزایش می‌یابد. نمودار ۷ واکنش آنی (IRF) رفاه کل (WLF) را در سناریوی هفتم یعنی ۲ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۷ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۲ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر رفاه کل برخوردار است. به‌طوری‌که شوک ناشی از ۲ درصد رشد حجم نقدینگی، رفاه کل را در دوره اول، ۰/۷۹ و در دوره دوم، ۱/۱۹ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۸ واکنش آنی (IRF) رفاه کل (WLF) را در سناریوی هشتم یعنی ۵ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۸ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر رفاه کل برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی، رفاه کل را در دوره اول، ۱/۶۹ و در دوره دوم، ۲/۴۷ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۹ واکنش آنی (IRF) رفاه کل (WLF) را در سناریوی نهم یعنی ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۹ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر رفاه کل برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی، رفاه کل را در دوره اول، ۲/۰۶ و در دوره دوم، ۳/۵۳ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به‌طورکلی این‌گونه می‌توان استنباط کرد که شوک‌های افزایش حجم نقدینگی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش و قدرت خرید پول ملی و متعاقباً افزایش نرخ تورم شده و لذا رفاه کل جامعه کاهش می‌یابد. نمودار ۱۰ واکنش آنی (IRF) رفاه کل (EXR) را در سناریوی دهم یعنی ۲ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی (LRR) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۱۰ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۲ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر رفاه کل برخوردار است؛ به‌طوری‌که شوک ناشی از ۲ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی، رفاه کل را در دوره اول، ۰/۳۱ و در دوره دوم، ۰/۷۳ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۱۱ واکنش آنی (IRF) رفاه کل (EXR) را در سناریوی یازدهم یعنی ۵ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی (LRR) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۱۱ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۵ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر رفاه کل برخوردار است. به‌طوری‌که شوک ناشی از ۵ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی، رفاه کل را در دوره اول، ۱/۰۲ و در دوره دوم، ۱/۶۴ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۱۲ واکنش آنی (IRF) رفاه کل (EXR) را در سناریوی دوازدهم

یعنی ۱۰ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی (LRR) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۱۲ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۱۰ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی تا دوره ششم از تأثیر معناداری بر رفاه کل برخوردار است. به‌طوری‌که شوک ناشی از ۱۰ درصد کاهش نرخ ذخیره قانونی، رفاه کل را در دوره اول، ۱/۹۶ و در دوره دوم، ۲/۸۱ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به‌طورکلی این‌گونه می‌توان استنباط کرد که شوک‌های کاهش نرخ ذخیره قانونی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش و قدرت خرید پول ملی و متعاقباً افزایش نرخ تورم شده و لذا رفاه کل جامعه کاهش می‌یابد. همچنین، به‌طورکلی، یافته‌های فوق نشان می‌دهد که در میان شوک‌های موردبررسی، شوک ناشی از افزایش حجم نقدینگی در مقایسه با شوک ناشی از کاهش نرخ ذخیره قانونی، از اثرگذاری مثبت بیشتری بر افزایش نرخ ارز و اثرگذاری منفی بیشتری بر رفاه کل برخوردار است.

همان‌طور که پیشتر گفته شد، مرور تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که مطالعه‌ای در داخل کشور به آزمون چگونگی تأثیر سیاست‌های پولی بر سیاست‌های ارزی در شرایط نااطمینانی و تأثیر دو سیاست یاد شده بر شاخص‌های رفاه در ایران نپرداخته است. لیکن، نتایج تحقیق حاضر به‌صورت غیرمستقیم با بخشی از نتایج مطالعه گالی و موناسلی (Gali & Monacelli, 2005)، رابینسون (Robinson, 2013)، سرلیتز و رحمان (Serletis & Rahman, 2015)، بنچیمول (Benchimol, 2019)، چن و همکاران (Chen et al., 2020) و یاوری و همکاران (Yavari et al., 2016) همخوانی دارد.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادها

با توجه به آثار منفی اثر شرایط نااطمینانی در اقتصاد بر روی رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، ارزیابی آثار سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثر آن‌ها بر روی رفاه از اهمیت انکارناپذیری به‌منظور جلوگیری از آثار زیان‌بار (تورم، بیکاری، کاهش رفاه و ...) برخوردار است که در این تحقیق به این مهم پرداخته شد. برای این منظور، در این مطالعه اثرات شوک‌های ناشی از سناریوهای سیاست‌های پولی انبساطی در قالب افزایش رشد حجم نقدینگی و کاهش نرخ ذخیره قانونی (۲٪، ۵٪ و ۱۰٪) بر نرخ ارز (ریال/ دلار آمریکا) و شاخص رفاه کل در ایران بررسی شد. در این راستا، داده‌های موردنیاز از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مجلس شورای اسلامی و جدول داده- ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی گردآوری و جهت تحلیل داده‌ها از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و نرم‌افزار متلب استفاده شد. نتایج نشان داد که شوک‌های ناشی افزایش حجم نقدینگی به میزان ۲ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد، حداکثر به ترتیب منجر به افزایش ۰/۹۷ درصد، ۱/۹۸ درصد و ۳/۰۸ درصد در نرخ ارز

می‌شوند؛ زیرا شوک‌های افزایش حجم نقدینگی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی شده و لذا قیمت ریالی دلار آمریکا در داخل کشور افزایش می‌یابد. همچنین، شوک‌های ناشی از کاهش نرخ ذخیره قانونی به میزان ۲ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد، حداکثر به ترتیب منجر به افزایش ۰/۸۴ درصد، ۰/۹۰ درصد و ۱/۱۴ درصد در نرخ ارز می‌شوند؛ زیرا شوک‌های کاهش نرخ ذخیره قانونی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی شده و لذا قیمت ریالی دلار آمریکا در داخل کشور افزایش می‌یابد. علاوه براین، شوک‌های ناشی افزایش حجم نقدینگی به میزان ۲ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد، حداکثر به ترتیب منجر به کاهش ۱/۱۹ درصد، ۲/۴۷ درصد و ۳/۵۳ درصد در رفاه کل می‌شوند؛ زیرا شوک‌های افزایش حجم نقدینگی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش و قدرت خرید پول ملی و متعاقباً افزایش نرخ تورم شده و لذا رفاه کل جامعه کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، شوک‌های ناشی از کاهش نرخ ذخیره قانونی به میزان ۲ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد، حداکثر به ترتیب منجر به کاهش ۰/۷۳ درصد، ۱/۶۴ درصد و ۲/۸۱ درصد در رفاه کل می‌شوند؛ زیرا شوک‌های کاهش نرخ ذخیره قانونی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش و قدرت خرید پول ملی و متعاقباً افزایش نرخ تورم شده و لذا رفاه کل جامعه کاهش می‌یابد. همچنین در میان شوک‌های موردبررسی، شوک ناشی از افزایش حجم نقدینگی در مقایسه با شوک ناشی از کاهش نرخ ذخیره قانونی، از اثرگذاری مثبت بیشتری بر افزایش نرخ ارز و اثرگذاری منفی بیشتری بر رفاه کل برخوردار است.

درنهایت با تشدید نوسانات نرخ ارز، به دلیل تأثیری که بر انتظارات تورمی افراد در جامعه می‌گذارد، خانوارها به‌منظور حفظ قدرت خرید دارایی‌های خویش، آن‌ها را به سمت بازارهای موازی با درآمدزایی بیشتر مانند بازار ارز منتقل می‌کنند که نتیجه آن افزایش مجدد نرخ ارز و تشدید نوسان آن بوده و در نظر افراد جامعه، فعالیت‌های سوداگرانه مطلوب‌تر از فعالیت‌های تولیدی جلوه کرده و نهایتاً رفاه کل کاهش می‌یابد. در این شرایط چنانچه بانک مرکزی یک سیاست پولی انبساطی اتخاذ کند، منجر به تشدید وخامت اوضاع یاد شده خواهد شد؛ لذا پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی در این شرایط یک سیاست پولی انقباضی مانند افزایش نرخ سود بانکی اتخاذ کند. سیاست یاد شده، اگرچه منجر به افزایش هزینه سرمایه‌گذاری خواهد شد، لیکن، می‌تواند تا حد زیادی مانع رواج فعالیت‌های سوداگرانه و انتقال دارایی‌های جامعه به سمت بازار ارز و تشدید نوسانات آن و درنهایت کاهش رفاه کل شود.

References

Beckmann, J., & Czudaj, R., (2017). Exchange rate expectations and economic policy uncertainty. *European Journal of Political Economy*, *47*(3), 148–162.

Benchimol, J. (2019). Optimal Monetary Policy under Bounded Rationality. *IMF Working Papers*, Volume 2019: Issue 166.

Cavallo, A., & Ribba, A. (2103). Measuring the Effects of Oil Price and Euro -Area Shocks on CEECs Business Cycles. *Journal of policy modeling*, *40*(1), 74 -96.

Central Bank of Iran, Time series database, https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx

Chen, L.; Du, Z., & Hu, Z. (2020). Impact of economic policy uncertainty on the exchange rate volatility of China. *Finance Research Letters*, *32*(2), 1-5.

Cukierman, A., & Meltzer, A. H. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica*, *54*(5), 1099-1128.

Decaluwé, B.; Lemelin, A.; Maisonnave, H., & Robichaud, V. (2013). Pep-1-t», Standard PEP model: single-country, recursive dynamic version. Politique Économique et Pauvreté/Poverty and Economic Policy Network. Université Laval, Québec.

Emamimibodi, M.; Samati, M., & sharifiRenani, H. (2021). The effect of fiscal policy on social welfare due to government spending shocks. Monetary and productivity. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*; *29*(97), 199-225. (in Persian)

Fahimifard, S. M. (2021). Senario-Making for Impacts of Iran's Oil Revenue Investment Shock on Agriculture, Industry and Services: RDCGE Model Approach. *Agricultural Economics and Development*, *29*(3), 155-187. (in Persian)

Galí, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, *72*(3), 707-734.

Gudarzi Farahani, Y.; Adeli, O., & Ghorbani, A. (2020). The Impact of Economic Policy Uncertainty on Exchange Rate Fluctuations with using the Nonlinear Autoregressive distributed lags Model (NARDL*). Journal of Econometric Modelling*, *5*(4), 147-171. (in Persian)

Haji Mola Mirzaee, M. S.; Mola Mirzaee, H., & Shokouh, H. (2021). Investigating the effect of oil price and exchange rate uncertainty on the adoption of an optimal monetary strategy in Iran. *Interdisciplinary Studies on Strategic Knowledge*, *5*(19), 223-250. (in Persian)

Heidarpour, A. (2021). Welfare Analysis of Monetary policy in Iran's Economy. *Stable Economy Journal*, *2*(2), 45-80. (in Persian)

Hosoe, N.; Gasawa, K., & Hashimoto, H. (2010). Textbook of Computable General Equilibrium Modeling. *Programming and Simulations*, Palgrave Macmillan UK.

Hosseininasab, E.; Abdullahi Haghi, S.; Naseri, A., & Agheli, L. (2016). The Effects of Oil Boom and Oil Revenues Management on the Optimal Path of Iranian Macroeconomic Variables (Based on Dynamic Computable General Equilibrium). *Quarterly Journal of Economic Research*, *16*(2), 173-200. (in Persian)

Islamic Parliament Recearch Center. (2011). Social Accounting Matrix. https://rc.majlis.ir/fa/news/show/931207. (in Persian)

Izadkhasti, H. (2018). Analyzing the Impact of Monetary Policy in a Dynamic General Equilibrium Model: Money in Utility Function Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, *9*(31), 71-101. (in Persian)

Kafaie, S. M. A., & Pourfathy, N. (2019). Investigation of the Effect of Exchange Rate Volatility on Economic Welfare and Determination of Appropriate Monetary Policy. *Economic Strategy*, *8*(31), 5-42. (in Persian)

Labafi feriz, F.; Samadi, S.; Nasrullahi, K., & Bakhshi Dastjerdi, R. (2018). Robust Monetary Policy in Uncertainty for Iran's Economy by using the Hansen and Sargent Approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, *53*(1), 153-179. (in Persian)

Mohammadi, H., & Mahmoudi, M. (2018). Investigating the Role of Variables Affecting the Legatum Prosperity Index Using Ordered Logit Regression approach. *Journal of Economics and Regional Development*, *25*(16), 1-20. (in Persian)

Mehregan, N., & Daliri, H. (2013). Banks Respond to Monetary Policy Shocks Based on DSGE Model. *Journal of Economic Research and Policies*, *21*(66), 39-68. (in Persian)

Odili, O. (2015). Effects of Exchange Rate Trends and Volatility on Imports in Nigeria: Implications for Macro economy Policy. *International Journal of Economics*. Commerce and Management, 3(7).

Robinson, T. (2013). Estimating and Identifying Empirical BVARDSGE Models for Small Open Economies. *Research Discussion Paper*, RDP 2013-06.

Sayadi, M.; Daneshjafari, D.; Bahrami, J., & Rafeei, M. (2015). A Framework for the Optimum Oil Revenue Allocation in Iran; Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Planning and Budgeting*, 20(2), 21-58. (in Persian)

Serletis, A., & Rahman, S. (2015). On the Output Effects of Monetary Variability. *Open Economies Review*, *26*(2), 225–236.

Shahiki Tash, M. N.; Molai, S., & Shivai, E. (2013). Cardinal Measurement of Welfare and Evaluation of Macroeconomic Variables Effect on

Welfare Changes in Iran Based on Fuzzy Regression . *Journal of Economic Research and Policies*, *21*(65), 165-182. (in Persian)

Tavakolian, H., & Komijani, A. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, *3*(8), 87-117. (in Persian)

Yavari, K.; Sahabi, B.; Agheli, L., & Shafiei, S. (2016). Uncertainty in Monetary Policy and its Economic Impacts: a combination of VAR and GARCH. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *13*(1), 69-96. (in Persian)

Zobeiri, H. (2016). Investigation the Effect of Exchange rate Gap of Official and Parallel Market on Inflation in Iran (Structural Time Series Approach). *Journal of Economic Modeling Research*, *7*(26), 167-192. (in Persian)

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 68 - 98

Investigation the Effect of Open Market Operations on the Stability of Macroeconomic Variables in Iran, Emphasizing the Sanctions Conditions

P. Davoudi[1], M. Kholousi[2]*, M. R. Sezavar[3]

1- Professor of Economics, Faculty of Economics and Polotocal Sciences of shahid Beheshti University, Tehran, Iran
2- Master of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
3- Ph. D in Economics and Lecturer in the Faculty of Economics and Political Sciences of Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: Mehdi.kholousisadegh1234@gmail.com)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.79341.1245

Received: 2022/10/25 Revised: 2023/05/17 Accepted: 2023/10/28	**How to cite this article:** Davoudi, P.; Kholousi, M., & Sezavar, M. R. (2023). Investigation the effect of open market operations on the stability of macroeconomic variables in Iran, emphasizing the sanctions conditions. *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal*, *30*(1): 68-98. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.79341.1245
Available Online: 2023/10/28	

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

1- INTRODUCTION

Achieving macroeconomic stability is one of the main issues of policymakers in developed and developing economies, especially in Iran. In order to create stability in the economy, one of the important and efficient tools are the monetary policies that are used in direct and indirect ways by the central bank. Open market operation as an indirect tool of monetary policy is done in most advanced countries that have structured secondary markets related to government bonds through the entry and exit of the central bank in this market. The preparations for the operation of the open market in Iran's economy have been prepared since 2017 and it has been implemented since the beginning of 2019. In the market operations of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, it can buy and sell certain securities, and other banks in Iran can also buy and sell these securities in cooperation with the Central Bank. Considering that the main tool of open market operations is the interest rate, it can be stated that the main objectives of the banking open market operations are the management of the short-term interest rates of the interbank markets in order to balance inflation. Of course, it should be noted that the economic conditions in Iran are different from other countries, because Iran has faced all kinds of economic and non-economic sanctions by Western countries, and it is necessary to consider this influential variable as a quantitative index and measure its effect in the model. Therefore, it is necessary to see the effectiveness of the mentioned operations in the conditions of sanctions. On the other hand, in spite of the extensive exploration regarding the issue of the effectiveness of open market operations, no study with this title has been

carried out in a quantitative manner. Therefore, in this paper, the effect of open market operations on variables such as inflation, gross domestic product, exchange rate and interest rate during the period of 1392 to 1400 with seasonal frequency is investigated with the Eviuse software and by using the ARDLmodel.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

In the implementation of monetary policy, the central bank can directly use its regulatory power or indirectly influence the conditions of the money market as a high-powered money issuer (bill and currency in circulation and deposits with the central bank). Accordingly, two types of monetary policy tools can be distinguished, which are called direct (not relying on market conditions) and indirect (based on market conditions) monetary policy tools.

3- METHODOLOGY

In order to investigate the effect of open market operations on four key macroeconomic variables, it is necessary to specify four separate equations and estimate each one separately by using the ARDL method. Consideration that the data is seasonal, it is necessary to check the reliability of the variables and the sum of the equations in order to examine the long-term relationship and the convergence of the variables towards the equilibrium value.

4- RESULTS & DISCUSSION

The important results obtained in this research is that the sign of the open market operation coefficient is contrary to economic theories, which indicates the inefficiency of the open market operation under sanctions in Iran, and these results are completely consistent with the official evidence and statistics of the relevant centers.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

In the current situation where Iran's economy is suffering from stagnation and government budget deficit, it seems that open market operation has found the function of financing for the government and has no effect on controlling the interest rate and consequently the inflation rate. In fact, the government issued bonds without consideration and from the very beginning it has disrupted and rendered useless the operation of the open market operation tool as a tool of the new monetary policy procedure in line with inflation targeting. On the other hand, the creation of open market operations and the issuance of bonds will cause global fluctuations or external pressures to be transferred into the country in the form of clear economic effects and create another vulnerable point against sanctions in Iran's economy. In such a way that by imposing severe sanctions and even by playing with the psychological atmosphere, the price of government bonds in the market will change and fall, which can cause the discrediting of government bonds and a blow to the financing of government activities. Therefore, it is suggested to consider a sustainable and long-term solution to the government's revenue generation, which includes tax revenues.

Keywords: Economic stability, Monetary policy, Open market operation, ARDL approach.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

بررسی تأثیر عملیات بازار باز بر برخی متغیرهای اقتصاد کلان در ایران با تأکید بر شرایط تحریم

پرویز داودی
استاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
مهدی خلوصی[1]
کارشناسی ارشد اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
محمدرضا سزاوار
دکترای اقتصاد و مدرس دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.79341.1245

چکیده

ثبات اقتصاد کلان یکی از مهم‌ترین مسئله‌های اصلی سیاست‌گذاران کشورهای درحال‌توسعه، به‌ویژه کشور ایران، است. در راستای ایجاد ثبات در اقتصاد، یکی از ابزارهای مهم و کارآمد سیاست‌های پولی هستند که به شکل‌های مستقیم و غیرمستقیم توسط بانک مرکزی مورداستفاده قرار می‌گیرند. عملیات بازار باز یکی از ابزارهای غیرمستقیم بانک مرکزی است که برای برقراری تعادل در نظام پولی مورد کاربرد بانک مرکزی از سال ۱۳۹۸ تابه‌حال قرارگرفته است. از سوی دیگر، شرایط اقتصادی در ایران متفاوت از سایر کشورهاست؛ چراکه ایران با انواع تحریم‌های اقتصادی و غیراقتصادی توسط کشورهای غربی مواجه بوده است. ازاین‌جهت یکی از متغیرهای متأثر در بررسی تأثیر عملیات بازار باز بر متغیرهای کلان اقتصادی، شاخص تحریم است که در مطالعه حاضر به‌صورت یک شاخص کمی در نظر گرفته‌شده و تأثیر آن در مدل سنجیده شده است. در این تحقیق به بررسی تأثیر عملیات بازار باز بر متغیرهای کلیدی اقتصاد همچون تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، تورم و نرخ ارز با لحاظ نمودن شرایط تحریم در ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ با تواتر فصلی و استفاده از رویکرد ARDL پرداخته شده است. نتایج حاکی از آن است که با در نظر گرفتن شرایط تحریمی، تأثیر متغیر عملیات بازار باز بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، تورم و نرخ ارز در رابطه بلندمدت به ترتیب ۰.۰۳-، ۰.۲، ۰.۲۶ و ۰.۷۵ واحد درصد است. بنابراین بر اساس نتایج حاصل از برآوردها مشخص شد که عملیات بازار باز با توجه به وجود تحریم در ایران، تأثیر مورد انتظار به لحاظ نظری را نداشته است و این مسئله، نشان‌دهنده عدم کارایی عملیات بازار باز در شرایط تحریم در اقتصاد ایران است.

کلیدواژه‌ها: ثبات اقتصادی، سیاست پولی، عملیات بازار باز، رویکرد ARDL.

---

[1] نویسنده مسئول: Mehdi.kholousisadegh1234@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۰۶
صفحات: ۹۸-۶۸

مقدمه

دستیابی به ثبات اقتصاد کلان یکی از مسئله‌های اصلی سیاست‌گذاران در اقتصادهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به‌ویژه در ایران، است. در راستای ایجاد ثبات در اقتصاد، یکی از ابزارهای مهم و کارآمد سیاست‌های پولی هستند که به شکل‌های مستقیم و غیرمستقیم توسط بانک مرکزی مورداستفاده قرار می گیرند. عملیات بازار باز به‌عنوان ابزار غیرمستقیم سیاست پولی، در اکثر کشورهای پیشرفته که دارای بازارهای ثانویه ساختاریافته در رابطه با اوراق دولتی می‌باشند، از طریق ورود و خروج بانک مرکزی در این بازار صورت می‌پذیرد؛ به‌گونه‌ای که قوی‌ترین ابزار تکنیک غیرمستقیم با مبتنی بر بازار استفاده از عملیات بازار باز است (Oduyemi,1993). درواقع می توان گفت استفاده از ابزار عملیات بازار باز بدین گونه است، زمانی که اقتصاد به جهت عرضه کم‌پول با نرخ بهره بالارو به رو است، بانک مرکزی اقدام به خرید اوراق بهادار از مردم نموده و بدین شکل پایه پولی را افزایش می‌دهد. در مقابل آن، هنگامی‌که اقتصاد با حجم نقدینگی گسترده و تورم بالا روبه‌رو است، بانک مرکزی با فروش اوراق بهادار به مردم اقدام به کاهش پایه پولی و تورم می‌نماید و بدین شکل ثبات اقتصادی را برقرار می‌نماید (Mankiw, 2016). مقدمات عملیات بازار باز در اقتصاد ایران از سال ۱۳۹۷ فراهم‌شده و از اوایل ۱۳۹۹ به مرحله اجرا درآمد. در عملیات بازار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، می‌تواند اوراق بهادار خاص را خریداری نموده و سپس، به فروش برساند و همچنین، دیگر بانک‌های کشور ایران نیز، می‌توانند جهت مشارکت با بانک مرکزی، به خریدوفروش این اوراق اقدام نمایند. با توجه به اینکه اصلی‌ترین ابزار عملیات بازار باز، نرخ بهره است، می‌توان بیان نمود اهداف اصلی عملیات بازار باز بانکی نیز، مدیریت نرخ بهره کوتاه‌مدت بازارهای بین‌بانکی است که در راستای ایجاد تعادل برای تورم است. البته لازم به ذکر است، شرایط اقتصادی در ایران متفاوت از سایر کشورها بوده، چراکه ایران با انواع تحریم‌های اقتصادی و غیراقتصادی توسط کشورهای غربی مواجه بوده است و لازم است این متغیر تأثیرگذار به‌صورت یک شاخص کمی در نظر گرفته‌شده و تأثیر آن در مدل سنجیده شود. لذا لازم است کارایی عملیات مذکور در شرایط تحریم دیده شود. از سوی دیگر، علیرغم کنکاش وسیع صورت گرفته در رابطه با موضوع اثرگذاری عملیات بازار باز تاکنون مطالعه‌ای با این عنوان به‌صورت کمی انجام‌نشده است. لذا در این مقاله به بررسی تأثیر عملیات بازار باز بر متغیرهایی نظیر تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و نرخ بهره طی بازه زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۴۰۰ با تواتر فصلی به کمک نرم‌افزار ایویوز و با استفاده از رویکرد الگوی خودرگرسیون توزیع وقفه‌ای (ARDL)[1]، پرداخته می‌شود.

---

[1]. Autoregressive Distributed Lag

در ادامه این مقاله، مبانی نظری، پیشینه تحقیق، روند متغیرهای اصلی تحقیق، روش تحقیق، محاسبات مدل و درنهایت به جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی پرداخته‌شده است.

مبانی نظری

این قسمت به دو زیر بخش، مبانی نظری ابزارهای سیاست پولی و ارتباط متغیر عملیات بازار باز با متغیرهای مدل پرداخته‌شده است.

ابزارهای سیاست پولی

در اجرای سیاست پولی، بانک مرکزی می‌تواند مستقیماً از قدرت تنظیم‌کنندگی خود استفاده نموده و یا به‌طور غیرمستقیم از اثرگذاری بر روی شرایط بازار پول به‌عنوان انتشاردهنده پول پرقدرت (اسکناس و مسکوک در جریان و سپرده‌های نزد بانک مرکزی) استفاده نماید. بر همین اساس دو نوع ابزار سیاست پولی قابل‌تفکیک است که ابزارهای مستقیم (عدم اتکا بر شرایط بازار) و غیرمستقیم (مبتنی بر شرایط بازار) سیاست پولی نامیده می‌شوند. ابزارهای سیاست پولی در ایران بر مبنای تفکیک مذکور به شرح ذیل است.

ابزارهای مستقیم

کنترل نرخ‌های سود بانکی

در ایران با اجرای قانون عملیات بانکی بدون ربا و معرفی عقود با بازدهی ثابت و مشارکتی، ضوابط تعیین سود و یا نرخ بازده مورد انتظار ناشی از تسهیلات اعطایی بانک‌ها و حداقل و حداکثر سود و یا بازده مورد انتظار بر طبق ماده (۲) آیین‌نامه فصل سوم قانون عملیات بانکی بدون ربا بر عهده شورای پول و اعتبار است. همچنین بر طبق ماده (۳) آیین‌نامه فصل چهارم قانون مذکور بانک مرکزی می‌تواند در تعیین حداقل نرخ سود (بازده) احتمالی برای انتخاب طرح‌های سرمایه‌گذاری و یا مشارکت و نیز تعیین حداقل و یا در صورت لزوم حداکثر نرخ سود مورد انتظار و یا نرخ بازده احتمالی برای سایر انواع تسهیلات اعطایی بانکی دخالت نماید.

سقف اعتباری

این نوع ابزارهای پولی با ایجاد محدودیت‌های اعتباری و اعطای اعتبارات مستقیم به همراه منظور کردن اولویت در امر اعطای اعتبارات بانکی در مورد بخش‌های خاص اقتصادی عملاً اقدام به جهت‌دهی اعتبارات به سمت بخش‌های موردنظر می‌نماید. بر اساس ماده ۱۴ قانون پولی و بانکی کشور، بانک مرکزی می‌تواند

در امور پولی و بانکی دخالت و نظارت‌هایی داشته باشد که ازجمله مفاد آن محدود کردن بانک‌ها، تعیین نحوه مصرف وجوه سپرده‌ها و تعیین حداکثر مجموع وام‌ها و اعتبارات در رشته‌های مختلف است.

ابزارهای غیرمستقیم

نسبت سپرده قانونی

نسبت سپرده قانونی ازجمله ابزارهای سیاست پولی بانک مرکزی است. بانک‌ها موظف‌اند همواره نسبتی از بدهی‌های ایجادشده و به‌طور اخص سپرده‌های اشخاص نزد خود را در بانک مرکزی نگهداری کنند. بانک مرکزی از طریق افزایش نسبت سپرده قانونی حجم تسهیلات اعطایی بانک‌ها را منقبض و از طریق کاهش آن، اعتبارات بانک‌ها را منبسط می‌نماید. بر طبق ماده (۱۴) قانون پولی و بانکی نسبت سپرده قانونی از ۱۰ درصد کمتر و از ۳۰ درصد بیشتر نخواهد بود و بانک مرکزی ممکن است برحسب ترکیب و نوع فعالیت بانک‌ها نسبت‌های متفاوتی برای آن تعیین نماید.

اوراق مشارکت بانک مرکزی

اجرای بهینه سیاست‌های پولی توسط بانک مرکزی، توسط ابزار اصلی و محوری عملیات بازار باز صورت می‌گیرد که به بانک‌ها انعطاف لازم را در مدیریت نقدینگی و مداخله در بازار پولی اعطاء می‌نمایند. به‌منظور توسعه و بسط عملیات بازار باز و اجرای سیاست‌های پولی از حیث مدیریت نقدینگی و تأثیر بر بازار پول و سرمایه، یافتن بدیل‌های مناسب در قالب موازین شرع مقدس اسلام بعد از اجرای قانون عملیات بانکی بدون ربا از جایگاه ویژه‌ای برخوردار گردید. اوراق قرضه به جهت مبتنی بودن بر بهره، اصولاً در اسلام پذیرفته‌شده نیست. لیکن اوراق مشارکت و سهیم نمودن سرمایه‌گذاران در فعالیت‌های اقتصادی و پرداخت سودهای واقعی نه‌تنها با مانع مواجه نیست بلکه مورد تشویق نیز هست. برای اولین بار، بر اساس ماده ۹۱ قانون برنامه سوم به بانک مرکزی اجازه داده شد که با تصویب شورای پول و اعتبار، از اوراق مشارکت بانک مرکزی استفاده نماید. شایان‌ذکر است که بر اساس برنامه چهارم توسعه، انتشار اوراق مشارکت بانک مرکزی با تصویب مجلس شورای اسلامی مجاز شده است.

انتشار و عرضه اوراق مشارکت بانک مرکزی ازجمله ابزارهای سیاست انقباضی و اجرای عملیات بازار باز است؛ به‌طوری‌که باعرضه این اوراق از حجم نقدینگی کاسته شده و وجوه این اوراق نزد بانک مرکزی مسدود می‌گردد. در بخش پایه پولی نیز انتشار این اوراق موجب افزایش جزء بدهی‌های بانک مرکزی و کاهش پایه پولی خواهد شد. لذا درمجموع انتشار اوراق موجبات کاهش رشد نقدینگی را فراهم می‌سازد.

درواقع سیاست‌گذار پولی را قادر می‌نماید تا در مواقع لزوم از طریق کنترل نقدینگی، دستیابی به نرخ تورم پایین را میسر سازد.

سپرده ویژه بانک‌ها نزد بانک مرکزی

یکی از مهم‌ترین اقداماتی که در جهت استفاده مطلوب از ابزارهای غیرمستقیم پولی در چارچوب قانون عملیات بانکی بدون ربا صورت گرفت، اجازه افتتاح حساب سپرده ویژه بانک‌ها نزد بانک مرکزی است که در اواخر سال ۱۳۷۷ به تصویب شورای پول و اعتبار رسید. هدف اصلی از اجرای این طرح، اعمال سیاست‌های پولی مناسب جهت کنترل و مهار نقدینگی از طریق جذب منابع مازاد بانک‌ها بوده است. لازم به ذکر است که بانک مرکزی به سپرده ویژه بانک‌ها نزد خود بر اساس ضوابط خاصی سود پرداخت می‌کند.

ارتباط متغیر عملیات بازار باز با متغیرهای تحقیق

عملیات بازار باز و تولید ناخالص داخلی

عملیات بازار با به‌عنوان ابزار غیرمستقیم سیاست پولی، سبب تغییر پایه پولی و حجم پول می‌شود. بدین‌صورت که با افزایش فروش اوراق بهادار دولتی، پایه حجم پول در اقتصاد کاهش می‌یابد، که با کاهش بخش تقاضای بازار، عرضه کل را کاهش می‌دهد و درنتیجه، تولید ناخالص داخلی، کاهش می‌یابد. همچنین با خرید اوراق بهادار دولتی توسط بانک مرکزی، پایه پولی و حجم نقدینگی افزایش‌یافته که موجب افزایش تقاضا در سمت بازار که درنهایت عرضه کل و تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد (Blanchard & Johnson, 2013).

عملیات بازار باز و نرخ بهره

بر اساس یک سیاست انقباضی، بانک مرکزی اوراق بهادار را در بازار آزاد می‌فروشد که باعث کاهش حجم پول در گردش می‌شود. سیاست پولی انبساطی مستلزم خرید اوراق بهادار و افزایش عرضه پول است. تغییرات عرضه پول بر نرخ‌هایی که بانک‌ها به یکدیگر وام می‌دهند تأثیر می‌گذارد، که بازتابی از قانون عرضه و تقاضا است. از سویی نرخ وجوه بانک مرکزی نرخ بهره‌ای است که بانک‌ها با آن ذخایر به ازای ۱۲ ساعت از یکدیگر قرض می‌گیرند تا نیازهای ذخیره خود را برآورده کنند. نرخ بهره‌ای که مدنظر بانک مرکزی در راستای ایجاد ثبات یا رشد اقتصادی است، در صورت خروج از مقدار مدنظر بانک مرکزی با اجرای عملیات بازار باز نرخ بهره را به مقدار اولیه نزدیک می‌نماید. لذا در صورت کاهش نرخ بهره از میزان اولیه لازم است بانک مرکزی با فروش اوراق بهادار دولتی حجم پول جامعه را کاهش داده (سیاست پولی انقباضی) و نرخ

بهره را افزایش دهد و درصورتی‌که نرخ بهره از مقدار اولیه خود فاصله افزایشی بگیرد، بانک مرکزی با خرید اوراق بهادار دولت حجم پول در اقتصاد را افزایش داده (سیاست پولی انبساطی) و نرخ بهره را کاهش می‌دهد (Mankiw, 2016).

عملیات بازار باز و تورم

عملیات بازار باز یک ابزار پولی قدرتمند است که بانک مرکزی از آن در شرایط تورمی می‌تواند استفاده کند. زمانی که تورم در اقتصاد بالا باشد، بانک مرکزی اوراق بهادار دولت را می‌فروشد تا پول بانک‌های تجاری یا سایر منابع به سمت خودش سرازیر شود و نقدینگی کمتری در سیستم باقی بماند. از سویی دیگر زمانی که اقتصاد با رکود مواجه می‌شود، بانک مرکزی سعی می‌کند اوراق بهادار دولتی را از بانک‌ها یا بازار بخرد و نقدینگی بیشتری به سیستم تزریق کند. افزایش حجم نقدینگی در بازار تا می‌تواند به ترتیب تقاضا و عرضه یا تجارت در اقتصاد را تحت‌فشار قرار دهد (همان).

عملیات بازار باز و حجم نقدینگی

عملیات بازار باز از مهم‌ترین ابزارهای سیاست پولی است، زیرا مهم‌ترین تعیین‌کننده تغییرات در پایه پولی واصلی‌ترین منبع نوسانات در عرضه پول به‌خصوص در کشورهای پیشرفته است. خرید اوراق قرضه منجر به بسط پایه پولی و بنابراین افزایش پول می‌شود، درحالی‌که فروش اوراق قرضه در بازار، باعث کاهش پایه پولی و درنتیجه، کاهش عرضه پول می‌شود (همان).

پیشینه تحقیق

در حوزه معرفی عملیات بازار باز و بررسی تأثیر آن در راستای اعمال سیاست‌های پولی توسط بانک مرکزی، تحقیقات کمی و کیفی مختلفی انجام‌شده که در دو بخش تحقیقات داخلی و خارجی عنوان گردیده است. اکسیلرد (۱۹۹۶) در مقاله خود ضمن انتخاب ابزار عملیات بازار باز به انواع ابزار کارآمد سیاست پولی توسط بانک مرکزی آمریکا از میان ابزارهای موجود به بررسی مختصری از ارتباط بین عملیات بازار باز و سایر عملیات پولی پرداخته است. سپس چگونگی تشویق بانک مرکزی به توسعه ساختار بازار مالی ضروری را موردبحث قرار داده و درنهایت، مزایا و محدودیت‌های رویکردهای خاص برای عملیات بازار باز را موردبررسی قرار داده است.

استیسی و بروس (۱۹۹۸) در مقاله خود یک مدل رشد پولی را ارائه می‌کند که در آن جدایی فضایی و ارتباطات محدود نقشی را برای بانک‌ها ایجاد می‌کند. سیاست پولی با تأمین نقدینگی سیستم مالی تعامل

دارد تا بر وجود، تعدد و ویژگی‌های پویایی تعادل‌ها تأثیر بگذارد. سطوح متوسط ریسک گریزی و سیاست پولی سفت‌وسخت می‌تواند به چندین حالت ثابت منجر شود.

هیروتاکا (۱۹۹۹) در مقاله خود با هدف تعمیق درک از فرآیند کشف قیمت در بازار اوراق بهادار دولتی به بررسی اثرات عملیات بازار باز بر فرآیند کشف قیمت در بازار اوراق بهادار دولتی ژاپن پرداخته است. با به‌کارگیری روش رگرسیون OLS به بررسی اثرات فوری اطلاع‌رسانی انجام عملیات بازار باز توسط بانک ژاپن بر حجم معاملات و نوسانات قیمت با استفاده از داده‌های معاملاتی تیک به تیک[1] در بازار پرداخته شده است. یافته‌های اصلی این مقاله به شرح زیر است: ۱) عملیات بازار باز قطعی (خریدهای قطعی) جهش‌های حجم معاملات و نوسان قیمت را افزایش می‌دهند، اما عملیات بازار باز موقت (خریدها با قراردادهای فروش برگشتی و بازپرداخت) یا خریدهای قطعی توسط وزارت مالی برافزایش حجم معاملات تأثیر نمی‌گذارد، ۲) تغییرات غیرمنتظره در مقادیر خرید و زمان‌های اطلاع‌رسانی عملیات بازار باز، قیمت‌ها و حجم معاملات را افزایش می‌دهد.

ادلووکان و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی تأثیر عملیات بازار باز و عرضه پول بر نرخ تورم با استفاده از رویکرد مدل تصحیح خطای برداری در نیجریه در دوره ۱۹۸۱-۲۰۱۶ می‌پردازد. نتایج نشان داد که اسناد خزانه، اوراق قرضه دولتی و عرضه پول با نرخ تورم در نیجریه رابطه مثبت و معناداری دارند. بااین‌حال، ارزش کل ابزارهای بازار پول، درآمد سرانه و نرخ بهره بر نرخ تورم در نیجریه تأثیر منفی و معناداری داشتند و از سویی دیگر عملیات بازار باز درحالی‌که عرضه پول را کنترل می‌کند، به‌طور قابل‌توجهی بر ثبات قیمت‌ها در بلندمدت در اقتصاد نیجریه تأثیر گذاشته است.

هرتل و همکاران (۲۰۲۲) در مقاله خود، برآوردهایی از اثرات کلان اقتصادی برنامه عملیات بازار باز ساختاری در پاسخ به شوک همه‌گیر کووید-۱۹ اجرا شد، ارائه کرده است. به‌منظور ارزیابی تأثیر قبلی خرید اوراق قرضه توسط بانک مرکزی بر اقتصاد واقعی و قیمت‌ها، تأثیر سیاست پولی غیرمتعارف بر شرایط تأمین مالی که به‌طور غیرمستقیم با استفاده از مفهوم نرخ سیاست سایه شناسایی‌شده است و تأثیر ساختار عملیات بازار باز بر نرخ ارز زلوتی لهستان در برابر یورو برآورد شد. نتایج شبیه‌سازی‌های مدل فضایی نشان می‌دهد که سیاست پولی غیرمتعارف انجام‌شده توسط NBP میزان کاهش رشد تولید ناخالص داخلی و تورم را به میزان ۰.۱ و ۰.۲ واحد درصد در سال ۲۰۲۰ و ۰.۵ واحد درصد در سال ۲۰۲۱ کاهش داد.

---

[1] tick-by-tick trading data

نودهی (۲۰۰۸) ضمن تبیین شیوه اجرایی سازی سیاست پولی با استفاده از ابزار عملیات بازار باز، شیوه جایگزین نمودن اوراق مشارکت با اوراق قرضه را برجسته می‌نماید. در این مقاله در کنار عقد مشارکت، به نحوه ترکیب بیع دین با مشارکت نیز اشاره می‌شود. در این تحقیق به مقایسه اوراق مشارکت ایران و سودان نیز پرداخته است.

نظرپور و همکاران (۲۰۱۲) با بررسی توصیفی و استفاده از منابع کتابخانه‌ای، این نتیجه را به دنبال دارد که گواهی سپرده قابل معامله به‌عنوان ابزاری مکمل سایر اوراق اسلامی، می‌تواند در عملیات بازار باز در بانکداری بدون ربا به کار گرفته شود و بانک مرکزی با خریدوفروش این اوراق طی عملیات بازار باز در بازار ثانویه، می‌تواند به مدیریت نقدینگی و اعمال سیاست‌گذاری پولی مؤثر در اقتصاد کشور بپردازد.

نظرپور و حقیقی (۲۰۱۳) به تبیین ارتباط و شیوه ورود بانک مرکزی در بازار سرمایه جهت اجرای سیاست‌های پولی (به‌ویژه عملیات بازار باز) می‌پردازد. در این تحقیق انواع روش‌هایی که بانک مرکزی می‌تواند در بازار ثانویه واردشده و نسبت به خریدوفروش اوراق دولتی اقدام ورزد و همچنین روش‌هایی که بانک مرکزی می‌تواند با استفاده از آن‌ها مستقیماً نسبت به انتشار اوراق بهادار اقدام نماید، موردبحث قرار می‌گیرد.

میثمی و ندری (۲۰۱۵) ماهیت عملیات بازار باز در بانکداری متعارف را موردبررسی قرار داده و دو شیوه استفاده از «اوراق بهادار دولت» و «اوراق بهادار بانک مرکزی» جهت این عملیات را با یکدیگر مقایسه نموده اند. علاوه بر این، تجربه استفاده از اوراق مشارکت بانک مرکزی در ایران را نیز موردبررسی و تحلیل قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق که به روش تحلیلی-توصیفی به دست آمده‌اند نشان می‌دهد: اولاً صرفاً آن دسته از اوراق بهادار می‌توانند مبنای عملیات بازار باز واقع شوند که از ویژگی‌های خاص چون حداقل ریسک، دوره زمانی کوتاه‌مدت، نرخ بهره مشخص و قابلیّت بلوکه نمودن منابع برخوردار باشند. ثانیاً در کشورهای توسعه‌یافته که معمولاً بازار ثانویه ساختار یافته بر روی اوراق بهادار دولتی دارند، معمولاً بانک مرکزی با ورود در این بازار به عملیات بازار باز می‌پردازد؛ اما در کشورهای درحال‌توسعه که معمولاً فاقد چنین بازارهایی می‌باشند، بانک مرکزی ناگزیر به انتشار مستقیم اوراق بهادار بانک مرکزی جهت سیاست‌گذاری پولی می‌باشد. ثالثاً استفاده از هرکدام از دو شیوه (اوراق بهادار دولت یا بانک مرکزی) جهت عملیات بازار باز نقاط قوت و ضعف مخصوص به خود دارد؛ اما اگر شرایط بازارهای ثانویه اوراق بهادار دولتی به‌گونه‌ای باشد که نیازهای بانک مرکزی جهت سیاست‌گذاری پولی را برطرف می‌کند، عملاً دلیلی برای انتشار مستقیم اوراق توسط بانک مرکزی وجود نخواهد داشت. نهایتاً اینکه اوراق مشارکت بانک مرکزی که تاکنون به‌عنوان تنها ابزار عملیات بازار باز توسط بانک مرکزی کشور اجرا شده است با ماهیت این عملیات سازگاری

ندارد. چراکه عقد مشارکت ذاتاً با مخاطره همراه می‌باشد، دوره زمانی مشارکت معمولاً کوتاه‌مدت نیست، امکان تعیین نرخ سود به‌صورت قطعی و از پیش تعیین شده وجود ندارد و نهایتاً بانک مرکزی نمی‌تواند منابع جمع آوری شده را بلوکه کند؛ بنابراین، حرکت به سمت ابزارهای جایگزین اوراق مشارکت را پیشنهاد داده‌اند.

میثمی (۲۰۱۷) در مقاله خود ضمن اجرای عملیات بازار باز در بانکداری مرکزی نوین در سایر کشورها با خریدوفروش اوراق قرضه و عدم امکان استفاده در چهارچوب اسلامی، تلاش می‌کند تا به روش تحلیلی-توصیفی به آسیب‌شناسی فقهی و اقتصادی ابزارهای مذکور بپردازد. یافته‌های صورت گرفته نشان می‌دهد که اکثر ابزارهای پیشنهادی توسط محققین در ایران و سایر کشورها، توانایی تأمین هم‌زمان معیارهای فقهی و اقتصادی را ندارند و تجارب کشورهای اسلامی در طراحی و استفاده از ابزارهای جایگزین اسلامی جهت عملیات بازار باز چندان قابل‌توجه نبوده و نقدهای زیادی به آن‌ها وارد است.

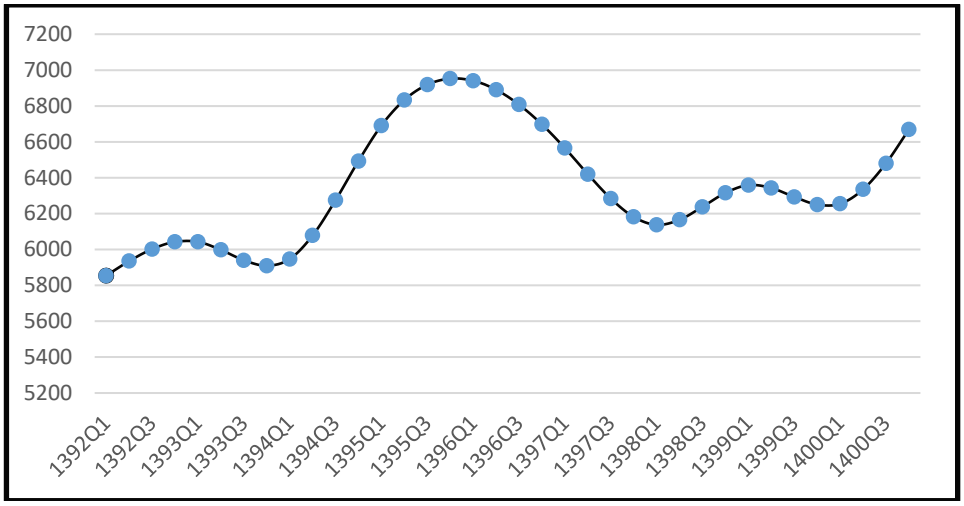
انصاری (۲۰۲۰) در مقاله خود ضمن بیان کارآمدی عملیات بازار باز به‌عنوان مهم‌ترین ابزار سیاست پولی و دقیق‌ترین ابزار سیاست‌های بلندمدت تنها ابزار کارآمد برای رویارویی با بحران‌های کوتاه‌مدت و مقطعی، به بررسی کاربرد آن در بانکداری بدون ربا پرداخته و بیان نموده است ازآنجاکه عملیات بازار باز ریشه در بهره ربوی دارد استفاده آن در بانکداری غیر ربوی قانونی به نظر نمی‌رسد.

روند متغیرهای اصلی تحقیق

در این بخش روند متغیرهای مهم تحقیق و توضیحاتی در باب آن‌ها داده‌شده است.

روند فصلی متغیر تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه سال ۱۳۹۰

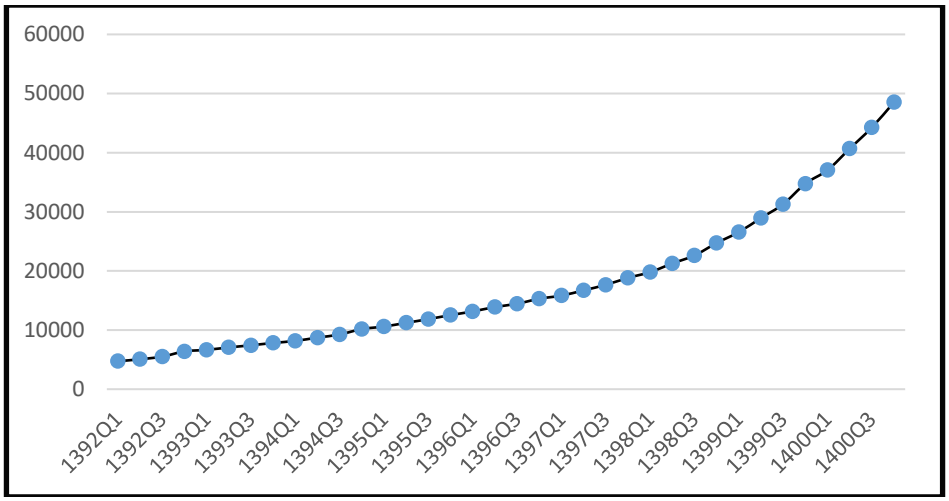
با توجه به شکل (۱)، تولید ناخالص داخلی با تواتر فصلی دارای نوسانات زیادی در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ بوده است که دراین‌بین بیشترین نوسان در محدوده زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ بوده است. همچنین مقدار تولید ناخالص داخلی از میزان ۵۸۵۴.۳۲۹ میلیارد ریال به‌به میزان ۶۶۶۹.۵۲۹ میلیارد ریال رسیده است که متوسط ارزش آن، ۶۳۴۸.۲۷۹ میلیارد ریال در کل این دوره بوده است.



شکل (۱): تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۱۳۹۰ (میلیارد ریال)

روند فصلی متغیر حجم نقدینگی پول

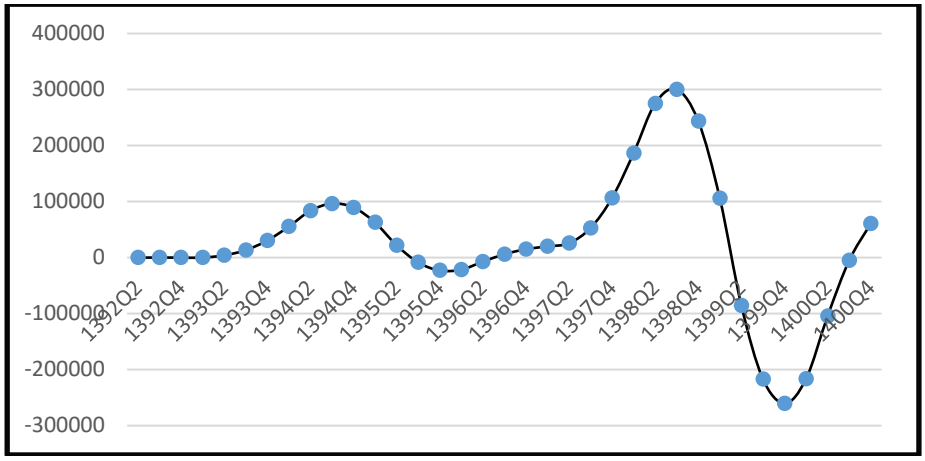
با توجه به شکل (۲)، حجم نقدینگی با تواتر فصلی دارای روند صعودی در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ بوده است که از میزان ۴۷۲۹.۵ میلیارد ریال به میزان ۴۸۵۴۵.۹ میلیارد ریال رسیده است که متوسط ارزش آن، ۱۷۷۶۵.۵ میلیارد ریال در کل این دوره بوده است.



شکل (۲): حجم نقدینگی (میلیارد ریال)

تغییرات فصلی متغیر عملیات بازار باز

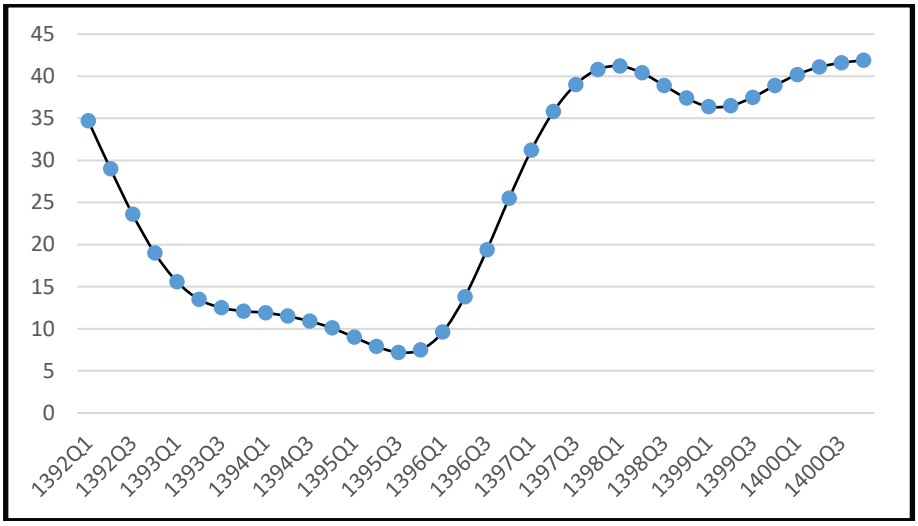
با توجه به شکل (۳)، تغییرات عملیات بازار باز با تواتر فصلی دارای نوسانات در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ بوده است که تغییرات آن از میزان ۱۵۷۰- میلیارد ریال به میزان ۶۰۸۲۳.۶۱ میلیارد ریال در انتهای دوره رسیده است. همچنین اواسط سال ۹۸ و اوایل سال ۱۴۰۰ دارای بیشترین نوسانات بوده است که متوسط ارزش کل تغییرات دوره، ۲۵۸۶۳.۷۲ میلیارد ریال بوده است.



شکل (۳): رشد عملیات بازار باز (درصد)

متغیر فصلی نرخ تورم

متغیر نرخ تورم با تواتر فصلی در بازه زمانی مذکور دارای دو روند نزولی در بازه ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ و روند صعودی در بازه ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ است. میزان تورم در سال ۱۳۹۲ از مقدار ۳۵ درصد به ۷ درصد در سال ۱۳۹۵ و از سال ۱۳۹۶ از میزان ۸ درصد به مقدار ۴۳ درصد در انتهای دوره رسیده است. میزان متوسط نرخ تورم در کل دوره نیز ۲۵.۳۸ درصد است.



شکل (٤): نرخ تورم (درصد)

روش تحقیق

در راستای بررسی تأثیر عملیات بازار باز بر چهار متغیر کلیدی اقتصاد کلان، لازم است چهار معادله جدا تصریح‌شده و هرکدام جداگانه به روش ARDL تخمین قرار می‌گیرد. با توجه به اینکه داده‌ها به‌صورت تواتر فصلی است، لازم است پایایی متغیرها و هم جمعی معادله‌ها در راستای بررسی رابطه بلندمدت و همگرایی متغیرها به سمت مقدار تعادلی موردبررسی واقع گردد.

مدل‌های انتخابی در راستای بررسی موضوع تحقیق از تحقیق صورت گرفته به‌وسیله شهون یوسمان رانو (۲۰۱۳) گرفته‌شده است .

تصریح مدل

مدل‌های زیر از تحقیق صورت گرفته توسط رانو که در سال ۲۰۱۹ برای کشور نیجریه مورداستفاده واقع‌شده است.

$$Ln\left(GDP_t\right) = \alpha_1 + \alpha_2 Ln(OMO_t) + \alpha_3 Ln(MSS_t) + \alpha_4 Ln(DCM_t) + \alpha_5 \dot{P}_t + U_t$$

(۱)

$$Ln\left(IFR_t\right) = \beta_1 + \beta_2 Ln(OMO_t) + \beta_3 Ln(MSS_t) + \beta_4 Ln(DCM_t) + \beta_5 \dot{P}_t + U_t$$

(۲)

$$Ln\left(INT_t\right) = \gamma_1 + \gamma_2 Ln(OMO_t) + \gamma_3 Ln(MSS_t) + \gamma_4 Ln(DCM_t) + \gamma_5 \dot{P}_t + U_t$$
(۳)

$$Ln\left(EXG_t\right) = \tau_1 + \tau_2 Ln(OMO_t) + \tau_3 Ln(MSS_t) + \tau_4 Ln\left(INT_t\right) + \tau_5 Ln\left(IFR_t\right) + \tau_6 \dot{P}_t + U_t$$
(۴)

که:

GDP: درآمد حقیقی سرانه، OMO: عملیات بازار باز، MSS: حجم نقدینگی، DCM: میزان اعتبارات بانک‌ها، IFR: نرخ تورم، $\dot{P}$: شاخص تحریم، INT: نرخ بهره کوتاه‌مدت یک‌ساله، EXG: نرخ ارز، Ln: لگاریتم بر مبنای عدد نپر و t: زمان است.

داده‌های آماری

در راستای انجام تحقیق، متغیرهای فوق‌الذکر به شرح زیر جمع‌آوری‌شده است:

متغیرهای GDP (تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۱۳۹۰)، MSS (حجم نقدینگی)، DCM (میزان اعتبارات بانک‌ها)، IFR (نرخ تورم)، INT (نرخ بهره) و EXG (نرخ ارز بازار غیر رسمی) از سایت بانک مرکزی و سایت درگاه ملی آمار جمهوری اسلامی ایران گردآوری‌شده است.

OMO (عملیات بازار باز)؛ این متغیر از داده‌های آماری دیوان محاسبات گردآوری‌شده است[۱].

$\dot{P}$ (شاخص تحریم)؛ این متغیر برگرفته از مطالعه نوفرستی و سزاوار (۱۴۰۰) است. ایشان ابتدا با لیست کاملی از تحریم‌های اعمالی علیه کشور، ضرایب مربوط به هزینه‌های تحمیل شده تحریم‌ها را که با استفاده از روش تحلیل سلسله‌مراتب فازی ساخته شده، به‌صورت تجمعی در نظر گرفته و با در نظر گرفتن تئوری احتمالات و مستقل فرض کردن احتمال اعمال تحریم از سوی نهادهای مختلف علیه ایران، شاخص تحریم را به دست آورده‌اند.

برآورد مدل

در این بخش نتایج رگرسیون بر روی خاصیت پایایی متغیرها و نتایج رگرسیون معمولی معادلات (۱) تا (۴) ارائه می‌شود. با استفاده از خاصیت پایایی جملات اخلال مدل‌ها (همجمعی مدل‌ها) رابطه کوتاه‌مدت، بلندمدت و همگرایی، موردبررسی قرار می‌گیرد.

---

[۱] . متغیر عملیات بازار باز از دیوان محاسبات کشور جمع‌آوری‌شده و با توجه به محرمانه بودن آن، امکان افشای مشاهدات آماری وجود ندارد.

پایایی متغیرها

با توجه به جدول زیر، اگر سطح معنی داربودن متغیرها را ۵ درصد لحاظ نماییم، تمامی متغیرها در سطح ناپایا ولی با یکبار تفاضل گیری پایا شده‌اند. اگر سطح معنی داربودن متغیرها را ۱۰ درصد لحاظ نماییم، همگی در سطح پایا هستند.

جدول (۱): پایایی متغیرها به روش ADF و Phillips-Perron در حالت سطح و یکبار تفاضل‌گیری

آزمون فلیپس-پرون[1]			آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته[2]			
مقدار بحرانی	آماره t	ضریب	مقدار بحرانی	آماره t	ضریب	متغیرها
-۱.۹۵	-۱.۴۱	-۰.۱۱	-۱.۹۵	-۱.۴۵	-۰.۱۰	Ln(GDP)
-۱.۹۵	-۱.۴۹	-۱.۱۵	-۱.۹۵	-۱.۴۱	-۱.۰۹	Ln(EXG)
-۱.۹۵	-۱.۷۵	-۰.۳۴	-۱.۹۵	-۱.۶۵	-۰.۳۲	Ln(OMO)
-۱.۹۵	-۱.۸۶	-۰.۱۰	-۱.۹۵	-۱.۵۵	-۰.۱۲	Ln(IFR)
-۱.۹۵	-۱.۷۹	-۰.۳۶	-۱.۹۵	-۱.۷۱	-۰.۳۲	Ln(MSS)
-۱.۹۵	-۱.۸۲	-۰.۵۸	-۱.۹۵	-۱.۸۲	-۰.۴۹	Ln(INT)
-۱.۹۵	-۱.۸۶	-۰.۴۲	-۱.۹۵	-۱.۸۴	-۰.۵۰	Ln(DCM)
-۱.۹۵	-۱.۷۵	-۰.۰۹	-۱.۹۵	-۱.۹۲	-۰.۱۱	$\dot{P}$
-۱.۹۵	-۱.۸۶	-۰.۰۷	-۱.۹۵	-۱.۸۳	-۰.۰۶	$Ln(GDP_{-1})$
-۲.۹۵	-۵.۸۲	-۱.۰۱	-۲.۹۵	-۵.۸۲	-۱.۰۷	$Ln(EXG_{-1})$
-۱.۹۵	-۲.۰۸	-۰.۲۳	-۱.۹۵	-۱.۸۷	-۰.۲۵	$Ln(OMO_{-1})$
-۱.۹۵	-۱.۹۳	-۰.۱۰	-۲.۹۵	-۲.۴۱	-۰.۰۹	$Ln(IFR_{-1})$
-۲.۹۵	-۴.۷۷	-۰.۸۳	-۲.۹۵	-۴.۱۴	-۰.۳۶	$Ln(MSS_{-1})$
-۲.۹۵	-۳.۰۲	-۰.۱۸	-۲.۹۵	-۵.۳۶	-۰.۴۶	$Ln(INT_{-1})$
-۲.۹۵	-۶.۲۱	-۱.۱۰	-۲.۹۵	-۲.۰۵	-۰.۴۵	$Ln(DCM_{-1})$
-۱.۹۵	-۱.۷۹	۰.۰۳	-۲.۹۵	-۸.۵۹	-۰.۱۰	$\dot{P}_{-1}$

[1]. Phillip-Perron-Test
[2]. Augmented Dickey Fuller-Test

تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

قبل از پرداختن به رابطه همجمعی در جملات اخلال مدل‌ها و تخمین مدل به روش کوتاه‌مدت و بلندمدت، لازم است ابتدا مدل به روش OLS تخمین زده‌شده و جملات اخلال آن‌ها محاسبه گردد. سپس پایایی آن موردبررسی قرار گیرد، در صورت پایا بودن در سطح، اجازه تخمین رابطه کوتاه مدل صادر می‌گردد.

تخمین مدل‌های ۱ تا ۴ در جدول زیر قابل‌مشاهده است:

با توجه به جدول (۲) و (۳)، با در نظر گرفتن شرایط تحریم در ایران، معناداری ضریب عملیات بازار باز در مدل یک و دوم تائید اما معناداری آن در مدل سوم و چهارم تائید نگردیده است.

از سویی دیگر ضریب متغیر عملیات بازار باز در حالت معناداری و بی‌معنی بودن، خلاف تئوری‌ها است که نشان عدم کارایی متغیر مذکور در شرایط تحریمی است. همچنین برازش مدل به‌خوبی صورت گرفته و تمامی ضریب تعیین‌ها حداقل ۸۰ درصد بوده و معناداری کل رگرسیون نیز تائید می‌گردد.

جدول (۲): تخمین مدل‌های ۱ و ۲ به روش حداقل مربعات معمولی

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	ضرایب	آماره t	آماره‌های دیگر	
Ln(GDP)					
	C	۹.۹۹	۴۳.۲۲	R^2	۰.۸۰
	Ln(OMO)	−۰.۰۷	−۵.۹۴	Adj. R^2	۰.۷۷
	Ln(MSS)	۰.۲۹	۲.۱۹	F − Stat	۳۱.۹۰
	Ln(DCM)	−۰.۲۲	−۱.۷۳	D. W	۰.۶۴
	$\dot{P}$	−۰.۹۲	−۸.۳۷		
Ln(CPI)					
	C	−۷.۱۶	−۱۱.۸۰	R^2	۰.۹۸
	Ln(OMO)	۰.۱۳	۴.۳۸	Adj. R^2	۰.۹۸
	Ln(MSS)	۰.۳۳	۰.۹۶	F − Stat	۷۴۱.۵۴
	Ln(DCM)	۰.۵۴	۱.۵۸	D. W	۰.۵۱
	$\dot{P}$	۲.۱۰	۷.۲۹		

جدول (۳): تخمین مدل‌های ۳ و ٤ به روش حداقل مربعات معمولی

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	ضرایب	آماره t	آماره‌های دیگر	
Ln(INT)					
	C	۱.۳۱	۲.۵۴	R^2	۰.۸۳

	Ln(OMO)	۰.۰۴	۱.۵۹	Adj. R^2	۰.۸۱
	Ln(MSS)	−۰.۸۷	−۲.۹۷	$F-Stat$	۳۹.۷۵
	Ln(DCM)	۰.۸۸	۳.۰۲	D. W	۰.۴۲
	$\dot{P}$	۰.۸۵	۰.۲۴		
Ln(EXG)					
	C	۰.۶۴	۰.۱۴	R^2	۰.۹۵
	Ln(OMO)	۰.۱۲	۰.۹۵	Adj. R^2	۰.۹۴
	Ln(MSS)	۰.۳۶	۰.۳۲	$F-Stat$	۱۱۵.۸
	Ln(DCM)	−۰.۱۹	−۰.۱۷	D. W	۰.۹۱
	Ln(CPI)	۱.۱۱	۱.۹۶		
	$\dot{P}$	۲.۰۹	۱.۳۸		

در جدول ۳ و ۴ به تخمین مدل‌های یک تا چهار پرداخته شد و توضیحات لازم بیان گردید.

حال قبل از ورود به مسئله رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت لازم است با بررسی پایایی متغیر جملات اخلال مدل‌ها، اجازه برآورد رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت صادر گردیده در غیر این صورت نمی‌توان از روش‌های فوق‌الذکر استفاده نمود.

پایایی متغیر جملات اخلال مدل‌ها

در این بخش بعد از تخمین جداگانه هر یک از مدل‌های ۱ تا ۴، جملات اخلال آن‌ها محاسبه‌شده و سپس آزمون پایایی در حالت سطح بر روی آن‌ها اعمال می‌گردد، که نتایج آزمون در جدول زیر بیان‌شده است.

جدول (٤): پایایی متغیر جملات اخلال مدل‌های ۱ تا ٤ به روش ADF و Phillips-Perron در حالت سطح

پایایی	مقدار بحرانی آماره t	آماره t	ضریب شیب جملات اخلال	مدل‌ها
در سطح صفر I(0)	−۱.۹۵	−۳.۷۶	−۰.۴۶	معادله ۱
در سطح صفر I(0)	−۱.۹۵	−۲.۸۶	−۰.۴۳	معادله ۲
در سطح صفر I(0)	−۱.۹۵	−۴.۷۸	−۰.۴۱	معادله ۳
در سطح صفر I(0)	۱.۹۵	۴.۴۳	−۰.۸۲	معادله ۴

با توجه به جدول فوق، تمامی جملات اخلال مدل‌های تخمینی، در سطح پایا هستند. پس می‌توان رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت را بررسی کرد.

تخمین رابطه کوتاه‌مدت (ARDL)

با توجه به اینکه تعداد مشاهدات آماری تحقیق کم بوده و امکان تورش دار و سازگاری ضرایب وجود دارد، لازم است با اضافه نمودن وقفه‌های متغیرهای توضیحی و وابسته به مدل، رابطه کوتاه‌مدت تخمین زده می‌شود.

نتایج رابطه کوتاه‌مدت مدل‌های ۱ تا ۴ در دو جدول جداگانه به زیر شرح زیر است:

جدول (۵): تخمین مدل‌های ۱ و ۲ با رویکرد ARDL

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	آماره‌های دیگر	
Ln(GDP)						
	Ln(GDP(−1))	۱.۷۷	۰.۰۳	۵۴.۰۳		
	Ln(GDP(−2))	−۰.۹۸	۰.۰۳	−۲۴.۸۵		
	Ln(OMO)	−۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	−۰.۸۵	R^2	۰.۹۹
	Ln(OMO(−1))	۰.۰۰۵	۰.۰۰۲	−۱.۸۸	Adj. R^2	۰.۹۹
	Ln(MSS)	−۰.۰۲	۰.۰۴	−۰.۶۵	F − Stat	۲۵۳۷.۶۱
	Ln(DCM)	۰.۰۲	۰.۰۱	−۱.۱۱	D. W	۱.۳۰
	Ln(DCM(−1))	۰.۰۰۵	۰.۰۱	۰.۳۳		
	Ln(DCM(−2))	۰.۰۳	۰.۰۱	۲.۲۶		
	Ln(DCM(−3))	۰.۰۲	۰.۰۱	۱.۹۲		
	$\dot{P}$	۰.۸۴	۰.۲۰	۴.۱۷		
	$\dot{P}(-1)$	−۲.۱۴	۰.۵۷	−۳.۷۶		
	$\dot{P}(-2)$	۱.۶۷	۰.۵۴	۳.۰۸		
	$\dot{P}(-3)$	−۰.۴۷	۰.۱۸	−۲.۵۱		
	C	۱.۸۰	۰.۲۱	۸.۴۸		
Ln(CPI)						
	Ln(CPI(−1))	۱.۶۱	۰.۱۰	۱۵.۸۵		

	$Ln(CPI(-2))$	-۰.۶۵	۰.۱۲	-۵.۴۱		
	$Ln(OMO)$	۰.۰۴	۰.۰۱	۲.۵۷		
	$Ln(OMO(-1))$	۰.۰۳	۰.۰۱	۲.۰۹		
	$Ln(OMO(-2))$	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۵۶	R^2	۰.۹۹
	$Ln(OMO(-3))$	۰.۰۰۶	۰.۰۰۹	۳.۵۱	$Adj.R^2$	۰.۹۹
	$Ln(MSS)$	۰.۲۳	۰.۱۸	۱.۲۹	$F-Stat$	۱۵۴۳۶.۹۸
	$Ln(MSS(-1))$	۰.۰۵	۰.۱۶	۰.۳۵	$D.W$	۱.۷۴
	$Ln(MSS(-2))$	-۰.۲۸	۰.۲۳	-۱.۲۲		
	$Ln(MSS(-3))$	-۰.۵۷	۰.۱۸	-۳.۱۷		
	$Ln(DCM)$	۰.۱۸	۰.۱۱	۱.۵۶		
	$Ln(DCM(-1))$	۰.۲۹	۰.۰۹	۲.۹۸		
	$Ln(DCM(-2))$	۰.۱۸	۰.۰۹	۲.۰۱		
	$Ln(DCM(-3))$	۰.۲۱	۰.۰۸	۲.۵۳		
	$\dot{P}$	۰.۱۴	۰.۴۵	۰.۳۱		
	$\dot{P}(-1)$	۱.۰۸	۰.۴۲	۲.۵۵		
	C	-۴.۰۹	۰.۵۷	۷.۰۶		

جدول (٦): تخمین مدل‌های ۳ و ٤ با رویکرد ARDL

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	آماره‌های دیگر	
$Ln(INT)$						
	$Ln(INT(-1))$	۰.۸۴	۰.۰۶	۱۲.۸۴		
	$Ln(OMO)$	۰.۰۰۹	۰.۰۰۷	۱.۳۴		
	$Ln(OMO(-1))$	۰.۰۱	۰.۰۰۷	۱.۹۵		
	$Ln(OMO(-2))$	-۰.۰۰۲	۰.۰۰۵	-۰.۴۸	R^2	۰.۹۹
	$Ln(OMO(-3))$	۰.۰۰۹	۰.۰۰۳	۲.۹۰	$Adj.R^2$	۰.۹۹
	$Ln(MSS)$	۰.۱۰	۰.۰۷	۱.۲۶	$F-Stat$	۴۰۶۷۸۳
	$Ln(MSS(-1))$	-۰.۱۰	۰.۰۷	-۱.۴۵	$D.W$	۱.۵۷
	$Ln(MSS(-2))$	-۰.۱۷	۰.۰۹	-۱.۷۲		
	$Ln(MSS(-3))$	-۰.۳۲	۰.۰۸	-۳.۷۷		
	$Ln(DCM)$	۰.۰۸	۰.۰۴	۱.۸۶		

	$Ln(DCM(-1))$	۰.۲۲	۰.۰۴	۴.۹۰		
	$Ln(DCM(-2))$	۰.۱۱	۰.۰۴	۲.۵۵		
	$Ln(DCM(-3))$	۰.۰۵	۰.۰۴	۱.۱۴		
	$\dot{P}$	۰.۷۴	۰.۴۵	۰.۲۴۱.۶۲		
	$\dot{P}(-1)$	-۱.۱۹	۱.۱۶	-۱.۰۳		
	$\dot{P}(-2)$	۱.۷۸	۱.۰۲	۱.۷۳		
	$\dot{P}(-3)$	-۱.۰۳	۰.۳۴	-۳.۰۴		
	C	-۰.۲۲	۰.۲۴	-۰.۹۲		
$Ln(EXG)$						
	$Ln(EXG(-1))$	-۰.۶۸	۰.۲۱	-۳.۱۶		
	$Ln(EXG(-2))$	-۰.۵۴	۰.۰۷	-۷.۷۱		
	$Ln(OMO)$	۰.۷۲	۰.۲۱	۳.۴۱		
	$Ln(OMO(-1))$	۰.۲۹	۰.۲۵	۱.۱۴		
	$Ln(OMO(-2))$	۰.۲۸	۰.۱۲	۲.۳۰	R^2	۰.۹۹
	$Ln(OMO(-3))$	۰.۲۱	۰.۱۴	۱.۴۶	$Adj.R^2$	۰.۹۹
	$Ln(MSS)$	۲.۰۴	۲.۸۴	۰.۷۱	$F-Stat$	۱۶۶.۱۹
	$Ln(MSS(-1))$	۵.۹۴	۲.۳۰	۲.۵۸	$D.W$	۲.۴۰
	$Ln(DCM)$	۱.۶۲	۱.۶۱	۱.۰۰		
	$Ln(DCM(-1))$	-۱.۸۱	۱.۵۱	-۱.۱۹		
	$Ln(DCM(-2))$	-۲۹.۵۵	۸.۶۰	-۳.۴۳		
	$Ln(CPI)$	۱۸.۷۲	۵.۰۳	۳.۷۱		
	$\dot{P}$	-۰.۱۱	۱۹.۰۵	-۰.۰۰۵		
	$\dot{P}(-1)$	۵۷.۹۴	۵۴.۱۱	۱.۰۷		
	$\dot{P}(-2)$	-۶۷.۸۳	۴۹.۳۵	-۱.۳۷		
	$\dot{P}(-3)$	۳۳.۳۸	۱۶.۹۸	۱.۹۶		
	C	۴۳.۸۶	۱۳.۵۰	۳.۲۴		

جدول‌های ۵ و ۶، نتایج حاصل از برآورد مدل‌های ۱ تا ۴ در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. قبل از اقدام به محاسبه رابطه بلندمدت، لازم است آزمون بنرجی-دلادو-مستر محاسبه و با مقدار بحرانی آن مقایسه گردد تا اجازه تخمین رابطه تعادلی بین متغیرهای مدل‌ها در بلندمدت صادر گردد.

نتایج حاصل از آزمون بنرجی-دلادو -مستر در جدول ۷ حاکی از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل‌های ۱ تا ۴ بوده است و اجازه برآورد رابطه بلندمدت صادر می‌گردد.

جدول (۷): بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل‌ها به روش آزمون دلادو-بنرجی-مستر با درصد اطمینان ۹۵٪ برای مدل‌های ۳ و ٤

مدل‌ها	آماره بنرجی، دولادو و مستر	مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر	رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل
۱	۱۳.۱۶	-۳.۸۲	وجود دارد
۲	۴.۳۶	-۳.۸۲	وجود دارد
۳	۱۴	-۳.۸۲	وجود دارد
۴	-۴.۳۵	-۳.۸۲	وجود دارد

رابطه بلندمدت

با توجه به نتایج حاصله از نتایج آزمون بنرجی، دلادو و مستر، امکان تخمین رابطه بلندمدت وجود داشته و نتایج آن در جدول زیر آورده شده است:

در این بخش دو متغیر کلیدی مدل همچون عملیات بازار باز و شاخص تحریم موردبررسی و تفسیر واقع می‌گردد. علت این کار جلوگیری از افزایش حجم مطالب این بخش و تأکید فراوان بر دو متغیر مذکور است.

جدول (۸): تخمین رابطه بلندمدت مدل‌های ۱ تا ٤

مدل‌ها	متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
مدل ۱	Ln(GDP)					
		C	۸.۸۴	۰.۳۶	۲۴.۲۴	۰.۰۵
		Ln(OMO)	-۰.۰۳	۰.۰۱	-۲.۰۸	۰.۰۵
		Ln(MSS)	-۰.۱۳	۰.۱۹	-۰.۶۷	۰.۱
		Ln(DCM)	۰.۲۲	۰.۱۸	۱.۱۸	۰.۱
		Ṗ	-۰.۴۵	۰.۱۶	-۲.۷۵	۰.۰۵
$EC = LOG(GDP) - (-0.0382 * LOG(OMO) - 0.1337 * LOG(MSS) + 0.2218 * LOG(DCM) - 0.4513 * P0 + 8.8466)$						
مدل ۲	Ln(CPI)					
		C	-۸.۹۴	۰.۸۳	-۱۰.۶۷	۰.۰۵

		Ln(OMO)	۰.۲۶	۰.۰۴	۵.۹۱	۰.۰۵
		Ln(MSS)	−۱.۲۱	۰.۴۸	−۲.۴۸	۰.۰۵
		Ln(DCM)	۱.۹۳	۰.۴۵	۴.۲۲	۰.۰۵
		Ṗ	۲.۶۷	۰.۳۹	۶.۷۰	۰.۰۵
$EC = LOG(CPI) - (0.2653 * LOG(OMO) - 1.2133 * LOG(MSS) + 1.9313 * LOG(DCM) + 2.6757 * P0 - 8.9411)$						
مدل ۳	Ln(INT)					
		C	−۱.۴۶	۲.۰۳	−۰.۷۲	۰.۱
		Ln(OMO)	۰.۲۰	۰.۱۲	۱.۶۵	۰.۱
		Ln(MSS)	−۳.۲۱	۱.۴۸	−۲.۱۵	۰.۰۵
		Ln(DCM)	۳.۰۴	۱.۳۶	۲.۲۲	۰.۰۵
		Ṗ	۱.۸۷	۰.۸۴	۲.۲۳	۰.۰۵
$EC = LOG(INT) - (0.2022 * LOG(OMO) - 3.2172 * LOG(MSS) + 3.0480 * LOG(DCM) + 1.8798 * P0 - 1.4667)$						
مدل ۴	Ln(EXG)					
		C	−۲۱.۶۶	۶.۰۲	۴.۶۷	۰.۰۵
		Ln(OMO)	۰.۷۵	۰.۱۶	۴.۶۷	۰.۰۵
		Ln(MSS)	۳.۹۴	۱.۶۱	۲.۴۴	۰.۰۵
		Ln(DCM)	−۱.۶۶	۱.۴۷	−۱.۱۲	۰.۱
		Ln(CPI)	−۱.۶۷	۰.۸۳	−۲.۰۰	۰.۰۵
		Ṗ	۱۱.۵۵	۱.۹۱	۶.۰۲	۰.۰۵
$EC = LOG(EXG) - (0.7510 * LOG(OMO) + 3.9472 * LOG(MSS) - 1.6612 * LOG(DCM) - 1.6702 * LOG(CPI) + 11.5512 * P0 - 21.6640)$						

با توجه به نتایج حاصل از برآوردهای صورت گرفته، معناداری ضریب متغیر عملیات بازار باز در تمامی مدل‌ها تائید می‌گردد. از سویی دیگر معناداری ضریب شاخص تورم نیز در تمامی مدل‌ها تائید شده است. نتایج مهم حاصل‌شده در این تحقیق آن است که علامت ضریب عملیات بازار باز خلاف تئوری‌های اقتصادی است، که این نشان از عدم کارایی عملیات بازار باز در شرایط تحریم در ایران دارد و این نتایج کاملاً منطبق بر شواهد و آمار رسمی مراکز ذی‌ربط است.

آزمون فروض کلاسیک

نتایج حاصل از آزمون فروض کلاسیک در جدول ۹ گزارش شده است:

جدول (۹): بررسی فروض کلاسیک

نوع آزمون	سطح احتمال	نتیجه
نرمالیتی	۰.۰۴۱	عدم رد فرض صفر
خودهمبستگی	۰.۰۳۲	عدم رد فرض صفر
ناهمسانی واریانس	۰.۰۲۸	عدم رد فرض صفر
تصریح الگو	۰.۰۳۶	عدم رد فرض صفر

همگرایی مدل‌ها

جدول (۱۰): بررسی رابطه همگرایی متغیرهای مدل

رابطه همگرایی	ضریب همگرایی	مدل‌ها
وجود دارد	-۰.۱۶	۱
وجود دارد	-۰.۱۱	۲
وجود دارد	-۰.۳۹	۳
وجود دارد	-۱.۰۶	۴

با افزایش یک‌درصدی در متغیر عملیات بازار باز، متغیرهای تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۱۳۹۰، شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۹۵ (تورم)، نرخ ارز در بازار غیررسمی و نرخ بهره به ترتیب ۰.۰۳ درصد کاهش، ۰.۲۶ درصد افزایش، ۰.۷۵ درصد افزایش و ۰.۲ درصد افزایش می‌یابد.

همچنین با افزایش یک‌درصدی در شاخص تحریم، متغیرهای تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۱۳۹۰، شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۹۵، نرخ بهره کوتاه‌مدت یک‌ساله و نرخ ارز در بازار غیررسمی به ترتیب ۰.۴۵ درصد کاهش، ۲.۶۷ درصد افزایش و ۱.۸۷ درصد افزایش و ۱۱.۵۵ درصد افزایش می‌یابد.

از سویی دیگر، ازآنجاکه نوفرستی (۱۴۰۰) در کتاب اقتصادسنجی کاربردی داده‌های سری زمانی خود، مقدار همگرائی را بین صفر تا منفی دو ذکر کرده است؛ لذا می‌توان گفت که متغیرهای تمامی مدل‌ها به سمت مقدار تعادلی خود همگرا هستند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

راه‌اندازی عملیات بازار باز و چارچوب هدف‌گذاری تورمی روش نوین سیاست‌گذاری پولی در دنیا است که درجه‌ای از توفیق را پشت سر گذاشته اما همچنان در معرض چکش خوردن است و استفاده از این ابزار در ایران به دلیل شرایط خاص اقتصادی کشور، می‌تواند تأثیرات مورد انتظار را نداشته باشد. لذا این مطالعه به دنبال بررسی تأثیر این ابزار سیاست پولی بر برخی متغیرهای کلان انجام پذیرفت.

نتایج حاصل از محاسبات صورت گرفته نشان از تأثیر معنادار و مطابق تئوری و حقایق اقتصادی موجود ضریب شاخص تحریم بر متغیرهای موردبررسی دارد. از سویی دیگر متغیر عملیات بازار باز تأثیر معنادار در تمامی مدل به‌جز مدل سوم دارد که کاملاً منطبق بر حقایق و شرایط حال اقتصادی موجود است اما با تئوری-های موجود انطباقی ندارد.

در شرایط کنونی که اقتصاد ایران از رکود و کسری بودجه دولت رنج می‌برد، به نظر می‌رسد عملیات بازار باز کارکرد تأمین مالی برای دولت پیداکرده و تأثیری بر کنترل نرخ بهره و به‌تبع آن نرخ تورم ندارد. درواقع دولت بدون ملاحظه اقدام به انتشار اوراق نموده و از همین ابتدا کارکرد ابزار عملیات بازار باز به‌عنوان ابزار رویه جدید سیاست‌گذاری پولی در راستای هدف‌گذاری تورم را مختل و فاقد فایده ساخته است. از سوی دیگر، ایجاد عملیات بازار باز و انتشار اوراق، موجب خواهد شد که نوسانات جهانی یا فشارهای خارجی به‌صورت آثار روشن اقتصادی به داخل کشور منتقل‌شده و یک نقطه ضربه‌پذیر دیگر در برابر تحریم‌ها، در اقتصاد ایران ایجاد گردد؛ به‌گونه‌ای که با برقراری تحریم‌های شدید و حتی با ایجاد بازی با جوّ روانی، قیمت اوراق دولت در بازار دستخوش تغییر و سقوط خواهد شد که می‌تواند زمینه بی‌اعتباری اوراق قرضه‌ی دولتی و ضربه به تأمین مالی فعالیت‌های دولت را فراهم آورد. ازاین‌رو پیشنهاد می‌گردد نسبت به درآمدزایی دولت، راهکاری پایدار و بلندمدت در نظر گرفته شود که از آن جمله می‌توان به درآمدهای مالیاتی اشاره کرد.

References

Accounts Court of the Islamic Republic of Iran. (in Persian)

Adedayo, O. A.; Bolaji, A. A.; Titilope, M. O. (2019). Impact of Open Market Operations and Money Supply on Inflation in Nigeria. *Acta Universitatis Danubius, Aude*, Vol. 15, no. 5/2019, pp. 235-249.

Ansari, A .(2019). Application of open market operations in interest-free banking. *Journal of Economics in Ayane Fiqh, No. 8*, pp. 103-126. (in Persian)

Central bank of Islamic Republic of Iran. (in Persian)

Hertel, K.; Humanicki, M.; Kitala, M.; Kleszcz, K. T.; Kuziemska, P.; Jakub, M.; Bartosz R.; Maciej S. (2022). The impact on the Polish economy of the Structural Open Market Operations programme conducted by *NBP*. *Published by: Narodowy Bank Polski Education & Publishing Department ul. Świętokrzyska* 11/21 00-919 Warszawa, Poland.

Hirotaka, I. (1999). The Effects of Open Market Operations on the Price Discovery Process in the Japanese Government Securities Market: An Empirical Study. *Financial Markets Department Bank of Japan*.

Kamerschen, .D. R. (1992). Money and banking. south western publishing Co.

Maithami, H. (2016). Legal-economic pathology of the proposed tools for open market operation in Iran and other countries. *Scientific-Promotional Quarterly of Islamic Economics and Banking, No. 19*, pp. 69-98. (in Persian)

Maithami, H.; Nedri, K. (2014). Open market operations with government and central bank securities. *Islamic Finance Research*, 5(1 (sequential 9)), pp. 119-154. (in Persian)

Mankiw, N.; Gregory (2016). *Macroecinonics. Library of Congress Cataloging*-in-Publication Number: 2009924581.

Mankiw. N.; Gregory; (2009). *Macroecinonics. Library of Congress Cataloging*-in-Publication Number: 2009924581, SEVENTH EDITION.

Maithami, H.; & Nederi, K. (2014). Open market operations with government and central bank securities. Scientific Journal "Islamic Financial Research", 5(1), 119-154. doi: 10.30497/ifr.2015.1794

Morris, A.; Davis. (2009). *Macroeconomics for MBAs and Masters of Finance. Published in the United States of America* by Cambridge University Press, New York.

Nazarpour, M. N.; Haghighi, M. (2012). Interrelationship between Islamic banking and capital market. *Zamzam Hayat Publications*. (in Persian)

Nazarpour, M. N.; Yousefi, M. R.; Haghighi, M. (2011). Implementation feasibility of negotiable certificate of deposit as a tool of open market operation in the interest-free banking system. *Economic researches of Iran.* (in Persian)

Nodehi, M. (2008). Investigating the possibility of designing suitable bonds for quasi-open market operations using the experiences of the central banks of the Islamic Republic of Iran. *Islamic Economics Quarterly, No. 30*, pp. 173-201. (in Persian)

Noferesti, M. (1997). The root of unity and collectiveness in econometrics. Tehran, *Rasa Cultural Services Institute*. (in Persian)

Noferesti, M. (2021). Applied econometrics of time series data. *Publications of Shahid Beheshti University of Tehran*. (in Persian)

Noferesti, M.; Sezavar, M. R. (2021). Creating an index with monthly frequency for sanctions against Iran. *Economic Strategy Scientific Research Quarterly*, 10th Year, Number 3, Series 38, Fall 1400, pp. 565-593. (in Persian)

Noferesti, M.; Sezavar, M. R. (2019). Development of a macro econometric model with mixed data of different frequency in order to evaluate the effect of sanctions imposed on Iran's economy. *Econometric Modeling Quarterly*, Volume 6, Number 1, pp. 131-161. (in Persian)

Oduyemi, O. S. (1993). Open Market Operations as an Instrument of Monetary Policy in Nigeria: Administration. Problem and Prospects, *Central Bank of Nigeria Economic and Financial Review*, *Vol. 31*, No1.

Olivier, B.; David, R. J. (2013). *Macroecinonics. Sixth Edition*, Copyright © 2013, 2011, 2009 by Pearson Education, Inc., publishing as Prentice Hall.

Stacey L.; Schreft and Bruce D. S. (1998). The Effects of Open Market Operations in a Model of Intermediation and Growth. *The Review of Economic Studies* *Vol. 65*, No. 3 (Jul.), pp. 519-550

Statistics Center of the Islamic Republic of Iran. (in Pesian)

Stephen H. A. (1996). Transformations to Open Market Operations Developing Economies and Emerging Markets. *International Monetary Fund*, Publication Services 700 19th Street, N.W., Washington, D.C. 20431, U.S.A.

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 99 - 134

The Impact of Monetary Policy Shocks from the Exchange Rate Channel on the Health of Iran's Banking System

F. Sharifi Baqa[1], J. Haqiqat[*2], Z. Karimi Takanlo[3]

1- Ph. D Student of Financial Economics of Tabriz University, Tabriz, Iran
2- Professor of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran
3- Associate Professor of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

(*- Corresponding Author Email: haghighat@tabrizu.ac.ir , http://orcid.org/0000-0002-5470-5220)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78781.1234

Received: 2022/09/12 Revised: 2023/02/18 Accepted: 2023/11/01	**How to cite this article:** Sharifi Bagha, F.; Haghighat, J., & Karimi Tkanlo, Z. (2023). The Impact of Monetary Policy Shocks from the Exchange Rate Channel on the Health of Iran's Banking System. *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal, 30*(1): 99-134. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78781.1234
Available Online: 2023/11/01	

1- INTRODUCTION

Monetary policy, as one of the most important economic tools that affects various economic variables through different channels and with different speed and intensity, has always been the attention of the responsible authorities of countries, especially developing countries like Iran. On the other hand, banks, as financial and credit institutions that have a special place in the country's economy, play a decisive role in the circulation of money and society's wealth. Therefore, examining the impact of monetary policy shocks on the health of Iran's banking system, which is

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

done through the exchange rate channel, is particularly important and is the main goal of this research. Therefore, by using 96 variables of seasonal time series data affecting the bank's profitability index, which is one of the most important indicators of measuring and judging the health of the banking system during the period of 1401:4-1378:1 and using the experimental model of the factor- Added (FAVAR), we investigate the effect of monetary policy through the exchange rate channel on the health of the banking system in Iran. The results show the direct effect of monetary policy through the exchange rate channel on the growth rate of bank network deposits and consequently the power to grant facilities, the amount of bank operating income and the growth rate of bank claims, which from this point of view is one of the most important indicators of the health of the system. A bank that has a profitability index has a negative and significant effect. On the other hand, the effect of monetary policy shocks through the exchange rate channel on the amount of deposit attraction (current, short-term, long-term Rial and foreign currency deposits) and the amount of power to grant facilities and the bank's operating income (income from granting facilities, income from of foreign exchange) is negative and significant and has a positive and significant effect on the amount of claims in the bank.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Anzwaini et al. (2012) conducted a study aimed at the impact of monetary policy shocks on commodity prices. Global monetary conditions are often cited as a driver of commodity prices. This paper examines the empirical relationship between US monetary policy and commodity prices using a standard VAR system, which is commonly used in analyzing the effects of monetary policy shocks.

Jordo et al. (2019) conducted a study with the aim of whether SVARs identify unconventional monetary policy shocks? they did. We show that the used identification schemes have not been able to recover real unconventional monetary policy shocks in the Eurozone. In their identification schemes, information on the size of the central bank's balance sheet is key to distinguishing monetary policy shocks from other shocks that reduce financial market stress.

Niazi Mohseni et al. (2019) conducted a study with the aim of investigating the effect of monetary policy shocks and oil revenues on inflation and economic growth in Iran. In this study, the data of the explained variables were used for the period of 1357 to 1397. Data analysis was done using STATA software. The results of this study showed that the increase in the bank interest rate has reduced the economic growth rate for at least two years after the application of the shock, and after that the effect of the shock tends to zero.

Asefi et al. (2021) conducted a study on the effect of monetary policy through the asset price channel on financial development. In this study, using seasonal time series data of 110 economic variables in the period of 1370-1390 and self-explanatory model A generalized factor (FAVAR), the impact of monetary policies has been evaluated through the channel of housing and stock prices. The results of the impulse response functions indicate that the housing price channel has increased production in the medium and long term, but it has also had significant inflationary effects in the short and medium term.

3- METHODOLOGY

FAVAR model introduced by Bernanke et al. (2005) is a combination of VAR model and factor analysis model. Composite dynamics (Yt, Ft) should be assumed as equation 1.

$$\begin{pmatrix} F & t \\ Y & t \end{pmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F & t & -1 \\ Y & t & -1 \end{bmatrix} + v_t$$

According to the statistical limitations in Iran, the time period investigated in this data research will be the years 2012-2021 and the research variables include three categories:

Table 1: Introduction of Xt vector variables, Yt vector exogenous variables and F vector hidden factors

	Brief description of the variable		Brief description of the variable
LDF	Long-term currency deposit	LDR	Rial long term deposit

SDF	Short term currency deposit	SDR	Rial short term deposit
DDF	Currency current deposits	DDR	riyal current deposits
DI	Claims of non-governmental entities	loan	Lending
EXCH	exchange rate	Dig	Government claims to the bank
Inl	Income from granting facilities	Dib	Claims of other banks and financial institutions to the bank
Ft بردار	Other variables as hidden factors	Bc	Income from currency exchange

The equation can be written as follows using model variables:

$$\begin{bmatrix} LDR_t \\ SDR_t \\ \vdots \\ DI_t \end{bmatrix} = \Lambda \begin{bmatrix} r_t \\ \vdots \\ C - Loan_t \end{bmatrix} + e_t$$

4- RESULTS & DISCUSSION

The results obtained from the findings show that the monetary policy through the exchange rate channel has led to a direct effect on the deposits of the banking network and as a result the power to grant facilities and the amount of non-current bank claims which as a result It has an impact on one of the most important indicators of the health of the banking system, which is the profitability index, and this impact is negative and significant. Also, the effect of monetary policy shocks through the exchange rate channel on the amount of deposit attraction (current, short-term, long-term Rial and foreign currency deposits) and the amount of power to grant facilities and the bank's operating income (income from granting facilities, income from of foreign exchange) is negative and significant and has a positive and significant effect on the number of claims in the bank.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

Considering the importance of the banking sector, in this study, using the FAVAR model, the impact of monetary policy shocks through the exchange rate channel on the health of the banking system of Iran during the years 2012-2021 was investigated.

At the beginning, the unit root test was used to measure the significance of the variables using Stata software, and all the variables were at the significance level.

In the following, with the help of Schwarz-Baysin, Akaik and Hanan-Quinn criteria, as well as the maximum likelihood statistic, the optimal interval is determined, and since these criteria do not yield the same results, the AIC criterion is used to determine the optimal interval length. and the obtained optimal interval length is specified as one. According to the obtained results, using the FAVAR model is very suitable for measuring the relationships between variables. The results of the model estimation results show that the monetary policy through the exchange rate channel has led to a direct effect on the deposits of the banking network and consequently the power to grant facilities and the amount of non-current bank claims, which is one of the most important the health indicators of the banking system, which is the profitability index, are effective. For this reason, fluctuations caused by monetary policy shocks in the exchange rate, as one of the most important factors affecting the health of the banking system, will have a negative and significant impact.

Also, the effect of monetary policy shocks through the exchange rate channel on the amount of deposit attraction (current, short-term, long-term Rial and foreign currency deposits) and the amount of power to grant facilities and the bank's operating income (income from granting facilities, income from of foreign exchange) is negative and significant and has a positive and significant effect on the number of claims in the bank

Keywords: Monetary policy, Exchange rate, Health of Iran's banking system, FAVAR.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

تأثیر شوک‌های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر سلامت نظام بانکی ایران

فرهاد شریفی بقا
دانشجوی دکترای اقتصاد مالی دانشگاه تبریز
جعفر حقیقت[1]
استاد اقتصاد دانشگاه تبریز
زهرا کریمی تکانلو
دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78781.1234

چکیده

سیاست پولی به عنوان یکی از مهمترین ابزارهای اقتصادی که از کانال های متفاوت و با سرعت و شدت مختلفی بر متغیرهای مختلف اقتصادی تاثیر می گذارد، همواره مورد توجه مقامات مسئول کشورها بخصوص کشورهای در حال توسعه همچون ایران بوده است. از سویی بانک ها بعنوان موسسات مالی و اعتباری که جایگاه ویژه ای در اقتصاد کشور دارند، نقش تعیین کننده ای در گردش پول و ثروت جامعه بر عهده دارند. از این رو بررسی تاثیر شوک های سیاست پولی بر سلامت نظام بانکی ایران که این بررسی از طریق کانال نرخ ارز می باشد اهمیت ویژه ای دارد و هدف اصلی این پژوهش است. از این رو با استفاده از ۹۶ متغیر داده های سری زمانی فصلی تاثیر گزار بر شاخص سودآوری بانک که یکی از مهمترین شاخص های سنجش و قضاوت سلامت نظام بانکی است در طی دوره ۱۴۰۱:۴-۱۳۷۸:۱ و با استفاده از الگوی تجربی عامل-افزوده شده (FAVAR) به بررسی اثر سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر سلامت نظام بانکی در ایران می پردازیم. نتایج بیانگر اثرگذاری مستقیم سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز برمیزان رشد سپرده های شبکه بانکی و به تبع آن قدرت اعطای تسهیلات ، میزان درآمدهای عملیاتی بانک و میزان رشد مطالبات بانکی است که از این منظر بر یکی از مهمترین شاخص های سنجش سلامت نظام بانکی که همانا شاخص سودآوری باشد، تاثیر منفی و معنی دار دارد. از سوی دیگر اثر شوک های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر میزان جذب سپرده ها (سپرده های دیداری،کوتاه مدت، بلندمدت ریالی و ارزی)و میزان قدرت اعطای تسهیلات و درآمدهای عملیاتی بانک(درآمد ناشی از اعطای تسهیلات، درآمد ناشی از مبادلات ارزی) منفی و معنی دار است و بر میزان مطالبات در بانک تاثیری مثبت و معنی دار دارد.

کلیدواژه: سیاست پولی، نرخ ارز، سلامت نظام بانکی ایران، الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته (FAVAR).

---

[1] نویسنده مسئول: haghighat@tabrizu.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۱۰
صفحات: ۱۳۴-۹۹

۱-مقدمه

سیاست پولی به عنوان یکی از مهم ترین ابزارهای تأثیرگذار در اقتصاد، همواره مورد توجه و استفاده مقامات مسئول کشورها بوده است. اما استفاده صحیح از سیاست های پولی در وهله اول نیازمند شناخت دقیق نحوه و میزان تأثیرگذاری آن بر اقتصاد کشور است. بنابراین فهم چگونگی تأثیرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد، برای ارزیابی نوع و نحوه اعمال سیاست پولی امری ضروری است. اتخاذ سیاست های پولی فرآیندی است که بانک مرکزی و یا مقام پولی کشور به کنترل عرضه پول و یا سایر متغیرهای پولی می پردازد و به عنوان یکی از انواع سیاست های اقتصادی، نوساناتی را به اقتصاد تحمیل می نماید. در واقع سیاست پولی از طریق کانال های متفاوت و با سرعت و شدت مختلفی بر متغیرهای مختلف اقتصادی تاثیر می گذارد که این امر حصول نتایج دلخواه مسئولین پولی را با مشکل مواجه می کند، بنابراین مکانیسم انتقال سیاست پولی در بر گیرنده مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی است که تکانه های پولی را به بخش حقیقی اقتصاد انتقال می دهد. این سیاست معمولا برای دستیابی به مجموعه ای از اهداف متمرکز بر رشد و ثبات اقتصادی که شامل مواردی چون تسریع در رشد اقتصادی، ایجاد اشتغال کامل، تثبیت سطح عمومی قیمت ها و ... می باشد، به کار گرفته می شود.

از سویی بانک ها همواره نقش مهم و کلیدی در اقتصاد ایفا می کنند و یکی از مهم ترین چالش های سیستم بانکی، واکنشی است که در برابر شوک¬ها با نوسانات اقتصادی خواهد داشت. این اهمیت تا جایی است که در سال های اخیر صنعت بانکی در بسیاری از اقتصادهای توسعه یافته دنیا تاب مقاومت در برابر شوک های اقتصادی را نداشته و با توجه به نقشی که بانک ها در مکانیزم انتقال پولی ایفا می کنند، این شوک ها را به سایر بخش های اقتصاد تسری داده و اقتصاد کلان کشور را زمین گیر کرده اند. زمانی که بانک مرکزی اقدام به اجرای سیاست پولی می کند مجموعه ای از تغییرات پدید می آید که از تاثیر بر بازارهای مالی (پول و دارایی) شروع شده و به تغییر در سطح عمومی قیمت ها (تورم) می انجامد. علاوه بر اختلاف نظر راجع به منبع تاثیرگذاری سیاست پولی، همواره موارد دیگری مانند: نااطمینانی درخصوص میزان اثر، کانال های اثرگذاری، مدت زمان لازم برای شروع اثرگذاری، ماندگاری و زمان به اوج رسیدن اثر نیز محل بحث و چالش میان اقتصاددانان بوده است. بنابراین از دیدگاه اکثریت آنها، از یک طرف مشخص است که درکوتاه مدت برای تثبیت فعالیت های اقتصادی و مدیریت تورم می توان از سیاست های پولی استفاده کرد و از سوی دیگر بر همه سیاست گذاران حوزه پولی (دولت و بانک مرکزی) مسجل شده است که برای اجرای موفقیت آمیز و به موقع سیاست پولی، باید از مکانیسم انتقال پولی آگاهی کافی داشته باشند؛ در غیر این صورت، مقامات پولی در طراحی سیاست پولی با خطاهایی مواجه

خواهند شد که می تواند ضمن ناکارآمد کردن سیاست های اتخاذ شده، بروز نتایج ناخواسته و یا غیرمنتظره در زمان و جهت اشتباه، هزینه های قابل ملاحظه ای را بر اقتصاد تحمیل کند. بنابراین مقامات پولی باید تصمیم بگیرند چه اهداف خاصی را هدف گذاری کرده و چه ابزارهای سیاستی (مستقیم و غیرمستقیم) را به کار گیرند.

نگاهی به صنعت بانکی در ایران حکایت از آن دارد که در سال های اخیر بحران های پولی و بانکی و شوک های نرخ ارز موجب فرسایش سرمایه بانک و کاهش وام دهی و در نتیجه کاهش سودآوری در بانک ها شده است. همچنین مسائل و مشکلات ایجاد شده در بخش بانکی، اعتماد سرمایه گذار را نیز کاهش و شتاب خروج سرمایه از کشور را افزایش داده است که همین امر باعث بروز بحران های مالی و در نتیجه بی ثباتی بانک ها گردیده است. هر چند ساختار صنعت بانکی پس از پیروزی انقلاب اسلامی دستخوش تغییر و تحولات مهمی همچون ورود مؤسسات مالی و اعتباری خصوصی و فروش سهام تعدادی از بانک های دولتی در بازار سهام و تبدیل آنها به بانک های خصوصی شد و این بانک ها توانستند با راهکارهای بازاریابی روح رقابت را در صنعت بانکی کشور بدمند، اما این رفتار بانک ها با شرایط مصوب بانک مرکزی و شورای پول اعتبار در رکورد نرخ های بهره در وام و سپرده و محدودیت در اهداف وام های پرداختی بانک ها این اجازه را از بانک ها سلب کرد که رقابت را در صنعت تقویت نمایند، از این رو، مطالعه واکنش صنعت بانکی ایران در برابر شوک های عمده ای که هر ساله به اقتصاد ایران وارد می شود می تواند مفید باشد.

از آنجایی که بانک‌ها به دلیل ماهیت اقتصادی فعالیت هایشان، ارتباط تنگاتنگی با نوسانات نرخ ارز داشته و عملکرد آنها از نرخ ارز و نوسانات آن تاثیر می‌پذیرد و بی توجهی به آن می تواند سبب بی انضباطی و آشفتگی های شدید مالی در اقتصاد کشور شود، در این مطالعه به بررسی نحوه اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر سلامت نظام بانکی در بانک ملی ایران، با استفاده از الگوی عامل-افزوده شده FAVAR که توسط (Bernanke et al., 2005) پرداخته شده است. بر این اساس از متغیرهای تاثیرگذار بر شاخص سودآوری در بانک میزان رشد سپرده ها و میزان اعطای تسهیلات، میزان تغییرات در مطالبات ، و میزان درآمدهای عملیاتی بعنوان فاکتورعامل در مدل FAVAR استفاده می شود. به این ترتیب پس از مقدمه، ادبیات تحقیق در بخش دوم، که شامل پایه های نظری و پیشینه پژوهش در داخل و خارج است، ارائه میشود. در بخش سوم روش شناسی تحقیق معرفی شده و در بخش چهارم مدل تحقیق برآورد شده و به تجزیه و تحلیل یافته ها پرداخته می شود. در نهایت بخش آخر نیز به نتیجه گیری اختصاص دارد.

۲-ادبیات تحقیق

۱-۲-مبانی نظری

سیاست پولی یک موضوع تحقیقاتی بااهمیت در حوزه اقتصاد کلان و اقتصاد پولی است. دلیل این اهمیت، تأکید مطالعات تجربی و نظری بر اثرگذاری متغیرهای پولی بر متغیرهای کلان اسمی همچون نرخ تورم، نرخ بهره اسمی و نرخ ارز اسمی در کوتاه مدت و بلندمدت است. این متغیرهای پولی، بر متغیرهای کلان واقعی هدف اقتصاد همچون تولید واقعی، اشتغال و نرخ بهره واقعی نیز مؤثر می باشند. از آنجاکه دستیابی به تورم پایین و باثبات در کنار رشد اقتصادی به عنوان اهداف نهایی بانک های مرکزی و موفقیت در عملکرد اقتصاد محسوب می شود، لذا استفاده از بهینه یابی پویا کارایی سیاست پولی در اقتصاد ایران طی دو دهه اخیر مورد توجه قرار گرفته است. سیاست پولی اصلی ترین ابزار برای دستیابی به ثبات اقتصادی است. اما در کنار بررسی کارایی سیاست های پولی و تغییرات شوک های کل به عنوان منبع تغییر در عملکرد اقتصاد کلان، عوامل دیگری نیز وجود دارند که بر ثبات اقتصاد کلان موثرند. وجود اطلاعات کافی از وضعیت جاری اقتصاد و کاهش نااطمینانی ها، بر واکنش سیاست گذاران به شرایط اقتصادی اثرگذار است. عوامل برون زا نیز باید به صورت تغییر در شوک عرضه و تغییر در ساختار اقتصاد نشان داده شوند. با توجه به قانون عملیات بانکی بدون ربا و ضرورت گسترش این حوزه از اقتصاد اسلامی، بررسی و اجرای سیاست پولی کارا در قالب این قانون، نه تنها در دستیابی به تورم باثبات، قابل تحمل و پایین ضروری است؛ بلکه شرط ضروری در تشویق و گسترش سیاست های پولی موثر در رشد اقتصادی پایدار در چارچوب اقتصاد اسلامی است. همچنین، با توجه به نوسانات شدید قیمت ها و تولید در چند سال اخیر در اقتصاد ایران، اهداف بانک مرکزی مبنی بر ایجاد ثبات در بخش اسمی و واقعی اقتصاد چندان محقق نشده است. در نتیجه، مقام پولی کشور با شناخت دقیق اقتصاد، توانایی شناسایی عوامل موثر بر کنترل بازارها را کسب می کند و قادر خواهد بود در اثرگذاری بهتر ابزارهای سیاست پولی کاراتر عمل نماید (Gholizadeh et al., 2014).

تمرکز سیاست پولی بر دستیابی به اهداف نهایی مورد نظر، درحالیست که آثار سیاست پولی با تاخیر بر اهداف نهایی نمایان می شود. در انتخاب اهداف واسط برای سیاست پولی به سه معیار توجه باید توجه شود. ثبات قیمت ها، ثبات تولید و ثبات مالی که در نمودار ۱ نشان داده شده است:

نمودار ۱: اهداف و ابزارهای سیاست پولی

سیاست بانک مرکزی یک فرایند تدوین تصمیمات سیاستی است که از اطلاعات به طور سازگار و قابل پیش بینی استفاده می کند و نحوه پاسخ ابزارهای قابل کنترل سیاست پولی به تغییر در متغیرهای هدف گذاری شده را تعیین می کند. توانایی سیاست گذاران و یا بانک های مرکزی در اجرای وظیفه شان، به داشتن ابزارهای الزم برای کاهش ناپایداری و تغییرپذیری تولید و تورم بستگی دارد. اما سوالی که مطرح است این است که از این ابزارها چگونه استفاده شود تا امکان تحقق اهداف نهایی از طریق اهداف میانی محقق گردد؟ برای پاسخ به این سوال دو دیدگاه وجود دارد که یکی سیاست های پولی صلاحدیدی و دیگری سیاست های پولی قاعده مند است (Komyjani, 2016).

از سویی اقتصاددانان مختلف نظریات متفاوتی را مطرح کردند. اقتصاددانان کلاسیک همچون اسمیت و سی بر این عقیده‌اند که پول در بلند مدت خنثی و بی‌اثر است؛ زیرا تعادل اشتغال کامل یک پدیده بلندمدت است و در صورت عدم دخالت دولت هیچ دلیلی برای پیدایش تورم و رکود اقتصادی‌وجود ندارد (Rahmani, 1998). کینزین‌ها نیز در سیاست پولی، هدف میانی را نرخ بهره قرار داده و معتقد به اثرگذاری سیاست پولی از مجرای تغییر نرخ بهره هستند. موضع افراطی این دیدگاه که گروهی از اقتصاددانان به عنوان مالیون یا طرفداران نظریه مالی از آن حمایت می‌کنند، آن است که کشش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره در کوتاه مدت بسیار اندک و حتی صفر است (منحنی IS عمودی است)

و این موجب می‌شود که تغییرات حجم پول و اجرای سیاست پولی تنها موجب تغییر نرخ بهره شده و نه تنها اثری بر تولید نداشته باشد، بلکه فقط ترکیب آن را تغییر دهد (Mishkin, 1995).

(Friedman, 1956)، به نقل از (Sharifi Ranani, 2009) بیان می‌دارد که افزایش حجم پول فقط در کوتاه‌مدت می‌تواند بر تولید ناخالص ملی اثر محسوس داشته باشد، ولی در میان مدت و بلند مدت، افزایش حجم پول فقط اثر تورمی دارد (Tafazoli, 1996). از مکاتبی که اصول فکری خود را بر اساس فرضیه انتظارات عقلایی بنا نهاد، کلاسیک‌های جدید می‌باشد. یکی از مفروضات این دیدگاه آن است که سیاست پولی با نوسانات اقتصادی ارتباطی ندارد. طبق الگوی انتظارات عقلایی کلاسیک‌های جدید، تلاش سیاست گذاران به منظور تغییر سطح تولید نه تنها بی اثر خواهد ماند، بلکه سیاست‌های فعال پولی نیز در مقایسه با سیاست نرخ ثابت رشد پول، به افزایش نوسانات تولید می‌انجامد. برخلاف تفکر کلاسیک‌های جدید مبنی بر به بن بست رسیدن انقلاب کینزی، اقتصاددانان کینزی یا کینزین‌های جدید بر این باورند که تحلیل‌ها و سیاست‌های کینزی همچنان پاسخ‌گوی مسایل اقتصادی جاری می‌باشد. اصول فکری این مکتب توسط اقتصاددانان کینزی آمریکایی و بالأخص (Tobin, 1960) و (Modigliani, 1960) توسعه یافته است. آن‌ها ضمن طرفداری از سیاست مالی معتقدند که استفاده از سیاست فعال پولی (به جای سیاست مداوم رشد عرضه پول مکتب پولی و کلاسیک‌های جدید) نیز برای مقابله با نوسان‌های اقتصادی مفید می‌باشد. (Fisher, 1977) به‌عنوان یکی از طرفداران این مکتب بیان می‌دارد که می‌توان با انتظارات عقلایی نیز الگویی طرح کرد که در آن اعمال سیاست پولی هماهنگ بتواند اقتصاد را به حالت تعادل برگرداند (Bronson, 1997) به نقل از (Sharifi Ranani, 2009).

همان طور که بیان شد سیاست پولی با استفاده از ابزارهای مناسب و از طریق کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت سایر دارایی‌ها و کانال اعتباری بر تولید و در نهایت اقتصاد اثرگذار می‌باشد. ادبیات موضوع نشان می‌دهد که کانال اعتباری از طریق دو کانال وام دهی و ترازنامه بانکی موجب اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد می گردد. طبق کانال وام‌دهی بانکی فرض می شود که اعتبارات بانکی منبع اصلی تأمین مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط هستند، حال آنکه بنگاه‌های بزرگ می‌توانند به طور مستقیم از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه، به بازارهای اعتباری دسترسی داشته باشند. بنابراین اعتبارات نقش مهمی در انتقال و ایجاد ارتباط بین بخش پولی و مالی و بخش واقعی اقتصاد بازی می کنند. اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال وام دهی بانکی در مطالعاتی همچون (Bernanke & Blinder, 1992) Bernanke, (1993)، (Bernanke, & Gertler, 1995)، (Mishkin, 1995) و (Taylor, 1995) مورد توجه قرار گرفته

است. (Bernake & Blinder, 1992) اعتقاد دارند که یک سیاست پولی انقباضی که باعث کاهش در وام‌دهی بانک‌ها می‌شود، باعث یک کاهش پایدار در قدرت خرید مصرف‌کنندگان می‌شود. همچنین (Bernake & Blinder, 1992) نشان دادند که سیاست پولی انقباضی، سبب کاهش غیرمستقیم مخارج از طریق کاهش عرضه وام بانکی می شود. زیرا انقباض‌های پولی، سپرده‌ها را در سمت بدهی‌های ترازنامه بانک‌ها کاهش خواهد داد. با فرض اینکه وام‌ها و اوراق بهادار در سمت دارایی‌های ترازنامه بانک‌ها جانشین ناقص یکدیگر باشند، بانک‌ها تمایل به جذب کامل زیان‌های سپرده از طریق کاهش نگهداری اوراق بهادار را نخواهند داشت در نتیجه تحت چنین شرایطی انقباض پولی باعث کاهش عرضه وام‌های بانکی خواهد شد. از طرف دیگر دو دیدگاه اصلی متضاد در مورد کانال وام-دهی در ساز و کار اثرگذاری سیاست پولی وجود دارد که شامل دیدگاه (Romer & Romer, 1989) و دیدگاه Kashyap & Stein, 2000) می‌باشد.

(Romer & Romer, 1989) با استفاده از سیستم معادلات همزمان بیان می دارند که سیاست پولی فعالیت‌های واقعی اقتصاد را تحت تأثیر قرار داده و روی بخش واقعی اقتصاد اثرگذار می‌باشد. در نهایت آنها به این نتیجه رسیدند که وام های بانکی نقش مهمی در ساز و کار اثرگذاری سیاست پولی بازی نمی‌کنند و پاسخ وام دهی سیستم بانکی به این سیاست‌ها صرفا یک پاسخ درونی به شکل کاهش در محصول و تولید است.

از طرف دیگر (Kashyap & Stein, 2000) نتیجه‌ای متضاد دیدگاه (Romer & Romer, 1989)؛ به نقل از (Sharifi Ranani, 2009) به دست آوردند. آنها اعتقاد دارند که تأثیر سیاست پولی بر روی رفتار وام دهی بانک ها بستگی به نقدینگی و ترازنامه مالی بانک ها دارد. آنها در نهایت به این نتیجه رسیدند که اگر سیاست پولی، وام دهی بانک ها را تحت تأثیر قرار دهد، آنگاه سبب کاهش بیشتر وام‌ها در بانک های با دارایی‌های کمتر نقدشونده خواهد شد. زیرا بانک‌ها با دارایی های نقدتر می توانند از سبد دارایی وام خود از طریق کم کردن ذخایر احتیاطی و اوراق بهادار محافظت نمایند. این در حالی است که اگر بانک ها با دارایی های کمتر نقدشونده، نخواهند که نسبت وجوه نقد و اوراق بهادار خود را خیلی کم کنند، مجبور خواهند بود که وام دهی خود را کاهش دهند.

(Alfaro et al., 2004) نیز در مطالعه‌ای در خصوص روسیه دریافتند که با اعمال یک سیاست پولی، بانک‌ها متناسب با سبد دارایی خود نسبت به این سیاست واکنش نشان می‌دهند. آن‌ها در واقع به همان

نتیجه (Kashyap & Stein, 2000) رسیدند که بانک‌های با نقدینگی بیشتر حساسیت کمتری به اجرای سیاست‌های پولی از خود نشان می‌دهند.

در این راستا (Sengonul & Thorbecke, 2005) در ترکیه این موضوع را که آیا سیاست پولی انقباضی عرضه وام‌های بانکی را کاهش می‌دهد بررسی کردند. آن‌ها براساس مطالعه (Kashyap & Stein, 2000) دریافتند که کاهش عرضه پول حتما عرضه وام‌های بانکی در ترکیه را کاهش می دهد. به نحوی که احتمالا افزایش نرخ‌های بهره، طی یک دوره بحران تراز پرداخت‌ها ممکن است ضد تولید باشد. چنین سیاستی ممکن است نیازمند جذب سرمایه و تقویت نرخ ارز باشد. به هر حال اگر بتوان از طریق اعمال سیاستی، وام دهی بانک را کاهش داد، اثر انقباضی آن چند برابر خواهد شد. رکود اقتصادی ناشی از این سیاست ممکن است سبب کاهش اعتماد سرمایه گذار و تشدید بحران شود.

همچنین (Huelsewig & Mayer, 2005) در مطالعه برای آلمان نشان دادند که مطابق با کانال اعتباری، سیاست پولی بر سطح سرمایه-گذاری و مخارج مصرف کنندگان با تغییراتی در هزینه سرمایه و بازدهی پس انداز اثرگذار است. آنها همچنین اشاره می کنند که سیاست پولی مخصوصا روی رفتار وام دهی بانک‌های کوچک دارای ترازنامه‌هایی با نقدی کمتر، موثرتر است. به این معنی که در اثر یک شوک انقباضی سیاست پولی، عرضه و تقاضای وام در بانک های کوچک به تدریج کاهش می یابد. مطالعات متعددی در زمینه تاثیر شوک های سیاست پولی در خارج و داخل کشور انجام شده است که در زیر به-طور خلاصه بیان می شود:

۲-۲-پیشینه تحقیق

(Ammeret et al., 2010) طی مطالعه ای با هدف انتقال بین المللی شوک های سیاست پولی ایالات متحده: شواهدی از قیمت سهام انجام دادند. این مقاله تغییرات روز در قیمت سهام شرکت در سطح اعلامیه نرخ بهره را ارزیابی می کند تا انتقال سیاست پولی ایالات متحده به اقتصاد جهانی را ارزیابی کند. ما مستند می کنیم که بنگاه های خارجی به طور متوسط نسبت به شرکت¬های آمریکایی نسبت به سیاست های پولی ایالات متحده حساس هستند، اگرچه ما همچنین تغییرات مقطعی قابل توجهی را در بین شرکت ها پیدا می کنیم. به طور خاص، سهام خارجی در صنایع حساس از نظر چرخه ای واکنش های قوی تری به شگفتی های نرخ بهره نشان می دهد، مطابق با کانال تقاضای انتقال سیاست. علاوه بر این، به نظر می رسد انتقال سیاست ایالات متحده برای اقتصادهای دارای نرخ ارز ثابت قوی تر است. شواهد برای یک کانال اعتباری ضعیف تر است.

(He et al., 2010) با تأکید بر دوره پس از بحران آسیا و دوره تغییر رژیم ارزی به مطالعه اثربخشی ابزارهای سیاست پولی در برقراری ثبات در اقتصاد چین پرداختند. در این مطالعه جهت درک بهتر مکانیزم انتقال سیاست پولی در چین، از ۱۹۹۸ و همین‌طور از روش M1 –2010M 100 سری زمانی ماهانه برای دوره ۲ استفاده شده است. مشابه با مدل، (FAVAR) خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته استاندارد، این مدل به‌منظور بررسی آثار سیاست پولی، ۱۵ متغیر سیاستی VAR را در یک عامل سیاستی خلاصه کرده‌اند که این عامل سیاستی در مقایسه با هر عامل سیاستی به‌صورت تکی، تأثیرگذاری بیشتری دارد. آنان دریافتند که نرخ بازدهی دارایی‌ها، نرخ وام‌دهی و ابزار پولی بازارمحور اثر کمی بر اقتصاد می‌گذارند، این در حالی است که نرخ رشد کل وام و نرخ رشد عرضه پول به‌طور چشم‌گیری اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهند. تحت رژیم ارزی که با انعطاف‌پذیری بیشتری همراه است، ابزارهای بازارمحور تأثیرگذاری کمی دارند؛ درحالی‌که ابزارهای مبتنی بر غیربازار که در اختیار بانک مرکزی می‌باشند تأثیرگذاری چشم‌گیرتری بر اقتصاد دارند و اثربخشی سیاست‌های پولی بازارمحور تحت انعطاف‌پذیری هرچه بیشتر نرخ ارز، بهبود نمی‌یابد. آن‌ها از این نتیجه گرفتند که بانک مرکزی در چین به‌منظور برقراری ثبات در نرخ تورم داخلی و در نتیجه ثبات اقتصاد کلان و ثبات مالی به ابزارهای اجرایی وابسته است؛ بنابراین بانک مرکزی می‌تواند با انعطاف‌پذیری بیشتری کل وام‌های مالی را که به‌شدت به دلیل نظام حکومتی جریان نقدینگی انعطاف‌ناپذیر، محدود شده‌اند نسبت به نرخ بهره کنترل کند. در نتیجه، چین هنوز می‌تواند آثار سیاست پولی را از طریق ابزارهای پولی مبتنی بر غیربازار، تحت نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر اجرا کند؛ همان‌گونه که اقتصاد انگلیس از زمان اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورمی در سال ۱۹۹۲ تا بحران اخیر، ثبات بی‌سابقه‌ای را تجربه کرده است.

(Anzuini et al., 2012) طی مطالعه‌ای با هدف تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت کالاها انجام دادند. شرایط پولی جهانی اغلب به‌عنوان محرک قیمت کالاها ذکر می‌شود. این مقاله رابطه تجربی بین سیاست پولی ایالات‌متحده و قیمت کالاها را با استفاده از یک سیستم استاندارد VAR، که معمولاً در تجزیه‌وتحلیل اثرات شوک‌های سیاست پولی استفاده می‌شود، بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های انبساطی سیاست پولی ایالات‌متحده باعث افزایش شاخص قیمت کالاها و همه اجزای آن می‌شود. اگرچه این اثرات قابل‌توجه هستند، اما به نظر نمی‌رسد که بسیار زیاد باشند. این یافته تحت استراتژی‌های مختلف شناسایی شوک سیاست پولی تأیید می‌شود.

(Senbet., 2016) در مطالعه‌ای کانال‌های انتقال سیاست پولی را در آمریکا با استفاده از مدل FAVAR و با استفاده از ۱۵۴ متغیر ماهانه سری زمانی در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۰ بررسی کرده است. برای این منظور اثر شوک سیاست پولی بر متغیرهای پرتفوی بانکی و متغیرهای فعالیت‌های اقتصادی و اثر وام-دهی بر متغیرهای فعالیت‌های اقتصادی بررسی شده است. یافته‌های تحقیق بیانگر وجود کانال اعتباری در آمریکاست. همچنین سیاست پولی انقباضی باعث کاهش در عرضه وام شده و در نتیجه فعالیت‌های اقتصادی کاهش می‌یابد.

(Jordà Ò et al., 2019) طی مطالعه‌ای با هدف اینکه آیا SVAR ها شوک‌های غیرمتعارف سیاست پولی را شناسایی می‌کنند؟ انجام دادند. ما نشان می‌دهیم که طرح‌های شناسایی مورد استفاده نتوانسته است شوک‌های واقعی غیرمتعارف سیاست پولی را در منطقه یورو بازیابی کند. در طرح‌های شناسایی آن‌ها، اطلاعات موجود در اندازه ترازنامه بانک مرکزی برای تشخیص شوک‌های سیاست پولی از سایر شوک-هایی که استرس بازار مالی را کاهش می‌دهند، کلیدی است. ما نشان می‌دهیم که جایگزینی اندازه ترازنامه بانک مرکزی اروپا با اعداد تصادفی منجر به توابع پاسخ ضربه‌ای از نظر آماری غیرقابل تشخیص و سری-های زمانی از شوک‌های غیرعادی سیاست پولی می‌شود. در مقابل، با استفاده از شوک‌های سیاست پولی که توسط داده‌های نرخ آتی توسط جاروسکی و کارادی مشخص شده است، استدلال می‌کنیم که سیاست‌های پولی غیرمتعارف از نظر آماری تأثیر معنی‌داری بر فعالیت اقتصادی واقعی نداشته است.

(Mehrara & Mehranfar, 2013) به بررسی عملکرد بانکی و عوامل کلان اقتصادی در مدیریت ریسک پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که نسبت‌های نقدینگی، سودآوری و کارایی عملیاتی و همچنین رشد اقتصادی اثر مثبت و میزان ریسک اعتباری و نرخ تورم اثر منفی بر نسبت کفایت سرمایه به‌عنوان شاخص کارآمدی مدیریت ریسک بانکی دارند.

(Fathe & Ghafari, 2015) با بررسی تأثیر فرآیند اوراق بهادارسازی بر روی ریسک اعتباری و ثبات بانکی به این نتیجه رسیدند که نقدینگی تأثیر به‌سزایی بر روی ریسک اعتباری و شاخص سرمایه بر روی ثبات بانکی بانک‌های تجاری ایران دارند، که این هم می‌تواند ناشی از جذب سرمایه‌های نقدی سرگردان فراوان به دلیل بالا بودن نرخ سود سپرده‌های بانکی و از طرف دیگر بی‌ثباتی سایر بازارها جهت سرمایه‌گذاری در دوره مورد بررسی باشد.

(Setayesh et al., 2017) طی مطالعه‌ای با هدف بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت نظام بانکی در تعیین راهبرد مدیریت دارایی و بدهی (ALM) با نگاه ویژه به شاخص کفایت سرمایه (CAR) انجام دادند. هدف

پژوهش حاضر، بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت نظام بانکی در تعیین راهبرد مدیریت دارایی و بدهی (ALM) می‌باشد. به‌منظور دستیابی به این هدف، با در نظر گرفتن شرایطی، ۲۰ بانک در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳، مورد بررسی قرار گرفت. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، از آزمون همبستگی و مدل رگرسیون چند متغیره استفاده شد. از اندازه بانک‌ها (تراز بانک و حجم تجارت)، به‌عنوان شاخص مدیریت دارایی و بدهی و از شاخص‌های سلامت نظام بانکی یعنی، کیفیت سرمایه، مدیریت بهره‌وری، سودآوری و نقدینگی به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش حاکی از آن است که، شاخص کفایت سرمایه، بازده دارایی و بازده سرمایه تأثیر معناداری بر روی مدیریت دارایی و بدهی دارند و شواهدی دال بر تأثیر شاخص‌های مدیریت (بهره‌وری) و نقدینگی یافت نشد.

(Abolhassani et al., 2019) طی مطالعه‌ای با هدف ارزیابی شاخص‌های سلامت نظام بانکی و آسیب-شناسی انجام دادند. در این پژوهش، کوشش به عمل آمده است تا با استفاده از سیستم رتبه‌بندی CAMEL عملکرد بانک‌های دولتی، خصوصی و نیمه‌دولتی در ایران تجزیه‌وتحلیل گردد. تحقیق کاربردی حاضر یک مطالعه توصیفی- تحلیلی و به‌طور مشخص از نوع مطالعه موردی است. نمونه این مطالعه به‌صورت هدفمند از میان بانک‌های ایرانی (مجموعه ده بانک انتخاب شده که در حقیقت این بانک‌ها شاخص‌تر بوده و نمونه شامل هریک از اقسام سه‌گانه بانک‌ها می‌شود. همچنین داده‌ها بر اساس صورت مالی بانک‌ها و ترازنامه آن‌ها به دست آمدند، پس از بررسی صورت‌های مالی و محاسبات دقیق شاخص‌های CAMEL شاخص‌های سلامت نظام بانکی در بانک‌های نمونه، ارقام به دست آمده مقایسه شد و در نتیجه در برخی شاخص‌ها بانک‌های خصوصی و در برخی دیگر خصولتی با دولتی نصاب‌های بهتری به دست آوردند. چرایی و تحلیل وضعیت مزبور در پایان پژوهش بحث و بررسی گردید.

(Niyazi Mohseni et al., 2020) طی مطالعه‌ای با هدف بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران انجام پذیرفت. در این مطالعه از داده‌های متغیرهای توضیح داده شده برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ استفاده شد. تجزیه‌وتحلیل اطلاعات با استفاده از نرم‌افزار STATA انجام شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش نرخ سود بانکی، نرخ رشد اقتصادی را حداقل تا دو سال پس از اعمال شوک کاهش داده است و پس از آن اثر شوک به سمت صفر میل پیدا می‌کند. با افزایش نرخ سود بانکی، از یک طرف هزینه تأمین سرمایه کاهش پیدا کرده و باعث می‌شود میل به سرمایه‌گذاری و درنهایت سرمایه‌گذاری به دلیل کاهش سود سرمایه‌گذاری کاهش پیدا کند. از طرف دیگر با افزایش نرخ سود بانکی نرخ تورم کاهش پیدا کرده است. همان‌طور که مشخص است، یک

انحراف معیار شوک در نرخ سود تسهیلات بانکی، تا سه دوره پس از اعمال شوک اثر مثبت بر نرخ تورم برجای گذاشته و پس از آن اثر آن کاهش پیدا کرده و به سمت صفر میل پیدا می‌کند.

(Asefi et al., 2022) طی مطالعه‌ای اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال قیمت دارایی بر توسعه مالی را انجام دادند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی سری زمانی ۱۱۰ متغیر اقتصادی در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۰ و مدل خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته (FAVAR)، تأثیر سیاست‌های پولی از طریق کانال قیمت مسکن و سهام مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج توابع واکنش تکانه‌ای حاکی از آن است که کانال قیمت مسکن در میان‌مدت و بلندمدت باعث افزایش تولید شده، اما آثار تورمی قابل‌توجهی نیز در کوتاه‌مدت و میان‌مدت داشته است. همچنین، با توجه به تأثیر چشم‌گیر کانال قیمت سهام بر تولید می‌توان گفت که بازار سرمایه نقش مهمی در هدایت منابع و وجوه به سمت فعالیت‌های مولد دارد که درنهایت موجب افزایش سرمایه‌گذاری و تولید می‌شود.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تاکنون هیچ‌یک از مطالعات داخلی، تأثیر شوک‌های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر سلامت نظام بانکی ایران را موردبحث و بررسی قرار نداده است. لذا مطالعه حاضر بر آن است تا این اثرگذاری را از کانال نرخ ارز مورد آزمون قرار دهد.

۳-روش‌شناسی

مدل FAVAR که توسط (Bernanke et al., 2005) معرفی شده است ترکیبی از مدل VAR و مدل تحلیل عاملی است. در مدل‌های تحلیل عاملی، می‌توان مجموعه گسترده‌ای از اطلاعات اقتصادی را در تعداد کمی عامل خلاصه کرد. در این تحلیل، متغیرهایی که همبستگی بالایی (چه منفی و چه مثبت) با هم دارند، احتمالاً تحت تأثیر عامل‌های یکسانی قرار دارند و متغیرهایی که نسبت به هم، تقریباً همبستگی ندارند، از عامل‌های متفاوتی تأثیر می‌پذیرند. درواقع، تحلیل عاملی تکنیکی است برای برآورد عامل‌ها (متغیرهای پنهان) و کاهش تعداد متغیرها به تعداد کمتری عامل. دو جز برای تشکیل یک الگوی خودتوضیح برداری عامل تعمیم یافته (FAVAR) لازم است؛ جز اول الگوی عامل پویاست و جز دوم الگوی خودتوضیح برداری با متغیرهای مشاهده شده است. در نظر بگیرید برداری $M\times1$ از متغیرهای قابل مشاهده اقتصادی باشد. براساس رویکرد استاندارد، می توانیم به برآورد یک الگوی خودتوضیح برداری، یک الگوی خودتوضیح برداری ساختاری یا دیگر الگوهای سری زمانی چند متغیره تنها با استفاده از داده های بپردازیم. اجازه دهید فرض کنیم که اطلاعات اضافی را می توان در یک بردار $(K\times1)$ از عامل های مشاهده نشده، خلاصه نمود که K عددی کوچک است. عامل‌های مشاهده نشده را می توان به عنوان

مفاهیم پراکنده همانند فعالیت های اقتصادی یا شرایط اعتباری تصور کرد که به راحتی در یک یا دو سری زمانی نمایش داده نمی شوند اما در تمام متغیرهای اقتصادی منعکس شده اند. پویایی های مرکب به صورت معادله (۱) مفروض باشد.

$$\begin{pmatrix} F & t \\ Y & t \end{pmatrix} = \Phi(L)\begin{bmatrix} F & t & -1 \\ Y & t & -1 \end{bmatrix} + v_t \qquad (۱)$$

که در آن Ø(L) چندجمله ای با وقفه از مرتبه محدود d است که می تواند شامل محدودیت های اولیه همانند ادبیات الگوهای خودتوضیح برداری ساختاری باشد. جمله خطای دارای میانگین صفر با ماتریس کوواریانس Q است. معادله (۱) یک الگوی خودتوضیح برداری است. این سیستم به یک الگوی استاندارد خودتوضیح برداری در خلاصه می شود اگر عبارات Ø(L) که را به ربط می دهند، همگی صفر باشند، در غیر این صورت معادله (۱) را به عنوان یک الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم یافته (FAVAR) می شناسیم. بنابراین نگاشت مستقیمی به نتایج خودتوضیح برداری وجود دارد و معادله (۱) روشی برای ارزیابی نقش نهایی اطلاعات اضافی فراهم می نماید.

معادله (۱) را نمی توان مستقیما برآورد نمود، چون عامل های ، غیرقابل مشاهده هستند. بهرحال اگر عامل ها را نماینده نیروهایی بدانیم که بسیاری از متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیرقرار می دهند، می توان به استنباط درباره این عامل ها از مشاهدات موجود در مجموعه سری های زمانی اقتصادی امیدوار بود. فرض نمایید اطلاعات تعدادی از سری های زمانی در دسترس باشد که با بردار N×1 بعدی نشان داده می شود. تعداد سری های زمانی، N، بزرگ است (بویژه اینکهN بزرگتر از T یعنی دوره زمانی باشد) فرض می کنیم سری های زمانی اطلاعاتی با عامل های غیرقابل مشاهده و عامل های قابل مشاهده وابسته باشد:

$$x_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \qquad (۲)$$

که در آن، ماتریس N×K از بارگذاری عامل ها، ماتریسی N×M و برداری N×1 از جملات اخلال با میانگین صفر که فرض شده، بسته به اینکه آیا برآورد با اجزا اصلی باشد یا روش درست نمایی باشد، یا به طور ضعیف همبسته هستند و یا نیستند. معادله (۲) دربرگیرنده این ایده است که هردوی و ، که بطور کلی همبسته هستند، نماینده نیروهایی هستند که پویایی های مشترک را بدست می دهند. مفهوم معادله (۲) این است که تنها به مقادیر جاری و نه وقفه های عامل ها بستگی دارد که البته در عمل محدود کننده

نیست و می تواند به عنوان وقفه های دلخواه عامل های بنیادین در نظر گرفته شود؛ (Stock &Watson.,2002) معادله (۲) را (بدون عامل های قابل مشاهده) به عنوان یک الگوی عامل پویا معرفی نمودند.

(Bernanke et al., 2005) دو رویکرد جهت برآورد معادلات (۲ و ۱) ارائه نمودند. رویکرد اول یک رویکرد اجزا اصلی دومرحله ای است، که روشی ناپارامتری است. رویکرد دوم، رویکرد درست نمایی بیزین تک مرحله ای است. این رویکردها در بسیاری از ابعاد متفاوت هستند و دلیل روشنی برای برتری هیچ یک نیست.

روش دومرحله ای شبیه روشی است که در پیش بینی های استوک و واتسون مورد استفاده قرار گرفته است. در این روش، در مرحله اول، مولفه اصلی با استفاده از K+M مولفه اصلی اول برآورد می شود. یکی از ویژگی های مفید این چارچوب استفاده از الگوریتم بیشینه سازی امید ریاضی است که اجازه می دهد با اختلالات داده هابه طورسیستماتیک برخورد شود. برای نمونه برنانکه و بوین (۲۰۰۳) عامل ها را در حالتی برآورد نموند که هم شامل داده های ماهانه و هم فصلی بود. توجه نماید که در برآورد مرحله نخست، از مشاهدات استفاده نمی شود. همانگونه که (Stock &Watson, 2002) نشان دادند، زمانی کهN بزرگ است و تعداد مولفه های اصلی استفاده شده حداقل به اندازه تعداد عامل ها است، مولفه های اصلی بطور سازگاری اطلاعات را بازیابی می کنند. عامل های برآورد شده، بخشی از این اطلاعات بازیابی شده است. در مرحله دوم الگوی FAVAR، یعنی معادله (۱) با جایگذاری بجای ، توسط روش های استاندارد برآورد می شود. این روش مزایایی از جمله محاسبات ساده و آسان دارد. همان¬گونه که استوک و واتسون بحث کردند، بکارگیری این روش فروض توزیعی کمی به دنبال دارد و اجازه درجه همبستگی مقطعی در جمله اخلال ویژه می دهد. بهرحال رویکرد دو مرحله ای دلالت بر وجود رگرسورهای تولید شده در مرحله دوم دارد. برنانکه و همکاران که از این روش استفاده کرده اند، جهت بدست آوردن فواصل اطمینان دقیق در مورد توابع واکنش تکانه ای ازروش خودراه اندازی، به روش (Kilian., 1998) استفاده نمودند که براساس نااطمینانی در برآورد عامل ها است. البته در تئوری، زمانیکهN نسبت بهT بزرگ باشد، می توان از نااطمینانی در برآورد عامل ها چشم پوشی نمود (Bai, 2008) یک جایگزین برای روش دومرحله ای، برآورد همزمان معادلات (۱ و ۲) با استفاده از حداکثردرست نمایی است. بهرحال برای الگوهای با ابعاد بسیار بزرگ، ماهیت نامنظم تابع درست نمایی، در عمل برآورد حداکثر درست نمایی را ناممکن می سازد. برای حل آن نیز روش های مختلفی وجود دارد. برنانکه و همکاران در مطالعه خود برای برآورد تک مرحله ای از تکنیک نمونه گیری گیبس درست نمایی محورکه توسط

(Geman & Geman, 1984)، (Gelman & Rubin, 1992)، (Carter & Kohn, 1994) و (Kim & Nelson, 1999) معرفی و بسط داده شده است، استفاده نمودند. کاربرد این روش توسط (Eliasz, 2002) در الگوهای عامل پویای بزرگ معرفی شده است.

۱-۳- معرفی مدل و متغیرهای تحقیق

در این مطالعه به ارزیابی تاثیرات شوک سیاست پولی بر سلامت نظام بانک ملی ایران از طریق کانال نرخ ارز پرداخته می شود. بنابراین سعی می گردد مدلی ارائه شود که با ساختار و شرایط اقتصاد ایران هماهنگی داشته باشد.

با توجه به محدودیت های آماری موجود در ایران، دوره زمانی مورد بررسی در این تحقیق داده سال های ۱۴۰۱-۱۳۷۸ خواهند بود و متغیرهای تحقیق شامل سه دسته:

- بردار Y_t متغیرهای برونزا نسبت به کل اقتصاد: این متغیرها که یا تحت کنترل مقامات سیاستگذار اقتصادی است، یا اینکه از بیرون از اقتصاد به صورت برونزا براقتصاد اثرگذار هستند. در این مطالعه متغیر نوسانات نرخ ارز غیررسمی به عنوان متغیر برونزا در نظر گرفته شده است .
- بردار X_t متغیرهای درونزا را شامل می شوند که سپرده ها(دیداری، کوتاه مدت و بلندمدت ریالی و ارزی)، اعطای تسهیلات، مطالبات(مطالبات دولت به بانک، مطالبات سایر بانک ها و موسسات مالی به بانک و مطالبات اشخاص غیر دولتی) و درآمدهای عملیاتی(درآمدهای ناشی از اعطای تسهیلات و درامدهای ناشی از مبادلات ارزی) در بانک می¬شود .
- بردار F بیانگر عامل های پنهان یا همان فاکتورها است که سایر متغیرها(بغیر از متغیرهای منتخب بردار Xt)که توسط آماره بای – انجی شناسایی می شود.

شرح مختصر متغیر	علامت اختصاری	شرح مختصر متغیر	علامت اختصاری
سپرده بلندمدت ریالی	LDR	سپرده بلندمدت ارزی	LDF
سپرده کوتاه مدت ریالی	SDR	سپرده کوتاه مدت ارزی	SDF
سپرده های دیداری ریالی	DDR	سپرده های دیداری ارزی	DDF

اعطای تسهیلات	loan	مطالبات اشخاص غیر دولتی	DI
مطالبات دولت به بانک	Dig	نرخ ارز	EXCH
مطالبات سایر بانکه و موسسات مالی به بانک	Dib	درآمد ناشی از اعطای تسهیلات	Inl
درآمد ناشی از مبادلات ارزی	Bc	سایر متغیرها بعنوان عوامل پنهان	بردار $\boldsymbol{Ft}$

به منظور بررسی مکانیسم اثرگذاری شوک های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر روی متغیرهای موثر بر سلامت نظام بانکی از روش دو مرحله ای مولفه های اصلی استفاده می شود. بنابراین ابتدا بدون در نظر گرفتن بردار تخمین زده می شود که بر اساس آن تعداد عامل های بهینه انتخاب خواهد شد. می توان معادله را با استفاده از متغیرهای مدل به صورت زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} LDR_t \\ SDR_t \\ \vdots \\ DI_t \end{bmatrix} = \Lambda \begin{bmatrix} r_t \\ \vdots \\ C - Loan_t \end{bmatrix} + e_t \qquad (۳)$$

پس از تعیین تعداد عامل های بهینه، معادله تخمین زده خواهد شد. این معادله را می توان به صورت زیر نشان داد:

$$\begin{bmatrix} r_t \\ \vdots \\ C - Loan_t \\ EXCHt \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} r_{t-1} \\ \vdots \\ C - Loan_{t-1} \\ EXCHt - 1 \end{bmatrix} + vt \qquad (۴)$$

در مورد روابط بین متغیرها این طور انتظار می رود که میزان دوره قبل هر متغیر روی میزان فعلی متغیر تاثیر مثبتی داشته باشد. به این صورت که مثلا افزایش تولید در دوره گذشته ، تولید در دوره فعلی را افزایش می دهد.

٤-نتایج برآورد مدل

٤-۱- آزمون ریشه واحد

قبل از تخمین مدل به دلیل محدودیت هایی که در استفاده از مدل FAVAR وجود دارد باید متغیرهای مورد استفاده مانا باشند. برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد استفاده می کنیم. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول (۲) نشان می دهد که تمامی متغیرها در سطح مانا هستند.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

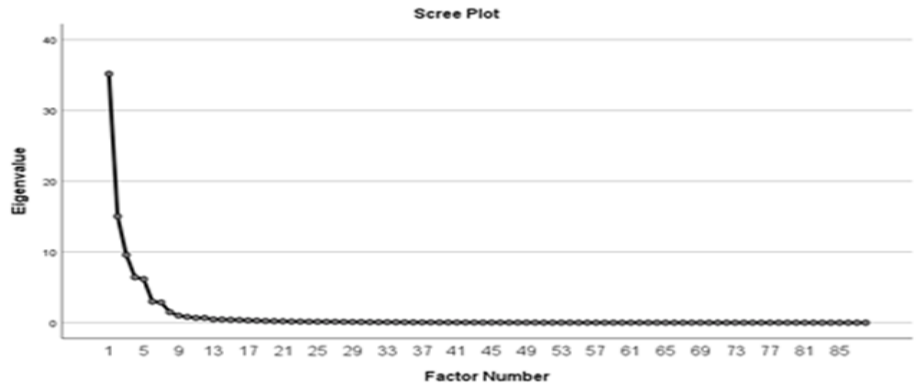
متغیر	prob	آماره آزمون
LDR	0.0489	-1/997
SDR	0.1364	-1/502
loan	0.033	-2/161
DDR	0.1011	-1/656
DDF	0.0537	-1/955
LDF	0.034	-2/153
SDF	0.0359	-2/131
DI	0.1640	-1/403
EXCH	0.1688	1/387
DIB	0.1902	-1/320
DIG	0.7230	-0/355
BC	0.4526	-0/7544
INL	0.0413	-2/071

منبع: یافته های تحقیق

٤-۲- تحلیل عامل بهینه

تحلیل عامل بهینه یکی از انواع روش های تحلیل داده های چند متغیره است که برای ترکیب متغیرهای با همبستگی بالا به کار می رود و هدف اصلی آن کاهش بعد مسئله مورد مطالعه است.با استفاده از تحلیل عامل بهینه می توان تعداد زیادی متغیر توضیحی (متغیر مستقل) همبسته را با تعداد محدودی متغیر توضیحی نو که مولفه های اصلی نامیده می شوند و ناهمبسته اند، جایگزین کرد. بعد از آزمون ریشه واحد و تعدیل داده ها برای تعیین تعداد بهینه عوامل ، از طریق نرم افزار SPSS23، آزمون های کفایت نمونه (KMO) و بارتلت (برابری ماتریس همبستگی) و تحلیل عامل اصلی با روش PCA انجام می گیرد.

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی با نرم افزار SPSS نشان داد مقدار آماره (KMO) برابر با ۰/۷۲ است که بالاتر از معیار حداقل ۰/۵ است. بنابراین، اندازه نمونه برای تحلیل عاملی کافی است. همچنین، آزمون بارتلت نیز معنی دار است (p=۰/۰۰۰، $\chi 2$=1/21548) یعنی، همبستگی بین متغیرها به طور معنی داری از صفر متفاوت است.



نمودار۲: نمودار سنگریز

منبع: یافته های تحقیق

نتایج تحلیل عاملی روی ۹۶ آیتم با چرخش واریماکس نشان داد که بر اساس معیار کایزر (مقادیر ویژه بالاتر از ۱) در جدول(۳)و نمودار سنگریزه در نمودار۲ حفظ ۸ عامل منطقی است و درکل ۸۹/۵ درصد از واریانس را توضیح دادند. بنابراین از این ۸ مولفه برای محاسبه عوامل الگوی FAVAR استفاده شده است.

جدول(۳): مقادیر ویژه

عامل	کل	واریانس نسبی	واریانس تراکمی
۱	۳۵/۰۹	۳۹/۸۸	۳۹/۸۸
۲	۱۴/۹	۱۶/۹	۵۶/۸۶
۳	۹/۴۸	۱۰/۷۸	۶۷/۶۵
۴	۶/۳۲	۷/۱۸	۷۴/۸۴
۵	۶/۰۳	۶/۸۶	۸۱/۷
۶	۲/۸۴	۳/۲۲	۸۴/۹۲
۷	۲/۰۷	۳/۰۷	۸۸/۰۰
۸	۱/۳۸	۱/۵۶	۸۹/۵

منبع: یافته های تحقیق

۳-٤-تعیین مرتبه تاخیر FAVAR

درجه تاخیری سیستم معادلات FAVAR نقش مهمی در تجزیه و تحلیل های آن بازی می کند. معیارهای شوارز – بیزین ، آکائیک و حنان کویین و هم چنین آماره حداکثر راستنمایی برای تعیین طول وقفه بهینه ارایه می شود. مقدار حداقل هر یک از این معیارها تعیین کننده درجه بهینه FAVAR است. در عمل استفاده از این معیارها در برخی موارد به نتایج یکسانی برای تعیین درجه FAVAR نمی انجامد.

به منظور تعیین درجه بهینه تاخیر در مدل خود رگرسیون برداری مدل را با ۴ وقفه تخمین زده و طول وقفه بهینه مشخص شده است. نتایج حاصل از تعیین درجه بهینه FAVAR با استفاده از معیارهای AIC, SC, HQ, FPE در جدول شماره (۴) آمده است. همان طور که مشاهده می گردد طول وقفه بهینه یک می باشد.

جدول (٤): تعیین وقفه بهینه FAVAR

Lag	AIC	HQ	SC	FPE
0	13.02365	13.16747	13.37999	4.30e-11
1	8.144745	10.15825*	13.13350*	3.38e-13*
2	8.339310	12.22250	17.96048	5.01e-13
3	8.433197	14.18607	22.68678	9.78e-13
4	6.147426*	13.76998	25.03343	3.60e-13

منبع: یافته های تحقیق

٤-٤- تعیین تعداد بهینه عوامل

پرسش مهم در این رساله این است که چه تعداد عامل بهینه ، اطلاعات لازم برای الگو کردن اثر شوک سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز رادر خود جای می دهد. (Bai & Ng, 2002) راه کارهایی برای تعیین تعداد عوامل ارائه داده اند.هر چند این معیار لزوما" پاسخی برای این پرسش که چه تعداد عامل باید در الگو وارد شوند را ارائه نمی دهد.برای این منظور ما حساسیت نتایج به تعداد عوامل مختلف را مورد بررسی قرار داده ایم.

$$IC(k) = \ln\{v(k, F^k)\} + kg(N, T)$$

$$^2\ln\{v(k, F^k)\} = min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \gamma_i^k F_t^k)$$

در معادله بالا N,T,K به ترتیب تعداد متغیرها ، تعداد مشاهدات و تعداد عوامل می باشد. v(k,F^k) متوسط مجموع مجذور خطا درحالتی که k عامل تخمین زده شود.بنابراین همانند معیارهایی که بیشتر در

تحلیل سری های زمانی مورد استفاده قرار می گیرد، با این تفاوت که جمله جریمه g(N,T) در اینجا به N و T بستگی دارد.تعداد عواملا (k) با یکی از ۶ معیار معرفی شده توسط (Bai & Ng, 2002) انتخاب می شود.همه معیارها بصورت مجانبی هم ارزند اما خواص نمونه کوچک آنها به دلیل تصریح های مختلف جزءجریمه متفاوتند.دو معیاری که بصورت وسیع مورد استفاده قرار گرفته و بهترین معیارها بر حسب عملکرد در شبیه سازی است بصورت زیر می باشند:

$$IC_{p^1}(k) = \ln\{v(k, F^k)\} + k\left(\frac{N+T}{NT}\right) ln\left(\frac{NT}{N+T}\right)$$
$$IC_{p^2}(k) = \ln\{v(k, F^k)\} + k\left(\frac{N+T}{NT}\right) ln(c_{NT}^2)$$

درمعیار دوم $C^2_{NT=min\{N,T\}}$ است. بر اساس این دو معیار تعداد عامل بهینه جهت استفاده در الگو ۷ در نظر گرفته می شود.

جدول(۵): مقادیر ویژه بای_انجی

Criterion	*Selected*	*Value*
ICp1	8	-0.612993
ICP2	6	-0.508302
ICP3	8	-0.875989
PCP1	8	0.466098
PCP2	8	0.498447
PCP3	8	0.391936
Average of individual selected: 7		

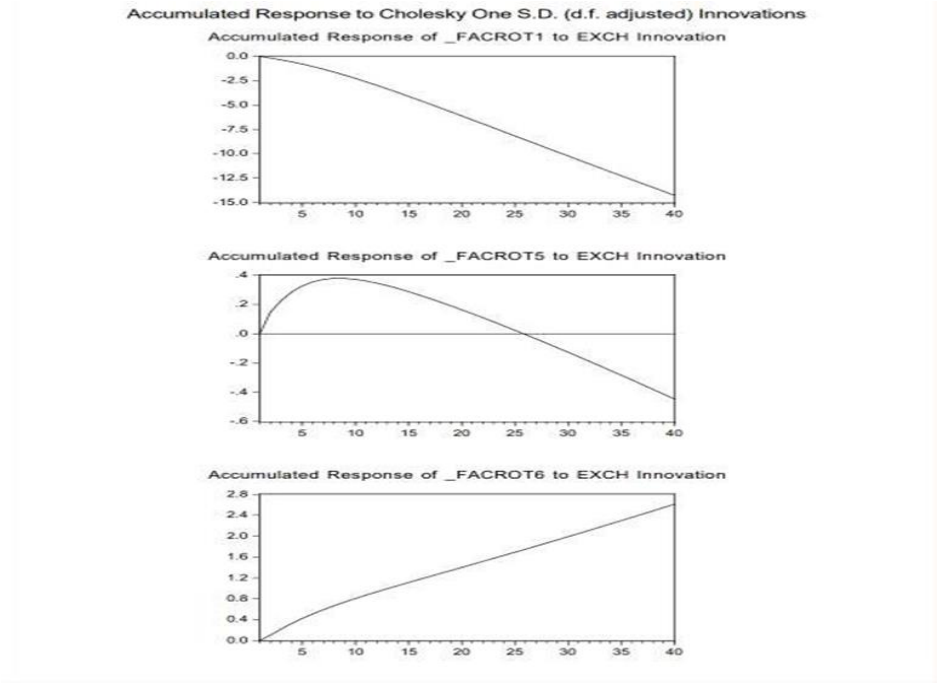
منبع: یافته های تحقیق

۵-٤- نمودارهای کنش و واکنش آنی (IRF)

برای بررسی پویایی های موجود میان متغیرهای الگو، از توابع کنش- واکنش استفاده می شود.به عبارت دیگر، توابع کنش- واکنش ، پاسخ هایی است که متغیر درونی سیستم به تکانه ناشی از خطاها می دهد.این توابع اثر یک واحد تکانه را به اندازه یک انحراف معیار روی مقادیر جاری و آینده متغیر درون زا مشخص می کنند. نمودارهای۳ مربوط به عکس العمل سپرده ها و تسهیلات (Factor1)، درآمدهای عملیاتی (Factor5)، مطالبات (Factor6) را نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیر سیاست نشان می دهد. به عبارت دیگر، اگر یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر سیاست ایجاد شود.

نمودارهای ۴، به ترتیب نشان دهنده توابع عکس العمل متغیرهای جزء به جزء که شامل سپرده ها(دیداری، کوتاه مدت و بلندمدت ارزی ریالی) و تسهیلات، مطالبات(مطالبات دولت به بانک، مطالبات سایر بانکها و موسسات مالی به بانک، مطالبات اشخاص غیر دولتی) و درآمدهای عملیاتی(درآمدهای ناشی از اعطای تسهیلات، درآمدهای ناشی از مبادلات ارزی) برای داده ها نسبت به شوک های وارده بر سلامت نظام بانکی ایران می باشد.

نمودار ۳: کنش- واکنش آنی(IRF)



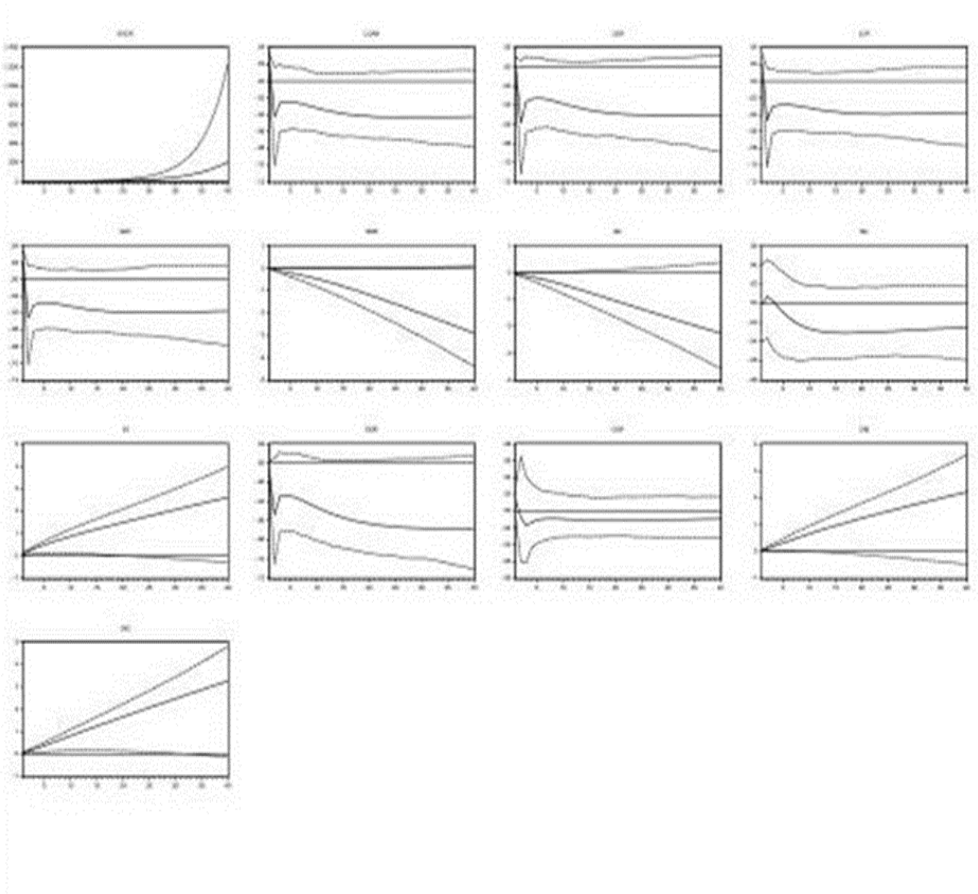
منبع: یافته های تحقیق

نمودار های ۳ که تایید کننده فرضیه های این رساله می باشد، نشان دهنده این است که سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز منجر به اثرگذاری مستقیم بر سپرده های شبکه بانکی و به تبع آن قدرت اعطای تسهیلات و میزان مطالبات بانکی و درآمدهای عملیاتی شده که به تبع آن بر یکی از مهمترین شاخص های سنجش سلامت نظام بانکی که همانا شاخص سودآوری میباشد، تاثیرگذار است. نمودار اول نشان می دهد که با افزایش نوسانات نرخ ارز، میزان جذب سپرده ها بصورت میانگین در تمامی سپرده ها(دیداری، کوتاه مدت، بلندمدت) روند کاهشی به خود گرفته که این امر ناشی از باور سپرده گذاران است که نوسان نرخ ارز باعث افزایش تورم و به تبع آن کاهش ارزش پول در سپرده های بانکی می شود.از این رو جهت حفظ ارزش دارایی پولی خود ، اقدام به سرمایه گذاری در بخش های دیگر مانند: ملک، طلا، ارزهای رایج .... می کنندو پول خود را از سیستم بانکی بیرون می کشند. نمودار دوم نشان می دهد که نوسان نرخ ارز باعث کاهش درآمدهای عملیاتی شعب می شود.درآمدهای عملیاتی شعب بیشتر در نتیجه درآمدهای حاصل از اعطای تسهیلات و مبادلات ارزی میباشد که با سپرده های بانکی رابطه مستقیم دارد. با کاهش منابع بانکی(سپرده ها) به طبع آن کاهش تخصیص منابع (تسهیلات) را خواهیم داشت و همچنین کاهش سپرده های ارزی باعث کاهش عملیات و مبادلات ارزی در بانک می شود که این امر باعث کاهش درآمد حاصل از مبادلات ارزی می گردد.نمودار سوم نشان می دهد که با نوسانات مداوم نرخ ارز ،روحیه بی اعتمادی نزد مردم و فعالین حوزه اقتصادی نسبت به فعالیت های اقتصادی مولد در جامعه ایجاد می شود که این باعث منحل شدن بسیاری از کسب و کارها و تعطیلی برخی از فعالیت های اقتصادی شده که همین امر باعث ایجاد نوعی بیکاری، ورشکستگی ها می گردد.لذا کاهش منابع درآمد در مردم باعث افزایش مطالبات معوق نزد بانک ها می شود.همچنین دولت جهت تامین کسر بودجه خود و همچنین جبران خلاء منابع درآمدی مردم در جامعه که ناشی از بی ثباتی اقتصادی می باشد، تصمیم به استفاده از منابع بانکی مانند اعطای تسهیلات تکلیفی بوسیله بانک ها می کند که این امر بدلیل عدم توانایی دولت در بازپرداخت منابع بانکی استفاده شده، باعث افزایش میزان مطالبات دولت به بانک ها می شود.همچنین موسسات مالی و بانک ها به دلیل کاهش سپرده ها در بانک با ناترازی شدید مواجه شده اند و اقدام به قرض گرفتن از بانک مرکزی و یا یکدیگر با نرخ بهره بالاتر کرده اند که این امر مجدد به دلیل عدم توانایی در بازپرداخت قرض منجر به ایجاد مطالبات می گردد.مشاهده می شود بی ثباتی در نرخ ارز و نوسانات نرخ ارز مستقیم و یا غیر مستقیم بر فعالیت های شبکه بانکی تاثیر گزار است زیرا اقتصاد کشور ایران بسیار وابسته به بانک ها بوده (اقتصاد بانک محور) و هرگونه تلاطم در عرصه اقتصادی ناشی از شوک های سیاست های پولی

فشار بر شبکه بانکی وارد کرده و به طبع آن این فشار به کل جامعه تسری پیدا می کند. به همین دلیل نوسانات ناشی از شوک های سیاست پولی در نرخ ارز ، بعنوان یکی از اساسی ترین عوامل موثر بر سنجش سلامت نظام بانکی، تاثیر معنی دار منفی خواهد داشت و نتایج حاصل فرضیه اصلی این رساله را تایید می کند.

نمودارهای۴ کنش- واکنش مدل با استفاده از ۳ فاکتور لحاظ شده در فرضیه های رساله را بصورت جزء به جزء نسبت به شوک نرخ ارز نشان می دهد.

نمودارهای:٤ کنش- واکنش آنی جز به جز



منبع: یافته های تحقیق

همانطور که مشاهده می شود میزان جذب سپرده های دیداری (DDR,F)، کوتاه مدت (SDR,F) و بلندمدت ارزی و ریالی (LDR,F) رابطه منفی و معنادار قابل محسوس با شوک نرخ ارز دارند.برخی سپرده ها مثل سپرده های بلندمدت ارزی ریالی و کوتاه مدت ارزی (نرخ سود کوتاه مدت ارزی بخاطر ایجاد جذابیت زیاد با نرخ سود بلند مدت ارزی تفاوتی ندارد) رابطه منفی با شیب نسبتا ثابت دارند که ناشی از مانور روی نرخ سود سپرده های بلندمدت ارزی ریالی و کوتاه مدت ارزی جهت ایجاد جذابیت برای سپرده گذاران جدید و حفظ سپرده گذاران فعلی می باشد. سپرده های دیداری ارزی هم روند منفی خود را با شیب ثابت ادامه می دهند که می توان گفت حساب‌های قرض الحسنه پس انداز ارزی بدلیل نرخ سود صفر و حساب های قرض الحسنه جاری ارزی بدلیل مشکلات مبادلات ارزی با جوامع بین المللی و تحریم ها، زیاد مورد استقبال سپرده گذاران قرار نگرفته و نوسانات نرخ ارز هم مزید بر علت شده که کور سوی میل به اینگونه حسابها روند منفی و کاهشی به خود بگیرد. ولی همانطور که مشاهده می شود سپرده کوتاه مدت ریالی و دیداری ریالی روند کاهشی با شیب تند را تجربه می کنند واین امر می تواند ناشی از نرخ سود بسیار پایین و صفر(حساب‌های دیداری) این نوع سپرده ها باشد که جذابیت و توجیه پذیری شاید خاصی برای سپرده گذاران نداشته باشد.

میزان اعطای تسهیلات (Loan) همانطور که در قبل هم اشاره شد (در تفسیر نتایج نمودار۳) رابطه تنگاتنگ با میزان منابع دارد و از آنجایی که جذب منابع روندکاهشی دارد، در نتیجه قدرت اعطای تسهیلات هم روند کاهشی دارد که در نمودار بالا رابطه منفی و معنادار آن با شوک نرخ ارز قابل مشاهده است.

میزان درآمدهای عملیاتی ناشی از اعطای تسهیلات (InL) و میزان درآمدهای ناشی از مبادلات ارزی (BC) همانطور که در نمودار بالا مشاهده می شود روند کاهشی با شیب تند را نشان می دهد که بدلیل روند کاهشی اعطای تسهیلات و مبادلات ارزی ، درآمدهای ناشی از این عملیات هم کاهشی است.پس می توان مشاهده کرد که رابطه منفی و معنی دار بین درآمدهای عملیاتی و نرخ ارز وجود دارد.

میزان مطالبات در سه گروه مطالبات دولت به بانک ها (DIG)، مطالبات سایر موسسات مالی و بانک ها به بانک (DIB) و مطالبات اشخاص غیر دولتی (DI) همانطور که در نمودار ها قابل مشاهده است روند افزایشی با شیب تند را دارند که بدلیل مشکلاتی که قبلا اشاره شد (در تفسیر نتایج نمودار۳) رابطه مثبت و معنی داری بین مطالبات و شوک نرخ ارز وجود دارد.

٦-٤- تجزیه واریانس

راه دیگر ارزیابی شوک های سیاست پولی در نظر گرفتن نقش این شوک در پیش بینی خطاها می باشد. به طور مشخص در پیش بینی تجزیه خطا ما افق پیش بینی مشخصی را محاسبه می کنیم که کسری از واریانس کلی خطای پیش بینی برای متغیر خاص می باشد.در این بخش، تجزیه واریانس متغیرهای سپرده های ریالی ارزی و تسهیلات اعطائی، مطالبات، درآمدهای عملیاتی مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول(٦): تجزیه واریانس کانال نرخ ارز

دوره زمانی	سپرده ها و تسهیلات	Exch	درآمدهای عملیاتی	Exch	مطالبات	Exch
۲	۸۶.۶۳۰۱۲	۰.۳۲۶۶۹۵	۴۶.۹۴۷۷۱	۰.۳۸۹۵۳۳	۸۴.۲۳۳۸۱	۰.۱۹۹۲۸۵
۴	۷۹.۰۹۳۸۵	۰.۷۶۷۶۹۱	۴۷.۸۲۰۰۸	۰.۵۱۹۳۹۶	۸۲.۳۴۲۴۰	۰.۶۸۰۸۴۰
۶	۷۴.۵۷۳۲۵	۱.۳۴۰۹۱۳	۴۸.۱۱۵۳۹	۰.۵۴۸۳۲۳	۸۱.۳۷۷۸۹	۰.۹۹۶۳۰۲
۸	۷۰.۸۰۷۵۹	۲.۰۶۱۳۰۷	۴۸.۱۹۸۸۵	۰.۵۴۹۴۷۲	۸۰.۸۴۰۴۶	۱.۲۱۹۱۸۱
۱۰	۶۷.۳۲۳۷۱	۲.۸۹۴۵۶۱	۴۸.۲۰۵۱۲	۰.۵۴۸۸۱۵	۸۰.۴۹۷۹۲	۱.۳۹۱۶۱۰

منبع: یافته های تحقیق

جدول (۶) ، نمایانگر تجزیه واریانس متغیر های هدف سپرده ها و تسهیلات، درآمدهای عملیاتی و مطالبات نسبت به شوک سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز می باشد.در کوتاه مدت (دو دوره اول) و بلندمدت(۱۰دوره) حدود۳۲۶/ ۰ و ۲/۸۹۴ درصد از تغییرات متغیر سپرده ها و تسهیلات ناشی از شوک کانال نرخ ارز و ۸۶/۶۳ و ۶۷/۳۲ درصد تغییرات توسط خود متغیر می باشد و همچنین نتایج جدول تجزیه واریانس نشان می دهد که در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۳۸۹ و ۰/۵۴۸ درصد تغییرات متغیر درآمدهای عملیاتی از شوک نرخ ارز و ۴۶/۹۴ و ۴۸/۲۰ درصد تغییرات توسط خود متغیر می باشد و در نهایت در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۱۹۹ و ۱/۳۹۱ درصد از تغییرات متغیر مطالبات توسط شوک نرخ ارز و ۸۴/۲۳ و ۸۰/۴۹ درصد از تغییرات توسط خود متغیرتوضیح داده می شود.

نتایج حاصل از یافته های موجود در جداول بالا نشان می دهد که سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز منجر به اثرگذاری مستقیم بر سپرده های شبکه بانکی و به تبع آن قدرت اعطای تسهیلات و میزان مطالبات بانکی و درآمدهای عملیاتی شده که به تبع آن بر یکی از مهمترین شاخص های سنجش سلامت نظام بانکی که همانا شاخص سودآوری می باشد، تاثیرگذار است و این تاثیرگذاری منفی و معنی دار می باشد.

همچنین شوک های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر میزان قدرت وام دهی بانک، میزان جذب سپرده های دیداری، کوتاه مدت و بلندمدت ریالی و ارزی در بانک و درآمدهای عملیاتی بانک تأثیر منفی و معنی دار و بر میزان مطالبات در بانک تاثیر مثبت و معنی دار دارد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها سیاست گذاری

توسعه بخش بانکی یکی از ارکان مهم توسعه مالی می باشد. در اکثر نظام های اقتصادی، بانک ها مرکز سیستم مالی و پرداخت ها بوده و نقش مهمی در فرایند تجهیز پس انداز، شناسایی فرصت¬های سرمایه گذاری و متنوع سازی ریسک ایفا می کنند. از این رو اندازه، ساختار و کارآیی بخش بانکی به عنوان یک بعد مستقل توسعه مالی مورد توجه است. عوامل متعددی بر توسعه بازارهای مالی مؤثر هستند که آنها را می توان به دو دسته عمده عوامل اقتصادی (مانند رشد اقتصادی، تورم، بیمه اعتبارات، درجه باز بودن اقتصاد، آزادسازی حساب سرمایه و...) و عوامل غیر اقتصادی (مانند عوامل نهادی از جمله وضعیت سرمایه اجتماعی، حقوق مالکیت، وضعیت نظام حقوقی، فشارهای سیاسی و...) تقسیم بندی کرد.

با توجه به اهمیت بخش بانکی در این مطالعه با استفاده از مدل FAVAR تاثیر شوک های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر سلامت نظام بانکی ایران طی سال های ۱۴۰۱-۱۳۷۸ مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به ادبیات اقتصادی موجود، تاثیر شوک¬های سیاست پولی بر متغیرهای مختلف و برای کشورهای گوناگون متفاوت است، لذا در این پژوهش تاثیر این شوک ها از کانال نرخ ارز و بر سلامت سیستم بانکی مورد سنجش قرار گرفت. در ابتدای امر برای سنجش مانایی متغیرها با استفاده از نرم افزار Eviews از آزمون ریشه واحد HEGY استفاده شده است وتمامی متغیرها بعد از تعدیل در سطح مانا بودند. در ادامه به منظور تعیین درجه بهینه تاخیر در مدل خود رگرسیون برداری مدل را با ۴ وقفه تخمین زده و طول وقفه بهینه مشخص شده است. نتایج حاصل از تعیین درجه بهینه FAVAR با استفاده از معیارهای AIC, SC, hq, fpe در جدول شماره (۴) آمده است. همان طور که مشاهده می گردد طول وقفه بهینه یک می باشد. با توجه به نتایج بدست آمده بکارگیری مدل FAVAR برای سنجش روابط بین متغیرها بسیار مناسب است. نتایج حاصل از یافته¬های تخمین مدل نشان می دهد سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز منجر به اثرگذاری مستقیم بر سپرده¬های شبکه بانکی و به تبع آن قدرت اعطای تسهیلات و میزان مطالبات بانکی و درآمدهای عملیاتی شده که این امر بر یکی از مهمترین شاخص های سنجش سلامت نظام بانکی که همانا شاخص سودآوری می باشد، تاثیرگذار است. به همین دلیل نوسانات ناشی از شوک های سیاست

پولی در نرخ ارز ، به عنوان یکی از اساسی ترین عوامل موثر بر سنجش سلامت نظام بانکی، تاثیر منفی و معنی داری خواهد داشت.

همچنین شوک های سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز بر میزان قدرت وام دهی بانک، میزان جذب سپرده های دیداری، کوتاه مدت و بلندمدت ریالی و ارزی در بانک و بر درآمدهای عملیاتی نیز تاثیر منفی و معنی دار و تنها بر میزان مطالبات غیرجاری در بانک تاثیر مثبت و معنی دار دارد.

همچنین برای تایید نتایج نمودارهای عکس العمل آنی که اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر را روی متغیرهای دیگر بررسی می کند (نمودارهای ۳ و ۴) و جدول (۶)، نمایانگر تجزیه واریانس متغیر های هدف سپرده ها و تسهیلات، درآمدهای عملیاتی و مطالبات نسبت به شوک سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز می باشد.در کوتاه مدت (دو دوره اول) و بلندمدت (۱۰دوره) حدود ۳۲۶/ ۰ و ۲/۸۹۴ درصد از تغییرات متغیر سپرده ها و تسهیلات ناشی از شوک کانال نرخ ارز و ۸۶/۶۳ و ۶۷/۳۲ درصد تغییرات توسط خود متغیر می باشد و همچنین نتایج جدول تجزیه واریانس نشان می دهد که در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۳۸۹ و ۰/۵۴۸ درصد تغییرات متغیر درآمدهای عملیاتی از شوک نرخ ارز و ۴۶/۹۴ و ۴۸/۲۰ درصد تغییرات توسط خود متغیر می باشد و در نهایت در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۱۹۹ و ۱/۳۹۱ درصد از تغییرات متغیر مطالبات توسط شوک نرخ ارز و ۸۴/۲۳ و ۸۰/۴۹ درصد از تغییرات توسط خود متغیرتوضیح داده می شود.

بر اساس نتایج و به منظور کنترل آثار سوی شوک‌های اقتصادی بر عملکرد بانک‌ها پیشنهاد می‌شود؛ سیاست‌گذار پولی به اهمیت نقش بازارها و عوامل مالی در مکانیسم انتقال و شدت اثرگذاری سیاست پولی توجه نماید و از آنجا که بانک‌ها در سیستم اقتصادی ایران در واکنش به بروز شوک‌های پولی، قادر به بهینه‌یابی و تعدیل نرخ‌های بهره برای سپرده و وام نبوده و ناگزیرند نرخ‌های موجود در سیستم را بپذیرند، ضمن اتخاذ تمهیداتی همچون طراحی و تدوین «نظام مدیریت تدوام کسب و کار»، «اصول کلان تدوام کسب و کار» منتشر شده توسط کمیته بال و ارائه خدمات کارمزدی و غیربهره‌ای نسبت به تعدیل اثرات شوک‌های اقتصادی اقدام نمایند.

همچنین با توجه به تاثیرپذیری عملکرد بانک‌ها از نوسانات نرخ ارز ناشی از شوک های سیاست های پولی، پیشنهاد می-شودکه بانک‌ها در به کارگیری شیوه‌های مدیریت صحیح پرتفولیوی ارزی تلاش کنند، تا بتوانند از وضعیت تلاطم بازار ارز کمترین آسیب را ببیند، بنابراین پیشنهاد می‌شود در کنار بازار نقد ارز بازار سلف ارزی شکل گیرد، تا بانک‌ها بتوانند نوسانات ارزی را کنترل کرده و از این رهگذر بتوانند با

ادغام در بازار ارزی بین‌الملل، مانع تغییرات پیش‌بینی نشده و انحراف گسترده ارز از روند بلندمدت آنها شوند.

References

Abolhasani Hestiani, H. J. (2018). Evaluation of banking system health indicators and its pathology in Iran. *Defense Economics Quarterly*, 71-149. (in Persian).

Alfaro, R.; Franken, H.; García, C., & Jara, A. (2004). The bank lending channel in Chile. *Banking Market Structure and Monetary Policy, 7*, 121-146.

Ammer, J.; Vega, C., & Wongswan, J. (2010). International transmission of US monetary policy shocks: Evidence from stock prices. *Journal of Money, Credit and Banking, 42*, 179-198.

Anzuini, A.; Lombardi, M. J., & Pagano, P. (2012). The impact of monetary policy shocks on commodity prices. *Bank of Italy Temi di Discussione Working Paper*, (851).

Asefi, N.; Karimi, Z.; Haghighat, J., & Barghi, M. (2022). The effect of monetary policy through the asset price channel on financial development using the method FAVAR. *Quarterly scientific research journal of economic growth and development*, 35-46. (in Persian).

Banks, E. (2004). Liquidity risk: managing asset and funding risks. *Springer*. Sep 24.

Bernanke, B. S. (1990). The federal funds rate and the channels of monetary transnission.

Bernanke, B. S. (1993, December). How important is the credit channel in the transmission of monetary policy?: A comment. *In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (*39*, pp. 47-52). North-Holland.

Bernanke, B. S., & Boivin, J. (2003). Monetary policy in a data-rich environment. *Journal of Monetary Economics, 50*(3), 525-546.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives, 9(4), 27-48*.

Branson, W. H. (1996). *Macroeconomic policies. Translation*: Abbas Shakri, Tehran: Ney Publishing. (in Persian)

Brownson,V. (1997) .*Macroeconomic policies* .Translation :Abbas,S.Tehran. Ni publication. (in Persian)

(11).channel of monetary policy: Case of Austria. Reihe Ökonomie/Economics Series

Erfani, A., & Moradi, S. (2015). The Relationship between inflation gap persistence and central bank monetary policy through 1st to 4th economic, social and cultural development programs in Iran. *Economical Modeling, 8*(28), 117-133. (in Persian)

Fathe, M. H., & Ghaffari, S. (2014). Investigating the impact of the securitization process on credit risk and banking stability: empirical evidence from Iranian commercial banks. *Investment Knowledge Quarterly*, *4*(16), 75-88. (in Persian)

Fatheh, M., & Ghafari, S. (2015). Investigating the impact of the securitization process on credit risk and bank stability: Empirical evidence from commercial banks in Iran. *Investment Knowledge Quarterly*, 75-88. (in Persian)

He, Q.; Leung, P. H., & Chong, T. T. L. (2013). Factor-augmented VAR analysis of the monetary policy in China. *China Economic Review, 25, 88-104*.

Jarocinski, M. (2004). Responses to monetary policy shocks in Eastern and Western Europe: a comparison. *UPF manuscript*.

Jordà, Ò.; Singh, S. R., & Taylor, A. M. (2020). The long-run effects of monetary policy (No. w26666). *National Bureau of Economic Research*.

Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, *90*(3), *407-428*.

Komijani, A.; Zamanzadeh, H., & Bahadur, A. (2016). The mechanism of managing interest rates in the framework of monetary policy. *Monetary and Banking Research Institute, Central Bank of the Islamic Republic of Iran,* 3-12 (in Persian).

Krylova, E. (2002). The credit channel of monetary policy: Case of Austria. *Reihe Ökonomie/Economics Series.*(11)

Mehrara, M., & Mehranfar, M. (2012). Banking performance and macroeconomic factors in risk management. *Economic Modeling Quarterly, 7(1), 21-37*. (in Persian)

Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic perspectives, 9(4), 3-10*.

Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American economic review, 48*(3), 261-297.

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

Qolizadeh Kenari, S.; Porfaraj, A. R., & Jafari Samimi, A. (2014). A comparative study of the efficiency of optimal monetary policy in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories, 4*(1), 10-23. (in Persian)

Rahmani, T. (2007). Macroeconomics. Tehran: Baradaran Publishing. (in Persian)

Romer, C. D., & Romer, D. H. (1989). Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. NBER macroeconomics annual, *4*, 121-170.

Senbet, D. (2008). Measuring the impact and international transmission of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach.

European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 13, 121-143.

Sengonul, A., & Thorbecke, W. (2005). The effect of monetary policy on bank lending in Turkey. *Applied Financial Economics, 15*(13), 931-934.

Setayesh, M. H., & Fathe, M. H. (2016). Investigating the impact of banking system health indicators in determining asset and debt management strategy (ALM); With a special look at the capital adequacy ratio (CAR). *Investment Knowledge, 6*(24), 139-150 . (in Persian)

Sharifi Renani, H.; Honarvar, N.; Dai Karimzadeh, A., & Pourshirazi, F. (2008). Investigating the effects of monetary policy on gross domestic product through the lending channel of the banking system in Iran. *Journal of Economic Modeling*, *3*(10), 27-48 (in Persian).

Sharifi Renani, H.; Komijani, A., & Shahrashtani, H. (2009). Investigating the monetary transfer mechanism in Iran: structural vector autoregression approach. *Quarterly Journal of Money and Economics, 1*(2), 145-176. (in Persian)

Tafzali, F. (1996). The history of economic ideas. Tehran: Ney Publishing. (in Persian)

Taylor, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of economic perspectives*, *9*(4), 11-26.

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 135 - 163

Investigation of the Nonlinear Behavior of Real Exchange Rate in Iran

N. Afkhami Rad [1], T. Ebrahimi Salari[2], M. Behnameh[3*], M. J. Gorjipour[4]

1- Master in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
2- Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
3- Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
4- Ph. D Student in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran

(*- Corresponding Author Email: m.behname@um.ac.ir)
https://orcid.org/0000-0002-3672-4129
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.16488.0

Received: 2020/10/24 Revised: 2023/04/11 Accepted: 2023/07/17	**How to cite this article:** Afkhami Rad, N.; Ebrahimi Salari, T.; Behnameh, M., & Gorjipour, M. J. (2023). Investigation of the Nonlinear Behavior of Real Exchange Rate in Iran. *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal*, *30*(1): 135-163. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.16488.0
Available Online: 2023/07/17	

1- INTRODUCTION

The enabling factor for entering the process of globalization is the creation of a competitive enviroment. The goal is to achieve competitive power through growth, development, and improvement in the quality of life. Competitiveness is the foundation for the economic growth of countries worldwide, and the real exchange rate is a good indicator for examination of a country's competitiveness in global markets. It is a variable through which we can assess the relative price

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

of traded and non-traded goods. If there are no changes in the relative prices of other countries in the world and the real exchange rate decreases, it indicates a weakening of the international competitiveness of domestically produced goods. High fluctuations and lack of stability in real exchange rates can create an unstable environment for international trade and, as a result, reduce trade. Given the significance of the real exchange rate in influencing other macroeconomic variables and creating an uncertain environment, having knowledge of the future changes in the real exchange rate can play a crucial role in assisting monetary authorities to increase employment levels and stabilize prices.

Since many microeconomic and macroeconomic variables are influenced by the exchange rate, a proper understanding of the linear or nonlinear behavior of the exchange rate can help policymakers, firms, and traders make accurate decisions in order to effectuate desired changes.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

The relationship between the national currency and the value of the national currency against foreign currencies is called the exchange rate. In international banking, the term "currency" refers to foreign money, sometimes including the adjective "foreign" to distinguish it from the domestic or local currency of a country. Currency is not limited to banknotes issued by central banks. It includes documents such as checks, drafts, and promissory notes that are used for international payments.

Due to resource allocation based on relative prices in the free market, efficient resource allocation occurs when relative prices are properly adjusted and serve as an indicator of the real value of resources. The exchange rate is one of the most important prices, and deviations from equilibrium can disrupt the prices of other goods and services. Generally, exchange rates are divided into several categories: 1) Nominal exchange rate, 2) Real exchange rate, 3) Effective nominal exchange rate. The nominal exchange rate is the price of one unit of a currency in terms of another currency on a specific day and at a specific time. The mention of a specific time is necessary because the exchange rate may change during different hours of the day. It is common to express the price of one unit of

foreign currency in terms of domestic currency in exchange rate calculations.

Changes in the real exchange rate have a significant impact on the balance of payments and the international competitiveness of a country. Economists agree that an inappropriate level of stability for the real exchange rate leads to a decrease in national welfare. Thus, the instability of the real exchange rate from its equilibrium level leads to severe imbalances in the economy.

3- METHODOLOGY

To investigate the nonlinear behavior of the real exchange rate in Iran and in order to examine the nonlinear behavior of the real exchange rate in Iranian economy during the years 2004:04- 2018:02 two models have been applied: Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) model and Logistic Smooth Transition Autoregressive (LSTAR) model.

4- RESULTS & DISCUSSION

The possibility of threshold behavior in the real exchange rate has been confirmed by Broock, Dechert, and Scheinkman (1987) and Hansen (1999) test. Subsequently, the threshold values for the growth of the real exchange rate were calculated to be 3.84% in the first model (SETAR) and 5% in the second model (LSTAR).

In the first model, when the growth rate of the real exchange rate is below 3.84%, the growth rate of real exchange rate is minimal and classified as a regime with low growth. If the growth rate of the real exchange rate exceeds the threshold value (3.84%), its stability increases. In other words, when the growth rate of the real exchange rate is severe in Iran's economy, it is expected to be stable.

In the second model, values less than 5% are classified as a regime with low growth, while values greater than 5% are classified as a regime with high growth. The estimated coefficients for different orders in the two regimes indicate that if the growth rate of the real exchange rate is greater than 5%, this variable will exhibit stable behavior. However, at values

below the threshold, due to the insignificance of the coefficients, this property will not be applicable.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The results demonstrated the possibility of nonlinear behavior in the growth rate of the real exchange rate. After calculating the optimal order for AR and considering other econometric requirements (Hansen test), two models, namely SETAR and LSTAR, were estimated. The threshold value was calculated to be 3.84% for the first model and 5% for the second model. In both models, it was observed that as long as the growth rate of the real exchange rate remains in a severe regime, it exhibits significant stability and is positively influenced by its past values.

Keywords: Real Exchange Rate, Threshold Autoregressive Model, Smooth Transition Autoregressive Model.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

بررسی رفتار غیرخطی نرخ ارز حقیقی در ایران

نیلوفر افخمی راد
کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
تقی ابراهیمی سالاری
دانشیار اقتصاد، بخش اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
مهدی بهنامه*
دانشیار اقتصاد، بخش اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
محمدجواد گرجی پور
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.16488.0

چکیده

پس از خاتمه یافتن نظام برتون وودز در سال ۱۹۷۱، بررسی رفتار و مدل‌سازی نرخ ارز به مسئله‌ای مناقشه‌آمیز برای اقتصاددانان و سیاست‌گذاران مبدل شده است. یکی از مسائل مهمی که در ارتباط با نرخ ارز وجود دارد، ماندگاری نرخ ارز حقیقی است. در این راستا، پژوهش حاضر از دو الگوی خودبازگشت آستانه‌ای خودمحرک و رگرسیون انتقال ملایم لجستیک استفاده کرده است تا رفتار غیرخطی نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران را طی سال‌های ۱۳۹۶:۱۲ – ۱۳۸۳:۰۲ بررسی کند. ابتدا، امکان وجود رفتار آستانه‌ای در نرخ ارز حقیقی آزمون‌های براک، دیچرت و شینکمن (۱۹۸۷) و هانسن (۱۹۹۹) تأیید شد. سپس، مقدار آستانه برای رشد نرخ ارز حقیقی در الگوی اول ۳/۸۴٪ و در الگوی دوم ۵٪ محاسبه شد. هر دو الگو نشان می‌دهد مادامی‌که رشد نرخ ارز حقیقی در رژیم شدید قرار گیرد، پایداری قابل‌توجهی خواهد داشت و از مقادیر گذشتۀ خود به‌طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

کلیدواژه‌ها: نرخ ارز حقیقی، الگوی خودبازگشت آستانه‌ای، الگوی خودبازگشت انتقال ملایم.
طبقه‌بندی JEL: F31,C80,C89

---

* نویسنده مسئول: m.behname@um.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۲۶۱۷
صفحات: ۱۶۳-۱۳۵

۱. مقدمه

زمینه‌ساز ورود به فرآیند جهانی‌شدن ایجاد فضای رقابتی است. هدف از رشد و توسعه و بهبود کیفیت زندگی رسیدن به قدرت رقابتی است. رقابت‌پذیری زمینه‌ساز رشد اقتصادی کشورهای دنیا به‌حساب می‌آید و برای بررسی قدرت رقابتی یک کشور در بازارهای جهانی نرخ ارز حقیقی معیار خوبی است و متغیری است که به‌وسیله آن می‌توان قیمت نسبی کالاهای تجاری و غیرتجاری را بررسی کرد. اگر تغییری در قیمت‌های نسبی دیگر کشورهای جهان به وجود نیاید و نرخ ارز حقیقی کاهش یابد، نشان دهنده این است که توان رقابت بین‌المللی کالاهای ساخت کشور تضعیف یافته است. نوسانات زیاد و نبود ثبات در نرخ‌های حقیقی ارز می‌تواند باعث یک شرایط عدم ثبات در زمینه سود مبادله‌های بین‌المللی شود و درنتیجه کاهش تجارت گردد. با توجه به اهمیت نرخ ارز حقیقی در تحت تأثیر قرار دادن سایر متغیرهای کلان اقتصادی و ایجاد فضای نا اطمینان و آگاهی داشتن از تغییراتی که نرخ ارز حقیقی در آینده دارد می‌تواند نقش به سزایی در کمک به مقامات پولی به‌منظور افزایش سطح اشتغال و تثبیت قیمت‌ها داشته باشد. (Amini & Zare, 2002)

ازآنجایی‌که بسیاری از متغیرهای خرد و کلان اقتصادی تحت تأثیر متغیر نرخ ارز می‌باشند درنتیجه شناخت صحیح از رفتار خطی یا غیرخطی بودن نرخ ارز به سیاست‌گذاران، شرکت‌ها و معامله گران در جهت گرفتن تغییر درست کمک می‌کند. همچنین در اکثر تحقیقات (محمود و الخطایب (۲۰۱۸)؛ هنزایی و فراهانی (۲۰۱۹))، نرخ ارز را به‌صورت یک چارچوب مدل‌سازی خطی در نظر گرفتند که این امر می‌تواند موجب تورش تصریح شود و سیاست‌گذاران را به اشتباه بیندازد؛ درصورتی‌که محققان به‌عنوان نمونه تراسویرتا و همکاران (۲۰۰۵) نشان داده‌اند که این متغیر در کشورهای مختلف غیرخطی است. به‌طوری‌که شیب آن در یک آستانه تغییر می‌کند و در آستانه پایین پایدارتر از آستانه بالا است.

با توجه به اهمیت نرخ ارز و وجود شرایط نا اطمینان در صورت نوسانات نرخ ارز و غیرخطی بودن نرخ ارز حقیقی سؤالی که برای ما مطرح می‌شود این است که آیا نرخ ارز در بالاتر از آستانه ماندگاری بیش‌تری دارد یا در مقادیر پایین‌تر؟ به عبارتی آیا شوک‌ها به‌سرعت به صفر همگرا می‌شوند؟ که اگر این اتفاق افتاد پایدار است. برای بررسی این موضوع ابتدا غیرخطی بودن را بررسی می‌نماییم و سپس با استفاده از مدل‌های غیرخطی TAR[1] و STAR[1] پایداری نرخ ارز حقیقی را به دست می‌آوریم. برای این کار ما

[1]. Threshold Autoregressive (TAR)

فرضیات زیر را در نظر می‌گیریم: ۱- رشد نرخ ارز حقیقی در ایران رفتار غیرخطی دارد. ۲- پایداری رشد نرخ ارز حقیقی ایران در مقادیر کمتر از آستانه (رژیم پایین: زمانی که نرخ ارز حقیقی در حال کاهش است) نسبت به مقادیر بیشتر از آستانه (رژیم بالا: زمانی که نرخ ارز حقیقی در حال افزایش است) بیشتر است.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. بعد از مقدمه، ادبیات تحقیق و مروری بر مطالعات تجربی، سپس بخش سوم روش پژوهش ارائه شده است که در آن به برآورد الگوی خودبازگشت آستانه‌ای خودمحرک (SETAR) و الگوی رگرسیون انتقال ملایم لجستیک (LSTAR) پرداخته‌شده است. بخش چهارم به نتایج پژوهش و آزمون فرضیه‌ها و درنهایت بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی اختصاص یافته است.

۲. ادبیات تحقیق

رابطهٔ برابری پول ملی و یا ارزش پول ملی در مقابل پول‌های بیگانه (اسعار) را نرخ ارز می‌گویند. واژه ارز در بانکداری بین‌المللی به معنای پول خارجی است که گاهی صفت خارجی را هم به آن می‌افزایند و به‌صورت ارز خارجی به کار می‌برند تا وجه تمایز آن را با پول ملی یا پول رایج در داخل یک کشور معلوم کنند. ارز تنها منحصر به اسکناس منتشر شده به‌وسیله بانک‌های مرکزی کشورها نیست، بلکه این اصطلاح اسنادی از قبیل چک، سفته و برات را هم که برای پرداخت‌های بین‌المللی به کار می‌روند، شامل می‌شود. (Hasani & Ajam, 1988)

به علت تخصیص منابع بر اساس قیمت‌های نسبی در بازار آزاد، اگر قیمت‌های نسبی در سطحی مناسب تنظیم شود و نشانگر ارزش واقعی بین منابع باشد، تخصیص منابع بهینه است. نرخ ارز یکی از مهم‌ترین قیمت‌هایی است که انحراف آن از وضعیت تعادل موجب ایجاد اختلال در قیمت سایر کالاها و خدمات می‌شود. به‌طورکلی نرخ ارز به چند دسته تقسیم می‌شود: ۱- نرخ ارز اسمی، ۲- نرخ ارز حقیقی، ۳- نرخ ارز مؤثر اسمی. نرخ ارز اسمی عبارت است از قیمت یک واحد از یک پول به ازای پول دیگر در روز معین و در ساعت معین. ذکر ساعت معین به این دلیل است که امکان دارد نرخ ارز در ساعات مختلف

[1]. Smooth Transition Autoregressive (STAR)

روز تغییر کند. معمول این است که در محاسبهٔ نرخ ارز قیمت یک واحد از پول خارجی به ازای پول داخلی بیان شود. (Farzinvash, 2014)

نرخ ارز حقیقی عبارت است از نسبت قیمت‌های داخلی به قیمت‌های خارجی برحسب یک پول:

$$R = \frac{eP}{P^f} \qquad (۱)$$

که در آن P و P^f به ترتیب سطح عمومی قیمت‌ها در داخل و خارج است و e همان نرخ ارز اسمی و ارزش ریالی پول خارجی است. اگر نرخ مذکور از یک بزرگ‌تر (کوچک‌تر) باشد به معنی این است که کالاهای خارجی گران‌تر (ارزان‌تر) است و شهروندان داخلی و خارجی‌ها بیش‌تر کالاهای داخلی را تقاضا (عرضه) می‌کنند و اگر مقدار نرخ ارز حقیقی برابر با یک باشد به معنی این است که کشورها از برابری قدرت خرید برخوردارند.

به دلیل رابطه متعدد تجاری یک کشور با کشورهای دیگر، برای با ارزش شدن یا کم ارزش شدن پول آن کشور جهت ارائهٔ یک شاخص کلی، باید رابطهٔ مبادله آن کشور را با کشورهای طرف تجاری آن موردسنجش قرار داد. برای این کار، از نرخ ارز مؤثر استفاده می‌شود.

باید توجه داشت که یک دولت با یک بانک مرکزی می‌تواند ارزش پول خود را در کوتاه‌مدت تثبیت کند اما در بلندمدت نرخ ارز میان دو کشور (در صورت نبود موانع ساختاری برای تجارت و فعال بودن نیروهای بازار) توسط قدرت خرید نسبی پول هر کشور تعیین می‌شود. (Shakeri, 2008)

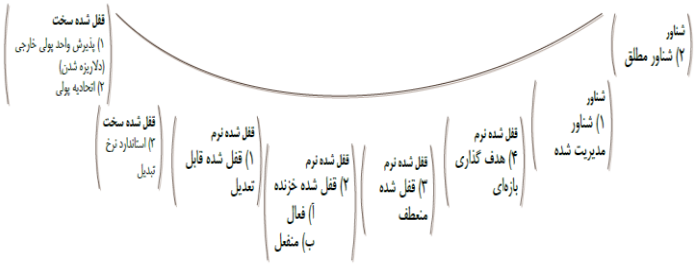
تغییرات نرخ ارز حقیقی به‌طور گسترده بر وضعیت تراز پرداخت‌ها و قدرت رقابت بین‌المللی یک کشور اثرگذار است. اقتصاددان‌ها بر این موضوع توافق نظر دارند که تثبیت نرخ ارز حقیقی در سطحی نامناسب سبب کاهش رفاه ملی می‌گردد؛ بنابراین ناپایداری نرخ ارز حقیقی از سطح تعادلی، سبب به وجود آمدن عدم تعادل‌های شدید در اقتصاد می‌شود. (Sallenave, 2010)

نظام‌های ارزی بین دو قطب شناور مطلق و ثابت مطلق قرار دارند و علی‌رغم ویژگی‌های مشترک زیاد با یکدیگر، اثرات متفاوتی بر انعطاف سیاست‌گذاری اقتصادی، هزینه تغییر سیاست دارند. در ادامه، این نظام‌ها به‌صورت سه گروه اصلی قفل شده سخت (ثابت)[1]، قفل شده ملایم و انواع شناور[2] معرفی می‌گردند (Bahador, 2015). نظام‌های ارزی قفل شده سخت، نظام‌هایی هستند که عمدتاً چارچوب بسیار محدود

---

[1]. Hard Pegs
[2]. Float

کننده‌ای برای سیاست‌گذار پولی به وجود می‌آورند. تغییر دادن آن‌ها هزینه بالایی اعم از فرایند تغییر قانون و تغییر ساختار اقتصادی برای سیاست‌گذار به همراه دارد. این دسته از نظام‌های ارزی شامل سه نظام، تشکیل اتحادیه پولی، پذیرش واحد پول خارجی و کمیته ارزی است. نظام‌های ارزی قفل شده ملایم، نظام‌هایی هستند که اتخاذ تصمیم برای مداخله در بازار ارز برای دنبال کردن هدف ارزی بر اساس یک دستورالعمل اتخاذ می‌شود. هدف از این مداخله ایجاد ثبات در بازار ارز است. ویژگی مشترک این نظام‌ها در این است که تغییر هدف ارزی در آن‌ها کم‌هزینه‌تر از نظام‌های ارزی میخکوب سخت است. در نظام ارزی شناور نرخ ارز آزادانه توسط بازار تعیین می‌شود و دخالت در بازار پول و ارز صورت نمی‌پذیرد. نظام‌های ارزی شناور به دو دسته تقسیم می‌شود: شناور مدیریت شده و شناور مطلق. در نظام شناور مدیریت شده نرخ ارز بر اساس عرضه و تقاضا تعیین می‌شود و درعین‌حال برای تأثیرگذاری بر بازار ارز تلاش می‌شود. این دخالت می‌تواند شامل تغییر نرخ بهره یا دخالت مستقیم ارزی باشد. در نظام شناور مطلق هیچ‌گونه دخالتی برای اثرگذاری بر بازار ارز انجام نمی‌شود. نرخ ارز در این حالت از سایر ابزارهای سیاستی ازجمله نرخ بهره تأثیر می‌پذیرد اما این ابزارها برای رسیدن به هدف دیگری، به غیر از تأثیر گذاری بر بازار ارز تنظیم می‌شوند. شکل (۱) طیف نظام‌های ارزی مطرح شده را نشان می‌دهد. (Broock et al.,1996)



شکل (۱): انواع نظام‌های ارزی

منبع: بهادر (۱۳۹۴)

با توجه به مطالب و توضیحات فوق به مطالعات خارجی پیشین انجام شده در زمینه نرخ ارز پرداخته و سپس پژوهش‌های داخلی مورد بررسی قرارخواهد گرفت.

لین و همکاران (۲۰۱۱)، با مطالعه رفتار انحرافی نرخ ارز بر اساس نظریه برابری نرخ ارز[1] در کشورهای ژاپن، کره جنوبی، تایوان سنگاپور با استفاده از مدل‌های STAR و برای دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۸، نشان دادند که رفتار نرخ ارز در هر چهار کشور فوق غیرخطی بوده و مدل خودبازگشت انتقال ملایم عملکرد بهتری در پیش‌بینی خارج از نمونه نسبت به مدل خطی دارا است. جاینلیس و کوکوریتاکیس (۲۰۱۳)، به بررسی روابط متقابل انحرافات نرخ ارز از مقدار تعادلی آن و ماندگاری تورم برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ در چهار کشور آمریکای لاتین (برزیل، مکزیک، اروگوئه و ونزوئلا) که نرخ تورم بالایی دارند، پرداختند. رفتار تورم در هریک از این کشورها، شامل خطی یا غیرخطی بودن و پایدار یا موقتی بودن، توسط آزمون‌های خودبازگشت آستانه‌ای، مورد بررسی قرارگرفته و نتایج به دست آمده، تأثیر نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر رفتار تورم تبیین شده است؛ به‌طوری‌که افزایش ناگهانی نرخ ارز تعادلی موجب بروز تورم ماندگاری شده درحالی‌که افزایش کم (تدریجی) نرخ ارز تعادلی یا شرایط ثبات نسبی، باعث موقتی بودن تورم می‌گردد. هابر (۲۰۱۶)، نرخ برابری یورو در برابر دلار آمریکا را پیش‌بینی کرده است. محقق قدرت الگوهای مختلف چند متغیرهٔ آستانه‌ای را در برابر الگوهای خطی طی دورهٔ ۲۰۱۲:۰۷ – ۱۹۸۵:۰۷ آزمون کرده است. نتایج نشان داده است که نرخ ارز رفتار غیرخطی دارد و به‌کارگیری الگوهای آستانه‌ای با خطای کم‌تری در پیش‌بینی همراه هستند. با این توضیح که پیش‌بینی در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت سازگاری بیش‌تری با واقعیت داشته است. هازنبرگ و هابر (۲۰۱۸)، برای پیش‌بینی در بی‌ثباتی برابری نرخ‌های ارز مختلف در برابر دلار آمریکا از الگوهای غیرخطی استفاده کرده‌اند. برای این منظور از الگوهای مختلف غیرخطی مبتنی بر برآورد بیزین[2] استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است به‌کارگیری الگوهای غیرخطی تبیین بهتری از رفتار نرخ‌های ارز نسبت به الگوهای خطی دارند. هابر و زورنر (۲۰۱۹)، با برآورد بیزین الگوی تصحیح خطای برداری آستانه‌ای۳ نرخ برابری ارزهای بین‌المللی را در کشورهای مختلفی پیش‌بینی کرده‌اند. محققان به این نتیجه رسیده‌اند استفاده از الگوهای غیرخطی نسبت به الگوهای خطی برتری دارند. تحلیل غیرخطی رفتار فشار بازار ارز در اقتصاد ایران: رویکرد خودبازگشت آستانه‌ای خودمحرک موضوع مطالعه امرالهی بیوکی و همکاران (۲۰۱۸) بوده است. در این مقاله رفتار شاخص فشار بازار ارز (EMP) در اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۶:۴-

---

[1]. Exchange Rate Parity (ERP)
[2]. Bayesian
[3]. Threshold Vector Error Correction Model (TVECM)

۱۳۶۹:۲، با به‌کارگیری الگوی خودبازگشت آستانه‌ای خودمحرک (SETAR) سه رژیمه مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج حاصل از این مطالعه با توجه به ماهیت غیرخطی رفتار این شاخص نشان می‌دهد که رژیم پایین فشار بازار ارز درصد کمتری از مشاهدات دورهٔ موردنظر را نسبت به رژیم بالا در بر گرفته است؛ بنابراین، فشار بازار ارز در ایران دارای رفتاری نامتقارن است. انصاری‌نصب و محمدی (۲۰۱۹)، به بررسی بررسی رفتار غیرخطی نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ پرداختند، به‌طورکلی نتایج مدل مارکف-سوئیچینگ نشان داد که نرخ ارز رفتاری غیرخطی و نامتقارنی در ایران دارد و نرخ ارز در سه رژیم مختلف، رفتار متفاوتی برجای می‌گذارد و رفتار نرخ ارز در سه رژیم مورد نظر وابسته به دوره قرارگیری در آن بوده و این برای سیاست‌گذاری اقتصاد در حوزه نرخ ارز می‌تواند حائز اهمیت باشد.

با توجه به اینکه مطالعات داخلی به بررسی رفتار غیرخطی نرخ ارز اسمی پرداختند در این پژوهش به بررسی رفتار نرخ ارز حقیقی در ایران می‌پردازیم که این پژوهش هم در عنوان هم در متغیر دارای نوآوری است. از همین رو در ادامه به بررسی روش پژوهش می‌پردازیم.

۳. روش پژوهش

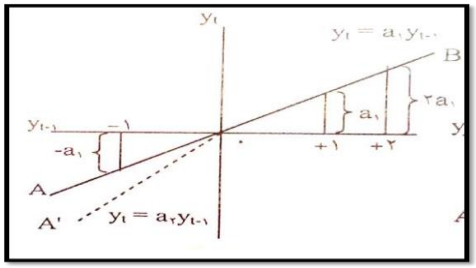
در این پژوهش از داده‌های ماهانه نرخ ارز حقیقی برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۳ به کار برده شده است. با توجه به اینکه آهنگ نزولی بودن متغیرهای کلیدی کلان اقتصادی در دوره‌های رکود پر شتاب‌تر از آهنگ افزایش آن‌ها در دوره‌های رونق است و به دلیل اینکه مدل‌های ARMA[1] مبتنی بر معادلات تفاضلی خطی[۲] هستند، تصریح‌های پویای جدیدی برای مدل‌سازی رفتار غیرخطی متغیرها لازم می‌آید. در ادبیات سری‌های زمانی از برخی آزمون‌ها می‌توان جهت تشخیص خطی و یا غیرخطی بودن یک سری استفاده جست. آزمون‌های مدل‌های غیرخطی شامل: روش حداقل مربعات معمولی[۳]، حداقل مربعات غیرخطی و حداکثر راستنمایی[۴] است. تصمیم سازان اقتصادی باید این موضوع را که سرعت افزایش نرخ ارز بیش‌تر از سرعت کاهش آن است یا بالعکس، در نظر بگیرند در غیر این صورت ممکن است مرتکب

---

1. Autoregressive Moving Avarage (ARMA)
2. Linear Differential Equations
3. Ordinary Least Squares
4. Maximum Likelihood

خطاهای قابل‌ملاحظه‌ای[1] شوند. مدل‌های غیرخطی که در ادبیات سری‌های زمانی مورد استفاده قرار گرفته است، مدل خودبازگشت آستانه‌ای (TAR) و خودبازگشت انتقال ملایم (STAR) است.

دریک مدل تغییر رژیمی رفتار yt بستگی به وضعیت سیستم دارد. به‌طور مثال در زمان رکود، نرخ بیکاری در ابتدا به‌شدت افزایش می‌یابد و سپس به آهستگی به مقدار بلندمدت خود متمایل می‌شود؛ اما نرخ بیکاری در دوران رونق اقتصادی هیچ‌گاه به‌سرعت کاهش نمی‌یابد. نمودار زیر نمایانگر یک فرآیند TAR ساده است.



شکل (۲): فرآیند خودبازگشت آستانه

منبع: اندرس (۲۰۰۸)

طبق شکل (۲)، خط ممتد AB دارای شیب a1 است. لذا به ازای هر مقدار yt-1اگر یک خط عمود بر AB رسم کنیم، مقدار متناظر yt به دست خواهد آمد. ازآنجاکه شیب AB ثابت است حاصل‌ضرب یک اسکالر در yt-1، افزایش متناسب در yt ایجاد خواهد کرد.

حال فرض می‌کنیم نمودار مرحله‌ای به گونه است که فرآیند تعدیل بر اساس خط منفصل A'OB است. در این حالت اگر yt-1 > 0 باشد، yt = a1yt-1 خواهد بود و چنانچه yt-1 ≤ 0 باشد، yt = a2yt-1 خواهد بود. برای مثال اگر yt-1 = ۱باشد، مقدار yt-1 برابر با a1 خواهد بود اما اگر yt-1 = -۱ باشد، yt برابر با a2- خواهد شد. ازآنجاکه a2 > a1 است، می‌توان نتیجه گرفت اگر مقدار اولیه yt-1 منفی باشد این دنباله نسبت به حالتی که مقدار اولیه مثبت است دیرتر به صفر میل می‌کند؛ بنابراین چون حاصل‌ضرب λ در yt-1

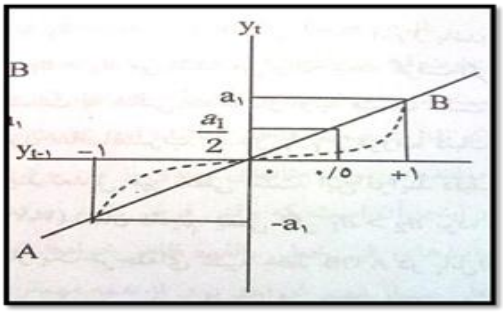
[1] مانند خطا در پیش‌بینی تورم و تأخیر در بکارگیری از ابزارهای پولی، برآورد نادرست از قدرت رقابت پذیری کالاهای تولید داخل و ... .

لزوماً دنبالهٔ {* yt-1 λ } را به دنبال نخواهد داشت، فرآیند تعدیل غیرخطی است. رفتار دنباله yt در مدل خودبازگشت آستانه به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

1. $y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t}$ اگر $y_{t-1} > 0$ (۲)
2. $y_t = a_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ اگر $y_{t-1} \leq 0$ (۳)

با توجه به معادلات بالا با فرض اینکه مقدار yt-1 = 0 را یک آستانه در نظر بگیریم، زمانی که yt-1>۰ (رژیم مثبت) باشد، رفتار yt منطبق با الگوی شماره (۲) و درجهٔ ماندگاری خودبازگشت برابر با a1 و زمانی که yt-1 ≤0 (رژیم منفی) باشد، رفتار yt منطبق با الگوی شماره (۳) و درجهٔ ماندگاری برابر با a2 است.

در مورد برخی مدل‌ها ممکن است تغییرات شدید حول نقطه آستانه نباشد اما سرعت تعدیل دارای یک الگوی غیرخطی مطابق شکل (۳) باشد.



شکل (۳): فرآیند خودبازگشت انتقال ملایم

منبع: اندرس (۲۰۰۸)

همان‌طور که در شکل (۲) ملاحظه می‌شود، اگر $y_{t-1} = 1$ باشد مقدار y_t برابر با a_1 خواهد بود و اگر y_{t-1} برابر با ۰/۵ باشد مقدار y_t کمتر از $\frac{a_1}{2}$ خواهد بود. لذا ازآنجایی‌که حاصل‌ضرب λy_{t-1} موجب ایجاد دنباله ای همچون $\{\lambda y_{t-1} *\}$ نمی‌شود، فرآیند تعدیل، غیرخطی است. این در حالی است که خط مستقیم $y_t = a_1 y_{t-1}$ که از نقاط AOB می‌گذرد نمی‌تواند این ویژگی فرآیند تعدیل را نمایان سازد. در مدل‌های خودبازگشت انتقال ملایم پارامترهای خودبازگشت به‌آرامی تغییر می‌کنند.

حالت خاصی از مدل NLAR را به نحو ذیل در نظر می‌گیریم:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} f(y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (۴)$$

اگر $f(y_{t-1})$ یک تابع انتقال ملایم باشد ضریب خودبازگشت $(\alpha_1 + \beta_1)$ نسبت به مقدار y_{t-1} به‌آرامی تغییر خواهد کرد (اندرس، ۲۰۰۴).

تشخیص و تبیین رفتار متغیرهای سری زمانی توسط الگوهای خطی می‌تواند به لحاظ تحلیلی محدود کننده باشد. الگوهای آستانه‌ای این ویژگی را دارند که پویایی‌های غیرخطی متغیرهای مالی در وضعیت‌های مختلف را مورد بررسی قرار دهند. برای تشریح الگوی خودبازگشت آستانه‌ای خودمحرک ابتدا مدل خودبازگشت آستانه‌ای با وجود دو رژیم به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$p_t = (\alpha_0 + \alpha_1 p_{t-1} + \ldots + \alpha_p p_{t-p}) I_0(p_{t-d} \le \tau) + (\phi_0 + \phi_1 p_{t-1} + \ldots + \phi_p p_{t-p}) I_0(p_{t-d} \succ \tau) + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در آن p_t سری زمانی مشاهده شده، I_0 تابع شاخص و τ پارامتر آستانه نامشخص است که باید برآورد شود با تعریف روابط زیر:

$$x_t = (1; y_{t-1}, \ldots, y_{t-p}); \quad (۶)$$

$$x_t(\tau) = \left(x_t I_0(y_{t-d} \le \tau); x_t I_0(y_{t-d} \succ \tau)\right); \quad (۷)$$

$$\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \ldots, \alpha_p); \phi = (\phi_0, \phi_1, \ldots, \phi_p); \quad (۸)$$

$$\psi = (\alpha, \phi) \quad (۹)$$

می‌توانیم مدل TAR را به‌صورت شکل ماتریسی زیر بازنویسی کنیم:

$$y_t = x_t(\tau) + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

در اینجا با برآورد پارامتر آستانه α رابطه (۳) برحسب ψ خطی است و برآورد کننده حداقل مربعات روش مناسبی است و به‌صورت زیر بیان می‌شود.

$$\psi(\tau) = \left(\sum_{t=1}^{n} x_t(\tau) x_t(\tau)\right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{n} x_t(\tau) y_t\right) \quad (۱۱)$$

برای ارائه یک برآوردکننده سازگار از بردار ψ لازم است آن مقداری از α که مجموع مجذور پسماندهای مدل را حداقل می‌کند شناسایی شود و دوباره مقادیر $\hat{\psi}$ و $\hat{\tau}$ برآورد شود؛ بنابراین، برآورد سازگار از مقدار آستانه واقعی $\hat{\tau}$ به‌وسیله حل مسئله زیر به دست می‌آید. (Enders, 2008)

$$\hat{\tau} = \arg\min_{\tau \varepsilon \psi} Q_T(\tau) \qquad (۱۲)$$

٤. نتایج پژوهش

٤-۱. معرفی متغیرها

برای محاسبهٔ نرخ ارز حقیقی رابطهٔ (۱) به کار گرفته شده است.

$$REX_t = EX_t \times \frac{IRCPI_t}{USCPI_t} \qquad (۱۳)$$

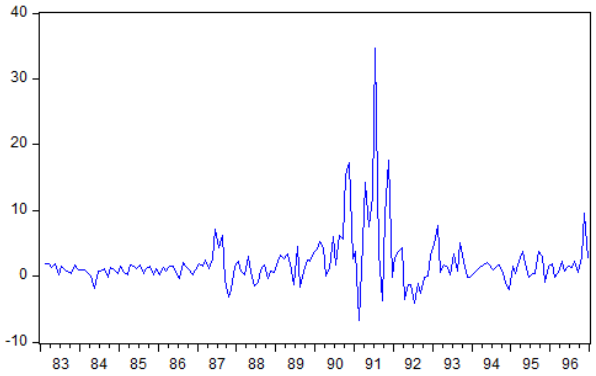
در رابطهٔ فوق:

REX: نرخ ارز حقیقی، EX: نرخ ارز اسمی (برابری دلار به ریال در بازار آزاد)، $IRCPI$ (شاخص قیمت مصرف کننده در ایران) و $USCPI$ شاخص قیمت مصرف کننده در ایالات‌متحدهٔ آمریکا هستند. اطلاعات مربوط به نرخ ارز بازار آزاد و شاخص قیمت مصرف‌کننده اقتصاد ایران از بانک داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ شده است. منبع شاخص قیمت مصرف‌کننده ایالات‌متحده آمریکا بانک مرکزی آن کشور است.

پس از محاسبهٔ نرخ ارز حقیقی، نرخ رشد آن به‌صورت زیر محاسبه شده است:

$$GREX_t = \frac{REX_t - REX_{t-1}}{REX_{t-1}} \times 100 \qquad (۱۴)$$

شکل (۴) سری زمانی رشد نرخ ارز حقیقی را به تصویر کشیده است.



شکل (٤): رشد نرخ ارز حقیقی

منبع: داده‌های بانک مرکزی و محاسبات تحقیق

با توجه به نمودار فوق، طی سال‌های ۱۳۹۶:۱۲ – ۱۳۸۳:۰۲ در دو مقطع رشد نرخ ارز حقیقی نوسان قابل توجهی داشته است. به دنبال افزایش قیمت نفت و افزایش درآمدهای نفتی، نقدینگی افزایش یافت که این مهم منجر به نوسان سری زمانی طی سال‌های ۱۳۸۹ – ۱۳۸۷ شده است. پس از اعمال تحریم‌های بین-المللی و کاهش عرضهٔ ارز در اقتصاد و هم‌چنین نااطمینانی متعاقب آن، طی سال‌های ۱۳۹۲ – ۱۳۸۹ رشد نرخ ارز فراز و نشیب‌های متعددی داشته است.

٤-۲. آمار توصیفی

این بخش به ارائهٔ آمار توصیفی رشد نرخ ارز حقیقی اختصاص دارد. جدول (۱) به این مهم اختصاص پیدا کرده است.

جدول (۱): آمار توصیفی رشد نرخ ارز حقیقی

میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آمارهٔ جارک - برآ[1]
۲/۰۷	۱/۴	۳۴/۶۵	-۶/۶۸	۴/۱۵	۳/۹۱	۲۷/۰۶	۴۴۵۳/۲۸۹ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. Jarque–Bera

آمارهٔ جارک – برآ نشان می‌دهد رشد نرخ ارز حقیقی از توزیع نرمال برخوردار نیست. با توجه به نمودار (۱) می‌توان حداکثر و حداقل نرخ ارز حقیقی را تشخیص داد.

٤-۳. بررسی ریشهٔ واحد فصلی

همان‌طور که ذکر شد، متغیر به کار گرفته شده در تحقیق نرخ رشد نرخ ارز حقیقی است. برای ساخت متغیر مذکور، از شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران، ایالات‌متحدهٔ آمریکا و نرخ ارز اسمی (نرخ برابری دلار با ریال) در بازار آزاد استفاده شده است. آمار مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایالات‌متحدهٔ آمریکا به‌صورت فصلی زدایی شده در دسترس است. برای دو متغیر دیگر، ضروری است این مهم انجام شود. قبل از تعدیل فصلی شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز، وجود ریشهٔ واحد فصلی در این دو متغیر به کمک آزمون هجی (HEGY[1]) بررسی می‌شود. اطلاعات مربوط به این آزمون در جدول (۲) ذکر شده است.

جدول (۲): بررسی ریشهٔ واحد فصلی

متغیر	فرضیهٔ H_0	آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه
EX	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۲ ماهه)	-۳/۹۸	۰/۰۰	رد H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۴ ماهه)	۴/۱۷	۰/۱۷	پذیرش H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۲/۴ ماهه)	۲۲/۴۷	۰/۰۰	رد H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۱۲ ماهه)	۹/۹۲	۰/۰۰	رد H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۳ ماهه)	۱۵/۵۴	۰/۰۰	رد H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۶	۸/۷۴	۰/۰۰	رد H_0

[1]. Hegy Seasonal Unit Root Test (Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990))

	ماهه)			
IRCPI	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۲ ماهه)	-۴/۵	۰/۱	پذیرش H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۴ ماهه)	۸/۶۸	۰/۰۰	رد H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۲/۴ ماهه)	۲۴/۱۳	۰/۰۰	رد H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۱۲ ماهه)	۱۱/۶	۰/۰۰	رد H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۳ ماهه)	۶/۶۳	۰/۰۰	رد H_0
	وجود ریشهٔ واحد فصلی (۶ ماهه)	۱۱/۹۴	۰/۰۰	رد H_0

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون، نرخ ارز بازار آزاد و شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران دارای ریشهٔ واحد با تناوب‌های ۴ ماهه و ۲ ماهه هستند. برای این منظور، از روش X-13[1] برای دو متغیر مذکور فصلی زدایی استفاده شد.

٤-٤. بررسی پایایی

با توجه به اهمیت پایا بودن متغیرها در مطالعات سری زمانی، در بخش حاضر این ویژگی برای رشد نرخ ارز حقیقی بررسی می‌شود. جدول (۳)، خلاصهٔ آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته را برای متغیر مذکور ارائه کرده است.

جدول (۳): آزمون پایایی برای رشد نرخ ارز حقیقی

نحوهٔ تصریح رگرسیون	فرضیهٔ H_0	آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه
بدون عرض از مبدأ	سری زمانی ناپایا است.	-۳/۸۳	۰/۰۰	رد H_0
با عرض مبدأ و بدون روند	سری زمانی ناپایا است.	-۴/۸۲	۰/۰۰	رد H_0

[1] ARIMA Census Bureau.s X-13

با عرض از مبدأ و مشتمل بر روند	سری زمانی ناپایا است.	-۴/۸۷	۰/۰۰	رد H_0

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون، رشد نرخ ارز حقیقی در تمامی حالات پایا است؛ بنابراین، بدون نگرانی از رگرسیون ساختگی می‌توان از این متغیر برای برآورد الگوها استفاده کرد.

٤-٥. آزمون هانسن[1] (۱۹۹۹)

در مرحلهٔ نخست این آزمون، ابتدا فرضیهٔ ساختار خطی (یک رژیم) در برابر ساختار غیرخطی با یک آستانه (دو رژیم) متغیر بررسی می‌شود. در صورت، رد شدن این فرضیه می‌توان گفت سری زمانی تحت بررسی دارای رفتار غیرخطی است (Hansen, 1999). در ادامه، تعداد آستانه برای این ساختار غیرخطی بررسی می‌شود. برای این منظور در مرحلهٔ دوم، وجود رفتار خطی (یک رژیم) در برابر وجود رفتار غیرخطی با دو آستانه (سه رژیم) آزمون می‌شود. درصورتی‌که فرضیهٔ H_0 برای این حالت رد نشود، وجود یک آستانه در برابر دو آستانه آزمون می‌شود. در غیر این صورت، سری زمانی به‌صورت یک ساختار غیرخطی با یک آستانه و دو رژیم الگوسازی می‌شود. جدول (۴) نتایج آزمون هانسن را نشان می‌دهد.

جدول (٤): نتیجهٔ آزمون هانسن

فرضیه	آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه
H_0: سری زمانی ساختار خطی دارد (یک رژیم) **H_1: سری زمانی ساختار غیرخطی با یک آستانه دارد (دو رژیم)**	۱۴۹/۸۵	۰/۰۰	رد H_0
H_0: سری زمانی ساختار خطی دارد (یک رژیم) **H_1: سری زمانی ساختار غیرخطی با دو آستانه دارد (سه رژیم)**	۵۲/۱۳	۰/۳۵	پذیرش H_0

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول فوق، در مرحلهٔ اول نتیجهٔ آزمون نشان‌دهندهٔ ساختار غیرخطی با یک آستانه است. در مرحلهٔ دوم وجود دو آستانه و سه رژیم به اثبات نرسید. ازاین‌رو، نیازی به آزمون یک آستانه (دو رژیم)

[1] Hansen test

در برابر دو آستانه (سه رژیم) نیست؛ بنابراین، الگوی خودبازگشت آستانه‌ای خودمحرک با در نظر گرفتن یک آستانه (دو رژیم) برای نرخ رشد نرخ ارز حقیقی برآورد خواهد شد.

٤-٦. برآورد الگوی خودبازگشت آستانه‌ای خودمحرک (SETAR)

برای یک الگوی ARMA، مرتبهٔ AR می‌تواند به‌وسیلهٔ حداقل شدن معیارهای اطلاعاتی مانند آکائیک[1] و شواترز – بیزین[2] تعیین شود. برای الگوی غیرخطی نیز یک فرآیند برآورد کارا لازم است مرتبهٔ خودرگرسیونی را نیز تعیین کند. ازاین‌رو، با در نظر داشتن یک آستانه و دو رژیم الگو با مرتبه‌های متفاوت AR برآورد شد. برای هر حالت، معیار اطلاعاتی آکائیک نیز به‌منظور انتخاب الگوی بهینه محاسبه شد. جدول (۵) به این مهم اختصاص پیدا کرده است.

جدول (۵): انتخاب مرتبهٔ AR برای الگوی SETAR

مرتبهٔ AR	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹
معیار AIC	۴۴۵/۱	۴۴۸/۴۵	۴۱۸/۷۲	۴۱۷/۳۵	۴۱۸/۷۳	۴۰۱/۵۳	۳۹۲/۵	۳۵۶/۹۵	۳۵۷/۸۸
معیار BIC	۴۶۰/۶۸	۴۷۰/۲۹	۴۴۶/۸۳	۴۵۱/۶۵	۴۵۹/۲۷	۴۴۸/۳	۴۴۵/۵۱	۴۱۶/۱۹	۴۲۳/۳۶
جزء اخلال	غیرمستقل	–	غیرمستقل	غیرمستقل	–	–	–	مستقل	–

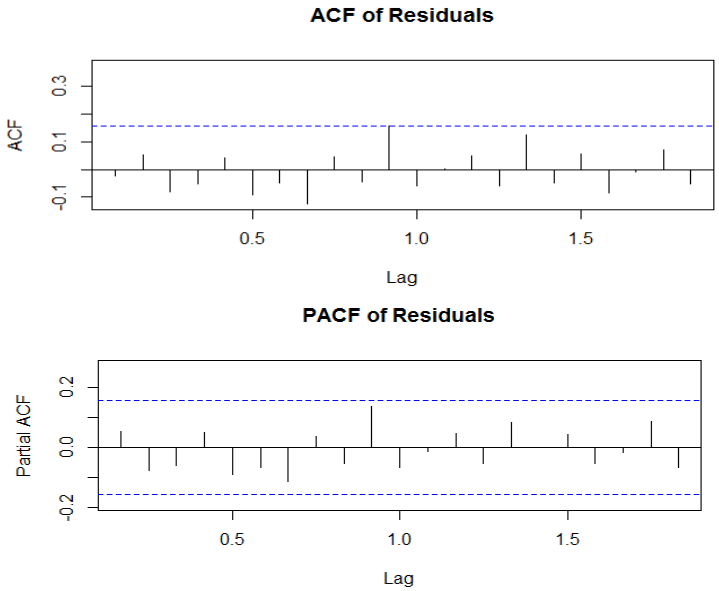
منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور برآورد الگوی بهینه، ابتدا الگویی که در آن مقدار معیارهای اطلاعاتی حداقل است برآورد شد. بر این اساس، ابتدا الگو با مرتبهٔ AR(1) برآورد شد. برای آسیب‌شناسی الگو تابع خودهمبستگی[3] و خودهمبستگی جزئی[4] مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد برای مرتبه‌های AR(1)، AR(3) و AR(4)، اجزای اخلال به‌طور نرمال توزیع نشده‌اند و از استقلال برخوردار نبودند. تنها، جزء اخلال مرتبهٔ AR(8)

---

[1] Akaike Information Criterion (AIC)
[2] Schwarz Bayesian Information Criterion (BIC)
[3] Autocorrelation Function (ACF)
[4] Partial Autocorrelation Function (PACF)

فاقد آسیب بود. شکل (۵) تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی را برای مرتبهٔ مذکور به تصویر کشیده‌اند. با توجه به شکل، مرتبهٔ بهینه برای برآورد الگوی خودبازگشت آستانه‌ای خودمحرک به‌صورت AR(8) انتخاب شد.



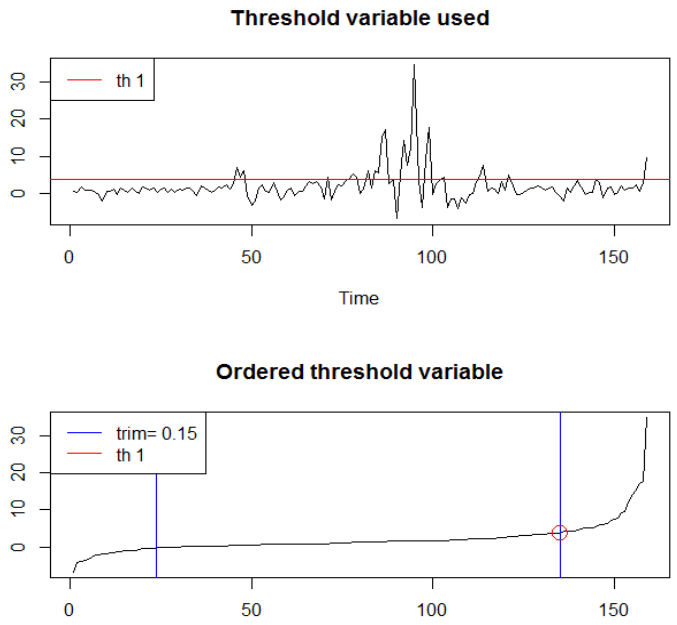
شکل (۵): توابع همبستگی و همبستگی جزئی جز اخلال برای الگوی بهینهٔ SETAR[1]

منبع: یافته‌های تحقیق

بعد از انتخاب مرتبهٔ بهینه، ضرایب و مقدار آستانه به‌طور هم‌زمان برآورد می‌شوند. برای برآورد آستانه، ابتدا متغیر به‌صورت صعودی مرتب می‌شود. سپس، ۱۵٪ از ابتدا و انتهای آن حذف می‌شود تا مقدار برآوردی آستانه به مقادیر دور افتادهٔ داده‌ها نزدیک نباشد. شکل (۶) به این مهم اختصاص پیدا کرده است. قسمت اول شکل، سری زمانی نرخ رشد نرخ ارز حقیقی را به تصویر کشیده است. قسمت دوم، متغیر را به‌صورت صعودی و مرتب شده نشان می‌دهد. برای یافتن مقدار آستانه در بازهٔ ۸۵٪ میانی، به ازای

[1]. نقاط خط چین مقادیر بحرانی را نشان می‌دهند.

مقادیر مختلف الگو برآورد می‌شود. آستانهٔ بهینه مقداری است که به ازای آن مجموع مربعات خطای رگرسیون[1] حداقل شود.



شکل (٦): آستانهٔ برآوردی و تقسیم‌بندی سری زمانی

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل نخست سری زمانی رشد نرخ ارز حقیقی است. در شکل دوم، این متغیر به‌صورت صعودی مرتب شده است. به‌طوری‌که ۱۵ درصد از ابتدا و انتهای آن حذف شده است.

نتایج حاکی از آن است که ۳/۸۴٪، نقش آستانه را پیدا می‌کند. بر این اساس، ضرایب الگو قبل از این مقدار رژیم پایین و مقدار بیش‌تر از آن رژیم بالا هستند؛ به عبارت دیگر، زمانی که نرخ رشد ارز حقیقی از ۳/۸۴٪ کم‌تر باشد، رشد نرخ ارز حقیقی اندک است و به‌صورت رژیم با رشد پایین طبقه‌بندی می‌شود. در غیر این صورت، رشد نرخ ارز حقیقی شدید است و در رژیم با رشد بالا قرار داریم. ۱۵/۰۹٪ مشاهدات در

[1]. Sum of Squares Regression (SSR)

رژیم بالا و ۸۴/۹۱٪ از آن‌ها در رژیم پایین قرار دارند. جدول (۶)، نتایج برآورد الگو و ضرایب را در رژیم نشان می‌دهد.

جدول (٦): برآورد الگوی SETAR

رژیم	رژیم پایین (۳/۸۴٪ $\tau \leq$)		رژیم بالا (۳/۸۴٪ $< \tau$)	
پارامتر	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	۰/۸۶	۰/۰۱	۲/۲۷	۰/۰۷
AR(1)	۰/۲۹	۰/۰۷	۰/۲	۰/۸۹
AR(2)	−۰/۱۲	۰/۱۳	−۰/۲۲	۰/۲
AR(3)	۰/۱۱	۰/۲	۰/۴۲	۰/۰۴
AR(4)	−۰/۱۱	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۰۰۱
AR(5)	۰/۲	۰/۱۲	−۰/۵	۰/۰۰
AR(6)	۰/۰۱	۰/۹۲	۰/۲۲	۰/۱۶
AR(7)	۰/۱	۰/۲۲	−۰/۰۵	۰/۷۵
AR(8)	−۰/۰۵	۰/۴۸	۱/۰۶	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان دهندهٔ آن است که ضرایب در دو رژیم با یک‌دیگر تفاوت بسیاری دارند؛ به عبارت دیگر، ماندگاری نرخ ارز حقیقی شدیداً به مقدار آستانهٔ برآورد شده بستگی دارد. این مطلب، نشان‌دهندهٔ اهمیت به کارگیری رهیافت غیرخطی در مطالعهٔ رفتار نرخ ارز حقیقی است.

زمانی که رشد نرخ ارز حقیقی از مقدار آستانه کم‌تر باشد (۳/۸۴٪ $\tau \leq$ و رژیم پایین)، تنها ضریب AR(1) در سطح ۹۰٪ معنی‌دار است. با عبور از آستانه و در رژیم بالا (۳/۸۴٪ $< \tau$)، ضرایب AR(3)، AR(4)، AR(5) و AR(8) معنی‌دار هستند. با مقایسهٔ جمع جبری ضرایب در رژیم بالا و ضریب AR(1) می‌توان پایداری رشد نرخ ارز حقیقی را مقایسه کرد. بر این اساس، مشخص است که اگر رشد نرخ ارز حقیقی از مقدار آستانه فراتر رود (۳/۸۴٪)، پایداری آن افزایش می‌یابد؛ به عبارت دیگر، زمانی که نرخ رشد ارز حقیقی در اقتصاد ایران شدید باشد، انتظار می‌رود این نرخ‌ها پایدار باشند.

٤-۷. برآورد الگوی رگرسیون انتقال ملایم لجستیک (LSTAR)

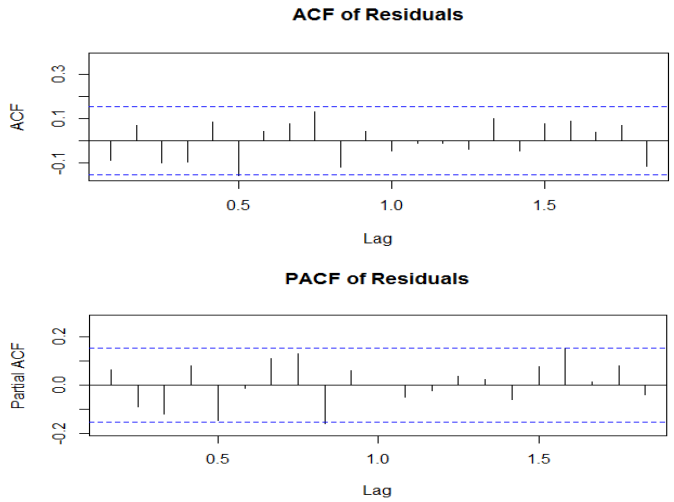
به‌منظور برآورد الگوی LSTAR، ابتدا با استفاده از معیار اطلاعاتی شواترز – بیزین مرتبهٔ بهینه AR تشخیص داده می‌شود. جدول (۷) به این مهم اختصاص یافته است.

جدول (۷): انتخاب مرتبهٔ AR برای الگوی LSTAR

مرتبهٔ AR	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷
معیار BIC	۴۵۱/۷۷	۴۴۶/۱۶	۴۳۵/۸	۴۴۰/۶۱	۴۵۰/۵۹	۴۳۷/۶۱	۴۳۹/۳۵
جزء اخلال	–	–	غیرمستقل		–	مستقل	–
معنی‌داری آستانه	–	–	معنی‌دار نیست			معنی‌دار است	

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول فوق، بر اساس مقدار حداقل معیار شوارتز – بیزین، نخست الگو با مرتبهٔ AR(3) انتخاب شد؛ اما جزء اخلال این الگو به‌طور نرمال توزیع نشده بود و از استقلال برخوردار نبود. علاوه بر این، مقدار آستانهٔ برآورد شده اختلاف معنی‌داری با صفر نداشت. ازاین‌رو، در مرحلهٔ بعد با توجه به معیار مذکور الگو با مرتبهٔ AR(6) برآورد شد. ازآنجایی‌که الگو با مرتبهٔ AR(6) با آسیب مربوط جزء اخلال مواجه نبود، این مرتبه به‌عنوان مرتبهٔ بهینه انتخاب شد. شکل (۷) تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی را برای مرتبهٔ مذکور به تصویر کشیده‌اند.



شکل (۷). توابع همبستگی و همبستگی جزئی جز اخلال برای الگوی بهینهٔ LSTAR

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۸)، نتیجهٔ آزمون غیرخطی بودن ساختار رشد نرخ ارز حقیقی و لزوم برآورد الگوی LSTAR گزارش شده است.

جدول (۸): آزمون غیرخطی بودن ساختار رشد نرخ ارز حقیقی

فرضیه‌ها	آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه
H_0: ساختار سری زمانی خطی است (AR) H_1: ساختار سری زمانی غیرخطی است (LSTAR)	۶/۲۷	۰/۰۰	رد H_0

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتیجهٔ آزمون F، بررسی رفتار رشد نرخ ارز حقیقی با استفاده از الگوی LSTRA نسبت به الگوی خطی ضرورت دارد.

جدول (۹) نتایج برآورد الگوی LSTAR که از فرآیند AR(6) پیروی می‌کند را به‌طور خلاصه ارائه کرده است. لازم به ذکر است آستانهٔ برآورد شده ۵٪ به دست آمد که در سطح ۹۹٪ قابل اطمینان است. بر این اساس، مقادیر کم‌تر از ۵٪ رژیم نرخ رشد پایین و مقادیر بیش‌تر از آن رژیم نرخ رشد بالا نام‌گذاری می‌شوند.

جدول (۹): برآورد الگوی SETAR

رژیم	رژیم پایین ($\tau \leq$ ۵٪)		رژیم بالا ($\tau >$ ۵٪)	
	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	۱/۱۸	۰/۰۰	−۰/۶۸	۰/۶۹
AR(1)	۰/۱۷	۰/۲۴	−۰/۲۸	۰/۲۳
AR(2)	−۰/۰۵	۰/۵۳	۰/۱۶	۰/۶۸
AR(3)	۰/۱۳	۰/۱۱	۱/۲	۰/۰۰
AR(4)	−۰/۰۳	۰/۷۷	۱/۲۹	۰/۱۴
AR(5)	−۰/۰۵	۰/۶۴	−۰/۱۳	۰/۴۳
AR(6)	−۰/۰۲	۰/۸	۰/۸۳	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

ضرایب برآورد شده برای مرتبه‌های مختلف در دو رژیم نشان دهندهٔ آن است که درصورتی‌که نرخ رشد نرخ ارز حقیقی بیش‌تر از ۵٪ باشد، رفتار این متغیر پایدار خواهد بود؛ اما در مقادیر کم‌تر آستانه به علت عدم معنی‌داری ضرایب، خصوصیت مذکور مصداق نخواهد داشت.

۵. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

بررسی وجود ریشهٔ واحد فصلی برای شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ ایران و نرخ ارز اسمی در بازار آزاد با آزمون HEGY ضرورت تعدیل فصلی متغیرهای مذکور را نمایان ساخت. برای این منظور از روش X-13 استفاده شد. در مرحلهٔ بعد، آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته نشان داد نرخ رشد نرخ ارز حقیقی در تمامی حالت پایا است. قبل از برآورد الگوهای مطرح شده، از آزمون‌های BDS و هانسن (۱۹۹۹) برای بررسی رفتار غیرخطی متغیر اصلی تحقیق استفاده شد. نتایج نشان داد امکان وجود رفتار غیرخطی در نرخ رشد نرخ ارز حقیقی امکان پذیر است. پس از محاسبهٔ مرتبهٔ بهینه برای AR و در نظر داشتن سایر مقتضیات اقتصادسنجی (آزمون هانسن)، دو الگوی SETAR و LSTAR برآورد شدند. مقدار آستانه برای الگوی اول ۳/۸۴٪ و برای الگوی دوم ۵٪ محاسبه شد. در هر دو الگو مشخص شد مادامی که رشد نرخ ارز حقیقی در رژیم شدید قرار گیرد، پایداری قابل توجهی خواهد داشت و از مقادیر گذشتهٔ خود به‌طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

فرضیهٔ ۱: رشد نرخ ارز حقیقی در ایران رفتار غیرخطی دارد. آزمون‌های BDS و هانسن (۱۹۹۹) بر غیرخطی بودن نرخ ارز حقیقی دلالت داشتند؛ بنابراین، فرضیهٔ نخست پذیرفته می‌شود. فرضیهٔ ۲: پایداری رشد نرخ ارز حقیقی ایران در مقادیر کمتر از آستانه (رژیم پایین: زمانی که نرخ ارز حقیقی در حال کاهش است) نسبت به مقادیر بیشتر از آستانه (رژیم بالا: زمانی که نرخ ارز حقیقی در حال افزایش است) بیشتر است. با برآورد الگوهای SETAR و LSTAR مشخص شد درصورتی‌که رشد نرخ ارز از آستانهٔ برآورد شده بالاتر باشد، به نسبت پایدارتر خواهد بود؛ به عبارت دیگر، اگر رشد نرخ ارز حقیقی شدید باشد، انتظار می‌رود مدت زمان بیش‌تری در این فاز سپری شود. ازاین‌رو، فرضیهٔ مطرح شده رد می‌شود.

بر اساس نتایج به دست آمده پیشنهادهای زیر مطرح می‌شوند:

۱. در سیاست‌گذاری رفتار نرخ ارز به‌صورت غیرخطی مدنظر قرار گیرد.

۲. ازآنجایی‌که واریانس نرخ ارز شرطی است و بی‌ثباتی ایجاد شده در هر دوره دوره‌های بعدی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد، می‌بایست از ایجاد بی‌ثباتی در نرخ ارز ممانعت به عمل آورد تا اثرات تلاطمی آن برای دوره‌های بعدی کاهش یابد.

۳. سیاست‌گذار مقادیر آستانه‌های برآورد شده را مدنظر قرار دهد و از ابزارهای سیاست پولی مستقیم (نرخ سود بانکی، سقف اعتباری) و غیر مستقیم (نسبت سپرده قانونی، اوراق مشارکت بانک مرکزی، سپرده ویژه بانک‌ها نزد بانک مرکزی) مناسب در جهت کنترل تورم استفاده کند تا ماندگاری رشد نرخ ارز حقیقی به سایر بخش‌ها لطمه نزند.

References

Ansarinasab, M., & Mohammadi, Z. (2019). Investigation of nonlinear exchange rate behavior in Iran: evidence from Markov switching model. *Journal of Iranians Economics Issues*, *6*(1), 21-40. (in Persian)

Amini, A., & Zare, S. (2002). The analysis of the role of the real exchange rate and its fluctuations on Iranian industrial exports. *Journal of Financial Economics*, *38*, 99-120. (in Persian).

Amrollahi Boyuki, E.; Abtahi, Y., & Heydari Boyuki, T. (2018). Nonlinear analysis of foreign exchange market pressure behavior in the Iranian economy: self-exciting threshold autoregressive. *Monetary and Banking Research*, *37*, 413-436. (in Persian)

Bahador, A. (2015). *Currency systems: classification, identification and economic effects*. Monetary and Banking Research Institute, Central Bank of Iran. (in Persian)

Broock, W. A.; Scheinkman, J. A.; Dechert, W. D., & LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. econometric reviews, *15*(3), 197- 235.

Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.

Farzinvash, A. (2014). *International finance*. Iran, Tehran: Nashre Noor Publications. (in Persian)

Giannellis, N., & Koukouritakis, M. (2013). Exchange rate misalignment and inflation rate rersistence: evidence from Latin American countries. *International Review of Economics & Finance*, *25*, 202-218.

Hansen, B. (1999). Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, *13*(5), 551-576.

Hasani, G., & Ajam, M. (1988). *International banking* operations 1, Banking Training Center of the Central Bank (IRAN), 7-8. (in Persian)

Hauzenberger, N., & Huber, F. (2018). Model instability in predictive exchange rate regressions, *Journals of Forcasting*, *39*(2) 168-186.

Heidarzadeh Hanzaee, A., & Farahani, M. (2019). Investigating the impact of oil price and exchange rate uncertainty on stock return using whitening linear transformation and vector autoregressive model. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, *12*(43), 131-142. (in Persian)

Huber, F. (2016). Forecasting exchange rates using multivariate threshold models, *The Journal of Macroeconomics*, *16*(1), 193-210.

Huber, F., & Zörner, T.O. (2019). Threshold co-integration in international exchange rates: a bayesian approach, *International Journal of Forecasting*, *35*(2). 458-473.

Lin, J.B.; Liang, C.C., & Yeh, M.L. (2011). Examining nonlinear dynamics of exchange rates and forecasting performance based on the exchange rate parity of four asian economies, *Japan and the World Economy*, *23*(2), 79-85.

Mahmood, H., & Alkhateeb, TTY. (2018). Asymmetrical effects of real exchange rate on the money demand in Saudi Arabia: a non-linear ARDL approach, *PLoS ONE*, *13*(11), 1-12.

Sallenave, A. (2010). Real exchange rate misalignments and economic performance for the G20 countries, *Economie Internationale*, *121*, 59-80.

Shakeri, A. (2008). *Macroeconomic theories and policies*. Iran, Tehran: Pars Nevisa Publications. (in Persian)

Teräsvirta, T.; Van Dijk, D., & Medeiros, M.C. (2005). Linear models, Smooth transition auto-regressions, and neural networks for forecasting

macroeconomic time series: a reexamination. *International Journal of Forecasting*, *21*(4), 755-774.

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 164 - 200

Investigation the Effect of Mandatory Facilities on Inflation in the Iranian Economy by using the VAR model

S. A. Vaziri[1], A. Yazdani[2], M. Sadeghi Shahdani[3]

1- MA. Student in Economics, Economics Department, Imam Sadiq University, Tehran, Iran.
2- MA. Student in Economics, Economics Department, Imam Sadiq University, Tehran, Iran.
3- Associate Prof of Economics, Economics Department, Imam Sadiq University, Tehran, Iran.

(*- Corresponding Author Email: sa.vaziri@isu.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80093.1263

Received: 2022/12/16 Revised: 2023/05/31 Accepted: 2023/08/29	**How to cite this article:** Vaziri, A.; Yazdani, A., & Sadeghi, M. (2023). Investigation of the Effect of Mandatory Facilities on Inflation in the Iranian Economy by using the VAR Model. *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal*, *30*(1): 164-200. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80093.1263
Available Online: 2023/08/29	

1- INTRODUCTION

Compulsory loan and its macroeconomic effects, especially its effect on inflation, have always been discussed by economists in Iran. In the

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

current research, the effect of credit compulsory loan on inflation has been evaluated. In order to estimate the model we used data from 1990-2018. The data have been measured by using vector autoregression (VAR) method. According to the results of the research, it is suggested to replace the policy of granting compulsory loan with other existing policies such as product coupon and purchase remittance in the field of supporting weak households and value chain financing to increasing supply.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Compulsory loan is a loan that is imposed on the banking system according to the notes of the budget laws and other laws. In other words, banks are responsible for granting assigned loans based on the approvals of authorities outside the banking system. These loans are one of the government's policies to support the vulnerable sections of the society. Every year, in note 16 of the country's budget, a decision is made by the government and the parliament in relation to the debt relief.

3- METHODOLOGY

In this research, the data is time series. To analyze the data we choose from various models of the vector autoregression (VAR), which is actually an unrestricted method in econometrics. the vector of variables is a function of its own intervals and other endogenous variables. The vector autoregression method has the following feature: all variables in this model are endogenous, the results of the model in many cases are better than the results of complex models; It is like simultaneous equations, estimation of the model is simple.

4- RESULTS & DISCUSSION

According to the tests, it has observed that a one percent increase in the compulsory loan will increase the consumer price index by 0.4 percent; one percent increase in the nominal interest rate also leads to a 1.25% increase in the consumer price index. Also, the effect of the instant shock of the loan facility rate on the consumer price index and the nominal interest

rate is not significant. Next, in the analysis of variance method, the contribution of impulses entered on the model variables was evaluated and it was found that in the 5 first periods (of 10 periods) the largest prediction error of the consumer price index rate variable is explained by the LCPI variable. From the 6th period to the 8th period, however, the explanatory contribution of the nominal interest rate is higher. In the 9th and 10th periods, the compulsory loan rate has the largest contribution in explanation the variable prediction error of the consumer price index.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The budgeting system directly and indirectly affects monetary policies. One of the channels of this influence can be followed in the budget notes. Every year, in some laws of the country, especially in the annual budget laws, the banking system is burdened with tasks, and in some of these cases, due to the preferential rate of these loans, or in other cases, due to the high default of these loans, the country's banking system has suffered imbalance. In this regard, increasing of the monetary base was not only through the growth of banks' balance sheets. Rather, the financial dominance of the government and the impact of financial rulings on the balance sheet of the central bank in the form of borrowing from the central bank, buying government bonds has also caused the expansion of the government's debt and the net foreign assets of the central bank, as well as the monetary base.

Keywords: Compulsory Loan, Inflation, Nominal Interest Rate, Banking Imbalance, Vector Autoregression.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارهٔ ۱، پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

بررسی اثر تسهیلات تکلیفی بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل VAR

سید ابوالفضل وزیری *
کارشناسی ارشد دانشگاه امام صادق (ع)
عباس یزدانی
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه امام صادق (ع)
مهدی صادقی شاهدانی
استاد دانشگاه امام صادق (ع)

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80093.1263

چکیده

تسهیلات تکلیفی و اثرات اقتصاد کلان آن به‌ویژه اثر آن بر تورم، همواره از موضوعات موردبحث اقتصاددانان در ایران بوده است. در پژوهش حاضر بر سنجش اثر تسهیلات تکلیفی بر تورم پرداخته شده است. جهت انجام برآورد از داده‌های ۲۹ ساله ۱۳۶۹-۱۳۹۷ استفاده شده و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) این داده‌ها موردسنجش قرار گرفته‌اند. طبق آزمون‌های صورت‌گرفته مشاهده شد که یک درصد افزایش در نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی، شاخص قیمت مصرف‌کننده را به میزان ۰.۴ درصد افزایش خواهد داد؛ افزایش یک‌درصدی نرخ بهره اسمی نیز منجر به افزایش ۱.۲۵ درصدی شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود. همچنین اثر شوک آنی نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ بهره اسمی معنادار نیست. در ادامه در روش تجزیه واریانس، سهم تکانه‌های واردشده بر متغیرهای مدل مورد ارزیابی قرار گرفت و مشخص شد در ۵ دوره اول (از ۱۰ دوره) بیشترین خطای پیش‌بینی متغیر نرخ شاخص قیمت مصرف‌کننده را خود متغیر LCPI توضیح می‌دهد. از دوره ۶ تا دوره ۸ اما سهم توضیح‌دهندگی نرخ بهره اسمی بیشتر است. در دوره‌های ۹ و ۱۰ نیز نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی بیشترین سهم را در توضیح خطای پیش‌بینی متغیر نرخ شاخص قیمت مصرف‌کننده دارد. باتوجه‌به نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود سیاست اعطای تسهیلات تکلیفی با سایر سیاست‌های موجود ازجمله کالابرگ و حواله خرید در حوزه حمایت از خانوار ضعیف و تأمین مالی زنجیره‌ای در افزایش تولید جایگزین شود.

کلیدواژه‌ها: تسهیلات تکلیفی، تورم، نرخ بهره اسمی، ناترازی شبکه بانکی، خودرگرسیون برداری.

---

* نویسنده مسئول: sa.vaziri@isu.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۰۷
صفحات: ۲۰۰-۱۶۴

مقدمه

امروزه نقش و ضرورت حضور بانک‌ها در عرصه اقتصاد کشور به دلیل توانایی آن‌ها در جذب منابع مالی و تأثیرگذاری آن بر عملکرد متغیرهای پولی و واقعی اقتصاد و تنظیم بازارهای مختلف انکارناپذیر است. درواقع اقتصاد ایران، اقتصادی بانک محور است. بدین معنا که سهم غالب تأمین مالی بنگاه‌ها برای سرمایه ثابت و در گردش به‌طور مستقیم از محل اعتبارات بانکی تأمین می‌شود. به‌عبارت‌دیگر بانک‌ها با تسهیلات‌دهی به بنگاه‌های اقتصادی به خلق اعتبار و درنتیجه تأمین مالی بنگاه‌ها پرداخته و زمینه رشد اقتصادی را فراهم می‌کنند؛ اما چنانچه این اعتبار متناسب با رشد اقتصادی خلق نشود، تبدیل به مانعی برای رشد اقتصادی می‌شود. ابداع پول کاغذی و سپس پول بانکی و عبور از پول دارای ارزش ذاتی دقیقاً از این نیاز رشد اقتصادی به خلق اعتبار سرچشمه گرفته است. بدون خلق اعتبار اساساً تأمین مالی جدید در بلندمدت ناممکن است. هنگامی‌که خلق اعتبار در اقتصاد صورت می‌گیرد، می‌تواند مستقیمم در اختیار بنگاه‌هایی قرار گیرد که برنامه ایجاد و توسعه فعالیت اقتصادی دارند و لذا رشد اقتصادی محصول کسب‌وکار آن‌ها است. آنچه بااهمیت است خلق اعتبار متناسب با ظرفیت جذب و ظرفیت ایجاد و بسط فعالیت اقتصادی و لذا ظرفیت رشد اقتصادی است و این ظرفیت رشد اقتصادی تنها با صرف خلق اعتبار ایجاد نمی‌شود.

دولت‌ها باتوجه‌به اهدافی مانند افزایش تولید و اشتغال و درنتیجه افزایش رشد اقتصادی و همچنین حمایت از قشر کم‌برخوردار و محروم جامعه اقدام به الزام شبکه بانکی بر اعطای بخشی از تسهیلات خود در قالب تسهیلات تکلیفی می‌نمایند. تسهیلات تکلیفی، تسهیلاتی است که به‌موجب تبصره‌های قوانین بودجه و سایر قوانین و احکام به‌نظام بانکی تحمیل می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، بانک‌ها بر اساس مصوبات مقاماتی خارج از سیستم بانکی، مسئول اعطای تسهیلات تکلیفی هستند. این تسهیلات یکی از سیاست‌های دولت برای حمایت از بخش‌ها یا اقشار آسیب‌پذیر جامعه است. هرساله در تبصره ۱۶ بودجه کل کشور در ارتباط با تسهیلات تکلیفی توسط دولت و مجلس تصمیم‌گیری می‌شود. در این میان اما آنچه اهمیت دارد میزان اصابت این تسهیلات بر هدف و همچنین نتایج آن بر متغیرهای اقتصاد کلان مانند نقدینگی و تورم است.

پژوهش حاضر در پی آن است تا در ابتدا انواع تسهیلات تکلیفی در قوانین بودجه سنواتی را ارزیابی کرده، سپس به‌صورت نظری رابطه بین دو متغیر تسهیلات تکلیفی و تورم را تبیین نماید و در ادامه تأثیر دوطرفه رشد تسهیلات تکلیفی بر رشد تورم در اقتصاد ایران را از کانال رشد نقدینگی با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) موردبررسی قرار دهد. بدین منظور از داده‌های تسهیلات تکلیفی بانک مرکزی، نقدینگی و تورم در بازه زمانی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۷ استفاده گردیده است.

در این مقاله در ابتدا به ادبیات نظری موضوع و انواع تسهیلات اعطایی بانک‌ها پرداخته شد و کانال اثرگذاری تسهیلات بر ناترازی شبکه بانکی بیان گردید. در قسمت بعد نتایج اجرای مدل پژوهش شرح گردیده است. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و بیان توصیه‌های سیاستی اختصاص‌یافته است.

پیشینه پژوهش

در زمینه سنجش اثر تسهیلات تکلیفی مطالعات متعددی صورت پذیرفته است که می‌توان به فتح الهی (۲۰۱۹) اشاره کرد، در این مقاله به بررسی تأثیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها در قالب تسهیلات تکلیفی و غیر تکلیفی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های صنعت و معدن و کشاورزی پرداخته شده است. برآورد با استفاده از مدل سرمایه‌گذاری ارائه شده توسط فرای و روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SUR) انجام‌گرفته است. نتایج نشان می‌دهد اگر در مدل سرمایه‌گذاری، متغیرهای تسهیلات تکلیفی و غیر تکلیفی به‌تنهایی بکار گرفته شوند، ضرایب بی‌معنی خواهد شد و درصورتی‌که حجم کل تسهیلات در نظر گرفته شود، ضریب حجم کل تسهیلات (مجموع تسهیلات تکلیفی و غیر تکلیفی) معنی‌دار خواهد بود. درنتیجه، آنچه بر سرمایه‌گذاری در دو بخش تأثیرگذار است، حجم اعتبارات است. این موضوع بیان می‌دارد که به دلیل حجم محدود اعتبارات کنترل شده، سیاست‌های کنترل اعتباری باهدف تأثیرگذاری بر بخش‌های اقتصادی تأثیر قابل‌توجهی بر بخش‌های اقتصادی ندارد.

مطالعه دیگری که توسط کشاورز (۲۰۱۶) انجام شده است به سنجش اثر تسهیلات تکلیفی بر نوسانات بازار ارز تمرکز داشته است. در این پژوهش با استفاده از روش رگرسیون خود توضیح اثر تسهیلات تکلیفی بر مطالبات غیرجاری تکلیفی بررسی شده و نتایج نشان می‌دهد که تسهیلات تکلیفی در بلندمدت بر متغیر مسکن قیمت مسکن اثر مثبت و معنی‌دار دارند.

در پژوهشی دیگری چنگیزی (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر تسهیلات تکلیفی مسکن مهر بر شاخص‌های سلامت بانک پرداخته است. برای انجام این تحقیق داده‌های موردنیاز از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ گردآوری طبقه‌بندی‌شده است و با استفاده از نرم‌افزار SPSS و آزمون نرمال بودن همسانی واریانس و برابری میانگین دو جامعه، معنی‌داری فرضیه‌ها موردبررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد رابطه معنادار بین متغیر وابسته شاخص کفایت سرمایه با اعطای تسهیلات تکلیفی مسکن در درصد نیست؛ اما در سایر فرضیه‌ها یافته‌های تحقیق رابطه معنادار متغیرهای وابسته شاخص‌های کیفی دارایی‌ها و کیفیت مدیریت، سودآوری و نقدینگی با اعطای مسکن مهر در سطح ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

احمدی (۲۰۱۳) در پژوهشی دیگر به بررسی ارتباط میزان تسهیلات تکلیفی اعطایی بانک‌های دولتی با ساختار مالی آن‌ها و همچنین ارتباط بین میزان تسهیلات تکلیفی اعطایی بانک‌های دولتی با عملکرد مالی آن‌ها پرداخته است. تحلیل داده‌ها با استفاده از مدل بالتروپ انجام شد و نتایج تحقیق رابطه معناداری بین میزان تسهیلات تکلیفی اعطا شده توسط بانک‌ها و ساختار مالی آن‌ها یافت نشد.

زراء نژاد و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی عوامل مؤثر بر سرعت گردش پول و نقدینگی ازجمله نرخ ارز، نرخ بهره، نرخ تورم انتظاری، درآمد ملی، توزیع درآمد و درجهٔ توسعه‌یافتگی سیستم بانکی باتکیه‌بر مدل تقاضای پول فریدمن، طی سال‌های ۸۷-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که درآمد ملی حقیقی، نرخ بهره، توزیع عادلانه درآمد و توسعه‌یافتگی سیستم بانکی با سرعت گردش پول و نقدینگی رابطهٔ مثبت و معنی‌داری دارند. نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر سرعت گردش نقدینگی دارد اما بر سرعت گردش پول تأثیری ندارد.

سعیدی (۲۰۱۱) در مطالعهٔ خود به تعیین نقش تسهیلات بانک‌های تخصصی بر رشد اقتصادی در استان گلستان پرداخت. در این پژوهش از دو روش توصیفی - پیمایشی و از طریق تحلیل رگرسیون و مدل پنل دیتا به تجزیه‌وتحلیل اطلاعات پرداخته شده است. جامعه آماری این پژوهش همه بانک‌های تخصصی طی سال‌های ۸۵ -۱۳۷۷ را در برمی‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که نقش تسهیلات غیر تکلیفی بانک‌های تخصصی بر رشد اقتصادی به‌مراتب بیشتر از تسهیلات تکلیفی این بانک‌ها بوده است. به‌طورکلی بر اساس مدل‌های برآوردی نقش بانک‌های تخصصی از طریق اعطای تسهیلات در رشد اقتصادی و ایجاد ارزش‌افزوده، مثبت و معنی‌دار است.

محنت فر و دهقانی (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی رشد نقدینگی و اثر آن بر تورم در اقتصاد ایران: یک مطالعه تجربی طی دوره ۱۳۸۵- ۱۳۵۰" به بررسی اثر نقدینگی و اثر آن بر تورم پرداختند. در این پژوهش ضمن مروری بر متون مختلف در این زمینه داده‌های بانک مرکزی، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و صندوق بین‌المللی پول به‌صورت سری زمانی استخراج شده و از روش حداقل مربعات معمولی در برآورد الگوی اقتصادسنجی استفاده شده است. از مهم‌ترین متغیرهای توضیحی به‌عنوان عوامل مؤثر بر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در کشور می‌توان به تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، میزان حجم پول، صادرات کالا و درآمدهای نفتی اشاره کرد. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان داد که این متغیرها بر افزایش تورم در اقتصاد ایران اثر معنی‌دار دارند.

کمیجانی (۲۰۰۶) با بررسی مجموعه تحولات نقدینگی و اجزای آن در سال ۱۳۸۴ در اقتصاد ایران، افزایش نقدینگی در سال ۱۳۸۵ را از ناحیه رشد پایه پولی در سال ۸۴ بسیار قوی دانسته و در بررسی رابطه تورم و رشد نقدینگی، سهمی از گسست ظاهری در رابطه تورم و نقدینگی طی سال‌های اخیر را به عواملی مانند کاهش سرعت گردش پول به دنبال کاهش انتظارات تورمی، عملکرد موفقیت‌آمیز بازار سرمایه طی سال‌های برنامه سوم، استمرار بهبود قیمت نفت در بازارهای جهانی و کاهش نرخ مؤثر تعرفه و کاهش تورم وارداتی، نسبت می‌دهد.

نظیفی (۲۰۰۰) به آزمون پولی بودن تورم در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۷۷- ۱۳۳۸ با استفاده از روش هم انباشتگی پرداخت. نتایج نشان داد که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است و عوامل سمت عرضه اقتصاد در ایجاد تورم، در اقتصاد ایران، اثر کمتری دارند.

در پژوهشی دیگر برادران و چراغی (۲۰۰۰) به بررسی اثر تسهیلات بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. این مقاله به بررسی اثر تسهیلات تکلیفی در قالب تبصره‌های سرمایه‌گذاری قوانین بودجه سنواتی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۵۹ تا ۱۳۷۵ از طریق روش‌های اقتصادسنجی (روش سیستمی حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای SLS۳) پرداخته است. نتایج بررسی حاکی از آن است که فرضیه تأثیر مثبت تسهیلات تکلیفی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در دوره موردبررسی را نمی‌توان رد کرد.

در پژوهش حاضر سعی شده است تا با استفاده از آخرین داده‌های موجود در سالیان اخیر اثرگذاری تسهیلات تکلیفی بر تورم و تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده از کانال افزایش نقدینگی شبکه بانکی موردبررسی قرار گیرد. همچنین در انتها نیز روش‌های جایگزین تسهیلات تکلیفی به‌گونه‌ای که به رشد تولید منجر شود و هم‌زمان فاقد نقاط ضعف این تسهیلات باشد؛ بیان گردید. توضیح آنکه پژوهش‌های گذشته در داده‌های مربوط به دهه ۹۰ در پژوهش خود بهره نبرده‌اند. علاوه‌برآن در این پژوهش تنها به بررسی رابطه تسهیلات تکلیفی بر تورم از کانال نقدینگی اکتفا نشده است و سعی شده تا راهکارهای عملیاتی جایگزین تسهیلات تکلیفی به‌گونه‌ای که قابلیت اجرا داشته باشند؛ ارائه گردد. همچنین ادبیات تأمین مالی زنجیره‌ای در اقتصاد ایران نوپا بوده و به‌تازگی موردتوجه کارشناسان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است.

۳- ادبیات نظری

۳-۱- تسهیلات تکلیفی

تسهیلاتی است که به‌موجب تبصره‌های قوانین بودجه و سایر قوانین و احکام به‌نظام بانکی تحمیل می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، بانک‌ها بر اساس مصوبات مقاماتی خارج از سیستم بانکی، مسئول اعطای تسهیلات تکلیفی هستند. این تسهیلات یکی از سیاست‌های دولت برای حمایت از بخش‌ها یا اقشار آسیب‌پذیر جامعه است. هرساله در تبصره ۱۶ بودجه کل کشور در ارتباط با تسهیلات تکلیفی توسط دولت و مجلس تصمیم‌گیری می‌شود. در این تبصره بیان می‌شود:

«بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران از طریق بانک‌های دولتی، خصوصی و مؤسسات اعتباری غیربانکی مکلف به پرداخت تسهیلات قرض‌الحسنه از محل ۱۰۰ درصد مانده سپرده‌های قرض‌الحسنه و پنجاه‌درصد سپرده‌های جاری شبکه بانکی پس از کسر سپرده قانونی به موارد مندرج در قوانین مصوب مجلس شورای اسلامی ازجمله قانون برنامه ششم توسعه است. موضوعات و ذی‌نفعان، میزان تسهیلات پرداختی، دوره بازپرداخت، ازجمله موضوعاتی است که در آیین‌نامه اجرایی این بند که توسط سازمان برنامه‌وبودجه کشور با همکاری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و معاونت امور مناطق محروم حداکثر تا یک ماه پس از ابلاغ این قانون تهیه و به تصویب هیئت‌وزیران می‌رسد، تعیین می‌گردد»

بررسی این تبصره از لایحه بودجه به‌عنوان یکی از اجزا اعطای تسهیلات با نرخ ترجیهی به بازیگران مختلف اقتصادی که خود از نوعی رانت برخوردار است بسیار حائز اهمیت است. این موضوع تا جایی پیش رفته است که هرساله تلاش‌های بسیار زیادی از طرف سیاستمداران برای افزایش رقم تسهیلات صورت می‌پذیرد به‌نحوی‌که رقم تسهیلات تکلیف شده به بانک‌ها در پایان کمیسیون تلفیق ۱۴۰۱ به رقم ۱۳۹۰ هزار میلیارد تومان رسیده بود که درنهایت این رقم کاهش پیدا کرد.

۳-۱-۱ انواع تسهیلات تکلیفی

۳-۱-۱-۱- تسهیلات تکلیفی حمایتی

در برخی از تبصره‌های بودجه تسهیلات تکلیفی باهدف حمایت از اقشار و خانوارهای صورت پذیرفته است. از این موارد می‌توان به بند (الف) جزء (۱) و (۲) اشاره نمود که باهدف حمایت از ازدواج به خانوارها تعلق پیدا می‌کند.

از دیگر تسهیلات تکلیفی که با نگاه حمایت پرداخت می‌شود و حجم بالایی از تسهیلات را به خود اختصاص می‌دهد موضوع تسهیلات حمایتی مسکن است. در لایحه بودجه ۱۴۰۱ رقم ۴۰۰ هزار میلیارد تومان به‌عنوان تسهیلات تکلیفی مسکن در نظر گرفته شده است.

۳-۱-۱-۲- تسهیلات تکلیفی اشتغال‌زایی

از دیگر تبصره‌های بودجه در تسهیلات تکلیفی به موضوع اشتغال‌زایی مربوط است. در همین زمینه می‌توان بند (ب) جزء (۱) و (۷) اشاره نمود که در سال ۱۴۰۰ رقم ۲۸ هزار میلیارد تومان تسهیلات تکلیفی با این عنوان لحاظ شده است. هرچند عملکرد دستگاه‌های مختلف نشان می‌دهد بخشی قابل‌توجهی از این تسهیلات تحقق پیدا نکرده است. در جدول زیر وضعیت عملکرد تسهیلات تکلیفی بیان شده است.

جدول (۱): تسهیلات تکلیفی مصوب ۱٤۰۰ و عملکرد آن

جزء	نهاد	مصوبه قانون بودجه ۱٤۰۰ (میلیارد تومان)	عملکرد هشت‌ماهه ۱٤۰۰ (میلیارد تومان)
۱	کمیته امداد	۱۰۰۰۰	۱۶۰۰
۲	سازمان بهزیستی	۳۰۰۰	۴۵۸
۳	صندوق اشتغال و کارآفرینی ایثارگران	۱۰۰۰	۲۶۶
۴	بنیاد برکت	۳۰۰۰	۶۸۲
۵	بسیج سازندگی و سپاه	۵۰۰۰	فاقد عملکرد
۶	معاونت علمی و فناوری	۱۰۰۰	فاقد عملکرد

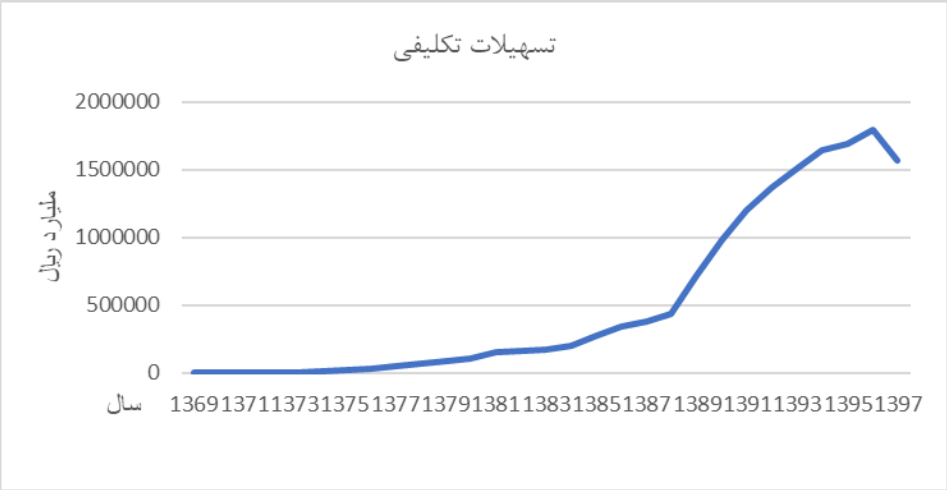
۷	بنیاد مستضعفان	۲۰۰۰	فاقد عملکرد
۸	قرارگاه مهارت‌آموزی ستاد کل	۲۰۰۰	فاقد عملکرد

(Source: Report of the Research Center of the Islamic Council, Serial number: 18102)

۳-۲-۲- حجم و روند تسهیلات تکلیفی در ایران

همان‌طور که در نمودار زیر نشان داده می‌شود روند تسهیلات تکلیفی تا سال ۱۳۸۸ دارای روندی ملایم و مثبت بوده؛ اما از سال ۱۳۸۸ دچار شکست می‌شود، به نظر رویکرد دولت در جهت توسعه سیاست‌های حمایت مانند مسکن مهر می‌تواند علت این امر و افزایش آن در طول سالیان بعدی باشد.

این موضوع در سالیان اخیر افزایش بسیار بیشتری پیدا می‌کند و خصوصاً در سال‌های اخیر با ورود هرساله مجلس شورای اسلامی به این موضوع و افزایش سقف تسهیلات تکلیفی روندی روبه‌افزایش داشته است. به‌عنوان نمونه تسهیلات تکلیفی مصوب شده در کمیسیون تلفیق ۱۴۰۱ به شرح زیر است که خود نشان‌دهنده رشد قابل‌توجه در آن است.



نمودار ۱: روند تسهیلات تکلیفی اعطایی بانک‌ها (Source: Central Bank of Iran time series)

جدول (۲): حجم انواع تسهیلات تکلیفی در قانون بودجه ۱۴۰۱

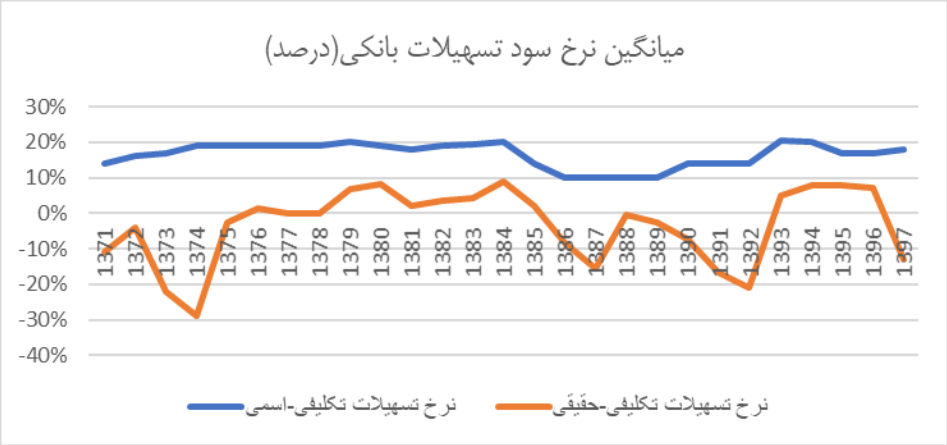
عنوان	تبصره مربوطه	نوع تسهیلات	مبلغ (هزار میلیارد تومان)
تسهیلات قرض‌الحسنه	تبصره ۱۶	حمایتی -ازدواج	۱۴۰
		حمایتی -فرزندپروری	۵۰
		حمایتی -ودیعه مسکن	۲۰
		حمایتی -ستاد اجرایی جهیزیه	۳
		اشتغال -کمیته امداد	۲۵
		اشتغال -بهزیستی	۷
		اشتغال -صندوق نوآوری و شکوفایی	۷
		اشتغال -ایثارگران	۱
		اشتغال -بنیاد برکت	۱۰
		اشتغال -سازمان بسیج مستضعفین	۲.۵
		اشتغال -ستاد کل نیروهای مسلح	۲
		اشتغال -آستان قدس	۱
		اشتغال -سپاه	۵
		اشتغال -بین استان‌ها و شهرستان‌ها	۱۱۶
		حمایتی -خانواده شهدای دفاع مقدس	۲
		حمایتی -خانواده شهدای جبهه مقاومت	۵
		حمایتی -بازنشستگان نیروی انتظامی	۵
		حمایتی -صندوق بیماری‌های خاص	۲۰
		حمایتی -قرض‌الحسنه خانوار	۲۰
		حمایتی -دانشجویان بی‌بضاعت تحت پوشش	۲
جمع تکالیف قرض‌الحسنه			۴۳۸
تسهیلات سایر عقود	تبصره ۴	اتمام طرح‌های عمرانی (ماده ۵۶)	۲۰۰
	تبصره ۱۶	ساخت مسکن	۴۰۰
		زیر دیم	۱۰۰
		ودیعه مسکن	۴۰
		ماشین‌آلات نوساز کشاورزی	۱۰
		تأمین برق چاه‌های کشاورزی	۲

		اشتغال زندانیان	۵
	تبصره ۱۸	اتمام طرح‌های عمرانی نیمه‌تمام	۲۰۰
جمع سایر تسهیلات تکلیفی (غیر قرض‌الحسنه)			۹۵۳
جمع کل تسهیلات تکلیفی (قرض‌الحسنه و غیر قرض‌الحسنه)			۱۳۹۰

(Source: Report of the Research Center of the *Islamic* Council, serial number: 18102)

۲-۱-۳- اثر تسهیلات تکلیفی بر ناترازی شبکه بانکی

سیاست‌گذاری پولی در ایران با چالش‌های متعددی مواجه است که ازجمله مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به تأثیر سیاست مالی بر سیاست پولی به معنای تسلط بودجه دولت بر متغیرهای سیاست پولی اشاره کرد. این چالش‌ها باعث می‌شود تا سیاست پولی نتواند رسالت اصلی خود را که همان کنترل حجم نقدینگی به‌منظور کنترل تورم و نرخ بهره است را به‌صورت مناسبی اجرا کند. (Nili, 2014)



نمودار ۲: نرخ سپرده تسهیلات بانکی (Source: Central Bank of Iran time series)

موضوع حائز اهمیت در تسهیلات تکلیفی نرخ پایین‌تر آن در مقایسه با تورم بوده است. همان‌طور که در این نمودار مشخص است نرخ حقیقی سود تسهیلات بانکی منفی بوده است. این امر در تسهیلات تکلیفی که از نرخ ترجیحی‌تری[1] نیز برخوردار هستند تشدید می‌گردد.

۲-۲- رابطه تسهیلات تکلیفی، نقدینگی و تورم

اصل تورم پدیده نامطلوب اقتصادی است که هزینه‌های بسیاری بر جامعه تحمیل می‌کند. تورم در سطوح بالا علاوه بر آنکه نظام قیمت‌ها را مختل می‌کند، موجب کاهش پس‌اندازها، ازبین‌رفتن انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و فرار سرمایه از بخش‌های واقعی به سمت فعالیت‌های سفته‌بازی و درنهایت کندشدن رشد اقتصادی می‌شود. تورم وضعیتی است که در آن سطح عمومی قیمت‌ها، به‌طور مداوم و به‌مرورزمان افزایش می‌یابد. نکته حائز اهمیت در تعریف تورم، عنصر زمان و تداوم افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است و تنها زمانی می‌توان گفت تورم رخ‌داده است که سطح عمومی قیمت‌ها به‌صورت مداوم طی زمان افزایش داشته باشد (Tazali,1997). بر اساس تعریف لیدلر (۱۹۷۶) تورم افزایش مستمر در سطح عمومی قیمت‌ها یا به عبارتی کاهش مستمر قدرت خرید پول است (Mohentfar, 2012). این افزایش ممکن است از افزایش حجم پول و اعتبارات، یا افزایش هزینه‌های تولید، بالارفتن قیمت‌ها در خارج از کشور و عواملی مانند بروز سیل، خشکسالی و... نشئت‌گرفته باشد. (Vaaz & Collaborator, 2016)

می‌توان گفت اقتصاد ایران در طی دهه‌های اخیر مبتلا به تورم خزنده بوده است. تکانه‌های تورم، رشد نقدینگی و نرخ ارز در کوتاه‌مدت بر نوسانات تورم تأثیرگذار هستند. (Nasr Esfahani et al, 2012) اقتصاد ایران طی سال‌های گذشته همواره در معرض نرخ تورم بالا بوده است، اما علی‌رغم کاهش نسبی تورم در سال‌های منتهی به ۱۳۸۹ پس از اجرای برنامه هدفمندسازی یارانه‌ها ونیز گسترش بی‌سابقه تحریم‌های بین‌المللی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران، کمبود منابع ارزی ناشی از اعمال محدودیت‌های مالی و مبادلاتی اعمال شده بر کشور و رشد قابل‌ملاحظه نرخ ارز و به‌تبع آن افزایش هزینه تمام شده تولید در کشور، نرخ تورم مجدداً افزایش‌یافته است.

---

[1] به عنوان مثال نرخ سود در تسهیلات تکلیفی اعطایی نهادهای حمایتی ۴ درصد در نظر گرفته می‌شود؛ در حالی که نرخ سود تسهیلات عادی شبکه بانکی ۲۳ درصد است.

در بررسی روند تورم در ایران، عوامل زیادی سبب بروز تورم و پایداری و متعاقب آن مزمن گردیدن این معضل اقتصادی شده است. رشد نقدینگی ازجمله عوامل مؤثر بر تورم در ایران است. البته تورم دوره قبل نیز بروز انتظارات تورمی را در دورهٔ حاضر تقویت می‌کند؛ لذا تورم انتظاری نیز ازجمله متغیرهای مؤثر بر نرخ تورم هر دوره است. در کشور ما کسری بودجه پیاپی دولت از طریق پولی‌کردن بدهی (نشر پول) صورت می‌گیرد. متعاقباً نشر پول سبب بروز تورم می‌گردد و تورم قدرت خرید درآمدهای دولت را کاهش و هزینه‌های دولت را افزایش می‌دهد که به‌طور متناوب سبب بروز کسری بودجه می‌شود. این امر موجب شده است تا علاوه بر بیماری مزمن تورم، اقتصاد از کسری بودجه مزمن نیز رنج ببرد.

طبق نظر مکتب پولیون، تورم یک پدیده پولی است. این ادعا بدان مفهوم است که رشد مستمر و بالای حجم پول در اقتصاد منجر به ایجاد تورم بالا می‌شود. از سویی میزان تورم بالا نمی‌تواند به مدت طولانی بدون میزان بالای رشد پول ادامه یابد. البته پولیون در تفسیر جدید خود از نظریه مقداری پول عنوان می‌کند پول در کوتاه‌مدت خنثی نیست و بر متغیرهای حقیقی اثر دارد، ولی در بلندمدت نظریه کلاسیک‌ها را مبنی بر خنثایی پول می‌پذیرند.

کمبود نقدینگی می‌تواند سرعت رشد اقتصادی کشورها را کند، کند؛ اما از سوی دیگر رشد سرسام‌آور نقدینگی نیز تورم‌زا خواهد بود. نقدینگی یکی از مهم‌ترین متغیرهای پولی در اقتصاد ایران است که در طی چند سال اخیر دارای رشد بی‌رویه‌ای بوده است و این در حالی است که انضباط و ثبات نقدینگی شرط اصلی ثبات اقتصادی و ثبات متغیرهای کلیدی است؛ اما در اقتصاد ایران، نقدینگی حالت لجام‌گسیخته پیدا کرده و این مسئله خود را تا حد زیادی در تورم‌های بالا و تا حدی نیز در تورم نهفته انعکاس می‌دهد. رشد نقدینگی همچنین باعث گسترش مانده‌های سوداگرانهٔ پولی و بخش‌های غیرمولد شده است. (Shakri, 2008)

رشد پول و نقدینگی تابع تغییرات پایه پولی و ضریب فزایندهٔ پول و نقدینگی است. به این صورت که اگر تغییراتی در اقلام پایه پولی ازجمله بدهی دولت به بانک مرکزی ایجاد شود؛ باعث نوسان نقدینگی خواهد شد. همچنین لازم به ذکر است خلق پول در اقتصاد مدرن عموماً توسط بانک‌های تجاری انجام می‌شود. ۴ اقدام بانک‌ها شامل اعطای تسهیلات، پرداخت بهره سپرده، پرداخت هزینه‌های نظام بانکی و پرداخت سود به سهام‌داران، می‌تواند موجب افزایش خلق پول گردد. ازجمله عوامل افزایش تسهیلات‌دهی شبکه بانکی را می‌توان افزایش حجم تسهیلات تکلیفی دولت دانست. در جمهوری اسلامی ایران تسهیلات تکلیفی باتوجه‌به نرخ سود و کارمزد بسیار پایین آن نسبت به سایر تسهیلات اعطایی بانکی و عدم رسیدگی‌های اولیه و عدم اجبار دریافت‌کنندگان تسهیلات به پرداخت سودی معادل سود معمول و رایج شبکه بانکی و

نیز عدم نظارت لازم، برای کاهش بدهی‌های معوق، به‌طورمعمول باعث می‌شود که بدهی بخش دولتی به بانک‌ها همواره افزایش یابد. با افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی یکی از اجزای پایه پولی تقویت شده و رشد نقدینگی را در پی خواهد داشت. رشد نقدینگی ناشی از تسهیلات تکلیفی منجر به افزایش مصرف خانوارها و درنتیجه تشدید جاذبه تقاضا در اقتصاد شده و تورم را افزایش خواهد داد. توضیح آنکه نظریه تورم جاذبه تقاضا علت بروز تورم را افزایش تقاضای کل می‌داند. طبق این نظریه تقاضای کل می‌تواند ناشی از افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری مستقل، سیاست پولی انبساطی، سیاست مالی انبساطی، کاهش تقاضای مستقل پول، افزایش صادرات و کاهش واردات باشد. طبق استدلال کینز که اگر تقاضای کالاهای مصرفی بیش از عرضه آن‌ها باشد؛ این اضافه تقاضا شکاف تورمی ایجاد کرده و درنتیجه قیمت‌ها به‌قدری افزایش می‌یابند که این شکاف پر شود.

لازم به ذکر است که انواع تسهیلات تکلیفی اثر یکسانی بر تورم ندارند. بدین معنا که علی‌رغم قضاوت کلی رویکردهای متعارف اقتصادی مبنی بر خنثایی پول[1]، نگرش‌های پسا کینزی اثر جریانات پولی تخصیص‌یافته به بخش تولید و زنجیره‌های دارای ظرفیت مازاد و نهادهٔ بیکار را متمایز از خلق پول برای تحریک مصرف یا تخصیص به زنجیره‌های اشباع شده از حیث نهاده و ظرفیت ارزیابی می‌کنند. طبق ایده آن‌ها، آن دسته از تسهیلات تکلیفی که به بخش تولیدی اختصاص داده می‌شود، در کوتاه‌مدت دارای اثر تورمی بوده؛ اما در بلندمدت و با افزایش تولید و بهره‌وری بنگاه‌های اقتصادی، به‌تدریج از اثر تورمی آن کاسته می‌شود. در طرف مقابل اما اعطای تسهیلات تکلیفی بر خانوار ازآن‌جهت که این تسهیلات به‌طور مستقیم منجر به افزایش مصرف خانوار می‌گردد؛ تقاضای کل در اقتصاد را تحریک کرده و طبق نظر کینز، چنانچه تقاضا برای کالاهای مصرفی بیش از عرضه آن‌ها باشد؛ این اضافه تقاضا شکاف تورمی ایجاد می‌کند و قیمت‌ها به‌قدری افزایش می‌یابند که این شکاف پر شود. درنتیجه می‌توان بیان داشت که اثر تورمی تسهیلات تکلیفی اعطایی بر بخش تولید در بلندمدت کمتر از اثر تورمی تسهیلات تکلیفی اعطایی به بخش خانوار است.

پژوهش حاضر در پی آن است تا تأثیر دوطرفه رشد تسهیلات تکلیفی بر رشد تورم در اقتصاد ایران را از کانال رشد نقدینگی با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) موردبررسی قرار دهد. بدین منظور

---

[1] طبق این نظریه، افزایش درحجم پول عرضه شده، با فرض ثبات سرعت گردش پول و ثبات شاخص حجم فیزیکی معاملات در کوتاه مدت تنها منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد. MV=PT

از داده‌های تسهیلات تکلیفی بانک مرکزی، نقدینگی و تورم در بازه زمانی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۷ استفاده گردید.

۲-۳- تأمین مالی زنجیره‌ای

طبق تعریف، تأمین مالی زنجیره تأمین عبارت است از به‌کارگیری روش‌ها و عملیات تأمین مالی و کاهش ریسک در جهت بهبود مدیریت سرمایه در گردش و فرایندهای زنجیره تأمین. تأمین مالی زنجیره تأمین شیوه‌ای از تأمین مالی است که در آن، شیوه جدید «تأمین مالی مبتنی بر جریان واقعی کالا و خدمت و تأمین اعتبار در طول زنجیره»، جایگزین شیوه سنتی «پرداخت تسهیلات رودررو و به پشتوانه دارایی» می‌شود.

امروزه تحولات گسترده اقتصادی، مالی و تجاری، بنگاه‌های اقتصادی را ناگزیر ساخته به روش‌های کارآمدتر و سریع‌تر تأمین مالی بیندیشند. چنین رویکردی سبب شده نقش ارائه‌دهندگان خدمات مالی از تأمین‌کننده صرف منابع مالی به‌عنوان مشاور و شرکای تجاری بنگاه‌های اقتصادی و تجاری تغییر یابد و بخش عمده‌ای از وظایف مدیریتی جریان‌های مالی کسب‌وکارهای زنجیره‌ای در تعامل با ارائه‌دهندگان خدمات مالی تعریف شود تا باتوجه‌به ظرفیت‌ها و قابلیت‌های بانک‌ها و مؤسسات مالی به نحو مطلوب‌تری به اجرا گذاشته شوند.

موضوع تأمین مالی زنجیره تأمین، پس از بحران اقتصادی جهانی سال ۲۰۰۸ و برای حل مشکلات و از میان برداشتن چالش‌های اقتصادی و مالی آن مطرح شد. در آن زمان به دلیل وجود بحران تأمین نقدینگی بنگاه‌ها و هم‌زمان تأمین کالای موردنیاز، لازم بود جریان فیزیکی کالاها و مواد اولیه و زنجیره پرداخت مالی هم‌زمان به انجام برسد. در این شرایط ازیک‌طرف تأمین‌کننده مالی باید ریسک‌های خود را پوشش می‌داد و اطمینان پیدا می‌کرد که منابع تخصیص‌داده‌شده باز می‌گردد و در همان محل موردنظر نیز مصرف می‌شود و از طرفی در شرایط بحران اقتصادی سود بنگاه‌های اقتصادی قطعی نبود و ممکن بود اهداف ناشی از تأمین مالی محقق نگردد. در آن شرایط این روش تأمین مالی توانست هم‌زمان نیازهای بنگاه‌های اقتصادی شامل تأمین مواد اولیه، نقدینگی لازم و فروش محصولات نهایی را برآورده سازد.

تفاوت اصلی روش‌های تأمین مالی زنجیره تأمین با شیوه‌های سنتی در آن است که در روش‌های زنجیره‌ای، کل زنجیره تأمین به‌صورت پیوسته، تحت پوشش ابزارهای تأمین مالی و مدیریت ریسک قرار می‌گیرد. در این زیست‌بوم جدید، طراحی مدل‌های تأمین مالی و مدیریت ریسک به‌صورت پیوسته برای حلقه‌های مختلف زنجیره‌های تأمین اجرا می‌شود.

توسعه روش‌های تأمین مالی زنجیره تأمین، علاوه بر کمک به تولید، از زاویه اصلاح نظام بانکی نیز حائز اهمیت است. توسعه شیوه‌های مذکور، به‌واسطه کاهش مطالبات غیرجاری، بهبود گردش نقدینگی بانک‌ها، مدیریت اقلام زیرخط ترازنامه بانک‌ها و استفاده از شیوه‌های تعهدی در تأمین مالی تولید، می‌تواند به بهبود شاخص‌های سلامت بانکی و پایدارسازی ترازنامه بانک‌ها کمک کند.

روش‌های تأمین مالی زنجیره تأمین، مزایا و منافع گسترده‌ای برای بنگاه‌های اقتصادی و بخش واقعی اقتصاد خواهد داشت که مهم‌ترین آن به شرح زیر است:

- کاهش مطالبات غیرجاری بانک‌ها؛
- کاهش انحراف منابع و افزایش کارایی تخصیص منابع مالی؛
- کمک به بهبود شاخص‌های سلامت بانکی؛
- کمک به رفع چرخه‌های ناترازی در نظام مالی کشور.

تأمین مالی زنجیره تأمین را می‌توان ابزار مناسبی جهت هدایت اعتبارات بانکی نیز دانست. هدایت مستقیم اعتبار یا هدایت اعتبار روشی است که توسط بانک‌های مرکزی برای کنترل خلق اعتبارات بانکی به‌منظور دستیابی به سیاست پولی مدنظر و اهداف سیاست صنعتی استفاده می‌شود. درواقع در قالب این سیاست خلق پول بانک‌ها در خدمت اهداف توسعه‌ای و رشد اقتصادی قرار می‌گیرد و بانک یا در قالب نظام انگیزشی یا در قالب قانون سفت‌وسخت تعیین شده توسط دولت، در صورتی می‌تواند خلق پول کند که اعتبار خلق شده صرف اعطای تسهیلات به بخش مولدِ تعیین شده توسط دولت یا بانک مرکزی شود. (Khandouzi, 2017)

٤- مدل

هدف از پژوهش حاضر بررسی اثر تسهیلات تکلیفی بر تورم در اقتصاد ایران است. بدین منظور ابتدا داده‌های تسهیلات تکلیفی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و همچنین نرخ بهره اسمی در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ از بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصاد و دارایی ایران و بانک جهانی جمع‌آوری گردید. در ادامه با استفاده از نرم‌افزار EViews آزمون ریشه واحد اجرا شد و مانایی یا عدم مانایی متغیرها بررسی گردید. سپس به‌منظور بررسی همگرا بودن متغیرها، مرتبه انباشتگی و همچنین هم انباشته بودن آن‌ها برای بررسی عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی، از آزمون‌های تشخیص هم جمعی استفاده شد. با حصول اطمینان از عدم کاذب بودن رگرسیون‌های برآوردی، در ادامه فروض کلاسیک نیز موردبررسی قرار گرفت.

در این تحقیق داده‌های از نوع سری زمانی است. جهت تحلیل داده‌ها از میان مدل‌های مختلف از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) که درواقع یک روش غیرمقید در اقتصادسنجی بوده و در آن بردار متغیرها تابعی از وقفه‌های خود و سایر متغیرهای درون‌زا است؛ استفاده می‌شود.

روش خودرگرسیون برداری دارای ویژگی‌های ذیل است:

- تمام متغیرها در این مدل درون‌زا هستند؛
- نتایج مدل در بسیاری از موارد بهتر از نتایج مدل‌های پیچیده‌ای؛ مانند معادلات هم‌زمان است؛
- تخمین مدل ساده است. (Gujarati, 2013)

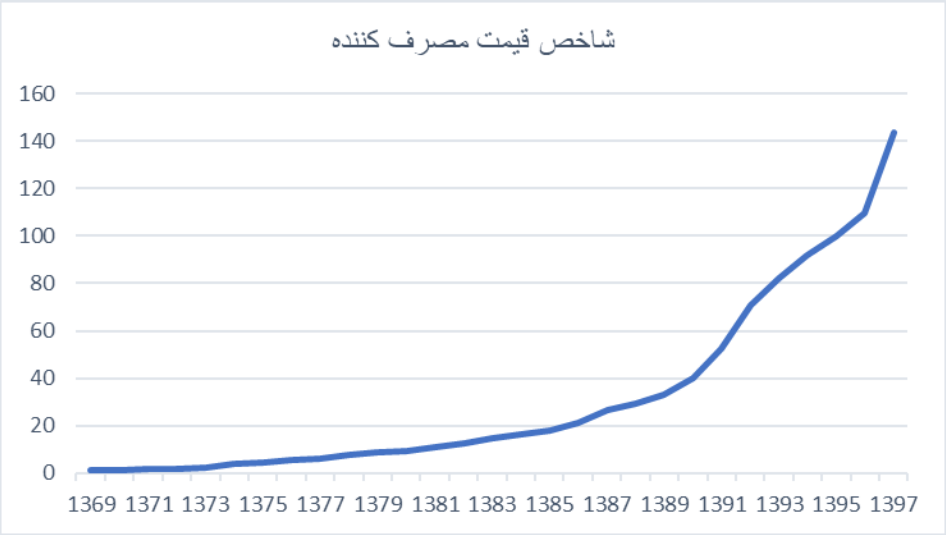
از نظر کریستوفر سیمس (۱۹۸۰)، بین تمام متغیرهایی که هم زمانی حقیقی وجود دارد، باید این هم زمانی را در تمام متغیرها یکسان دانست؛ یعنی نباید هیچ‌گونه تمایز و تبعیض از پیش تعیین شده بین متغیرهای درون‌زا و برون‌زا وجود داشته باشد. (Mohsani & Fathian, 2016)

در مدل خودرگرسیون برداری نیز قبل از تخمین مدل نیاز به بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای مدل وجود دارد. در صورت مانایی متغیرها تأثیر شوک‌های تصادفی وارد بر مدل بر گذشت زمان کوچک شده و از بین می‌رود؛ اما اگر متغیرهای مدل نامانا باشد، اثر شوک‌ها در طول زمان پایدار و ماندگار خواهد بود. (Mohsani & Fathian, 2016)

در این مدل ابتدا به آزمون مانایی پرداخته، سپس با استفاده از آزمون علیت گرنجر، علیت متغیرها بر یکدیگر موردبررسی قرار می‌گیرد. در ادامه آزمون مانایی سیستم و هم جمعی انجام شده و میزان اثر یک درصد تغییر در متغیرهای نرخ بهره اسمی و نرخ تسهیلات تکلیفی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده موردبررسی قرار می‌گیرد. در انتها نیز به بررسی و تحلیل توابع شوک‌های آنی متغیرها بر یکدیگر و تابع تجزیه واریانس می‌پردازیم.

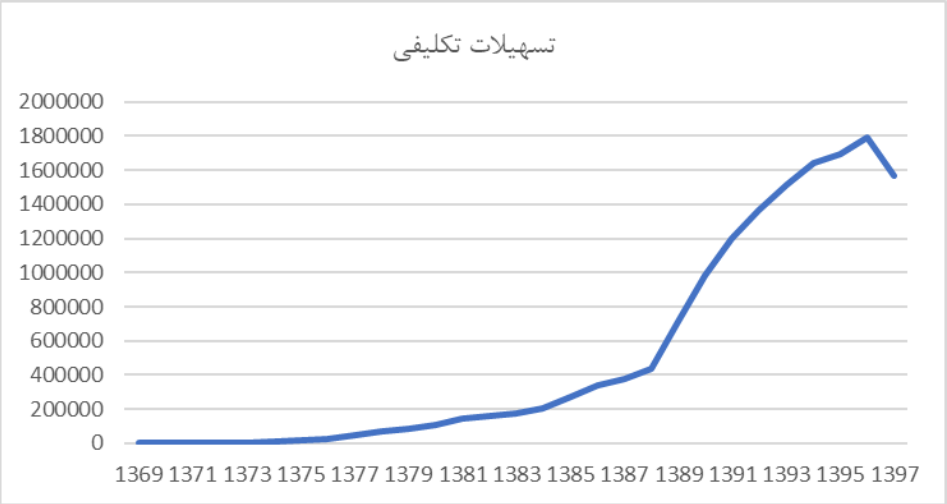
٤-۱- داده و تحلیل

در نمودارهای ذیل داده‌های خام مورداستفاده در پژوهش حاضر ارائه گردیده است.



نمودار ۳: شاخص قیمت مصرف‌کننده (درصد) (Source: Central Bank of Iran time series)

نمودار ۳ نشان‌دهنده نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده در طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، شاخص قیمت مصرف‌کننده از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ دارای روندی افزایشی بوده است. در سال ۱۳۸۹ شیب نمودار و درنتیجه سرعت رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تغییر چشمگیری نسبت به سال‌های پیش از آن دارد که می‌توان علت آن را شوک تحریمی در آن سال و افزایش ناگهانی نرخ ارز دانست، امری که در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ نیز تکرار می‌شود.

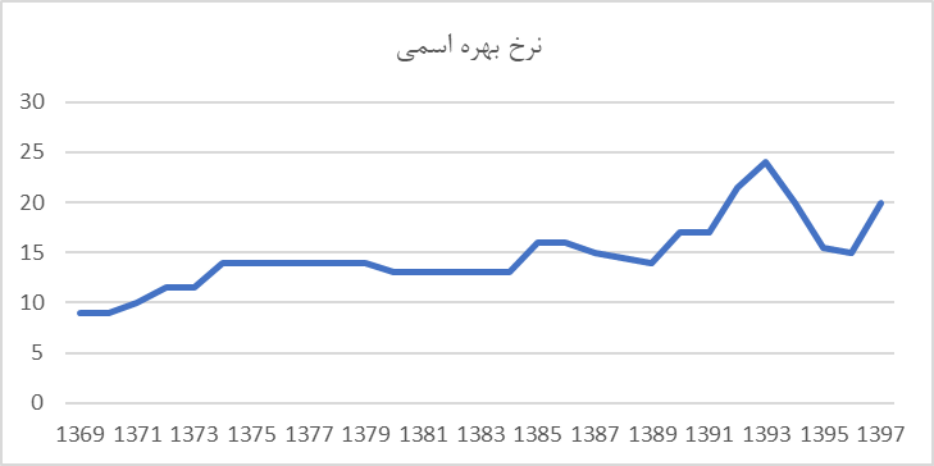


نمودار ٤: تسهیلات تکلیفی اعطایی شبکه بانکی (میلیارد ریال)
(Source: Central Bank of Iran time series)

نمودار ۴ نشان‌دهنده میزان تسهیلات تکلیفی اعطایی شبکه بانکی (تحقق‌یافته) بر حسب میلیارد ریال در طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. لازم به ذکر است که داده‌های تسهیلات تکلیفی اعطایی شبکه بانکی از گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است و با مقادیر اصلی مذکور در قوانین بودجه سالانه متفاوت می‌باشد. درواقع مقادیر تحقق‌یافته تسهیلات تکلیفی مدنظر پژوهش حاضر قرار گرفته است و از مقادیر مصوب در قوانین بودجه سالانه استفاده نشده است.

روند اعطای تسهیلات تکلیفی از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۷ با شیب ملایم و به‌صورت افزایشی است؛ اما از سال ۱۳۸۸ ناگهان میزان رشد تسهیلات تکلیفی بسیار افزایش می‌یابد. باتوجه‌به استفاده دولت‌ها از تسهیلات تکلیفی به جهت جبران کسری بودجه خود، این افزایش شدید می‌تواند بیانگر آن باشد که در سال‌های پس از ۱۳۸۸ کسری بودجه دولت با شدت بیشتری افزایش‌یافته است و درنتیجه دولت تمایل بیشتری به پوشش کسری بودجه خود از طریق شبکه بانکی نشان داده است. علت این افزایش ناگهانی کسری بودجه دولت را می‌توان کاهش چشمگیر قیمت جهانی نفت در سال ۱۳۸۷ دانست.

نمودار ۵ نشان‌دهنده نرخ بهره اسمی در طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ می‌باشد.



نمودار ۵ - نرخ بهره اسمی (درصد) (Source: Central Bank of Iran time series)

در نمودار بالا نرخ بهره اسمی سالانه در طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ بین ۹ درصد و ۲۴ درصد در نوسان است. باتوجه‌به تورم بالای کشور در ابتدای دهه ۹۰، نرخ بهره اسمی افزایش چشمگیری نسبت به سال‌های گذشته خود دارد؛ اما با کنترل انتظارات تورمی ناشی از امضای برجام، نرخ بهره اسمی نیز کاهشی می‌شود.

٤-۲- تخمین مدل پژوهش

مدل تصریح شده برای بررسی اثر تسهیلات تکلیفی اعطایی شبکه بانکی بر تورم به‌صورت زیر است.

X_t به‌عنوان یک مجموعه از متغیرها (شامل n متغیر) بوده که بر اساس مدل تصحیح خطای Var(k) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta Xt = \varphi + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i X_{t-1} + \prod Xt - k + \varepsilon_t$$

Δ : اولین اختلاف عملگر است.

Γ_i: یک ماتریس ضریب است که به شکل $\Gamma_i = -(I - A_1 \ldots A_i)$ تعریف شده است.

Π: یک ماتریس n×n بوده که به‌صورت $\Pi = -(I - A_1 \ldots A_i)$ تعریف شده که I یک ماتریس همانی است که رتبه آن تعداد بردارهای همجمعی را تعیین می‌کند.

اگر مرتبه ماتریس Π، r باشد پس تعداد r رابطه همجمعی بین X_t ها یا n-r روند تصادفی وجود دارد. تعداد بردارهای همجمعی نشان‌دهنده وسعت رابطه بلندمدت است. اگر n-r = 0 یعنی r = 0(مرتبه کامل) یعنی هیچ روند تصادفی وجود ندارد و تمام عناصر X_t مانا هستند [I (0)].

اگر n-r = n (r=0) باشد؛ هیچ رابطه ثابت بلند مدتی در میان متغیرهای X_t وجود ندارد.

رتبه کاهش‌یافته (مثلاً n>n-r>0) به وجود حداقل یک‌روند تصادفی ساده اشاره دارد و n×r ماتریس α و β همانند $\Pi=\alpha\beta'$ وجود دارد.

ماتریس β بردارهای همجمعی را بیان می‌کند درحالی‌که α مقدار هر بردار همجمعی وارد شده هر معادله VECM را بیان می‌کند و به‌عنوان ماتریس تنظیم شناخته می‌شود.

جانسون دو آزمون نسبت راست‌نمایی را برای آزمایش تعداد بردارهای همجمعی (r) توسعه داد:

آزمون trace:

$$\lambda_{trace}(r)= -T \sum_{i=r+1}^{g} \mathrm{Ln}(1-\lambda i)$$

و آزمون حداکثر مقدار ویژه آماره:

$$\lambda_{max}(r,r+1)= -T\, Ln(1-\lambda_{i+1})$$

آزمون اول فرضیه صفر بدون همجمعی (مثل r=0) را در مقابل جایگزینی که حداقل یک بردار همجمعی دارد آزمایش می‌کند. (مثل r>0) آزمون دوم فرضیه صفر را که تعداد بردارهای همجمعی برابر r است را در مقابل مقدار جایگزینی خاص r+1 بردار همجمعی آزمایش می‌کند.

٤-۳- مانایی متغیرها

اهمیت بررسی مانایی متغیرها ازآن‌جهت است که از عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصل شود. نامانایی متغیرها یا به عبارتی تصادفی بودن سری زمانی متغیرها منجر به کاذب شدن رگرسیون برآوردی می‌شود. جهت بررسی این مهم از آزمون ریشه واحد دیکی – فولر استفاده می‌نماییم. در این آزمون فرض بر این است که سری زمانی موردبحث دارای یک فرایند خود توضیح مرتبه اول است و سپس فرض p=1 بر اساس آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. اکنون اگر سری زمانی تحت بررسی، دارای فرایند خود توضیح مرتبه p باشد، رابطه مورد برآورد برای آزمون p از تصریح صحیحی برخوردار نخواهد بود و باید آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته ۱ استفاده شود تا توضیح حدی و کمیت‌های بحرانی به‌دست‌آمده همچنان قابل‌استناد باشد.

٤-۳-۱- نتایج آزمون ریشه واحد سری زمانی

یکی از فروضی که در به‌کارگیری روش‌های اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو برای استفاده از داده‌های سری زمانی در نظر گرفته می‌شود، ایستا بودن متغیرهای مورداستفاده است. متغیر سری زمانی ایستا دارای میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی ثابت در طول زمان است. اگر متغیرها غیرایستا باشند، رگرسیون برآوردی کاذب است و قابل‌اتکا نخواهد بود. در این پژوهش از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، جهت بررسی مانایی متغیرها استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون دلالت بر وجود ریشه واحد در متغیرهای تحت بررسی دارد. نتایج آزمون دیکی -فولر به شرح ذیل است:

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد

ردیف	متغیر	مقدار P-Value
1	شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰.۰۱۷۹
2	تسهیلات تکلیفی	۰.۰۱۴۱
3	نرخ بهره اسمی	۰.۰۰۲۰

(Source: Research findings)

باتوجه‌به مقادیر بحرانی آزمون دیکی -فولر، فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد برای متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره اسمی و تسهیلات تکلیفی در سطح اطمینان ۵ درصد رد می‌شود که بیانگر مانایی متغیرها است.

٤-۳-۲- آمار توصیفی متغیرهای مدل

در جدول زیر آمار توصیفی متغیرهای مدل که شامل میانگین، انحراف معیار، کشیدگی، چولگی، دامنه تغییرات، حداقل و حداکثر می‌باشد؛ ارائه شده است. ازآنجاکه شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ بهره اسمی به‌صورت درصدی گزارش شده است، در توصیف آماری از نرخ تغییرات تسهیلات تکلیفی استفاده می‌کنیم.

جدول (٤): آمار توصیفی متغیرهای مدل

متغیرها	شاخص قیمت مصرف‌کننده	نرخ تسهیلات تکلیفی	نرخ بهره اسمی
میانگین	۳۱.۹۶	۳۴.۳۰	۱۴.۶۷
انحراف معیار	۳۸.۸۱	۴۸.۴۲	۳.۴۳
کشیدگی	۱.۴۱	۵.۱۰	۱.۲۰

چولگی	۱.۵۱	۰.۸۱	۰.۸۶
دامنه تغییرات	۱۴۲.۸۰	۲۹۷.۱۴	۱۵.۰۰
حداقل	۱.۰۰	۰.۰۵	۹.۰۰
حداکثر	۱۴۳.۸۰	۱۹۷.۱۴	۲۴.۰۰

(Source: Research findings)

همان‌طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود؛ بیشترین میزان میانگین مربوط به متغیر نرخ تسهیلات تکلیفی است و کمترین میانگین را نیز متغیر نرخ بهره اسمی دارا می‌باشد. در ردیف دوم جدول ۴ نیز انحراف معیار متغیرهای موردبررسی آورده شده است که متغیر نرخ تسهیلات تکلیفی دارای بیشترین انحراف معیار و رشد نقدینگی دارای کمترین انحراف معیار می‌باشد.

متغیر نرخ تسهیلات تکلیفی دارای کمترین چولگی و شاخص قیمت مصرف‌کننده دارای بالاترین چولگی است. همچنین کشیدگی هیچ‌کدام از متغیرها کشیدگی نزدیک کشیدگی توزیع نرمال (۳) ندارند.

٤-۳-۳- تعیین وقفه بهینه

تعیین طول وقفه بهینه نخستین گام پس از تشخیص مانایی متغیرهای مدل در مدل‌های خودرگرسیونی برداری است. ازآنجاکه تعداد داده‌های پژوهش حاضر کمتر از ۱۰۰ (۲۹ عدد) می‌باشد؛ از معیار شوارتز بیزین (SC) جهت تعیین مقدار طول وقفه بهینه استفاده می‌شود. نتایج آزمون حاکی از آن است که طول وقفه بهینه طبق معیار شوارتز بیزین (SC)، ۴ خواهد بود.

٤-٤- آزمون علیت گرنجر

نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول ۵ ارائه شده است. فرضیه صفر آزمون گرنجر عدم علیت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد. در نتیجه اگر فرضیه صفر تأیید شود؛ یعنی متغیر مستقل مربوطه علت متغیر وابسته نیست.

جدول (۵): آزمون علیت گرنجر

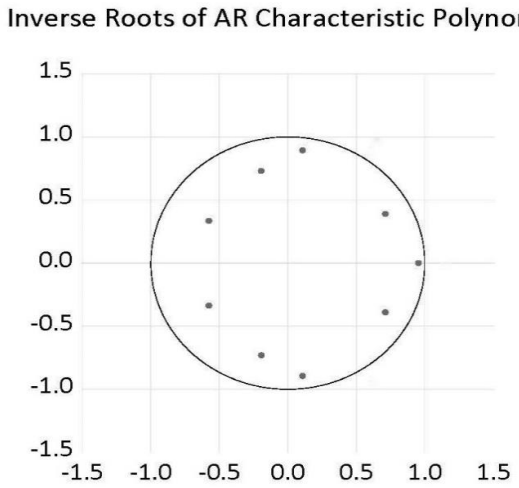
ردیف	علیت	مقدار P-Value
۱	عدم علیت LCPI بر LLOAN	۰.۶۴۵۸
۲	عدم علیت LLOAN بر LCPI	۰.۰۱۱۸
۳	عدم علیت LINTEREST_RATE بر LLOAN	۰.۷۹۴۸
۴	عدم علیت LLOAN بر LINTEREST_RATE	۰.۰۳۸۹

۵	عدم علیت LINTEREST_RATE بر LCPI	۰.۰۱۵۴
۶	عدم علیت LCPI بر LINTEREST_RATE	۰.۰۰۱۱

(Source: Research findings)

مطابق نتیجه آزمون گرنجر، رابطه علیت از تسهیلات تکلیفی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و همچنین نرخ بهره اسمی برقرار است؛ اما در طرف مقابل نه شاخص قیمت مصرف‌کننده و نه نرخ بهره بر تسهیلات تکلیفی علیتی ندارند. لازم به ذکر است که طبق نتایج، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ بهره اسمی دارای علیت دوطرفه هستند.

٤-٥- آزمون مانایی سیستمی



شکل ۱: آزمون مانایی سیستمی (Source: Research findings)

بررسی شرایط مانایی سیستمی در تحلیل مدل‌های خودرگرسیونی برداری قبل از تحلیل توابع واکنش آنی ضروری است. شرط ثبات مدل آن است که معکوس ریشه مشخصه چندجمله‌ای وقفه برآوردی، درون دایره واحد قرار گیرد. بر اساس شکل ۱ ریشه‌های مشخصه مدل برآوردی درون دایره واحد قرار گرفته و به این خاطر مانایی سیستمی تأمین شده است. بر همین اساس انتخاب وقفه ۴ ساله برای مدل قابل‌دفاع است و ضرایب مدل برآوردی از اطمینان بالایی برخوردار هستند.

٤-٦- آزمون همجمعی

به جهت تخمین روش بردارهای خودرگرسیونی نیاز به بررسی درجه هم انباشتگی بین متغیرهای مدل است. بردار هم انباشته تخمین سازگاری از بردار تعادلی بلندمدت را به‌طور مستقیم نشان می‌دهد. در پژوهش حاضر از آزمون جوهانسون جوسیلوس به جهت بررسی هم انباشتگی استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول زیر آورده شده است. نتایج حاصل از آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه نشان می‌دهد که حداقل یک بردار هم انباشتگی وجود دارد.

جدول (٦): آزمون همجمعی

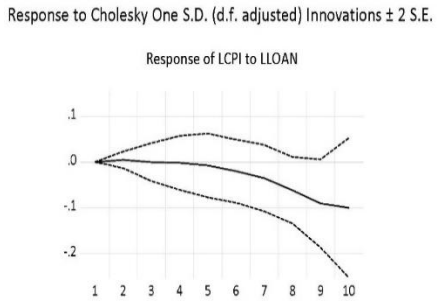
ردیف	متغیر وابسته	متغیر توضیحی	اثر یک درصد افزایش متغیر توضیحی بر متغیر وابسته (درصد)	t-student
۱	LCPI	LLOAN	۰.۴	۰.۰۳۴۵۱
۲	LCPI	LINTEREST_RATE	۱.۲۵	۰.۲۹۹۷۷

(Source: Research findings)

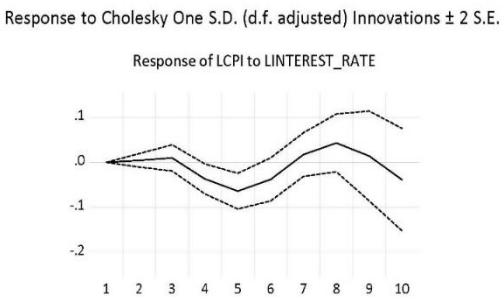
همان‌طور که ملاحظه می‌شود نتایج آزمون نشان‌دهنده آن است که یک درصد افزایش در نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی، شاخص قیمت مصرف‌کننده را به میزان ۰.۴ درصد افزایش خواهد داد. افزایش یک‌درصدی نرخ بهره اسمی نیز منجر به افزایش ۱.۲۵ درصدی شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود. همچنین مقادیر t-student ها نشان‌دهنده آن است که ضرایب مدل پژوهش معنادار است.

٤-٧- توابع واکنش آنی

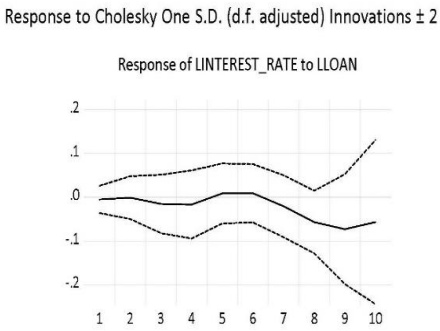
به‌منظور بررسی اثرات متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته، از توابع واکنش آنی استفاده می‌شود. در جهت تشخیص شوک‌های هر معادله از درون پسماندهای فرم خلاصه در تحلیل VAR لازم است اطمینان حاصل کنیم که شوک موردنظر به‌درستی تصریح شده باشد. بدین منظور در پژوهش حاضر از روش پسران و شین (۱۹۹۸) جهت تصریح توابع واکنش آنی استفاده می‌شود. محورهای عمودی در نمودارهای زیر نشان‌دهنده میزان واکنش متغیرها نسبت به شوک ناشی از متغیرها است و محورهای افقی نشان‌دهنده تعداد دوره‌هایی است که طی می‌شود تا تأثیر شوک‌ها بر متغیر وابسته اعمال شود. در این پژوهش ۱۰ دوره در نظر گرفته شده است.



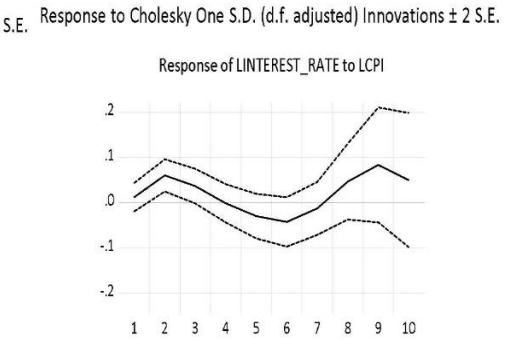
شکل ۲: واکنش LCPI به LLOAN



شکل ۳: واکنش LCPI به LINTEREST_RATE



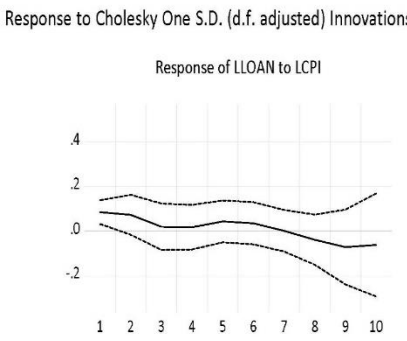
شکل ۵: واکنش LINTEREST_RATE به LLOAN

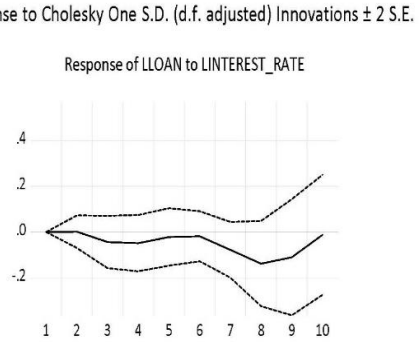


شکل ٤: واکنش LINTEREST_RATE به LCPI

همان‌طور که در شکل ۲ مشاهده می‌شود؛ اثر شوک آنی نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده معنادار نیست. همچنین مطابق شکل ۳، اثر شوک آنی نرخ بهره اسمی نیز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده معنادار نیست.

طبق نتایج نشان‌داده‌شده در شکل ۴ اثر شوک آنی شاخص قیمت مصرف‌کننده تا ۲ دوره و به‌صورت مثبت بر نرخ بهره اسمی مؤثر است. همچنین مطابق شکل ۵، اثر شوک آنی نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی بر رشد نرخ بهره اسمی مشخص و قابل‌تفسیر نیست. همان‌طور که در شکل ۶ مشاهده می‌شود؛ اثر شوک آنی شاخص قیمت مصرف‌کننده بر نرخ تسهیلات تکلیفی در دوره نخست از بین می‌رود. همچنین مطابق شکل ۷، اثر شوک آنی نرخ بهره اسمی بر نرخ تسهیلات تکلیفی قابل‌تفسیر نیست.





شکل ٦: واکنش LLOAN به LCPI **شکل ۷: واکنش LLOAN به LINTEREST_RATE**

٤-۸- توابع تجزیه واریانس

در روش تجزیه واریانس، سهم تکانه‌های واردشده بر متغیرهای مدل، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر تغییر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. (Abrishmi & Mohseni, 2002)

جدول (۷): تجزیه واریانس متغیر LCPI

Period	.S.E	LCPI	LLOAN	LINTEREST
۱	۰.۰۳	۱۰۰	۰	۰
۲	۰.۰۶	۹۸.۸۸	۰.۵۹	۰.۵۲
۳	۰.۰۷	۹۷.۴۰	۰.۴۰	۲.۱۹
۴	۰.۰۸	۸۰.۰۲	۰.۳۳	۱۹.۶۳
۵	۰.۱۰	۵۱.۷۶	۰.۷۱	۴۷.۵۲
۶	۰.۱۱	۴۴.۹۸	۳.۵۶	۵۱.۴۵
۷	۰.۱۲	۴۰.۷۶	۱۱.۳۲	۴۷.۹۱
۸	۰.۱۵	۳۵.۳۴	۲۴.۳۴	۴۰.۳۱
۹	۰.۱۸	۳۴.۱۱	۳۹.۱۶	۲۶.۷۱
۱۰	۰.۲۲	۲۹.۷۹	۴۸.۱۷	۲۲.۰۲

(Source: Research findings)

همان‌طور که در جدول ۷ ملاحظه می‌شود؛ ستون S.E میزان خطای پیش‌بینی متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده را نشان می‌دهد. در ۵ دوره اول بیشترین خطای پیش‌بینی را خود متغیر LCPI توضیح می‌دهد. از دوره ۶ تا دوره ۸ اما سهم توضیح‌دهندگی نرخ بهره اسمی بیشتر می‌باشد. در دوره‌های ۹ و ۱۰ نیز نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی بیشترین سهم را در توضیح خطای پیش‌بینی متغیر نرخ شاخص قیمت مصرف‌کننده دارد.

جدول (۸): تابع تجزیه واریانس متغیر LINTEREST_RATE

Period	.S.E	LCPI	LLOAN	LINTEREST
1	۰.۰۷	۲.۳۷	۰.۳۹	۹۷.۲۲
2	۰.۱۰	۳۴.۱۵	۰.۲۳	۶۵.۶۱
3	۰.۱۱	۴۰.۲۹	۲.۰۴	۵۷.۶۶
4	۰.۱۲	۳۰.۹۰	۳.۲۲	۶۵.۸۶
5	۰.۱۴	۲۷.۹۰	۲.۸۳	۶۹.۲۶
6	۰.۱۵	۳۳.۲۱	۲.۹۳	۶۳.۸۴
7	۰.۱۶	۲۹.۵۹	۴.۱۴	۶۶.۲۵
8	۰.۲۰	۲۴.۹۴	۱۰.۶۷	۶۴.۳۸
9	۰.۲۳	۳۰.۸۲	۱۷.۳۹	۵۱.۷۸
10	۰.۲۵	۳۰.۵۷	۲۰.۰۹	۴۹.۳۳

(Source: Research findings)

در جدول ۸، ستون S.E میزان خطای پیش‌بینی متغیر رشد نرخ بهره اسمی را نشان می‌دهد. در کل دوره بیشترین خطای پیش‌بینی را خود متغیر LINTEREST_RATE توضیح می‌دهد. هرچند در دوره‌های بعدی اثر خود LINTEREST_RATE در توضیح خطای پیش‌بینی کاهش و توضیح‌دهندگی خطای پیش‌بینی توسط سایر متغیرها افزایش می‌یابد. توضیح‌دهندگی متغیر نرخ تسهیلات تکلیفی در تمام دوره افزایشی است؛ اما توضیح‌دهندگی متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده روندی سینوسی را در طی دوره تجربه می‌کند.

جدول (۹): تابع تجزیه واریانس متغیر LLOAN

Period	.S.E	LCPI	LLOAN	LINTEREST
1	۰.۱۴	۳۲.۸۳	۶۷.۱۶	۰
2	۰.۲۳	۲۰.۹۹	۷۸.۹۹	۰
3	۰.۲۸	۱۴.۹۷	۸۲.۶۸	۲.۳۳

4	۰.۳۱	۱۲.۳۷	۸۳.۴۲	۴.۲۰
5	۰.۳۴	۱۲.۱۱	۸۳.۸۷	۴.۰۰
6	۰.۳۶	۱۱.۸۵	۸۴.۲۴	۳.۹۰
7	۰.۳۸	۱۰.۶۷	۸۱.۶۳	۷.۶۹
8	۰.۴۲	۹.۷۰	۷۳.۱۷	۱۷.۱۲
9	۰.۴۵	۱۰.۷۵	۶۸.۹۶	۲۰.۲۸
10	۰.۴۸	۱۱.۵۰	۷۰.۰۲	۱۸.۴۶

(Source: Research findings)

همان‌طور که در جدول ۹ مشاهده می‌شود؛ ستون S.E میزان خطای پیش‌بینی متغیر نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی را نشان می‌دهد. در کل دوره بیشترین خطای پیش‌بینی را خود متغیر LLOAN توضیح می‌دهد. البته توضیح‌دهندگی LLOAN به‌صورت سینوسی و در دوره‌هایی همراه با کاهش است و در دوره‌هایی افزایش می‌یابد. توضیح‌دهندگی متغیر نرخ شاخص قیمت مصرف‌کننده در تمام دوره کاهشی است؛ اما توضیح‌دهندگی متغیر رشد نرخ بهره اسمی روندی افزایشی را در طی دوره تجربه می‌کند.

۵- نتیجه‌گیری و خلاصه سیاستی

نظام بودجه‌ریزی به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم بر سیاست‌های پولی اثرگذار است. یکی از کانال‌های این اثرگذاری را می‌توان در تبصره‌های تکلیفی دنبال نمود. هرساله در برخی از قوانین کشور به‌خصوص در قوانین بودجه سنواتی بر نظام بانکی تکالیفی بار می‌شود که در برخی از این موارد به دلیل نرخ ترجیحی این تسهیلات و یا در موارد دیگری به دلیل نکول بالای این تسهیلات، نظام بانکی کشور دچار ناترازی شده است. در اقتصادهای درحال‌توسعه، کسری جریان وجوه تعهدی و نتیجتاً کسری بودجه ادواری دولت غالباً به‌صورت استفاده گسترده از منابع پس‌انداز ناخالص حقیقی بخش خصوصی (فروش وسیع اوراق‌قرضه داخلی دولت)، استقراض مستمر از نظام بانکی (شبکه بانکی و بانک مرکزی) و یا استقراض خارجی از بازارهای مالی بین‌المللی انجام می‌پذیرد که تأثیرات استفاده از این روش‌های تأمین مالی به ترتیب موجب بروز پدیده ازدحام (بعضاً سرکوب مالی)، افزایش تورمی کل‌های پولی و نیز کاهش پلکانی قدرت خرید پولی ملی (افزایش نرخ ارز) شده است. در این پژوهش سعی شد از کانال اثرگذاری تسهیلات تکلیفی بر نظام بانکی، وضعیت این متغیر بر شاخص تورم سنجیده شود. طبق آزمون‌های صورت‌گرفته مشاهده شد که یک درصد افزایش در نرخ تسهیلات تکلیفی اعطایی، شاخص قیمت

مصرف‌کننده را به میزان ۰.۴ درصد افزایش خواهد داد؛ افزایش یک‌درصدی نرخ بهره اسمی نیز منجر به افزایش ۱.۲۵ درصدی شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود.

از همین راستا افزایش پایه پولی تنها از طریق رشد ترازنامه بانک‌ها نبوده است؛ بلکه سلطه مالی دولت و تأثیرگذاری احکام مالی در ترازنامه بانک مرکزی در قالب استقراض از بانک مرکزی، خرید اوراق‌قرضه دولتی نیز سبب انبساط دیون دولت و خالص دارایی خارجی بانک مرکزی و نیز پایه پولی شده است.

در احکام قوانین برنامه پنج‌ساله توسعه اقتصادی - اجتماعی و فرهنگی و نیز تبصره‌های قوانین بودجه سنواتی احکام مختلف پولی و اعتباری به‌طور مستقیم در فرایند تخصیص منابع اعتباری و نیز خالص جریان منابع و مصارف شبکه بانکی اثرگذار است. در همین راستا، تسهیلات تکلیفی مربوط به بخش‌ها (کشاورزی، آب، صادرات، مسکن و...) اقشار خاص (افراد تحت پوشش بهزیستی، زنان سرپرست خانوار، ازدواج جوانان، ایثارگران و جانبازان، قضات و...) بلایای طبیعی (سیل، خشکسالی و...) امور خاص خرید تضمینی محصولات زراعی، نوسازی بافت فرسوده شهری و روستایی، تسهیلات خوداشتغالی و... در کنار نرخ‌های سود ترجیحی تسهیلات مذکور، تکالیف ناظر بر استمهال مکرر تسهیلات تکلیفی، بخشش جرائم تأخیر بازپرداخت و همچنین الزام بانک‌ها به عدم تعدیل تعهدات ارزی مشتریان متناسب با تغییرات ادواری نرخ‌های برابری اسعار مستقیماً خالص جریان منابع و مصارف (نقدی و تعهدی) شبکه بانکی را دچار کسری مقطعی ساخته است.

باتوجه‌به آنچه بیان شد و اثرگذاری مستقیم این موضوع بر شاخص‌های کلان اقتصادی لازم است در زمینه اعطای این تسهیلات اولاً در حجم آن و اثرات کلان آن بر نظام بانکی دقت گردد و ثانیاً باتوجه‌به نرخ ارزان این تسهیلات و وجود رانت بر اصابت آن‌ها به اهداف مدنظر سیاست‌گذار نظارت صورت پذیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود سیاست اعطای تسهیلات تکلیفی با سایر سیاست‌های موجود جایگزین شود. بدین صورت که می‌توان آن دسته از تسهیلات تکلیفی که جنبه حمایتی از خانوار را دارند؛ به‌صورت کالابرگ و حواله خرید در اختیار آنان قرار داده شود. در این صورت علاوه بر آنکه حمایت لازم از خانوارهای ضعیف صورت می‌گیرد، دولت می‌تواند باهدف قراردادن بنگاه‌های خاص مدنظر خود، به رشد آنان نیز کمک نماید. در حالت فعلی اعطای تسهیلات تکلیفی که نوعی سیاست انبساط پولی است؛ اگر مصرف نهایی مردم را افزایش دهد، به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود؛ اما در این حالت که اعتبارات بانکی برای سرمایه‌گذاری‌های مولد مورداستفاده قرار می‌گیرد، علاوه بر اینکه به رشد اقتصادی منجر

خواهد شد، هیچ‌گونه تورمی نیز در پی نخواهد شد. به‌این‌ترتیب معجزه‌های اقتصادی شرق آسیا یعنی ژاپن، تایوان، کره و چین به‌سرعت توسعه یافتند.

ابزار جایگزین دیگر تسهیلات تکلیفی را می‌توان تأمین مالی زنجیره‌ای دانست. با استفاده از تأمین مالی زنجیره‌ای می‌توان حجم آن دسته از تسهیلات تکلیفی را که بر بخش تولید اختصاص داده می‌شود به مقدار چشمگیری کاهش داد. در این روش که کل زنجیره تأمین به‌صورت یک کل واحد تأمین مالی می‌شود؛ حجم تسهیلات اعطایی بسیار کمتر از حالت معمولی و تأمین مالی بنگاه به بنگاه است. درنتیجه اعتبار کمتری خلق شده و به‌تبع آن، سرعت رشد تورم نیز کاهشی خواهد شد. همچنین در این روش با کاهش مطالبات غیرجاری و امهال شده بانک‌ها، شاهد بهبود شاخص‌های سلامت بانکی خواهیم بود که درنتیجه آن سرعت موتور خلق نقدینگی کاهش خواهد یافت.

در این مقاله سعی شده است با توجه به داده‌ها و آمار موجود، اثر تسهیلات تکلیفی بر تورم در اقتصاد ایران بررسی گردد و راهکارهای جایگزینی برای تسهیلات تکلیفی ارائه گردد؛ اما بررسی میزان اثر جایگزینی تأمین مالی زنجیره‌ای و همچنین اعطای حواله خرید به خانوار با تسهیلات تکلیفی بر کاهش تورم نیازمند پژوهش و تحقیق بیشتر است.

References

Abbasinejad, Hossein., & Teshkini, Ahmad. (2004). Is inflation in Iran a monetary phenomenon? *Economic Research*, No. 67, pp. 181-212. (in Persian)

Angeriz, A., & P. H. Arestis. (2008). Asseing Inflation Targeting Through Intervention Analysis,*Oxford Economic papers*, VOL. 60, NO.2,PP.293-317.

Asgharpour, Hossein. (2014). Asymmetric effects of monetary shocks on production and prices in Iran. PhD thesis, *Tarbiat Madras University*. (in Persian)

Bastanzad, Hossein. (2022). The effects of budgetary and quasi-budgetary assignments in the banking and economic system of the country. *Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran*. (in Persian)

Dargahi, Hassan., & Hadian, Mehdi. (2016). Comparing the effects of monetary impulses caused by the increasing coefficient and the monetary base in Iran's economy. *Economic Research Journal*, Volume 17, Number 67, Page 189-219. (in Persian)

Esfahani, Nasr., & Yavari, Kazem. (2012). Nominal and real factors affecting inflation in Iran. *Iranian Economic Research Quarterly*, Volume 5, Number 16, Page 69-99. (in Persian)

Ezniashari Amiri, Abulqasem.; Abolhasani Hastiani, Ali Asghar., Ranjbar Fallah, Mohammad Reza., & Shaygani, Bita. (2018). The effect of liquidity volume on economic growth in Iran (with the time-varying parameter model approach), *Economic Growth and Development Research Quarterly*, Volume 9, Number 35, Pages 15-34. (in Persian)

Ghaemi Asl, Mehdi., & Ghorbani, Alireza. (2016). Investigating the relationship between borrowing from the central bank and selected intra-bank variables in Iran: the application of Domtersky and Harlin causality in heterogeneous panels. *Econometric Modelling*, Volume 2, Number 4, Pages 107-129. (in Persian)

Golriz, Hassan., & Majdi, Ali. (1998). Money and banks from theory to policy making. Tehran: *Publications of Iran Banking Institute*. (in Persian)

Habibullah Pour Zarashki, Mustafa., & Khosravi Vishkai, Maitham. (2022). Examining the approvals of the Consolidation Commission of the 1401 budget bill of the whole country, Note 16 - Homework facilities. *Islamic Council Research Center*. (in Persian)

Hatami Selukloui, Milad. (2019). The effect of credit facilities on the creation of liquidity in the banking system. Master's thesis, *Khwarazmi University*. (in Persian)

Holmstrom, B., & Tirole, J. (1998). Public and private supply of liquidity, *Journal of Political Economy* 106: 1-40.

Hosseini, Seyed Safdar., & Mohteshmi, tektam. (2008). The relationship between inflation and liquidity growth in Iran's economy; Disruption or stability? *Economic researches (sustainable growth and development)*, volume 8, number 3, page 47-21. (in Persian)

Jalali Naini, Ahmadreza., & Zamanzadeh, Hamid. (2015). Investigating the different effects of liquidity components on production and price of the vector error correction approach with non-mana exogenous variables. *Banking Monetary Research*, Volume 9, Number 27, Page 1-27. (in Persian)

Jalili Kamjo, Seyed Parvez., & Zarei, Mobina. (2021). Evaluation of the relationship between central bank credit facilities and the quality of services of specialized banks. *The first international conference of the laboratory of management and innovative approaches in management and economics*, Tehran, https://civilica.com/doc/1354172. (in Persian)

Kamijani, Akbar., & Bahrami Rad, Duman. (2007). Long-term test between interest rate of bank facilities and inflation rate. *Economic Research*, Volume: 43, Number: 82, Page 187-210. (in Persian)

Keynes, J. M. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money, London

Laidler, David. (1976). Inflation in Britain: A Monetarist Perspective.

Mehnat Far, Yusuf., & Dehghani, Toraj. (2008). Investigating the growth of liquidity and its effect on inflation in the Iranian economy: an empirical study during the period 2010-2015. *Economic Policy and Research Quarterly*, Volume 17, Number 49, Pages 93-112. (in Persian)

Mehnat Far, Yusuf., & Mikaeli, Vajiheh. (2012). Evaluation of the relationship between inflation rate and production gap in Iran. *Financial and Economic Policy Quarterly*, Volume 1, Number 3, Page 116-97. (in Persian)

Nili, Massoud. (2014). Where is Iran's economy going? Tehran: *Dunya Ekhmeni Publications*. (in Persian)

Nofarsti, Mohammad. (2015). The single and collective root in econometrics. Tehran: *Rasa Publications*. (in Persian)

Official statistics of Central Bank. (2022). website *www.cbi.ir*. (in Persian)

Park, J. (1990). Testing for unit roots and cointegration by variable addition. Advances in Econometrics 8(2):107-133.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31: 371-413.

Rouhani, Seyyed Ali., & Drodian, Hossein. (2022). Credit steering: ambiguities and requirements. The 29th Annual Monetary and Exchange Policy Conference, Tehran, *Central Bank of the Islamic Republic of Iran*. (in Persian)

Ryan-Collins, Josh; Werner, Richard., Greenham, Tony., & Jackson, Andrew. (2012). where does money come from? London, *New Economics Foundation*.

Saeedi, Parviz. (2008). The role of facilities (obligatory and non-obligatory) of specialized banks in economic growth. *Industrial Management*, Volume 4, Number 8, Page 97-110. (in Persian)

Sahabhi, Bahram; Soleimani, Cyrus., Khazri, Samia., & Khazri, Mohsen. (2012). The effects of liquidity growth on inflation in Iran's economy: regime change models. *Economic strategy*, volume 2, number 4, page 121-146. (in Persian)

Schumpeter, J.A. (1911). The Theory of Economic Development, (Engl. transl.1934) Cambridge Mass: *Harvard University Press*.

Shakri, Abbas (2010). Macroeconomic theories and policies. Tehran: *Rafee Publications*. (in Persian)

Sir Abadani, Gholamreza. (2006). Inflation, factors, and solutions to deal with it in Iran. *Islamic Economy*, Volume 6, Number 21, Pages 103-128.

(in Persian)

Suri, Ali. (2012). Introductory econometrics, Tehran: *Philanthropy Publications*. (in Persian)

Waez, Mohammad., & Qanbari, Abdullah. (2007). The role of the banking system in creating inflation control with emphasis on the effect of credits and facilities of the banking system. *19th Islamic Banking Conference*, Tehran, https://civilica.com/doc/209534. (in Persian)

Zaretbar, Atefeh. (2017). Investigating the effect of bank deposits on the inflation rate in Iran's economy. Master's Thesis, *Non-Governmental, Non-Profit Higher Education Institute of Babol*. (in Persian)

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 201 - 232

Effectiveness of the Financial Structure of Listed Companies from New Islamic Financing Instruments

A. Agheli[1], S. A. Paytakhti Oskooe[2*], N. Mehregan[3], M. Dizaji[4]

1- Ph.D. Candidate, Department of Economics, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran
2- Associate Professor, Department of Economics, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran
3-Professor., Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu Ali Sina University, Hamadan, Iran
4- Associate Professor., Department of Economics, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran

(*- Corresponding Author Email: oskooe@iaut.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77948.1219

Received: 2022/07/29 Revised: 2023/03/31 Accepted: 2023/09/30 Available Online: 2023/09/30	**How to cite this article:** Agheli, A.; Paytakhti Oskooe, S. A.; Mehregan, N., & Dizaji, M. (2023). Effectiveness of the Financial Structure of Listed Companies from New Islamic Financing Instruments. *Quarterly Monetary & Financial Economics*, *30*(1): 201-232. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77948.1219

1- INTRODUCTION

Considering the role of the capital market in the economy of countries and studying the performance of this market has a particular importance. One of the factors that affect the performance of the capital market is the decisions made regarding the financial structure of companies' performance

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

in this market. Today, in fact, the credit rating of companies is largely dependent on their financial structure, or in other words, their capital structure, and in fact, the basis of production and service provision depends on the way financial funds are provided and used. On the other hand, the financial structure of each company is an early warning regarding the number of financial resources of the company, and it is necessary to determine the factors affecting their financial structure in the strategic planning of companies. Many variables affect the financial structures of stock companies, among which we can mention financing with Islamic instruments. Sukuk is one of the important financial instruments and conforms with the Islamic Shari'ah, which provide an alternative source of funding, especially for large (very active) companies, and more efficient sources compared to conventional bonds.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

In financial field, the way in which the company invests is called financial structure. Financial structure, or in other words capital structure, describes the long-term capital financing of a company, which represents debt and equity, and is a type of permanent financing that supports the growth of the company and related assets. One of the most important functions of the Islamic financial system is to facilitate financial flow and guide it towards the most efficient type of investment, and as a facilitator of financial flow, it gives producers the opportunity to move economic resources with greater speed and accuracy by relying on monetary and financial resources. The existence of these types of financial instruments increases capital efficiency and optimal allocation of resources in companies. Since Islamic financing can lead to global financial stability and economic growth; Therefore, wider access to financial services improves social participation and increases market power, and ultimately strengthens protective laws and solves problems and issues of financial development, and increases profitability and improves the financing process of companies.

3- METHODOLOGY

This research is considered as applied research in terms of its objective; Because it examines the relationships between variables, the subject of the research is the Tehran Stock Exchange Organization in terms of location, and the time scope of the research is from the fiscal year 2010 to 2019 by using the annual data of the companies. The 83 companies were selected as the statistical sample used in the research. In order to estimate the effects of the variables, the panel data technique with Johnssen's approach is used. In this research, the variable of financial structure is used as dependent variable and the variables of ejare sukuk, murabaha sukuk, sode sukuk, istisna sukuk and mosharekat sukuk are used as explanatory variables.

4- RESULTS & DISCUSSION

According to the empirical results of this study, all new Islamic financing instruments had a positive effect on the financial structure index (ratio of capital to assets). In the long run, ejare sukuk, murabaha sukuk, sode sukuk, istisna sukuk and mosharekat sukuk explain 7.06, 20.32, 0.07, 3.32 and 0.84 percent respectively, of the changes in the financial structure index.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The present study investigates effectiveness of the financial structure of listed companies from new Islamic financing instruments (Sukuk) by using the panel data technique with the Johanssen approach. For this purpose, the data of 83 listed companies on the Tehran Stock Exchange has been used during the years 2010 to 2019. According to the research results, instruments had a positive effect on the financial structure index (ratio of capital to assets). Accordingly, the issue of sukuk can significantly improve the financial structure of companies. Companies should use a complete combination of modern financing tools (Sukuk) to achieve benefits such as increasing liquidity, increasing shareholders' wealth and increasing diversity in financing sources.

Keywords: financial structure, Islamic financing, Tehran stock exchange, Panel data.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارهٔ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

تأثیرپذیری ساختار مالی شرکت‌های فعال در بورس از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی

احمد عاقلی
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران
سید علی پایتختی اسکوئی[1]
دانشیار، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران
نادر مهرگان
استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
منیره دیزجی
دانشیار، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.77948.1219

چکیده

هنگامی نقش بازار سرمایه پررنگ و برجسته می‌شود که امکان تأمین مالی با نرخ مناسب از طریق ابزارهای متنوع و مختلف فراهم شود. در این بین، صکوک نوعی ابزار تأمین مالی اسلامی برای بنگاه‌ها است که شاید بتوان آن را ازجملهٔ بهترین و مهم‌ترین راهکارهای تأمین مالی از طریق بازار سرمایه برشمرد. در مقاله حاضر به بررسی تأثیرپذیری ساختار مالی شرکت‌های فعال در بورس از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی (صکوک)، با استفاده از تکنیک پانل دیتا با رویکرد هم انباشتگی (همجمعی) جوهانسون جوسیلیوس پرداخته شده است. بدین منظور از اطلاعات سالانه ۸۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. براساس نتایج حاصله، کلیه ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی تأثیر مثبتی بر شاخص ساختار مالی (نسبت سرمایه به دارایی) داشتند؛ به‌طوری‌که در بلندمدت، تأثیر صکوک اجاره، صکوک مرابحه، صکوک منفعت، صکوک استصناع و صکوک مشارکت، معنادار بوده و با توجه به ضرایب، این متغیرها به ترتیب معادل ۷/۰۶، ۲۰/۳۲، ۰/۰۷، ۳/۳۲ و ۰/۸۴ درصد از تغییرات شاخص ساختار مالی را توضیح می‌دهند. بر این اساس، انتشار اوراق صکوک به طرز قابل‌توجهی می‌تواند ساختار مالی شرکت‌ها را بهبود بخشد.

کلیدواژه‌ها: ساختار مالی، تأمین مالی اسلامی، بورس اوراق بهادار تهران، پانل دیتا.
طبقه‌بندی JEL: D53، G32, H54, C33.

---

[1] نویسنده مسئول: oskooe@iaut.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۰۸
صفحات: ۲۳۲-۲۰۱

۱- مقدمه

با توجه به نقش بازار سرمایه در اقتصاد کشورها، مطالعه عملکرد این بازار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. یکی از عواملی که عملکرد بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، تصمیم‌هایی است که دربارهٔ ساختار مالی شرکت‌های فعال در این بازار صورت می‌گیرد. درواقع امروزه درجه‌بندی شرکت‌ها از لحاظ اعتباری تا حدود زیادی به ساختار مالی یا در بیانی، ساختار سرمایه آن‌ها وابسته است و درواقع مبنای تولید و ارائه خدمات، به نحوه تأمین و مصرف وجوه مالی وابسته است. از طرفی، ساختار مالی هر شرکت، هشدار اولیه‌ای در ارتباط با میزان منابع مالی شرکت است و لازم است در برنامه‌ریزی استراتژیک شرکت‌ها، تعیین عوامل مؤثر بر ساختار مالی آنان موردتوجه جدی قرار بگیرد. متغیرهای زیادی بر ساختارهای مالی شرکت‌های بورسی تأثیرگذار است که از آن جمله می‌توان به تأمین مالی با ابزارهای اسلامی اشاره کرد. تأمین مالی اسلامی طی چندین مرحله سرانجام از سال ۱۹۷۰ میلادی تکامل یافته و به رسمیت شناخته شده است و آینده‌ای روشن برای آن ترسیم شده است (Akhand Akhtar, 2016: p. 59). صکوک یکی ابزارهای مالی مهم و موافق با شریعت اسلام است که این ابزارها منبع جایگزین تأمین سرمایه را به‌خصوص برای شرکت‌های بزرگ (بسیار فعال) و منابع کاراتر در مقایسه با اوراق قرضه مرسوم فراهم می‌کنند. صکوک، نوعی اوراق بهادار نوآورانه مبتنی بر بدهی است که مشابه با اوراق قرضه مرسوم با توجه به گردش نقدینگی است. در یک دهه گذشته، افزایش بی‌سابقه‌ای برای صکوک به‌خصوص قبل از بحران مالی جهانی ایجاد شد. صکوک نوعی ابزار تأمین مالی اسلامی برای بنگاه‌ها است که شاید بتوان آن را ازجمله راهکارهای تأمین مالی از طریق بازار سرمایه برشمرد. بر اساس نتیجه تحقیقات مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار، بازار سرمایه ایران در حوزه صکوک از سال ۱۳۸۹ تاکنون، در حال حاضر شاهد حضور انواع صکوک ازجمله صکوک منفعت، صکوک مشارکت، صکوک استصناع، صکوک مرابحه و صکوک اجاره هستیم (Rajaei Bagsiaei, Moharram Ogli, & Alirezaei, 2018: p.110).

این مطالعه در پی بررسی تأثیرپذیری ساختار مالی شرکت‌های فعال در بورس از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی (صکوک) طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ می‌باشد. بررسی تأثیرپذیری ساختار مالی شرکت‌ها از انتشار ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی از جنبه‌های نوآوری این پژوهش است که از طریق اوراق صکوک اجاره، صکوک مرابحه، صکوک منفعت، صکوک استصناع و صکوک مشارکت مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. همچنین استفاده از روش هم انباشتگی (همجمعی) جوهانسون جوسیلیوس می‌تواند جزو نوآوری‌های پژوهش حاضر به‌حساب آید. چراکه در این روش از توابع واکنش استفاده

می‌شود که می‌تواند اثرات شوک‌های اوراق صکوک را بر ساختار مالی تبیین نماید، که نتایج حاصل از این امر، می‌تواند به ارائه پیشنهادهای کاربردی_سیاستی کمک شایانی بنماید. بر این اساس، فرضیات اصلی و فرعی پژوهش حاضر با استناد بر مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته، به شرح زیر ارائه می‌شوند:

فرضیات اصلی:

۱) صکوک اجاره بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۲) صکوک مرابحه بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۳) صکوک منفعت بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۴) صکوک استصناع بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۵) صکوک مشارکت بر ساختار مالی تأثیر دارد.

فرضیات فرعی:

۱) ریسک شرکت بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۲) اندازه شرکت بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۳) عمر شرکت بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۴) هزینه تبلیغات بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۵) نوع صنعت بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۶) نقدینگی بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۷) فرصت‌های رشد بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۸) تورم بر ساختار مالی تأثیر دارد.

۲- مبانی نظری

در دانش مالی، به روشی که شرکت از طریق آن سرمایه‌گذاری می‌کند، ساختار مالی گفته می‌شود. ساختار مالی یا در بیانی ساختار سرمایه، نحوه تأمین مالی سرمایه بلندمدت یک شرکت را توصیف می‌کند که مبین بدهی و حقوق صاحبان سهام است و نوعی تأمین مالی دائمی است که از رشد شرکت و دارایی‌های مرتبط، حمایت می‌کند. هنگام تحلیل ساختار مالی، نسبت بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در نظر گرفته می‌شود و در این‌گونه مباحث، هنگامی‌که به ساختار مالی اشاره می‌شود، معمولاً به نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام اشاره دارد، که بیان‌کننده میزان ریسک‌پذیری یک شرکت است. معمولاً شرکت‌ها

اغلب از طریق دریافت بدهی، سرمایه‌گذاری می‌کنند، که این روش همواره ریسک اعتباری زیادی را نیز برای این شرکت‌ها، در بر خواهد داشت. به‌طوری‌که اگر مدیریت بنگاه برای تأمین مالی عملیات شرکت خود، روش بدهی را انتخاب کند، طلبکاران (وام‌دهندگان) انتظار دارند که اصل و بهره وام (میزان ثابتی از جزء تعهدات قانونی است) در موعد مقرر پرداخت شود. قصور در بازپرداخت ممکن است اقدامات قانونی از سوی طلبکاران را به همراه داشته باشد. چنانچه تأمین مالی بنگاه از محل حقوق صاحبان سهام انجام شود، مالکان انتظار بازدهی در شکل سودهای سهمی، تقویت ارزش منافع صاحبان سهام (عایدی سرمایه) یا با احتمال بیشتر، ترکیبی از هر دو مورد را دارند. در بین عوامل مؤثر بر ساختار مالی، نقش تأمین مالی اسلامی از طریق اوراق صکوک حائز اهمیت فراوانی می‌باشد.

دلیل اهمیت تأمین مالی اسلامی این است که ابزارهای مالی اسلامی به شفافیت بازارهای مالی و جذب سرمایه‌گذاری خارجی کمک می‌کنند. درواقع ابزارهای مالی اسلامی با نقش مدیریت هزینه و ریسک، برای همه سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی به‌ویژه شرکت‌ها مؤثر و مفید هستند. ابزارهای مالی اسلامی در شرکت‌ها کمک می‌کنند، کنترل هزینه بهتر انجام شود. در ابزارهای مالی اسلامی منابع باید هم راستا با اهداف از قبل تعیین شده سرمایه‌گذاری شود و در نتیجه سرمایه‌گذاران می‌دانند منابعشان دقیقاً کجا سرمایه‌گذاری شده و همین باعث می‌شود میزان هزینه‌های شرکت‌ها، کاهش پیدا کند و منابع بیشتر گردد؛ لذا می‌تواند ساختار مالی متعادل را برای شرکت‌ها در پی داشته باشد (Lashkari, & Behzad Arjmandi, 2012: p.40).

استفاده از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی، یکی از راهکارهای منطقی برای بهبود عملکرد شرکت‌های بورسی در کشورهای اسلامی می‌باشد. ابزارهای اسلامی به‌عنوان ساده‌ترین روش تأمین مالی و نقدینگی؛ ضمن تکیه بر دارایی فیزیکی و پایین‌بودن ریسک‌های اعتباری ناشی از آن، هیچ‌گونه مشکل شرعی نداشته و تجربه سال‌های اخیر، حکایت از کارایی بالای این ابزارها در تقویت عملکرد شرکت‌های بورسی در کشور دارد. با نهادینه‌شدن این اوراق، مهم‌ترین ابزار سیاست پولی بانک مرکزی یعنی عملیات بازار باز احیا شده و مدیریت نقدینگی کشور با توانمندی بالاتری نسبت به قبض و بسط پول اقدام خواهند نمود. شواهد تجربی نیز بیانگر این واقعیت می‌باشد که در کشورهایی که دارای جمعیت مسلمان زیادی هستند، استفاده از ابزار مالی متعارف مانند اوراق قرضه کارایی و مقبولیتی ندارد. بر این اساس شرکت‌ها که به دنبال تأمین مالی و مدیریت بدهی خود هستند، نیازمند یافتن جایگزین‌هایی مطابق با اصول اسلامی هستند و این‌گونه است که در سال‌های اخیر رشد ابزارهای مالی اسلامی که عمدتاً به صکوک شهرت یافته، بسیار چشمگیر بوده است (Mousavian; Vosough, & Farhadian Arani, 2013: p.189). ظهور و

گسترش اوراق صکوک نیز بی‌تردید بر گستره انتخاب سرمایه‌گذاران خواهد افزود و منجر به بهبود عملکرد بازارهای مالی به‌ویژه شرکت‌های بورسی خواهد شد. صکوک به‌عنوان یکی از ابزارهای تأمین مالی اسلامی مبتنی بر بدهی است که سبب افزایش کارایی ساختار سرمایه و تخصیص بهینه منابع در شرکت‌های بورسی شود. صکوک بر اساس احکام مقدس شریعت اسلامی یکی از مهم‌ترین اهداف بانکداری و مالیه اسلامی بوده و ازجمله برجسته‌ترین ابزار توسعه نظام مالی اسلامی در جامعه است (Abedifar et al., 2013: p.2050).

صکوک، اوراق بهادار اسلامی است که با درگیرکردن یک دارایی مشخص فیزیکی منطبق با قانون بانکداری اسلامی و بدون ربا است. صکوک به‌عنوان اوراق بهادار با پشتوانه مالی تعریف می‌شود که باید خود دارای ارزش باشد و نمی‌تواند براساس فعالیت‌های سفته‌بازی و سوداگرانه و درواقع فعالیت‌هایی که بدون خلق ارزش و کار صورت می‌گیرند، سودآوری داشته باشد (Eskandar Bayati; Sadeghi, & Ramezani, 2014: p.65). ویژگی اصلی نهفته در ساختار صکوک، اتکای آن به وجود دارایی‌های مشخص است. با این روش تأمین مالی، از برآورد بیش‌ازاندازه ارزش واقعی دارایی‌ها جلوگیری شده و به این لحاظ، صادرکننده اوراق نمی‌تواند تعهداتی بیش از ارزش واقعی دارایی‌ها ایجاد کند. به‌علاوه تأمین مالی اسلامی، مستلزم فراهم‌کردن منابع برای مقاصد مولد و واقعی همانند تأمین مالی پروژه‌ای است و نه برای فعالیت‌های احتکاری. با این حساب، ریسک‌پذیری متوجه ماهیت اصلی طرح خواهد بود و نه اهداف نامعلوم یا فعالیت‌هایی که بازیافت واقعی اقتصادی ندارند. به‌این‌ترتیب، ابزار تأمین مالی اسلامی قابلیت بالقوه در مشارکت به‌سوی ثبات مالی در بازارهای مالی ازجمله شرکت‌های بورسی را، به نحو مطلوبی دارا بوده و آن را به‌طور مؤثری به منصه ظهور می‌رساند. درواقع، ابزارهای تأمین مالی اسلامی دسترسی به منابع مالی با سررسیدهای مناسب را امکان‌پذیر کرده و به‌این‌ترتیب از ایجاد اختلال در تأمین منابع جلوگیری خواهد شد، ضمن آن‌که ریسک‌ها هم به‌وسیله انتشاردهندگان اوراق و سرمایه‌گذاران آن متنوع و تقسیم خواهد شد (Salehabadi; Fadaienejad, & Joshan, 2018: p.430).

از پرکاربردترین این اوراق می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

اوراق اجاره: اوراق اجاره علاوه بر فراهم نمودن شرایط لازم جهت تأمین مالی بنگاه‌های تولیدی و خدماتی، قابلیت خریدوفروش در بورس‌های اوراق بهادار را نیز دارد و می‌تواند به‌عنوان ابزار مالی کارآمد مورداستفاده کشورهای اسلامی قرار گیرند (Lashkari, & Behzad Arjmandi, 2012: p.40).

اوراق مرابحـه: اوراق مرابحـه اوراق بهـاداری اسـت کـه دارنـدگان ایـن اوراق بـه‌طور مشـاع، مالـک دارایـی مـالی اسـت کـه حاصـل شـده بـر اسـاس قـرارداد مرابحـه می‌باشـد و دارنـده ورق، مالـک و طلبکار این اوراق دین است (Eskandar Bayati et al., 2014: p.64).

اوراق منفعـت: اوراق منفعـت اوراق بهـاداری اسـت کـه بیـان می‌کنـد کـه دارنـده آن، مالـک مقـدار معـین خـدمات یـا منـافع آینـده از یـک دارایـی بـادوام می‌باشـد کـه در ازای پرداخـت مبلـغ مشخصی به او منتقل شده است . (Bradfield, 2014: p.40)

اوراق استصـناع: اوراق استصـناع قـراردادی می‌باشـد کـه بـر اسـاس آن یکـی از طـرفین قـرارداد، در مقابـل مبلغـی مشـخص، سـاخت و تحویـل چیـز مشخصـی را در مـدت‌زمان مشـخص نسـبت بـه طرف دیگر به عهده خواهد گرفت (Mousavian; Vosough et al., 2013: p.191).

اوراق مشـارکت: اوراق مشـارکت سـندی می‌باشـد کـه گویـای مالکیـت دارنـده آن، نسـبت بـه بخشی از یـک دارایـی حقیقـی اسـت کـه متعلـق بـه دولـت، شـرکت‌هـای تعـاونی یـا خصوصـی می‌باشـد و تـا سررسـید اوراق، هـر نـوع تغییـر قیمـت دارائـی متوجـه صـاحب اوراق مشـارکت اسـت (Lashkari, & Behzad Arjmandi, 2012: p.41).

ازجمله مزایای اوراق صکوک در تأمین مالی شرکت‌ها، می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- این نوع اوراق بهادار اسلامی پل ارتباطی بین دو بازار پول و سرمایه به شمار می‌رود.

۲- صکوک باعث افزایش نقدینگی در شرکت‌ها می‌شود.

۳- دارایی‌هایی غیر نقد و یا دارایی‌های با نقدینگی پایین، از ترازنامه شرکت‌ها خارج شده و وجوه نقد جایگزین آن می‌شود.

۴- شرکت همچنان قادر است علیرغم جدا شدن بخشی از دارایی‌ها، از آن‌ها استفاده کند.

۵- به دلیل انتشار صکوک با پشتوانه مالی، از ریسک کمتری برخوردار بوده و باعث کاهش هزینه تأمین مالی می‌شود و راه حل دیگر برای این امر، افزایش اعتبار است.

۶- صکوک این امکان را دارد که با تبدیل دارایی‌ها به اوراق بهادار، به توسعه هر چه بیشتر بازار سرمایه کمک کند

۷- در صورت ایجاد بازار ثانویه برای دادوستد، نقدشوندگی این اوراق افزایش می‌یابد (Eskandar Bayati et al., 2014: p.64).

۸- صکوک شیوه بسیار خوبی برای مدیریت نقدینگی است. چراکه شرکت‌ها می‌توانند با یاری گرفتن از آن، نقدینگی خود را مدیریت کنند. به این صورت که اگر نقدینگی مازادی داشته باشند به خرید اوراق، و چنانکه نیاز به نقدینگی داشتند، به فروش آن‌ها در بازارهای ثانوی اقدام کنند و از این راه کسری یا مازاد منابع نقدی خود را مدیریت کنند.

۹- صکوک ابزار بسیار مناسبی برای مدیریت ریسک و نا اطمینانی شرکت‌هاست است. فعالان اقتصادی در مسیر سرمایه‌گذاری با انواعی از موقعیت‌های بازده و ریسک مواجه هستند. تنوع ابزارهای مالی اسلامی از جهت بازده و ریسک به آنان این امکان را می‌دهد تا متناسب با شرایط سرمایه‌گذاری و متناسب با سلیقه‌های سرمایه‌گذاران مالی، اقدام به انتشار اوراق بهادار کرده و ریسک خود را مدیریت کنند.

۱۰- صکوک وسیله بسیار مناسبی برای توزیع عادلانه ثروت‌ها و درآمدهاست. سرمایه‌گذاری از طریق این ابزارها، موجب می‌شود، ثروت و درآمد در گستره وسیع‌تری و بدون آنکه فقط در اختیار شمار معدودی از ثروتمندان باشد، جریان یابد.

۱۱- یکی از راه‌حل‌های خروج از بحران‌های مالی، احیای سیستم تأمین مالی اسلامی است. با احیای سیستم تأمین مالی اسلامی، تاحدی می‌توان از اختلالات و آسیب‌های جدی به دست آمده و بحران‌های مالی در شرکت‌ها جلوگیری کرد (Rossazana et al., 2013: p.3).

یکی از مهم‌ترین کارکردهای نظام مالی اسلامی، تسهیل جریان مالی و هدایت آن در جهت کاراترین نوع سرمایه‌گذاری است و به‌عنوان تسهیل‌کننده جریان مالی، به تولیدکنندگان فرصت می‌دهد تا منابع اقتصادی را با اتکا به منابع پولی و مالی با سرعت و دقت بیشتری مورد جابجایی قرار دهند که وجود این نوع ابزارهای مالی باعث افزایش بهره‌وری سرمایه و تخصیص بهینه منابع در شرکت‌ها می‌شود (Abd Rahim & Nursilah, 2016: p.31). ازآنجایی‌که تأمین مالی اسلامی می‌تواند موجبات ثبات مالی جهانی و رشد اقتصادی شود؛ لذا دسترسی وسیع‌تر خدمات مالی باعث بهبود مشارکت اجتماعی و افزایش قدرت بازاری شده و درنهایت موجب تقویت قوانین حمایتی و باعث رفع مشکلات و مسائل توسعه مالی شده و موجبات افزایش سودآوری و بهبود جریان روند تأمین مالی شرکت‌ها را فراهم می‌کند (Abedifar et al., 2013: p.2055). به عبارتی، از آنجائی که تأمین مالی اسلامی، کلید اصلی مشارکت طرفین قرارداد در سود و زیان پروژه‌ها و وام‌های مالی است، لذا این اصول، نوید حمایت از ثبات مالی می‌دهد؛ بنابراین، تأمین مالی اسلامی از پتانسیل عملکرد مهمی در جهت ثبات و ترویج بخش‌های مالی برخوردار است و

می‌تواند زمینه‌ساز هرچه بیشتر افزایش بازدهی و دارایی‌های شرکت گردد. همچنین تمرکز بر سرمایه‌گذاری دارایی محور و تقسیم ریسک تأمین مالی در این روش، امکان دسترسی شرکت‌های کوچک و متوسط به منابع مالی به‌منظور حمایت از رشد فراگیر آنان و تأمین مالی پروژه‌های زیربنایی در مقیاس بزرگ را به‌وجود می‌آورد(Rajaei Bagsiaei et al., 2018: p.110).

همچنین ازآنجایی‌که ابزارهای اسلامی تأمین مالی، بسیار منعطف هستند و می‌توان از آن‌ها، استفاده‌های چندوجهی داشت؛ لذا ابزارهایی که محصول کمیته فقهی هستند، به دلیل همین مورداستفاده شرکت‌ها و سهامداران عمده قرار می‌گیرند (Sabri & Zakaria, 2011: p.20).

در یک جمع‌بندی کلی، ویژگی اصلی نهفته در ساختار صکوک، اتکای آن به وجود دارایی‌های مشخص است. به‌عنوان‌مثال، صکوک اجاره یعنی اوراق بهاداری که در برگیرنده عملیات فروش و اجاره مجدد است؛ ابزاری متکی به دارایی‌های مشخص است که امنیت پایداری را برای سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها این اوراق فراهم می‌آورد. با این روش تأمین مالی، از برآورد بیش‌ازاندازه ارزش واقعی دارایی‌ها جلوگیری شده و به این لحاظ، صادرکننده اوراق نمی‌تواند تعهداتی بیش از ارزش واقعی دارایی‌ها ایجاد کند. به‌علاوه تأمین مالی اسلامی، مستلزم فراهم‌کردن منابع برای مقاصد مولد و واقعی همانند تأمین مالی پروژه‌ای است و نه برای فعالیت‌های احتکاری. با این حساب، ریسک‌پذیری متوجه ماهیت اصلی طرح خواهد بود و نه اهداف نامعلوم یا فعالیت‌هایی که بازیافت واقعی اقتصادی ندارند. به‌این‌ترتیب، ابزار تأمین مالی اسلامی، قابلیت بالقوه در مشارکت به سوی ثبات مالی در شرکت‌ها را به نحو مطلوبی دارا بوده و نقش آن را به‌طور مؤثری جلوه می‌دهد. درواقع، ابزارهای تأمین مالی اسلامی دسترسی به منابع مالی با سررسیدهای مناسب را امکان‌پذیر کرده و به‌این‌ترتیب از ایجاد اختلال در تأمین منابع جلوگیری خواهد شد، ضمن آن‌که ریسک‌ها هم به‌وسیله انتشاردهندگان اوراق و سرمایه‌گذاران آن متنوع و تقسیم خواهد شد (Salehabadi et al., 2018: p.431).

جدای از تأثیرات مثبت، دو محدودیت قابل توجه می‌تواند مانع از تأثیرگذاری مثبت اوراق صکوک بر ساختار مالی شرکت‌ها شود:

۱) وجود رابطه غیرخطی، به دلایلی همچون تعادل‌های چندین‌گانه، بسیار محتمل است. با تغییر سیاست‌های اقتصادی کشورها و یا بروز بحران‌ها و شوک‌های اقتصادی، امکان تغییر رفتار متغیرهای اقتصادی بسیار زیاد می‌باشد. لذا محتمل به نظر می‌آید که رابطه میان اوراق صکوک و ساختار مالی

شرکت‌ها، از یک الگوی غیرخطی تبعیت کند و این امر مستلزم بررسی موشکافانه می‌باشد (Jude, 2010: p.20).

۲) در طول زمان، به دلایل سطوح مختلف انتشار اوراق صکوک، انتظار بر این می‌باشد که نحوه تأثیرپذیری شرکت‌ها با یکدیگر متفاوت باشد. لذا منطقی به نظر نمی‌آید که روند تأثیرگذاری اوراق صکوک در طول دوره‌های زمانی نسبتاً طولانی، یکسان و مشابه باشد. چراکه شرکت‌ها در طی سری‌های زمانی مختلف، می‌توانند از ساختارهای مالی مختلفی برخوردار شوند. لذا پرواضح است که وجود آستانه‌های تأمین مالی می‌تواند روندهای مختلفی از ساختار مالی را برای شرکت‌ها را به همراه داشته باشد (Jiang & Zhang, 2017: p.716).

البته لازم به ذکر است که لازمه تحقق جریانات مثبت اوراق صکوک، نیازمند شکوفایی هرچه بیشتر نظام مالی اسلامی در کشورهای اسلامی و همراهی هرچه بیشتر دولت‌های کشورهای اسلامی از این نظام می‌باشد که می‌توان گفت که کشورهای اسلامی در این زمینه به مرحله ایده‌آل نرسیده‌اند و تا رسیدن به سطح ایده‌آل، هنوز مسیری عظیمی در پیش است. لذا هرچه نظام تأمین مالی اسلامی کارآمدتر باشد، دسترسی به اعتبارات از طریق اوراق صکوک بیشتر و سهل‌الوصول‌تر می‌شود.

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- تحقیقات خارجی

(Muharam et al., 2020)، به بررسی رابطه بین بازار سهام اسلامی و توسعه بازار صکوک و رشد اقتصادی در کشورهای مالزی و اندونزی طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۷ پرداختند. جهت بررسی روابط فوق از تکنیک‌های خود توضیح برداری و علیت گرنجر استفاده شد. طبق نتایج حاصله، بین توسعه بازار سهام اسلامی و بازار صکوک در کشورهای مالزی و اندونزی، رابطه علی یک طرفه وجود دارد. در کشور اندونزی روابط میان توسعه بازار سهام اسلامی و بازار صکوک با رشد اقتصادی به‌واسطه رابطه علی دوطرفه تفسیر می‌شود ولی در کشور مالزی، توسعه بازار سهام اسلامی باعث رشد اقتصادی نمی‌شود.

(Mimouni et al., 2019)، به بررسی تأثیر صکوک بر عملکرد بانک‌های اسلامی و غیر اسلامی پرداختند. جهت نیل به این مقصود از اطلاعات ۷۱ بانک اسلامی و ۱۴۶ بانک غیر اسلامی در ۱۳ کشور منتخب جهان طی دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴ استفاده شد. جهت بررسی رابطه فوق نیز از تکنیک پانل پویا بهره گرفته شد. نتایج رگرسیونی مؤید این امر بود که تأثیر صکوک بر سودآوری بانک‌ها منفی و بر تسهیلات اعطایی بانک‌ها مثبت بود.

(Ul Abideen, 2019)، به بررسی عملکرد بانک‌های بدون بهره در مقابل بانک‌هایی که بهره دریافت می‌کنند، پرداختند. به این منظور، از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۷ یک بانک اسلامی و یک بانک غیر اسلامی در پاکستان استفاده شد. نتایج حاصله حاکی از آن است که براساس معیار بازده دارایی‌ها، عملکرد بانک اسلامی (به دلیل استفاده از اوراق صکوک) بهتر از بانک غیر اسلامی است. درحالی‌که برخی دیگر از معیارها، مانند بازده حقوق صاحبان سهام و سود هر سهم، عملکرد بانک اسلامی بهتر از بانک غیر اسلامی می‌باشد.

(Hisham et al., 2015)، ابتدا به بررسی اینکه آیا برای تأمین مالی باید صکوک انتخاب شود یا انتشار اوراق بهادار بهتر است، پرداختند و سپس، اثرات این ابزارهای تأمین مالی را بر بازدهی شرکت‌ها موردبررسی قرار دادند. نمونه موردبررسی شامل ۱۲۰ اوراق قرضه معمولی و ۸۰ صادرکننده صکوک بود که اطلاعات سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ را پوشش می‌داد. جهت تحلیل‌های اقتصادسنجی نیز از تکنیک پانل پویا استفاده شد. شواهد تجربی این پژوهش نشان می‌دهد که تأمین مالی از طریق صکوک دارای تأثیر مثبت بیشتری بر بازدهی شرکت‌ها نسبت به انتشار اوراق بهادار می‌باشد.

(Thomi, 2014)، تأثیر استفاده از قراردادهای اسلامی (نحوه تأمین مالی اسلامی) را بر عملکرد بانک‌های تجاری کنیا طی بازه زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۳ مورد سنجش و ارزیابی قرار داد. جهت بررسی روابط فوق از تکنیک‌های رگرسیونی، همبستگی و تحلیل واریانس استفاده شد. درنهایت نتایج حاصله گویای این امر بود که قراردادهای اسلامی تأثیر مثبتی بر بازده دارایی بانک‌های تجاری در کنیا داشتند.

۳-۲- تحقیقات داخلی

طالبی و حسینی الاصل (۲۰۲۱)، به بررسی تأثیر صکوک بر عملکرد بانک‌های متعارف و اسلامی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. جامعه آماری تحقیق بانک‌های عضو بورس اوراق و بهادار تهران می‌باشند، که تعداد ۲۱ بانک با دارا بودن شرایط لازم انتخاب شدند. جهت تجزیه‌وتحلیل در این پژوهش، از داده‌های ترکیبی در قالب حداقل مربعات معمولی استفاده گردید. نتایج آزمون فرضیات نشان داد که صکوک بر عملکرد کل صنعت بانکی، عملکرد بانک‌های متعارف و اسلامی اثرات مشابهی داشته است. به‌طوری‌که بعد از بحران مالی، شاهد رابطه مثبتی هستیم.

سادات جمال و نجفی زاده (۲۰۱۹)، به بررسی تأثیر استفاده از اوراق بهادار صکوک بر عملکرد مالی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. این پژوهش به روش توصیفی پیمایشی، نسبت‌های مالی مربوط به این شرکت‌ها را قبل و بعد از استفاده از صکوک بررسی نمود. فرضیه اصلی این پژوهش به این

شرح است: استفاده از صکوک در شرکت‌ها سبب بهبود عملکرد مالی و ارزش بازار آن‌ها خواهد شد. تجزیه‌وتحلیل اطلاعات جمع‌آوری‌شده و آزمون فرضیه‌های تحقیق نشان داد که استفاده از صکوک تأثیری بر عملکرد مالی و ارزش بازار شرکت‌ها ندارد. دلایل این امر ممکن است بالابودن بدهی‌های شرکت‌های موجود در نمونه آماری، مشکلات مربوط به انتشار این اوراق و عوامل دیگری از قبیل آثار تورم شدید در اقتصاد جاری کشور بوده باشد، که سبب عدم امکان به‌کارگیری از این ابزاراست.

رجایی باغسیایی و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی تأثیر ابزارهای تأمین مالی اسلامی مشارکتی و مبادله‌ای بر شاخص سودآوری (نرخ بازدهی دارایی‌ها) در ۱۶ بانک خصوصی در طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۶ پرداختند. جهت بررسی روابط فوق نیز از تکنیک پانل دیتا استفاده شد. نتایج رگرسیونی حاکی از این امر است که عقود مشارکتی (مضاربه و مشارکت مدنی) با نرخ بازدهی دارایی بانک‌ها رابطه مثبتی دارند؛ درحالی‌که عقود مبادله‌ای رابطه‌ای با نرخ بازدهی دارایی بانک‌ها ندارد.

بخردی نسب و ژولانژاد (۲۰۱۷)، اطلاعات مالی ۲۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار را طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ با استفاده از تکنیک پانل دیتا با رهیافت حداقل مربعات معمولی موردبررسی قرار دادند و به بررسی شیوه‌های جدید تأمین مالی و تأثیر آن بر شاخص سودآوری (بازدهی دارایی‌ها) شرکت‌ها در بازار سرمایه ایران پرداختند. پژوهش حاکی از آن است که چنانچه شرکت‌ها از صکوک اجاره استفاده نمایند، فرآیند سوددهی و بازدهی در شرکت‌ها بهبود می‌یابد و با افزایش استفاده از اوراق اسلامی اجاره، میزان سودآوری و بازدهی بالا می‌رود، ولی اوراق اسلامی مرابحه به‌مراتب اثر کمتری بر سودآوری و بازدهی دارند.

لشکری و ارجمندی (۲۰۱۲)، با روش توصیفی تحلیلی و با استفاده از تجربه سایر کشورهای اسلامی، صکوک را به‌عنوان اوراق بهادار اسلامی معرفی کرده، کاربرد صکوک را در مدیریت ریسک و کنترل نقدینگی بررسی نموده و درنهایت صکوک کاربردی در اقتصاد ایران را شناسایی کردند. این تحقیق نشان داد که صکوک می‌تواند ابزاری مناسب جهت مدیریت ریسک و کنترل نقدینگی باشد و چنانچه زیرساخت‌های لازم ازجمله تسهیل در رتبه‌بندی و انتشار اوراق، و نیز ایجاد بازارهای ثانویه مناسب جهت خریدوفروش اوراق فراهم گردد، می‌تواند شرایط رشد و گسترش نظام مالی و در نتیجه نظام اقتصادی کشور را فراهم آورد.

٤- روش‌شناسی

در این پژوهش برای جمع‌آوری مطالب، توصیف و بیان موضوع تحقیق، از روش کتابخانه‌ای و مطالعات اسنادی استفاده شده است. جامعه آماری، کلیه شرکت‌های عضو در سازمان بورس و اوراق بهادار تهران است که بنا به اهداف تحقیق و با برقراری شروط زیر، ۸۳ شرکت به‌عنوان نمونه آماری مورداستفاده در پژوهش، انتخاب می‌گردد:

۱- شرکت‌هایی که قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۹۸ نیز در لیست بورس باشند.

۲- جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه، بانک‌ها و واسطه‌گری‌های مالی و مؤسسات تأمین مالی نباشند.

۳- شرکت‌های موردنظر، طی دوره موردبررسی (۱۳۹۸-۱۳۸۹) تغییر سال مالی نداشته باشند.

۴- سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

۵- کلیه اطلاعات و نسبت‌های مالی موردنیاز شرکت‌ها، قابل‌محاسبه و طی دوره پژوهش در دسترس باشد.

- دلایلی که برای حذف شرکت‌های مالی از نمونه می‌توان ذکر کرد، به‌صورت زیر است:

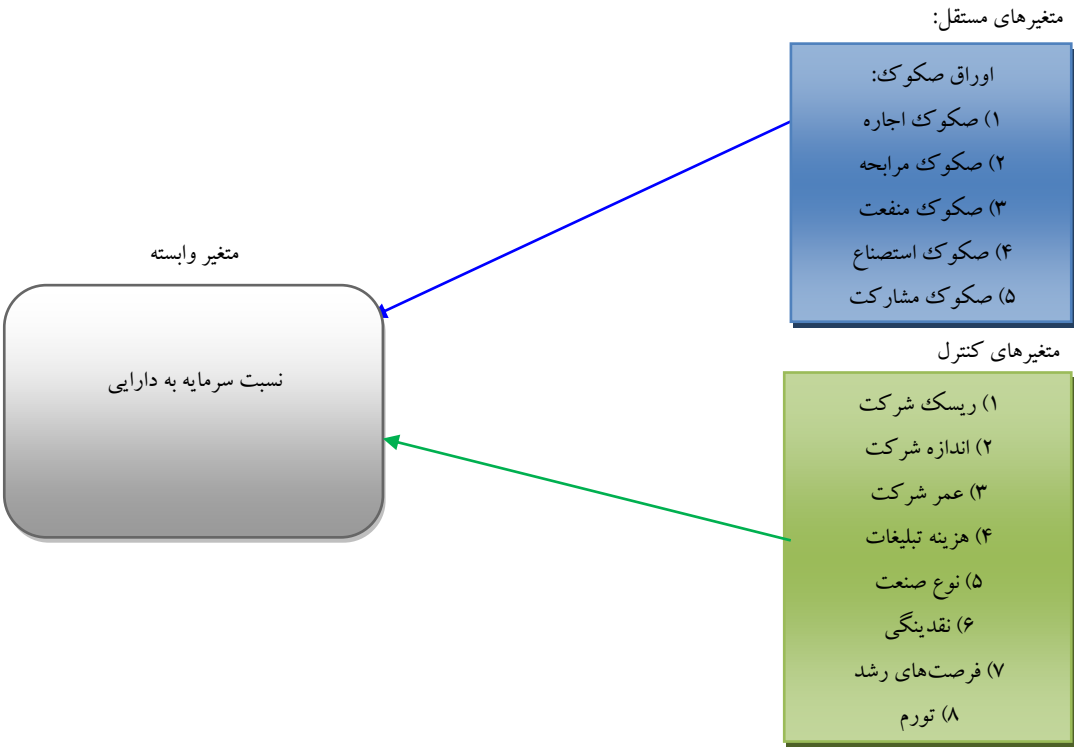
✓ نسبت‌های اهرمی بالای شرکت‌های غیرمالی، نشانگر ریسک مالی این شرکت‌هاست، درحالی‌که برای شرکت‌های مالی، این مسئله کاملاً عادی است، بنابراین اگر شرکت‌های مالی نیز در این تحلیل موردبررسی قرار گیرند، منجر به استنتاج‌های اشتباه در مورد ارتباط متغیرها خواهد شد.

✓ روش‌های حسابداری مورداستفاده در شرکت‌های مالی با روش‌های مورداستفاده در شرکت‌های غیرمالی متفاوت است. بنابراین تفسیرها و توجیه‌های به کارگرفته شده برای عوامل پایه‌ای این دو گروه متفاوتند.

✓ بانک‌ها به‌نوعی ماهیت واسطه‌ای دارند و عملاً سهام شرکت‌های دیگر را خریداری می‌کنند، لذا لحاظ بانک‌ها در نمونه آماری، می‌تواند منجر به دوباره‌کاری پژوهشگر گردد.

براساس مبانی نظری و مطالعات انجام شده میمونی و همکاران (Mimouni et al., 2019)، یول عابدین (Ul Abideen, 2019)، هیشام و همکاران (Hisham et al., 2015) و تومی (Thomi, 2014)، الگوی مورداستفاده جهت بررسی تأثیرپذیری ساختار مالی شرکت‌های فعال در بورس، از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی به‌صورت معادله زیر ارائه می‌گردد:

$$RCA_{it} = \beta_1 + \beta_2 Suk1_{it} + \beta_3 Suk2_{it} + \beta_4 Suk3_{it} + \beta_5 Suk4_{it} + \beta_6 Suk5_{it} + \beta_7 Risk_{it} + \beta_8 Size_{it} + \beta_9 Age_{it} + \beta_{10} AC_{it} + \beta_{11} Ti_{it} + \beta_{12} Lq_{it} + \beta_{13} Go_{it} + \beta_{14} Inf_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$



نمودار ۱. الگوی مفهومی

منبع: (Hisham et al., 2015)

RCA: مبین ساختار مالی شرکت می‌باشد که از طریق شاخص نسبت سرمایه در مدل وارد می‌شود و از طریق نسبت کل سرمایه‌های شرکت بر کل دارایی‌های شرکت محاسبه می‌گردد.

Suk1: مبین اوراق صکوک اجاره می‌باشد، که به‌صورت میزان عددی این اوراق، در مدل وارد شده است (برحسب میلیون ریال).

Suk2: معرف اوراق صکوک مرابحه می‌باشد، که به‌صورت میزان عددی این اوراق، در مدل لحاظ گردیده است (برحسب میلیون ریال).

Suk3: نشانگر اوراق صکوک منفعت می‌باشد، که به‌صورت میزان عددی این اوراق، در مدل وارد شده است (برحسب میلیون ریال).

Suk4: بیانگر اوراق صکوک استصناع می‌باشد، که به‌صورت میزان عددی این اوراق، در مدل لحاظ گردیده است (برحسب میلیون ریال).

Suk5: بیانگر اوراق صکوک مشارکت می‌باشد، که به‌صورت میزان عددی این اوراق، در مدل وارد شده است (برحسب میلیون ریال).

Risk: بیانگر شاخص ریسک شرکت می‌باشد، که برای کمی کردن شاخص ریسک ابتدا کوواریانس بین بازده دارایی موردنظر با بازده بازار محاسبه شده و سپس به مقدار واریانس پرتفوی بازار تقسیم می‌شود. لازم به ذکر است که نحوه محاسبه ریسک در مطالعه حاضر، در پژوهش‌های مختلفی مورداستفاده قرار گرفته بود.

Size: نشانگر شاخص اندازه شرکت می‌باشد، که از حاصل‌ضرب تعداد کل سهام در قیمت هر سهم حاصل می‌شود.

Age: مبین شاخص عمر شرکت می‌باشد، که از طریق فاصله زمان بین تأسیس اولیه یک شرکت و زمان حال شرکت (برحسب سال) اندازه‌گیری می‌شود.

AC: معرف شاخص هزینه تبلیغات می‌باشد، که از طریق مبلغ هزینه افشاشده توسط شرکت‌ها حاصل می‌شود (مخارج انجام شده تبلیغات در سال مالی که شامل مخارج عمده رسانه‌هاست).

Ti: معرف شاخص نوع صنعت می‌باشد، که برای شرکت‌های موردبررسی، براساس دسته‌بندی صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران، کدهای مختلف برای این شرکت‌ها لحاظ می‌گردد.

Lq: نشانگر شاخص نقدینگی می‌باشد، که در قالب نسبت جاری نقدینگی در مدل وارد می‌شود و از تقسیم دارایی‌های جاری بر بدهی‌های جاری به دست می‌آید.

Go: بیانگر فرصت‌های رشد می‌باشد، که از تقسیم ارزش بازاری شرکت بر ارزش دفتری به دست می‌آید.

Inf: نشانگر تورم بر مبنای شاخص قیمتی مصرف‌کننده سال پایه ۱۳۹۰ می‌باشد.

i: معرف شرکت‌های موردبررسی می‌باشد.

t: مبین سال‌های موردبررسی می‌باشد.

– لازم به ذکر است که اطلاعات مربوط به اوراق صکوک از طریق وب‌سایت صکوک[1] منتشر شده است و طبق گزارش‌های آماری ارائه‌شده این وب‌سایت، سهم هر شرکت بورسی در این زمینه مشخص نیست. چراکه در حال حاضر با توجه به آمار صکوک منتشرشده، تمامی شرکت‌های بورسی، جزو ناشران صکوک نمی‌باشند و صرفاً از طریق اوراق که توسط شرکت‌های بورسی و فرابورسی انتشار می‌یابند، تأمین مالی می‌شوند. طبیعتاً به‌مرورزمان، تعداد ناشران صکوک افزایش خواهد یافت و شرکت‌های بیشتری، به جمع ناشران صکوک اضافه خواهند شد.

جهت برآورد اثرات متغیرها نیز از تکنیک پانل دیتا (Panel Data) با رویکرد جوهانسون جوسیلیوس (Johnston) استفاده می‌شود. روش همجمعی یا هم‌انباشتگی (Cointegraion) یکی از روش‌های مهم و پرکاربرد در برآوردهای اقتصادی و اقتصادسنجی است. از این روش وقتی متغیرها همجمع از درجه‌یک می‌باشند، استفاده می‌شود. دربیانی، وقتی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا هستند، از روش همجمعی جوهانسون جوسیلیوس استفاده می‌گردد. ازجمله مزایای این روش می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

– برآوردهای حاصل از این روش، کارایی مجانبی دارند.

– این روش، تعداد روابط بلندمدت را آزمون و شناسایی کرده و برآوردهای سازگاری از پارامترها ارائه می‌دهد.

– این روش به علت استفاده از توابع واکنش، امکان تحلیل رفتار متغیرهای هدف در مقابل تکانه‌هایی در متغیرها را مهیا می‌کند؛ بنابراین این روش، می‌تواند برای تحلیل اثرات ساختاری مورداستفاده قرار بگیرد. همچنین در این روش با استفاده از تجزیه واریانس، می‌توان بررسی کرد که تغییرات یک متغیر تا چه حد ناشی از اجزای اخلال خود متغیر و تا چه حد ناشی از تغییرات سایر متغیرهای مدل بوده است؛ به‌عبارت‌دیگر، تجزیه واریانس بیان می‌کند که تکانه‌های وارده از طرف هریک از متغیرها چند درصد از تغییرات در متغیر وابسته را توضیح می‌دهند.

– در این روش تمامی متغیرهای موردبررسی، به‌صورت درون‌زا در نظر گرفته می‌شوند.

– استفاده از روش حداکثر راست نمایی در برآورد این مدل، باعث رفع نقایص مدل‌هایی همچون انگل-گرنجر در تعیین بردارهای همگرایی شده است (Baltagi, 2013: p.90).

---

[1] .https://sukuk.ir

لازم به ذکر است که اطلاعات سالانه مربوط به متغیر تورم از وب‌سایت بانک مرکزی و اطلاعات سالانه مربوط به سایر متغیرها از وب‌سایت صکوک، بورس اوراق بهادار، کدال و نرم‌افزار ره‌آورد نوین گردآوری شده‌اند. جهت تجزیه تحلیل و برآورد مدل نیز از نرم‌افزار Eviews11 استفاده می‌گردد.

۵- نتایج تجربی

۵-۱- آزمون مانایی

جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو (Levin, Lin & Chu) استفاده شده است. خلاصه نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی

متغیر	در سطح	با یکبار تفاضل‌گیری
RCA	۰/۱۴۷۵ (-۱/۵۴۸۱)	۰/۰۰۰۳ (-۴/۹۹۸۲)
Suk1	۰/۱۵۳۶ (-۱/۴۳۲۹)	۰/۰۰۰۲ (-۴/۸۲۵۰)
Suk2	۰/۱۰۴۳ (-۱/۰۸۶۹)	۰/۰۰۰۱ (-۴/۹۹۱۱)
Suk3	۰/۸۴۰۵ (-۰/۹۲۸۵)	۰/۰۰۰۳ (-۵/۱۱۶۱)
Suk4	۰/۱۷۵۵ (-۱/۲۳۲۶)	۰/۰۰۰۰ (-۴/۳۳۴۱)
Suk5	۰/۴۰۴۳ (-۱/۴۴۷۳)	۰/۰۰۰۳ (-۴/۶۱۵۰)
Risk	۰/۵۵۹۰ (-۱/۷۳۷۰)	۰/۰۰۰۰ (-۴/۳۳۷۰)
Size	۰/۷۷۴۶ (-۱/۴۹۹۸)	۰/۰۰۰۰ (-۴/۰۳۳۸)
Age	۰/۳۴۳۱ (-۱/۲۴۱۳)	۰/۰۰۰۳ (-۴/۸۸۷۲)
AC	۰/۹۶۱۷ (-۱/۲۳۵۰)	۰/۰۰۰۰ (-۴/۱۹۳۴)
Ti	۰/۹۸۶۰	۰/۰۰۰۰

	(−۰/۳۷۸۲)	(−۵/۸۷۲۵)
Lq	۰/۵۴۶۶ (−۱/۰۷۸۴)	۰/۰۴۳۰ (−۳/۵۵۲۰)
Go	۰/۷۳۱۲ (−۱/۷۱۸۹)	۰/۰۰۰۰ (−۳/۸۴۲۲)
Inf	۰/۸۳۶۱ (−۱/۳۳۲۹)	۰/۰۰۰۱ (−۳/۹۹۴۷)

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

همانطور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، تمامی متغیرهای مدل با یکبار تفاضل‌گیری به حالت مانا در می‌آیند، لذا انباشته از درجه یک می‌باشند ((I(1)).

۲-۵- تعیین وقفه بهینه

بعد از تشخیص درجه مانایی متغیرهای مدل، اولین مسئله در مدل‌های هم‌انباشتگی تعیین طول وقفه بهینه است. در اینجا برای تعیین طول وقفه بهینه مدل، از معیار شوراتز- بیزین (SC) استفاده شده است. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که در مدل موردنظر، وقفه یک براساس معیار شوراتز- بیزین، وقفه بهینه است.

جدول ۲. تعیین وقفه بهینه

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	−۱۳۰/۰۰۳۲	–	۰/۰۰۱۴	۸/۶۸۵۹	۷/۹۰۲۶	۷/۶۶۳۳
۱	۸/۳۳۱۴	*۲۱۰/۸۸۹۶	*−۰۷e۲/۷۱	۱/۳۳۳۵	*۲/۷۸۳۹	*۱/۹۹۱۳
۲	۴۰/۳۵۰۴	۴۰/۶۹۷۳	−۰۷e۲/۳۰	*۱/۰۷۰۶	۳/۶۷۳۸	۱/۸۰۹۹

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

۳-۵- نتایج آزمون یوهانسون

در روش جوهانسون برای تعیین الگوی مناسبی که آزمون هم‌انباشتگی باید با آن الگو انجام شود، از آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر براساس اعمال کمترین محدودیت استفاده شده است. نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت در مدل رد می‌شود. چراکه، بر اساس نتایج سطر سوم، کمیت آماره اثر، ۱۰/۶۶۵۷ است که از مقدار بحرانی در سطح پنج درصد (۲۹/۷۹۷۰) کوچک‌تر می‌باشد؛ لذا الگوی مذکور وجود دو بردار هم‌انباشته را تأیید می‌کند (R=2).

جدول ۳. آزمون هم‌انباشتگی براساس آزمون آماره اثر

احتمال	سطح معنی داری ۵ درصد	آماره آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۵۵	۶۹/۹۲۲۵	۷۹/۰۴۳۵	R=0	R=0
۰/۰۱۵۷	۴۷/۸۴۶۲	۵۲/۲۱۱۳	R=1	R<=1
۰/۹۵۵۲	۲۹/۷۹۷۰	۱۰/۶۶۵۷	R=2	R<=2
۰/۹۷۳۴	۱۵/۵۸۶۱	۲/۶۶۱۷	R=3	R<=3
۰/۵۴۱۷	۳/۸۵۱۳	۰/۴۹۳۹	R=4	R<=4

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

براساس نتایج جدول (۴) که نتایج آزمون هم‌انباشتگی براساس آزمون آماره حداکثر مقادیر ویژه را نشان می‌دهد، فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت در مدل رد می‌شود. چراکه بر اساس نتایج سطر دوم، کمیت آماره اثر، ۲۱/۵۲۰۹ است که از مقدار بحرانی در سطح پنج درصد (۲۷/۵۸۴۳) کوچک‌تر می‌باشد؛ لذا الگوی مذکور وجود یک بردار هم انباشته را تأیید می‌کند (R=1).

جدول ٤. آزمون هم‌انباشتگی براساس آزمون آماره حداکثر مقادیر ویژه

احتمال	سطح معنی داری ۵ درصد	آماره آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۸	۳۳/۸۸۱۷	۴۶/۹۳۱۷	R=0	R=0
۰/۳۵۱۱	۲۷/۵۸۴۳	۲۱/۵۲۰۹	R=1	R<=1
۰/۷۷۸۶	۲۱/۱۴۱۹	۸/۳۳۷۸	R=2	R<=2
۰/۹۹۵۶	۱۴/۳۶۵۹	۲/۱۶۹۷	R=3	R<=3
۰/۵۲۰۷	۳/۹۴۱۶	۰/۴۹۵۳	R=4	R<=4

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

براساس نتایج جداول (۳) و (۴)، حداقل ۱ و حداکثر ۲ رابطه خطی هم‌انباشتگی براساس آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر وجود دارد، که به تجزیه‌وتحلیل این رابطه می‌پردازیم. در ادامه عمل نرمال‌کردن روی بردار به دست آمده، انجام می‌شود که نتایج بردار هم‌جمعی نرمال شده در جدول (۵) ارائه شده است:

جدول ۵. نتایج بردار هم‌انباشتگی نرمال شده

متغیر	بردار نرمال شده
RCA	۱/۰۰۰۰
Suk1	−۰/۰۱۱۴ (۰/۰۰۱۵)
Suk2	−۰/۲۵۹۹ (۰/۰۶۸۱)
Suk3	−۰/۳۰۰۴ (۰/۰۴۳۱)
Suk4	−۰/۲۶۲۸ (۰/۰۶۸۹)
Suk5	−۰/۷۷۵۹ (۰/۱۰۲۴)
Risk	۰/۱۹۷۰ (۰/۰۷۹۳)
Size	−۰/۰۵۷۵ (۰/۰۲۸۳)
Age	−۰/۰۱۵۶ (۰/۰۵۰۲)
AC	۰/۲۶۶۱ (۰/۰۸۹۲)
Ti	−۰/۰۵۴۳ (۰/۳۰۸۰)
Lq	−۰/۱۳۸۶ (۰/۷۷۵۲)
Go	−۰/۶۰۸۴ (۰/۰۶۲۹)
Inf	۰/۱۹۲۷ (۰/۰۹۰۲)

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

بنابراین می‌توان بردار نرمال شده را به‌صورت زیر نوشت:

RCA = 0/01Suk1 + 0/25Suk2 + 0/30Suk3 + 0/926Suk4 + 0/77Suk5 - 0/19Risk + 0/05Size + 0/01Age - 0/26AC + 0/05Ti + 0/13Lq + 0/60Go - 0/19Inf

– اوراق صکوک تأثیر مثبتی بر نسبت سرمایه دارند، که در این بین، بیشترین ضرایب تأثیرگذاری به ترتیب صکوک منفعت، صکوک مشارکت، صکوک استصناع، صکوک مرابحه و صکوک اجاره می‌باشند (تأیید فرضیات اصلی ۱ تا ۵). این ضرایب مثبت بدان مفهوم هستند که به ازای افزایش یک واحدی انتشار صکوک منفعت، صکوک مشارکت، صکوک استصناع، صکوک مرابحه و صکوک اجاره، نسبت سرمایه شرکت به ترتیب معادل ۰/۹۲، ۰/۷۷، ۰/۳۰، ۰/۲۵ و ۰/۰۱ واحد افزایش خواهد یافت. این روابط مثبت بدان مفهوم هستند که تأمین مالی اسلامی، می‌تواند موجبات ثبات مالی و رشد اقتصادی فراهم کند. لذا دسترسی وسیع‌تر خدمات مالی باعث بهبود مشارکت اجتماعی و افزایش قدرت بازاری شده و درنهایت موجب تقویت قوانین حمایتی و باعث رفع مشکلات و مسائل توسعه مالی شده و سبب افزایش سودآوری و بهبود جریان روند تأمین مالی شرکت‌ها می‌گردد که با مبانی نظری همخوانی دارد.

– در ارتباط با نقش متغیرهای کنترل، تورم، ریسک شرکت و هزینه تبلیغات، این متغیرها دارای تأثیر منفی بر نسبت سرمایه می‌باشند (تأیید فرضیات فرعی ۱، ۴ و ۸). این مقادیر منفی مبین این امر هستند که به ازای افزایش یک واحدی تورم، ریسک شرکت و هزینه تبلیغات، نسبت سرمایه شرکت می‌تواند به مقدار ۰/۱۹، ۰/۱۹ و ۰/۲۶ واحد کاهش یابد. این روابط منفی بدان مفهوم هستند که در صورت افزایش مداوم تورم و عدم مدیریت صحیح و پوشش ریسک‌های شرکتی و هزینه تبلیغات، نسبت کل سرمایه‌های شرکت بر کل دارایی‌های شرکت به تدریج کاهش یافته و درنهایت منجر به افزایش بدهی‌ها در ساختار مالی شرکت خواهد شد و زمینه‌های لازم را جهت انحلال فعالیت شرکت فراهم خواهد کرد. در مقابل، متغیرهای اندازه شرکت و فرصت‌های رشد، تأثیر مثبتی بر نسبت سرمایه دارند که این ضرایب به ترتیب معادل ۰/۰۵ و ۰/۶۰ می‌باشند (تأیید فرضیات فرعی ۲ و ۷). این ضرایب مثبت گویای این واقعیت هستند که با افزایش یک واحدی اندازه شرکت و فرصت‌های رشد، نسبت سرمایه شرکت معادل ۰/۰۵ و ۰/۶۰ واحد افزایش می‌یابد. به عبارتی هرچقدر زمینه‌های لازم برای شکل‌گیری فرصت‌های رشد و اندازه شرکت در کشور فراهم شود، نسبت کل سرمایه‌های شرکت بر کل دارایی‌های شرکت می‌تواند افزایش قابل‌توجهی را به همراه داشته باشد، که این رابطه مثبت منطبق بر تئوری‌های اقتصاد کلان می‌باشد.

درنهایت در ارتباط با نفش متغیرهای عمر شرکت، نوع صنعت و نقدینگی نیز، شاهد هیچ‌گونه رابطه تأثیرگذاری نمی‌باشیم (عدم تأیید فرضیات فرعی ۳، ۵ و ۶). درواقع در صورت ضعف شاخص‌های مربوطه، می‌تواند مانعی در مسیر رشد نسبت سرمایه شرکت ایجاد گردد و ساختار مالی شرکت را دگرگون کند، لذا این امر می‌تواند منجر به رکود گسترده در زمینه فعالیت‌های شرکتی شده و درنهایت سبب انحلال شرکت گردد، که این امر با مبانی اقتصادی و شرایط ساختاری کشور همخوانی دارد.

٤-٥- نتایج الگوی VEC

جمله تصحیح خطا و بیانگر سرعت تصحیح خطا و حرکت به سمت تعادل است. منفی و معناداربودن ضریب متغیر جمله خطا نشان می‌دهد که در هر سال، حدود ۱۲ درصد از خطای تعادل شاخص ساختار مالی شرکت‌ها، تصحیح شده و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شویم. این موضوع، بیانگر وجود علیت بلندمدت از سوی متغیرهای صکوک اجاره، صکوک مرابحه، صکوک منفعت، صکوک استصناع و صکوک مشارکت، ریسک شرکت، اندازه شرکت، عمر شرکت، هزینه تبلیغات، نوع صنعت، نقدینگی، فرصت‌های رشد و تورم به سوی شاخص ساختار مالی شرکت‌ها و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین آنهاست. همچنین ضرایب متغیرهای صکوک اجاره، صکوک مرابحه، ریسک شرکت، اندازه شرکت، عمر شرکت، تورم و هزینه تبلیغات، در کوتاه‌مدت معنادار می‌باشند ولی ضرایب متغیرهای صکوک منفعت، صکوک استصناع، صکوک مشارکت، نوع صنعت، نقدینگی و فرصت‌های رشد در کوتاه‌مدت، معنادار نمی‌باشند که این امر مبین رابطه علیتی کوتاه‌مدت از سوی متغیرهای صکوک اجاره، صکوک مرابحه، ریسک شرکت، اندازه شرکت، عمر شرکت، تورم و هزینه تبلیغات، به سوی شاخص ساختار مالی شرکت‌ها می‌باشد.

جدول ٦. نتایج الگوی VEC

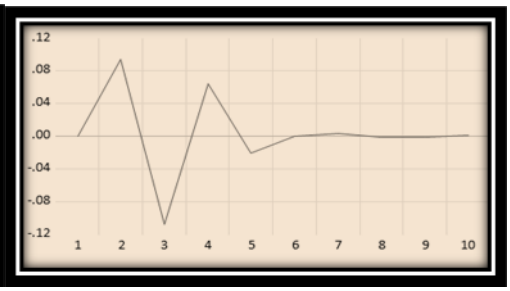
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
CointEq1	-۰/۱۲۸۳	۰/۰۱۸۷	-۶/۸۳۷۸
D(Suk1(-1))	۰/۴۶۶۹	۰/۰۳۴۷	۱۳/۴۵۵۷
D(Suk2(-1))	۲/۵۶۱۶	۰/۶۲۱۳	۴/۱۲۲۸
D(Suk3(-1))	۲/۲۵۲۱	۶/۲۲۹۱	۰/۳۶۱۵
D(Suk4(-1))	۳/۵۶۶۶	۶/۷۹۷۹	۰/۵۲۴۶
D(Suk5(-1))	۰/۹۴۲۱	۸/۱۴۵۵	۰/۱۱۵۶

D(Risk(-1))	−۰/۰۳۷۹	۰/۰۱۳۱	−۲/۸۸۵۰
D(Size(-1))	۱/۰۵۹۰	۰/۱۳۳۳	۷/۹۴۱۸
D(Age(-1))	۰/۴۴۵۱	۰/۲۰۰۹	۲/۲۱۵۵
D(AC(-1))	−۲/۵۲۹۲	۰/۹۹۲۸	−۲/۵۴۷۳
D(Ti(-1))	۰/۴۷۴۴	۰/۶۵۴۶	۰/۷۲۴۸
D(Lq(-1))	۰/۲۹۴۲	۱/۷۰۸۲	۰/۱۷۲۲
D(Go(-1))	۱/۱۵۸۰	۰/۸۰۳۱	۱/۴۴۱۹
D(Inf(-1))	−۰/۲۶۸۲	۰/۰۲۰۳	−۱۳/۲۰۵۳

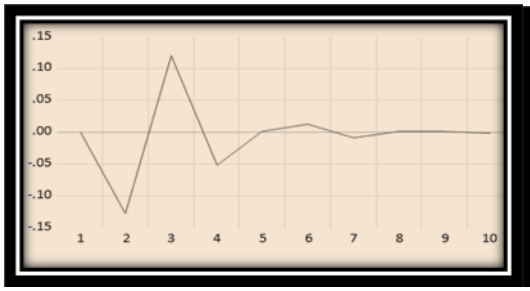
منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

۵-۵- توابع واکنش

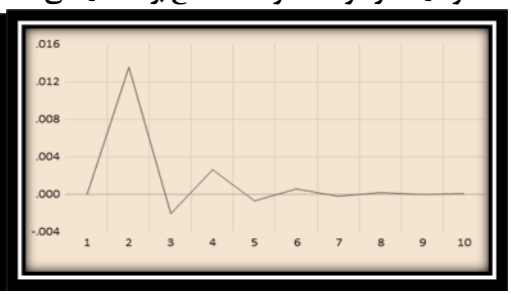
نمودار ۳. اثر شوک صکوک مرابحه بر ساختار مالی



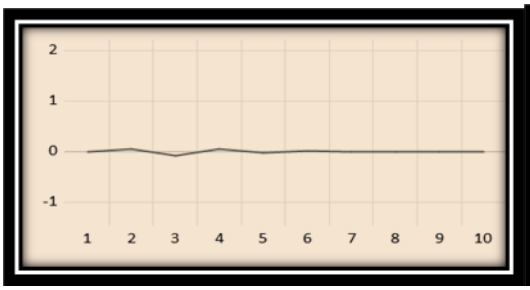
نمودار ۲. اثر شوک صکوک اجاره بر ساختار مالی



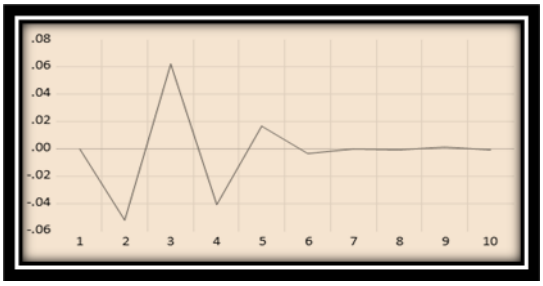
نمودار ٤. اثر شوک صکوک استصناع بر ساختار مالی



نمودار ۵. اثر شوک صکوک منفعت بر ساختار مالی



نمودار ٦. اثر شوک صکوک مشارکت بر ساختار مالی



منبع: خروجی نرم افزار Eviews

نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر وابسته در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول ۷. نتایج حاصل از تجزیه واریانس

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
نسبت سرمایه	۰/۱۰۰	۹۶/۰۶	۹۴/۹۷	۹۲/۸۱	۹۲/۸۸	۹۱/۷۸	۸۹/۱۳	۸۵/۰۸	۷۶/۸۹	۶۸/۳۶
صکوک اجاره	۰/۰۰	۱/۵۶	۳/۱۹	۴/۰۴	۳/۶۹	۴/۲۶	۳/۷۱	۵/۳۶	۴/۶۹	۷/۰۶
صکوک مرابحه	۰/۰۰	۰/۵۰	۰/۵۱	۰/۴۶	۱/۱۵	۱/۵۳	۴/۵۷	۷/۱۴	۱۴/۵۰	۲۰/۳۲
صکوک منفعت	۰/۰۰	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۰۷
صکوک استصناع	۰/۰۰	۱/۵۹	۱/۱۱	۲/۳۸	۲/۰۱	۲/۰۵	۲/۲۰	۱/۸۴	۳/۲۳	۳/۳۲
صکوک مشارکت	۰/۰۰	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۵۰	۰/۵۷	۰/۸۴

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

همانطور که مشاهده می‌شود در دوره اول (کوتاه‌مدت)، ۱۰۰ درصد نوسانات نسبت سرمایه توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود، که این روند طی دوره‌های بعد کاهش می‌یابد و درنهایت در دوره دهم به ۶۸/۳۶ درصد می‌رسد. صکوک اجاره، صکوک مرابحه، صکوک منفعت، صکوک استصناع و صکوک مشارکت هم در ابتدا صفر درصد از تغییرات نسبت سرمایه را توضیح می‌دهند. ولی این روند در طول دوره افزایش می‌یابد و در دوره دهم (بلندمدت) این متغیرها به ترتیب، معادل ۷/۰۶، ۲۰/۳۲، ۰/۰۷، ۳/۳۲ و ۰/۸۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. در بیانی، در بلندمدت تأثیرپذیری نسبت سرمایه شرکت از متغیرهای فوق، افزایش یافته و نشان‌دهنده افزایش میزان تأثیرگذاری متغیرهای فوق (اوراق صکوک) بر نسبت سرمایه شرکت با گذشت زمان می‌باشد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر با استفاده از تکنیک پانل دیتا با رویکرد هم انباشتگی (همجمعی) جوهانسون جوسیلیوس به بررسی تأثیرپذیری ساختار مالی شرکت‌های فعال در بورس از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی (صکوک)، پرداخته شد. بدین منظور از اطلاعات سالانه ۸۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ استفاده گردید. نتایج حاصله گویای این است که کلیه ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی تأثیر مثبتی بر شاخص ساختار مالی (نسبت سرمایه به دارایی) داشتند. به‌طوری‌که در بلندمدت، صکوک اجاره، صکوک مرابحه، صکوک منفعت، صکوک استصناع و صکوک مشارکت به ترتیب، معادل ۷/۰۶، ۲۰/۳۲، ۰/۰۷، ۳/۳۲ و ۰/۸۴ درصد از تغییرات شاخص ساختار مالی را توضیح می‌دهند. لازم به ذکر است که نتیجه پژوهش حاضر با نتیجه مطالعات داخلی رجایی باغسیایی و همکاران

(۲۰۱۸)، بخردی نسب و ژولانژاد (۲۰۱۷) و لشکری و بهزاد ارجمندی (۲۰۱۲) هم‌خوانی داشت ولی با مطالعه سادات جمال و نجفی زاده (۲۰۱۹)، در تضاد بود. چراکه در مطالعه فوق، استفاده از صکوک تأثیری بر عملکرد مالی و ارزش بازار شرکت‌ها نداشت. در ارتباط با مطالعات خارجی نیز، نتیجه مطالعه حاضر با نتیجه مطالعات هیشام و همکاران (Hisham et al., 2015)، تومی (Thomi, 2014)، هم‌خوانی داشت. لذا با توجه به تأثیر مثبت اوراق صکوک بر نسبت سرمایه شرکت‌ها، توصیه می‌شود انتشار اوراق صکوک افزایش داده شود تا شرکت‌ها بتوانند ساختار سرمایه خود را تا حد امکان بهبود بخشیده و متنوع‌تر کنند؛ که در این بین، اصلاح نحوه مداخله نهادهای تنظیم‌گر در خصوص نرخ‌های صکوک در راستای تناسب بیشتر این نرخ‌ها با شرایط بازار، الزام به ارائه رتبه اعتباری صکوک و رتبه اعتباری بنگاه‌ها توسط مؤسسات رتبه‌بندی در بازار سرمایه، امکان انتشار صکوک بدون کوپن همچون اسناد خزانه برای بنگاه‌ها و درنهایت تلاش برای کاهش زمان رویه‌های اداری و اجرایی انتشار صکوک، می‌تواند رغبت بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران برای استفاده از این ساز و کار را افزایش دهد. همچنین پیشنهاد می‌شود که شرکت‌ها برای رسیدن به مزایایی همچون افزایش نقدینگی، افزایش ثروت سهامداران و افزایش تنوع در منابع تأمین مالی، از ترکیب کاملی از ابزارهای نوین تأمین مالی (صکوک) استفاده کنند. در ارتباط با پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی نیز، بررسی تأثیر اوراق صکوک بر سایر شاخص‌های ساختار مالی، می‌تواند مفید واقع گردد.

References

Abd Rahim, S., & Nursilah, A. (2016). Investigating Stock Market Reactions on Sukuk Issuance in Malaysia Based on Tenures, *Journal of Economics and Finance*, *3*(7), 29-35.

Abedifar, P.; Molyneux, P., & Tarazi, A. (2013). Risk in Islamic banking, *Review of Finance*, *6*(17), 2035-2096.

Akhand Akhtar, H. (2016). Inflationary shocks and real output growth in nine Muslim-majority countries: Implications for Islamic banking and finance, *Journal of Asian Economics*, *1*(45), 56-73.

Baltagi, Badi H., (2013). *Econometric analysis of panel data*, John Wiley and Sons, New York.

Bekhradi Nasab, V., & Zholanezhad, F. (2017). The Investigating Relationship Islamic Securities Financing and Profitability in the Iranian Capital Market, *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies*, *3*(5), 135-168. (In Persian)

Bradfield, J. (2014). *Introduction to the economics of financial market*, by: E., Kardgar, M., Sabzi, & A., Daghighi Asl, Tehran: Industrial Management Institute Publicaion. (In Persian)

Cenral Bank of Iran (2021). Economic Time Series Database, available in http://www.tsd.cbi.ir. (In Persian)

Codal (2021). available in https://www.codal.ir. (In Persian)

Eskandar Bayati, F.; Sadeghi, E., & Ramezani, A. (2014). Sukuk issuance capacity in private banks compared to state-owned banks, *Auditor Quarterly*, *1*(72) 60-70. (In Persian)

Hisham Hanifa, M.; Masih, M., & Obiyathulla, I. B. (2015). Why do issuers issue Sukuk or conventional bond? Evidence frome Malaysian listed firms using partial adjustment model, *Pacific-Basin Finance Journal*, *3*(34), 233-252.

Jiang, Ch., & Zhang, P. (2017). Threshold Effects of Capital Account Liberalization on Productivity: Bootstrap Method in Non-dynamic Panels. *Wireless Personal Communications*, 1, (102), 713-723.

Jude, E. (2010). Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach". *Journal of Economic Development*, *1*(35), 15-33.

Lashkari, M., & Behzad Arjmandi, M. (2012). The Study of Financing Methods in Islamic System with an emphasis on Sukuk, *Islamic Economics & Banking*, *1*(1), pp. 33-56. (In Persian)

Mimouni, K.; Smaoui, H.; Temimi, A., & Al-Azzam, M. (2019). The impact of Sukuk on the performance of conventional and Islamic banks". *Pacific-Basin Finance Journal*, *1*(54), 42-54.

Mousavian, S. A.; Vosough, B., & Farhadian Arani, A. (2013). Recognizing and Ranking Islamic Financial Instruments (SUKUK), *Strategic Management Thought*, *7*(1), 187-212. (In Persian)

Muharam, H.; Junita Anwar, R., & Robiyanto, R. (2020). *Islamic stock market and sukuk market development, economic growth, and trade openness (the case of Indonesia and Malaysia)*. Indonesia: central Java.

Olaide, K. M., & AbdulKareem, I. A. (2021). Islamic Financing as Mechanism for Socio-Economic Development: A Conceptual Approach, *The Journal of Management Theory and Practice (JMTP)*, *1*(1), 94-98.

Rajaei Bagsiaei, M.; Moharram Ogli, O., & Alirezaei, M. (2018). The Impact of Islamic Financing Instruments (Participatory and Exchange) on Profitability of Iranian Private Banks, *Ma'rifat-e Eghtesad-e Islami*, *9*(2), 105-120. (In Persian)

Rossazana, A. R.; Norlina, K., & Farhana, I. (2013). Efficiency performance of Malaysian Islamic banks, *MPRA Paper*, 46238, 1-10.

Sabri, M. A. J., & Zakaria, F. F. (2011). Performance of islamic banking contracts in Malaysia Banking industry, *International Islamic Banking, Finance and Investment Conference*.

Sadat Jamal, Sh., & Najafizadeh, S. A. (2019). The effect of using sukuk on financial performance of companies listed on Tehran Stock Exchange", *Applied Research in Management and Accounting*, *4*(13) 1-14. (In Persian)

Salehabadi, A.; Fadaienejad, M. E., & Joshan, E. (2018). The Effect of Sokuk Issuance on Risk-adjusted Return and Stock Trading Value, *Financial Research Journal*, *20*(4), 427-444. (In Persian)

Sukuk Issuances in Iran Capital Market (2021). available in https://sukuk.ir, (In Persian).

Talebi, M., & Hosseini Asl, M. (2021). The effect of Sukuk on trading & Islamic banking accepted in Tehran Stock Exchange. *Recent Researchs at Managemen & Accounting knowledges*, 8, 50-61. (In Persian)

Tehran Stock Exchange (2021). available in https://tse.ir, (In Persian).

Thomi, D. K. (2014). *The effect of Islamic banking products on financial performance of commercial banks in Kenya*, Phd Thesis, University of Nairobi.

Ul Abideen, Z. (2019). *Financial Performance Analysis of Islamic Bank and Conventional Bank in Pakistan 2015- 2017: a Comparative study*, Department of Islamic studies, GIFT University, Gujranwala.

اسامی شرکت‌های بورسی موردبررسی

باما	پتروشیمی فن آوران	دارو اکسیر	سیمان بهبهان	سرما آفرین
نوش مازندران	پتروشیمی شیراز	دارو زهراوی	سیمان خاش	تراکتور سازی
لبنیات کالبر	پتروشیمی آبادان	ایران دارو	سیمان کارون	خدمات کشاورزی
پگاه خراسان	پارس پامچال	کارخانجات دارو پخش	سیمان اصفهان	بوتان
پگاه اصفهان	دارو جابربن حیان	دارو پخش	سیمان داراب	لامپ پارس شهاب
خوراک دام پارس	دارو ابوریحان	شیمی دارویی	سیمان کردستان	موتورسازان تراکتور
بیسکویت گرجی	دارو رازک	روز دارو	نورد قطعات فولادی	لنت ترمز
سالمین	دارو لقمان	دوده صنعتی	لوله و ماشین سازی	چرخشگر
قند اصفهان	دارو اسوه	سرامیک اردکان	فروسیلیس ایران	رادیاتور ایران
پارس مینو	داروسازی کوثر	کاشی سینا	صنعتی سپاهان	فنرسازی خاور
مهرام	پارس دارو	سیمان تهران	فولاد امیر کبیر کاشان	کاربراتور ایران
بهنوش	دارو فارابی	سیمان شمال	فولاد خوزستان	خودرو شرق
نفت پارس	دارو امین	سیمان کرمان	مس باهنر	رینگ سازی مشهد
معدن املاح ایران	سینا دارو	سیمان مازندران	جام دارو	سازه پویش
پتروشیمی خارگ	البرز دارو	سیمان ارومیه	مهندسی فیروزا	نصیر ماشین
پتروشیمی شازند	داروعبیدی	سیمان قاین	آبسال	محور خودرو
شیمیایی فارس	فراورده تزریقی	سیمان شاهرود		

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 233 - 260

Corporate Governance and Aggressive Business Strategy of Companies

M. H. Fatheh [1]*, P. Rahamani Darenjani [2]

1- Assistant Professor, Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran.
2- MSc., Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran.

(*- Corresponding Author Email: mh_fatheh@pnu.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.81265.1287

Received: 2023/02/21 Revised: 2023/04/26 Accepted: 2023/07/17 Available Online: 2023/07/17	**How to cite this article:** Fatheh, M. H., & Rahmani Darenjani, P. (2023). Corporete Governance and Aggressive Business Strategy of Companies. *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal*, *30*(1): 233-260. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.81265.1287

1- INTRODUCTION

The business strategy of companies plays an essential role in achieving the company's goals, and strategies should be adopted based on the company's ability, resources, and goals. Choosing the wrong strategy can jeopardize the interests of the stakeholders and the company. As a result, the adoption of strategy by managers should be monitored. Meanwhile, corporate governance with two arms of non-commissioned managers and the audit committee as tools for monitoring the performance of managers and the overall performance of companies, is probably effective in adopting business strategy. Therefore, the purpose of this study is to provide new

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

evidence about the relationship between the quality of the board of directors and the audit committee as two fundamental pillars of corporate governance, in relation to the aggressive business strategy of commercial units.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

One of the variables influencing the policies and performance of companies is business strategy. Strategy includes a set of decision-making rules that direct the organization's overall behavior. These decision-making rules determine the organization's relationships with its external environment. In general, business strategy consists of integrated actions in search of competitive advantage. In the organizational literature, two major, different and complementary concepts are examined for the survival and progress of organizations, those two concepts are management and governance. In the concept of management, the main emphasis is on the methods of achieving organizational goals, while the concept of governance is a supervisory concept. The characteristics of the board of directors of companies refer to the mechanisms of corporate governance and the role of board members in monitoring the affairs of companies. Corporate governance is a system that not only enhances the relationship between different parties (shareholders, managers and investors of the company), but also ensures the availability of appropriate resources among competing users. In addition, it provides structures through which firm goals are formulated and ways to achieve goals as well as performance reviews. The purpose of creating an audit committee is to create a set of experts and specialists to monitor management activities on behalf of company owners.

The audit committee is a sub-committee under the framework of corporate governance, in which the board of directors assigns some supervisory responsibilities to it. The board of directors and the audit committee are the main pillars of corporate governance and have the duty of fiduciary and protecting the interests of shareholders and supervise the implementation of the company's internal controls.

3- METHODOLOGY

The current research is applied and from the methodological point of view, the correlation is causal type (post-event). The statistical population of the research is all the companies admitted to the Tehran Stock Exchange, and using screening, 131 companies were selected as the research sample and were investigated in the 10-year period between 1390 and 1399.

4- RESULTS & DISCUSSION

The results of the research hypotheses test showed that in the first hypothesis, the quality of the board of directors has a direct effect on the aggressive business strategy of the companies. The results of the second hypothesis also showed that the quality of the audit committee has no effect on the aggressive business strategy of the companies.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

Companies that want to progress and surpass their competitors in the market by choosing an aggressive strategy and using new operational plans and new technologies, actually accept a kind of risk and hazard that should be in the shadow of principled and accurate planning, so such companies They require strict internal controls that are the result of managers' careful supervision and strong and quality corporate governance, and the results obtained show that improving the quality of the board of directors can have a positive impact on choosing an aggressive business strategy.

Keywords: Corporate Governance, Audit Committee, Board of Directors, Aggressive Business Strategy.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

حاکمیت شرکتی و استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها

محمدحسین فتحه*
استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
پریسا رحمانی دارنجانی
کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.81265.1287

چکیده

استراتژی کسب‌وکار شرکت‌ها در دستیابی به اهداف شرکت، نقش اساسی را بر عهده دارد و استراتژی‌ها می‌بایست بر اساس توانایی، منابع و اهداف شرکت اتخاذ گردد. انتخاب استراتژی اشتباه می‌تواند منافع ذینفعان و شرکت را به خطر بیندازد؛ ازاین‌رو باید بر اتخاذ استراتژی توسط مدیران، نظارت شود. دراین‌بین حاکمیت شرکتی با دو بازوی مدیران غیرموظف و کمیته حسابرسی به‌عنوان ابزارهای نظارت بر عملکرد مدیران و عملکرد کلی شرکت‌ها، احتمالاً در اتخاذ استراتژی کسب‌وکار مؤثر است؛ بنابراین هدف این مطالعه ارائه شواهدی جدید، در مورد رابطه بین حاکمیت هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی به‌عنوان دو رکن اساسی حاکمیت شرکتی، نسبت به استراتژی تهاجمی کسب‌وکار واحدهای تجاری است. پژوهش حاضر بنیادی و از بعد روش‌شناسی، همبستگی از نوع علّی (پس رویدادی) است. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از غربالگری، ۱۳۱ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده و در دوره زمانی ۱۰ ساله بین سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ موردبررسی قرار گرفتند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد در فرضیه اول کیفیت هیئت‌مدیره تأثیر مستقیم بر استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها دارد. نتایج فرضیه دوم نیز نشان داد کیفیت کمیته حسابرسی تأثیری بر استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها ندارد. شرکت‌هایی که خواستار پیشرفت و پیشی گرفتن از رقبا در بازار می‌باشند با انتخاب استراتژی تهاجمی و استفاده از برنامه‌های عملیاتی نوین و فناوری‌های جدید، درواقع نوعی ریسک و مخاطره را قبول می‌نمایند که می‌بایست در سایه برنامه‌ریزی اصولی و دقیق باشد؛ بنابراین این‌گونه شرکت‌ها نیازمند کنترل‌های دقیق داخلی که نتیجه نظارت مدیران به‌صورت دقیق و داشتن حاکمیت شرکتی قوی و با کیفیت است، هستند و گواه این امر نیز نتایج به‌دست‌آمده است که نشان می‌دهد ارتقای کیفیت هیئت‌مدیره می‌تواند بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار تأثیر مستقیم داشته باشد.

کلیدواژه‌ها: حاکمیت شرکتی، کمیته حسابرسی، هیئت‌مدیره، استراتژی تهاجمی.

---

* نویسنده مسئول: mh_fatheh@pnu.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۲۶
صفحات: ۲۶۰-۲۳۳

۱- مقدمه

امروزه محیط کسب‌وکار، محیطی پویا و در حال تغییر، همراه با رقابت شدید بین شرکت‌ها است، لذا این امر نیاز مدیران به انتخاب استراتژی‌های مناسب برای استفاده حداکثری از فرصت‌های محیطی را، افزایش می‌دهد (Snow & Hambrick, 1980). بعلاوه تنها از طریق ایجاد یک نظام منسجم برنامه‌ریزی است که مدیران قادر به انجام صحیح مجموعه وظایف خود می‌باشند و با تبیین و تعیین اهداف و روشن ساختن راه‌های دستیابی به آن، اهداف شرکت‌ها قابل حصول است (Herusetya & Suryadinata, 2022). منظور از فرآیند برنامه‌ریزی و مدیریت استراتژیک، دستیابی به یک توافق مقدماتی بر سر شکل و محتوای نظام برنامه‌ریزی و مدیریت استراتژیک است، به‌نحوی‌که حمایت و تعهد لازم را در تصمیم‌گیرندگان کلیدی و رهبران اصلی مجموعه صنعت موردمطالعه پدید آورد (Marfoo & Shakri, 2017). موفقیت و ارزش شرکت به انتخاب استراتژی مناسب توسط مدیران بستگی دارد. درواقع با انتخاب استراتژی اشتباه، ممکن است صدمات جبران‌ناپذیری به بدنه شرکت‌ها و منافع ذینفعان وارد شود. شرکت باید شرایط بازار و رقابت‌پذیری و امکانات و بودجه موجود را در نظر بگیرد و استراتژی لازم را اتخاذ کند و اهداف آن استراتژی را تدوین و دنبال نماید. در علم مدیریت، تدوین استراتژی یکی از وظایف خطیر مدیریت است که مبنای تصمیم‌گیری‌های حیاتی مدیران شرکت‌ها و بنگاه‌ها است (Tanani & Mohebkhah, 2013). استراتژی کسب‌وکار را می‌توان به‌عنوان پیوندی از فعالیت‌های تصمیم‌گیری شرکت‌ها در سازمان، تولید و عملیات در نظر گرفت (Miles & Snow, 2003). برنامه بلندمدت برای پیگیری اهداف شرکت‌ها عمدتاً توسط استراتژی تجاری هدایت می‌شود. برای حفظ مزیت‌های رقابتی، سیستم پاداش سازمانی، باید با اولویت شرکت‌ها در رسیدن به اهداف استراتژیک، سازگار باشد (Chen & Jermias , 2014)؛ (Yuan et al., 2020). ازاین‌رو پرداختن به استراتژی کسب‌وکار شرکت‌ها ضروری به نظر می‌رسد، زیرا استراتژی کسب‌وکار مسیری منسجم برای درک رفتار شرکت‌ها در مقابله با رقابت بازار، ازجمله تولید، بازاریابی، سرمایه‌گذاری و طراحی سازمان فراهم می‌کند. پژوهش‌های بسیاری اهداف راهبردی شرکت در صنعت و ویژگی‌های عملکردی در استراتژی‌های مختلف تجاری را نشان داده‌اند (Miles et al., 1978)؛ (Hambrick, 1978)؛(Treacy & Wiersema, 2007) (Miles & Snow, 2003)؛ (Bentley et al., 2013) (Higgins et al., 2015)؛ بنابراین، عوامل گوناگونی می‌تواند بر تصمیم‌گیری شرکت در انتخاب استراتژی کسب‌وکار نقش داشته باشد، یکی از این عوامل مهم در نحوه انتخاب استراتژی شرکت‌ها، اعضای هیئت‌مدیره می‌باشند، که به‌عنوان ارکان اصلی حاکمیت شرکتی، می‌توانند با نظارت بر کار و تصمیمات مدیران اجرایی از حقوق سایر ذینفعان محافظت و هزینه‌های نمایندگی را به حداقل برسانند تا

در این راستا شرکت به اهداف و استراتژی‌های بلندمدت خود دست یابد. از عوامل مهم دیگر حاکمیت شرکتی، بحث نظارتی کمیته حسابرسی بر اجرای دقیق کنترل‌های داخلی شرکت‌ها است، تا قوانین طبق اصول و در جهت منافع شرکت اجرایی گردد (Herusetya & Suryadinata, 2022)؛ بنابراین مدیران غیرموظف، سهامداران عمده و کمیته حسابرسی بنابر نقش نظارتی و اولویت حق رأی در شرکت‌ها، قادرند بر تصمیمات مهم شرکت تأثیرگذار باشند، که یکی از این تصمیمات درواقع انتخاب استراتژی کسب‌وکار است، که می‌بایست بر اساس توانایی‌ها و اهداف شرکت اتخاذ گردد. تدوین استراتژی کسب‌وکار به‌عنوان یکی از وظایف خطیر مدیریت در راستای بقا و تعالی سازمان (Rostami et al., 2021)، عمدتاً پیرو یکی از چهار نوع استراتژی "تدافعی"، "تهاجمی (پیشگام یا آینده‌نگر)"، "تحلیلگران" و "منفعلان برای کاهش اثرات منفی محیطی و افزایش استفاده از فرصت‌ها"، است (Miles & Snow, 1978). مدافعان (استراتژی تدافعی) و مهاجمان (استراتژی تهاجمی) در دو سر طیف راهبردهای ممکن برای کسب‌وکار قرار دارند، تحلیلگران نیز در جایی میان مدافعان و مهاجمان قرار گرفته و بخشی از خصوصیات هر یک از دو سر طیف را به نمایش می‌گذارند، اما منفعلان با سایرین متفاوت‌اند (Tanani & Mohebkhah, 2013). با توجه به ویژگی‌های شرکت‌های با استراتژی تهاجمی کسب‌وکار، این شرکت‌ها با فناوری‌های پیچیده‌تر و تمرکز بیشتر بر نوآوری و سرمایه‌گذاری‌های مخاطره‌آمیز، سعی می‌کنند جایگاه خود را در بازار حفظ نمایند. شرکت‌های تهاجمی دارای حاکمیت شرکتی نسبتاً قوی‌تری نسبت به شرکت‌های تدافعی هستند. این حاکمیت شرکتی قوی‌تر برای ایجاد اطمینان و حفظ اعتماد سرمایه‌گذاران به استراتژی‌های نوع تهاجمی مورد نیاز است (Herusetya & Suryadinata, 2022). از طرف دیگر استراتژی تجاری یک شرکت باید جزء اصلی در طراحی یک سیستم کنترل داخلی باشد (Bentlet-Good, 2017). پژوهش‌های پیشین (Mamorabadi et al., 2018؛ Ghofar & Islam, 2015؛ Kim & Park, 2016؛ chen et al., 2017؛ Bentlet-Good, 2017؛ Herusetya & Suryadinata, 2022) نشان داده‌اند که شرکت‌های تهاجمی، به‌احتمال‌زیاد، کنترل داخلی ضعیف‌تری نسبت به شرکت‌های تدافعی دارند. این شواهد تجربی، مکانیزم حاکمیت شرکتی را از طریق اینکه شرکت از چه نوع استراتژی کسب‌وکار پیروی می‌کند، به چالش می‌کشند؛ زیرا حاکمیت شرکتی در راستای انتخاب و اجرای استراتژی کسب‌وکار شرکت‌ها نقش اساسی را بر عهده دارد و این امر به‌ویژه برای شرکت‌هایی که از استراتژی‌های تجاری تهاجمی استفاده می‌کنند از اهمیت بیشتری برخوردار است، زیرا نظارت کافی بر مدیریت برای اصلاح استراتژی تجاری کسب‌وکار در راستای کنترل‌های داخلی از وظایف اصلی حاکمان شرکتی و کمیته حسابرسی است

(chen et al., 2017). ازاین‌رو هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی به‌عنوان ارکان اصلی حاکمیت شرکتی، دارای وظیفه امانت‌داری و حفظ منافع سهامداران و ناظر بر اجرای کنترل‌های داخلی شرکت هستند و همچنین بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر می‌گذارند (Menon et al., 1994؛ Abbott et al., 2004؛ Lin & Hwang, 2010؛ Lin et al., 2006 ؛ Carcello et al., 2011؛ Klein et al., 2002)؛ بنابراین، با توجه به مطالب بیان‌شده، این سؤال در ذهن شکل خواهد گرفت، که آیا کیفیت حاکمیت شرکتی بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها تأثیرگذار است یا خیر؟. در ادامه، ابتدا بسط مبانی نظری، فرضیه‌ها و مبانی تجربی پژوهش ارائه و پیرو آن، روش پژوهش و تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش و نهایتاً یافته‌ها و نتیجه‌گیری پژوهش ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر سیاست‌ها و عملکرد شرکت‌ها، استراتژی کسب‌وکار است (Valizadeh & Khodayi, 2020). در ادبیات سازمانی، استراتژی کسب‌وکار، یک عنصر منحصربه‌فرد و اساسی از هویت یک شرکت را نشان می‌دهد و چگونگی رقابت شرکت‌ها در یک کسب‌وکار خاص را ارائه می‌دهد (Yuan et al., 2020). استراتژی، مجموعه‌ای از قواعد تصمیم‌گیری را در برمی‌گیرد که رفتار کلی سازمان را جهت می‌دهند این قواعد تصمیم‌گیری، تعیین‌کننده روابط سازمان با محیط بیرونی آن است. به‌طورکلی استراتژی تجاری عبارت است از اقداماتی یکپارچه در جستجوی مزیت رقابتی. مزیت رقابتی ابزاری برای رسیدن به رشد اقتصادی و دستیابی به موقعیت مطلوب و پایدار در بازارهای جهانی است (Annarelli et al., 2020). استراتژی تجاری به تعیین واکنش‌های شرکت به تغییرات در صنعت، اقتصاد و عرصه سیاست، در راستای دستیابی به مزیت رقابتی پایدار، می‌پردازد. این استراتژی به‌نوعی برنامه مدیریت برای یک حوزه فعالیت یا تجارت معین از سازمان است که منابع سازمانی را به‌منظور دسترسی به عملکرد موفقیت‌آمیز در آن کسب‌وکار، هدایت می‌کند (Tanani & Mohebkhah, 2013). بیشتر سازمان‌ها به‌جای اتخاذ و انتخاب یک نوع استراتژی با رویکردی جامع و یکپارچه، از مجموعه‌ای از استراتژی‌های مرتبط استفاده می‌کنند که هرکدام در سطوح مختلف شرکت طراحی شده‌اند. سه سطح استراتژی در سازمان‌های بزرگ چند محصولی عبارت‌اند از: ۱) استراتژی سازمانی ۲) استراتژی تجاری (کسب‌وکار) ۳) استراتژی وظیفه (کارکردی). شایان‌ذکر است که در سازمان‌های کوچک‌تر، سطح اول و دوم باهم ادغام شده و سطح جدیدی ایجاد می‌شود. هر استراتژی علاوه بر برآوردن شرایط محیطی، با سایر استراتژی‌های سطح شرکت و همچنین نقاط قوت و ضعف واحد سازگار است. هر سطح از این استراتژی ارتباط تنگاتنگی با

سایر سطوح استراتژی دارد و برای رسیدن به موفقیت این سه سطح باید یکپارچه و هماهنگ باشند. استراتژی کسب‌وکار معمولاً در سطح محصول یا واحد تجاری استراتژیک اجرا می‌شود و این امر بر بهبود موقعیت رقابتی کالاها و خدمات شرکت در یک صنعت خاص یا بخش خاصی از بازار تأکید دارد (Rostami et al., 2021؛ Miles & Snow, 1978). مطابق با دستورالعمل‌های کنترل داخلی، سیستم کنترل داخلی می‌بایست دربرگیرنده سیاست‌ها، رویه‌ها، وظایف، فعالیت‌ها و سایر جنبه‌هایی باشد که درمجموع، به حصول اطمینان معقول از محافظت از دارایی‌ها، کارا و اثربخش بودن عملیات و استراتژی‌های شرکت، رعایت قوانین و مقررات کمک نماید (Bazrafshan, 2015).

در ادبیات سازمانی دو مفهوم عمده، متفاوت و مکمل برای بقا و پیشرفت سازمان‌ها بررسی می‌شود، آن دو مفهوم مدیریت و حاکمیت هستند. در مفهوم مدیریت تأکید عمده بر روش‌های دستیابی به اهداف سازمانی است درحالی‌که مفهوم حاکمیت یک مفهوم نظارتی است. بر حاکمیت شرکتی هم در پژوهش‌های دانشگاهی و هم در پژوهش‌های تجربی تأکید زیادی شده است (Blue Ribbon Commission, 1999؛ Ramsay Report, 2001؛ Sarbanes-Oxley, 2002؛ Bebchuk & Cohen, 2004). حاکمیت شرکتی مکانیزمی برای کاهش فرصت‌طلبی مدیران محسوب می‌شود (Barzegar & Jamil, 2021). کیفیت حاکمیت شرکتی به نحوه اعمال حاکمیت بر یک شرکت سهامی اشاره دارد و بر اساس نحوه واکنش شرکت به سهامداران خود و همچنین سایر ذینفعان در سازمان شکل می‌گیرد. به همین دلیل ازنظر عملکرد شرکت‌ها و همچنین کل جامعه مهم تلقی می‌شود. به‌طورکلی، نیاز به حاکمیت شرکتی را می‌توان در تضاد منافع بین ذینفعان در شرکت بیان کرد. این تضاد منافع اغلب به مسائل نمایندگی مربوط می‌شود و به این دلیل است که ذینفعان شرکت، اهداف و برنامه‌های متفاوتی را برای خود دارند (Valizadeh & Khodayi, 2020).

ویژگی‌های هیئت‌مدیره شرکت‌ها به مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و نقش اعضای هیئت‌مدیره در نظارت بر امور شرکت‌ها اشاره دارد. حاکمیت شرکتی سیستمی است که نه‌تنها روابط بین احزاب مختلف (سهامداران، مدیران و سرمایه‌گذاران شرکت) را افزایش می‌دهد، بلکه از وجود منابع مناسب در میان کاربران رقیب نیز اطمینان می‌دهد. علاوه بر این ساختارهایی را ارائه می‌دهد که از طریق آن‌ها اهداف محکم تدوین می‌شود و راه‌های دستیابی به اهداف و همچنین بررسی عملکردها انجام می‌شود. مباحث حاکمیت شرکتی و نقش اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌ها در دهه‌های اخیر به دلیل افزایش رسوایی‌های مالی، موردتوجه ویژه پژوهشگران حوزه حسابداری قرار گرفته است. تعیین اهداف سالم و روش‌های مناسب

رسیدن به این اهداف و درنهایت حفظ حقوق تمامی ذینفعان (به‌ویژه سهامداران خرد) هدف نهایی حاکمیت شرکتی است. نگاهی عمیق به تاریخچه حاکمیت شرکت بیانگر تغییرات گسترده‌ای است که شرکت‌ها در نحوه اداره، کنترل منابع و فرآیندهای خود با آن روبرو بوده‌اند. اولین موج ناشی ازاین‌گونه فعالیت‌ها توسط سرمایه‌گذاران بزرگ روی داد و دومین موج با تسری روند جهانی‌سازی، رشد فناوری اطلاعات، حذف مرزهای فیزیکی و خصوصاً بروز تغییرات سریع در اقتصاد جهان آغاز شد. در کل می‌توان گفت «حاکمیت شرکتی» شامل مجموعه‌ای از روابط بین مدیریت شرکت، هیئت‌مدیره، سهامداران و سایر ذینفعان است و ساختاری را فراهم می‌کند که از طریق آن اهداف شرکت تعیین‌شده و ابزار دستیابی به این اهداف و نظارت بر عملکرد آن مشخص می‌گردد.

هدف از ایجاد کمیته حسابرسی ایجاد مجموعه‌ای از کارشناسان و متخصصان برای نظارت بر فعالیت‌های مدیریت به نمایندگی از مالکان شرکت‌ها است. کمیته حسابرسی یک کمیته فرعی تحت چارچوب حاکمیت شرکتی است که در آن هیئت‌مدیره برخی از مسئولیت‌های نظارتی را به آن محول می‌کند. کمیته حسابرسی، کمیته‌ای متشکل از اعضای هیئت‌مدیره است که در ایران به‌طورمعمول سه تا پنج نفر مدیر غیرموظف (نه مدیر اجرایی و نه در استخدام شرکت) تشکیل شده است (Hajiha & Adeleh, 2018). همچنین این کمیته می‌تواند بر عملکرد مدیران ارشد شرکت نظارت کند و اعمال و تصمیم‌گیری‌های مدیران را تحت نظر داشته باشد. مسئولیت ارزیابی و نظارت بر کنترل‌های داخلی بر عهده کمیته حسابرسی است. ازاین‌رو برای رسیدن به اهداف مالی کنترل‌های داخلی، نقش کمیته حسابرسی و کیفیت آن اساسی خواهد بود؛ بنابراین هر چه کیفیت این کمیته ارتقاء یابد، نظارت بر کار مدیران نیز افزایش و شرکت از عملکرد بالاتری برخوردار است که لازمه کسب‌وکار شرکت‌های تهاجمی است (Herusetya & Suryadinata, 2022). برای حفظ کیفیت کمیته حسابرسی بر سه عامل استقلال، دارای تخصص مالی بودن و با سابقه بودن کمیته تأکید شده است. اگرچه در عمل ممکن است اثرات کیفیت کمیته حسابرسی در بلندمدت نمود پیدا کند، اما در افق زمانی کوتاه‌مدت نیز می‌تواند در برداشتن گام‌های متناسب بلندمدت اثربخش باشد (Bazrafshan, 2015). هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی رکن اصلی حاکمیت شرکتی و دارای وظیفه امانت‌داری و حفظ منافع سهامداران و ناظر بر اجرای کنترل‌های داخلی شرکت هستند. با توجه به ویژگی‌های شرکت‌های با استراتژی تهاجمی کسب‌وکار، این شرکت‌ها می‌بایست دارای حاکمیت شرکتی نسبتاً قوی‌تری نسبت به شرکت‌های تدافعی باشند. حاکمیت شرکتی و کمیته حسابرسی قوی‌تر برای ایجاد اطمینان و حفظ اعتماد سرمایه‌گذاران به استراتژی‌های نوع تهاجمی

موردنیاز است (Herusetya & Suryadinata, 2022)؛ بنابراین به پشتوانه مبانی نظری و تجربی بیان شده، فرضیه‌های پژوهش به شیوه زیر طراحی و ارائه شده است:

فرضیه اول: کیفیت هیئت‌مدیره بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها تأثیرگذار است.

فرضیه دوم: کیفیت کمیته حسابرسی بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها تأثیرگذار است.

حبیب و حسن (۲۰۱۷) به بررسی استراتژی کسب‌وکار، ارزش بیش‌ازحد سهام و سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج نشان داد استراتژی تجاری بر خطر سقوط قیمت سهام تأثیر دارد و چنین تأثیری در شرکت‌های تهاجمی به‌صورت افزایشی و در شرکت‌های تدافعی، به‌صورت کاهشی است.

بوآلای و اجمی (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان نقش ویژگی‌های کمیته حسابرسی در گزارش پایداری شرکت این‌گونه بیان نمودند که استقلال اعضاء و فراوانی جلسات نقش مثبتی در تعیین میزان افشا دارد. متغیرهای کنترلی (اندازه شرکت، سن و نوع حسابرس) با گزارش پایداری شرکت ارتباط مثبتی دارند.

رودیاوارنی و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان استراتژی کسب‌وکار و رقابت در صنایع این‌گونه بیان کردند که شرکت‌های تهاجمی عملکرد مالی بهتری نسبت به مدافعان دارند و تا دو سال پس از اجرای استراتژی دوام خواهند داشت. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که شرکت‌های نوآور عملکرد بهتری نسبت به مدافعان دارند، به‌ویژه در سطوح بالای رقابت صنایع. این نتیجه برای مدیران برای اتخاذ یک استراتژی تجاری مناسب در محیط رقابتی ضروری است.

کونگ و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان استراتژی کسب‌وکار، مسئولیت اجتماعی شرکت و شکاف دستمزد درون شرکتی این‌گونه بیان نمودند که مسئولیت اجتماعی به‌طور قابل‌توجهی اثر استراتژی کسب‌وکار را بر شکاف دستمزد درون شرکتی در شرکت‌های تهاجمی در مقایسه با شرکت‌های تدافعی کاهش می‌دهد که تأثیر آن عمدتاً ناشی از رشد دستمزد کارکنان است. به‌طور مقطعی، اثر تعدیل‌کننده فوق با محدودیت‌های تأمین مالی، معاملات بیش‌ازحد با اشخاص وابسته و تمرکز صنعت تضعیف می‌شود.

هروستیا و سوریادنیاتا (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان تأثیر حاکمیت شرکتی و کمیته حسابرسی بر استراتژی تهاجمی کسب‌وکار این‌گونه بیان نمودند که اثربخشی حاکمیت شرکتی ارتباط مثبتی با استراتژی‌های تهاجمی کسب‌وکار دارد. همچنین اثربخشی کمیته حسابرسی با استراتژی‌های تهاجمی ارتباط منفی دارد. نتایج دارای پیامدهای عملی قابل‌توجهی هستند تا به توضیح این موضوع کمک کنند که علیرغم مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی که شرکت‌های تهاجمی به دلیل کسب‌وکار خاص خود همچنان کنترل داخلی ضعیف‌تری نسبت به شرکت‌های تدافعی دارند.

ممرآبادی و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین استراتژی کسب‌وکار و ضعف کنترل‌های داخلی این‌گونه بیان نمودند که بین استراتژی کسب‌وکار و ضعف کنترل‌های داخلی رابطه معناداری وجود دارد.

رستمی و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان تأثیر رقابت در بازار محصول و چرخه عمر بر استراتژی کسب‌وکار شرکت‌ها با تأکید بر شرکت‌های جدید این‌گونه بیان کردند که رقابت بازار محصول بر استراتژی کسب‌وکار تأثیر معناداری داشته و شرکت‌های فعال در صنایع با رقابت بالا بیشتر به استراتژی تدافعی کسب‌وکار رغبت نشان می‌دهند. همچنین چرخه عمر شرکت نیز بر استراتژی کسب‌وکار تأثیر معناداری دارد و شرکت‌های در مرحله رشد نسبت به شرکت‌های مراحل بلوغ و افول تمایل بیشتری به استراتژی تهاجمی کسب‌وکار دارند. شدت رقابت در بازار محصول، تمایل شرکت‌های در مرحله رشد را به بهره‌گیری از استراتژی تهاجمی کسب‌وکار تقلیل می‌دهد. درنهایت شرکت‌های جدید بیشتر به استراتژی فرصت‌طلبانه و شرکت‌های قدیمی‌تر بیشتر به استراتژی تحلیل‌گرانه تمایل نشان می‌دهند.

لک و مولایی بیرگانی (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان تأثیر کیفیت حاکمیت شرکتی بر عملکرد این‌گونه بیان نمودند که بین کیفیت حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت رابطه معنی‌داری وجود دارد اما بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

رحمتی زاده و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان رابطه میان کیفیت حاکمیت شرکتی و افشا اطلاعات و تأثیر آن‌ها بر عملکرد بانک‌ها، این‌گونه عنوان کردند که حاکمیت شرکتی نتوانسته بر کیفیت افشا اطلاعات در بانک‌ها تأثیرگذار باشد.

بذرافشان (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان اثرگذاری کیفیت کمیته حسابرسی بر تحقق اهداف کنترل‌های داخلی حاکم بر گزارشگری مالی این‌گونه بیان نمودند که کیفیت کمیته حسابرسی موجب کاهش نابرابری اطلاعات می‌شود. همچنین یافته‌ها نشان داد کیفیت گزارشگری مالی موجب کاهش نابرابری اطلاعات می‌گردد. بااین‌حال درمجموع کیفیت کمیته حسابرسی، تأثیر معنی‌داری بر کیفیت گزارشگری مالی نداشته است.

ناصری و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش در بورس اوراق بهادار تهران، تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی (شامل اندازه هیئت‌مدیره، درصد سهامداران نهادی و درصد اعضای غیرموظف) بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش (شامل دوره بازپرداخت بدهی، دوره وصول مطالبات، دوره تبدیل موجودی و چرخه تبدیل وجه نقد) را

موردبررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که درصد سهامداران نهادی با چرخه تبدیل وجه نقد رابطه معکوس، ولی با دوره وصول مطالبات، دوره بازپرداخت بدهی و دوره تبدیل موجودی رابطه مستقیم دارد. افزون براین، بین اندازه هیئت‌مدیره و متغیرهای مدیریت سرمایه در گردش رابطه معناداری وجود ندارد.

آزادی و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین ویژگی‌های هیئت‌مدیره با عملکرد شرکت با نقش تعدیلی کمیته حسابرسی این‌گونه بیان نمودند که بین تشکیل کمیته حسابرسی و همچنین پیچیدگی عملیات شرکت با عملکرد شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بااین‌حال، وجود رابطه معنی‌دار بین اندازه هیئت‌مدیره و عملکرد شرکت تائید نشد. به‌علاوه، نتایج نشان می‌دهند که نه اندازه کمیته حسابرسی و نه تشکیل آن، رابطه بین اندازه هیئت‌مدیره و عملکرد شرکت را تعدیل نمی‌کنند.

ولی زاده لاریجانی و خدایی (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان اثر تعدیل‌کننده عملکرد حسابرسی داخلی بر رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت این‌گونه بیان داشتند که بین کیفیت عملکرد واحد حسابرسی داخلی و کیفیت حاکمیت شرکتی با عملکرد شرکت رابطه مثبت معناداری وجود دارد؛ اما کیفیت واحد حسابرسی داخلی بر رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت اثر تعدیل‌کنندگی ندارد.

یزدی فر و محمدی سه دران (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان نقش و اهمیت کمیته‌های حسابرسی، پاداش و معرفی در هیئت‌مدیره شرکت‌ها این‌گونه بیان نمودند که نتایج به‌دست‌آمده حاکی از این است که تشکیل کمیته‌های هیئت‌مدیره مزایای بسیار زیادی ازجمله مسئولیت‌پذیری، دانش تخصصی، پاسخگویی، تعدیل قدرت مدیرعامل، کاهش پیچیدگی فعالیت‌های تجاری، کاهش مشکلات هماهنگی و ارتباطات، اتخاذ تصمیمات کارآمدتر دارد. این موارد سبب افزایش اثربخشی و کارایی هیئت‌مدیره و درنهایت تقویت سیستم حاکمیت شرکتی می‌شود. همچنین کمیته پاداش می‌تواند با تخصیص بهینه پاداش و شفافیت روند پاداش پرداختی به مدیران، نگرانی‌های سهامداران در مورد میزان پاداش پرداختی به مدیران و رفتار فرصت‌طلبانه آن‌ها را رفع کند؛ بنابراین با توجه به پیچیدگی و تخصصی شدن فعالیت‌های تجاری لازم است توجه بیشتری به کمیته‌های هیئت‌مدیره، به‌ویژه کمیته پاداش شود.

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بنیادی و از بعد روش‌شناسی، همبستگی از نوع علّی (پس رویدادی) است. جامعه آماری موردبررسی در این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره

موردبررسی نیز سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ است. شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که دارای شرایط زیر هستند، به‌عنوان نمونه انتخاب‌شده است:

به‌منظور قابل‌مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها پایان اسفند باشد؛ در دوره (۱۰ ساله) موردبررسی تغییر دوره مالی نداده باشند؛ اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب شده در این پژوهش در دسترس باشد؛ جزو بانک‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند. نهایتاً ۱۳۱ شرکت به‌عنوان نمونه نهایی پژوهش انتخاب شده است. تحلیل داده‌ها با استفاده از روش داده‌های ترکیبی با استفاده از نرم‌افزار ایویوز[1] ۱۰ و ابزار نیرومند استاندارد در آزمون فرضیه‌ها صورت پذیرفته است.

۳-۱ مدل رگرسیونی پژوهش

در پژوهش حاضر به تبعیت از پژوهش هروسیتا و سوریادیناتا (۲۰۲۲) مدل زیر جهت آزمون فرضیات پژوهش معرفی‌شده است:

$$Strategy_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Boc-Effectivness}_{i,t} + \beta_2 \text{AC-Effectivness}_{i,t} + \beta_3 BIG_{i,t} + \beta_4 \text{FIRM ASSETS}_{i,t} + \beta_5 \text{Leverage}_{i,t} + \beta_6 Loss_{i,t} + \beta_7 OCF_{i,t} + \beta_8 Growth_{i,t} + \beta_9 BM_{i,t} + \beta_{10} ROA_{i,t} + \beta_{11} Age_{i,t} + e_{i,t}$$

۳-۲ تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل اول پژوهش: کیفیت هیئت‌مدیره (Boc-Effectivness)

برای سنجش جامع کیفیت هیئت‌مدیره به تبعیت از پژوهش هروسیتا و سوریادیناتا (۲۰۲۲) و ولی زاده لاریجانی و همکاران (۲۰۲۰) از یک شاخص جامع که کیفیت هیئت‌مدیره را نشان می‌دهد، استفاده می‌شود. برای سنجش کیفیت هیئت‌مدیره از میانگین سه شاخص زیر استفاده می‌شود. با مجموع نمرات کسب‌شده هر سال-شرکت رتبه نهایی کیفیت هیئت‌مدیره هر شرکت به‌دست‌آمده و سپس بر تعداد شاخص‌ها (۳) تقسیم و میانگین آن محاسبه خواهد شد. رتبه‌های بالاتر در این شاخص نشان از کیفیت هیئت‌مدیره بالاتر است.

- استقلال هیئت‌مدیره: نسبت اعضای غیرموظف به‌کل اعضای هیئت‌مدیره. چنان چه نسبت اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره به‌کل اعضای هیئت‌مدیره، بیش از میانه سال-شرکت‌ها در نمونه باشد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

---

[1] Eviews

- تخصص مالی اعضای هیئت‌مدیره: نسبت تعداد اعضای دارای تخصص در رشته‌های حسابداری، مدیریت مالی و اقتصاد به‌کل اعضای هیئت‌مدیره. چنان چه نسبت اعضای دارای تخصص مالی هیئت‌مدیره به‌کل اعضای هیئت‌مدیره، بیش از میانه سال-شرکت‌ها در نمونه باشد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

- مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی: برای این منظور از درصد مالکیت سهامداران نهادی در شرکت استفاده می‌شود و چنان چه درصد مالکیت سهامداران نهادی بیش از میانه سال-شرکت‌ها در نمونه باشد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد. درصد سهامداران نهادی، درصد سهامی است که در اختیار شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ، بیمه، بانک‌ها، صندوق‌های بازنشستگی یا سرمایه‌گذاری، موسسه‌های مالی و اشخاص حقیقی و حقوقی دارای مالکیت بیش از ۵ درصد سهام است.

متغیر مستقل دوم پژوهش: کیفیت کمیته حسابرسی (AC-Effectivness)

برای سنجش جامع کیفیت کمیته حسابرسی به تبعیت از پژوهش هروسیتا و سوریادیناتا (۲۰۲۲)، بذرافشان (۲۰۱۵) از یک شاخص جامع که کیفیت کمیته حسابرسی را نشان می‌دهد، استفاده می‌شود. برای سنجش کیفیت کمیته حسابرسی از میانگین سه شاخص زیر جهت سنجش کیفیت کمیته حسابرسی استفاده می‌شود. با مجموع نمرات کسب‌شده هر سال-شرکت رتبه نهایی کیفیت کمیته حسابرسی هر شرکت به‌دست‌آمده و سپس بر تعداد شاخص‌ها (۳) تقسیم و میانگین آن محاسبه خواهد شد. رتبه‌های بالاتر در این شاخص نشان از کیفیت کمیته حسابرسی بالاتر است.

- استقلال کمیته حسابرسی: نسبت اعضای غیرموظف به‌کل اعضای کمیته حسابرسی. چنان چه نسبت اعضای غیرموظف کمیته حسابرسی به‌کل اعضای کمیته حسابرسی، بیش از میانه سال-شرکت‌ها در نمونه باشد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

- تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی: نسبت تعداد اعضای دارای تخصص در رشته‌های حسابداری، مدیریت مالی و اقتصاد به‌کل اعضای کمیته حسابرسی. چنان چه نسبت اعضای دارای تخصص مالی کمیته حسابرسی به‌کل اعضای کمیته حسابرسی، بیش از میانه سال-شرکت‌ها در نمونه باشد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

- سابقه تشکیل کمیته حسابرسی: برای این منظور از زمان تشکیل کمیته حسابرسی در شرکت تا سال موردنظر استفاده می‌شود و سابقه تشکیل کمیته حسابرسی محاسبه و چنان چه سابقه تشکیل کمیته حسابرسی بیش از میانه سال-شرکت‌ها در نمونه باشد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

متغیر وابسته پژوهش: استراتژی کسب‌وکار تهاجمی شرکت‌ها (Strategy)

در پژوهش حاضر به تبعیت از پژوهش هروسیتا و سوریادیناتا (۲۰۲۲) و رستمی و همکاران (۲۰۲۱) و تنانی و محب خواه (۲۰۱۳) برای تعیین نوع استراتژی هر شرکت از سیستم امتیازدهی ترکیبی ایتنر و لرکر[1] (۱۹۹۷) استفاده می‌شود؛ بدین‌صورت که برای به دست آوردن امتیازات ترکیبی از پنج نسبت نرخ رشد فروش، هزینه تبلیغات به‌کل فروش، تعداد کارمندان به فروش، ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری آن و نسبت دارایی‌های ثابت به‌کل دارایی‌ها استفاده می‌شود. سیستم امتیازدهی بدین‌صورت است که ابتدا شرکت‌ها را بر اساس چهار نسبت اول به ترتیب از بالا به پایین در پنج گروه تقسیم می‌کنیم. بدین‌صورت که شرکتی که در بالاترین پنجک قرار دارد امتیاز ۵ و شرکتی که در پایین‌ترین پنجک قرار می‌گیرد امتیاز ۱ را کسب می‌کند و بقیه شرکت‌ها متناسب با پنجک مربوطه امتیازدهی می‌شوند. سپس شرکت‌ها را بر اساس نسبت آخر به پنج گروه تقسیم می‌کنیم. این بار شرکتی که در بالاترین پنجک قرار می‌گیرد امتیاز ۱ و شرکتی که در پایین‌ترین پنجک قرار دارد امتیاز ۵ را کسب می‌کند و بقیه شرکت‌ها متناسب با پنجک مربوطه امتیازدهی می‌شوند. در مرحله آخر امتیازات به‌دست‌آمده از دو مرحله فوق را با یکدیگر جمع می‌نماییم تا امتیاز نهایی هر شرکت به دست آید. دامنه امتیازات ترکیبی (مجموع پنج نسبت فوق) هر شرکت طی یک سال بین ۵ تا ۲۵ خواهد شد. شرکت‌هایی که مجموع امتیازشان در بازه ۵ تا ۱۵ باشد به‌عنوان شرکت‌های تدافعی و شرکت‌هایی که مجموع امتیازشان در بازه ۱۵ تا ۲۵ باشد به‌عنوان شرکت‌های تهاجمی هستند. نهایتاً متغیر وابسته پژوهش متغیر کیفی دو ارزشی (۰ و ۱) است که اگر شرکت استراتژی تهاجمی داشته باشد کد (۱) و در غیر این صورت کد (۰) به آن شرکت تعلق می‌گیرد.

---

[1] Ittner and Larcker

جدول (۱): نحوه امتیازدهی استراتژی کسب‌وکار

پنجک	نرخ رشد فروش	هزینه تبلیغات	تعداد کارمندان	ارزش بازار شرکت	دارایی ثابت
		کل فروش	کل فروش	ارزش دفتری شرکت	کل دارایی‌ها
اول	۵	۵	۵	۵	۱
دوم	۴	۴	۴	۴	۲
سوم	۳	۳	۳	۳	۳
چهارم	۲	۲	۲	۲	۴
پنجم	۱	۱	۱	۱	۵

متغیرهای کنترلی پژوهش

به تبعیت از پژوهش هروسیتا و سوریادیناتا (۲۰۲۲) متغیرهای کنترلی مدل به شرح زیر ارائه‌شده است:

اندازه حسابرس (BIG): متغیر کیفی دو ارزشی (۰ و ۱) است، بدین‌صورت که اگر حسابرسی شرکت توسط سازمان حسابرسی صورت پذیرفته باشد کد (۱) و در غیر این صورت کد (۰) تعلق خواهد گرفت.

اندازه شرکت (FIRM ASSETS): لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها.

اهرم مالی (Leverage): نسبت کل بدهی‌ها به‌کل دارایی‌ها.

زیان ده بودن شرکت (Loss): متغیر کیفی دو ارزشی (۰ و ۱) است، بدین‌صورت که اگر شرکت زیان ده باشد کد (۱) و در غیر این صورت کد (۰) تعلق خواهد گرفت.

نسبت نقدینگی (OCF): نسبت وجوه نقد عملیاتی به‌کل دارایی‌ها.

رشد فروش (Growth): فروش دوره جاری منهای فروش دوره قبل تقسیم‌بر فروش دوره قبل.

رشد شرکت (BM): نسبت ارزش بازار سهام تقسیم‌بر ارزش دفتری.

بازده دارایی‌ها (ROA): نسبت سود خالص تقسیم‌بر کل دارایی‌ها.

عمر شرکت (AGE): لگاریتم طبیعی تفاضل تاریخ تأسیس شرکت از سال موردنظر.

٤. یافته‌های پژوهش

٤-١ آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار
کیفیت کمیته حسابرسی	Ac-Effectivness	۱۳۱۰	۰/۲۹	۰/۳۳	۱/۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۲۷
کیفیت حاکمیت هیئت‌مدیره	Boc-Effectivness	۱۳۱۰	۰/۳۴	۰/۳۳	۱/۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۲۴
اندازه شرکت	Firm Assets	۱۳۱۰	۱۴/۴۶	۱۴/۲۰	۱۹/۹۲	۱۱/۱۹	۱/۵۴
رشد فروش	Growth	۱۳۱۰	۰/۳۲	۰/۲۳	۲/۸۹	-۰/۴۷	۰/۵۰
اهرم مالی	Leverage	۱۳۱۰	۰/۵۷	۰/۵۷	۱/۲۴	۰/۱۰	۰/۲۰
نسبت نقدینگی	OCF	۱۳۱۰	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۴۹	-۰/۱۰	۰/۱۲
بازده دارایی‌ها	ROA	۱۳۱۰	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۵۶	-۰/۲۳	۰/۱۴
رشد شرکت	BM	۱۳۱۰	۴/۰۰	۲/۵۷	۱۴/۹۳	۱/۰۰	۳/۷۱
عمر شرکت	AGE	۱۳۱۰	۳/۵۸	۳/۶۶	۴/۲۳	۲/۱۹	۰/۳۹

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر اهرم مالی برابر با (۰/۵۷) است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر رشد شرکت برابر با ۳/۷۱ و متغیر نسبت نقدینگی برابر با ۰/۱۲ است که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد. به‌عنوان‌مثال بزرگ‌ترین مقدار اندازه شرکت برابر با ۱۹/۹۲ است.

۴-۲ آمار توصیفی متغیرهای کیفی پژوهش

متغیرهای استراتژی تهاجمی کسب‌وکار، اندازه حسابرس و زیان ده بودن شرکت به‌عنوان متغیر کیفی می‌باشند که جداول توزیع فراوانی آن‌ها به شرح ذیل و به ترتیب ارائه‌شده است:

همان‌طور که در جدول (۳) قابل‌مشاهده است، جمع کل سال – شرکت‌های موردبررسی برابر با ۱۳۱۰ مورد است که تعداد ۲۸۸ سال - شرکت معادل ۱۷/۴۰ درصد از سال – شرکت‌ها، دارای استراتژی تهاجمی کسب‌وکار و تعداد ۱۰۶۲ سال-شرکت معادل ۸۲/۶۰ درصد از سال – شرکت‌ها فاقد استراتژی تهاجمی کسب‌وکار می‌باشند. همچنین تعداد ۱۴۹ سال - شرکت معادل ۱۱/۳۷ درصد از سال- شرکت‌ها، زیان ده بوده و ۱۱۶۱ سال-شرکت یعنی ۸۸/۶۳ درصد از سال - شرکت‌ها، زیان ده نبوده‌اند. نهایتاً تعداد ۲۸۴ سال - شرکت معادل ۲۱/۶۸ درصد از سال – شرکت‌ها، دارای حسابرس بزرگ و تعداد ۱۰۲۶ سال- شرکت یعنی ۷۸/۳۲ درصد از سال – شرکت‌ها فاقد حسابرسان بزرگ می‌باشند.

جدول (۳): توزیع فراوانی متغیرها

نام متغیر	شرح	فراوانی	درصد فراوانی
شرکت‌های زیان ده	۱	۱۴۹	۱۱/۳۷
شرکت‌های سود ده	۰	۱۱۶۱	۸۸/۶۳
	جمع کل	۱۳۱۰	۱۰۰
استراتژی تهاجمی کسب‌وکار دارد	۱	۲۸۸	۱۷/۴۰
استراتژی تهاجمی کسب‌وکار ندارد	۰	۱۰۶۲	۸۲/۶۰
	جمع کل	۱۳۱۰	۱۰۰
اندازه حسابرس (حسابرس سازمان حسابرسی است)	۱	۲۸۴	۲۱/۶۸
اندازه حسابرس (حسابرس سازمان حسابرسی نیست)	۰	۱۰۲۶	۷۸/۳۲
	جمع کل	۱۳۱۰	۱۰۰

۴-۳ نتیجه آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: کیفیت حاکمیت هیئت‌مدیره بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها تأثیرگذار است.

فرضیه دوم: کیفیت کمیته حسابرسی بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها تأثیرگذار است.

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که متغیر کیفیت حاکمیت هیئت‌مدیره با ضریب مثبت (۰/۷۷) و سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد (۰/۰۳۵) تأثیر مستقیم بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها دارد

و فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. متغیر کیفیت کمیته حسابرسی با سطح معنی‌داری بالاتر از ۵ درصد (۰/۲۷) تأثیری بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها ندارد و فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

جدول (٤): نتیجه آزمون فرضیه‌های پژوهش

$$Strategy_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Boc-Effectivness}_{i,t} + \beta_2 \text{AC-Effectivness}_{i,t} + \beta_3 BIG_{i,t} + \beta_4 \text{FIRM ASSETS}_{i,t} + \beta_5 \text{Leverage}_{i,t} + \beta_6 Loss_{i,t} + \beta_7 OCF_{i,t} + \beta_8 Growth_{i,t} + \beta_9 BM_{i,t} + \beta_{10} ROA_{i,t} + \beta_{11} Age_{i,t} + e_{i,t}$$

متغیر وابسته: استراتژی تهاجمی کسب‌وکار					
متغیر	**نماد**	**ضرایب**	**خطای استاندارد**	**آماره z**	**سطح معناداری**
کیفیت حاکمیت هیئت‌مدیره	Boc-Effectivness	۰/۷۷	۰/۳۶	۲/۱۰	۰/۰۳۵
کیفیت کمیته حسابرسی	Ac-Effectivness	۰/۳۵	۰/۳۲	۱/۰۹	۰/۲۷
اندازه حسابرس	BIG	−۰/۲۵	۰/۲۲	−۱/۱۴	۰/۲۵
اندازه شرکت	Firm Assets	۰/۴۲	۰/۰۵۸	۷/۲۸	۰/۰۰۰۰
اهرم مالی	Leverage	−۱/۷۶	۰/۵۶	−۳/۱۳	۰/۰۰۰۱
زیان ده بودن شرکت	LOSS	۰/۰۳۱	۰/۳۱	۰/۰۹۹	۰/۹۲
نسبت نقدینگی	OCF	۳/۲۶	۰/۸۱	۴/۰۲	۰/۰۰۰۱
رشد فروش	Growth	۰/۱۵	۰/۲۰	۰/۷۳	۰/۴۵
رشد شرکت	BM	−۰/۵۰	۰/۱۰	−۴/۹۵	۰/۰۰۰۰
بازده دارایی‌ها	ROA	−۲/۶۶	۱/۱۱	−۲/۳۸	۰/۰۱۷
عمر شرکت	AGE	−۰/۶۳	۰/۲۰	−۳/۱۰	۰/۰۰۱
عرض از مبدأ		−۳/۶۷	۱/۱۳	−۳/۲۳	۰/۰۰۱
سایر آماره‌های اطلاعاتی					
آماره LR				۲۳۷/۷۴۴	
سطح معنی‌داری LR (Prob.)				۰/۰۰۰۰	
ضریب مک فادن				۰/۱۹۶	

متغیرهای کنترلی بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، اهرم مالی، نسبت نقدینگی، رشد شرکت و عمر شرکت نیز با سطح معناداری کمتر از ۵ درصد تأثیر معنادار بر متغیر وابسته پژوهش دارند. ضریب مک فادن برابر با ۱۹/۶ درصد است که نشان می‌دهد. ۱۹/۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به‌احتمال‌زیاد عددی بین صفر و

یک است. آماره LR برابر با ۲۳۷/۷۴۴ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد است. ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

٤-٤ تشخیص درصد صحت پیش‌بینی مدل

یکی از معیارهای نیکویی برازش که آن نیز صرفاً برای مدل‌های رگرسیون لجستیک کاربرد دارد، درصد صحت پیش‌بینی است.

جدول (۵): درصد صحت پیش‌بینی مدل پژوهش

نام مدل	نام متغیر وابسته	پیش‌بینی کل
درصد صحت پیش‌بینی مدل پژوهش	استراتژی تهاجمی کسب‌وکار	۸۳/۸۵۱ درصد

با توجه به نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود که درصد صحت پیش‌بینی مدل در مدل پژوهش بیش از ۵۰ درصد است که بیانگر مطلوبیت و صحت مدل است.

٤-٥ برازش مطلوب مدل رگرسیونی

در آزمون هاسمر-لمشو و آندروز اگر سطح معناداری آزمون بیشتر از ۵ درصد باشد بیانگر برازش مطلوب مدل رگرسیونی است.

جدول (٦): نتیجه آزمون هاسمر لمشو برای مدل رگرسیونی پژوهش

فرضیه	مقدار آماره آزمون	سطح معناداری آزمون
برازش مطلوبیت مدل پژوهش	۲/۰۱۸۰	۰/۹۸

با توجه به نتایج جدول (۶) مشاهده می‌شود سطح معناداری آزمون هاسمر – لمشو برای مدل پژوهش بیش از ۵ درصد می‌باشند و بیانگر برازش مطلوب مدل رگرسیونی است.

۵. بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر کیفیت حاکمیت شرکتی (هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی) بر استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها است. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از غربالگری، ۱۳۱ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب‌شده و در دوره زمانی

۱۰ ساله بین سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ موردبررسی قرار گرفتند. در پژوهش حاضر، برای رد یا عدم رد فرضیه‌ها حسب مورد از آزمون رگرسیون لجستیک برای فرضیه‌های پژوهش استفاده‌شده است. نتایج بررسی فرضیه اول نشان داد که متغیر کیفیت هیئت‌مدیره با سطح معناداری کمتر از پنج درصد رابطه مستقیم با انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار دارد. استراتژی به‌طورکلی برنامه و چشم‌انداز اهداف آتی یک واحد تجاری در بازاری است که در آن فعالیت می‌کند؛ که درواقع آن استراتژی را برای رسیدن به اهداف خود تدوین و دنبال می‌نماید. تدوین استراتژی کسب‌وکار یکی از وظایف خطیر مدیریت است که مبنای تصمیم‌گیری‌های حیاتی مدیران شرکت‌ها و بنگاه‌ها است، زیرا مدیران باید بقا و تعالی سازمان را حفظ کنند. شرکت‌هایی که خواستار پیشرفت و پیشی گرفتن از رقبا در بازار می‌باشند با انتخاب استراتژی تهاجمی و استفاده‌های از برنامه‌های عملیاتی نوین و استفاده از فناوری‌های جدید درواقع نوعی ریسک و مخاطره را قبول می‌نمایند که می‌بایست در سایه برنامه‌ریزی اصولی و دقیق باشد، بنابراین در این‌گونه شرکت‌ها نیازمند کنترل‌های دقیق داخلی که نتیجه نظارت مدیران به‌صورت دقیق و داشتن حاکمیت شرکتی قوی و با کیفیت است و گواه این امر نیز نتایج به‌دست‌آمده است که نشان می‌دهد که ارتقای کیفیت حاکمیت هیئت‌مدیره می‌تواند بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار تأثیر مستقیم داشته باشد. نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش هروستیا و سوریادیناتا (۲۰۲۲) همسو است. نهایتاً نتایج بررسی آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان داد که متغیر کیفیت کمیته حسابرسی با سطح معناداری بالاتر از پنج درصد رابطه معناداری با انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها ندارد. هدف از ایجاد کمیته حسابرسی ایجاد مجموعه‌ای از کارشناسان و متخصصان برای نظارت بر فعالیت‌های مدیریت به نمایندگی از مالکان شرکت‌ها است. کمیته حسابرسی یک کمیته فرعی تحت چارچوب حاکمیت شرکتی است که در آن هیئت‌مدیره برخی از مسئولیت‌های نظارتی را به آن محول می‌کند. کمیته حسابرسی به ایجاد ارتباط مناسب بین هیئت‌مدیره، حسابرسان مستقل و حسابرسان داخلی شرکت کمک می‌کند. همچنین این کمیته می‌تواند بر عملکرد مدیران ارشد شرکت نظارت کند و اعمال و تصمیم‌گیری‌های مدیران را تحت نظر داشته باشد. ازآنجایی‌که کمیته حسابرسی قوی و با کیفیت می‌توانند تأثیراتی بر کیفیت هیئت‌مدیره و نظارت آن‌ها داشته باشد؛ بنابراین مدیران و اعضای کمیته حسابرسی تأثیرات زیادی بر عملکرد و تصمیمات مدیران داشته باشند اما در پژوهش حاضر نتایج نشان داد کیفیت کمیته حسابرسی تأثیری بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها ندارد. نتایج پژوهش حاضر نتایج پژوهش هروستیا و سوریادیناتا (۲۰۲۲) را تأیید نمی‌کند که اذعان داشتند کیفیت کمیته حسابرسی تأثیر منفی بر انتخاب استراتژی تهاجمی کسب‌وکار شرکت‌ها دارد. با توجه به نتایج پیشنهاد

می‌شود شرکت‌ها در ساختار هیئت‌مدیره خود از مدیران غیرموظف و متخصص در امور مالی بیشتر استفاده نمایند تا با کیفیت بالاتر حاکمیت شرکتی، نظارت و دقت بیشتری بر کار مدیران در انتخاب استراتژی‌های تجاری صورت پذیرد. ازآنجایی‌که شرکت‌های با استراتژی تهاجمی نیازمند کنترل‌های دقیق مدیران در تمامی جوانب است به مالکان شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود شرکت‌ها قبل از روی آوردن به استراتژی‌های تهاجمی ازنظر کیفیت کنترل‌های داخلی و سطح نظارتی هیئت‌مدیره بر این کنترل‌ها بررسی دقیق صورت پذیرد. با توجه به این امر که مالکان نهادی سطح نظارتی قوی و حق رأی بالا در شرکت‌ها دارند استفاده از این گروه جهت بالا بردن کیفیت حاکمیت شرکتی شرکت‌ها می‌توان بهره جست. همچنین پیشنهاد می‌شود که پژوهشگران آتی به بررسی تأثیر مدیریت ریسک بر انتخاب استراتژی‌های تجاری شرکت‌ها و همچنین تأثیر فناوری‌های اطلاعاتی نوظهور بر استراتژی تهاجمی کسب‌وکار پرداخته و نتایج را با نتایج پژوهش حاضر مقایسه نمایند.

همواره گام نهادن درراه رسیدن به هدف، با محدودیت‌هایی همراه است که باعث می‌شود رسیدن به هدف موردنظر با کندی همراه شود. پژوهش نیز به‌عنوان فرآیندی در جهت نیل به هدف حل مسئله پژوهش، از این امر مستثنا نیست. لذا در این قسمت با ارائه محدودیت‌های پژوهش، سعی بر آن است که به خواننده این پیام داده شود تا بتواند در تعمیم نتایج پژوهش با آگاهی بیشتری عمل کند و در مورد فرآیند پژوهش قضاوت عادلانه‌ای داشته باشد. در این راستا، محدودیت‌های پژوهش حاضر به شرح زیر قابل‌ذکر است:

-نتایج پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده، لذا در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش به سایر شرکت‌ها باید احتیاط لازم به عمل آید.

-عدم استفاده از اطلاعات شرکت‌های غیر بورسی به دلیل عدم امکان دسترسی به آن‌ها.

-با توجه به اینکه قلمرو زمانی پژوهش، سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ بوده است، باید در تعمیم نتایج به دوره‌های قبل و بعدازآن، جنبه احتیاط رعایت گردد.

References

Abbott, L.J.; Parker, S. & Peters, G.F. (2004). Audit committee characteristics and restatements, Auditing*: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 23 No. 1, pp. 69-87, doi: 10.2308/aud.2004.23.1.69.

Annarelli, A.; Battistella, C., & Nonino, F. (2020). Competitive Advantage Implication of Dfferent Product System Business Models: Consequences of "Not Replicable"Capabilities. *Journal of Cleaner Production*, 247, 114-121.

Asadi, L.; Jarjarzadeh; A.; & Kaab A. (2021). The moderating role of business strategy on the relationship between the dimensions of social responsibility and the economic performance of the company. *Business Management Explorations*, No. 26, Volume 39, pp. 167-205. (in Persian).

Barzegar; Ebrahimi; & Jamil, (2021). The moderating effect of corporate governance on the relationship between social capital and cash dividend policies. *Knowledge of financial accounting*. Volume (8), number (1), pp. 120-93. (in Persian).

Bazrafshan, A., (2015). The impact of audit committee quality on achieving the goals of internal controls governing financial reporting. *Scientific research quarterly, financial accounting empirical studies*, year (13), number (52), pp. 171-196. (in Persian).

Bebchuck, L., & Cohen, A. (2004). The costs of entrenched boards. *Working Paper*. Harvard Law School.

Bentley-Goode, K.A.; Newton, N.J., & Thompson, A.M. (2017). “Business strategy, internal control over financial reporting, and audit reporting quality”, Auditing: *A Journal of Practice & Theory*, Vol. 36 No. 4, pp. 49-69, doi: 10.2308/ajpt-51693.

Blue Ribbon Committee (1999). Report and Recommendations of the Blue Ribbon Committee on Improving the Effectiveness of Corporate Audit Committees. New York: New York Stock Exchange and National Asso ciation of Securities Dealers.

Buallay, A., & Al-Ajmi, J. (2020), "The role of audit committee attributes in corporate sustainability reporting: Evidence from banks in the Gulf

Cooperation Council", *Journal of Applied Accounting Research*, Vol. 21 No. 2, pp. 249-264. https://doi.org/10.1108/JAAR-06-2018-0085.

Carcello, J.V.; Hermanson, D.R. & Ye, Z. (2011). "Corporate governance research in accounting and auditing: insights, practice implications, and future research directions", Auditing: *A Journal of Practice & Theory*, Vol. 30 No. 3, pp. 1-31, doi: 10.2308/ajpt-10112.

Chen, Y.; Eshleman, J.D., & Soileau, J.S. (2017). "Business strategy and auditor reporting", Auditing*: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 36 No. 2, pp. 63-86, doi: 10.2308/ajpt-51574.

Chen, Y., & Jermias, J. (2014). Business strategy, executive compensation and firm performance. *Accounting & Finance*, 54(1), 113-134.

Felizia A. R.; TjahjadiDian A., & Noorlailie S., (2022) Business strategy and industrial competition: the case of manufacturing companies. *International Journal of Business Environment*Vol. 13, No. 1 Published Online:January 5, 2022pp 35-59.

Freedom, the universe; Farzaneh, M., & Fallah Karimi, N., (2018). *Investigating the relationship between the characteristics of the board of directors and the performance of the company with the moderating role of the audit committee*. New approaches in management and accounting, number (19), volume (3), pp. 1-19. in Persian.

Ghofar, A., & Islam, S.M.N., (2015). Corporate Governance and Contingency Theory: A Structural Equation Modeling Approach and Accounting Risk Implications, *Springer International Publishing Switzerland*, available at:https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-319-10996-1.

Habib, A., & Hasan, M.M. (2017). Business strategy, overvalued equities, and stock price crash risk. *Research in International Business and Finance*, 39, 389-405.

Hajiha, V., & Adeleh, A., (2018). *Audit committee characteristics and comparability of financial statements with an emphasis on the size of the audit firm and corporate governance*. Knowledge of financial accounting, volume (6), number (3), pp. 117-95. (in Persian).

Herusetya, A., & Suryadinata, M. (2022). "Business strategy typologies: do the board of commissioners and audit committee concern about prospector-type strategies?", Asian Journal of Accounting Research, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/ AJAR-10-2021-0188.

Khoini, B.; Faqih, M., & Shafiei, M. (2017). *The relationship between audit committee characteristics and company performance criteria. Accounting and Auditing Research*, No. 40, pp. 105-126. (in Persian).

Kim, J-B.; Lee, J.J., & Park, J.C. (2016). *Internal Control Weakness and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs*, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2481600.

Klein, A. (2002). *Audit committee, board of director characteristics, and earnings management*, Journal of Accounting and Economics, Vol. 33 No. 3, pp. 375-400, doi: 10.1016/S0165-4101(02)00059-9.

Kong, X. F., & Jiang, L Zhu - Economic Modelling((2022). Business strategy, corporate social responsibility, and within-firm pay gap. *Economic Modelling*. Volume 106, January 2022, 105703 https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105703.

Kumar, V.; Verma, P., & Mittal, A., Tuesta Panduro, J.A., Singh, S., Paliwal, M. and Sharma, N.K. (2022). "*Adoption of ICTs as an emergent business strategy during and following COVID-19 crisis: evidence from Indian MSMEs*", Benchmarking: An International Journal, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/BIJ-11-2021-0685

Lak, L., & Moulai Birgani, F. (2017). *The effect of the quality of corporate governance on the performance of companies active in the Tehran Stock*

Exchange. New researches in management and accounting, new period, number 20, pp. 231-244. (in Persian).

Lin, J.W., & Hwang, M.I. (2010). "*Audit quality, corporate governance, and earnings management: a meta-analysis*", International Journal of Auditing, Vol. 14 No. 1, pp. 57-77, doi: 10.1111/j.1099-1123.2009.00403.x.

Lin, J.W., Li, J.F. & Yang, J.S. (2006). "*The effect of audit committee performance on earning squality*", Managerial Auditing Journal, Vol. 21 No. 9, pp. 921-933, doi: 10.1108/02686900610705019.

Mamorabadi, M.; Ghafourian Zafari, M. S., & Davoudi, M. (2018). *Investigating the relationship between business strategy and the weakness of internal controls*. Research in accounting and economic sciences. Year 3, No. 5, pp. 79-86. (in Persian).

Marfoo, M., & Shakri, R. (2017). *Business strategies and its relationship with financial performance*. Accounting empirical research. Volume (8), No. (1), pp. 157-183. (in Persian).

Menon, K., & Williams, D.J. (1994). "*The use of audit committees for monitoring*", Journal of Accounting and Public Policy, Vol. 13 No. 2, pp. 121-139, doi: 10.1016/0278-4254(94)90016-7.

Miles, R. E.; Snow, C. C.; Meyer, A. D., & Coleman Jr, H. J. (1978). Organizational strategy, structure, and process. *Academy of management review*, 3(3), 546-562.

Naseri, A.; Soleymani, S., & Yazdifar, H. (2017). *The Impact of Corporate Governance on Working Capital Management Efficiency of Firms Accepted in Tehran Stock Exchange*. -Journal of Financial Management Perspective, **7**(20), 55-70. (in Persian).

Noor, A.; Farooq, M., & Tahir, Z. (2022). "*Nexus between audit committee and corporate risk: evidence from Pakistan*", Corporate Governance, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/CG-11-2021-0418.

RahmatiZad Khajeh P., J.; Derakhshani Darabi, K.; Nademi, Y., & Asayesh, H. (2020). *the Corporate Governance and Disclosure of Information Relations and Their Effects on the Banks Performance.* -Journal of Financial Management Perspective**,** 10(31), 129-151. doi: 10.52547/jfmp.10.31.129. (in Persian).

Ramsay, I. (2001). Ramsay Report. Independence of Australian company auditors. Review of current Australian requirements and proposals for reform. http//www.treasury.gov.au.

Rostami, W.; Rezaei, L., & Commerce, Z. (2021). *The effect of competition in the product market and life cycle on the business strategy of companies with an emphasis on new companies*. Smart Business Management Studies, Allameh Tabatabai University, Volume (9), Number (36). (in Persian).

Sarbanes, P., & Oxley, M. (2002). Sarbanes -Oxley Act of 2002. Washington, DC:U.S.Congress.

Snow, C. C., & Hambrick, D. C. (1980)."*Measuring organizational Strategies: Some Theoretical and Methodological Problems*". The Academy of Management Review, 5(4), 527-538. https://doi.org/10.2307/257458

Tanani, M., & Mohebkhah, M. (2013). *Investigating the relationship between business strategy, profit quality and stock returns in companies listed on the stock exchange*. Experimental accounting research. No. 13. pp. 105-127. in Persian

Valizadeh Larijani, A., & Khodayi, M. (2020). *The moderating effect of internal auditor performance quality on the relationship between corporate governance quality and company performance.* Financial Accounting and Audit Research, No. 52, pp. 1-22. (in Persian)

Yazdifar, H., & Mohammadi Seh Duran, S. (2021). *The role and importance of audit, reward and introduction committees in companies' boards of directors. Accounting and Auditing Studies*, No. 41, pp. 47-64. (in Persian)

Yuan, Y.; Lu, L. Y.; Tian, G., & Yu, Y. (2020*). Business strategy and corporate social responsibility*. Journal of Business Ethics, 162(2), 359-377.

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 261 - 290

Investigation of the Moderating Role of the Firm's Growth Opportunities and Profitability on the Value Relevance of Risk Sentiment of Annual Reports with a Dynamic Approach

A. Taftiyan[1*], M. Sarayani [2]

1- Assistant Professor, Department of Accounting, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.
2- Ph. D Student, Department of Accounting, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.

(*- Corresponding Author Email: taftiyan@iauyazd.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78922.1236

Received: 2022/09/23 Revised: 2023/03/04 Accepted: 2023/08/29	**How to cite this article:** Taftiyan, A.; & Sarayani, M. (2023). Investigation the Moderating Role of the Firm's Growth Opportunities and Profitability on the Value Relevance of Risk Sentiment of Annual Reports with a Dynamic Approach. *Monetary & Financial Economics Journal*, *30*(1): 261-290. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78922.1236
Available Online: 2023/08/29	

1- INTRODUCTION

An indicator of investors' trading behavior that affects asset prices is investor sentiment. Investor sentiment is known as a degree of investor's optimistic mood in financial markets. Company-specific investor sentiments have a significant impact on the risk of a stock price fall. There are two types of traders, simple noise traders and rational arbitrageurs (informed traders) in the market. When noise traders have high risk sentiment and are

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

very optimistic about a stock, they can easily drive its price to a high level. At this point, arbitrageurs should sell the stock short. However, they fear that in the near future noise traders will become even more bullish and push the price even higher, limiting their prime arbitrage position. Under these conditions, arbitrage does not eliminate the effects of noise, because noise creates risk by itself. Stronger investor sentiments lead to the risk of a particular company's stock price falling, and the economic significance of this effect is not insignificant. Stronger investor sentiment leads to more active margin investments in stocks, leading to higher stock price risk. Therefore, the impact of investor sentiment on stock price downside risk is more pronounced for stocks eligible for margin trading. Hence, this research seeks to answer the question of whether the moderating role of the firm's growth opportunities and profitability has an effect on the value relationship of the risk perception of annual reports?

2- THEORETICAL FRAMEWORK

The basic premise of using investors' risk sentiments to predict stock prices, stock market returns, and liquidity is the synergy between stock prices and investors' risk sentiments. However, this synergistic relationship has received less attention in the literature. When the stock price increases, the investor's risk sentiment increases, and when the stock price decreases, the investor's risk sentiment decreases. Therrfore, this synergy may reverse or even disappear over a certain period of time. Through a segmented measurement of the synergism between stock price and investor sentiment over the course of a day, we can also find that investor risk sentiment on social media is forward-looking. This provides theoretical support for the use of investor risk sentiment in stock price prediction. External anxiety can significantly affect the synergy between stock prices and investor risk sentiment, but this effect can increase positive or negative synergy. The existence of growth opportunities increases the performance of companies and shareholder wealth, which leads to participation in job creation and economic development, increasing the value of companies and the demand for high-quality innovation, and the improvement in the global market

increases opportunities and competition, which also forces companies to invest and undertake riskier projects to maximize shareholder wealth. If investor risk sentiment does indeed drive asset prices, then analysts' recognition and treatment of risk sentiment may affect the relative profitability of their stock recommendations. For example, an analyst may believe that a particular stock is overvalued based on his private estimate of the company's intrinsic value. However, the analyst may hesitate to issue a sell recommendation if he believes that investor risk sentiment will continue to put upward pressure on asset prices in the short term. Furthermore, if the analyst believes that investors will become even more bullish in the near future, he may actually issue a buy recommendation. If the analyst (1) correctly anticipates an upward (downward) shift in investor sentiment that ultimately causes an increase (decrease) in asset prices and (2) issues a more favorable (unfavorable) recommendation in response, then the analyst's recommendation may be more profitable than his peers.

3- METHODOLOGY

The current research is based on the classification based on the goal, use, and in terms of classification, it was done using the descriptive-correlation method and using the post-event approach. To collect research data and information by document mining method, field method and databases of Tehran Stock Exchange, comprehensive information system of publishers (Kedal) and modern Rahvard software were used. Finally, the data has been prepared using Excel software and then the final analysis has been done using Eviews software. Content analysis method was used to check the level of risk perception from the activity report of the board of directors, the management's interpretive report and the accompanying notes of the financial statements. In order to test the research hypotheses, the dynamic model approach has been used to estimate the models related to the hypotheses.

4- RESULTS & DISCUSSION

According to the findings of the research, the risk perception of annual reports has a significant effect on the stock price, and also the company's growth opportunity and profitability have a significant effect on the value relationship between the risk perception of annual reports and the stock price. Also, growth opportunity and profitability as moderators affect the relationship between risk perception and stock price. It can be claimed that Tehran Stock Exchange market is more influenced by economic variables. Therefore, it seems necessary to make policies in macro areas to reduce the feeling of economic risk.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

It can be claimed that Tehran Stock Exchange market is more influenced by economic variables and financial and political variables do not have much effect on this market. Therefore, investors are advised to pay special attention to the effect of risk perception on market returns in financial analysis. In addition, in order to reduce the effect of risk feelings on the economy and especially on the stock market, it seems necessary to make policies in macro areas to reduce the feeling of risk.

Keywords: The Value Relevance of Risk Sentiment, Growth Opportunities, Profitability, Static and Dynamic Approach

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

بررسی نقش تعدیل‌گر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه با رویکرد پویا

اکرم تفتیان[1]
استادیار، گروه حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.
مجید سرایانی
دانشجوی دکتری حسابداری، گروه حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78922.1236

چکیده

مروری بر مطالعات انجام‌شده در زمینه تأثیر احساس ریسک بر بازار سهام نشان می‌دهد که مطالعه جامعی برای بررسی تأثیر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه انجام‌نشده است؛ بنابراین، هدف این پژوهش بررسی نقش تعدیل‌گر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه است. متغیر وابسته پژوهش قیمت سهام، متغیر مستقل احساس ریسک و متغیر تعدیل گر فرصت رشد و سودآوری است. بدین منظور ۱۳۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۹ با روش حذف سیستماتیک انتخاب شدند و به‌منظور افزایش درجه اطمینان نسبت به نتایج حاصل از آزمون فرضیات، از روش پیشرفته گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شد. برای اندازه‌گیری احساس ریسک از روش فراوانی واژگان بهره گرفته‌شده است. طبق یافته‌های پژوهش، احساس ریسک گزارش‌های سالانه بر قیمت سهام تأثیر معناداری دارد و همچنین فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارند. همچنین، فرصت رشد و سودآوری به‌عنوان تعدیل‌گر بر رابطه بین احساس ریسک و قیمت سهام تأثیر می‌گذارند. می‌توان ادعا نمود که بازار بورس اوراق بهادار تهران بیشتر تحت تأثیر متغیرهای اقتصادی است؛ بنابراین سیاست‌گذاری در حوزه‌های کلان جهت کاهش احساس ریسک اقتصادی لازم به نظر می‌رسد.

کلیدواژه‌ها: ارتباط ارزشی احساس ریسک، فرصت رشد، سودآوری، رویکرد پویا.

---

[1] نویسنده مسئول: Taftiyan@iauyazd.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۰۷
صفحات: ۲۹۰-۲۶۱

۱- مقدمه

شاخصی از رفتار تجاری سرمایه‌گذاران که بر قیمت دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد، احساسات سرمایه‌گذار است (Lemmon & Portniaguina,2006). احساسات سرمایه‌گذار به‌عنوان درجه‌ای از روحیه خوش‌بینانه سرمایه‌گذار در بازارهای مالی شناخته می‌شود (Baker& Wurgler, 2006). (Ryu et al., 2017) در کره، احساسات را ازنظر شرکت فردی که دارای قدرت توضیحی برای حرکت قیمت دارایی است، شناسایی کرده‌اند. علاوه بر این، (Fu et al., 2021) نشان می‌دهند احساسات یک شرکت به‌طور مثبت با ریسک سقوط مرتبط است و نقش معامله گران پرسروصدا در احساسات بالا در محدود کردن موقعیت آربیتراژورهای منطقی را تأیید می‌کند. به‌طور خاص، ریسکی که در آن آربیتراژ قادر به از بین بردن اثرات نویز نباشد، قیمت بیش‌ازحد را تشکیل می‌دهد و درنتیجه منجر به سقوط قیمت سهام می‌شود. احساسات ریسک سرمایه‌گذار به‌عنوان حالتی در نظر گرفته می‌شود که در آن باور سرمایه‌گذاران در مورد ارزش‌گذاری شرکت در آینده از اطلاعات اساسی منحرف می‌شود. مطالعات موجود نشان می‌دهند احساسات ریسک سرمایه‌گذار تأثیر مهمی بر قیمت سهام و فعالیت‌های شرکت‌کنندگان در بازار دارد (Li 2017; Mian & Sankaraguruswamy, 2012). در حضور تغییرات موقتی در احساسات ریسک سرمایه‌گذار، مشخص شد که شرکت‌ها ازنظر پرداخت سود سهام (Baker & Wurgler, 2006)، سرمایه‌گذاری شرکتی (Polk & Sapienza, 2008)، پیش‌بینی سود (Bergman & Roychowdhury, 2008) و بازخرید سهام، واکنش استراتژیک نشان می‌دهند. علاوه بر این، (Li & Yang 2017). اهمیت احساسات فردی سهام را برای قیمت سهام نشان می‌دهند. احساسات سرمایه‌گذاران خاص شرکت تأثیر قابل‌توجهی بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد. دو نوع معامله گران، معامله گران نویز ساده و آربیتراژورهای منطقی (معامله‌کنندگان آگاه) در بازار وجود دارد. هنگامی‌که معامله گران نویز احساسات ریسک بالایی دارند و نسبت به یک سهم بسیار خوش‌بین هستند، به‌راحتی می‌توانند قیمت آن را به سطح بالایی برسانند. در این لحظه، آربیتراژورها باید سهام را کوتاه بفروشند. بااین‌حال، آن‌ها می‌ترسند که در آینده نزدیک معامله گران نویز حتی خوش‌بین‌تر شوند و قیمت را حتی بیشتر افزایش دهند که موقعیت اصلی آربیتراژ آن‌ها را محدود می‌کند. تحت این شرایط، آربیتراژ اثرات نویز را از بین نمی‌برد؛ زیرا نویز به‌خودی‌خود ریسک ایجاد می‌کند (De Long et al., 1990) و اطلاعات آربیتراژورها به‌طور کامل در قیمت‌ها، به‌ویژه اخبار نامطلوب، آشکار نمی‌شود. علاوه بر این، در طول دوره‌های هیجانی بالا، تحلیلگران تمایل دارند پیش‌بینی‌ها و توصیه‌های سود خوش‌بینانه‌ای را منتشر کنند تا اطلاعات منفی شرکت‌هایی که تحت پوشش آن‌ها هستند نتواند به‌موقع برای سرمایه‌گذاران خارجی آشکار شود (Xu et al., 2014). بر

اساس تجزیه‌وتحلیل بالا، مدیران به‌احتمال‌زیاد اخبار بد را در دوره‌های پراحساس پنهان می‌کنند. هنگامی‌که اطلاعات پنهان انباشته‌شده به نقطه اوج می‌رسد، به‌یک‌باره منتشر می‌شود که منجر به سقوط قیمت سهام می‌شود (Hutton, Marcus & Tehranian, 2009). احساسات قوی‌تر سرمایه‌گذار منجر به ریسک سقوط قیمت سهام خاص شرکت می‌شود و اهمیت اقتصادی این اثر بی‌اهمیت نیست. احساسات سرمایه‌گذار قوی‌تر باعث سرمایه‌گذاری‌های حاشیه‌ای فعال‌تر در سهام می‌شود که منجر به ریسک بالاتر قیمت سهام می‌شود؛ بنابراین، تأثیر احساسات سرمایه‌گذار بر ریسک سقوط قیمت سهام برای سهام واجد شرایط برای معاملات مارجین بارزتر است (Aggarwal, 2022). ارتباط ارزشی در مطالعات مختلف به‌عنوان توانایی اطلاعات مالی برای جمع‌آوری و خلاصه کردن ارزش شرکت و ارتباط آماری بین اطلاعات صورت‌های مالی و ارزش‌های بازار سهام تعریف‌شده است (Pavtar, 2017). مطالعات نتایج متفاوتی را در مورد رابطه بین اطلاعات حسابداری و قیمت سهام ایجاد کرده است. به‌عنوان‌مثال، (Vijitha & Nimalathasan, 2014) و(Naimah, 2012). (Yahaya, Onyabe & Usman, 2015) دریافتند که اطلاعات حسابداری به‌ویژه سود دارای ارتباط ارزشی است. از سوی دیگر (Uthman & ABDUL-BAKI, 2014) اذعان کرد که به دلیل گذار از اقتصاد صنعتی به اقتصاد مبتنی بر فناوری پیشرفته، صورت‌های مالی ارتباط خود را ازدست‌داده‌اند. بااین‌حال، نظرات یا استنباط‌های متناقضی در مورد جهت تغییر در ارتباط ارزش وجود دارد. مروری بر مطالعات صورت گرفته در خصوص بررسی اثر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه نشان می‌دهد که مطالعه جامعی برای بررسی اثر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه انجام نگرفته است. از طرفی، استفاده از مدل‌های پویا می‌تواند منجر به نتایج تحلیلی قوی‌تری شود؛ بنابراین در این پژوهش از روش پیشرفته گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده‌شده است که با توجه به در نظر گرفتن مقادیر دوره گذشته متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل، روابط میان متغیرها را به‌صورت پویا تخمین می‌زند؛ بنابراین بررسی فرضیه‌های پژوهش با استفاده از رویکرد پویا، از ویژگی‌های خاص این پژوهش است؛ بنابراین، این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا نقش تعدیلگر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه تأثیرگذار است؟ پاسخ به این سؤال‌ها می‌تواند به سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران و سایر عوامل اقتصادی که در معاملات مالی و اقتصادی مشارکت دارند کمک کند. به‌عبارتی‌دیگر نتایج این پژوهش به سیاست‌گذاران به‌منظور کاهش شوک‌های منفی به‌کل اقتصاد و به سرمایه‌گذاران برای بهینه کردن ارزش سبد دارایی‌ها و حداقل کردن

ریسک‌ها، کمک خواهد کرد. ساختار این پژوهش مبتنی بر شش بخش است که پس‌ازاین مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع و مطالعات انجام‌شده خارجی و داخلی در بخش سوم ساختار و روش‌شناسی پژوهش در بخش چهار مدل پژوهش در بخش پنجم تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها در بخش شش به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی اشاره‌شده است.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

فرض اساسی استفاده از احساسات ریسک سرمایه‌گذار برای پیش‌بینی قیمت سهام، بازده بازار سهام و نقدینگی، هم‌افزایی بین قیمت سهام و احساسات ریسک سرمایه‌گذار است. بااین‌حال، این رابطه هم‌افزایی در ادبیات کمتر موردتوجه قرارگرفته است. وقتی قیمت سهام افزایش می‌یابد، احساسات ریسک سرمایه‌گذار افزایش می‌یابد و زمانی که قیمت سهام کاهش می‌یابد، احساسات ریسک سرمایه‌گذار کاهش می‌یابد. بااین‌حال، این هم‌افزایی ممکن است معکوس شود یا حتی در یک دوره زمانی خاص ناپدید شود. از طریق اندازه‌گیری تقسیم‌بندی شده هم‌افزایی بین قیمت سهام و احساسات سرمایه‌گذار در طول یک روز، همچنین می‌توان متوجه شد که احساسات ریسک سرمایه‌گذار در رسانه‌های اجتماعی آینده‌نگر است. این امر پشتیبانی نظری را برای استفاده از احساسات ریسک سرمایه‌گذار در پیش‌بینی قیمت سهام فراهم می‌کند. اضطراب خارجی می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی بر هم‌افزایی بین قیمت سهام و احساسات ریسک سرمایه‌گذار تأثیر بگذارد، اما این اثر می‌تواند هم‌افزایی مثبت یا منفی را افزایش دهد (Liu et al., 2022). احساسات سرمایه‌گذار مفهومی گریزان است که تعریف و اندازه‌گیری آن دشوار است. (Merton, 1973) تلاش کرد تا ارتباط بین حرکات قیمت سهام و تغییرات بین زمانی در عوامل وضعیت مربوطه را مطالعه کند تا مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌ها را که معمولاً هیچ نقشی برای احساسات ریسک سرمایه‌گذار باقی نمی‌گذارند، زیر سؤال ببرد. دانشگاهیان، شاغلین و تنظیم‌کننده‌ها منابع قابل‌توجهی را صرف استخراج بسیاری از معیارهای احساسات ریسک سرمایه‌گذاران به‌منظور ارزیابی سطوح خوش‌بینی و بدبینی می‌کنند (Aggarwal, 2022). درک احساسات ریسک سرمایه‌گذار برای متخصصان بسیار مهم است زیرا احساسات نشان‌دهنده نگرش یا خلق‌وخوی کلی سرمایه‌گذاران نسبت به یک اوراق بهادار خاص یا بازار به‌عنوان یک کل است. (Dumas, Kurshev & Uppal, 2009)، استدلال کرند که این لحن، خلق‌وخو یا احساس ریسک می‌تواند قیمت‌ها را به‌گونه‌ای هدایت کند که منعکس‌کننده اصول یا تغییرات در مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری نباشد. از سوی دیگر، به‌طورکلی، روانشناسی و احساسات ریسک

سرمایه‌گذار می‌تواند به‌سرعت در بازار گسترش یابد و این به‌نوبه خود بر ریسک گریزی سرمایه‌گذاران و انتخاب پرتفوی مستقل از چشم‌انداز جریان نقدی یا اقدامات اساسی تأثیر می‌گذارد. (Sentana & Wadhwani, 1992)، (Shiller, 2015)، مدل‌هایی را پیشنهاد کردند که رفتار سرمایه‌گذاران احساسات محور را به تغییرات قیمت سهام مرتبط می‌کند. (Baker & Wurgler, 2006) شواهدی را در مورد چگونگی اندازه‌گیری احساسات سرمایه‌گذاران و تعیین کمیت اثرات آن بر قیمت سهام ارائه کردند. آن‌ها همچنین نشان دادند که معیار ایجادشده آن‌ها از احساسات سرمایه‌گذار بر اساس تجزیه‌وتحلیل مؤلفه اصلی قیمت برای استخراج مؤلفه احساسات ریسک مشترک از شاخص‌های احساسات، مکانیسمی را نشان می‌دهد که تقاضای سرمایه‌گذاران برای دارایی‌های پر ریسک تحت تأثیر آن قرار می‌گیرد. فرضیه قابل آزمون از مبانی نظری فوق به شرح زیر است:

فرضیه اول: احساس ریسک گزارش‌های سالانه بر قیمت سهام تأثیر معناداری دارد.

وجود فرصت‌های رشد، عملکرد شرکت‌ها و ثروت سهامداران را افزایش می‌دهد که منجر به مشارکت در ایجاد شغل و توسعه اقتصادی، افزایش ارزش شرکت‌ها و تقاضای نوآوری باکیفیت بالا می‌شود و بهبود در بازار جهانی فرصت‌ها و رقابت را افزایش می‌دهد که همچنین شرکت‌ها را مجبور می‌کند سرمایه‌گذاری و پروژه‌های مخاطره‌آمیزتری برای به حداکثر رساندن ثروت سهامداران انجام دهند (Stangler, 2010; Wright et al., 1995). شرکت‌هایی با نوآوری‌های شرکتی گسترده‌تر، سطوح بالاتری از رفتار ریسک‌پذیری شرکت دارند. افزایش فرصت‌های رشد منجر به سود بیشتر سرمایه و بازار خواهد شد. جهانی‌شدن اقتصادهای جهان فرصت‌های بیشتری برای رشد برای مدیر فراهم می‌کند و درعین‌حال رقابت بین بازیگران صنعت را افزایش می‌دهد. شواهد اضافی نشان می‌دهد که شرکت‌های کوچک‌تر انگیزه دارند تا فرصت‌های رشد پر ریسک را به دست آورند، زیرا دسترسی به افزایش سرمایه و همچنین به‌عنوان گزینه‌ای از فرصت‌های رشد آسان‌تر بود (Fama & French, 2001). مدیران برای افزایش نوسانات سود، استراتژی‌های ریسک‌پذیری رشد محور را دنبال می‌کنند و احساس ریسک بیشتری دارند بنابراین، تضاد نمایندگی بین مدیران و سهامداران به دلیل انعطاف‌پذیری بیشتر در گزینه‌های سرمایه‌گذاری آتی، منجر به تصمیم‌گیری نامناسب در فرصت‌های رشد شرکت‌ها می‌شود. طبق تئوری ارزش استدلال می‌شود که ریسک‌پذیری منبع مهمی از مزیت‌های رقابتی است (Filzen, McBrayer & Shannon, 2021). ریسک هرگز از کسب‌وکار حذف نمی‌شود زیرا فرصت‌هایی را برای رشد ایجاد می‌کند؛ بنابراین، سرمایه‌گذاری پر ریسک باید به‌جای رها شدن، مدیریت شود. اگرچه ارزش شرکت‌ها بااحساس کردن ریسک ایجاد

می‌شود، انجام این کار بیش‌ازحد می‌تواند برای شرکت‌ها مضر باشد (Abraham & Shrives, 2014). یکی از عوامل کلیدی که به بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ کمک کرد، ریسک‌پذیری بیش‌ازحد بود که عمدتاً ناشی از تصمیمات ضعیف و قضاوت بد بود. علاوه بر این، تئوری آژانس پیشنهاد می‌کند که ناهماهنگی در توزیع انگیزه‌ها برای سهامداران و مدیران برای نظارت بر فعالیت‌های ریسک‌پذیر (Michael & William, 1976) آن‌ها را تشویق می‌کند تا برای کسب سود، احساس ریسک بیش‌ازحد داشته باشند. مطابق با استدلالی فوق دومین فرضیه قابل آزمون پژوهش حاضر به شرح زیر است:

فرضیه دوم: فرصت رشد شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارد.

در ادبیات اقتصاد مالی، محوری‌ترین موضوع در سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی، مسئله ریسک - سودآوری می‌باشد. درواقع سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی به دنبال اتخاذ استراتژی هستند که با کمترین ریسک، بیشترین سودآوری و بازدهی را به دست آورند. نظریه نوین پرتفوی که در سال ۱۹۵۶ توسط مارکویتز ارائه شد به بررسی رابطه بین سودآوری مورد انتظار و ریسک در قالب خط بازار سرمایه می‌پردازد (Keshavarz & Rezaei, 2022). اگر احساسات ریسک سرمایه‌گذار واقعاً منجر به قیمت دارایی‌ها می‌شود، آنگاه شناخت و رفتار تحلیل‌گران از احساسات ریسک ممکن است بر سودآوری نسبی توصیه‌های سهام آن‌ها تأثیر بگذارد. به‌عنوان‌مثال، یک تحلیلگر ممکن است بر اساس برآورد خصوصی او از ارزش ذاتی شرکت، معتقد باشد که یک سهم خاص بیش‌ازحد ارزش‌گذاری شده است. بااین‌حال، تحلیلگر ممکن است در صدور توصیه فروش تردید داشته باشد، اگر معتقد باشد که احساسات ریسک سرمایه‌گذار در کوتاه‌مدت به فشار صعودی بر قیمت دارایی‌ها ادامه خواهد داد. علاوه بر این، اگر تحلیلگر معتقد باشد که سرمایه‌گذاران در آینده نزدیک حتی صعودی‌تر خواهند شد، ممکن است درواقع یک توصیه خرید صادر کند. اگر تحلیلگر (۱) به‌درستی یک تغییر صعودی (نزولی) در تمایل سرمایه‌گذاران را پیش‌بینی کند که درنهایت باعث افزایش (کاهش) قیمت دارایی‌ها می‌شود و (۲) در پاسخ توصیه مطلوب‌تری (نامطلوب) صادر می‌کند، آنگاه توصیه تحلیلگر ممکن است سودآورتر از توصیه‌های همسالانش باشد (Bagnoli et al., 2010). پاسخ به احساسات ریسک سرمایه‌گذار می‌تواند منجر به توصیه‌های سودآورتر سهام شود، همچنین می‌تواند به چند دلیل منجر به توصیه‌های سود کمتری برای سهام شود. اولاً، پیش‌بینی احساسات ریسک سرمایه‌گذار احتمالاً پرهزینه است (مثلاً با نیاز به زمان و منابعی که می‌تواند به سمت افزایش دقت پیش‌بینی یا خدمت به مشتریان سازمانی هدایت شود)؛ بنابراین،

اگر تأثیر احساسات ریسک بر قیمت دارایی‌ها به‌اندازه کافی بزرگ نباشد، تحلیلگران ممکن است در هنگام بررسی احساسات ریسک سرمایه‌گذار، منابع را هدر دهند. دوم، حتی اگر اصول بنیادی شرکت ثابت بماند و یک تحلیلگر بتواند احساسات سرمایه‌گذار آینده را کاملاً پیش‌بینی کند، او باید توصیه‌های مطلوب (نامطلوب) را قبل از دوره‌های صعودی (نزولی) به‌موقع ارائه کند تا توصیه‌هایش نسبت به همتایانش سودآورتر باشد؛ بنابراین، اگر بازنگری توصیه‌های تحلیل‌گران در مقایسه با تغییرات در احساسات سرمایه‌گذار نادر باشد، سودآوری توصیه‌ها کاهش می‌یابد و تحقیقات قبلی نشان می‌دهد که ارزش سرمایه‌گذاری توصیه‌ها پس از شش ماه کاهش می‌یابد. تئوری کارایی بازار از این استدلال حمایت می‌کند که شرکت‌ها باید بازدهی را برای سرمایه‌گذاران ازنظر قرار گرفتن در معرض خطر فراهم کنند. درنتیجه، شرکت‌های سودآور باید بازدهی بالاتری نسبت به شرکت‌های با سود کمتر داشته باشند، زیرا ریسک‌پذیرتر تلقی می‌شوند. (Ke & Yu, 2020). مطابق با استدلالی فوق سومین فرضیه قابل آزمون پژوهش حاضر به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه سوم: سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارد.

۲-۲- پیشینهٔ تجربی

۱-۲-۲- پیشینه خارجی

در این بخش به ارائه مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام‌شده مرتبط با موضوع تحقیق در قالب مطالعات خارجی پرداخته می‌شود.

(Elshandidy & Zeng, 2022) در پژوهشی با عنوان «ارتباط ارزشی افشای مرتبط با ریسک: آیا لحن افشا اهمیت دارد؟» آن‌ها افشای ریسک و لحن آن در گزارش‌های سالانه انگلستان و تأثیر آن بر قیمت سهام را بررسی کردند. برای این منظور فهرستی از کلمات مربوط به ریسک مثبت و منفی ایجاد نمودند و از طریق شمارش این کلمات در گزارش‌های سالانه شرکت‌ها، لحن (احساس) ریسک مثبت و منفی برای هر شرکت را اندازه‌گیری کردند. نتایج نشان داد که ارتباط ارزشی اطلاعات کل ریسک باقیمت سهام ازنظر آماری قابل‌مشاهده نیست مگر اینکه در لحن آن تمایز قائل شویم. درمجموع، افشای ریسک مثبت (منفی) به‌طور قابل‌توجهی قیمت سهام را افزایش (کاهش) می‌دهد.

(Mehradi, Badavarnahandi, Zeinali & Baradaran Hassanzadeh, 2021) در پژوهشی تحت عنوان «تأثیر محافظه‌کاری در افشای ریسک بر محتوای اطلاعاتی اطلاعات حسابداری و هم‌زمانی بازده سهام» به بررسی تأثیر محافظه‌کاری در افشای ریسک بر محتوای اطلاعاتی اطلاعات حسابداری و هم‌زمانی بازده سهام پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که محافظه‌کاری در افشای ریسک، محتوای اطلاعاتی اطلاعات حسابداری را افزایش می‌دهد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که محافظه‌کاری در افشای ریسک به‌واسطه افزایش شفافیت اطلاعات خاص شرکت، هم‌زمانی بازده سهام را کاهش می‌دهد.

(Myšková & Hájek, 2020) در پژوهشی با عنوان «استخراج احساسات مرتبط با ریسک در گزارش‌های سالانه شرکت‌ها و تأثیر آن بر عملکرد مالی» با استفاده از لیست کلمات خاص (با برچسب ریسک منفی و مثبت) که برای ریسک‌های مالی شرکت ایجاد کردند، اقدام به استخراج احساس ریسک گزارش‌های متنی مدیریت نمودند و ارتباط آن‌ها با عملکرد مالی شرکت شامل بدهی، ارزش بازار، سودآوری و ریسک ورشکستگی بررسی نمودند. یافته‌های این پژوهش شواهدی از نقش عمده احساس ریسک استخراج‌شده، به‌عنوان شاخصی از ریسک‌های مالی ارائه می‌دهد و نشان می‌دهد احساس ریسک بر عملکرد مالی اثرگذار است.

(Bao & Datta, 2014) در پژوهشی تحت عنوان «کشف و تعیین کمیت انواع ریسک از افشای ریسک متنی» تنوعی از مدل موضوع تخصیص دیریکله پنهان و الگوریتم یادگیری آن را برای کشف و کمی کردن انواع ریسک از افشای ریسک متنی به‌طور همزمان ایجاد کرده‌اند. آن‌ها ارزیابی‌های جامعی را ازنظر تناسب آماری مرسوم و تناسب اساسی با توجه به کیفیت اطلاعات کشف‌شده انجام داده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بیش از نیمی از انواع ریسک‌ها که حاوی اطلاعات مفید برای تصمیم‌گیری نبوده‌اند، اثری هم بر استفاده کننده اطلاعات نداشته‌اند .به عبارتی، چنانچه افشای ریسک حاوی اطلاعات مفید و قابل‌اتکا نباشد، در تصمیم‌گیری سهامداران نیز وارد نمی‌شود و اثری بر ارزش شرکت ندارد.

۲-۲-۲- پیشینه داخلی

در این بخش به ارائه مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام‌شده مرتبط با موضوع تحقیق در قالب مطالعات داخلی پرداخته می‌شود.

(Khoshkholg & Talebnia, 2021) در پژوهشی با عنوان «تبیین اثر مفاهیم گزارشگری مالی بر سطح افشای ریسک در گزارشگری مالی سالانه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» لغاتی مانند ریسک، عدم اطمینان، دادرسی، مبهم، ناپایدار، چالش، دشوار، فشار، نامطلوب، متناقض، پیچیده،

متنوع، خلاف و ... را به‌عنوان لغات کلیدی برای ریسک در نظر گرفتند و آن‌ها را از طریق تحلیل محتوا از متن استخراج کرده و تکرار آن‌ها را به‌عنوان شاخص افشا ریسک برای هر شرکت در نظر گرفتند. نتایج نشان داد شاخص کیفیت گزارشگری مالی، راهبری شرکتی و کیفیت حسابرسی اثر مثبت معناداری بر افشای ریسک در گزارشگری مالی سالانه دارند.

(Osoolian, Tajvidi & Pazouki, 2021) در پژوهشی به بررسی تعیین تأثیر وجه نقد مازاد بر ارزش شرکت و بررسی منافع نگهداری وجه نقد در ریسک نقد شوندگی سهام شرکت‌های رشدی یا دارای محدودیت مالی پرداخته‌اند. نتایج آزمون‌های پژوهش نشان داد که وجه نقد مازاد، معیار ارزشمندی برای ریسک نقد شوندگی شرکت‌ها به شمار می‌رود و تحت تأثیر فرصت‌های رشد یا محدودیت‌های تأمین مالی، اثر آن تشدید می‌شود.

(Khoshkholg & Vakilifard, 2021) در پژوهش خود به بررسی اثر ابعاد سیاسی و اخلاقی رفتارهای مدیریت بر سطح افشای ریسک در گزارشگری مالی سالانه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند و برای بررسی ابعاد سیاسی و اخلاقی رفتارهای مدیریت از پنج شاخص (رفتارهای خوش‌بینانه مدیران، رفتار کوته‌بینانه مدیران، رفتار نمایندگی مدیر، مدیریت سود و هزینه سیاسی ناشی از رفتار مدیریت) استفاده کرده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان داد که در میان ابعاد سیاسی و اخلاقی رفتارهای مدیریتی، رفتارهای خوش‌بینانه مدیران، رفتار نمایندگی مدیر، مدیریت سود و هزینه سیاسی ناشی از رفتار مدیریت با کاهش شفافیت محیط گزارشگری سبب کاهش افشای ریسک در گزارشگری مالی سالانه می‌شود. از سوی دیگر، نتایج مؤید آن است که رفتار کوته‌بینانه مدیران اثر معناداری بر سطح افشای ریسک در گزارشگری مالی سالانه ندارد.

(Namazi & Ebrahimi, 2016) به بررسی ویژگی ریسک‌های افشاشده در گزارش‌های سالانه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته و عوامل مؤثر بر میزان افشای اطلاعات مربوط به ریسک موردبررسی قراردادند. یافته‌های پژوهش نشان داد که شرکت‌ها به‌طور معناداری به ارائه اطلاعات گذشته‌نگر در مقایسه با آینده‌نگر، کیفی در مقایسه باکمی و افشای منابع ریسک در مقایسه با مدیریت ریسک گرایش دارند. همچنین در بررسی عوامل مؤثر بر میزان افشای ریسک، نتایج بیانگر ارتباط مثبت و معنادار بین اندازه شرکت و اهرم مالی با میزان افشای ریسک و رابطه منفی و معناداری بین سطح ریسک بازار شرکت با افشای ریسک بوده است.

بر اساس بررسی‌های به‌عمل‌آمده پیرامون جمع‌بندی پیشینه‌های پژوهش، مشخص می‌شود از دیرباز، بررسی متغیرهای ریسک، افشای ریسک و مدیریت ریسک در بورس از مباحث جدال انگیز میان پژوهشگران بوده است؛ زیرا نظرات متفاوتی در این زمینه‌ها وجود دارد؛ بنابراین مطالعه در این زمینه، اهمیت ویژه‌ای دارد. از طرفی تاکنون مطالعه‌ای در ارتباط با اثر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه با رویکرد پویا انجام‌نشده است؛ به‌خصوص اینکه به‌کارگیری مدل‌های پویا با توجه به نقاط قوت‌هایی همانند حذف تورش های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر در GMM پنل دیتای پویا خواهد بود. به‌عنوان نوآوری تحقیق می‌توان بیان کرد؛ لذا در این پژوهش برآنیم اثر فوق را بررسی کرده و میزان احساس ریسک گزارش‌های سالانه را برآورد نماییم.

۳- روش‌شناسی

پژوهش حاضر بر اساس طبقه‌بندی بر مبنای هدف، کاربری است و ازلحاظ طبقه‌بندی برحسب روش از نوع توصیفی-همبستگی و با استفاده از رویکرد پس رویدادی، انجام‌شده است. برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات پژوهش به روش اسناد کاوی از روش میدانی و پایگاه‌های اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران، سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال) و نرم‌افزار ره‌آورد نوین استفاده‌شده است. درنهایت داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل آماده و سپس با استفاده از نرم‌افزار ایویوز تجزیه‌وتحلیل نهایی انجام‌گرفته است. برای بررسی سطح احساس ریسک از گزارش فعالیت هیئت‌مدیره، گزارش تفسیری مدیریت و یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی از روش تحلیل محتوا استفاده شد. به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از رویکرد مدل پویا جهت برآورد مدل‌های مرتبط با فرضیه‌ها بهره گرفته‌شده است. تفاوت اصلی رویکرد مدل ایستا و پویا درروش برآورد مدل است. مدل ایستا تنها توانایی بررسی اثر جاری متغیر مستقل و کنترلی بر روی متغیر وابسته را دارد که برای برآورد، از رگرسیون پانل دیتا اثرات ثابت یا تصادفی بهره می‌برد اما رویکرد پویا از تکنیک پانل پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته آرلانوو باند استفاده می‌نماید. این روش چند ویژگی خاص داشته که باعث پویایی مدل می‌شود؛ این ویژگی‌ها استفاده از گشتاور در محاسبات و بررسی اثرات گذشته متغیر مستقل بر دوره جاری متغیر وابسته است. همچنین اثر وقفه متغیر وابسته در مدل باعث حذف اثر تاریخی متغیر وابسته بر روی خودش می‌شود (Kaffashpour Moradi, Mousavi & Marandi, 2018; Yazdi, Taftiyan & Moeinadin, 2021). به کار بردن روش

GMM پنل دیتای پویا مزیت‌های همانند حذف تورش های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر در GMM پنل دیتای پویا خواهد بود (Garayi Nejad, Dakhi Maal & Ostad Ramadan, 2013). در پژوهش حاضر از رویکرد پویا استفاده‌شده است تا اثر دوره گذشته متغیرهای وابسته بر دوره جاری مشخص شود. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹۹ (دوره ۱۳ ساله) است. نمونه موردمطالعه این پژوهش، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که حائز معیارهای جدول ۱ باشند. درنتیجه اعمال شرایط زیر، ۱۳۰ شرکت و یا ۱۸۲۰ سال-شرکت از جامعه آماری با استفاده از روش حذف سیستماتیک جهت انجام آزمون‌ها انتخاب شدند.

جدول (۱): نحوه انتخاب نمونه آماری

شرح	تعداد	تعداد
کل شرکت‌های موجود در بانک اطلاعاتی تا پایان سال ۱۳۹۹		۳۷۷
شرکت‌هایی که طی دوره پژوهش در حالت تعلیق بوده و یا از بورس تهران خارج‌شده‌اند.	(۵۲)	
شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها به ۲۹ اسفند ختم نمی‌شود و یا تغییر سال مالی داده‌اند.	(۵۵)	
تعداد شرکت‌های واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری و هلدینگ و لیزینگ و بیمه بانک هستند.	(۷۱)	
شرکت‌هایی که در طول دوره موردنظر، سهام آن‌ها به‌طور فعال در بورس معامله نشده است.	(۲۴)	
شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای به دست آوردن برخی متغیرهای پژوهش کافی نبوده است.	(۴۵)	
کل نمونه آماری قابل آزمون درنظرگرفتن پیش‌فرض‌ها		۱۳۰

٤- مدل پژوهش

یکی از حوزه‌های مهم تحقیقات حسابداری که در کانون توجه محققان داخلی و خارجی قرار دارد، بررسی محتوای اطلاعاتی داده‌های حسابداری است. هدف این نوع تحقیقات، بررسی این موضوع است که آیا نوع خاصی از داده‌های حسابداری مانند سود حسابداری، اطلاعاتی به مجموعه اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران می‌افزاید و آن‌ها را در جهت تصمیم‌گیری بهتر رهنمون می‌کند؟ این حوزه از تحقیقات با مطالعات (Ball & Brown, 1968) آغاز شد و پس‌ازآن، رابط متغیرهای حسابداری باارزش بازار سهام شرکت برای تحلیل کارایی اطلاعاتی داده‌های حسابداری بررسی شد. مدل در حالت کلی به شکل رابط ۱ تعریف می‌شود.

$$P=\beta_0 +\sum_{i=1}^{n} Bixi + \varepsilon$$ رابطه۱)

در این مدل، قیمت سهام شرکت (p)برحسب داده‌های مختلف حسابداری (x) توضیح داده می‌شود. تحقیقات در حوزه محتوای ارزشی اطلاعات حسابداری نشان می‌دهد، محققان برای ارزیابی سطح آگاهی بخشی اطلاعات حسابداری، از مدل (Ohlson, 1995) استفاده می‌کنند.

در مطالعات حوزه محتوای ارزشی اطلاعات حسابداری، پژوهشگران مدل (Ohlson, 1995) را به‌طور گسترده‌ای به‌کاربرده‌اند (رابط ۲).

$$P_{i,t}=\beta_0+\beta_1 EPS_{i,t}+\beta_2 BVS_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$ رابطه۲)

که در آن؛ P قیمت سهام چهار ماه بعد از پایان سال مالی (به‌منظور کسب اطمینان از اینکه قیمت‌ها، اطلاعات حسابداری افشاشده گزارش‌های سالان شرکت‌ها را منعکس کرده‌اند)؛ EPS سود هر سهم در پایان سال مالی شرکت و BVS ارزش دفتری هر سهم در پایان سال مالی شرکت است. این مدل برای ارزیابی سودمندی اطلاعات حسابداری در تعیین ارزش قیمت‌های سهام باکار برده می‌شود و نشان می‌دهد چگونه ارزش بازار شرکت به هر دو متغیر ارزش دفتری و سود حسابداری وابسته است. به‌منظور سنجش اثرگذاری متغیر احساس ریسک به کمک مدل (Ohlson, 1995) با افزودن متغیر احساس ریسک و برخی متغیرهای کنترلی مبتنی بر پژوهش (Alfaraih & Alanezi, 2011)، مدل‌های یادشده بسط داده‌شده‌اند.

روش GMM تخمین زننده قدرتمندی است که برخلاف روش حداکثر راست نمایی نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات ندارد که این روش مبتنی بر این فرض است که جملات اخلال در معاملات با مجموعه متغیرهای ابزاری غیر همبسته می‌باشند. مدل‌های اثرات ثابت یا تصادفی به لحاظ آنکه ممکن است جمله خطا با متغیرهای تأخیری، همبستگی داشته باشد، می‌تواند منجر به ارائه برآورد کننده ناسازگار و یا تورش شود هنگامی‌که در مدل داده‌های تلفیقی، متغیر وابسته به‌صورت وقفه در سمت راست مدل ظاهر می‌شود دیگر برآورد OLS سازگار نخواهد بود (Hemati Asiabarki et al., 2015).

جدول (۲): مدل‌های پژوهش

فرضیه	رویکرد	مدل
فرضیه ۱	پویا	$P_{it}=\beta_0+\beta_1 P_{it-1}+\beta_2 BVPS_{i,t}+\beta_3 EPS_{i,t}+\beta_4 RS_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$
	پویا	$P_{it}=\beta_0+\beta_1 P_{it-1}+\beta_2 BVPS_{i,t}+\beta_3 EPS_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$
فرضیه ۲	پویا	$P_{it}=\beta_0+\beta_1 P_{it-1}+\beta_2 BVPS_{i,t}+\beta_3 EPS_{i,t}+\beta_4 Growth_{i,t}+\beta_5 BVPS*Growth_{i,t}+\beta_6 EPS*Growth_{i,t}+\beta_7 RS_{i,t}+\beta_8 RS*Growth+\varepsilon_{i,t}$

$P_{it}=\beta_0+\beta_1 P_{it-1}+\beta_2 BVPS_{i,t}+\beta_3 EPS_{i,t}+\beta_4 Growth_{i,t}+\beta_5 BVPS*Growth_{i,t}+\beta_6 EPS*Growth_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$	پویا	
$P_{it}=\beta_0+\beta_1 P_{it-1}+\beta_2 BVPS_{i,t}+\beta_3 EPS_{i,t}+\beta_4 ROA_{i,t}+\beta_5 BVPS*ROA_{i,t}+\beta_6 EPS*ROA_{i,t}+\beta_7 RS_{i,t}+\beta_8 RS*ROA+\varepsilon_{i,t}$	پویا	فرضیه ۳
$P_{it}=\beta_0+\beta_1 P_{it-1}+\beta_2 BVPS_{i,t}+\beta_3 EPS_{i,t}+\beta_4 ROA_{i,t}+\beta_5 BVPS*ROA_{i,t}+\beta_6 EPS*ROA_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$	پویا	

در جدول فوق RS: احساس ریسک، P: قیمت سهام، BVPS: ارزش دفتری هر سهم، EPS: سود هر سهم، Growth: فرصت رشد شرکت، ROA: سودآوری می‌باشند.

۱-٤- تعریف عملیاتی متغیرها

احساس ریسک (RS): ازآنجایی‌که پژوهش حاضر بر ارائه الگویی برای محاسبه احساسات ریسک در حوزه مالی شرکت‌های بهابازار متمرکزشده است، فهرستی از کلمات خاصی برای هر نوع ریسک مالی شرکت ایجادشده است. برای تهیه این فهرست ابتدا فایل‌های گزارش فعالیت هیئت‌مدیره، صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی از پایگاه کدال بارگیری شده‌اند. سپس فایل‌هایی که قابلیت تبدیل به ورد را داشته‌اند از طریق نرم‌افزار پارسی پی‌دی‌اف تبدیل به فایل ورد (فایل مبتنی قابل‌پردازش) شده‌اند، سپس نام شرکت‌ها، جداول و شکل‌ها بر اساس ادبیات نظری و شواهد تجربی Li (۲۰۰۶) اعتقاد بر آن بوده است که قسمت‌های مذکور فاقد اطلاعات در رابطه بااحساس ریسک هستند حذف‌شده است. در مرحله بعد از طریق افزونه ویراستیار در نرم‌افزار مایکروسافت ورد، اقدام به استانداردسازی نویسه‌های متن گردیده است. برای تهیه فهرست اولیه از کلمات، از فرهنگ لغت ریسک مالی استفاده‌شده است و در مرحله بعد، کلمات را در هستی‌شناسی (WordNet) جستجو شده‌اند تا مترادف آن‌ها را نیز در برگیرد. درنهایت، از سه متخصص در حوزه ریسک مالی خواسته‌شده است تا فهرست کلمات را بررسی کرده و هر کلمه را با برچسب‌های مثبت، منفی، عدم قطعیت، فرصت، مالی، سیستماتیک، تغیر، دعاوی حقوقی، مالیات و حقوقی و نظارت نسبت دهند. برای مشخص کردن تعداد کلمات ریسک هر گزارش، ابتدا فهرست کلمات که در آن به کلمات مختلف برچسب داده‌شده است به نرم‌افزار مکس کیودا معرفی گردیده است تا آنکه این نرم‌افزار اطلاعات لازم را برای محاسبه تعداد کل کلمات هر گزارش و احساس ریسک را ازجمله تعداد فراوانی هر کلمه مثبت، منفی، عدم قطعیت، فرصت، مالی، سیستماتیک، تغییر، دعاوی

حقوقی، مالیات و حقوقی و نظارت محاسبه کرده است و با استفاده از قابلیت‌های این نرم‌افزار، مجموعه لغاتی از تمام کلمات متن‌های موردبررسی تهیه گردیده است. بعد از مشخص شدن تعداد کلمات مثبت و منفی و عدم قطعیت، فرصت، مالی، سیستماتیک، تغیر، دعاوی حقوقی، مالیات و حقوقی و نظارت هر گزارش، احساس ریسک طی رابطه زیر محاسبه‌شده است:

$$RS = \frac{\text{تعداد کلمات احساس ریسک}}{\text{تعداد کل کلمات گزارش}}$$

قیمت سهام (P): برابر است باقیمت هر سهم عادی شرکت i در پایان سال t، سود هر سهم (EPS): سود پیش‌بینی‌شده هر سهم شرکت i برای سال مالی t، ارزش دفتری هر سهم (BVPS): ارزش دفتری هر سهم عادی شرکت i در پایان سال مالی t، در پایان سال سودآوری (ROA): نسبت سود خالص بر کل دارایی‌های شرکت i در پایان سال مالی t، فرصت رشد (Growth): نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌های شرکت.

۵- نتایج

۱-۵-تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

در این بخش ابتدا یافته‌های مربوط به آمار توصیفی و نتایج برخی از آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون ارائه‌شده و در ادامه یافته‌های مربوط به فرضیه‌ها بیان می‌شود.

۱-۱-۵- نتایج آمار توصیفی

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر احساس ریسک برابر با ۰/۰۸۱ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکزیافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی می‌باشد که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود میانه این متغیر ۰/۰۷۷ می‌باشد که نشان می‌دهد که نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. در بین متغیرها احساس ریسک دارای کمترین و متغیر قیمت سهام بیشترین میزان پراکندگی را دارا می‌باشند؛ که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب کمترین و بیشترین میزان تغییرات را دارا می‌باشند.

جدول (۳): نتایج آمار توصیفی

نام متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	مینیمم	ماکسیمم
ارزش دفتری هر سهم (BVPS)	۲۱۷۸/۶	۱۷۷۸/۱	۱۷۸۸/۴	-۶۹۷۳/۰	۱۴۴۹۴/۹
سود هر سهم (EPS)	۰/۳۵۵	۰/۱۲۱	۰/۶۴۷	-۱/۳۶۳	۴/۵۱۵
فرصت رشد شرکت (GROWTH)	۰/۵۶۱	۰/۴۸۱	۰/۵۹۲	-۶/۵۶۰	۴/۳۴۹
قیمت سهام (P)	۵۷۱۱/۳	۳۲۸۳/۰	۶۶۶۶/۰	۲۰۹/۰	۶۴۵۱۶/۰
سودآوری (ROA)	۰/۱۰۱	۰/۰۸۸	۰/۱۳۷	-۱/۰۶۳	۰/۶۲۷
احساس ریسک (RS)	۰/۰۸۱	۰/۰۷۷	۰/۰۴۶	۰/۰۰۷	۰/۸۳۰

قبل از برآورد مدل رگرسیون بر روی‌داده‌ها، لازم است مانایی تک‌تک متغیرها بررسی شود چون درصورتی‌که متغیرها نامانا باشند، باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. در این تحقیق برای بررسی مانایی متغیرها برای داده‌های ترکیبی، از آزمون لوین- لین چوی[1] استفاده می‌شود. فرض صفر در این آزمون وجود ریشه واحد یا به‌طور معادل، عدم مانایی متغیرها می‌باشد که اگر مقدار سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ باشد فرض صفر رد می‌شود و متغیرها مانا هستند. خلاصه نتایج این آزمون در جدول ۴ ارائه‌شده است. با توجه به جدول ۴ مقدار سطح معنی‌داری آزمون لوین- لین چوی برای همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، درنتیجه فرض صفر رد می‌شود و متغیرها (مانا) هستند.

جدول (٤): نتایج آزمون ایستایی لوبن، لین وچوی

نام متغیر	آماره	احتمال
ارزش دفتری هر سهم (BVPS)	-۱۸/۲۶	۰/۰۰
سود هر سهم (EPS)	-۱۴/۷۶	۰/۰۰
فرصت رشد شرکت (GROWTH)	-۲۲/۹۲	۰/۰۰
قیمت سهام (P)	-۱۷/۶۲	۰/۰۰

[1] Levin, Lin & Chu

سودآوری (ROA)	-۱۸/۹۱	۰/۰۰
احساس ریسک (RS)	-۷۴/۲۴	۰/۰۰

۲-۱-۵- نتایج آزمون فرضیه‌ها

آزمون اعتبار ابزارها و همبستگی سریالی جملات خطا در مدل GMM

از آزمون J هانسن جهت اعتبار ابزارها استفاده می‌شود. فرضیه صفر برای این آزمون این است که ابزارها معتبر هستند. همان‌طور که در جداول مشاهده می‌شود در همه مدل‌های سه فرضیه، مقدار سطح معنی‌داری آزمون J بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است، درنتیجه فرض صفر آزمون (معتبر بودن ابزارها) پذیرفته می‌شود و می‌توان گفت که متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در این مدل مناسب هستند.

همچنین نتایج دو آزمون همبستگی سریالی مرتبه اول و دوم در همه مدل‌ها نشان می‌دهد مقدار سطح معنی‌داری آماره آزمون همبستگی سریالی مرتبه دوم بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، درنتیجه فرض صفر پذیرفته می‌شود که نشان می‌دهد همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا وجود ندارد.

فرضیه اصلی (۱) احساس ریسک گزارش‌های سالانه بر قیمت سهام تأثیر معناداری دارد.

جهت آزمون فرضیه اول از روش GMM استفاده‌شده است؛ که در مدل دوم متغیر احساس ریسک به مدل قیمت‌گذاری سهام (گوردون) اضافه می‌شود.

یافته‌های جدول ۵ نشان می‌دهد متغیر احساس ریسک تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت سهام می‌گذارد. درنتیجه فرضیه اول پذیرفته می‌شود و بین احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد. همچنین متغیر قیمت سهام با یک تأخیر در هر دو مدل قیمت‌گذاری سهام و بسط مدل قیمت‌گذاری سهام مثبت و معنی‌دار می‌باشد که این نتیجه نشان از پویایی متغیر قیمت سهام در طی زمان است، به‌طوری‌که قیمت سهام در دوره جاری به دوره بعد نیز افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به ضریب متغیر احساس ریسک که مثبت می‌باشد، نتیجه می‌شود با افزایش احساس ریسک، قیمت سهام افزایش می‌یابد.

جدول (۵): نتایج فرضیه اصلی ۱

$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 BVPS_{i,t} + \beta_3 EPS_{i,t} + \beta_4 RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 BVPS_{i,t} + \beta_3 EPS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
روش GMM								
متغیرهای مدل	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنادار

								ی
β_0	۰/۰۶۷	۰/۰۱۷	۴/۰۲۷	۰/۰۰۰	۰/۰۳۶	۰/۰۱۶	۲/۲۸۱	۰/۰۲۳
P_{it-1}	۰/۲۹۹	۰/۰۲۲	۱۳/۳۷۲	۰/۰۰۰	۰/۲۹۷	۰/۰۲۲	۱۳/۳۵۲	۰/۰۰۰
EPS	-۰/۰۴۴	۰/۰۰۶	-۶/۷۱۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۵	۰/۰۰۶	-۶/۹۷۵	۰/۰۰۰
BVPS	۱/۵۹۴	۰/۰۸۲	۱۹/۵۴۸	۰/۰۰۰	۱/۵۵۵	۰/۰۸۵	۱۸/۲۲۳	۰/۰۰۰
RS	-	-	-	-	۰/۴۴۰	۰/۰۹۹	۴/۴۲۹	۰/۰۰۰
آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه	آماره		معناداری	نتیجه	
آماره J	۱۵/۶۹	۰/۳۳	اعتبار ابزارها	۱۵/۷۴		۰/۳۳	اعتبار ابزارها	
AR(1)	-۵/۳۳	۰/۰۰۰	همبستگی سریالی در جملات خطا وجود ندارد	-۵/۸۲		۰/۰۰۰	همبستگی سریالی در جملات خطا وجود ندارد	
AR(2)	-۱.۱۰	۰/۲۱		-۱/۱۲		۰/۲۰		

فرضیه اصلی (۲) فرصت رشد شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارد.

جهت آزمون فرضیه دوم از دو مدل استفاده‌شده است؛ که در مدل دوم متغیر احساس ریسک و اثر متقابل آن با فرصت رشد، به مدل اضافه می‌شود. هر دو مدل با روش GMM برازش داده می‌شوند.

یافته‌های جدول ۶ نشان می‌دهد متغیر اثر متقابل احساس ریسک و فرصت رشد شرکت تأثیر منفی و معناداری بر قیمت سهام می‌گذارد. درنتیجه فرضیه دوم پذیرفته می‌شود و فرصت رشد شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارد. همچنین متغیر قیمت سهام با یک تأخیر در هر دو مدل قیمت‌گذاری سهام و بسط مدل قیمت‌گذاری سهام مثبت و معنی‌دار می‌باشد که این نتیجه نشان از پویایی متغیر قیمت سهام در طی زمان است، به‌طوری‌که قیمت سهام در دوره جاری به دوره بعد نیز افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به ضریب متغیر اثر متقابل فرصت رشد شرکت و احساس ریسک که منفی می‌باشد، نتیجه می‌شود فرصت رشد شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر منفی دارد.

جدول (٦): نتایج فرضیه ۲

$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 BVPS_{i,t} + \beta_3 EPS_{i,t} + \beta_4 Growth_{i,t} + \beta_5 BVPS^* Growth_{i,t} + \beta_6 EPS^* Growth_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 BVPS_{i,t} + \beta_3 EPS_{i,t} + \beta_4 Growth_{i,t} + \beta_5 BVPS^* Growth_{i,t} + \beta_6 EPS^* Growth_{i,t} + \beta_7 RS_{i,t} + \beta_8 RS^* Growth + \varepsilon_{i,t}$				
روش GMM								
متغیرهای مدل	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
β_0	۰/۰۶۲	۰/۰۲۱	۲/۸۸۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	۰/۰۲۷	۰/۲۶۹	۰/۷۸۸
P_{it-1}	۰/۲۸۹	۰/۰۲	۱۳/۳۶۴	۰/۰۰۰	۰/۲۸۷	۰/۰۲۴	۱۱//۹۲۳	۰/۰۰۰
EPS	−۰/۰۵۵	۰/۰۰۸	−۷/۱۸۶	۰/۰۰۰	−۰/۰۵۴	۰/۰۱۱	−۱۴/۷۱۴	۰/۰۰۰
BVPS	۱/۸۷۶	۰/۱۰۵	۱۷/۹۳۲	۰/۰۰۰	۱/۸۴۸	۰/۱۳۰	۱۴/۲۶۳	۰/۰۰۰
Growth	۰/۰۲۱	۰/۰۲۲	۰/۹۵۱	۰/۳۴۲	۰/۰۶۱	۰/۰۳۲	۱/۸۸۴	۰/۰۶۰
EPS* Growth	۰/۰۱۹	۰/۰۰۷	۲/۸۶۱	۰/۰۰۴	۰/۰۱۵	۰/۰۱۲	۱/۲۸۰	۰/۲۰۱
BVPS* Growth	−۰/۵۰۸	۰/۰۸۷	−۵/۸۶۶۱	۰/۰۰۰	−۰/۵۲۶	۰/۱۵۱	−۳/۴۸۱	۰/۰۰۱
RS	−	−	−	−	۰/۶۸۴	۰/۱۰۹	۶/۲۹۷	۰/۰۰۰
RS* Growth	−	−	−	−	−۰/۴۱۱	۰/۱۴۴	−۲/۸۴۶	۰/۰۰۵
آزمون تشخیص	آماره	معناداری	نتیجه		آماره	معناداری	نتیجه	
آماره J	۱۴/۱۲	۰/۳۵	اعتبار ابزارها		۱۵/۰۱	۰/۳۲	اعتبار ابزارها	
AR(1)	−۱۶/۳۷	۰/۰۰	همبستگی سریالی در جملات خطا وجود ندارد		−۱۵/۶۸	۰/۰۰	همبستگی سریالی در جملات خطا وجود ندارد	
AR(2)	−۱/۲۹	۰/۱۸			−۱/۳۳	۰/۱۸		

فرضیه اصلی (۳) سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارد.

جهت آزمون فرضیه سوم از دو مدل استفاده‌شده است؛ که در مدل دوم متغیر احساس ریسک و اثر متقابل آن با سودآوری، به مدل اضافه می‌شود. هر دو مدل با روش GMM برازش داده می‌شوند.

یافته‌های جدول ۷ نشان می‌دهد متغیر اثر متقابل احساس ریسک و سودآوری شرکت تأثیر منفی و معناداری بر قیمت سهام می‌گذارد. درنتیجه فرضیه سوم پذیرفته می‌شود و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارد. همچنین متغیر قیمت سهام با

یک تأخیر در هر دو مدل قیمت‌گذاری سهام و بسط مدل قیمت‌گذاری سهام مثبت و معنی‌دار می‌باشد که این نتیجه نشان از پویایی متغیر قیمت سهام در طی زمان است، به‌طوری‌که قیمت سهام در دوره جاری به دوره بعد نیز افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به ضریب متغیر اثر متقابل سودآوری شرکت و احساس ریسک که منفی می‌باشد، نتیجه می‌شود سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر منفی دارد.

جدول (۷): نتایج فرضیه ۳

$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 BVPS_{i,t} + \beta_3 EPS_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 BVPS^* ROA_{i,t} + \beta_6 EPS^* ROA_{i,t} + \beta_7 RS_{i,t} + \beta_8 RS^* ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 BVPS_{i,t} + \beta_3 EPS_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 BVPS^* ROA_{i,t} + \beta_6 EPS^* ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
روش GMM							
سطح معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضریب متغیر	سطح معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضریب متغیر	متغیرهای مدل
۰/۰۰۰	۳/۵۲۷	۰/۰۱۴	۰/۰۵۰	۰/۰۰۰	۸/۷۲۷	۰/۰۱۴	۰/۱۱۸	β_0
۰/۰۰۰	۱۳/۲۷۵	۰/۰۱۷	۰/۲۲۸	۰/۰۰۰	۱۳/۷۰۵	۰/۰۱۷	۰/۲۳۸	P_{it-1}
۰/۰۰۰	−۱۰/۸۸۲	۰/۰۰۳	−۰/۰۳۵	۰/۰۰۰	−۱۰/۶۵۲	۰/۰۰۳	−۰/۰۳۷	EPS
۰/۰۰۰	۱۲/۵۵۸	۰/۰۷۸	۰/۹۸۶	۰/۰۰۰	۱۲/۶۱۲	۰/۰۸۲	۱/۰۳۰	BVPS
۰/۵۹۰	۰/۵۳۹	۰/۱۲۰	۰/۰۶۴	۰/۰۲۵	−۲/۲۴۶	۰/۰۹۸	−۰/۲۲۱	ROA
۰/۰۱۵	−۲/۴۳۳	۰/۰۶۵	−۰/۱۵۸	۰/۰۲۶	−۲/۲۳۱	۰/۰۷۰	−۰/۱۵۷	EPS* ROA
۰/۰۰۰	۵۰۱۱۱	۰/۳۰۴	۳/۴۹۴	۰/۰۰۰	۱۰/۲۸۹	۰/۳۴۴	۳/۵۴۰	BVPS* ROA
۰/۰۰۰	۱۲/۱۷۷	۰/۰۷۳	۰/۸۸۷	–	–	–	–	RS
۰/۰۰۰	−۳/۷۴۶	۰/۷۳۷	−۲/۷۶۳	–	–	–	–	RS* ROA
نتیجه		معناداری	آماره	نتیجه		معناداری	آماره	آزمون تشخیص
اعتبار ابزارها		۰/۳۱	۱۶/۰۱	اعتبار ابزارها		۰/۳۰	۱۶/۲۶	آماره J
همبستگی سریالی در جملات خطا وجود ندارد		۰/۰۰	−۱۵/۰۴	همبستگی سریالی در جملات خطا وجود ندارد		۰/۰۰	−۱۵/۹۸	AR(1)
		۰/۱۷	−۱/۴۸			۰/۱۶	−۱/۵۹	AR(2)

٦- بحث و نتیجه

در ایران، طی سه دهه اخیر شاهد ریسک‌های زیادی در سطح کلان جامعه در سطوح مختلف هستیم. افزایش احساس ریسک در تمامی سطوح اقتصادی، مالی و سیاسی بر سطح فعالیت و کارایی بازارها اثرگذار است. مروری بر مطالعات صورت گرفته در خصوص بررسی تأثیر ریسک و افشای ریسک بر بازار بورس نشان می‌دهد مطالعه جامعی برای بررسی اثر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه انجام نگرفته است؛ بنابراین این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا نقش تعدیلگر فرصت رشد و سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه تأثیر دارند؟ در این پژوهش با توجه به اثر متغیرهای فرصت رشد و سودآوری بر ارزش شرکت، مدل ارزش شرکت با استفاده از متغیر قیمت سهام بررسی شد. نتایج این مرحله، یافته‌های آزمون مدل اولسون را تأیید کرد. در این راستا سه فرضیه اصلی با رویکرد پویا مورد آزمون قرار گرفتند. فرضیه اول به بررسی اثر احساس ریسک بر قیمت سهام در گزارش‌های سالانه اختصاص دارد. نتایج نشان می‌دهد احساس ریسک گزارش‌های سالانه بر قیمت سهام تأثیر معناداری دارد که با نتایج پژوهش‌های (Miihkinen, 2013; Khoshkholg & Talebnia, 2021) همسو است. در فرضیه دوم، اثر بین فرصت رشد شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام آزمون شده است. نتایج نشان می‌دهد فرصت رشد شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارد. درنتیجه فرضیه دوم پذیرفته‌شده است و نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش‌های (Stangler, 2010; Wright et al., 1995) همسو می‌باید. در فرضیه سوم، اثر بین سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام آزمون شده است و نتایج نشان می‌دهد سودآوری شرکت بر ارتباط ارزشی احساس ریسک گزارش‌های سالانه و قیمت سهام تأثیر معناداری دارد. نتایج این مطالعه در راستای نتایج (Ke & Yu, 2020) نشان می‌دهد که نقش تعدیلگر متغیر سودآوری باعث تأثیرگذاری احساس ریسک بر قیمت سهام می‌شود. همچنین در مطالعه بنابراین می‌توان ادعا نمود که بازار بورس اوراق بهادار تهران بیشتر تحت تأثیر متغیرهای اقتصادی است و متغیرهای مالی و سیاسی اثر چندانی بر این بازار ندارد؛ بنابراین به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود در تحلیل‌های مالی به اثر احساس ریسک بر بازده بازار توجه ویژه‌ای نمایند. علاوه بر این برای کاهش اثر احساسات ریسک بر اقتصاد و به‌طور ویژه‌بر بازار بورس، سیاست‌گذاری در حوزه‌های کلان جهت کاهش احساس ریسک لازم به نظر می‌رسد.

٦-١- پیشنهادهای حاصل از نتایج پژوهش

- با توجه به رابطه بین متغیر احساس ریسک گزارش‌ها سالانه و قیمت سهام، به کارگزاران و مشاوران مالی فعال در بورس اوراق بهادار توصیه می‌شود، علاوه بر متغیرهای اقتصادی و حسابداری تأثیرگذار بر نوسانات قیمت سهام، به ویژگی‌های رفتاری سرمایه‌گذاران نیز توجه شود.
- با توجه به تأثیر احساسات ریسک سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام، سرمایه‌گذاران باید هنگامی‌که در بازار اخبار هیجانی و احساساتی زودگذر وجود دارد، با دقت بیشتری به خریدوفروش سهام مبادرت ورزند.

٦-٢- پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

ازآنجایی‌که پژوهش در حوزه احساس ریسک گزارش‌های سالانه در ایران انجام‌نشده است، به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود:

- به بررسی اثر آیین‌نامه گزارش تفسیری مدیریت بر رابطه احساس ریسک در گزارش‌های سالانه و عملکرد عملیاتی جاری و آتی با استفاده از سیستم معادلات همزمان پرداخته شود.
- به بررسی ارتباط بین کیفیت حاکمیت شرکتی درونی و بیرونی و احساس ریسک گزارش‌های سالانه با استفاده از مدل پویا پرداخته شود.
- پیامد اقتصادی احساس ریسک در گزارش‌های سالانه بررسی شود.

References

Abraham, S., & Shrives, P. J. (2014). Improving the relevance of risk factor disclosure in corporate annual reports. *The British accounting review, 46*(1), 91-107.

Aggarwal, D. (2022). Defining and measuring market sentiments: A review of the literature. *Qualitative Research in Financial Markets, 14*(2), 270-288.

Ahmed, Y., & Elshandidy, T. (2016). The effect of bidder conservatism on M&A decisions: Text-based evidence from US 10-K filings. *International Review of Financial Analysis, 46*, 176-190.

Bagnoli, M.; Clement, M.; Crawley, M., & Watts, S. (2010). The relative profitability of analysts' stock recommendations: What role does investor sentiment play. Availableat: http://www. ssrn. com. (In persian)

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

Bao, Y., & Datta, A. (2014). Simultaneously discovering and quantifying risk types from textual risk disclosures. *Management Science, 60*(6), 1371-1391.

Bergman, N. K., & Roychowdhury, S. (2008). Investor sentiment and corporate disclosure. *Journal of Accounting Research, 46*(5), 1057-1083.

De Long, J. B.; Shleifer, A.; Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of political Economy, 98*(4), 703-738.

Dumas, B.; Kurshev, A., & Uppal, R. (2009). Equilibrium portfolio strategies in the presence of sentiment risk and excess volatility. *The Journal of Finance, 64*(2), 579-629.

Fama, E., & French, K. R. (2001). Newly listed firms: Fundamentals, survival rates. and returns, Working paper, University of Chicago.

Filzen, J.; McBrayer, G., & Shannon, K. (2021). Risk factor disclosures: do managers and markets speak the same language?. Available at SSRN 2863414.

Fu, J.; Wu, X.; Liu, Y., & Chen, R. (2021). Firm-specific investor sentiment and stock price crash risk. *Finance Research Letters, 38*, 101442.

Garayi Nejad, Gh.; Dakhi Maal, A., & Ostad Ramadan, A, S., (2013). The effect of effective factors on the attraction of foreign direct investment with emphasis on institutional and structural variables, *Journal of Financial Economics, 8*(29), 131-150. (In persian)

Hemati Asiabarki, M.; Meshki, M.; Gholizadeh, M. H., & Ramazanpour, E. (2015). The Effect of Article 44 of the Constitution Law on Liquidity in Tehran Stock Exchange with Dynamic Panel Data (DPD) and GMM Method. *Empirical Research in Accounting, 5*(4), 89-108. (In persian)

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

Kaffashpour Yazdi, M.; Taftiyan, A., & Moeinadin, M. (2021). The Effects of Information Symmetry on the Relationship between Internal Information Quality and Systematic Risk Using Static and Dynamic Approaches. *Financial Management Strategy, 9*(3), 141-160. (In persian)

Ke, B., & Yu, Y. (2020). Why don't analysts use their earnings forecasts in generating stock recommendations?. *China Accounting and Finance Review*.

Keshavarz, H., & Rezaei, M. (2022). The Effect of Economic, Financial and Political Risk on the Risk and Return of Tehran Stock Exchange. *Monetary & Financial Economics, 28*(22), 127-152. (In persian)

Khoshkholg, I., & Talebnia, G. (2021). Explaining the effect of financial reporting concepts on the level of risk disclosure in annual financial reporting in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge, 10*(38), 455-473. (in Persian)

Khoshkholg, I., & Vakilifard, H. (2021). Explaining the effect of political and moral dimensions of management behaviors on the level of risk disclosure in annual financial reporting in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge, 10*(38), 301-314. (In persian)

Lemmon, M., & Portniaguina, E. (2006). Consumer confidence and asset prices: Some empirical evidence. *The Review of Financial Studies, 19*(4), 1499-1529.

Li, J. (2017). Investor sentiment, heterogeneous agents and asset pricing model. The North American *Journal of Economics and Finance, 42*, 504-512.

Li, J., & Yang, C. (2017). The cross-section and time-series effects of individual stock sentiment on stock prices. *Applied Economics, 49*(47), 4806-4815.

Liu, Q.; Lee, W. S.; Huang, M., & Wu, Q. (2022). Synergy between stock prices and investor sentiment in social media. *Borsa Istanbul review.*

Mehradi, R.; Badavarnahandi, Y.; Zeinali, M., & Baradaran Hassanzadeh, R. (2021). Impact of Conservatism in Risk Disclosure on the Information Content of Accounting Information and Stock Return Synchronicity. *Journal of Financial Accounting Research, 13*(2), 33-56. (in Persian)

Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 867-887.

Mian, G. M., & Sankaraguruswamy, S. (2012). Investor sentiment and stock market response to earnings news. *The Accounting Review, 87*(4), 1357-1384.

Michael, C. J., & William, H. M. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics, 3*(4), 305-360.

Moradi, M.; Mousavi, S. F., & Marandi, Z. (2018). Investigate the relationship of financial constraints and positive and negative free cash flow on overinvestment and underinvestment in corporate assets using the static and dynamic model. *Applied Research in Financial Reporting, 6*(2), 233-260. (In Persian)

Myšková, R., & Hájek, P. (2020). Mining risk-related sentiment in corporate annual reports and its effect on financial performance.*Technological and Economic Development of Economy, 26*(6), 1422-1443.

Naimah, Z. (2012). Bias in accounting and the value relevance of accounting information. *Procedia Economics and Finance, 2,* 145-156.

Namazi, M., & Ebrahimi, M. M. (2016). Studying the Disclosure of Risk and Influencial Factors on This Disclosure. (In persian)

Osoolian, M.; Tajvidi, E., & Pazouki, Y. (2021). Investigating Excess Cash, Firm Value and Stock Liquidity Risk in Firms with Growth Opportunities or Financial Constraints. *Accounting and Auditing Review, 28*(2), 248-273. (In Persian)

Pavtar, A. A. (2017). A Comparative analysis of the effect of IFRS adoption on value relevance of accounting information in an emerging economy: A focus on listed deposit money banks in Nigeria. *International Journal of Banking and Finance Research, 3*(2), 76-99.

Polk, C., & Sapienza, P. (2008). The stock market and corporate investment: A test of catering theory. *The Review of Financial Studies, 22*(1), 187-217.

Ryu, D.; Kim, H., & Yang, H. (2017). Investor sentiment, trading behavior and stock returns. *Applied Economics Letters, 24*(12), 826-830.

Sentana, E., & Wadhwani, S. (1992). Feedback traders and stock return autocorrelations: evidence from a century of daily data. *The Economic Journal, 102*(411), 415-425.

Shiller, R. J. (2015). Irrational exuberance. In Irrational exuberance. Princeton university press.

Stangler, D. (2010). High-growth firms and the future of the American economy. Available at SSRN 1568246.

Uthman, A. B., & Abdul-Baki, Z. (2014). The value-relevanceof Accounting Information in Nigeria: Analysts' perception in the IFRS regime. *The Journal of Accounting and Management, 4.*(۱)

Vijitha, P., & Nimalathasan, B. (2014). Value relevance of accounting information and share price: A study of listed manufacturing companies in Sri Lanka. Merit *Research Journal of Business and Management, 2*(1), 1-6.

Wright, P.; Ferris, S. P.; Hiller, J. S., & Kroll, M. (1995). Competitiveness through management of diversity: Effects on stock price valuation. *Academy of Management Journal, 38*(1), 272-287.

Xu, N.; Li, X.; Yuan, Q., & Chan, K. C. (2014). Excess perks and stock price crash risk: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance, 25*, 419-434.

Yahaya, O. A.; Onyabe, J. M., & Usman, S. O. (2015). International financial reporting standards' adoption and value relevance of accounting information of listed deposit money banks in Nigeria. *Journal of economics and sustainable development, 6*(12), 85-94.

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 291 - 313

The Nonlinear Effects of Globalization and Inflation Components on Financial Development in Iran: Markov Switching Approach
(with Emphasis on Banking Credits)

M. Jalili[1], E. Entezar[2]*, T. Akhundzadeh Yousefi[3], M. Sokhanvar[4]

1- Ph. D Candidate, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
2- Assistant Professor, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran (Corresponding Author)
3- Assistant Professor, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
4- Assistant Professor, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran

(*- Corresponding Author Email: E.entezar@srbiau.ac.ir Orcid Id: 0000-0003-1891-8816)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80859.1279

Received: 2023/01/30 Revised: 2023/05/03 Accepted: 2023/09/12	**How to cite this article:** Jalili, M.; Entezar, E.; Akhundzadeh Yousefi, T. & Sakhadari, A. (2023). The Nonlinear Effects of Globalization and Inflation Components on Financial Development in Iran: Markov Switching Approach (with Emphasis on Banking Credits). *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal*, *30*(1): 291 – 313. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80859.1279
Available Online: 2023/09/12	

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

1- INTRODUCTION

Undoubtedly, it is possible to achieve long-term and continuous economic growth in any country by equipping and optimally allocating investment resources in the national economy of that country, and the role of developed financial markets is necessary to achieve this goal. In fact, the role and importance of the financial system in the development process of countries is such that the difference between developed and developing economies can be found in the degree of efficiency and effectiveness of their financial system. Financial development is a category, which, according to the developments of financial markets, following the discussions of globalization and financial integration after the 70s, was taken into the attention of economists. Therefore, considering the importance of the financial development category in different countries, the study of factors affecting it has always been emphasized. Financial development is a set of factors, policies and institutions that lead to the creation of effective financial markets and financial intermediaries and provide deep and wide access to capital and financial services.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Many factors can influence the development process of financial markets, among which, the role of the combined index of globalization and inflation can be very important. Some economists and economic policymakers, such as Greenaway and Baltaji, believe that globalization leads to better macroeconomic performance and faster financial development in terms of financial and commercial openness, which many empirical studies support this view. International institutions such as the World Bank, the International Monetary Fund, and the Organization for Economic Cooperation and Economic Development advise member countries to believe that commercial and financial liberalization has a positive effect on financial development.

3- METHODOLOGY

In this research, the non-linear effects of globalization and inflation on the financial development index (facilities granted by the banking system) in Iran during the period 1368 to 2020 have been investigated by using the Markov switching econometric technique.

In this study, the dependent variable is financial development, and the independent variables are inflation, globalization, capital stock, and government spending.

4- RESULTS & DISCUSSION

In the first regime, the economic dimension of globalization has a positive effect on financial development, which indicates that, due to the increase in the economic dimension of globalization, the index of financial development (facilities granted by the banking system) increases. But in the second regime, the economic dimension of globalization has a negative effect on financial development, which indicates that, due to the increase in the economic dimension of globalization, the index of financial development (facilities granted by the banking system) decreases.

Inflation caused by demand pressure and monetary inflation in both regimes has a negative effect on financial development, which indicates that, due to the increase in inflation caused by demand pressure and monetary inflation, the index of financial development (facilities granted by the banking system) decreases.

Human capital in both regimes has a positive effect on financial development, which indicates that, due to the increase in human capital, the financial development index (facilities granted by the banking system) increases.

In the first regime, capital stock has a positive effect on financial development, which indicates that, due to an increase in capital stock, the index of financial development (facilities granted by the banking system) increases. But in the second regime, it has no effect on financial development. Government spending in both regimes has a negative effect on financial development, which indicates that, due to an increase in

government spending, the financial development index (facilities granted by the banking system) decreases.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The results of the estimates indicate that the sources of inflation (inflation caused by demand pressure and monetary inflation, structural inflation, inflation caused by cost pressure and imported inflation) had a negative effect on financial development in both regimes. Regarding the dimensions of globalization (economic dimension, social dimension and political dimension), we saw a positive relationship in the first regime and a negative relationship in the second regime. In connection with the results of the control variables, the variables of capital stock and human capital in both regimes had a positive effect on banking facilities, but the effect of government spending on banking facilities in both regimes was negative. Now, according to the results, policy proposals are presented as follows:

- What can be stated with certainty is that paying attention to globalization and joining international organizations such as the World Trade Organization can help improve the performance of financial development indicators in Iran. Because Iran has a long way to go on the path of globalization and integration into it. Therefore, the economic, political, social and cultural dimensions, especially the political dimension, need a fundamental revision.

Keywords: Globalization, Inflation, Financial Development, Markov Switching.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

بررسی تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر توسعه مالی در ایران: رهیافت مارکوف سوئیچینگ

(با تأکید بر تسهیلات بانکی)

مهدی جلیلی
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران
الناز انتظار[1]
استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران
طاهره آخوندزاده یوسفی
استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران
محمد سخنور
استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80859.1279

چکیده

بدون شک دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی در هر کشور با تجهیز و تخصیص بهینه منابع سرمایه‌گذاری در اقتصاد ملی آن کشور امکان‌پذیر است و برای رسیدن به این هدف نقش بازارهای مالی توسعه‌یافته ضروری است. درواقع نقش و اهمیت نظام مالی در فرآیند توسعه کشورها به حدی است که می‌توان تفاوت اقتصادهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه را در درجه کارآمدی و کارایی نظام مالی آن‌ها جستجو کرد. در این پژوهش، به بررسی تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۹ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی مارکوف سوئیچینگ پرداخته شده است. نتایج برآوردها حاکی از آن است که ریشه‌های تورم (تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی، تورم ساختاری، تورم ناشی از فشار هزینه و تورم وارداتی) در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر توسعه مالی داشتند. در مورد ابعاد جهانی‌شدن (بعد اقتصادی، بعد اجتماعی و بعد سیاسی) نیز، در رژیم اول شاهد رابطه مثبت و در رژیم دوم شاهد رابطه منفی بودیم.

کلیدواژه‌ها: جهانی‌شدن، تورم، توسعه مالی، مارکوف سوئیچینگ.

---

[1] نویسنده مسئول: E.entezar@srbiau.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۱
صفحات: ۳۱۳-۲۹۱

۱. مقدمه

بدون شک دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی در هر کشور با تجهیز و تخصیص بهینه منابع سرمایه‌گذاری در اقتصاد ملی آن کشور امکان‌پذیر است و برای رسیدن به این هدف نقش بازارهای مالی توسعه‌یافته ضروری است. درواقع نقش و اهمیت نظام مالی در فرآیند توسعه کشورها به حدی است که می‌توان تفاوت اقتصادهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه را در درجه کارآمدی و کارایی نظام مالی آن‌ها جستجو کرد. توسعه مالی مقوله‌ای است، که با توجه به تحولات بازارهای مالی، به دنبال مباحث جهانی‌شدن و ادغام مالی پس از دهه هفتاد موردتوجه اقتصاددانان قرار گرفت. لذا با توجه به اهمیت مقوله توسعه مالی در کشورهای مختلف، مطالعه عوامل مؤثر بر آن همیشه مورد تأکید بوده است. توسعه مالی، مجموعه عوامل، خط‌مشی‌ها و نهادهایی است که به ایجاد بازارهای مالی و واسطه‌های مالی اثربخش منجر می‌شود و دسترسی عمیق و گسترده به سرمایه و خدمات مالی را فراهم می‌کند. وجود نظام توسعه‌یافته مالی، مقدمه توسعه اقتصادی است؛ سیستمی کارآمد که انگیزه پس‌انداز کردن را در خانوارها تشویق کند و ریسک سرمایه‌گذاری را برای کارآفرینان کاهش دهد. ازاین‌رو، تمام کشورهای توسعه‌یافته، نظام مالی پیشرفته دارند و هیچ اقتصاد صنعتی را نمی‌توان یافت که فاقد نظام مالی توسعه‌یافته باشد. همچنین هیچ کشور فقیری را نمی‌توان یافت که بازار مالی پیشرفته‌ای داشته باشد (Nikoughadam & Aboutorabi, 2018).

سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر توسعه مالی در ایران چگونه است؟ بررسی تأثیرات همزمان تورم و جهانی‌شدن بر توسعه مالی حائز اهمیت فراوانی است. چراکه که اقتصاد ایران طی دهه‌های گذشته همواره دچار تورم‌های بالا و نوسانی بوده است و براساس گزارش صندوق بین‌المللی پول در سال ۲۰۱۴، اقتصاد ایران از لحاظ بالابودن تورم، متاسفانه رتبه سوم را کسب کرده است. به‌طوری‌که بانک جهانی نرخ تورم ایران در سال ۲۰۱۴ را ۱۷/۲ درصد اعلام کرده است. در واقع، ایران همچنان یکی از بالاترین نرخ‌های تورم را در جهان دارا می‌باشد. در این راستا پایش وضعیت تورم در آینده یکی از ابزارهای مناسب جهت اتخاذ صحیح سیاست‌های مناسب اقتصادی در کشور است (Dadger et al., 2006).

از سوی دیگر ایران به لحاظ جهانی‌شدن، رتبه قابل‌توجهی را به همراه نداشته است و عمده ضعف موجود نیز مربوط به بعد سیاسی جهانی‌شدن و از حیث نهادهای سیاسی بوده است که روند چشم‌گیری را به همراه نداشته‌اند. هرچند طی سالیان گذاشته، روند جهانی‌شدن تا حدی بهبود یافته است ولی هنوز به مرحله ایده آل نرسیده است ولی در مقام مقایسه با تورم، وضعیت این شاخص به‌مراتب، بهتر بوده است.

ازاین‌رو بررسی همزمان این دو شاخص می‌تواند تا حدی بر اثرات مخرب تورم فائق آمده و زمینه‌های شکل‌گیری توسعه مالی بیشتر را در اقتصاد ایران فراهم سازد. به عبارتی بررسی تأثیرات همزمان این دو شاخص، می‌تواند به شناسایی هرچه بیشتر ریشه‌های مشکلات تورم و جهانی‌شدن، کمک شایانی بنماید (Frederic, 2009).

در پژوهش حاضر به بررسی تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۹ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی مارکوف سوئیچینگ[1]، پرداخته می‌شود.

مقاله حاضر در شش بخش سازماندهی شده است. بطوریکه پس از مقدمه در بخش دوم، ادبیات موضوع مطرح می‌گردد. بخش سوم به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم، روش‌شناسی و مدل بیان می‌گردد. در بخش پنجم نیز به ارائه نتایج تحقیق پرداخته می‌شود و درنهایت بخش ششم مقاله، به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. ادبیات موضوع

بدون شک دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی در هر کشور با تجهیز و تخصیص بهینه منابع سرمایه‌گذاری در اقتصاد ملی آن کشور امکان‌پذیر است و برای رسیدن به این هدف نقش بازارهای مالی توسعه‌یافته ضروری است. درواقع نقش و اهمیت نظام مالی در فرآیند توسعه کشورها به حدی است که می‌توان تفاوت اقتصادهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه را در درجه کارآمدی و کارایی نظام مالی آن‌ها جستجو کرد. توسعه مالی مقوله‌ای است، که با توجه به تحولات بازارهای مالی، به دنبال مباحث جهانی‌شدن و ادغام مالی پس از دهه هفتاد موردتوجه اقتصاددانان قرار گرفت. لذا با توجه به اهمیت مقوله توسعه مالی در کشورهای مختلف، مطالعه عوامل مؤثر بر آن همیشه مورد تأکید بوده است. توسعه مالی، مجموعه عوامل، خط‌مشی‌ها و نهادهایی است که به ایجاد بازارهای مالی و واسطه‌های مالی اثربخش منجر می‌شود و دسترسی عمیق و گسترده به سرمایه و خدمات مالی را فراهم می‌کند (Sethi et al., 2020). عوامل بسیاری می‌توانند بر فرآیند توسعه بازارهای مالی تأثیرگذار باشند که دراین‌بین، نقش شاخص ترکیبی جهانی‌شدن و تورم می‌تواند حائز اهمیت فراوانی باشد. برخی اقتصاددانان و سیاست‌گذاران

---

[1] .Markov Switching (MS)

اقتصادی مانند، گرین اوی و بالتاجی[1]، معتقدند جهانی‌شدن به لحاظ بازبودن مالی و تجاری به عملکرد کلان اقتصادی بهتر و توسعه مالی سریع‌تر می‌انجامد، که مطالعات تجربی فراوان از این دیدگاه حمایت می‌کنند. نهادهای بین‌المللی همانند بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و سازمان همکاری اقتصادی و توسعه اقتصادی به کشورهای عضو این باور را توصیه می‌کنند، که آزادسازی‌های تجاری و مالی بر توسعه مالی تأثیر مثبت دارد. حتی بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول اصلاحات با جهت‌گیری بازار و آزادسازی تجاری را شرط کمک‌های مالی خود قرار داده‌اند. پیوند مثبت بین باز بودن مالی و تجاری با توسعه مالی انگیزه مناسبی برای اصلاحات تجاری طی بیست سال گذشته به وجود آورده است، بطوریکه ۱۰۰ کشور جهان به‌نوعی به آزادسازی تجاری متعهد شده‌اند (Muye & Muye, 2017). درواقع گرین اوی، بالتاجی معتقدند که در هم ادغام شدن بازارهای جهانی، می‌تواند اثرات مثبت قابل‌توجهی را به همراه داشته باشد. درواقع، جهانی‌شدن در زمینه‌های تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم و جابجایی و انتقال سرمایه، نیروی کار و فرهنگ در چهارچوب سرمایه‌داری و آزادی بازار و نهایتاً سر فرود آوردن جهان در برابر ابرقدرت‌های جهانی بازار می‌باشد، منجر به شکافته شدن مرزهای ملی و کاسته شدن از حاکمیت دولت خواهد شد. عنصر اصلی و اساسی در این پدیده، شرکت‌های بزرگ چندملیتی و فراملی هستند. این پدیده از پیامدهای سر بر آوردن دولت‌های نیرومند ملی و شدیدترین مرحلهٔ روابط سلطه‌گری و سلطه‌پذیری امپریالیستی است. جهانی‌شدن اوج پیروزی سرمایه‌داری جهانی در عالم است و از بطن دولت ملی زاده شده است و همچنان به‌طور یکسان، به تولید خود در درون و بیرون مرزهایش ادامه می‌دهد. از دید دیگر جهانی‌شدن، رقابت بی‌قیدوشرط در سطح جهانی است، رقابتی که برای کشورهای غنی درآمد بیشتر و برای کشورهای فقیر، فقر بیشتر می‌آورد. این امر در سایهٔ چیرگی و رهبری کشورهای مرکز و نیز در سایهٔ حاکمیت نظام جهانی مبادلهٔ نامتوازن و ناهمگون صورت می‌پذیرد (Bianchi & Civelli, 2015). در یک نگاه جامع‌تر، جهانی‌شدن، نقشی اساسی در توسعه بخش مالی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه دارد، که با فراهم‌سازی اصلاحات در زیربناها منجر به تقویت سیستم مالی و اقتصادی، افزایش کارایی، ابداعات بیش‌تر، کاهش قیمت و افزایش تنوع خدمات منجر می‌شود. لذا با توجه با اهمیت جهانی‌شدن، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی باید بستر مناسبی را برای توسعه تجارت خدمات مالی فراهم کنند. فشار ناشی از توسعه تکنولوژی بر فرآیند ادغام اقتصادی (جهانی‌شدن) در دو دههٔ گذشته، باعث تغییر در ساختار توسعه

---

[1] .Green, Avy & Baltagi

بخش‌های مالی و ظهور شرکت‌های فراملیتی یا چندملیتی شده است. ادغام اقتصادی در سطح جهان، در دو سطح خرد و کلان اتفاق افتاده است. این ادغام در سطح اقتصاد خرد، بیشتر قابل‌مشاهده است، زیرا شرکت‌ها در ماورای مرزها گسترش یافته‌اند و یا از راه سرمایه‌گذاری مشترک و همکاری با شرکت‌های محلی، بدون شراکت در دارایی‌ها (همکاری استراتژیک) فعالیت شرکت‌های مستقل را مرتبط کرده‌اند. در سطح کلان، ادغام اقتصاد جهانی از راه کاهش موانع تجاری و جریان آزادتر کالا و خدمات و عوامل تولید محقق شده است (Frederic, 2009). همچنین ازآنجایی‌که نرخ‌های شدید تورم همانند یک مالیات بر مانده‌های حقیقی یا ذخایر بانکی عمل می‌کند، بنابراین یک افزایش در نرخ تورم، نرخ بازدهی واقعی پول و نرخ بازدهی واقعی تمام دارایی‌های مالی را کاهش می‌دهد. به عبارتی، نرخ‌های شدید تورم، نرخ بازدهی پس‌انداز کنندگان را کاهش داده و نرخ‌های واقعی بهره‌ای را که وام‌گیرندگان پرداخت می‌کنند، کم می‌کند. این اثر به‌خودی‌خود، باعث می‌شود که تمایل سرمایه‌گذاران و وام‌گیرندگان ذاتی برای اخذ وام بیشتر و تمایل پس‌انداز کنندگان یا وام‌دهندگان ذاتی برای پس‌انداز، کاهش یابد. با کاهش پس‌انداز، منابع وجوه واسطه‌های مالی محدودتر می‌شود و درنتیجه، میزان تسهیلات اعطایی آن‌ها به وام‌گیرندگان کاهش می‌یابد. با کاهش منابع وجوه واسطه‌های مالی ناشی از کاهش پس‌انداز وام‌دهندگان، واسطه‌های مالی ممکن است با محدودیت بیشتر و به‌نوعی جیره‌بندی اعتبارات به اعطای تسهیلات بپردازند. بدیهی است در این‌گونه موارد، اغلب "وام‌گیرندگان با کیفیت پایین‌تر " که صرفاً با نرخ‌های بهره پایین تمایل به دریافت وام دارند و ریسک ناشی از عدم بازپرداخت تسهیلات توسط آن‌ها برای واسطه‌های مالی بالا است، از دریافت تسهیلات محروم می‌شوند و حجم تسهیلات اعطایی واسطه‌های مالی شدیداً کاهش پیدا می‌کند؛ بنابراین نرخ تورم شدید به این شکل، به‌عنوان یک سد در مسیر توسعه مالی عمل می‌کند و واسطه‌های مالی در دوره‌هایی که نرخ تورم شدید است، تمایل کمتری به اعطای وام دارند و حجم تسهیلات اعطایی آن‌ها کاهش می‌یابد (Fallahati et al., 2011).

- با توجه به سوابق تحقیقات داخلی و خارجی چنین قابل اذعان است که مطالعه مشخصی در زمینه بررسی تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر توسعه مالی در اقتصاد ایران در قالب تکنیک اقتصادسنجی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ صورت نگرفته بود. بر این اساس در پژوهش حاضر، به بررسی تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر توسعه مالی در ایران با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ پرداخته می‌شود.

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱. مطالعات داخلی

حسین زاده و ارجمندی مزرعه (۲۰۲۱)، به بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر توسعه بازارهای مالی با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی پانل دیتا با رهیافت اثرات ثابت در ۲۴ کشور منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج حاصل از برآورد صورت گرفته گویای آن است، که آزادسازی مالی دارای تأثیر مثبتی بر توسعه مالی (تسهیلات بانکی و ارزش سهام معاملاتی) می‌باشد. نیکوقدم و ابوترابی (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان (تأثیر تورم بر رابطه علّی توسعه مالی-رشد اقتصادی در ایران)، با به‌کارگیری الگوی تصحیح خطای برداری، به انجام آزمون علّیت سه‌متغیره میان رشد اقتصادی، توسعه مالی، و نرخ تورم در ایران طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۶ پرداختند. در مقایسه با نتایج آزمون علّیت دومتغیره، نتایج آزمون علّیت سه‌متغیره نشان می‌دهد که علّیت معکوس از رشد به برخی از شاخص‌های توسعه مالی، به دلیل نرخ‌های تورم بالا است. به‌علاوه، تورم پایدار بالا در ایران، علّیت برخی دیگر از شاخص‌های توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند. فرید و امیرطاهری (۲۰۱۸)، به بررسی تأثیر بعد اقتصادی جهانی‌شدن (از طریق آزادسازی مالی) بر توسعه مالی در ۲۵ کشور منتخب توسعه‌یافته و درحال‌توسعه پرداختند. نتایج رگرسیونی نشان داد که تأثیر متقابل آزادسازی مالی و تجاری اثر معناداری بر توسعه مالی دارد. به‌طوری‌که اثر متقابل آن‌ها نسبت به اثر متغیرها به‌صورت مجزا بر بهبود توسعه مالی بیشتر می‌باشد. همچنین اثر آزادسازی مالی نسبت به اثر آزادسازی تجاری بر توسعه مالی کمتر می‌باشد. رضائی روشن (۲۰۱۶)، در پژوهشی تحت عنوان (تأثیر آزادسازی تجاری بر توسعه مالی با تأکید بر آزادسازی فضای کسب‌وکار)، با استفاده از داده‌های تابلویی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۳ اثر بعد اقتصادی جهانی‌شدن (از طریق آزادسازی تجاری) را بر توسعه مالی با تأکید بر آزادسازی فضای کسب‌وکار در کشورهای با درآمد متوسط به بالا موردبررسی قرار داد. در این راستا از روش FGLS جهت برآورد مدل اصلی استفاده گردید. نتایج مطالعه در هر دو مدل کارایی مالی و عمق مالی حاکی از آن است که رشد تولید، حکمرانی خوب، آزادسازی تجاری، آزادسازی فضای کسب‌وکار تأثیر مثبت و معناداری بر توسعه مالی دارد ولی نرخ تورم تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد. حاضری و سیف‌اللهی (۲۰۱۶)، به بررسی تأثیر بعد اقتصادی جهانی‌شدن (از طریق آزادسازی مالی) بر توسعه بازار سرمایه با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی آرلانو و بوند در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۰ پرداختند. نتایج تجربی این پژوهش اولاً گسترش کارکرد بازار سرمایه به دوره بعد و به‌عبارت‌دیگر پویایی بازار سرمایه را طی زمان تأیید می‌کند. همچنین نتایج تصدیق می‌کند که

باز بودن مالی و تجاری و حضور در صحنه بین‌المللی به ارتقای ارزش بازار سرمایه کمک می‌کند، در ضمن اگر آزادسازی مالی همراه با آزادسازی تجاری نباشد، اثر مثبت آن بر توسعه بازار سرمایه ضعیف است. علاوه بر این تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر جایگزین اندازه بازار و ظرفیت جذب سرمایه‌های خارجی اثر مثبت و معناداری بر توسعه بازار سرمایه دارد.

۳-۲. مطالعات خارجی

بهرا (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای تحت عنوان (جهانی‌شدن اقتصادی و توسعه مالی: شواهد تجربی از هندوستان و سریلانکا)، به بررسی رابطه بین جهانی‌شدن اقتصادی و توسعه مالی پرداخت. این مطالعه برای کشورهای هندوستان و سریلانکا طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ صورت گرفت و جهت بررسی رابطه فوق نیز از تکنیک پانل دیتا با رهیافت الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. نتایج مؤید این امر می‌باشد که در کوتاه‌مدت، جهانی‌شدن تأثیر مثبتی بر توسعه مالی در هندوستان داشته ولی تأثیرش در کشور سریلانکا منفی می‌باشد. ولی در بلندمدت، تأثیر جهانی‌شدن بر توسعه مالی در هر دو کشور موردبررسی، مثبت می‌باشد. هایدرزایدی و همکاران (۲۰۱۹)، به بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر جریانات توسعه مالی در ۳۱ کشور عضو OECD طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ پرداختند. جهت بررسی رابطه فوق از تکنیک اقتصادسنجی پانل دیتا با رویکرد حداقل مربعات معمولی، بهره گرفته شد و درنهایت براساس نتایج رگرسیونی، شاهد روابط مثبتی طی بازه زمانی موردبررسی هستیم. مویه و مویه (۲۰۱۷)، در مقاله‌ای تحت عنوان (ارتباط علی بین جهانی‌شدن، نهادها و توسعه مالی: شواهدی از سه بلوک اقتصادی)، به بررسی ارتباط علی بین جهانی‌شدن، نهادها و توسعه مالی با استفاده از تکنیک هم انباشتگی پانلی با لحاظ برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) در سه بلوک اقتصادی طی بازه زمانی ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۳ پرداختند. درنهایت براساس نتایج رگرسیونی، شاهد روابط مثبتی بین جهانی‌شدن و شاخص توسعه مالی (بازار سهام و بخش بانکی) در بلندمدت هستیم. آکومولاف و همکاران (۲۰۱۵)، در پژوهشی تحت عنوان سیاست‌های پولی و عملکرد بانک‌های تجاری در نیجریه، اثر تورم را از طریق سیاست‌های پولی، بر عملکرد بانک‌های تجاری به‌عنوان زیرشاخصی از توسعه مالی، در نیجریه موردبررسی قرار دادند؛ که جهت نیل به این مقصود از تکنیک داده‌های پانلی بهره گرفته شد و دوره‌های زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفتند. درنهایت نتایج رگرسیونی حاکی از رابطه مثبتی بین سیاست‌های عرضه پول و سود بانک‌ها در نیجریه می‌باشد. عبداللهی (۲۰۱۳)، در مقاله‌ای به بررسی تأثیر

بعد اقتصادی جهانی‌شدن (آزادسازی مالی، آزادسازی تجاری)، بعد سیاسی جهانی‌شدن (کیفیت نهادی) و تورم بر توسعه بازار مالی در ۲۱ کشور جنوب صحرای آفریقا برای دوره زمانی ۱۹۸۱-۲۰۰۹ پرداخت. جهت تخمین رابطه فوق، از تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) بهره گرفته شد. درنهایت براساس برآورد حاصله؛ یک ارتباط مثبت بین شاخص‌های جهانی‌شدن و توسعه مالی حاصل گردید. از سوی دیگر نیز، تورم تأثیر منفی بر شاخص توسعه مالی داشت.

٤. روش‌شناسی و ارائه مدل

در این پژوهش، به بررسی تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۹ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی مارکوف سوئیچینگ پرداخته شده است. ازجمله مهم‌ترین ویژگی‌های این روش می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱) در این مدل‌ها، امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت، وجود داشته و این تغییرات، می‌توانند به‌دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتد. درعین‌حال، در این مدل به‌صورت درون‌زا، زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند.

۲) این مدل، فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید و همچنین قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های مختلف) می‌باشد (Wang & Zhu, 2018).

۳) در مدل مارکوف- سوئیچینگ به‌منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی و یا روابط بین متغیرها به دو یا چند رژیم از احتمالات استفاده می‌شود و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر محاسبه می‌شود (Enders, 2014).

۴) تغییر رژیم در الگوی مارکف سوئیچینگ، به‌طور درون‌زا تعیین می‌شود، اما در دو الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای و خودرگرسیون با انتقال ملایم، از پیش تعیین شده است (Cheng & Zhan, 2020).

مدل‌های موردبررسی نیز با تکیه بر مبانی نظری و تعدیل مطالعات تجربی صورت گرفته به‌ویژه مقالات هایدرزایدی و همکاران (۲۰۱۹) و آکومولاف و همکاران (۲۰۱۵)، به شرح زیر تصریح شده‌اند:

$$\alpha_5 LnK_t + LnFD_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnGLO1_t + \alpha_2 LnGLO2_t + \alpha_3 LnGLO3_t + \alpha_4 LnH_t + \alpha_6 LnGE_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\alpha_6 LnK_t + LnFD_t = \alpha_0 + \alpha_1 INF1_t + \alpha_2 INF2_t + \alpha_3 INF3_t + \alpha_4 INF4_t + \alpha_5 LnH_t + \alpha_7 LnGE_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

FD: بیانگر شاخص توسعه مالی می‌باشد که در قالب تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی در مدل وارد می‌شود که تسهیلاتی را شامل می‌شود که به کلیه بخش‌های اقتصادی اعم از دولتی و غیردولتی اعطا می‌گردد و این تسهیلات نیز به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی می‌باشند.

GLO: شاخص جهانی‌شدن، شامل سه بعد اصلی اقتصادی (تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سهام، سرمایه‌گذاری پورتفلیو، پرداخت‌های درآمدی به اتباع خارجی، موانع پنهان واردات، متوسط نرخ تعرفه، مالیات بر تجارت بین‌المللی و محدودیت حساب سرمایه) (GLO1)، اجتماعی (ترافیک تلفن، نقل و انتقالات، گردشگری بین‌المللی، جمعیت خارجی، نامه‌های بین‌المللی، کاربران اینترنت، تلویزیون و تجارت در روزنامه) (GLO2) و سیاسی (سیاسی سفارتخانه‌های موجود در کشور، عضویت در سازمان‌های بین‌المللی، شرکت در مأموریت‌های شورای امنیت و تعهدات بین‌المللی) (GLO3) می‌باشد.

INF1: بیانگر تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی می‌باشد که با حجم نقدینگی سنجش می‌شود.

INF2: بیانگر تورم ساختاری می‌باشد که با نرخ بیکاری سنجش می‌شود.

INF3: بیانگر تورم ناشی از فشار هزینه می‌باشد که با میانگین قیمت حامل‌های انرژی (نفت، بنزین، گاز و برق) سنجش می‌شود.

INF4: بیانگر تورم وارداتی می‌باشد که با شاخص بهای کالاهای وارداتی سنجش می‌شود.

H: بیانگر سرمایه انسانی می‌باشد که در قالب نیروی کار تحصیل‌کرده و ماهر در مدل وارد می‌شود (نیروی کار با تحصیلات دانشگاهی مشغول به کار)؛

K: بیانگر سرمایه فیزیکی می‌باشد که در قالب تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در مدل وارد می‌شود.

GE: بیانگر مخارج دولت می‌باشد که در قالب مخارج مصرفی دولت در مدل وارد می‌شود.

Ln و ε نیز به ترتیب، بیانگر لگاریتم طبیعی و جمله خطای تصادفی می‌باشند.

داده‌های مربوط به شاخص‌های مخارج دولت، سرمایه فیزیکی، نرخ تورم، توسعه مالی و سرمایه انسانی از بانک مرکزی استخراج شده‌اند. اطلاعات مربوط به جهانی‌شدن نیز، به دلیل عدم وجود اطلاعات

این شاخص در وب‌سایت‌های آماری رسمی کشور، از وب‌سایت کف جهانی‌سازی استخراج شده است. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و برآورد مدل نیز از نرم‌افزارهای Eveiws و OxMetrics استفاده شده است.

فرضیات پژوهش حاضر نیز به شرح زیر ارائه می‌شوند:

۱) بعد اقتصادی جهانی‌شدن بر توسعه مالی در ایران تأثیر مثبت دارد.

۲) بعد اجتماعی جهانی‌شدن بر توسعه مالی در ایران تأثیر مثبت دارد.

۳) بعد سیاسی جهانی‌شدن بر توسعه مالی در ایران تأثیر مثبت دارد.

۴) تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی بر توسعه مالی در ایران تأثیر منفی دارد.

۵) تورم ساختاری بر توسعه مالی در ایران تأثیر منفی دارد.

۶) تورم ناشی از فشار هزینه بر توسعه مالی در ایران تأثیر منفی دارد.

۷) تورم وارداتی بر توسعه مالی در ایران تأثیر منفی دارد.

۸) سرمایه انسانی بر توسعه مالی در ایران تأثیر مثبت دارد.

۹) سرمایه فیزیکی بر توسعه مالی در ایران تأثیر مثبت دارد.

۱۰) مخارج دولت بر توسعه مالی در ایران تأثیر منفی دارد.

۵. ارائه نتایج تحقیق

۵-۱. آزمون مانایی

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است، که خلاصه نتایج این آزمون در جدول ۱ ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها (عدم مانایی) می‌باشد و فرضیه مقابل نیز مبنی بر عدم وجود ریشه واحد (مانایی) می‌باشد. همان‌طور که از جدول فوق پیداست، تمامی متغیرها در سطح مانا می‌باشند، لذا نیازی به تفاضل‌گیری وجود ندارد ((I(0))، لذا فرضیه صفر رد شده و فرضیه مقابل تأیید می‌شود.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی

متغیر	مقدار آماره	احتمال
LnFD	-۳/۷۷۶۲	۰/۰۰۱۹
LnH	-۴/۸۷۳۹	۰/۰۰۰۵
LnK	-۳/۱۲۹۵	۰/۰۰۰۷
LnGE	-۳/۴۵۱۸	۰/۰۰۰۱

LnGLO1	-۳/۵۶۳۹	۰/۰۰۰۴
LnGLO2	-۳/۶۷۴۱	۰/۰۰۴۵
LnGLO3	-۳/۵۶۳۱	۰/۰۰۲۸
INF1	-۲/۴۵۱۲	۰/۰۰۵۶
INF2	-۲/۸۷۳۹	۰/۰۴۲۱
INF3	-۳/۲۳۵۷	۰/۰۰۹۶
INF4	-۲/۷۸۵۱	۰/۰۰۴۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. آزمون غیرخطی

مدل مارکوف سوئیچینگ زمانی مدل مناسبی می‌باشد که الگوی داده‌های بررسی شده، غیرخطی باشند. برای اینکه از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان حاصل کرد، از آزمون درست‌نمایی[1] (LR) هانسن استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون داری توزیع کای دو می‌باشد. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل و فرضیه مقابل این آزمون مبنی بر غیرخطی بودن مدل می‌باشد. درصورتی‌که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که مدل خطی در آن سطح، مدل مناسب نبوده و باید از مدل غیرخطی استفاده نمود. نتایج این آزمون در جدول ۲ ارائه شده است. همان‌طور که از نتایج جدول فوق پیداست در مدل‌های موردبررسی، مقدار آماره از مقادیر بحرانی آن بزرگ‌تر می‌باشد و لذا می‌توان نتیجه گرفت که بجای الگوی خطی، بهتر است که روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ استفاده نمود.

جدول (۲): نتایج آزمون غیرخطی

احتمال	مقدار آماره
مدل (۱)	
۰/۰۰۰۹	۲۶/۶۸۱
مدل (۲)	
۰/۰۰۱۷	۴۳/۵۲۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[1] .Likelihood Ratio Test

۵-۳. تعیین تعداد رژیم‌ها و وقفه‌ها

با توجه به مبانی نظری، می‌توان تعداد رژیم بهینه را معادل عدد ۲ فرض نمود (رونق و رکود). آماره‌های اطلاعاتی نیز، تعداد وقفه بهینه را برای مدل مشخص کرده است که خلاصه نتایج آماره‌های اطلاعاتی نیز در جدول ۳ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول فوق، هرسه آماره اطلاعاتی، تعداد یک وقفه را برای مدل‌های موردبررسی مشخص می‌کنند.

جدول (۳): تعیین تعداد وقفه‌ها

وقفه	۰	۱	۲
مدل (۱)			
Akaike	۰/۴۴۲۳	-۰/۲۹۷۸	-۰/۲۸۰۸
Schwarz	۰/۷۰۹۴	-۰/۰۱۰۷	۰/۰۲۶۶
Hanan-Quinn	۰/۵۵۰۶	-۰/۱۸۱۴	-۰/۱۵۶۱
مدل (۲)			
Akaike	-۵/۲۹۱۸	-۶/۱۱۸۷	-۵/۱۱۹۵
Schwarz	-۴/۱۳۵۶	-۴/۴۵۱۹	-۳/۰۰۳۸
Hanan-Quinn	-۳/۱۱۸۹	-۳/۶۷۲۹	-۳/۰۰۰۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-٤. نتایج برآورد مدل

جدول (٤): نتایج برآورد مدل

متغیر	مدل (۱)	مدل (۲)
رژیم ۱		
LnGLO1	۰/۳۳۴۹ (۰/۰۰۱۲)	-
LnGLO2	۰/۴۵۳۱ (۰/۰۰۲۳)	-
LnGLO3	۰/۲۴۸۱ (۰/۰۴۸۱)	-
INF1	-	-۰/۳۳۵۷

		(۰/۰۰۴۶)
INF2	–	−۰/۲۴۱۱ (۰/۰۰۰۹)
INF3	–	−۰/۱۹۶۰ (۰/۰۰۰۷)
INF4	–	−۰/۱۱۹۴ (۰/۰۰۲۳)
LnH	۰/۰۹۲۲ (۰/۰۰۱۱)	۰/۱۴۰۶ (۰/۰۰۰۶)
LnK	۰/۶۴۶۸ (۰/۰۰۲۵)	۰/۱۲۸۵ (۰/۰۰۰۵)
LnGE	−۰/۲۳۸۹ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۱۹۶۱ (۰/۰۰۰۴)
رژیم ۲		
LnGLO1	−۰/۸۷۱۲ (۰/۰۰۰۰)	–
LnGLO2	−۰/۹۱۸۸ (۰/۰۰۳۷)	–
LnGLO3	−۰/۲۳۶۹ (۰/۰۰۳۵)	–
INF1	–	−۰/۵۶۱۲ (۰/۰۰۱۳)
INF2	–	−۰/۷۷۱۹ (۰/۰۳۱۷)
INF3	–	−۰/۵۶۱۲ (۰/۰۰۱۱)
INF4	–	−۰/۲۲۵۹ (۰/۰۰۰۸)
LnH	۰/۶۷۱۲ (۰/۰۳۲۶)	۰/۵۶۱۲ (۰/۰۱۷۸)
LnK	×	×

LnGE	−۰/۱۲۸۷ (۰/۰۰۰۸)	−۰/۱۷۸۳ (۰/۰۰۹۴)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد مدل‌های فوق را می‌توان به شرح زیر ارائه نمود:

– در رژیم اول، بعد اقتصادی جهانی‌شدن تأثیر مثبتی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در بعد اقتصادی جهانی‌شدن، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) افزایش می‌یابد (تأیید فرضیه ۱). ولی در رژیم دوم، بعد اقتصادی جهانی‌شدن تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در بعد اقتصادی جهانی‌شدن، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) کاهش می‌یابد (رد فرضیه ۱).

– در رژیم اول، بعد اجتماعی جهانی‌شدن تأثیر مثبتی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در بعد اجتماعی جهانی‌شدن، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) افزایش می‌یابد (تأیید فرضیه ۲). ولی در رژیم دوم، بعد اجتماعی جهانی‌شدن تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در بعد اجتماعی جهانی‌شدن، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) کاهش می‌یابد (رد فرضیه ۲).

– در رژیم اول، بعد سیاسی جهانی‌شدن تأثیر مثبتی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در بعد سیاسی جهانی‌شدن، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) افزایش می‌یابد (تأیید فرضیه ۳). ولی در رژیم دوم، بعد سیاسی جهانی‌شدن تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در بعد سیاسی جهانی‌شدن، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) کاهش می‌یابد (رد فرضیه ۳).

– تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) کاهش می‌یابد (تأیید فرضیه ۴).

– تورم ساختاری در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در تورم ساختاری، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) کاهش می‌یابد (تأیید فرضیه ۵).

– تورم ناشی از فشار هزینه در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در تورم ناشی از فشار هزینه یا به عبارتی افزایش حامل‌های انرژی، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) کاهش می‌یابد (تأیید فرضیه ۶).

– تورم وارداتی در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در تورم وارداتی، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) کاهش می‌یابد (تأیید فرضیه ۷).

– سرمایه انسانی در هر دو رژیم، تأثیر مثبتی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در سرمایه انسانی، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) افزایش می‌یابد (تأیید فرضیه ۸).

– در رژیم اول، سرمایه فیزیکی تأثیر مثبتی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در سرمایه فیزیکی، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) افزایش می‌یابد (تأیید فرضیه ۹). ولی در رژیم دوم بر توسعه مالی بی‌تأثیر است (رد فرضیه ۹).

– مخارج دولت در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد که بیانگر این امر است که به‌واسطه افزایش در مخارج دولت، شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) کاهش می‌یابد (تأیید فرضیه ۱۰).

۵-۵. برآورد ویژگی‌های هریک از رژیم‌ها

جدول (۵): ویژگی‌های هریک از رژیم‌ها

	رژیم ۱	رژیم ۲
مدل (۱)		
رژیم ۱	۰/۹۹۵۲	۰/۰۰۴۷
رژیم ۲	۰/۰۱۶۸	۰/۹۸۳۱
مدل (۲)		
رژیم ۱	۰/۹۷۳۷	۰/۰۲۶۳
رژیم ۲	۰/۰۳۲۹	۰/۹۶۷۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول فوق را می‌توان به شرح زیر خلاصه نمود:

– در مدل (۱)، احتمال ماندن در رژیم اول (رکود) معادل ۰/۹۹ و احتمال ماندن در رژیم دوم (رونق) معادل ۰/۹۸، می‌باشد. این امر نشان‌دهنده پایداری بیشتر رژیم اول نسبت به رژیم دوم می‌باشد. احتمال انتقال از رژیم اول به رژیم دوم نیز معادل ۰/۰۰۴ و احتمال انتقال از رژیم دوم به رژیم اول معادل ۰/۰۱ می‌باشد. این امر نشانگر موقتی‌تربودن رژیم دوم و انتقال سریع‌تر از رژیم دوم به رژیم اول می‌باشد.

– در مدل (۲)، احتمال ماندن در رژیم اول (رکود) معادل ۰/۹۷ و احتمال ماندن در رژیم دوم (رونق) معادل ۰/۹۶، می‌باشد. این امر نشان‌دهنده پایداری بیشتر رژیم اول نسبت به رژیم دوم می‌باشد. احتمال انتقال از رژیم اول به رژیم دوم نیز معادل ۰/۰۲ و احتمال انتقال از رژیم دوم به رژیم اول معادل ۰/۰۳ می‌باشد. این امر نشانگر موقتی‌تربودن رژیم دوم و انتقال سریع‌تر از رژیم دوم به رژیم اول می‌باشد.

٦. نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، تعیین تأثیرات غیرخطی مؤلفه‌های جهانی‌شدن و تورم بر شاخص توسعه مالی (تسهیلات اعطایی توسط سیستم بانکی) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۹ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی مارکوف سوئیچینگ بود. متغیرهای سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و مخارج دولت نیز به‌عنوان متغیرهای کنترل در مدل‌ها لحاظ شدند. نتایج برآوردها حاکی از آن است که ریشه‌های تورم (تورم ناشی از فشار تقاضا و تورم پولی، تورم ساختاری، تورم ناشی از فشار هزینه و تورم وارداتی) در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر توسعه مالی داشتند. در مورد ابعاد جهانی‌شدن (بعد اقتصادی، بعد اجتماعی و بعد سیاسی) نیز در رژیم اول شاهد رابطه مثبت و در رژیم دوم شاهد رابطه منفی بودیم. در ارتباط با نتایج متغیرهای کنترل نیز متغیرهای سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی در هر دو رژیم، تأثیر مثبتی بر تسهیلات بانکی داشتند؛ ولی تأثیر مخارج دولت در هر دو رژیم بر تسهیلات بانکی، منفی بود.

با توجه به نتایج به دست آمده، پیشنهادهای سیاستی به شرح ذیل ارائه می‌شوند:

– می‌توان با قاطعیت اظهار داشت که توجه به جهانی‌شدن و پیوستن به سازمان‌های جهانی مثل سازمان تجارت جهانی می‌تواند به ارتقای عملکرد شاخص‌های توسعه مالی در ایران کمک شایانی بنماید؛ چراکه کشور ایران در مسیر جهانی‌شدن و ادغام در آن، راه طولانی در پیش دارد. براین اساس، ابعاد اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی به‌ویژه، بعد سیاسی نیاز به یک بازنگری اساسی دارند.

– با سیاست‌های هدف‌گذاری، کنترل و مهار تورم و ایجاد زمینه‌های ثبات اقتصادی، می‌توان به مقابله با ریسک و نااطمینانی حاصل از تورم پرداخته و به سطح متعادلی از تورم دست یافت، که جهت نیل به این

مقصود ابتدا لازم است که ریشه‌های تورم (تورم ناشی از فشار تقاضا، تورم پولی، تورم ساختاری، تورم وارداتی و تورم ناشی از فشار هزینه) به‌صورت دقیق در جوامع درحال‌توسعه شناسایی شوند و سپس یک بازنگری اساسی در روش‌ها و ساختارهای سیاست‌گذاری دولت در اقتصاد کلان، به‌ویژه در ساختار و سیاست‌گذاری‌های پولی صورت بگیرد و دراین‌بین، مسئله انتظارات تورمی نیز، نباید نادیده گرفته نشود.

– افزایش سرمایه‌گذاری‌های بیشتر در شاخص سرمایه انسانی توصیه می‌شود؛ لذا دولت براساس یک برنامه‌ریزی دقیق، سنجیده و به هنگام، می‌تواند با ارائه خدمات آموزشی و بهداشتی به نیروی کار و با طراحی و اجرای سیاست‌های مناسب به مدیریت سرمایه انسانی توجه بیشتری مبذول دارد.

– دولت با گسترش سرمایه‌گذاری فیزیکی (البته با توجه به نیاز بخش‌های مالی)، می‌توانند زمینه‌های توسعه‌یافتگی هرچه بیشتر بخش‌های مالی را فراهم سازد.

– بهتر است دولت با طراحی و اجرای سیاست‌های مناسب اقتصادی، ترکیب بهینه‌ای از هزینه‌های مصرفی را در سبد هزینه‌ای دولت قرار داد. در واقع به‌جای کاستن یا افزودن حجم مخارج مصرفی، لازم است به مدیریت مخارج عمومی توجه بیشتری مبذول کرد.

References

Abdullahi, D. (2013). Effects of financial liberalization on financial market development and economic performance of the SSA region: An empirical assessment. *Economic Modelling*, 30, 261-273.

Akomolafe, K. J.; Dnaladi, J. D.; Babalola, O., & Abah, A. G. (2015). Monetary Policy and Commercial Banks' Performance in Nigeria. *Public Policy and Administration Research*, 9, 158-167.

Behera, Ch. (2021). Economic Globalization and Financial Development: Empirical Evidence from India and Sri Lanka. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 5, 11-19.

Bianchi, F., & Civelli, A. (2015). Globalization and inflation: Evidence from a time-varying VAR. *Review of Economic Dynamics*, 18, 406-433.

Central Bank of Islamic Republic of Iran. (2021). Statistics and data. Database of economic time series. Available at http://www.tsd.cbi.ir. (In Persian).

Chang, Y.; Choi, Y., & Park, G. Y. (2017). A new approach to model regime switching. *Journal of Econometrics*, 196, 127-143.

Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley Press.

Falahati, A.; Soheili, K., & Nouri, F. (2011). The effect of inflation on the performance of financial markets in Iran. *Sustainable growth and development research (economic research)*. 12, 163-133. (In Persian).

Farid, D., & Amirtahari, O. (2018). financial liberalization and financial development; Evidence from developed countries. *The second management, accounting and industrial engineering conference*. (In Persian).

Frederic, M. S. (2009). Globalization and Financial, Development. *Journal of Development Economics*, 89, 164-169.

Haider Zaidi, S. A.; Wei, Z.; Gedikli, A.; Wasif Zafar, M.; Houa, F., & Iftikhar, Y. (2019). The impact of globalization, natural resources abundance, and human capital on financial development: Evidence from thirty-one OECD countries. *Resources Policy*, 64, 1-23.

Hazeri, H., & Saifullahi, N. (2016). The effect of financial liberalization on capital market development: the application of cointegration in dynamic panel data. *Economics and Modeling*, 25, 103-128. (In Persian).

Hosseinzadeh, H., & Arjamandi Mazrae, Y. (2021). Investigating the effect of financial liberalization on the development of financial markets and economic growth (case study: selected developing countries). *9th International Research Conference on Management, Economy and Development*. (In Persian).

Muye, I. M., & Muye, I. Y. (2017). Testing for causality among globalization, institution and financial development: Further evidence from three economic blocs. *Borsa Istanbul Review*, 2, 117-132.

Nikoughadam, M., & Aboutorabi, M. A. (2019). The effect of inflation on the causal relationship between financial development and economic growth in Iran. *Iranian Applied Economics Studies*, 29, 299-269. (In Persian).

Rezaei Roshan, M. (2016). *The effect of commercial liberalization on financial development with an emphasis on the liberalization of the business environment*. Master's thesis of the Department of Economics. Urmia: Urmia University. (In Persian).

Sethi, P.; Chakrabarti, D., & Bhattacharjee, S. (2020). Globalization, financial development and economic growth: Perils on the environmental sustainability of an emerging economy. *Journal of Policy Modeling*, 3, 1-32.

Swiss Economic Institute. (2021). KOF Index of Globalization. Retrieved from http://globalization.kof.ethz.ch/.

Wang, B., & Zhu, Q. (2018). Stability analysis of semi-Markov switched stochastic systems. *Automatica*, 94, 72-80.

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article **Vol. 30, No. 1, 2023, p. 314 - 347**

Designing the Entrepreneurial Model of Technological Businesses in the Banking Industry with the Approach of Structural-Interpretive Equations

M. Mashhadiabdol[1], D. Samari[2*], M. Ashrafi[3], E. Abbasi[4]

1- Ph. D student in Entrepreneurship Department, Faculty of Management and Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran.
2- Associate Professor, Department of Agricultural Management, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Karaj Branch, Islamic Azad University, Alborz, Iran.
3- Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Ali Abadektol Branch, Islamic Azad University, Ali Abadektol, Iran.
4- Professor of Management, Faculty of Social and Economic Sciences, Al-Zahra University, Tehran, Iran.

(*- Corresponding Author Email: samari@iau.ac.ir)
ORCID Cod: 0000-0002-0514-6637
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78609.1229

Received: 2022/09/03 Revised: 2023/02/07 Accepted: 2023/07/02	**How to cite this article:** Mashhadiabdol, M.; Samari, D.; Ashrafi, M., & Abbasi, E. (2023). Designing the Entrepreneurial Model of Technological Businesses in the Banking Industry with the Approach of Structural-Interpretive Equations. *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal, 30*(1): 314-347. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78609.1229
Available Online: 2023/07/02	

1- INTRODUCTION

Financial technology will transform traditional financial markets, especially banks, by taking advantage of innovation. The purpose of this

research is to present an entrepreneurial model regarding the subject of this research. The research is exploratory in terms of its applied purpose-developments and data collection method. In order to examine the relationship model and its fit, structural equation modeling has been used. As a result, the components are placed in 5. Therefore, according to these recommendations, in order to improve their business models, it has been provided.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Today, the world is witnessing very rapid progress in various fields of science, the speed of these developments and innovations resulting from it is faster, especially in the science of information and communication technology, and the technologies of this field have become a precursor to developments in other fields as well. Banks have always been the focus of researchers due to their special importance in the economy of countries. With the expansion of technology and the increasing influence of the internet and virtual space in people's daily lives, the need for ideas and innovation in the banking sector also becomes more tangible.

In a significant part of the previous research in the field of financial technology ecosystem, the way of its development and evolution and the role of this ecosystem in creating innovation in the financial services industry have been discussed. In research, the proposed classification framework of the paper has three dimensions: financial benefits, challenges and functions enabled by blockchain.

The current research seeks to answer the following questions:

1. What factors does the entrepreneurial model of technological businesses in the banking industry include?

2. In what dimensions are the influential factors of financial technology in the banking industry?

3. How are the influential dimensions of financial technology in the banking industry related to each other?

3- METHODOLOGY

In the first step, to implement this method, the triangular fuzzy values of experts' opinions as well as the components obtained from previous researches in both internal and external studies were calculated and these components were converted into fuzzy values. In the second step, to calculate the average of the opinions of n respondents, their fuzzy average was calculated. In the third step, according to the studies conducted from domestic and foreign researches, the participating team consists of academic experts, number of 20 people, including faculty members of public administration, information technology management, entrepreneurship and banking affairs management, based on the information that they have been determined in the field of financial technologies in the banking system. In the fourth step, to validate the findings of the qualitative part, the method of long-term engagement and continuous observation, review by participants and colleagues, and the triangulation technique of data sources have been used. In order to achieve reliability criteria, including reliability, transferability, reliability, and verifiability, which are used in transferability, the results of the study, in reliability, coding in reports, and in verifiability, recording activities over time. In the fifth step, after data editing, coding and data entry, two methods of descriptive and inferential statistics and software such as Excel, SPSS, PLS have been used to analyze the data. In the sixth step, the interpretive structural model (ISM) was presented by Andrew Sage in 1977.

4- RESULTS & DISCUSSION

In the first stage, according to the fact that each of the previous researchers introduced different components in their articles, with the method of content analysis and the combination of similar codes, the primary components in each of the dimensions of the model were identified by analyzing the existing articles and books and interviewing experts became. Fixed fuzzy numbers are calculated by using the average method as follows:

$\varkappa 1=(U+M+L)/3$; $\varkappa 2=(U+2M+L)/4$; $\varkappa 3=(U+4M+L)/6$

According to KMO number (more than 0.7) and significance level, Bartlett's test is less than 5%. The explained variance shows that these questions consist of 5 factors and these factors explain and cover about 64.55% of the variance, which actually indicates the appropriate validity of the questions. A good fit index above 0.5 indicates a good fit of the model.

According to the results obtained from the structural equation model, the analysis of the research model is presented as follows: the coefficient of determination shows that 74.9 percent of the changes in business internationalization are explained by innovative capabilities, entrepreneurial attitude, supply chain initiatives, and internationalization. Market structure and support activities in this research, the components are placed in 5 levels, which are at the highest level of innovative capabilities and entrepreneurial attitude and at the lowest level of business internationalization.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

Over the years, although many researchers have investigated the components of a business model (Bertel et al., 2012), designing a new business model is closer to an art than a science. In order to achieve the goal of the research, with the help of findings from previous researches, key factors have been identified and then using interpretive structural modeling or ISM, for the key factors identified from the point of view of experts, including university professors, banking experts and managers specializing in the field of business and they are technological works, a structured relationship was defined.

In a changing environment, the delivery and delivery need of financial services will also change. The proposed model is more comprehensive compared to similar proposed models, and the categories taken from previous researches are in five dimensions. By comparing the previous research with the current research, it can be concluded that the structure of institutions and technological activities are among the elements that need to be paid attention to. In order to start and create technological businesses in the banking industry, entrepreneurs need to have a high entrepreneurial

attitude in addition to creating an environment that has high innovative capabilities.

Keywords: Financial technology; Fintech; Structural equation.

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

طراحی مدل کارآفرینی کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری با رویکرد معادلات ساختاری-تفسیری

مریم مشهدی عبدل
دانشجوی دکتری کارآفرینی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی‌آباد کتول
داوود ثمری*
دانشیار دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج
مجید اشرفی
استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی‌آباد کتول
ابراهیم عباسی
استاد دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78609.1229

چکیده

بانک‌ها به‌عنوان نهادهای مالی، در فرآیند توسعه اقتصادی نقش بنیادی را ایفا می‌کنند. فناوری مالی با بهره‌گیری از نوآوری توانسته‌اند بازارهای مالی سنتی را دگرگون سازند. هدف از پژوهش حاضر ارائه مدل کارآفرینانه کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری با رویکرد معادلات ساختاری-تفسیری است. تحقیق حاضر از لحاظ هدف کاربردی-توسعه‌ای و روش گردآوری داده‌ها آمیخته از نوع اکتشافی است. هم‌چنین به‌منظور غربال‌گری و انتخاب داده‌ها از دلفی فازی بهره گرفته شده است که خروجی آن با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی دسته‌بندی و اعتبار آن بررسی گردید. جهت بررسی روابط مدل و برازش آن از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شد. این تحقیق در بازه زمانی سال ۱۴۰۰ و در شهر تهران صورت پذیرفته است. به‌منظور شناسایی و گردآوری داده‌ها از روش تحلیل محتوا، مصاحبه با خبرگان و استفاده از مطالعات پیشین بهره گرفته شده است. درنتیجه مؤلفه‌ها در ۵ بعد قرار گرفتند که در بالاترین بعد قابلیت‌های نوآورانه و نگرش کارآفرینانه قرار دارد. با توجه به یافته‌های تحقیق در بعد "قابلیت‌های نوآورانه"، مشتری مداری، در بعد "نگرش کارآفرینانه"، مدیریت زیرساخت، در بعد "ابتکارات زنجیره تأمین"، قوانین مالی و مالیاتی، در بعد "ساختار بازار صنعت بانکداری"، نیاز به استفاده از سیستم‌های مالی و بانکی مطمئن و در بعد "فعالیت‌های فناورانه"، طراحی محصول از اهمیت بالایی برخوردار بودند.

کلیدواژه‌ها: فناوری مالی، فین‌تک، بانک، معادلات ساختاری، کارآفرینی.
طبقه‌بندی JEL: B17، G15، H87، O19، P33

---

* نویسنده مسئول: samari@iau.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۱۱
صفحات: ۳۴۷-۳۱۴

۱- مقدمه

امروزه دنیا شاهد پیشرفت بسیار سریع در حوزه‌های مختلف علوم است. سرعت این پیشرفت‌ها و نوآوری‌های حاصل از آن به‌خصوص در علم فناوری اطلاعات و ارتباطات سریع‌تر بوده و فناوری‌های این حوزه مقدمه‌ای برای تحولات سایر حوزه‌ها نیز شده است (Hosseini & Faramarzi Ebad, 2015, pp.169-147). دانش و فناوری، خصوصاً فناوری برتر یکی از عوامل توسعه و پیشرفت اقتصادی کشورها محسوب می‌شود (Azimzade; Sanaipoor; Ashrafi & Shojai, 2021, pp.150-172). بانک‌ها به جهت اهمیت ویژه‌ای که در امر اقتصاد کشورها دارند، همیشه مورد توجه پژوهشگران بوده‌اند. بانک‌ها با تجمیع سپرده‌های ریزودرشت جامعه، آن‌ها را به‌سوی پروژه‌های مناسب اقتصادی هدایت می‌کنند و هم‌چنین خدمات بانکی به مردم نیز ارائه می‌دهند. طبیعتاً با رشد رقابت در نظام بانکی کشور از یک سو، توسعه بازارهای مالی در کشور از سوی دیگر و هم‌چنین تجهیز و تخصیص منابع، باید به‌طور پیوسته خدمات بانکی جدید ارائه نمایند (Mirghfouri Shafii & Malekshahi, 2017).

با توسعه فناوری و نفوذ گسترده اینترنت و فضای مجازی در زندگی انسان‌ها، نیاز به ایده‌ها و نوآوری در این بخش را ملموس‌تر می‌نماید. روند فزاینده راه‌اندازی استارت‌آپ‌ها در اقصی نقاط دنیا باعث ترکیب فناوری و صنعت شده که درنهایت موجب ایجاد اشتغال گردیده است. همین عامل باعث افزایش رشد اقتصادی در جهان گردیده است (Arner; Barberis & Buckley, 2015, pp.12-71). استارت‌آپ‌های موجود در زمینه‌های مختلفی مشغول به فعالیت هستند و بنابراین محدوده گسترده‌ای از دانش و پژوهش را در اختیار خود قرار داده‌اند؛ اما در همه آن‌ها یک وجه مشترک مالی و بانکی وجود دارد. حوزه‌ای که با توجه به اهمیت آن، در صورت فقدان می‌تواند اسباب شکست هر کسب‌وکار کوچک و بزرگی را سبب شود. امروزه کسب‌وکارهای کوچک و متوسط نقشی کلیدی در پیشرفت‌های اقتصادی بازی می‌کنند و در جهت اشتغالزایی، دستیابی به نوآوری و رقابت در هر بازاری حرکت می‌کنند (Zarei & Hemati, 2020, pp.163-178).

در حال حاضر صرف ارائه خدمات بانکداری الکترونیک برای مشتریان در یک بانک منجر به جذب مشتریان و ایجاد مزیت رقابتی برای آن بانک نخواهد شد. با توجه به گستردگی روبه رشد بانکداری الکترونیک در کشور، نیاز به ارائه چارچوبی منسجم و علمی برای این‌گونه از خدمات احساس می‌شود. این مسئله در مدل کسب‌وکار بانکداری الکترونیک که بازیگران و نیروهای زیادی در آن دخیل هستند، پررنگ‌تر می‌شود (Asadullah & Hamidizadeh, 2018).

با حضور بازیگران جدید در صنعت بانکداری که ره‌آورد مفهوم باز بودن است، بحث اشتراک‌گذاری زنجیره ارزش از سوی این بازیگران جدید به بانک‌ها و بالعکس به میان آمده و باعث شد تا مفاهیم جدیدتری همچون بانکداری به‌مثابه پلتفرم خلق شود. ران شولین از «گروه مشاوران کرنراستون» در این رابطه می‌گوید: «مهم‌ترین روند بانکداری در سال ۲۰۱۶ میلادی، پلتفرمی شدن بانکداری است که در آن هم بانک‌ها و هم استارت‌آپ‌ها در یک اقدام مشترک و استراتژیک، می‌توانند حرکت به سوی بدل شدن به پلتفرم‌های بانکداری را آغاز کنند؛ درست مانند آمازون که امروز در حوزه خرده‌فروشی به یک پلتفرم بدل شده است.» (Qadiri Nejadian & Karimi, 2015)

کمبود زمان جهت رسیدگی به امور مالی توسط اشخاص حقیقی و حقوقی، گسترش قوانین مالی و مالیاتی، نیاز به استفاده از سیستم‌های بانکی و مالی مطمئن، گسترش مرزهای معاملات تجاری و بسیاری عوامل دیگر زمینه‌ساز به وجود آمدن استارت‌آپ‌های مالی یا تکنولوژی مالی از دو دهه قبل شده است. با گسترش فناوری و نفوذ هر چه بیشتر اینترنت و فضای مجازی در زندگی روزمره انسان‌ها، نیاز به ایده‌ها و نوآوری در این بخش ملموس‌تر می‌گردد (Kikavossi, 2015).

سهم ارزش‌افزوده ایجاد شده در کل جهان توسط تجارت خدمات از کل GDP با توجه به داده‌های بانک جهانی برابر با ۱۱/۷۷ درصد است. کشورهای صنعتی به‌خصوص ایالات‌متحده امریکا، با رشد بخش خدمات و سرمایه‌گذاری‌های گسترده در این بخش به این کشور در تجارت جهانی خدمات، مزایای رقابتی بسیاری کسب نموده‌اند. این روند در بازارهای نوظهور و کشورهای کمتر توسعه‌یافته نیز دیده می‌شود (Tavakoli Nabavi, 2014).

با ورود به عصری که به جامعه اطلاعاتی مرسوم است، کارآفرینی در فضای دیجیتال به‌عنوان رویکردی نو در راه‌اندازی کسب‌وکارها برمبنای یک تفکر و ایده جدید در بین فعالان عرصه اقتصادی جایگاه برجسته‌ای یافته است (Alikhani; Esfandiari & Saidi, 2022, pp.64-69). با پیشرفت تکنولوژی و توسعه کسب‌وکارهای مبتنی بر دانش و فناوری، جهت‌گیری کارآفرینی به‌عنوان یک استراتژی منجر به مزیت رقابتی در محیط رقابتی می‌شود (Sayeedi; Naderiyan; Khozain & Didehkhani, 2019, pp.61-72)؛ بنابراین ضرورت دارد تا بانک‌ها همکاری با شرکت‌های فین‌تک را به‌خصوص در زمینه کسب‌وکارهایی که شرکت‌های فین‌تک خدمات مکمل با خدمات بانکی را ارائه می‌کنند، شروع نمایند. توسعه اخیر مستلزم این است که بانک‌ها سرمایه‌گذاری در فین‌تک را افزایش دهند، در کانال‌های ارائه خدمت تجدید نظر کنند، استانداردسازی بیش‌تر وظایف و خدمات اداری و غیره را افزایش دهند. یک

ادغام به‌موقع فین‌تک در کسب‌وکار به بانک‌ها اجازه می‌دهند مزیت نسبی در رقابت فزاینده کسب کنند (Eftekhari; Rusta & Noami, 2019).

در این پژوهش به شناسایی ابعاد مؤثر فناوری مالی در سیستم بانکی و درنهایت ایجاد الگویی مناسب جهت ایجاد ارتباط بین آن‌ها پرداخته شده است. در ادامه جایگاه و نقش فناوری مالی در سیستم بانکی مورد بررسی قرار گرفته و تحقیقات پیشین در این خصوص مورد مطالعه قرار گرفته است. بعد از انجام مراحل دلفی فازی، سؤالات پژوهش مورد آزمون قرار گرفته و درنهایت الگوی نهایی ارائه گردیده است. در پایان نیز پس از بیان نتایج پژوهش، پیشنهادهایی در جهت ارتقای کارآفرینی در کسب‌وکارهای فناوری مالی و سیستم بانکی بیان شده است.

۲- پیشینه پژوهش

پیشرفت‌های تکنولوژی و قانون‌گذاری‌های جدید روح صنعت مالی را دگرگون کرده است. فناوری مالی، تلفیق دو مفهوم فناوری و مالی است (Mohammadi Qomi; Hikmat & Eslami, 2015). بازار خدمات مالی به دلیل تغییر و تحولات، شرایط ویژه‌ای را سپری می‌کند. دوران گذار به‌وسیله تحولات گسترده، ازجمله توسعه پایدار و تکنولوژی‌های مالی هدایت می‌شود. تولد استارت‌آپ‌های مالی با هدف نفوذ به صنعت مالی و بانکداری است. ازآنجایی‌که بسیاری از کارشناسان و تحلیل‌گران، آینده صنعت خدمات مالی را در گرو رشد چنین استارت‌آپ‌هایی می‌دانند، تمایل به سرمایه‌گذاری در شرکت‌های نوپا، افزایش پیدا کرده است (Capital value management group, 2016).

یک الگوی کسب‌وکار مجموعه‌ای از باورها به‌منظور خلق یک کسب‌وکار است (Nikbin; Badiezadeh; Davari & Hosseini Nia, 2017). به‌بیان‌دیگر نقش‌ها و ارتباطات میان مصرف‌کنندگان، مشتریان، هم‌پیمانان و عرضه‌کنندگان شرکت و جریانات تولیدی، اطلاعاتی، مالی و منافع مشترک شرکا را مشخص می‌نماید (Masanell & Ricart, 2012, pp.98-109). نقطه قوت این الگوها توجه همزمان به بخش‌های مختلف سازمانی است که البته این کلی‌نگری باعث می‌شود که نگرش تفصیلی به بخش‌های تخصصی سازمان کمتر شود (Mousavi; Azar & KhodadadHosseini, 2022, pp.85-114).

فین‌تک مخفف فناوری مالی است و به شرکت‌ها یا استارت‌آپ‌هایی اشاره دارد که خدمات مالی را با فناوری مدرن ترکیب می‌کنند و یا به دنبال نوآوری برای ارائه محصولات و خدمات مالی بیش‌تر هستند؛ به‌عبارت‌دیگر، فناوری مالی نوعی نوآوری مالی است که موجب ایجاد مدل‌های جدید تجارت مالی، کاربردها، فرآیندها و محصولات جدیدی می‌شود که بر روی بازارهای مالی و یا شرکت‌هایی که به ارائه

خدمات مالی می‌پردازند، تأثیر بسزایی دارد (Maier, 2016). برخی از استارت‌آپ‌ها در تلاش‌اند تا فرم سنتی مالی را به حالت مدرن تبدیل کنند. برخی از معاملات مالی که از فناوری مالی تأثیر می‌پذیرند شامل: خدمات مالی مبتنی بر تلفن همراه، پرداخت، انتقال پول، وام، جمع‌آوری پول و حتی مدیریت دارایی، فناوری پرداخت یکپارچه، وام‌دهی نفر به نفر، کیف پول دیجیتال، ارزهای دیجیتال و...، که هدف همگی آن‌ها مزایای بیشتر، بهره‌وری بالاتر برای معاملات مالی و هم‌چنین کمک به کاهش هزینه‌های مشتریان است (Kawai, 2016).

این تحولات، موجب تغییر اساسی در مدل تجاری بانکداری، نحوه تعامل بانک‌ها با مشتریان، نحوه عملکرد مدیریت لایه میانی و لایه پشتیبانی بانک‌ها شد و فرایند نظام ارزشی بانکداری سنتی را به چالش کشید. علیرغم این تحول که در پی پرداخت پژوهش‌های علمی در خصوص مدل‌های کسب‌وکار در حوزه‌های مختلف بود (Wirtz; Göttel & Daiser, 2016, pp.1-28)، درباره آن‌ها در هر دو حوزه تخصصی و علمی بحث و تبادل نظر گردیده است (Osterwalder & Pigneur, 2010). بروز بحران مالی جهانی به وجود آمده در دنیا طی سال‌های ۲۰۰۸- ۲۰۰۹ و تسری آن به سال‌های بعد، موجب گردید، در سال‌های ۲۰۰۰ لغایت ۲۰۱۰ صنعت بانکداری به صنعتی بسیار ناپایدار، درهم‌تنیده و غیرقابل انعطاف تبدیل شود. به‌طوری‌که درک نحوه انجام کسب‌وکار بانک‌ها دشوارتر شده و بانک‌ها تحت مدل‌های کسب‌وکار ناپایدار کار کنند (Huang & Lin, 2012) و اقتدار و یکه‌تازی بانک‌ها در عرصه اقتصاد به‌تدریج و بنا بر ضرورت کشورها کاهش یابد. در پی این وقایع با وجود تغییرات اساسی در مدل‌های کسب‌وکار لزوم بازنگری احتیاطی در مدل‌های کسب‌وکار بانکی، مورد توجه ویژه‌ای قرار گرفت (Kordenori; Adaltian; Shahriari; Azizi & Kabaranzadeh Kaidim, 2019, pp.157-172). این بازنگری در مدل‌های کسب‌وکار، موجب رویکرد نسبتاً جدیدی در قیاس با مدل‌های قبلی گردید که رویکرد تحلیل صنعت بانکداری را دگرگون کرد (Jociene, 2015). در دهه‌های اخیر و با به‌کارگیری تکنولوژی اطلاعات، ظهور ابزارهای مالی نوین، افزایش پیچیدگی تعاملات نهادهای مالی، گسترش روزافزون بازارهای مالی و... بر تعداد وقوع بحران مالی به‌ویژه بحران‌های مالی سیستماتیک افزوده شد (Haji Shahvardi; Zamardian; Falah Shams Lialestani; Mirfaiz; Hanifi; Farhad, 2018, pp.794-799) که لازم است تا عوامل تأثیرگذار این ابزارهای مالی نوین در کسب‌وکارهایی که مرتبط با سیستم بانکی و شرکت‌هایی که خدمات مالی ارائه می‌دهند نیز موردسنجش و بازنگری قرار گیرد. ده کشور برتر در کسب‌وکارهای فناورانه، عمدتاً کشورهای توسعه یافته هستند. ازاین‌رو می‌توان نتیجه گرفت که گسترش

این نوع کسب‌وکارها در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای درحال‌توسعه است و این موضوع شکاف اطلاعاتی بین کشورها را افزایش می‌دهد (Adib; Safarzadeh & Mohammadi, 2023, pp.723-738).

فین‌تک‌ها که فصل مشترک میان خدمات مالی و بخش‌های تکنولوژی هستند، جنبش قابل‌توجهی در جهان حاصل کرده و منجر به اختلال در زنجیره ارزش‌های سنتی شده‌اند. در واقع، بودجه استارت‌آپ‌های فین‌تک در سال ۲۰۱۵ نسبت به سال ۲۰۱۴ بیش از دو برابر شده و از ۵/۶ میلیارد دلار به ۱۲/۲ میلیارد دلار، رسیده است (CFA institute, 2016). شرکت‌های پیشگام فین‌تک و فعالیت‌های جدید بازار، چشم‌انداز رقابتی را مجدداً باز تعریف نموده و بر این اساس بازیگرانی را در بخش خدمات مالی تعریف می‌کنند.

میزان سرمایه‌گذاری جهانی فین‌تک با نرخ رشد ۷۵٪ (میزان رشد ۹/۶ میلیارد دلار) در سال ۲۰۱۵ نسبت به سال ۲۰۱۴ به ۲۲/۳ میلیارد دلار افزایش یافته است که برگرفته از فرصت‌های سرمایه‌گذاری در سراسر قاره اروپا و آسیا و اقیانوسیه می‌باشد. پیشرفت سالانه در این حوزه، علاقه‌مندی به سرمایه‌گذاری در خدمات مالی نسبت به سایر بخش‌ها را تأیید می‌نماید. این در حالی است که رشد جهت پیشی‌گرفتن در سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر ادامه دارد و در مقابل تنها ۲۹ درصد در سال ۲۰۱۵ پیشرفت داشته است (Capital value management group, 2016).

از سوی دیگر، هم‌چنین از سال ۲۰۱۵، به‌عنوان یک سال موفق از عرضه عمومی اولیه فین‌تک یاد می‌شود که شرکت‌هایی مانند پی پال[1]، اسکوار[2]، ولدپی[3] و فرست دیتا[4] به بازار سرمایه چند میلیارد دلاری (بیشتر از بسیاری مؤسسات مالی) دست یافتند. در طول دوره پنج سال گذشته، سرمایه‌گذاری فین‌تک تا حد بسیار زیادی پیرامون پرداخت‌های خرد متمرکز شده است. بااین‌حال، بلوغ آن، باعث تنوع در نوآوری و درهم شکستن و افزایش مؤلفه‌های زنجیره ارزش خدمات مالی شده است. به‌عنوان‌مثال، بیمه، به‌سرعت به‌عنوان بخشی بزرگ در فین‌تک در حال ظهور، با سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با گزاره پیشنهادی اینشورتک از سال ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۵، رشدی بیش از سه برابر داشته است (Gai; Qiu & Xiaotong, 2018, pp.262-273).

---

[1] PayPal
[2] Square
[3] WorldPay
[4] First Data

دولت‌ها از بحران مالی سال ۲۰۰۸، فضای نظارتی مطلوبی را برای فین‌تک‌ها فراهم کرده‌اند (Koshesh Kordsholi; Maleki; Gholami Jamkarani, 2021). بسته به برنامه توسعه اقتصادی مالی و سیاست دولت‌ها، دولت‌های مختلف سیاست‌های مختلفی را تنظیم می‌کنند. از طرف دیگر، از سال ۲۰۰۸، مؤسسات مالی سنتی تحت فشار مقررات دقیق‌تر، نیازهای سرمایه‌ای و الزامات دولتی قرار گرفته‌اند. الزامات قانونی ضعیف‌تری که به استارت‌آپ‌های فین‌تک وارد شده است، به آن‌ها امکان می‌دهد خدمات مالی سفارشی، ارزان و سریع‌تری نسبت به مؤسسات سنتی به مشتریان ارائه دهند. بااین‌حال، اگرچه برخی از مقررات و الزامات برای فین‌تک‌ها کمتر است، اما آن‌ها باید درک کنند که مقرراتی هم هستند که به‌شدت آن‌ها را رصد می‌کند.

مرور تحقیقات قبلی به‌خوبی نشان می‌دهد که انجام تحقیقات در حوزه فناوری‌های مالی بسیار متنوع است. برخی از مطالعات انجام شده درخصوص اثرات فناوری مالی روی سازمان‌ها مانند بانک‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های فعالی در زمینه خدمات مالی معطوف می‌شود (Koshesh Kordsholi et al., 2021). برخی دیگر از این پژوهش‌ها به چالش‌ها و دغدغه‌های مربوط به این فناوری‌ها در کسب‌وکارها پرداخته‌اند. بخش قابل‌توجهی از تحقیقات در زمینه اکوسیستم فناوری مالی، شیوه توسعه و تکامل آن و نقش این اکوسیستم در ایجاد نوآوری در صنعت خدمات مالی پرداخته‌اند. در زمینه فناوری مالی و صنعت خدمات مالی تحقیقات مروری خوبی هم انجام شده است. این مقالات یک مرور تحلیلی از مقالات و گزارش‌های سازمانی مربوط به بلاکچین، فناوری مالی، کسب‌وکارهای خدمات مالی و نوآوری‌های مالی را شامل می‌شوند (Ali; Ally & Dwivedi, 2020, pp.102-179). بعضی دیگر از تحقیقات به کاربرد فناوری مالی در مدیریت و بهبود کسب‌وکار در زمینه‌هایی چون مشتری محوری، بهبود کیفیت خدمات و مدیریت ریسک پرداخته‌اند (Lin; Sun & Yu, 2020, pp.107-737). معدود پژوهش‌های پراکنده‌ای هم در باب فناوری مالی و هم درخصوص موانع ورود فناوری‌های مالی در کسب‌وکارها و هم اثرات آن‌ها در کسب‌وکارها انجام شده است. بررسی تحقیقات پیشین به‌خوبی شکاف پژوهش را نشان می‌دهد. تحقیقات بسیار معدودی در خصوص شناسایی ابعاد مؤثر در فناوری مالی در حوزه سیستم بانکی، انجام شده است. بعضی پژوهش‌های انجام شده صرفاً به‌صورت توصیفی عملکرد و وضعیت فناوری مالی، بلاک‌چین و صنعت خدمات مالی را تشریح کرده‌اند (Ali et al., 2020).

یک بررسی نشان داد که استفاده از خدمات فین‌تک در میان مشتریان جوان و ثروتمند بیش‌ترین است (Koshesh Kordsholi et al., 2021). اولین مصرف‌کنندگان خدمات فین‌تک، افراد باهوش، جوان،

شهری و با درآمد بالاتر بودند. در حال حاضر، نسل هزاره‌ها بخش قابل‌توجهی از مصرف‌کنندگان فین‌تک را در اغلب کشورها تشکیل می‌دهند. بررسی مشخصات آینده جمعیت برای شرکت‌های فین‌تک مطلوب است، زیرا در چند دهه آینده، هزاره‌های باهوش فناوری بیش‌ترین قسمت از جمعیت را تشکیل می‌دهند و رشد خدمات فین‌تک را به همراه می‌آورد (Abbasi, 2021).

علی و همکاران (۲۰۲۰) به‌مرور سیستماتیک و بروز فناوری بلاکچین در صنعت خدمات مالی پرداختند. به‌زعم آن‌ها، روندهای مدرن‌سازی دیجیتال‌سازی شیوه‌های کسب‌وکار، کل مشاغل و حتی تعدادی از صنایع را متحول کرده است. فناوری بلاک‌چین آخرین پیشرفت در صنایعی مانند خدمات مالی است، جایی که اعتماد از اهمیت بالایی برخوردار است. فناوری بلاک‌چین یک سیستم خدمات مالی و کدگذاری شده است که توانایی ایجاد خدمات و سیستم عامل‌های دیجیتالی جدید را از طریق این فناوری نوظهور فراهم می‌کند. چارچوب طبقه‌بندی پیشنهادی این مقاله دارای سه بعد است: مزایای مالی، چالش‌ها و عملکردهای فعال شده توسط بلاک‌چین. نهایتاً این مطالعه، پیامدهای تحقیق و عملکرد آینده را در الگوی بلاک‌چین مشخص می‌کند. گای، کیو و سون (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی و پیمایش شرکت‌های فناوری مالی، ضمن اشاره به معنای فین‌تک و استارت‌آپ، اکوسیستم و مزیت‌های آن مانند غنی‌سازی ارائه خدمات مالی، ارائه خدمات مالی با استفاده از تلفن همراه، بهبود دسترسی به داده‌ها از طریق به‌کارگیری فنون تحلیل داده‌ها و برشمردن چالش‌های موجود بر سر راه شرکت‌های فین‌تک نظیر دغدغه‌های مربوط به حریم خصوصی تجارت مالی افراد و دریافت خدمات مالی ایمن، مشارکت افراد ناشناخته، محدودیت‌های مختلف در اعتبارسنجی، خطرات سایبری مربوط به شبکه‌های توزیع، پیچیدگی بالای حاکمیت، هک نمودن فضای ذخیره ابری و... اشاره دارد.

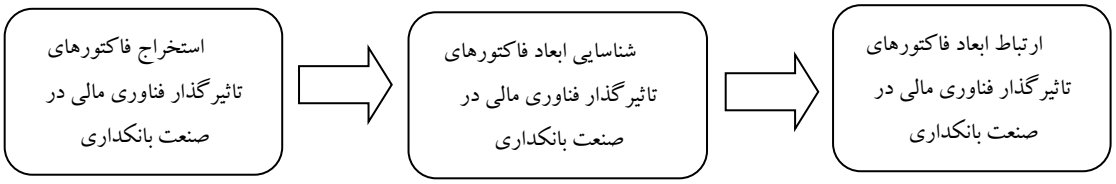
سال و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به معرفی و شناسایی فرصت‌ها و مزیت‌های فین‌تک در بازارهای نوظهوری مثل چین، هند و کنیا پرداخته‌اند و اشاره می‌کنند که نوآوری‌های مالی ازجمله پول همراه در این کشورها که شرکت‌های سنتی هیچ تعهدی در قبال جابجایی پول ندارند بسیار مؤثر می‌باشد. خدمات فین‌تک در این کشورها موجب بهبود دسترسی مشتریان به خدمات مالی با سطح درآمد پایین و افزایش مشتریان برای بانک‌ها شده است. شیم و شین (۲۰۱۶) مطالعه‌ای جهت تحلیل چندسطحی توسعه خدمات مالی در چین انجام داده‌اند. هدف از این پژوهش، توصیف ساخت و اختلال شبکه با استفاده از بازیگر شبکه در صنعت فین‌تک بوده است. این پژوهش تعامل میان فین‌تک و بستر اجتماعی و سیاسی در کشور

چین را شناسایی کرده است و به مقررات و محدودیت‌های قانونی و فناوری به‌عنوان ابعاد مهم در شکل‌گیری ارتباط بانک‌ها و فناوری‌های نوین مالی در چین اشاره کرده است.

مشهدی عبدل و همکاران (۲۰۱۹) به تحلیل استراتژیک کارآفرینی مبتنی بر فین‌تک در بخش بانکی اقدام کردند. پژوهش حاضر با هدف بررسی تحولات فین‌تک در ایران و تحلیل محتوا سعی دارد نشان دهد که ایران در برابر این پدیده چه اقداماتی انجام داده است و چه فاکتورهای اثرگذاری در خدمات مالی منجر به موفقیت در کسب‌وکارها در این زمینه خواهد شد. گروهی در صنعت خدمات مالی، پیشرفت فین‌تک را به‌عنوان یک تهدید برای صنعت بانکداری تعریف می‌کنند و برخی معتقدند که فین‌تک به‌عنوان یک فرصت است. روش پژوهش در این مقاله نظریه برخاسته از داده‌ها بوده که در ابتدا با استفاده از مطالعه کتابخانه و بعد مصاحبه با مسئولان دولتی در حوزه بانکداری، به تحلیل داده‌ها پرداخته شده است و نکات کلیدی استخراج شده است. نتایج حاصل شده در جدول استراتژی SWOT قرار داده شده است که با توجه به نقاط قوت، راهکارهایی ارائه گردیده که نقاط ضعف پوشش داده شود و با استفاده از فرصت‌ها، راهکارهایی ارائه گردیده تا تهدیدات تبدیل به فرصت شود.

در تحقیقات بومی و ایرانی قلی زاده و همکاران (۲۰۱۷)، در پژوهشی با عنوان: "بانکداری و فین‌تک: چالش یا فرصت؟" به بررسی روندهای اخیر در بانکداری و تحلیل فرصت‌ها و ریسک‌هایی که فین‌تک برای بانک‌ها به وجود می‌آورند، پرداخته‌اند. در این مقاله پس از بررسی روندهای اخیر در فین‌تک و بانکداری، توسعه نوآوری‌های مالی و بازار تکنولوژی مورد مطالعه قرار گرفته و ریسک‌های عمده مرتبط با فین‌تک و نوآوری‌های مالی که در سطح خرد و کلان با آن‌ها مواجه هستند را شناسایی می‌کند و درنهایت مجموعه دستورالعمل‌های کاربردی برای بانک‌های تجاری به‌منظور تقویت موقعیت خود در نوآوری مالی و کنترل ریسک‌های مرتبط با معرفی آن ارائه می‌دهند. در قسمتی از نتیجه‌گیری این پژوهش آمده است، با توجه به اینکه فین‌تک به بخش ناگسستنی بانکداری تبدیل شده است؛ بنابراین توسعه آن تأثیر شگرفی بر فعالیت بانک‌ها دارد؛ پس ضروری است تا بانک‌ها با فین‌تک‌ها در زمینه خدمات مکمل، همکاری خود را آغاز کنند. ادغام با فین‌تک به بانک‌ها این اجازه را می‌دهد که یک مزیت نسبی در رقابت فزاینده نصیب آن‌ها گردد.

با مطالعه ادبیات نظری و پیشینه پژوهش و هم‌چنین با توجه به مصاحبه با خبرگان که در ادامه در بخش روش تحقیق توضیح داده خواهد شد، شکل ۳ مدل مفهومی پژوهش استخراج گردید.



پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به سوال‌های زیر است:

۱. مدل کارآفرینانه کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری شامل چه فاکتورهایی است؟

۲. فاکتورهای تاثیرگذار فناوری مالی در صنعت بانکداری در چه ابعادی قرار می‌گیرند؟

۳. ابعاد تاثیرگذار فناوری مالی در صنعت بانکداری چه ارتباطی با یکدیگر دارند؟

۳- روش‌شناسی

تحقیق حاضر از لحاظ هدف کاربردی-توسعه‌ای و از نظر روش گردآوری داده‌ها آمیخته از نوع اکتشافی است. به‌منظور شناسایی و گردآوری داده‌ها از روش تحلیل محتوا، مصاحبه با خبرگان و استفاده از مطالعات پیشین بهره گرفته شده است. تیم مشارکت‌کننده با توجه به مطالعات صورت گرفته از پژوهش‌های داخلی و خارجی، متشکل از خبرگان دانشگاهی، تعداد ۲۰ نفر، شامل اعضای هیأت علمی، کارشناسان حوزه بانکی و مدیران متخصص در زمینه کسب‌وکارهای فناورانه درشته‌های مدیریت دولتی، مدیریت فناوری اطلاعات، کارآفرینی و مدیریت امور بانکی است که براساس اطلاعاتی که در زمینه فناوری‌های مالی در سیستم بانکی داشتند، تعیین شده‌اند. از آنجاکه بخشی از پژوهش حاضر اکتشافی است، نیازمند ابزارهایی بود تا بتوان داده‌های مورد نظر را به دست آورد. ابزارهای جمع‌آوری داده‌های اصلی تحقیق حاضر عبارت‌اند از: مصاحبه، تحقیقات انجام شده داخلی و خارجی مرتبط با موضوع و پرسشنامه. هم‌چنین به‌منظور غربال‌گری و انتخاب داده‌های مذکور از روش دلفی فازی استفاده شده که خروجی آن با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی دسته‌بندی و اعتبار آن بررسی گردیده است. علاوه بر این جهت بررسی روابط مدل و برازش آن از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شده است. در فاز کمی پژوهش به‌منظور تعیین پایایی از آزمون آلفای کرونباخ استفاده گردیده است. درنهایت از روش دلفی برای تعیین وزن شاخص‌ها و اعتبار روایی شاخص‌های انتخاب شده، استفاده شده است.

گام اول: برای اجرای این روش ابتدا مقادیر فازی مثلثی نظرات خبرگان و هم‌چنین مولفه‌های به دست آمده از تحقیقات پیشین هم در مطالعات داخلی و هم در مطالعات خارجی، محاسبه و این مولفه‌ها تبدیل به مقادیر فازی شد.

جدول (۱): ارزش‌گذاری مؤلفه‌ها نسبت به هم

متغیر کلامی	عدد فازی	L	M	U	عدد فازی قطعی شده
خیلی کم	(۰، ۰، ۰/۲۵)	۰	۰	۰/۲۵	۰.۰۸۳
کم	(۰، ۰/۲۵، ۰/۵)	۰	۰/۲۵	۰/۵	۰.۲۱
متوسط	(۰/۲۵، ۰/۵، ۰/۷۵)	۰/۲۵	۰/۵	۰/۷۵	۰.۴۱
زیاد	(۰/۵، ۰/۷۵، ۱)	۰/۵	۰/۷۵	۱	۰.۷۱
خیلی زیاد	(۰/۷۵، ۱، ۱)	۰/۷۵	۱	۱	۰.۹۲

گام دوم: برای محاسبه میانگین نظرات n پاسخ‌دهنده، میانگین فازی آن‌ها محاسبه شد. بدین منظور لازم است که عدد فازی مثلثی هر متغیر محاسبه شود. خلق عدد فازی مثلثی τAJ برای هریک از عوامل اثرگذار بر اساس فرمول‌های زیر است:

$$\tau_J = (L_J, M_J, U_J) \quad (۱)$$

$$L_j = min\ (X_{ij}) \quad (۲)$$

$$U_j = max\ (X_{ij}) \quad (۳)$$

$$M_j = \sqrt[n]{\prod_{i=۱}^{n} max\ (Xij)} \quad (۴)$$

اندیس i به فرد خبره اشاره دارد.

در این مطالعه از روش مرکز ثقل برای محاسبه عدد کریسپ و فازی‌زدایی استفاده شده است.

$$Crisp = \frac{1+2m+u}{4} \quad (۵)$$

عدد کریسپ، نشان دهنده درک مشترک گروه تصمیم گیری برای این عامل است.

گام سوم: باید یک مقدار آستانه را به‌منظور غربال نمودن عوامل نامناسب انتخاب نمود تا اگر:

- $\geq SM_j$: عامل اثرگذار j پذیرفته شود؛
- $< SM_j$: عامل اثرگذار j حذف شود؛

گام چهارم: برای اعتبارسنجی یافته‌های بخش کیفی از روش درگیری طولانی مدت و مشاهده مداوم، بازبینی توسط مشارکت‌کنندگان و همکار و تکنیک مثلث‌سازی منابع داده‌ها استفاده شده است. در بازبینی توسط مشارکت‌کنندگان، مشارکت‌کنندگان، مرحله کدگذاری محوری را بازبینی کرده و نظر خود را در ارتباط با آن اعلام کردند و دیدگاه‌های آن‌ها نیز اعمال شده است. در بازبینی بررسی همکار، دو نفر از اعضای هیئت علمی دانشگاه با مدرک علمی دکتری مدیریت دولتی و یک نفر از مدیران یکی از بانک‌های دولتی با سابقه خدمت ۲۵ سال به بررسی یافته‌ها و اظهار نظر درباره مرحله کدگذاری محوری پرداختند و ضمن بازبینی مقوله‌های به دست آمده و اعمال اصلاحات جزئی، آن‌ها را تأیید کردند. در تکنیک مثلث‌سازی، یافته‌های پژوهش برای مشارکت‌کنندگان ارائه و متن نظریه توسط آن‌ها مطالعه و نقطه نظرات آن‌ها اعمال شده است. با توصیف تفصیلی و دقیق فرآیند، متن و زمینه پژوهش و تشخیص داده‌های انحرافی و مرور مصاحبه‌های انجام شده و ارزیابی مجدد کدگذاری‌ها و تفسیرها توسط اساتید مورد مطالعه و بازبینی قرار گرفته و مواردی جهت اصلاح یا تغییر نظریه نهایی بیان شد. کلیه سؤالات پرسشنامه‌های این تحقیق که با استناد به شاخص‌های شناسایی شده توسط پیشینه و مصاحبه طراحی شده بودند، جهت معنی‌دار بودن مورد تحلیل عاملی تأییدی قرار گرفتند. در این مرحله برای اطمینان از صحت مدل‌های اندازه‌گیری (پرسشنامه‌ها) و در واقع تأیید تحلیل عاملی اکتشافی، باید آن‌ها را مورد تحلیل عاملی تأییدی قرار داد. برای ارزیابی قابل اتکا بودن داده‌ها و تفسیرها در فاز کیفی، از معیارهای اعتمادپذیری شامل قابلیت اعتبار، انتقال‌پذیری، اتکاپذیری و تأییدپذیری استفاده شد. به‌منظور دستیابی به معیارهای مطرح شده این روش‌ها به کار گرفته شده است. در انتقال‌پذیری، نتایج منتج از این مطالعه می‌تواند منبعی برای اطلاع‌رسانی به مدیران بانک‌ها باشد. در اتکاپذیری، در گزارشات از کدگذاری استفاده شد و نقل

قول، که عین گفتار مشارکت کنندگان است ارائه شد. در تاییدپذیری، ثبت فعالیت‌ها در طول زمان، به‌طوری‌که سایر افراد بتوانند آن‌ها را پیگیری نمایند، صورت پذیرفت.

گام پنجم: پس از ویرایش داده‌ها، کدگذاری و ورود داده‌ها، جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از دو روش آمار توصیفی و استنباطی و نرم‌افزارهای نظیر Excel، SPSS، PLS استفاده شده است. در پژوهش حاضر در سطح توصیفی جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از روش‌های تحلیل توصیفی نظیر جدول توزیع فراوانی، درصد فراوانی، میانگین و نمودار استفاده شده است. در سطح استنباطی از آزمون‌هایی نظیر آزمون آلفای کرونباخ، KMO و بارتلت، ضریب همبستگی، تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی با استفاده از مدل معادلات ساختاری توسط نرم‌افزار لیزرل، الگوسازی ساختاری-تفسیری با استفاده از ISM در نرم‌افزارهای دیگری همچون SPSS و Excel استفاده شده است.

گام ششم: مراحل انجام در قسمت روش ساختاری تفسیری این تحقیق شامل ۴ مرحله است: تشکیل ماتریس خودتعاملی ساختاری، تشکیل ماتریس خوددریافتی، تعیین نفوذ و وابستگی برای هر عنصر و ایجاد ماتریس نفوذ- وابستگی، تعیین روابط و سطح‌بندی شاخص‌ها.

مدل ساختاری تفسیری (ISM) توسط اندرو سیج به سال ۱۹۷۷ ارائه شد. روش ISM یک روش ساختار تفسیری است که در سال ۲۰۰۶ توسط آگاروال مطرح گردید و در سال ۲۰۰۷ توسط کانان در مقاله‌ای ارائه شد. در این روش ابتدا به شناسایی عوامل مؤثر و اساسی پرداخته و سپس با استفاده از روشی که ارائه شده است، روابط بین این عوامل و راه دستیابی به پیشرفت توسط این عوامل ارائه شده است. روش ISM با تجزیه معیارها در چند سطح مختلف به تحلیل ارتباط بین شاخص‌ها می‌پردازد. مدل ساختار تفسیری قادر است ارتباط بین شاخص که به صورت تکی یا گروهی به یکدیگر وابسته‌اند، را تعیین نماید. این روش می‌تواند برای تجزیه وتحلیل ارتباط بین ویژگی‌های چند متغیر که برای یک مسئله تعریف شده‌اند، استفاده شود. طراحی مدل ساختاری تفسیری (ISM) روشی است برای بررسی اثر هر یک از متغیرها بر روی متغیرهای دیگر؛ این طراحی رویکردی فراگیر برای سنجش ارتباط است و این طراحی برای توسعه چارچوب مدل به‌کار می‌رود تا اهداف کلی تحقیق امکان‌پذیر شود (Seifi Farzad, 2018).

در تحقیق حاضر جهت بررسی این‌که هر یک از سازه‌های تحقیق تا چه حد با نشان‌گرهای انتخاب شده جهت سنجش آن‌ها دارای همسویی بوده‌اند از شکل اندازه‌گیری یا همان تحلیل عاملی تأییدی استفاده شده است.

٤- نتایج

برای پاسخ به سوال‌های تحقیق و ارزیابی و غربال‌گری یافته‌ها در ابتدا اقدام به مطالعات صورت گرفته درخصوص موضوع اصلی تحقیق در بین مطالعات خارجی صورت پذیرفت. سپس مطالعات و اقدامات صورت گرفته داخلی را مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. با توجه به یافته‌های حاصل از مطالعات انجام شده، چندین مؤلفه استخراج گردید. با توجه به این مولفه‌ها و هم‌چنین نظرات خبرگان، سوال‌های پرسشنامه طراحی گردید که به جمع‌آوری پاسخ‌های آن مبادرت ورزیده شد. سپس از تکنیک دلفی فازی برای انتخاب مفاهیم، استفاده شده است. مؤلفه‌هایی که در این مرحله توسط پرسشنامه مورد سؤال قرار گرفتند، خروجی مدل است. اعداد فازی قطعی شده با استفاده از روش میانگین به شکل زیر محاسبه شده است (Habibi & Aden Var, 2015):

$$\varkappa_{۱} = \frac{U+M+L}{۳};\ \varkappa_{۲} = \frac{U+۲M+L}{۴}$$
$$\varkappa_{۳} = \frac{U+۴M+L}{۶} \qquad (۶)$$

$$\text{Crisp number} = \max(\varkappa_{۱}, \varkappa_{۲}, \varkappa_{۳}) \qquad (۷)$$

میانگین فازی هر کدام از مولفه‌ها با توجه به روابط زیر محاسبه و با استفاده از روش میانگین اعداد فازی تبدیل به قطعی شده و میانگین قطعی خبرگان برای هر مؤلفه برآورد شده است:

$$A_i = \left(a_{۱}^{i}, a_{۲}^{i}, a_{۳}^{i}\right) \qquad i = ۱,۲,۳,\dots,n \qquad (۸)$$

$$A_{ave} = \left(\frac{۱}{n}\sum_{۱}^{n} a_{۱}^{i}, \frac{۱}{n}\sum_{۱}^{n} a_{۲}^{i}, \frac{۱}{n}\sum_{۱}^{n} a_{۳}^{i}\right) \qquad (۹)$$

در این رابطه $\boldsymbol{A_i}$ بیان‌گر دیدگاه خبره i ام و $\boldsymbol{A_{ave}}$ بیانگر میانگین دیدگاه‌های خبرگان است. در مرحله غربال‌گری مؤلفه‌ها با تکنیک دلفی فازی مؤلفه‌های گردآوری شده توسط تحلیل محتوا و مصاحبه به اعضای گروه خبره ارسال گردیده و میزان موافقت آن‌ها با هرکدام از مفاهیم اخذ شده و نقطه نظرات پیشنهادی و اصلاحی آن‌ها جمع‌بندی شد.

نتایج میانگین فازی قطعی شده نشان می‌دهد که مؤلفه‌هایی که میانگین فازی زدایی شده بالای ۰/۶۰ بدست آمده مورد تأیید خبرگان است و مابقی از تحلیل خارج می‌شوند. نتایج حاصل، نشان‌گر مناسب بودن همبستگی‌های موجود بین داده‌ها برای تحلیل عاملی و کفایت نمونه‌گیری است. با توجه به عدد KMO (بزرگ‌تر از ۰/۷) و سطح معنی‌داری، آزمون بارتلت کمتر از ۵ درصد است؛ لذا می‌توان گفت که داده‌ها برای اجرای تحلیل عاملی مناسب است و از شرایط مورد نیاز برخوردار است.

تمامی گویه‌هایی که در فرآیند تحلیل عاملی است به علت این‌که عدد اشتراکات گویه‌ها از ۰/۵ بیشتر است، مناسب هستند. واریانس تبیین شده نشان می‌دهد که این سؤالات ۵ بعد را تشکیل می‌دهند و این ابعاد در حدود ۶۴/۵۵ درصد واریانس را تبیین و پوشش می‌نماید که در واقع نشان‌دهنده روایی مناسب سؤالات می‌باشند.

جدول (۲): آمار توصیفی ابعاد و مؤلفه‌های کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری

متغیرها	کم‌ترین	بیش‌ترین	میانگین	انحراف معیار	آزمون t $T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$	سطح معنی‌داری
قابلیت‌های نوآورانه	۱/۲۴	۵	۴/۳۹۴	۰/۶۲۶	۳۲/۲۰۷	۰
گسترش فضای مجازی	۱	۵	۴/۵۴۶	۰/۸۲۶	۲۷/۰۵۸	۰
نوآوری در محصول و خدمات	۱	۵	۴/۵۹۸	۰/۷۶۰	۳۰/۳۸۷	۰
مشتری‌مداری	۱	۵	۴/۶۳۶	۰/۸۲۱	۲۸/۷۹۸	۰
قابلیت نوآوری در خدمات	۱	۵	۴/۴۶۴	۰/۸۶۶	۲۴/۴۴۲	۰
شایستگی‌های اصلی	۱	۵	۴/۱۶۳	۱/۰۱۵	۱۶/۵۵۳	۰
سرمایه‌گذاری در فناوری‌های جدید	۱	۵	۴/۳۷۶	۰/۹۴۵	۲۰/۸۴۸	۰
مدیریت ارتباط با مشتری	۱	۵	۴/۴۴۰	۰/۸۸۷	۲۳/۴۸۴	۰
ساختار ذهنی ورود به کسب‌وکار فناورانه مالی	۱	۵	۴/۲۳۴	۰/۸۹۷	۱۹/۸۸۶	۰
کاهش موانع تجارت	۱	۵	۴/۴۲۶	۰/۸۲۴	۲۵/۰۲۷	۰
استفاده بهینه از فرصت‌های ارائه شده در نوآوری	۱	۵	۴/۳۷۳	۰/۸۱۱	۲۴/۴۷۱	۰
مزیت رقابتی	۲	۵	۴/۴۷۴	۰/۷۲۱	۲۹/۵۵۲	۰
تحلیل رفتار مشتری	۱	۵	۴/۴۱۶	۰/۷۹۳	۲۵/۸۲۱	۰
تحلیل و گرایش بازار	۱	۵	۴/۳۷۸	۰/۸۳۵	۲۳/۸۴۸	۰
همکاری با شبکه مشتریان	۱	۵	۴/۲۰۶	۰/۹۰۴	۱۹/۲۷۳	۰
سرعت در رسیدگی به امور مالی	۲	۵	۴/۴۷۴	۰/۷۷۹	۲۷/۳۶۲	۰

متغیرها	کم‌ترین	بیش‌ترین	میانگین	انحراف معیار	آزمون t $T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$	سطح معنی‌داری
همکاری مشترک بین شرکت‌ها	۱	۵	۴/۱۱۵	۰/۸۸۰	۱۸/۳۰۵	۰
سرمایه‌گذاری و استفاده از فناوری‌های نوین بانکی	۲	۵	۴/۳۷۸	۰/۸۳۰	۲۴/۰۱۴	۰
نگرش کارآفرینانه	۲	۵	۴/۲۰۰	۰/۶۵۱	۲۶/۶۵۱	۰
مدیریت کارآمد فعالیت‌های فناورانه مالی	۲	۵	۴/۳۵۴	۰/۸۰۲	۲۴/۴۰۷	۰
شبکه سازی همکاران	۱	۵	۳/۹۸۱	۰/۸۷۱	۱۶/۲۷۴	۰
مکانیسم قیمت‌گذاری ایده‌های فناورانه	۱	۵	۴/۰۴۳	۱/۰۰۶	۱۴/۹۸۶	۰
گرایش کارآفرینانه	۲	۵	۴/۰۴۸	۰/۹۵۴	۱۵/۸۰۸	۰
ارزش خدمات قابل ارائه	۱	۵	۴/۳۳۸	۱/۰۲۰	۱۸/۸۷۵	۰
مشارکت در شبکه‌های تجاری	۲	۵	۴/۱۰۱	۰/۷۶۹	۲۰/۶۹۸	۰
کانال‌های توزیع	۲	۵	۴/۲۰۶	۰/۸۷۲	۱۹/۹۹۰	۰
استفاده مناسب و کارآمد از امکانات رسانه‌ای	۱	۵	۴/۲۴۹	۰/۹۱۲	۱۹/۷۹۲	۰
زیرساخت‌های نظام پرداخت بانکی	۱	۵	۴/۳۱۶	۰/۹۶۴	۱۹/۷۳۹	۰
مشخص نمودن قلمرو فعالیت	۱	۵	۳/۹۰۰	۰/۹۴۳	۱۳/۷۹۳	۰
فرصت‌های چندگانه اقتصادی	۱	۵	۴/۱۵۸	۰/۸۳۷	۱۹/۹۹۵	۰
مهارت در کسب‌وکار فناورانه مالی	۲	۵	۴/۳۴۹	۰/۸۵۳	۲۲/۸۵۶	۰
نگرش مدیریت نسبت به کسب‌وکارهای فناورانه مالی	۲	۵	۴/۳۴۵	۰/۶۹۸	۲۷/۸۶۷	۰
تجربه‌های کسب‌وکارهای فناورانه مالی	۳	۵	۴/۲۲۰	۰/۷۴۰	۲۳/۸۳۹	۰
مدیریت زیرساخت	۲	۵	۴/۵۴۶	۰/۷	۳۱/۹۳۴	۰
حداقل رسانی محدودیت‌های مالی	۱	۵	۴/۰۴۳	۱/۰۵۳	۱۴/۳۲۱	۰
ابتکارات زنجیره تأمین	۱/۵۷	۵	۴/۱۸۱	۰/۶۵۷	۲۵/۹۸۵	۰
قوانین مالی و مالیاتی	۱	۵	۴/۵۴۶	۰/۷۵۰	۲۹/۵۱۳	۰
کسب سهم بازار بیشتر	۱	۵	۴/۳۰۱	۰/۸۹۳	۲۱/۰۶۰	۰
کسب امتیاز در برابر رقبا	۱	۵	۴/۳۶۸	۰/۸۷۳	۲۲/۶۵۳	۰
حمایت مدیران	۱	۵	۴/۴۵۵	۰/۸۳۲	۲۵/۲۸۹	۰
مسائل استراتژیک/ مدیریتی	۱	۵	۴/۱۱۷	۰/۹۵۸	۱۶/۶۹۷	۰
تغییرات در فرآیند ارائه خدمات مالی	۱	۵	۳/۹۸۶	۰/۹۴۸	۱۵/۰۳۰	۰

متغیرها	کم‌ترین	بیش‌ترین	میانگین	انحراف معیار	آزمون t $T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$	سطح معنی‌داری
تامین‌کنندگان	۱	۵	۴/۲۵۶	۱/۰۱۸	۱۷/۷۵۴	۰
مقررات تسهیل کننده	۱	۵	۴/۱۲۴	۱/۱۳۷	۱۴/۳۰۰	۰
قوانین حمایتی در زمینه مالکیت فکری	۱	۵	۴	۰/۹۷	۱۴/۷۵۸	۰
سرمایه‌گذاری مشترک	۱	۵	۳/۸۱۳	۰/۹۱۹	۱۲/۷۹۴	۰
پذیرش محصول	۱	۵	۴/۱۴۴	۱/۰۴۶	۱۵/۸۰۱	۰
تعهد بازار	۱	۵	۳/۸۸۰	۱/۰۰۵	۱۲/۶۶۷	۰
دانش مدیریتی	۲	۵	۴/۳۹۸	۰/۸۵۹	۲۳/۳۵۲	۰
همکاری با شبکه بانکی	۱	۵	۴/۱۰۷	۰/۸۹۹	۱۷/۶۷۲	۰
ساختار بازار صنعت بانکداری	۲/۲۵	۵	۴/۳۸۵	۰/۵۷۰	۳۵/۱۴۲	۰
گسترش مرزهای معاملات تجاری	۲	۵	۴/۶۷۵	۰/۶۸۶	۳۵/۲۹۳	۰
استراتژی و بازاریابی کالاهای فناورانه	۲	۵	۴/۴۹۸	۰/۷۴۸	۲۸/۹۶۱	۰
مدل‌های پرتفوی کسب‌وکار	۱	۵	۳/۹۳۳	۰/۸۵۸	۱۵/۷۲۴	۰
درک ریسک‌های محیط	۱	۵	۴/۲۶۳	۰/۹۴۷	۱۹/۲۸۴	۰
اهداف استراتژیک	۲	۵	۴/۴۳۵	۰/۸۱۳	۲۵/۵۳۴	۰
انگیزه ورود	۲	۵	۴/۲۵۸	۰/۷۹۱	۲۳/۰۰۷	۰
نیاز به استفاده از سیستم‌های بانکی و مالی مطمئن	۳	۵	۴/۷۸۰	۰/۵۱۸	۴۹/۶۴۷	۰
تشکیل شبکه کسب‌وکارهای فناورانه مالی	۲	۵	۴/۲۲۹	۰/۷۸	۲۲/۵۵۵	۰
فعالیت‌های فناورانه	۲/۵	۵	۴/۲۹۴	۰/۶۵۳	۲۸/۶۶	۰
طراحی محصول	۳	۵	۴/۵۵	۰/۵۸۷	۳۸/۱۶۶	۰
توسعه محصول	۲	۵	۴/۴۱۲	۰/۷۶۱	۲۶/۷۹۷	۰
فعالیت‌های فناورانه نظیر آموزش و مشاوره	۱	۵	۴/۱۱۵	۰/۹۵۴	۱۶/۸۹۷	۰
شناسایی مشتریان	۱	۵	۴/۱۰۱	۰/۹۶۳	۱۶/۵۲۱	۰
ارتباط کسب‌وکارهای فناورانه مالی با صنعت بانکداری	۲/۴	۵	۳/۹۰۱	۰/۷۴۲	۱۷/۵۴۷	۰
میزان فروش خدمات مالی	۱	۵	۴/۰۸۱	۰/۹۱۹	۱۷/۰۱۳	۰
دارایی‌های مالی	۱	۵	۳/۸۷۶	۱/۱۱۱	۱۱/۲۱۴	۰
تعداد شعب بانکی	۱	۵	۳/۶۴۹	۱/۰۴۵	۸/۸۹۰	۰

متغیرها	کم‌ترین	بیش‌ترین	میانگین	انحراف معیار	آزمون t $T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$	سطح معنی‌داری
تعداد بازارهای مالی یا کسب‌وکارهای فناوری مالی نفوذ کرده	۱	۵	۳/۹۴۶	۰/۹۰۳	۱۵/۰۰۲	۰
تخمین تعداد رقبای مستقیم در فناوری مالی	۲	۵	۳/۹۲۲	۰/۸۹۹	۱۴/۶۸۹	۰

جدول ۲ آماره توصیفی هر یک از مؤلفه‌ها و ابعاد مدل کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری را در کم‌ترین و بیش‌ترین میانگین نمره نشان می‌دهد. قابلیت‌های نوآورانه با کم‌ترین میانگین نمره ۱/۲۴ و بیش‌ترین میانگین نمره ۵ و دارای میانگین و انحراف معیار ۴/۳۹۴ و ۰/۶۲۶ می‌باشد. با توجه به آماره تی (۳۲/۲۱) که مقدار آن از مقدار بحرانی ۱/۹۶ بیش‌تر است و سطح معنی‌داری آن کم‌تر از ۵ درصد می‌باشد، نشان می‌دهد قابلیت‌های نوآورانه در سطح مطلوبی قرار دارد. با توجه به آماره تی (۲۶/۶۵) که مقدار آن از مقدار بحرانی ۱/۹۶ بیش‌تر است و سطح معنی‌داری آن کمتر از ۵ درصد است، نشان می‌دهد نگرش کارآفرینانه در سطح مطلوبی قرار دارد. با توجه به آماره تی (۲۵/۹۸) که مقدار آن از مقدار بحرانی ۱/۹۶ بیشتر است و سطح معنی‌داری آن کمتر از ۵ درصد است، نشان می‌دهد ابتکارات زنجیره تأمین در سطح مطلوبی قرار دارد. ساختار بازار صنعت بانکداری با کم‌ترین میانگین نمره ۲/۲۵ و بیش‌ترین میانگین نمره ۵ و دارای میانگین و انحراف معیار ۴/۳۸۵ و ۰/۵۷ می‌باشد. با توجه به آماره تی (۳۵/۱۴) که مقدار آن از مقدار بحرانی ۱/۹۶ بیش‌تر است و سطح معنی‌داری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد، نشان می‌دهد ساختار بازار صنعت بانکداری در سطح مطلوبی قرار دارد. فعالیت‌های فناورانه با کم‌ترین میانگین نمره ۲/۵ و بیش‌ترین میانگین نمره ۵ و دارای میانگین و انحراف معیار ۴/۲۹۴ و ۰/۶۵۳ است. با توجه به آماره تی (۲۸/۶۶) که مقدار آن از مقدار بحرانی ۱/۹۶ بیشتر است و سطح معنی‌داری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد، نشان می‌دهد فعالیت‌های فناورانه در سطح مطلوبی قرار دارد. ارتباط کسب‌وکارهای فناورانه مالی با صنعت بانکداری با کم‌ترین میانگین نمره ۲/۴ و بیش‌ترین میانگین نمره ۵ و دارای میانگین و انحراف معیار ۳/۹۰۱ و ۰/۷۴۲ می‌باشد. با توجه به آماره تی (۱۷/۵۵) که مقدار آن از مقدار بحرانی ۱/۹۶ بیش‌تر است و سطح معنی‌داری آن کم‌تر از ۵ درصد است، نشان می‌دهد ارتباط کسب‌وکارهای فناورانه مالی با صنعت بانکداری در سطح مطلوبی قرار دارد.

مقادیر T-value بزرگ‌تر از ۱/۹۶ می‌باشند و بیان‌گر این است تمامی ضرایب مسیر در سطح خطای ۰/۰۵ معنی‌دار است. تمامی اعداد ضرایب بارهای عاملی سؤالات از ۰/۴ بیشتر است که نشان از مناسب بودن این

معیار دارد. هم‌چنین بر اساس نتایج مدل اندازه‌گیری، مقدار بوت استراپینگ (آماره t) در تمامی موارد از مقدار بحرانی ۱/۹۶ بزرگ‌تر است که نشان می‌دهد همبستگی بین متغیرهای قابل‌مشاهده با متغیرهای پنهان مربوط به خود معنادار است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت هر متغیر مکنون به‌درستی توسط متغیرهای آشکار خود مورد سنجش قرارگرفته است.

با توجه به این‌که مقدار مناسب برای AVE، بالاتر از ۰/۵ است و مطابق با یافته‌ها این معیار در مورد متغیرهای مکنون مقدار مناسبی را اتخاذ نموده‌اند، در نتیجه مناسب بودن روایی همگرای پژوهش تأیید می‌شود. از ماتریس مشخص می‌شود، جذر AVE هر سازه از ضرایب همبستگی آن سازه با سازه‌های دیگر بیشتر شده است که این مطلب حاکی از قابل‌قبول بودن روایی واگرای سازه‌ها است. شاخص نیکویی برازش[1] بالاتر از ۰/۵ نشان‌دهنده برازش مناسب مدل است.

بعد از ۸ چرخش مشخص شد که گویه‌ها در قالب ۵ بعد با مقادیر ویژه بالاتر از یک استخراج گردید. نام این ۵ بعد با توجه به ویژگی‌های مشترکی که در زیرمجموعه هرکدام از آن‌ها وجود داشت و هم‌چنین با توجه به تحقیقات پیشین نام‌گذاری گردید که در جدول شماره ۲ مشاهده گردید.

نتایج تحلیل محاسبه شده اوزان ابعاد اصلی نشان می‌دهد که ابتکارات زنجیره تأمین با وزن ۰/۳۸۹ در رتبه اول، پس از آن فعالیت‌های فناورانه با وزن نسبی ۰/۲۰۸ در رتبه دوم، قابلیت‌های نوآورانه با وزن نسبی ۰/۱۹۵ در رتبه سوم، نگرش کارآفرینانه با وزن نسبی ۰/۱۱۷ و ساختار بازار صنعت بانکداری با وزن نسبی ۰/۰۹۱ در رتبه پنجم اهمیت قرار دارد و هم‌چنین نرخ ناسازگاری این ماتریس کمتر از ۰/۱ و مورد قبول است.

جدول (۳): میانگین مقایسات زوجی ابعاد

	ابتکارات زنجیره تأمین	ساختار بازار بین‌الملل	فعالیت‌های نوآورانه و فناورانه	قابلیت‌های نوآورانه	نگرش کارآفرینانه	وزن
ابتکارات زنجیره تأمین	۱/۰۰	۳/۶۰	۳/۳۵	۱/۲۰	۳/۵۰	۰/۳۸۹
ساختار بازار بین‌الملل	۰/۲۸	۱/۰۰	۰/۵۶	۰/۴۸	۰/۶۳	۰/۰۹۱

[1] Goodness of Fit (GOF)

	ابتکارات زنجیره تأمین	ساختار بازار بین‌الملل	فعالیت‌های نوآورانه و فناورانه	قابلیت‌های نوآورانه	نگرش کارآفرینانه	وزن
فعالیت‌های نوآورانه و فناورانه	۰/۳۰	۱/۸۰	۱/۰۰	۲/۳۰	۱/۴۰	۰/۲۰۸
قابلیت‌های نوآورانه	۰/۸۳	۲/۱۰	۰/۴۳	۱/۰۰	۲/۰۰	۰/۱۹۵
نگرش کارآفرینانه	۰/۲۹	۱/۶۰	۰/۷۱	۰/۵۰	۱/۰۰	۰/۱۱۷
	نرخ سازگاری = ۰/۰۶۵					

در ادامه سوپر ماتریس اولیه ساخته و سپس سوپر ماتریس موزون ساخته می‌شود. پس از آن سوپرماتریس حد محاسبه می‌شود. هدف از به حد رساندن سوپر ماتریس موزون این است که تأثیر نسبی دراز مدت هریک از عناصر آن در یکدیگر حاصل شود. نتایج حاصل از سوپر ماتریس حد نشان می‌دهد در بین عوامل اصلی ابتکارات زنجیره تأمین با وزن نهایی ۰/۱۴۶، قابلیت‌های نوآورانه با وزن نهایی ۰/۰۹۷، نگرش کارآفرینانه با وزن نهایی ۰/۰۹۳، ساختار بازار صنعت بانکداری با وزن نهایی ۰/۰۸۲ و فعالیت‌های فناورانه با وزن نهایی ۰/۰۶۶ در اولویت اول تا پنجم قرار دارد.

جدول (٤): سوپر ماتریس حد

سوپر ماتریس حد		هدف	ابتکارات زنجیره تأمین	ساختار بازار بین‌الملل	فعالیت‌های نوآورانه و فناورانه	قابلیت‌های نوآورانه	نگرش کارآفرینانه
عوامل اصلی	ابتکارات زنجیره تأمین	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶
	ساختار بازار صنعت بانکداری	۰/۰۸۲	۰/۰۸۲	۰/۰۸۲	۰/۰۸۲	۰/۰۸۲	۰/۰۸۲
	فعالیت‌های فناورانه	۰/۰۶۶	۰/۰۶۶	۰/۰۶۶	۰/۰۶۶	۰/۰۶۶	۰/۰۶۶
	قابلیت‌های نوآورانه	۰/۰۹۷	۰/۰۹۷	۰/۰۹۷	۰/۰۹۷	۰/۰۹۷	۰/۰۹۷
	نگرش کارآفرینانه	۰/۰۹۳	۰/۰۹۳	۰/۰۹۳	۰/۰۹۳	۰/۰۹۳	۰/۰۹۳

مدل تحقیق با استفاده از تکنیک حداقل مربعات جزئی مورد آزمون قرار گرفته شده است. زمانی که همبستگی متغیرها شناسایی گردید باید آزمون معناداری صورت گیرد. برای بررسی معناداری همبستگی‌های مشاهده‌شده از روش‌های خودگردان سازی (بوت استراپ) و یا برش متقاطع جک نایف استفاده می‌شود. در این مطالعه از روش خودگردان سازی استفاده‌شده است که آماره t را به دست می‌دهد.

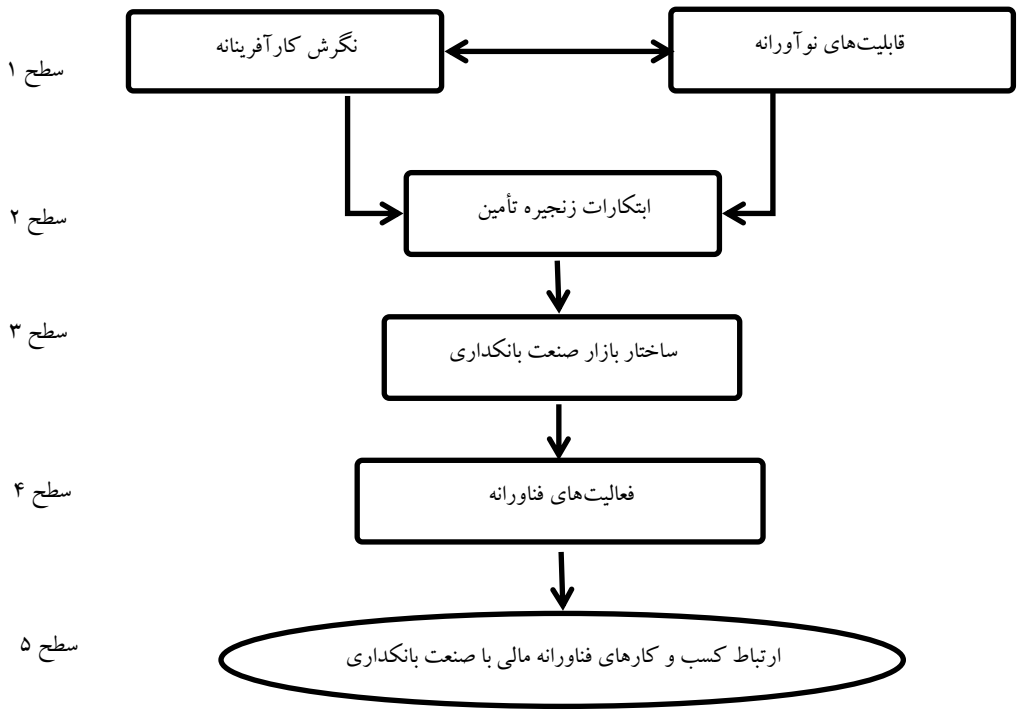
مقدار GOF برای مدل پژوهش بالای ۰/۵ است؛ بنابراین مدل پژوهش، قدرت آزمون فرضیه‌ها را دارد. بدست آوردن مقدار ۰/۶۵ برای GOF در مورد مدل مفهومی پژوهش، برازش بسیار مناسب مدل کلی آن تأیید می‌شود. با توجه به نتایج بدست آمده توسط مدل معادلات ساختاری، تحلیل مدل تحقیق به صورت زیر ارائه می‌شود:

ضریب تعیین نشان می‌دهد که ۷۴/۹ درصد از تغییرات ارتباط کسب‌وکارهای فناورانه مالی با صنعت بانکداری توسط قابلیت‌های نوآورانه، نگرش کارآفرینانه، ابتکارات زنجیره تأمین، ساختار بازار صنعت بانکداری و فعالیت‌های فناورانه توضیح داده می‌شود.

ضرایب استاندارد شده و معنی‌داری ضرایب نشان می‌دهد که قابلیت‌های نوآورانه (β = ۰/۳۷۷, t = ۹/۳۲۷)، نگرش کارآفرینانه (β = ۰/۵۲۴, t = ۱۰/۹۳۸)، ابتکارات زنجیره تأمین (β = ۰/۳۷۸, t = ۹/۷۲۰)، ساختار بازار صنعت بانکداری (β = ۰/۲۵۲, t = ۷/۲۱۴) و فعالیت‌های فناورانه (β = ۰/۵۴۷, t = ۱۱/۷۳۷) به‌طور مستقیم و قابل‌توجهی با حوزه بانکداری مرتبط هستند. اولین سطح قابلیت‌های نوآورانه و نگرش کارآفرینانه است که به دلیل کسب بیش‌ترین امتیاز خالص به‌عنوان اولین سطح شناسایی شده است. به همین ترتیب سایر مؤلفه‌ها سطح‌بندی شدند.

در این پژوهش مؤلفه‌ها در ۵ سطح قرار گرفته‌اند که در بالاترین سطح قابلیت‌های نوآورانه و نگرش کارآفرینانه قرار دارد و در پایین‌ترین سطح به ارتباط کسب‌وکارهای فناورانه مالی با صنعت بانکداری به دست می‌آید. باید توجه داشت مؤلفه‌هایی که در سطح پایین‌تری قرار دارند، از تأثیرگذاری کمتری برخوردار هستند و بیشتر تحت تأثیر دیگر عوامل است.

باتوجه به مدل قابلیت‌های نوآورانه و نگرش کارآفرینانه در ایجاد کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری بیش‌ترین وزن و اهمیت را به خود اختصاص داده‌اند. با یافتن و ارتباط دادن این مولفه‌ها در هر مدل کسب‌وکار، می‌توان به چگونگی ارتباط کسب‌وکارهای فناورانه مالی با صنعت بانکداری دست یافت. در ادامه پیشنهادهای کاربردی پژوهش با توجه به یافته‌های تحقیق ارائه می‌شود.



شکل (۲): مدل ساختاری-تفسیری عوامل کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری

۵- بحث و نتیجه

در طی سال‌ها، هرچند محققان زیادی بررسی کرده‌اند که یک مدل کسب‌وکار دارای چه مؤلفه‌هایی است (Brettel; Strese & Flatten, 2012, pp.85-98) اما طراحی مدل کسب‌وکار جدید بیش‌تر به هنر نزدیک است تا به یک علم. ازاین‌رو مدل‌های کسب‌وکار که عمدتاً به‌عنوان الگویی برای کسب‌وکارها قرار می‌گیرند، با توجه به درک مفهوم مدل کسب‌وکار، به‌طور فزاینده‌ای به یک بستر شبیه‌سازی برای توسعه فرآیندهای کسب‌وکار آینده، تبدیل شده‌اند که هم‌افزایی و همبستگی کامل برای برآورده کردن اثربخشی اهداف سازمانی را دارا است (Mishra, 2013). براین اساس و با توجه به جریان روند تحقیق و با جمع‌بندی جمیع نظرات، می‌توان مدل پیشنهادی پژوهش را به‌صورت شکل ۲ نمایش داد.

هدف پژوهش حاضر طراحی مدل کارآفرینی کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری با رویکرد معادلات ساختاری-تفسیری بود. به این منظور در این پژوهش به کمک یافته‌های حاصل از تحقیقات پیشین عوامل کلیدی شناسایی شده و سپس با استفاده از مدلسازی ساختاری تفسیری یا ISM، برای عوامل کلیدی شناسایی شده از نظر خبرگان که شامل اساتید دانشگاه، کارشناسان حوزه بانکی و مدیران متخصص در زمینه کسب‌وکارهای فناورانه است، رابطه‌ای ساختارمند تعریف شد. تعداد خبرگان با توجه به ملاک‌های انتخابی که در بخش روش تحقیق توضیح داده شده است، ۲۰ نفر انتخاب شدند و شاخص‌های منتخب اولویت‌بندی شد. ابزارهای جمع‌آوری داده‌های اصلی تحقیق حاضر عبارت‌اند از: مصاحبه، تحقیقات انجام شده مرتبط با موضوع و پرسشنامه که با استفاده از نرم‌افزار PLS به کار برده شدند. به‌این‌ترتیب مدل ساختاری-تفسیری عوامل کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری پیشنهاد گردید.

در یک محیطی که در حال تغییر است، نیازهای تحویل و ارائه خدمات مالی نیز تغییر پیدا خواهد کرد. این در حالی است که هسته اصلی این نیازها ثابت باقی مانده و باید برای مشتریان ارائه گردد. امروزه توسعه اقتصادی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اهداف دولت‌ها شناخته می‌شود. توسعه کارآفرینی، اشتغال، گسترش صنایع تبدیلی و افزایش تولید به کمک فناوری‌های جدید، نوآوری، خلاقیت، افزایش توان مدیریتی منابع مالی و بسیاری موارد دیگر، ازجمله موارد مؤثر در روند توسعه اقتصادی است.

با توجه به یافته‌های تحقیق در بعد "قابلیت‌های نوآورانه"، مشتری مداری، در بعد "نگرش کارآفرینانه"، مدیریت زیرساخت، در بعد "ابتکارات زنجیره تأمین"، قوانین مالی و مالیاتی، در بعد "ساختار بازار صنعت بانکداری"، نیاز به استفاده از سیستم‌های مالی و بانکی مطمئن و در بعد "فعالیت‌های فناورانه"، طراحی محصول از اهمیت بالایی برخوردار بودند.

در تحقیقی که توسط اسدالله و همکاران در خصوص الگوی کسب‌وکار بانکداری الکترونیک مبتنی بر ظهور فین‌تک‌ها و استارت‌آپ‌های مالی انجام پذیرفته به این نتیجه رسیده‌اند که در حیطه پیشران‌های مدل کسب‌وکار بانکداری الکترونیک به ترتیب شاخص‌های ساختار مؤسسات مالی، بخش‌بندی مشتریان بانک، توسعه‌دهندگان فناوری‌های مالی و محیط کسب‌وکار دارای بیش‌ترین اهمیت است. لذا با مقایسه با تحقیق حاضر می‌توان به این نتیجه رسید که ساختار مؤسسات و فعالیت‌های فناورانه ازجمله ارکانی هستند که توجه به آن‌ها لازم و ضروری است.

همان‌طور که در نتایج به دست آمده فوق مشخص است قابلیت‌های نوآورانه از امتیاز بالاتری نسبت به سایر ابعاد برخوردار شده است. با توجه به یافته‌های تحقیق و خروجی آن همان‌طور که پیش‌تر اشاره شده

توجه و تقویت فاکتورهای گسترش فضای مجازی، نوآوری در محصول و خدمات، مشتری‌مداری، قابلیت نوآوری در خدمات، شایستگی‌های اصلی، سرمایه‌گذاری در فناوری‌های جدید، مدیریت ارتباط با مشتری، ساختار ذهنی جهانی‌شدن، کاهش موانع تجارت، استفاده بهینه از فرصت‌های ارائه شده در نوآوری، مزیت رقابتی، تحلیل رفتار مشتری، تحلیل و گرایش بازار، همکاری با شبکه مشتریان، سرعت در رسیدگی به امور مالی، همکاری مشترک بین شرکت‌ها و سرمایه‌گذاری و استفاده از فناوری‌های نوین بانکی، می‌تواند در ارتقا و بهبود قابلیت‌های نوآورانه مؤثر و مفید واقع گردد.

همان‌طور که در مدل ارائه شده نیز مشخص است، قابلیت‌های نوآورانه با نگرش کارآفرینانه یک ارتباط دوسویه با یکدیگر دارند. این بدین معناست که کارآفرینان جهت شروع و ایجاد کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری لازم است که علاوه بر ایجاد فضایی که قابلیت‌های نوآورانه بالایی دارد، نگرش کارآفرینانه بالایی نیز داشته باشند. بدین منظور همان‌طور که در یافته‌های تحقیق مشاهده گردید توجه به فاکتورهای مدیریت کارآمد فعالیت‌های فناورانه مالی، شبکه‌سازی همکاران، مکانیسم قیمت‌گذاری ایده‌های فناورانه، گرایش کارآفرینانه، ارزش خدمات قابل‌ارائه، مشارکت در شبکه‌های تجاری، کانال‌های توزیع، استفاده مناسب و کارآمد از امکانات رسانه‌ای، زیرساخت‌های نظام پرداخت بانکی، مشخص نمودن قلمرو فعالیت، فرصت‌های چندگانه اقتصادی، مهارت در کسب‌وکار فناورانه مالی، نگرش مدیریت نسبت به کسب‌وکارهای فناورانه مالی، تجربه‌های کسب‌وکارهای فناورانه مالی، مدیریت زیرساخت و حداقل رسانی محدودیت‌های مالی می‌تواند باعث افزایش نگرش کارآفرینانه گردد.

بنابراین با توجه به نتایج به دست آمده جهت تحقیقات آتی پیشنهاد می‌گردد، محققان روی فاکتورهای به دست آمده در این پژوهش تمرکز کرده و جهت ارتقای بستر کارآفرینانه در حوزه کسب‌وکارهای فناورانه در صنعت بانکداری به فاکتورهای مهم آن توجه بیشتری نمایند.

References

Abbasi, K.; Alam, A.; Du, M. A., & Huynh, T. L. D. (2021). “FinTech, SME efficiency and national culture: evidence from OECD countries”, *Technological Forecasting and Social Change*, *163*, 120-454.

Ali, O.; Ally, M., & Dwivedi, Y. (2020). “The state of play of blockchain technology in the financial services sector: A systematic literature review”, *International Journal of Information Management*, *54*, 102-199.

Adib, D.; Safarzadeh, H., & Mohammadi, M. (2023). “Designing and explaining the IoT commercialization model in Iranian organizations (Telecommunication Company of Iran): An interpretive structural modeling (ISM) approach”, *Int. J. Nonlinear Anal. Appl*, 14(1), 723-738. (in Persian)

Alikhani, H.; Esfandiari, A., & Saidi, P. (2022). “Designing a digital entrepreneurship model with an interpretive structural modeling approach”, *Technology Growth Quarterly*, 70(18), 64-69. (in Persian)

Arner, D. W.; Barberis, J., & Buckley, R. P. (۲۰۱۵). ‘The evolution of Fintech: A new post-crisis paradigm”. *Geo. J. Int'l L.*, *47*, 12-71.

Asadullah, M., & Hamidizadeh, Ali. (2018). "E-banking business model based on the emergence of fintechs and financial startups", *Technology Development Management Quarterly*, *7*(2). (in Persian)

Azimzade, A.; Sanaipoor, H.; Ashrafi, M., & Shojai, S. (2021). “Presenting the structural equation model of international entrepreneurship development in knowledge-based businesses”. *Business Management Quarterly*, 50, 150-172. (in Persian)

Brettel, M.; Strese, S., & Flatten, T.C. (2012). “Improving the performance of ctive”, *European Management Journal*, *30*(2), 85-98.

Capital value management group. (2016). "The future of financial services markets: Is the financial services market facing a revolution?"; *Insurance Bank Holding and National Pension Fund Shares*. (in Persian)

CFA institute. (2016) “FINTECH SURVEY REPORT”.

Eftekhari, S.; Rusta, A., & Noami, A. (2019). "Investigating the impact of factors influencing the acceptance of financial technology by bank customers (case study of Pasargad Bank)"; *Investing knowledge scientific research quarterly*, *10*(38). (in Persian)

Gai K.; Qiu M., & Xiaotong S. (2018). “A survey on FinTech. Journal of Network and Computer Applications”, *103*, 262-273.

Global Agenda Council on the Future of Financing & Capital. (2015). “The Future of FinTech A Paradigm Shift in Small Business Finance”.

Habibi, A., & Aden Var, M. (2016). "Structural Equation Modeling", *Jihad University Publications*, 6th edition. (in Persian)

Habibi, A.; Firouzi jahantigh, F., & Sarafrazi, A. (2015). “Fuzzy Delphi Technique for Forecasting and Screening Items”, *Asian Journal of Research in Business Economics and Management*, *5*(2), 130-143.

Haji Shahvardi, D.; Zamardian, Gh.; Falah Shams Lialestani, Mirfaiz., & Hanifi, Farhad. (2018). "Designing a Systematic Banking Crisis Early Warning System in Iran's Financial Market (Using Markovian Chains)"; *Financial Economics Quarterly*, *79* (41), 794-799. (in Persian)

Hosseini, S., & Faramarzi Ebad, H. (2015). "Investigating the effect of electronic banking on the return on equity in selected banks active in the Tehran Stock Exchange", *Financial Economics Quarterly*, *71*(53), 169-147. (in Persian)

Huang, H., & Lin, P. (2012). “Banking industry volatility and growth”, *Journal of macroeconomics*.

Jociene, A. (2015). “Business Models of Scandinavian Banks Subsidiries in the Baltics: Identification and Analysis”; *Occasional Paper Series*, 5.

Kawai, Y. (2016). “Fintech and the IAIS”, *IAIS Newsletter*.

Kikavossi, D. K. (2015). "Financial Technology (FinTech)", *Science and Technology Park of Sistan and Baluchistan Province*. (in Persian)

Kordenori, A.; Adaltian Shahriari, J.; Azizi, M., & Kabaranzadeh Kaidim, M. (2019). "Designing a conceptual business model in development banks with an international entrepreneurship approach", *Financial Economics Quarterly*, *14*(53), 157-172. (in Persian)

Koshesh Kordsholi, R.; Maleki, M., & Gholami Jamkarani, R. (2021). "Providing a framework for identifying key drivers affecting the future of financial technology using fuzzy Delphi techniques and fuzzy hierarchical analysis type 2", *Financial Engineering and Securities Management Quarterly*, 49. (in Persian)

Lin, E. M.; Sun, E. W., & Yu, M. T. (2020). “Behavioural data-driven analysis with Bayesian method for risk management of financial services”, *International Journal of Production Economics*, 107-737.

Maier .E. (2016). “Supply and demand on crowdlending platforms: connecting small and medium- sized”, *Enterprise borrowers and consumer investors Journal of Retailing and Consumer Services*, *33*, 143-153.

Masanell, R., & Ricart, JE. (2012). “From strategy to business models and on to tactics”, *Long Rang Planning*, *43*(8), 98-109.

Mashadiabdol, M.; Samari, D.; Ashrafi, M., & Abbasi, E.; (2018). "Strategic analysis of fintech-based entrepreneurship in banking", *Financial Engineering and Securities Management Quarterly*, (41), 393-412. (in Persian)

Mirghfouri, H.; Shafii, M., & Malekshahi, F.; (2017) "Ranking of the critical success factors of urban services in new service development projects", *scientific research quarterly of management studies* (improvement and transformation), *22* (68). (in Persian)

Mishra, A. (2013). “Business model for Indian retail sector: The Cafe Coffee Day case In conversation with V.G. Siddhartha, Chairman, Coffee Day”, *IIMB Management Review*, *25*(3), 160-170.

Mohammadi Qomi, S.; Hikmat, S., & Eslami, Z. (2015). "The progress of financial technologies and its impact on the future of the banking industry: strategic analysis", *Trend Quarterly*, *23* (73). (in Persian)

Mousavi, F.; Azar, A., & KhodadadHosseini, H. (2022). “Designing Innovation Excellence Modelin Bankingand Monetary Institutions of Islamic Republic of Iran”, *Journal of Innovation Management in Defensive Organizations*, *4*(14), 85-114. (in Persian)

Nikbin, H.; Badiezadeh, A.; Davari, A., & Hosseini Nia, G. H. (2017). "Providing an effective business model in the field of electronic businesses with the treasury network method", *Technology Development Management Quarterly*, *6*(1). (in Persian)

Osterwalder, A., & Pigneur, Y. (2010). “Business Model Generation: A Handbook for visionaries, Game Changers, and Challengers”, *John Wiley & Sons*.

Qadiri Nejadian, M., & Karimi, F. (2015). "Banking as a platform (BaaP) perspective and its deployment requirements in banks", *6th Annual Conference on Electronic Banking and Payment Systems*. (in Persian)

Qolizadeh, M., & Qasim Nejad, M. (2016). "Banking and Fintech: Challenge or Opportunity?", *Business Reviews*, (83). (in Persian)

Saal, M.; Starnes, S. K., & Rehermann, T. (2017). “Digital financial services: challenges and opportunities for emerging market banks”, *The World Bank*, *118*(736), 1-9.

Sayeedi, O.; Naderiyan, A.; Khozain, A., & Didehkhani, H. (2019). “Designing Total Interpretive Structural Model of Entrepreneurial Orientation”, *Petroleum Business Review*, 3(3), 61-72.

Seifi Farzad, H.; Ahmadipour, Z.; Hafez Nia, M. & Moradian, M. (2018). "Designing a structural-interpretive model (ISM) of factors affecting the creation of sustainable citizenship security"; *Shahr Binsdar*, *2*(3), 111-125. (in Persian)

Shim, Y., & Shin, D. H. (2016). “Analyzing China’s fintech industry from the perspective of actor–network theory”, *Telecommunications Policy*, *40*(23), 168-181.

Tavakoli Nabavi, N. (2014). "Designing the Internationalization Model of Mellat Insurance Company with a New Service Development Approach (Case Study of Mellat Insurance Company)", *University of Tehran*.

Wirtz, B. W.; Göttel, V., & Daiser, P. (2016). “Business Model Innovation: Development, Concept and Future Research Directions”, *Journal of Business Models*, *4*(1), 1-28.

Zarei, A., & Hemati, M. (2020). “Designing a relationship model of entrepreneurial marketing components with a modeling approach An interpretative structure (case study: Semnan knowledge-based companies)”, *Biannual innovation and value creation*, *18*(9), 163-178.

ISSN (Print): 2251-8452 ISSN (Online): 2717-3356

Quarterly Monetary & Financial Economics

https://danesh24.um.ac.ir

Research Article Vol. 30, No. 1, 2023, p. 348 - 378

Assessing the Relationship between Commercial Risk and Volume of Opening of Letter of Credit in Iran International Trade Logistic Smooth Transition Regression Approach

F. Sadeghi Goorabi[1], S. Ghavidel [2*], M. H. Mousavi [3]

1- Ph. D Student of Economics, Department of Management and Economics, Firuzkuh Branch of Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2- Associate Professor, Department of Management and Economics, Firuzkuh Branch of Islamic Azad University, Tehran, Iran.
3- Associate Professor, Department of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: Saleh.Ghavidel@iau.ac.ir)
ORCID: 0000-0003-0851-9969)
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78157.1222

Received: 2022/08/11 Revised: 2023/04/04 Accepted: 2023/07/02	**How to cite this article:** Sadeghi Goorabi, F.; Ghavidel, S., & Mousavi, M. H. (2023). Assessing the Relationship between Commercial Risk and Volume of Opening of Letter of Credit in Iran International Trade Logistic Smooth Transition Regression Approach. *Quarterly Monetary & Financial Economics Journal*, *30*(1): 348-378. (in Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78157.1222
Available Online: 2023/07/02	

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution
(CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original
authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.

1- INTRODUCTION

Choosing the appropriate method of financing and transferring funds to manage business risks is a primary concern for international traders. Therefore, the factors that influence payment method and tool selection in international trade have long been a topic of interest to financial institutions and researchers. The level of commercial risk associated with a country is one of the most significant factors in the theoretical foundations of this field. The level of rule of law in a country is considered a guarantee for contract enforcement and is one of the indicators used to measure commercial risk. Theoretical challenges among economists, varying results from empirical studies on the relationship between the commercial risk of countries and the volume of opening of letter of credit, as one of the most effective payment tools in international trade, and a lack of research on the nonlinear relationship between these two variables in Iran, make it necessary to conduct this study.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Based on theoretical foundations, the level of commercial risk of the countries involved in a transaction significantly impacts the choice of payment methods used in international trade. Many studies have shown a significant relationship between the volume of opening of letter of credit and commercial risk. Researchers have shown that traders take into account the commercial risk of the other country when choosing payment methods in international trade. Also, some studies, using regression analysis, have evaluated the relationship between the two variables of the volume of transactions through the opening of letters of credit and the level of rule of law in countries in an inverted U shape. These results show that the high rate of use of this tool is in trade between countries that have a similar level of trade risk.

3- METHODOLOGY

The current study is a combination of causal and exploratory research, conducted with a practical aim. The research focuses on analyzing the relationships between variables using descriptive-correlational methods, and the statistical population consists of Iran's imports from 79 trading partner countries between 2014 - 2017. The relationship between business risk and the volume of opening of letter of credit is modeled by using the Smooth Transition Autoregressive Logistic (LSTAR) method, which allows for a non-linear relationship between the two variables. If the relationship between the two variables changes over time, it is said that a regime change has occurred, and the threshold level indicates the point of regime change. This pattern suggests that the existence of different values of variables in different regions, or other words, the existence of different regimes, leads to different economic relationships between variables. In the first step, sudden change models assuming a finite number of different regimes were considered. Then, the standard STAR model was introduced with a logistic transfer function, which is a type of sudden change model, due to its smoother and more flexible transitions between regimes.

4- RESULTS & DISCUSSION

According to the results of our study, a direct and nonlinear relationship between the volume of opening of letter of credit and the rule of law in Iran's foreign trade during the period under investigation has been confirmed. In the linear section of the model, the rule of law index of the opposing country had a positive effect on the volume of opening of letter of credit from the total imports of Iran. However, in the nonlinear section of the model, this index had a negative effect. Additionally, the results show that the rule of law had a significant and nonlinear negative effect in the previous period, while in the current period, it had a significant and linear positive effect on the volume of opening of letter of credit. Therefore, the hypothesis of the existence of a nonlinear relationship between the volume of opening of letter of credit and the rule of law in Iran's foreign trade has been confirmed.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The results of both the linear and non-linear sections of hypothesis indicate a significant correlation between the rule of law index of Iran's trading partners and the volume of opened letter of credit from Iran's total import volume. This finding is consistent with the theoretical foundations presented in the study, as well as the views expressed, which suggest a significant relationship between these two variables. Moreover, the results of hypothesis two demonstrate a non-linear relationship between these two variables in Iran's foreign trade during the years 2014-2017. It can be concluded that an increase in the rule of law index of Iran's exporting countries initially resulted in an increase in the volume of opening of letter of credit. However, in the long run, the volume of opening of letter of credit decreased, and other methods of transferring funds replaced this financial instrument. This finding also confirms the hypothesis of Niepman and Eisenlohr regarding Iran's economy. It should be noted that this study only used data on the volume of opened letter of credit resulting from Iran's imports, which was accessible through the IT office of the Islamic Republic of Iran Customs. Data on credit document opening resulting from exports by Iranian traders, which was carried out by foreign importers in their own country, was not available and therefore not considered. For future research, it is recommended to re-estimate the model of this study while taking into account the statistics of opening of letter of credit in Iran's export sector, after the possibility of using the SWIFT system for Iranian banks and accessing its data.

Keywords: Letter of credit, Rule of law, Iran international trade, Commercial risk, Logistic smooth transition autoregressive approach

اقتصاد پولی، مالی سال سی ام، دوره جدید شمارۀ۱، پیاپی۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۲
https://danesh24.um.ac.ir

بررسی رابطه بین ریسک تجاری و حجم گشایش اعتبار اسنادی در تجارت بین‌الملل ایران

رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم[1]

فرزانه صادقی گورابی
دانشجو دکترای علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، تهران، ایران.
صالح قویدل*[2]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، تهران، ایران.
میرحسین موسوی
دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
https://doi.org/10.22067/mfe.2023.78157.1222

چکیده

یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های بازرگانان در تجارت بین‌الملل، انتخاب روش مناسب تأمین مالی و انتقال وجه است. بر اساس مبانی نظری، میزان ریسک تجاری کشورهای طرف معامله، تأثیر بسزایی در انتخاب هر یک از این ابزارها دارد و بین حجم گشایش اعتبار اسنادی و ریسک تجاری، رابطۀ U معکوس وجود دارد. پژوهش موجود تلاش می‌کند ارتباط بین این دو متغیر را با استفاده از داده‌های واردات ایران از ۷۹ کشور طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۳ و با بهره‌گیری از رویکرد LSTR یا انتقال ملایم خودرگرسیونی لاجستیکی و با کمک نرم‌افزار JMulti، بررسی کند. در این پژوهش از شاخص حاکمیت قانون به‌عنوان یکی از شاخص‌های سنجش ریسک تجاری استفاده شد. نتایج، ارتباط مستقیم و غیرخطی بین این دو متغیر را در دوره موردبررسی، در بخش خطی و غیرخطی مدل تأیید نموده و نشان می‌دهد شاخص حاکمیت قانون کشور مقابل بر حجم گشایش اعتبار اسنادی از کل واردات ایران، در بخش خطی اثر مثبت و در بخش غیرخطی اثر منفی داشته است. همچنین یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد حاکمیت قانون در دوره قبل به‌صورت غیرخطی و منفی و در دوره جاری به‌صورت خطی و مثبت، بر حجم گشایش اعتبار اسنادی دوره جاری اثر معناداری داشته است. ازاین‌رو می‌توان گفت به دلیل آن‌که استفاده از گشایش اعتبار اسنادی یکی از مؤثرترین روش‌ها برای کاهش ریسک تجاری است، مدنظر قراردادن سطح حاکمیت قانون کشور مقابل می‌تواند کمک شایانی به بازرگانان در انتخاب ابزار مالی مناسب و کاهش ریسک تجاری ایشان نماید.

کلیدواژه‌ها: اعتبار اسنادی، حاکمیت قانون، تجارت بین‌الملل ایران، ریسک تجاری، رویکرد رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم.
JEL: F1, F14, F19

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکتری است.

[2]* نویسنده مسئول Saleh.Ghavidel@iau.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۱۱
صفحات: ۳۷۸-۳۴۸

۱-مقدمه

در تجارت بین‌الملل به علت عدم شناخت طرفین از یکدیگر، همواره بازرگانان و شرکت‌های فعال در این زمینه با ریسکی معروف به ریسک تجاری مواجه هستند که با استفاده از روش‌های متفاوت تأمین مالی و انتقال وجه، سعی در کنترل این ریسک دارند. بانک‌ها و برخی مؤسسات مالی نیز، ابزارهایی را برای کنترل ریسک تجاری به بازرگانان و شرکت‌ها پیشنهاد می‌دهند (Sherlock, 2008). یکی از این روش‌ها که می‌تواند تا حدود زیادی ریسک تجاری را برای هر دو طرف معامله کاهش دهد، گشایش اعتبار اسنادی است. همان‌طور که مقررات متحدالشکل اعتبارات اسنادی ششصد[1]، که مقررات حاکم بر معاملات بین‌المللی با استفاده از گشایش اعتبار اسنادی است عنوان می‌کند؛ ممکن است در طول فرآیند واردات و صادرات خطراتی متوجه بازرگانان شود. این خطرات شامل عدم ارسال کالا، عدم مطابقت کالا با شرایط قرارداد، تغییر در نرخ ارز، عدم رعایت سایر شرایط ذکر شده در قرارداد و رخ دادن شرایط غیر قابل پیش‌بینی است (fuadifaM & Khairin, 2020). ازاین‌رو عوامل تأثیرگذار بر انتخاب روش و ابزار پرداخت در تجارت بین‌الملل همواره موردتوجه اقتصاددانان، بازرگانان و نهادهای مالی بوده است و پژوهشگران متعددی به بررسی این عوامل پرداخته‌اند که از آن میان می‌توان به سطح ریسک تجاری کشورها به‌عنوان یکی از مهم‌ترین این عوامل اشاره کرد (Niepman & Schmidt - Eisenlohr, 2017) یکی از شاخص‌های سنجش ریسک تجاری در کشورها، سطح حاکمیت قانون کشورهاست که به‌عنوان ضمانت اجرای قرارداد در نظر گرفته می‌شود. بانک‌ها و مؤسسات فعال در این زمینه می‌توانند بازرگانان را در انتخاب روش پرداختی که موجب صرفه‌جویی ایشان در زمان و هزینه می‌شود، راهنمایی نمایند (Rezaee & Mohtaram, 2017).

چالش‌های موجود بین اقتصاددانان در حوزهٔ نظری، نتایج متفاوت مطالعات تجربی در خصوص رابطه بین ریسک تجاری کشورها و حجم گشایش اعتبار اسنادی در تجارت بین‌الملل، فقدان مطالعه و آزمون رابطه غیرخطی بین این دو متغیر در ایران و البته بحث انتخاب ابزار مالی در تجارت بین‌الملل که همواره از اهمیت به سزایی برخوردار است، باعث می‌شود که انجام این پژوهش ضرورت یابد؛ بنابراین هدف بررسی ارتباط بین متغیرهای حاکمیت قانون و حجم واردات ایران از طریق گشایش اعتبار اسنادی با استفاده از رهیافت غیرخطی انتقال ملایم است. فرضیه اصلی پژوهش به وجود رابطه غیرخطی و به شکل U معکوس بین این دو شاخص، طی دوره سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۳ اشاره دارد. ازجمله مهم‌ترین سؤالات این مطالعه، این است که آیا رابطه‌ای بین سطح ریسک تجاری و گشایش اعتبار اسنادی در تجارت بین‌الملل وجود دارد؟ و

---

[1]-The uniform customs and practice for documentary credits, 2007, ICC publication no600.(UCP600)

این که آیا رابطه بین این دو متغیر در تجارت بین‌الملل ایران خطی است یا غیرخطی؟ اهمیت و ضرورت انجام این پژوهش به دلیل آن است که بسیاری از بازرگانان نیازمند دریافت اطلاعات برای انتخاب روش پرداختی هستند که ازلحاظ زمان و هزینه مقرون‌به‌صرفه باشد؛ بنابراین نتایج مستخرج از این کار کمک می‌نماید تا علیرغم مشکلاتی که بر سر راه تجارت بین‌الملل وجود دارد؛ بازرگانان بتوانند دیدگاه روشن‌تری نسبت به انتخاب ابزار مالی مناسب پیدا کنند و تأییدی بر الگوی جهانی آن باشد. از طرفی یکی از مهم‌ترین منابع درآمدی بانک‌ها و مؤسسات مالی، دریافت کارمزدهای گشایش اعتبار اسنادی است؛ که مشاورین این مراکز می‌توانند با استفاده از یافته‌های این پژوهش و با در نظر گرفتن سطح ریسک کشور مقابل، با اطمینان بیشتری مشتریان ارزی خود را در انتخاب گشایش اعتبار اسنادی راهنمایی نمایند.

برای این منظور، حاکمیت قانون و رویکرد غیرخطی روش انتقال ملایم خود رگرسیونی لاجستیکی که شیوه مناسبی برای سنجش ارتباط غیرخطی بین دو متغیر است، به‌عنوان رویکرد اقتصادسنجی استفاده خواهد شد. چراکه با استفاده از این روش، غیرخطی بودن رابطه بین متغیرهای ریسک تجاری و حجم گشایش اعتبار اسنادی در تجارت بین‌الملل ایران به‌صورت درون‌زا و در چارچوب مدل، مطالعه شده و وجود رابطه غیرخطی توسط پژوهشگر تحمیل نمی‌شود که البته این نکته از مزایای خانواده مدل‌های STR[1] نظیر مدل STRL پژوهش جاری است. مدل اقتصادسنجی این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار JMulti تخمین زده و مقاله به ترتیب ذیل سازماندهی شده است:

ابتدا به مبانی نظری، تشریح متغیرهای تأثیرگذار بر انتخاب اعتبار اسنادی توسط بازرگانان و پژوهش‌های پیشین در خصوص رابطه بین ریسک تجاری و گشایش اعتباراسنادی پرداخته شده است. سپس در ادامه رویکرد اقتصادسنجی پژوهش، تخمین مدل اقتصادسنجی و تفسیر نتایج آمده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

بازرگانان در تجارت بین‌الملل از ابزارهای انتقال وجه متنوعی استفاده می‌کنند. گزینش هر یک از این روش‌ها، بستگی به عوامل گوناگونی دارد. مطابق با مبانی نظری، سطح ریسک تجاری کشور مقابل در انتخاب این ابزارها مؤثر است. در اینجا به تشریح روش‌های پرداخت متداول و عوامل تأثیرگذار بر انتخاب آن‌ها پرداخته می‌شود.

---

[1]- SmoothTransition Regression (STR)

- روش‌های پرداخت:

از میان روش‌های پرداخت متداول در تجارت بین‌الملل، چهار روش مورد تأکید ویژه قرار دارند که عبارتند از (Emmanuel T Laryea, 2001):

- حواله نقدی[1] (وصولی ساده): در این روش خریدار مبلغ را برای فروشنده ارسال نموده و فروشنده پس از دریافت وجه، اقدام به ارسال کالا می‌کند. در این حالت ممکن است فروشنده پس از دریافت وجه، کالا را ارسال ننماید یا با کیفیتی مغایر با کیفیت مورد توافق ارسال کند که در این صورت ریسک مبادله کاملاً متوجه خریدار است. همچنین علاوه بر ریسک، هزینه‌های انتقال وجه شامل کارمزدها و هزینه‌های تبدیل ارز در صورت وجود تحریم‌های بانکی نیز بر عهده خریدار است (Oromieh Chi, 2001). پس زمانی در معامله از حواله نقدی استفاده می‌شود که سطح ریسک کشور فروشنده نسبت به کشور خریدار، بسیار کمتر باشد.

- حساب باز[2]: در این روش بر پایهٔ اعتمادی که بین صادرکننده و واردکننده وجود دارد؛ فروشنده قبل از دریافت وجه، کالا را برای خریدار ارسال و خریدار پس از ترخیص کالا و معمولاً پس از فروش آن وجه کالا را پرداخت می‌نماید. در صورت استفاده از این روش، تمام ریسک تجاری به عهده فروشنده است. واردکننده با در دست داشتن اسناد و مدارکی که طبق توافق طرفین برای ترخیص کالا لازم است، کالا را دریافت نموده و بانک در این فرآیند نقشی ندارد. این روش پرداخت ریسک بسیار بالایی برای صادرکننده داشته و درعین‌حال به دلیل پایین بودن هزینه‌ها (که بر عهده فروشنده است)، زمانی مورد استقبال بازرگانان است که ریسک کشور صادرکننده نسبت به ریسک کشور واردکننده به‌طور قابل‌توجهی بالاتر باشد (جزوه اعتبارات اسنادی و بروات اسنادی اداره آموزش بانک پاسارگاد، ۱۳۹۴).

- مجموعه اسناد[3]: در این روش صادرکننده همزمان با ارسال کالا برای واردکننده، یکسری اسناد نیز به نام وی صادر نموده و به همراه دستورالعملی به بانک خودش تحویل می‌دهد. بانک طرف صادرکننده، اسناد و دستورالعملی را که در آن شرایط آزاد سازی اسناد قید شده به بانک واردکننده برای کنترل ارسال می‌کند. پرداخت وجه کالا می‌تواند به‌صورت نسیه نیز باشد که در این شرایط براتی به عهده واردکننده صادر می‌شود و اگر خریدار توافق کند اسناد به وی تحویل داده می‌شود. در اینجا دو حالت می‌تواند رخ بدهد؛ تحویل اسناد به شرط پرداخت وجه کالا و تحویل اسناد در برابر قبولی برات. استفاده از این ابزار پرداخت ریسک تجاری را که شامل ریسک عدم قبولی و ریسک عدم پرداخت است؛ کاملاً متوجه فروشنده نموده و بانک

---

[1]-Cash-in-Advance
[2]-Open Account
[3]-Documentary Collection

طرف واردکننده مشمول هیچ‌گونه تعهد و ریسکی نمی‌شود. بر اساس آمار ارائه شده توسط گمرک جمهوری اسلامی ایران، این روش پرداخت به‌ندرت در تجارت بین‌الملل ایران با سایر کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرد. در استفاده از مجموعه اسناد، پرداخت هزینه‌ها و ریسک تجاری فرایند برای واردکننده و صادرکننده مشابه روش حساب باز است؛ با این تفاوت که در این روش به خاطر مشارکت بانک در ارائه و ارسال اسناد و دریافت کارمزد بابت آن، هزینه‌ها نسبت به روش حساب باز بیشتر است و با پوشش بخشی از ریسک تجاری توسط بانک صادرکننده با ریسک کمتری نسبت به روش حساب باز مواجه است (اعتبارات اسنادی و بروات اسنادی اداره آموزش بانک پاسارگاد، ۱۳۹۴).

- گشایش اعتبار اسنادی: در میان روش‌های پرداخت، به‌طورقطع گشایش اعتبار اسنادی مطلوب‌ترین، مطمئن‌ترین و درعین‌حال پیچیده‌ترین روش برای بسیاری از بازرگانان است (Aghamiri, 2015) و (Schelin, 2004). اعتبار اسنادی، تعهد غیرقابل‌برگشت کتبی بانکی موسوم به بانک گشاینده، بنا به درخواست خریدار در مورد پرداخت مبلغ معین ظرف مهلت مقرر و در مقابل اسنادی مشخص به ذینفع اعتبار است (Afshar & Mousavi, 2018). به این معنا که در تجارت بین‌المللی که خریدار و فروشنده شناختی در مورد یکدیگر ندارند، اعتبار اسنادی برای ایجاد اطمینان در مقابل خطر مواجه طرفین با عدم اجرای مفاد قرارداد فروش استفاده می‌شود. به‌عنوان‌مثال، فروشندگان ترس از پرداخت نشدن وجه پس از ارسال کالای خریداری شده توسط خریداران و درعین‌حال، خریداران ترس عدم ارسال کالاهایی با ویژگی‌های توافق شده از جانب فروشندگان را دارند. الزامات قراردادهای فروش اعتبار اسنادی و تسویه‌حساب بین طرفین برای کاهش خطرات و درج امنیت در فروش بین‌المللی کالاست. بااین‌حال، کلاهبردارانی وجود دارند که سعی در تقلب در روند اعتبار اسنادی دارند و انتظار می‌رود قاعده کلاهبرداری از این موضوع جلوگیری کند. کشورهایی هستند که سعی کردند در تلاش برای حل بخشی از چالش‌ها و مسائل، مقررات خاصی را برای اعتبار اسنادی و قانون کلاهبرداری تدوین کنند (Bui, 2021). در این روش پرداخت، اعتبار و وجهٔ بانک خریدار[1] به جای خریدار وارد پروسه تبادل می‌شود و با اعلام شرایط و ضوابط مشخص در رابطه با تهیهٔ اسناد به فروشنده، از او می‌خواهد تا اسناد حمل را با در نظر گرفتن این ضوابط تنظیم نموده و در مقابل، متعهد گردد که در صورت ارائه اسناد مطابق با شرایط، وجه اسناد را به نیابت از خریدار به فروشنده پرداخت نماید (Collier, 2014).

---

[1]-Buyers or Importers Bank

در این روش برخی هزینه‌ها را باید واردکننده و برخی را صادرکننده پرداخت کنند. در شرایط نرمال سیاسی- اقتصادی کشورها، این ابزار پرداخت ریسک تجاری طرفین را به‌خوبی پوشش می‌دهد؛ اما با تعهد غیرقابل‌برگشت بانک در فرایند گشایش اعتبار اسنادی، اطمینانی برای طرفین تجارت ایجاد می‌شود که در بعضی مواقع به‌دلیل ایجاد حادثه‌ای کاملاً غیر مترقبه[۱] از بین می‌رود. از مصداق‌های این حوادث غیرقابل کنترل می‌توان به تحریم‌های[۲] اقتصادی و به‌طور خاص تحریم‌های بانکی که در چند سال اخیر علیه برخی کشورها ازجمله ایران اعمال شده‌اند، اشاره نمود (Telba & Ziaee, 2014). همچنین وقوع پاندمی کووید ۱۹ را می‌توان تعبیری از این حوادث غیرقابل‌پیش‌بینی دانست که مانع از اجرای مقررات UCP600 شد. اگرچه وقوع حوادثی ازاین‌دست در مقررات متحدالشکل اعتبارات اسنادی پیش‌بینی شده است؛ اما بازهم نمی‌توان مطابق این مقررات، اسناد مناسب و قابل ارائه‌ای را در شرایط پاندمی تهیه کرد و مسئولیت تدارک این اسناد در شرایط غیرمعمول بر عهدهٔ بانک‌ها است (Kusumawardhani, 2021).

- حاکمیت قانون[۳]:

در اینجا منظور از ریسک، ریسک تجاری است. ریسک تجاری ریسکی است که بازرگانان کشورهای مختلف به دلیل عدم شناخت از یکدیگر و سایر شرایط موجود در حیطهٔ تجارت بین‌الملل با آن مواجه هستند و موجب ضرر و زیان‌های مالی برای ایشان می‌شود. برای سنجش ریسک تجاری در این پژوهش از سطح حاکمیت قانون در کشورها استفاده شده است (Niepman & Schmidt - Eisenlohr, 2017).

سامانه شاخص حاکمیت قانون در پروژه عدالت جهانی[۴]، در سراسر جهان به بررسی و رصد حاکمیت قانون در کشورهای مختلف می‌پردازد. این شاخص اکنون منبع اصلی جهان برای داده‌های اصلی و مستقل بر حاکمیت قانون است. این سامانه اکنون با پوشش ۱۲۸ کشور و حوزه قضائی، به نظرسنجی‌های ملی از بیش از ۱۳۰۰۰ خانواده و ۴۰۰۰ پزشک و متخصص برای سنجش آنکه حاکمیت قانون در سراسر جهان چگونه تجربه و دریافت می‌شود، متکی است (Beqiraj & Moxham, 2022). ابعاد شاخص حاکمیت قانون عبارتند

---

[۱] - فورس ماژور به طور خلاصه به حادثه‌ای غیرقابل پیش بینی و کنترل که در اجرای یک قرارداد اختلال ایجاد نموده و ممکن است منجر به تعلیق یا فسخ معامله گردد، اطلاق می‌شود (Amon and Wanlton, 1976 ,86).

[۲]- برای تحریم تعریف‌های متعددی عنوان شده‌است. برای نمونه آمده‌است که تحریم‌ها عبارت از اقدامات تنبیهی، سیاسی، اقتصادی یا نظامی هستند که از طریق سیستم امنیت دسته جمعی بر علیه نقض کنندگان حقوق بین الملل اعمال می‌شود (Dargahi, 2010 ,85).

[2]-Rule Of Law

[3]-The World Justice Project (WJP) Rule of law Index (https://worldjusticeproject.org/)

از: محدودیت بر روی قدرت‌های حکومت[1]، عدم فساد،[2] حکومت باز[3]، حقوق بنیادی[4]، نظم و امنیت[5]، اجرای مقررات[6]، عدالت مدنی[7] و عدالت کیفری[8].

در این پژوهش هر جا سخن از ریسک تجاری بیشتر به میان می‌آید، منظور پائین بودن سطح حاکمیت قانون است. پس هر چه سطح حاکمیت قانون کشور واردکننده پایین‌تر باشد، از نظر صادرکنندگان ریسک تجاری صادرات بیشتر است. در اینجا داده‌های تجارت بین‌الملل ایران به‌عنوان کشور واردکننده در نظر گرفته شده است و با عنوان کردن ریسک بیشتر، منظور ریسک تجاری ایران برای کشور مقابل است. با بالاتر بودن شاخص حاکمیت قانون در کشور مقابل نسبت به ایران، بازرگانان در آن کشورها ترجیح می‌دهند برای صادرات به ایران از ابزارهای مالی که به نحو بهتری ریسک را پوشش می‌دهد، استفاده کنند.

۲-۲-پیشینه پژوهش

در زمینه ابعاد مختلف نظام حقوقی گشایش اعتبار اسنادی، مطالعات بسیاری در ایران انجام شده ولی در مورد ریسک کشورها و تأثیر آن بر گشایش اعتبار اسنادی هیچ‌گونه مطالعه‌ای در دست نیست. در سطح بین‌الملل هلپمن و همکاران (۲۰۰۸) با پژوهش بر روی تعداد زیادی از جفت کشورهای طرف تجاری دریافتند که در برخی از آن‌ها از گشایش اعتبار اسنادی استفاده نمی‌شود. اغلب آن‌ها زوج کشورهایی هستند که یک طرف معامله از کشورهای جنوب افریقا است. در این پژوهش از دلایل عدم استفاده از گشایش اعتبار اسنادی به هزینه‌های ثابت قابل‌توجه استفاده از خدمات تأمین مالی و کمبود یک شبکه بانکی کارآمد بین کشورهای مبدأ و مقصد که موجب زمان‌بر و هزینه‌بر بودن استفاده از این ابزار می‌شود، اشاره شده است؛ و به همین دلیل بانک‌های توسعه بین‌المللی می‌توانند در حمایت از شکل‌گیری پیوندهای بیشتر بانکی نقش مؤثری داشته باشند. ملوچ (۲۰۰۹) با اشاره به عدم افزایش استفاده از گشایش اعتبار اسنادی بعد از

1-Constraints on Government Powers
2-Absence of Corruption
3-Open Government
4-Fundamental Rights
5-Order and Security
6-Regulatory Enforcement
7-Civil Justice
8-Criminal Justice

ورشکستگی لمان[۱]، نشان داد که این ابزار تنها برای کاهش ریسک‌های متوسط مؤثر بوده و با بروز ریسک‌های بسیار بالا کاربرد چندانی ندارد که این با نتایج دریافتی ایزنلور و نیپمن (۲۰۱۳) در تضاد است. پوتین و گلدی (۲۰۰۹) به ناهمگنی شرکت‌های طرف معامله به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر استفاده از گشایش اعتبار اسنادی پرداخته و دریافتند که با افزایش این ناهمگنی، ریسک تجاری بیشتر شده و استفاده از گشایش اعتبار اسنادی نیز به‌تبع آن افزایش می‌یابد. آن (۲۰۱۱) با بررسی تغییر در سطح ریسک تجاری بر اثر تحولات بزرگ ازجمله بحران‌های اقتصادی - سیاسی و تأثیر آن بر میزان استفاده از گشایش اعتبار اسنادی، رابطه این دو را منفی ارزیابی کرد. او نشان داد در صورت افزایش ریسک تجاری در بحران‌ها، با کاهش میزان جذابیت استفاده از گشایش اعتبار اسنادی مواجه خواهیم بود. پوتین و گلدی (۲۰۱۱) در پژوهشی دیگر با کمک داده‌های سوئیفت ۲۰۰۶ رابطه مثبت بین ریسک تجاری و استفاده از گشایش اعتبار اسنادی را نشان دادند. اشمیت ایزنلور و نیپمن (۲۰۱۳) حجم مبادلات انجام شده توسط هر ابزار پرداخت را موردمطالعه قرار داده و دریافتند که برای هر نوع ابزار پرداخت، میانگین حجم معاملات تجاری متفاوت است. به این صورت که بازرگانان برای معاملات با حجم بالا (مبالغ بالا) کمتر ریسک نموده و از ابزاری مثل اعتبار اسنادی که ریسک را بیشتر پوشش می‌دهد، بیشتر استفاده می‌کنند. همان‌طور که در بحران مالی سال ۲۰۰۷- ۲۰۰۸ افزایش در استفاده از گشایش اعتبار اسنادی قابل‌توجه بود. آنتراس و فلوی (۲۰۱۵) کاهش ریسک تجاری در کشور مقصد را دلیل کاهش استفاده از گشایش اعتبار اسنادی توسط شرکت‌ها عنوان نمودند. اشمیت ایزنلور و نیپمن (۲۰۱۷) با استفاده از طبقه‌بندی درآمدی کشورها توسط بانک جهانی نشان دادند که خریداران در کشورهای کم‌درآمد در بدو امر، توانایی پرداخت وجه را به فروشنده نداشته و ترجیح می‌دهند با استفاده از گشایش اعتبار اسنادی پرداخت پس از فروش کالا انجام شود. همچنین فروشندگان نیز در این حالت می‌توانند به‌خوبی ریسک خود را پوشش دهد. از سوی دیگر برای صادرات به کشورهای با درآمد بالا کمتر از گشایش اعتبار اسنادی استفاده می‌شود. در این پژوهش با استفاده از تجزیه‌وتحلیل رگرسیون رابطه بین دو متغیر حجم معاملات از طریق گشایش اعتبار اسنادی و درجه حاکمیت قانون کشورها، به‌صورت عکس U شکل ارزیابی شده که نشان دهندهٔ آنست که این ابزار بیشتر برای کشورهایی با سطح ریسک تجاری مشابه کاربرد دارد. این دو پژوهشگر دریافتند که در سال میلادی ۲۰۱۰ تنها حدود ۳۸ درصد از ۱۹۵۶۳ زوج

۳-بانک برادران لمان (Lehman Brothers) چهارمین بانک سرمایه‌گذاری در ایالات متحده امریکا (پس از گلدمن ساکس، مورگان استنلی و مریل لینچ) بود که در زمینه مدیریت سرمایه گذاری و بانکداری اختصاصی فعالیت می‌کرد و در پی بحران مالی ۲۰۱۲- ۲۰۰۷ در تاریخ ۱۵ سپتامبر ۲۰۰۸ اعلام ورشکستگی نمود که بزرگترین ورشکستگی در تاریخ ایالات متحده به شمار می‌آید.

تجاری، برای مبادلاتشان از گشایش اعتبار اسنادی استفاده کرده‌اند. ایشان در پژوهش خود نشان دادند بازرگانان در تجارت بین‌الملل، در انتخاب روش پرداخت ریسک کشور مقابل را مدنظر قرار داده و اگر آن کشور دارای ریسک در سطح بین‌المللی باشد به استفاده از گشایش اعتبار اسنادی نیز اکتفا نخواهند نمود؛ چراکه در این صورت این ابزار نیز به‌طور کامل ریسک را مرتفع نمی‌نماید.

۳- ساختار و روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر روش، ترکیبی از علت و معلولی و اکتشافی، به لحاظ هدف کاربردی و با در نظر گرفتن تجزیه‌وتحلیل روابط بین متغیرها از نوع پژوهش توصیفی- همبستگی است. در این مطالعه به منظور جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز، از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. در گام بعدی با بررسی آمار توصیفی متغیرهای تحت بررسی، مدل اصلی پژوهش برای بررسی رابطه بین ریسک تجاری و حجم گشایش اعتبار اسنادی در تجارت بین‌الملل ایران با استفاده از روش داده‌های تلفیقی برآورد می‌شود.

۳-۱- جامعه آماری

جامعه آماری تحت بررسی، داده‌های واردات ایران از ۷۹ کشور طرف تجاری طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۳ خواهد بود.

قابل ذکر است که در این پژوهش تنها از حجم گشایش اعتبار اسنادی حاصل از واردات ایران که داده‌های آن از طریق دفتر فناوری اطلاعات گمرک جمهوری اسلامی ایران قابل دسترس بود، استفاده شده است و با وجود تحریم سیستم بانکی ایران و عدم دسترسی به سامانه سوئیفت، دریافت داده‌های گشایش اعتبار اسنادی حاصل از صادرات بازرگانان ایرانی که توسط واردکنندگان خارجی و در کشور خودشان انجام و ثبت شده، امکان‌پذیر نبود و در نتیجه در این پژوهش در نظر گرفته نشده است.

در این پژوهش ابزار گردآوری اطلاعات شامل کتب، پژوهش‌نامه‌ها و گزارش‌ها ، متون چاپی نمایه شده در بانک‌های اطلاعاتی، اینترنت و وب سایت‌ها به شرح ذیل است:

بانک جهانی[1]، دفتر فناوری اطلاعات گمرک جمهوری اسلامی ایران[2] و سایت محاسبه مسافت جغرافیایی بین کشورها[3]. در نهایت داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار JMulti تخمین زده شده و تجزیه‌وتحلیل نهایی انجام گرفته‌است.

۳-۲-متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

- متغیر وابسته (حجم گشایش اعتبار اسنادی):

پیش از برآورد مدل اقتصادسنجی، لازم است داده‌های مورد استفاده در مدل توصیف شوند. سهم تجارت ایران از طریق گشایش اعتبار اسنادی از کل تجارت کشور شریک نخستین متغیر است. برای مثال اگر ۴۰ دلار از کل ۱۰۰ دلار تجارت ایران و کشور الف با استفاده از گشایش اعتبار باشد، این متغیر برای تجارت با آن کشور ۰/۴ است. از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ که داده‌های این پژوهش مربوط به این دوره می‌باشد و برای ۷۹ کشور، بالاترین سهم تجارت با ایران از طریق گشایش اعتبار اسنادی را شیلی با ۷۶/۴۴ درصد در سال ۱۳۹۳ داشته و کمترین سهم مربوطه به عراق، لبنان، افغانستان، پرو و اردن در سال ۱۳۹۳ بوده است. داده‌های این متغیر از دفتر فناوری اطلاعات گمرک جمهوری اسلامی ایران اخذ شده است. به‌طور میانگین درسال‌های موردبررسی در این پژوهش، ۱۳/۲۴ درصد از کل حجم تجارت ایران با سایر کشورها از طریق گشایش اعتبار اسنادی بوده است. البته این عدد میانگین کل بوده و در تجارت ایران با برخی کشورها بالاتر است. برای مثال این نسبت برای کشورهایی که ریسک تجاری آن‌ها نزدیک به ریسک تجاری ایران است، بسیار بیشتر است. در سال ۹۳ شیلی ۷۶ درصد، در سال ۹۴ سنگاپور ۶۳ درصد و به ترتیب در سال‌های ۹۵ و ۹۶ آرژانتین و اروگوئه ۶۱ و ۷۳ درصد از کل حجم تجارت خود با ایران را از طریق گشایش اعتبار اسنادی انجام داده‌اند.

- متغیر مستقل (ریسک تجاری):

سطح حاکمیت قانون کشورهای طرف تجاری ایران، متغیر سیاستی پژوهش است که داده‌های آن از بانک جهانی دریافت شده و به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری ریسک تجاری کشورها در تجارت بین‌الملل مد نظر قرارگرفته شده است. بازهٔ این شاخص برای کشورها از صفر تا ۱۰۰ است. صفر برای کشورهایی با کمترین و صد برای کشورهایی با بالاترین سطح از حاکمیت قانون می‌باشد. متوسط حاکمیت قانون در کل

---

[1]-Data.worldbank.org
[2]-Irica.gov.ir
[3]- www.Distancecalculator.globefeed.com

نمونه ۶۳/۹۲ درصد است. این عدد نشان می‌دهد که ایران با کشورهایی با ریسک مشابه یا پایین‌تر از خودش با استفاده از گشایش اعتبار اسنادی تجارت دارد. شاخص حاکمیت قانون فنلاند در سال‌های ۹۳، ۹۴ و ۹۶ و کشور نروژ در سال ۹۵ بالاترین حد یعنی صد است و برای افغانستان با ۳/۳۷ درصد در سال ۹۴ پائین‌ترین مقدار در بین سایر کشورهای طرف تجاری ایران بوده است.

- متغیرهای کنترلی یا توضیحی:

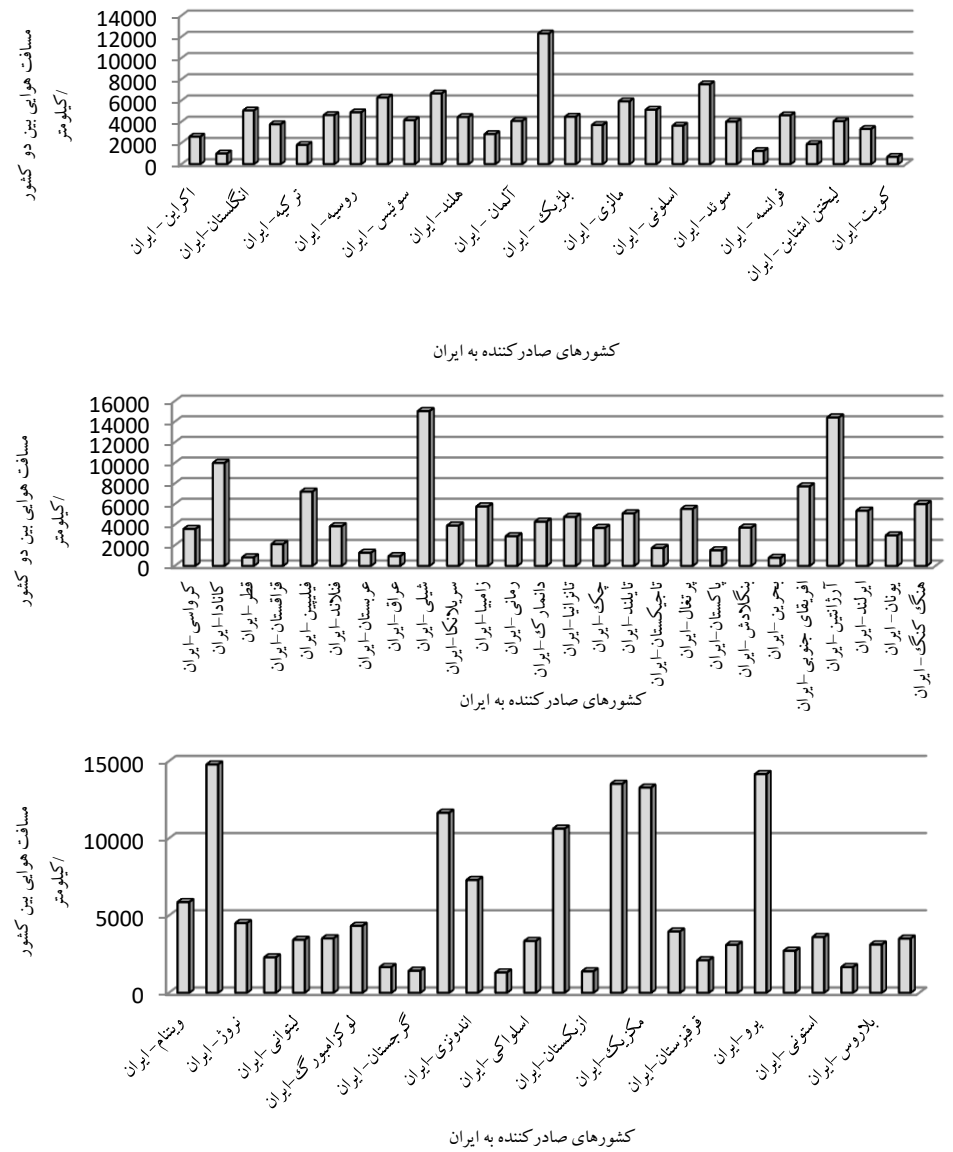
بر اساس پیشینه پژوهش و مطابق با پژوهش اشمیت ایزنلور و نیپمن (۲۰۱۷) تعدادی از متغیرها که بر متغیر وابسته مطالعه حاضر (حجم گشایش اعتبار اسنادی) تأثیرگذار بوده‌اند، به‌عنوان متغیرهای کنترلی یا توضیحی در نظر گرفته شده‌اند که شامل مسافت جغرافیایی، درجه توسعه مالی، درآمد سرانه و روابط سیاسی- اقتصادی دو کشور است.

- مسافت جغرافیایی (Dis[1]): منظور مسافت هوایی بین دو کشور است که بر اساس تئوری هر چه فاصله جغرافیایی دو کشور بیشتر باشد، بازرگانان ترجیح می‌دهند از ابزار گشایش اعتبار بیشتر استفاده نمایند. رابطه مثبت بین میزان استفاده از ابزارهای تأمین مالی نظیر گشایش اعتباراسنادی و دوری جغرافیایی دو کشور از هم می‌تواند به دلیل آن باشد که اگر ریسک تجاری یک معامله با فاصله بین شرکای تجاری افزایش یابد، انگیزه شرکت‌ها برای استفاده از LC نیز به دلایل مختلفی افزایش می‌یابد. نخست، زمانی که شریک تجاری دور است، احتمال برقراری ارتباط و طرح دعوی و اختلاف در مورد بندهای قرارداد دشوارتر است. دوم، شناخت دقیق فروشندگان و خریداران خارجی ممکن است دشوارتر باشد. در نهایت، زمان‌های طولانی حمل و نقل ممکن است این خطر را افزایش دهد که واردکننده، دیگر کالای معامله شده را نخواهد یا قبل از تکمیل معامله ورشکسته شود (Niepman & Schmidt - Eisenlohr, 2014)؛ بنابراین، بازرگانان در تجارت با کشورهایی که به لحاظ مسافت دورتر هستند، بیشتر از گشایش اعتبار اسنادی استفاده می‌کنند.

در نمودار ۱ فاصلهٔ جغرافیایی کشورهای صادرکننده به ایران بر اساس کیلومتر آمده است.

---

[1]-(Dis) Distance

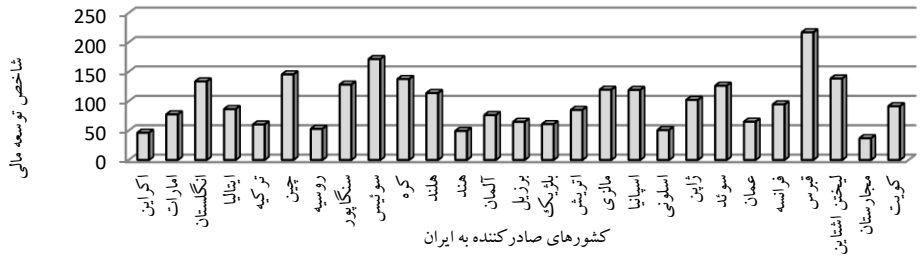


نمودار ۱: فاصله جغرافیایی کشورهای طرف تجاری بر اساس کیلومتر

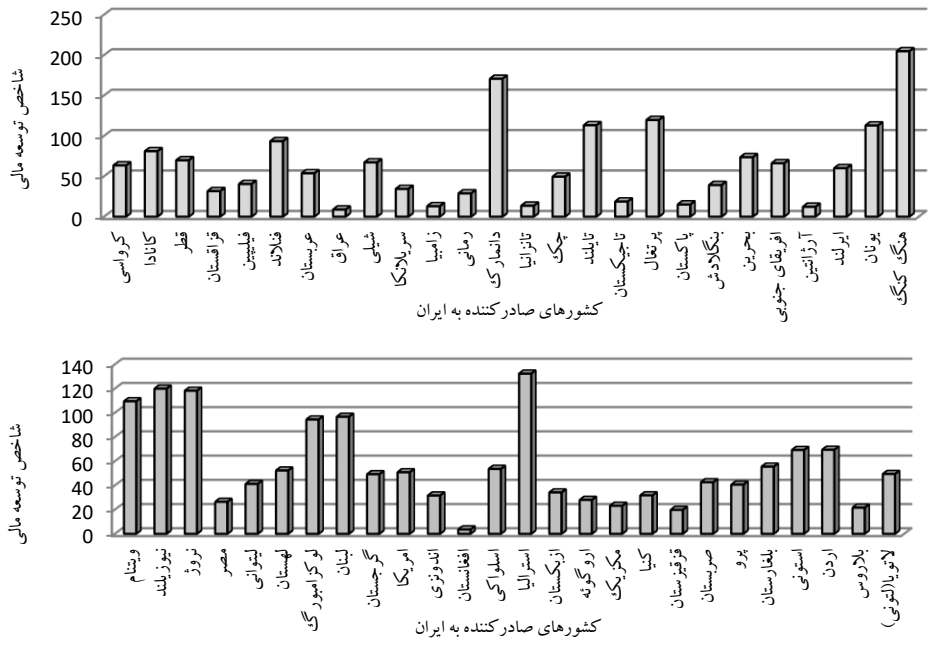
منبع:www.distancecalculator.globefeed.com

- درجه توسعه مالی(Fin):[1] یک مفهوم چند جانبه است که علاوه بر گسترش بخش بانکی و غیر بانکی شامل توسعه بخش پولی، بهبود مقررات و نظارت بانکی، توسعه بخش مالی و نهادی نیز می‌شود (Ahmadi; Rostaminia & Gheibi, 2016). بانک‌ها به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مؤسسه‌های مالی، بار عظیمی از وظایف را در اقتصاد هر کشور به دوش می‌کشند که از آن جمله می‌توان به جذب منابع مالی، ایفای نقش واسط در مبادلات و ایجاد ارتباط امن و مؤثر بین طرفین معاملات با تسهیل نحوه پرداخت و اختصاص اعتبارات به بخش‌های اقتصادی اشاره داشت (Momeni; Shakeri; Taherpour & Ekhtiarzadeh, 2021). بر اساس مبانی نظری، با افزایش درجه توسعه مالی کشورها، امکان خدمات رسانی سیستم بانکی در زمینه ارائه‌ی ابزارهای مالی پیشرفته‌تر نظیر گشایش اعتبار اسنادی موفق‌تر و امن‌تر شده و درخواست بازرگانان برای استفاده از آن در معاملات بین‌المللی نیز بیشتر می‌شود. در اقتصادهای در حال گذار و کشورهایی که بازارهای مالی پیشرفته و توسعه‌یافته‌ای ندارند، بانک‌ها در واقع تنها مؤسسات و واسطه‌هایی هستند که می‌توانند با ایجاد شرایط پرداخت تحت کنترل و معرفی روش‌های اعتباری متنوع به کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و تجاری کمک شایانی نمایند (Rafty & Safari, 2019). شایان ذکر است که معیارهای مختلفی برای سنجش این شاخص مورد استفاده قرار می‌گیرد. در اینجا از اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی برای تعیین درجه توسعه مالی کشورها استفاده شده است که از تعاریف بانک جهانی می‌باشد.

در نمودار ۲ درصد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص توسعه مالی در کشورهای طرف تجاری با ایران به تفکیک برای سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ ارائه شده است.



[1]-Financial Develoment (Fin)



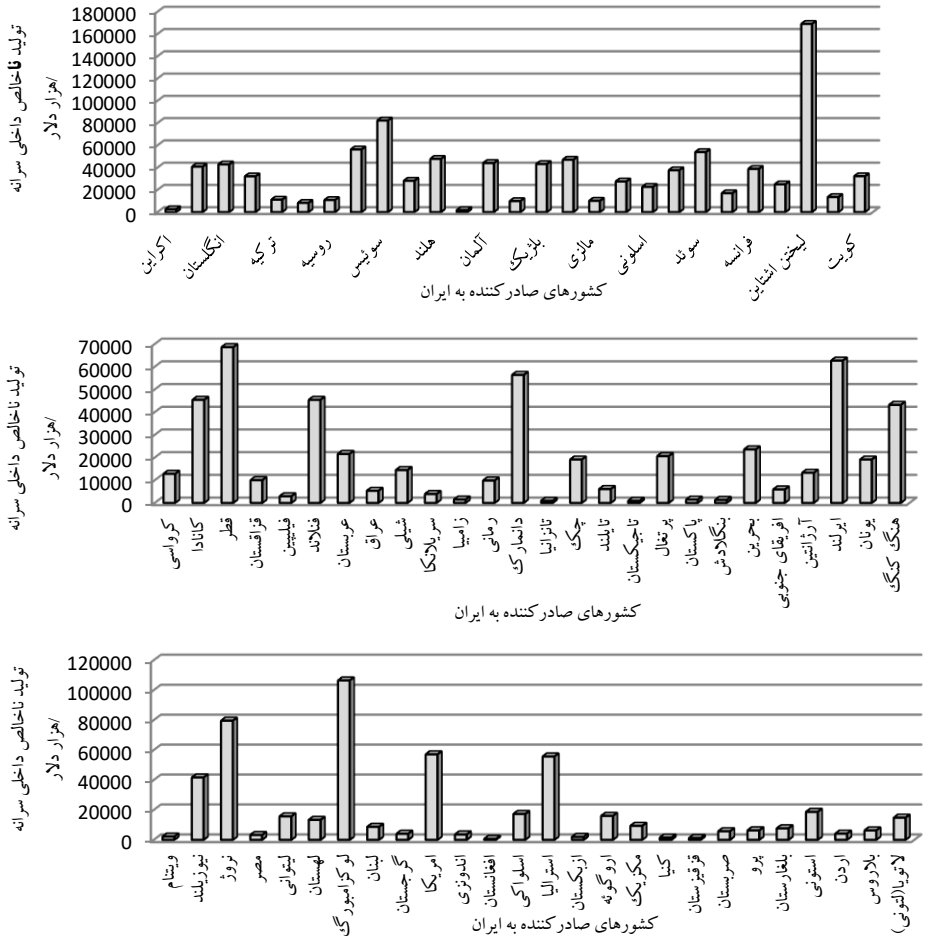
نمودار ۲: درصد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به GDP به‌عنوان شاخص توسعه مالی در کشورهای طرف تجاری با ایران (میانگین سال‌های ۱۳۹۶ - ۱۳۹۳)

منبع: بانک جهانی

- درآمد سرانه (Gdpp[1]): از تقسیم تولید ناخالص داخلی بر تعداد افراد جمعیت بدست می‌آید و بر اساس پیشینه پژوهش و مطابق با پژوهش اشمیت ایزنلور و نیپمن (۲۰۱۷) به‌عنوان یکی از متغیرهای کنترلی که بر متغیر وابسته مطالعه حاضر (گشایش اعتبار اسنادی) تأثیرگذار بوده، در نظر گرفته شده است. این دو پژوهشگر در مطالعه خود نشان دادند که پس از طبقه‌بندی کشورها بر اساس درآمد سرانه توسط بانک جهانی مشخص شد که واردکنندگان در کشورهای کم درآمد که توانایی پرداخت وجه به صادرکننده را قبل از فروش کالا ندارند، استفاده از گشایش اعتبار اسنادی را ترجیح می‌دهند چرا که به ایشان این امکان را می‌دهد که پرداخت پس از فروش کالا انجام شود. از سوی دیگر، صادرکنندگان نیز از این تصمیم واردکننده استقبال می‌کنند چراکه با استفاده از اعتبار اسنادی ریسک تجاری ایشان نیز به‌خوبی پوشش داده می‌شود. این دو پژوهشگر همچنین در ادامه نشان می‌دهند که در صادرات به کشورهایی با درآمد بالاتر، کمتر از

[1]-Nominal GDP Per Capita (Gdpp)

گشایش اعتبار اسنادی استفاده می‌شود. برای مقایسه‌ی بهتر، در نمودار ۳ این متغیر برای کشورهای طرف تجاری ایران در سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ ارائه شده است.



نمودار ۳: میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای طرف تجاری با ایران طی سال‌های ۱۳۹۶ - ۱۳۹۳ در مقیاس هزار دلار

منبع: بانک جهانی

٤- روش پژوهش

در این پژوهش، مدل‌سازی رابطه بین ریسک تجاری و حجم گشایش اعتبار اسنادی با روش انتقال ملایم خودرگرسیونی لاجستیکی یا LSTR انجام می‌شود که در این روش ارتباط بین دو متغیر به‌طور غیرخطی تغییر می‌کند. اگر رابطهٔ بین دو متغیر در بستر زمان تغییر نماید، در اصطلاح گفته می‌شود که تغییر رژیم اتفاق افتاده و نقطهٔ تغییر رژیم با عنوان سطح آستانه نشان داده می‌شود (Dehghani & Molaei, 2011).

این الگو نشان می‌دهد که در صورت وجود مقادیر متفاوتی از متغیرها در نواحی مختلف یا به عبارتی وجود رژیم‌های مختلف موجب روابط اقتصادی متفاوت بین متغیرها خواهدشد. در نخستین گام، مدل‌های تغییر ناگهانی با فرض تعداد متناهی از رژیم‌های مختلف عنوان شد. سپس مدل استاندارد STR بخاطر ملایم و انعطاف پذیرتر بودن انتقالات بین رژیم‌ها نسبت به تغییرات ناگهانی، با یک تابع انتقال لاجستیک که نوعی از مدل‌های تغییر ناگهانی است به این صورت معرفی شد:

$$Y_t = \emptyset' z_t + (\theta' z_t).G(\gamma, c, s_t) + u_t \qquad u_t \sim iid(0, \sigma^2) \qquad (۱)$$

در رابطه ۱، Y_t متغیر وابسته، u_t جزء اخلال یا جمله خطا و $\emptyset' = (\emptyset_0, \emptyset_1, \emptyset_2, \ldots, \emptyset_p)'$ و $\theta' = (\theta_0, \theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_p)'$ بردارهای پارامترند. Z_t برداری با ابعاد ۱×(m+۱) از متغیرهای توضیحی است که شامل دو نوع متغیر درونزا و برونزا به همراه مقادیر با وقفه آن‌ها است.

یعنی: $z_t = (1,\ z_{t1}, \ldots, z_{tp})' = (1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p}, x_{t1}, \ldots, x_{kt})'$. تابع G یک تابع انتقال پیوسته است که اغلب مقدار آن در محدوده بین صفر و یک است. بنابراین دو حال؛ بی‌نهایت تابع G و البته حالات پیوسته‌ای از G که بین این دو مدار بی‌نهایت قرار می‌گیرند، نیز توسط مدل توضیح داده می‌شوند (Dehghani & Molaei, 2011).

عمومی‌ترین فرم تابع انتقال G به‌صورت رابطه ۲ ارائه شده است:

$$G(\gamma, c, s_t) = \left(1 + exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{k}(s_t - c_k)\right\}\right)^{-1} \qquad , \gamma > 0 \qquad (۲)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تابع انتقال G به سه پارامتر شیب γ که شاخص سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر بوده و مقادیر بزرگ‌تر آن نشان‌دهنده تغییر سریع‌تر رژیم است، متغیر انتقال s_t که عموماً یکی

از متغیرهای توضیحی یا روند زمانی است و پارامتر آستانه c که به نقطهٔ انتقال یا تغییر رژیم اشاره دارد، بستگی دارد. در این تابع k نشانگر تعداد تغییر رژیم بوده و اگر $k=$ ۱ باشد مدل LSTR۱ و اگر $k=$ ۲ باشد مدل LSTR۲ خواهد بود (Akbarmousavi & Haghighat, 2018).

در ادامه با در نظر داشتن مباحث عنوان شده، به مدل‌سازی فرضیه عنوان شده به شکل غیرخطی پرداخته خواهد شد. بر اساس پیشینه نظری پژوهش، مدل مورد استفاده در این مطالعه برای تبیین رابطه بین حجم گشایش اعتبار اسنادی از کل حجم تجارت خارجی ایران به‌عنوان واردکننده و ریسک تجاری در کشور مقابل از مدل مورد استفاده در پژوهش اشمیت ایزنلور و نیپمن (۲۰۱۷) و بر اساس رهیافت غیرخطی انتقال ملایم خودرگرسیونی لاجستیکی به‌صورت زیر است:

$$LC_t = \emptyset' z_t + (\theta' z_t).G(\gamma, c, RL) + u_t \qquad (۳)$$

در رابطه ۳ متغیر LC_t بیانگر حجم تجارت خارجی ایران به‌عنوان واردکننده از طریق گشایش اعتبار اسنادی، متغیر RL[1] معرف ریسک تجاری بوده و همان‌طور که پیش‌تر گفته شد با در نظر گرفتن عکس نرخ حاکمیت قانون اندازه‌گیری شده است و z_t برداری از مقادیر وقفه‌دار متغیرهای وابسته و توضیحی شامل وقفه‌های LC، RL، Dis، Rel، Fin و Gdpp می‌باشد.

۵- فرضیه‌های پژوهش

با در نظر گرفتن مبانی نظری، پیشینه و هدف پژوهش فرضیه‌های زیر تدوین شده است:

- ✓ در تجارت بین‌الملل بین حجم گشایش اعتبار اسنادی و سطح ریسک تجاری رابطه معناداری وجود دارد.
- ✓ بین حجم گشایش اعتبار اسنادی و ریسک تجاری رابطه غیرخطی و به شکل معکوس U وجود دارد.

٦-یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد مدل، نخست لازم است در بخش غیرخطی و بنابر معیارهای تعیین وقفه به انتخاب وقفه‌های بهینه متغیرهای وابسته و توضیحی مناسب، پرداخته شود. به این منظور با توجه به اینکه تعداد مشاهدات آماری

---

[1]-Rule of Law (RL)

این پژوهش برابر با ۳۱۶ و از ۲۰۰ بیشتر است، برای انتخاب وقفه بهینه از معیار آکائیک[1] استفاده شده است. در جدول ۱ نتایج مربوط به تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای LC_t و RL ارائه شده است:

جدول (۱): نتایج تعیین وقفه بهینه برای دو متغیر گشایش اعتبار اسنادی و حاکمیت قانون کشورهای طرف تجاری ایران

تعداد وقفه	مقدار آماره آزمون آکائیک برای متغیر گشایش اعتبار اسنادی	مقدار آماره آزمون آکائیک برای متغیر حاکمیت قانون
۱	۵/۳۰*	۵/۳۷*
۲	۵/۳۳	۵/۴۰
۳	۵/۳۶	۵/۴۲
۴	۵/۳۸	۵/۴۲
۵	۵/۳۹	۵/۴۴
۶	۵/۴۲	۵/۴۷
۷	۵/۴۵	۵/۵۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه برای متغیر LC_t می‌توان بیان کرد که کمترین مقدار آماره آزمون آکائیک برابر با ۵/۳۰۶ و متعلق به وقفه ۱ بوده است، بنابراین وقفه بهینه متغیر وابسته یک تعیین شده است. به‌همین ترتیب وقفه بهینه RL یعنی متغیر توضیحی مدل نیز بر اساس نتایج جدول ۱، یک می‌باشد.

مراحل بعدی شامل تخمین مدل پژوهش، انتخاب نوع آن، تعیین نقاط اولیه و همچنین تخمین پارامترهای مدل می‌باشد که به اجمال ارائه شده‌اند.

در صورت رد شدن فرضیهٔ صفر خطی بودن رابطه بین متغیرها، برای تعیین تعداد رژیم‌ها و تشخیص نوع مدل باید رگرسیون کمکی را تخمین زده و آزمون‌هایی انجام شود. فرضیه‌های صفر مورد آزمون در زیر آمده است:

$$\begin{cases} H_{04}: \beta_3 = 0 \\ H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0 \\ H_{02}: \beta_1 = 0 | \beta_1 = \beta_2 = 0 \end{cases}$$

[1]-AIC

برای این فرضیه‌های صفر، به ترتیب آماره آزمون‌های $F۴$، $F۳$ و $F۲$ تعریف شده است. آزمون برای هر کدام از متغیرهای انتخاب شده انجام و متغیری که کمترین مقدار احتمال p را دارد، یعنی متغیری که به‌طور قوی در آزمون رد شود، به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب خواهدشد. نتایج آزمون خطی بودن و تعیین نوع مدل در جدول ۲ ارائه شده است:

جدول (۲): آزمون خطی بودن، انتخاب مدل مناسب و متغیر انتقال

متغیر	آماره F	آماره F٤	آماره F۳	آماره F۲	مدل پیشنهادی
Dis(t) *	۲/۱۲۰	۱/۷۶۶	۲/۲۱۵	۲/۸۶۱	۲LSTR

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به ارزش احتمال آماره F گزارش شده در نتایج جدول ۲، فرضیهٔ صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای متغیر $Dis(t)$ رد شده و فرض غیرخطی بودن، تأیید می‌شود. همچنین با رد فرضیه $H_۳$، نوع مدل ۲LSTR انتخاب می‌شود. در ادامه، پس از دو مرحلهٔ یافتن مقادیر شروع و برآورد پارامترهای θ، $\varnothing$، γ و c مدل ۲LSTR تخمین زده شده و نتایج آن در جدول ۳ آمده است.

جدول (۳): تخمین الگو به وسیله مدل ۲LSTR

برآورد بخش خطی مدل			
متغیر	مقدار ضریب ø	مقدار آماره t	P-Value
Constant	-۲/۳۰۱	-۰/۸۴۳	۰/۳۹۹
LC (t -۱)	۰/۲۸۰	۵/۲۱۷	۰/۰۰۰
LC (t - ۵)	۰/۱۲۵	۲/۶۹۲	۰/۰۰۷
RL (t)	۰/۱۰۹	۳/۹۳۳	۰/۰۰۰
برآورد بخش غیرخطی مدل			
Dis (t)	۰/۰۰۴	۴/۹۰۴	۰/۰۰۰
RL (t - ۱)	-۱/۰۱۲	-۵/۵۵۲	۰/۰۰۰
$R^۲$ =AIC، ۳۰۵/۰=۵/۱۷۸			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج جدول فوق در بخش خطی و غیرخطی بیانگر آن است که شاخص حاکمیت قانون کشورهای طرف تجاری ایران، در بخش خطی اثر مثبت و در بخش غیرخطی اثر منفی بر حجم گشایش اعتبار اسنادی از کل حجم واردات ایران داشته است؛ یعنی رابطه مستقیم و غیرخطی بین متغیرهای حجم گشایش اعتبار اسنادی و حاکمیت قانون کشور مقابل در ایران به‌عنوان طرف واردکننده و در دوره موردبررسی تأیید می‌شود. بدین ترتیب فرضیه نیپمن و اشمیت ایزنلور در مورد وجود رابطه غیرخطی بین حجم گشایش اعتبار اسنادی و حاکمیت قانون در تجارت خارجی ایران رد نمی‌شود.

همچنین حاکمیت قانون در دوره قبل به‌صورت غیرخطی و منفی و در دوره جاری به‌صورت خطی و مثبت، بر حجم گشایش اعتبار اسنادی دوره جاری تأثیر معناداری داشته است. این امر می‌تواند بیانگر آن باشد که با ایجاد شناخت از سطح حاکمیت قانون در دورهٔ قبل، بازرگانان در دورهٔ جاری کمتر از گشایش اعتبار اسنادی استفاده می‌نمایند؛ چراکه با پایین بودن سطح حاکمیت قانون کشور مقابل ترجیح می‌دهند از روش‌های پرداختی مانند پرداخت نقدی که ریسک تجاری را برایشان به صفر می‌رساند، استفاده‌کنند؛ و در صورت مشاهده سطح قابل قبولی از حاکمیت قانون در کشور مقابل و ایجاد سطح بالایی از اعتماد، این‌بار از روش‌های پرداخت کم هزینه‌تر مانند حساب باز استفاده می‌نمایند.

ضمن اینکه قدرمطلق اثر RL دوره قبل بر LC، نسبت به قدرمطلق اثر مشابه RL دوره جاری بر LC دوره جاری بیشتر است که این امر بیانگر آن است که شناخت بیشتر بازرگانان از سطح حاکمیت قانون کشور مقابل و در نتیجه در نظر گرفتن آن در زمان انتخاب ابزار مالی، اثر بیشتری بر انتخاب گشایش اعتبار اسنادی گذاشته‌است.

همچنین ملاحظه می‌شود که در بخش غیرخطی، مسافت جغرافیایی بین دو کشور به‌صورت مثبت و ضعیفی بر انتخاب گشایش اعتبار اسنادی به‌عنوان ابزار مالی مؤثر بوده است. دو عامل مدت زمان تجارت (مدت زمان لازم برای ترخیص کالا از گمرک در کشور مقصد) و فاصله جغرافیایی کشور مقصد، بر میزان گشایش اعتبار اسنادی تأثیر مثبت دارند. این اثر احتمالاً به این دلیل است که زمان انتقال طولانی‌تر، مدت ضمانت‌های صادراتی مربوطه را افزایش داده و در نتیجه موجودی مطالبات بانک‌ها را در هر مقطع زمانی افزایش می‌دهد؛ و این نشان می‌دهد که هزینه‌های تأمین مالی تجارت با افزایش مسافت بین دو کشور افزایش می‌یابد. علاوه بر این، زمانی‌که فاصله کشور مقصد افزایش می‌یابد؛ نه‌تنها مطالبات مالی تجاری بانک‌ها، بلکه حجم گشایش اعتبار اسنادی نیز افزایش می‌یابد. این نشان می‌دهد که تجارت از راه دور به‌صورت ذاتی ریسک بیشتری به همراه دارد که باعث می‌شود شرکت‌ها به ضمانت‌های بانکی در قالب ابزارهای مالی متکی

باشند. هزینه‌های یک معامله صادراتی با افزایش زمان تجارت افزایش می‌یابد. آمیتی و وینستین (۲۰۱۱) و نیپمن و اشمیت - ایزنلور (۲۰۱۳) استدلال می‌کنند که این به دلیل آنست که الزامات سرمایه در گردش متناسب با زمان لازم برای حمل کالا از کشور مبدأ به دست مصرف‌کننده نهایی در کشور مقصد است. همین امر هزینه گشایش اعتبار اسنادی را افزایش می‌دهد، چراکه با افزایش زمان تراکنش، مدت زمان ضمانت نامه اعطایی بانک طولانی‌تر شده و از آنجایی که بانک‌ها باید سرمایه خود را در مقابل ضمانت‌ها نگه دارند و هزینه‌های مرتبط با ارائه LC باید با زمان معامله افزایش یابد. در نتیجه هزینه‌های مالی تجارت شرکت‌ها نیز باید با زمان مورد نیاز برای تکمیل تراکنش صادراتی افزایش یابد.

در ادامه کیفیت مدل غیرخطی تخمین زده‌شده توسط آزمون‌های تشخیص، ارزیابی و نتایج آن‌ها به این شرح آمده است:

آزمون عدم وجود خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها در جدول ۴، آزمون عدم وجود رابطهٔ غیرخطی اضافی در مدل در جدول ۵، آزمون ثبات پارمترها در جدول ۶، آزمون LM- ARCH در جدول ۷ و آزمون نرمال بودن توزیع جملات اخلال Jarque-Bera در جدول ۸.

جدول (۴): نتایج آزمون عدم وجود خودهمبستگی متوالی جملات اخلال متغیر *RL*

تعداد وقفه	مقدار آماره F	df۱	df۲	P-Value
۱	۰/۹۲۱	۱	۲۹۶	۰/۳۳۷
۲	۰/۵۹۴	۲	۲۹۴	۰/۵۵۲
۳	۰/۵۶۰	۳	۲۹۲	۰/۶۴۱
۴	۰/۴۶۷	۴	۲۹۰	۰/۷۵۹
۵	۰/۸۰۸	۵	۲۸۸	۰/۵۴۴
۶	۰/۶۷۷	۶	۲۸۶	۰/۶۶۸
۷	۰/۶۸۷	۷	۲۸۴	۰/۶۸۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج گزارش شده در جدول فوق، ملاحظه می‌شود که در هیچ کدام از وقفه‌های متغیر حاکمیت قانون خطای خودهمبستگی وجود ندارد.

پس از اطمینان از اینکه تشخیص مدل STR مناسب بوده است، باید وجود رابطهٔ غیرخطی بین باقی-مانده‌های مدل بررسی شود. به این منظور از آماره‌های آزمون F برای اطمینان از تصریح مناسب مدل و عدم وجود متغیر انتقال استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول زیر آمده است:

جدول (۵): آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی توضیح داده نشده توسط مدل

متغیر انتقال	F	F۴	F۳	F۲
(t) Dis	۳/۹۳۱	۵/۶۰۷	۸/۳۵۸	۲/۴۸۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج جدول ۵ فرضیه صفر مبنی بر تصریح مدل، رد نشده و می‌توان ادعا نمود که سایر متغیرهای توضیحی که بر حجم گشایش اعتبار اسنادی اثرگذار هستند و در این پژوهش در نظر گرفته نشده‌اند، بر این متغیر اثر غیرخطی نداشته‌اند. به‌عبارتی با در نظر گرفتن این موضوع که متغیرهای دیگری نیز وجود دارند که بر گشایش اعتبار اسنادی تأثیرگذار باشند، بر اساس این آزمون متغیری که اثر غیرخطی داشته و در مدل لحاظ نشده باشد یافت نشد و اثر متغیرهای لحاظ نشده و مؤثر بر گشایش اعتبار اسنادی، خطی می‌باشد.

آزمون ARCH- LM[1] از آزمون‌هایی است که برای تشخیص ناهمسانی واریانس بین پسماندها انجام می‌شود. در جدول زیر نتایج حاصل از این آزمون آمده است:

جدول (٦): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس پسماندها

مقدار آماره آزمون (χ^2)	مقدار ارزش احتمال (P-Value)[2]
۰/۰۰۵	۰/۰۰۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول بعدی نتایج آزمون یکسان نبودن ضرایب در بخش‌های خطی و غیرخطی مدل بر اساس آمارهٔ F آورده شده است.

---

[1]- Test Multiplier agrangeAuto Regressive Conditional Heteroskedasticity L
[2]-P -Value

جدول (۷): آزمون یکسان نبودن ضرایب در بخش خطی و غیرخطی مدل

فرضیه	مقدار آماره آزمون F	مقدار ارزش احتمال
H۱	۳/۴۱۷	۰/۰۰۰
H۲	۲/۴۵۱	۰/۰۰۱
H۳	۱/۷۴۶	۰/۰۱۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول ۷، فرضیهٔ صفر مبنی بر یکسان بودن ضرایب در هر دو بخش خطی و غیرخطی رد می‌شود.

و درنهایت برای حصول اطمینان از نرمال بودن جملات اخلال از آمارهٔ آزمون Jarque-Bera استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۸ ارائه شده و حاکی از نرمال بودن توزیع جملات اخلال در مدل این پژوهش دارد.

جدول (۸): نتایج آماره آزمون Jarque-Bera

مقدار آماره آزمون (χ^2)	مقدار ارزش احتمال (P-Value)
۰/۰۰۰	۴/۴۸۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷- بحث و نتیجه‌گیری (محدودیت‌ها و پیشنهادها)

همان‌طور که بیان شد مهم‌ترین هدف این پژوهش، بررسی رابطه بین ریسک تجاری و استفاده از گشایش اعتبار اسنادی در تجارت بین‌الملل است. نتایج برآوردهای پژوهش در فرضیه اول، در بخش خطی و غیرخطی نشان‌دهندهٔ رابطه معناداری بین شاخص حاکمیت قانون کشورهای طرف تجاری، بر حجم گشایش اعتبار اسنادی از کل حجم واردات ایران است. این نتیجه با مبانی نظری ارائه شده در پژوهش و عقاید مطرح شده توسط مطالعات پوتین و گلدی (۲۰۱۱)، آنتراس و فلوی (۲۰۱۵) و ایزنلور و نیپمن (۲۰۱۷) مبنی بر وجود رابطه معنادار بین این دو متغیر سازگار است.

از سوی دیگر نتایج حاصل از فرضیه دوم نیز نشان می‌دهد که رابطه بین شاخص حاکمیت قانون و گشایش اعتبار اسنادی در اقتصاد ایران، طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۳ غیرخطی بوده است. ازاین‌رو می‌توان عنوان نمود که در تجارت خارجی ایران، با افزایش شاخص حاکمیت قانون کشورهای صادرکننده به ایران ابتدا حجم گشایش اعتبار اسنادی افزایش یافته، اما در بلندمدت، گشایش اعتبار اسنادی کاهش یافته و سایر

روش‌های انتقال وجه جایگزین این ابزار مالی می‌شوند. این نتیجه نیز بیان‌گر تأیید فرضیهٔ نیپمن و ایزنلور در اقتصاد ایران است.

در این پژوهش تنها از حجم گشایش اعتبار اسنادی حاصل از واردات ایران که داده‌های آن از طریق دفتر فناوری اطلاعات گمرک جمهوری اسلامی ایران قابل‌دسترس بود، استفاده شده است و دسترسی به داده‌های گشایش اعتبار اسنادی حاصل از صادرات بازرگانان ایرانی که توسط واردکنندگان خارجی و در کشور خودشان انجام شده، امکان‌پذیر نبود و درنتیجه در این پژوهش در نظر گرفته نشده است. پیشنهاد می‌شود برای پژوهش‌های آینده، بعد از امکان استفاده از سامانه سوئیفت برای بانک‌های ایرانی و دسترسی به داده‌های آن، بار دیگر و با در نظر گرفتن آمار حجم گشایش اعتبار اسنادی در بخش صادرات ایران، مدل این پژوهش دوباره برآورد شود.

مهم‌ترین پیشنهاد سیاستی می‌تواند این باشد که برای پائین آوردن هزینه‌های مبادله در تجارت بین‌الملل، کوشش‌های مقتضی برای ارتقا رتبه شاخص حاکمیت قانون از ضروریات است. این در حالی است که شاخص حاکمیت قانون ایران در سال ۲۰۲۰در رتبه ۱۰۹ از ۱۲۸ کشور قرار دارد.

Refrences

Ahmadi, A. A; RA .M,ostaminia., & GA ,heibi (2016). The effect of financial development on income distribution in developing countries and developed countries: Gmm method, *Financial Economics*, *10*(36), Fall 2015, 15-32. (In Persian)

Afshar, B., & Mousavi, S. R. (2018). Domestic securities-rial (Structure, nature and basis of the contract). *Journal Of Ghanoun Yar*, *2*(5), 33-59. (In Persian)

Aghamiri, S. H. (2015). The analysis of nature of letter of credit. *Journal of Ravand*, *22*(69), 117-130. (In Persian)

Ahn, J. (2014). Understanding trade finance: Theory and evidence from transaction-level data. *Unpublished. International Monetary Fund*.

Ahn, M. J. (2011). A theory of domestic and international trade finance (11-262). *International Monetary Fund.*

Haghighat J & Akbarmousavi,.S,(2018) Advanced applied econometrics

Amiti, M., & Weinstein, D. E. (2011). Exports and financial shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, *126*(4), 1841-1877.

Amon & Wanlton (1976). *Introduction to french law*, Oxford University Press.

Antras, P., & Foley, C. F. (2015). Poultry in motion: a study of international trade finance practices. *Journal Of Political Economy*, *123*(4), 853-901.

Beqiraj, J., & Moxham, L. (2022). Reconciling the Theory and the Practice of the Rule of Law in the European Union Measuring the Rule of Law. *Hague Journal on the Rule of Law*, 1-26.

Bui, L. L. T. (2021). The fraud rule under letter of credit law in the people's republic of China and implications for Vietnam. *VNUHCM Journal of Economics, Business and Law*, *5*(1), 1348-1358.

Rezaee Shojaee, P., & Mohtaram Ghalaati, R. (2017). *Terms of payment in international commerce*. Tehran: Atra publications. (In Persian)

Estimating the direct impact of bank liquidity shocks on the real economy ,Evidence from letter-of- transactions in Colombia. Washington DC*: International Monetary Fund*.

Fathi, S. (2006). Financial risk, indexing, measurement, *Journal Of Tadbir* (No.16) (In Persian) .

Collier, G. (2014). *Comprehensive report on letter of credits*, tanslated by Darvish Molla, J., Bank Sepah Publication. (In Persian)

Customs of the islamic republic of Iran. (2019). *The information technology office of the customs of the islamic republic of Iran annual report 2019: year in review. customs of the islamic republic of Iran.* (In Persian)

Dargahi, B. (2010). *Clinton's offer new tactic in Iran sanctions,* Los Angeles times published.

Glady, N., & Potin, J. (2011). *Bank intermediation and default risk in international trade-theory and evidence*, ESSEC Business School, mimeo.

Helpman, E.; Melitz, M., & Rubinstein, Y. (2008). Estimating trade flows: Trading partners and trading volumes. *The quarterly journal of economics*, *123*(2), 441-487. (In Persian)

Kusumawardhani, B. F. (2021). Covid-19 Pandemic as Force Majeure: Its Enforceability on the Failure to Fulfill Contractual Obligations in Letter Of Credit. *Yustisia Jurnal Hukum*, *10*(1), 16-31.

Laryea, E. T. (2001). Payment for paperless trade: are there viable alternatives to the documentary credit *, Law & Pol'y Int'l Bus., 33,3*

Laryea, E. T. (2006). Methods of payment in electronic trade, translated by Niasari, M. *Hoghooghi Journal*, 34. (In Persian)

Maffuadi, M., & Khairani, K. (2020). Tinjauan Yuridis Terhadap Penggunaan Letter Of Credit (L/C) Dalam Pelakasanaan Ekspor Impor Barang Di Indonesia. *Jurnal Ilmiah Mahasiswa Bidang Hukum Keperdataan*, *4*(2), 304-313.

Malouche, M. (2009). *Trade and trade finance developments in 14 developing countries post september 2008-A* World Bank Survey. The World Bank.

Mann, R. J. (2000). The role of letters of credit in payment transactions. *Michigan Law Review*, 2494- 2536.

Molaei, M., & Dehghani (2011). The impact of research and development expenditures on the market share in Iranian industry sector (LSTAR approach) *E conomic Growth and Development Research Journal*, 4, fall 2013. (In Persian)

Momeni, F.; Shakeri, A.; Taherpour, B ,tiarkhE tizaE & .J. (2021). Analyzing the impact of private banks on economic growth in Iran. *iFnancial Economics*, *15*(55), 1-22. (In Persian)

Niepmann, F., & Schmidt-Eisenlohr, T. (2017). No guarantees, no trade:How banks affect export patterns. *Journal of International Economics*, *108*, 338-350.

Oromieh Chi, A. A. (2001). Nature and effects of sanctions in international law, *Dissertation Of M.A. For International Law*, University Of Azad- Central Tehran. (In Persian)

Rezaee Shojaee, P., & Mohtaram Ghalaati, R. (2017). *Terms of payment in international commerce*. Tehran: Atra publications. (In Persian)

Safari, S. & Rafty (2019). The effect of economic factors on the volume of deposits of selected private banks in Iran. *Financial Economics*, *13*(47), 199-216. (In Persian)

Schelin, J. (2004). *Letters of credit and the doctrine of strict compliance*: Thesis, university of Uppsala.

Sherlock, J., & Reuvid, J. (2008). *The handbook of international trade: a guide to the principles and practice of export*. GMB publishing.

World Bank. (2018). *The World Bank Annual Report 2018: Year in Review*. World Bank

Ziaee, S. Y., and Telba, M. (2014). Effects of banking sanctions as force majeure on legal regime of issuing of letter of credits. *Journal of Economic Law Encyclopedia*, *22*(8),124-143. (In Persian)

Content

The Comparison of the Impact of Momentum and the Memory of Past Market Turbulence on the Current Turbulence of Financial Markets with an Emphasis on Cryptocurrencies: MGARCH Model **1**

E. Abbasi, T. Mohammadi, Sh. Hosseini

Studying the Effect of Monetary Policies on Exchange Rate and its Effects on Total Welfare (Application of Recursive Dynamic Computable General Equilibrium) **35**

E. Dehghani, A. Raeispour Rajabali, S. A. Jalaei Esfand Abadi

Investigation the Effect of Open Market Operations on the Stability of Macroeconomic Variables in Iran, Emphasizing the Sanctions Conditions **68**

P. Davoudi, M. Kholousi, M. R. Sezavar

The Impact of Monetary Policy Shocks from the Exchange Rate Channel on the Health of Iran's Banking System **99**

F. Sharifi Baqa, J. Haqiqat, Z. Karimi Takanlo

Investigation of the Nonlinear Behavior of Real Exchange Rate in Iran **135**

N. Afkhami Rad, T. Ebrahimi Salari, M. Behnameh, M. J. Gorjipour

Investigation the Effect of Mandatory Facilities on Inflation in the Iranian Economy by using the VAR model **164**

S. A. Vaziri, A. Yazdani, M. Sadeghi Shahdani

Effectiveness of the Financial Structure of Listed Companies from New Islamic Financing Instruments **201**

A. Agheli, S. A. Paytakhti Oskooe, N. Mehregan, M. Dizaji

Corporate Governance and Aggressive Business Strategy of Companies **233**

M. H. Fatheh, P. Rahamani Darenjani

Investigation of the Moderating Role of the Firm's Growth Opportunities and Profitability on the Value Relevance of Risk Sentiment of Annual Reports with a Dynamic Approach **261**

A. Taftiyan, M. Sarayani

The Nonlinear Effects of Globalization and Inflation Components on Financial Development in Iran: Markov Switching Approach (with Emphasis on Banking Credits) **291**

M. Jalili, E. Entezar, T. Akhundzadeh Yousefi, M. Sokhanvar

Designing the Entrepreneurial Model of Technological Businesses in the Banking Industry with the Approach of Structural-Interpretive Equations **314**

M. Mashhadiabdol, D. Samari, M. Ashrafi, E. Abbasi

Assessing the Relationship between Commercial Risk and Volume of Opening of Letter of Credit in Iran International Trade Logistic Smooth Transition Regression Approach **348**

F. Sadeghi Goorabi, S. Ghavidel, M. H. Mousavi

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:

Dr. Hamid Abrishami	Professor, Faculty of Economics, Tehran University.
Dr. Mohsen Bahmani-Oskooee	Professor Department of Economics the University of Wisconsin-Milwaukee
Dr. Mohammad Ali Falahi	Professor Department of Economics Faculty of Economics and Administrative sciences, Ferdowsi University of Mashhad
Dr. Ahmad Jafari Samimi	Professor, Faculty of Economics, Mazandaran University.
Dr. Mahmood Hoshmand	Professor Department of Economics Faculty of Economics and Administrative sciences, Ferdowsi University of Mashhad
Dr. Amir Kia	Professor Finance and Economics Department Utah Valley University
Dr. Mohammod Hossin Mahdavi Adeli	Professor Department of Economics Faculty of Economics and Administrative sciences, Ferdowsi University of Mashhad
Dr. Ahmad Mojtahed	Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University.
Dr. Alireza Rahimi Borojerdi	Professor, Faculty of Economics, Tehran University.
Dr. Naser Shahnoushi	Professor Department of Agricultural Economics Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad

ISSN (Print): 2251-8452 **ISSN (Online):** 2717-3356

Executlve Director: M. Vadiee Nooghabi
Editor: Dr. M. Karimzadeh
Editor: Dr. J. Mizban
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. https://danesh24.um.ac.ir

MONETARY & FINANCIAL ECONOMICS

(PREVIOUSLY KNOWLEDGE & DEVELOPMENT)

Ferdowsi University of Mashhad

ISSN: 2251-8452

(NEW ISSUE), No. 25, Vol. 30 Spring & Summer 2023

Contents

The Comparison of the Impact of Momentum and the Memory of Past Market Turbulence on the Current Turbulence of Financial Markets with an Emphasis on Cryptocurrencies: MGARCH Model	E. Abbasi, T. Mohammadi, Sh. Hosseini	1
Studying the Effect of Monetary Policies on Exchange Rate and its Effects on Total Welfare (Application of Recursive Dynamic Computable General Equilibrium)	E. Dehghani, A. Raeispour Rajabali, S. A. Jalaei Esfand Abadi	35
Investigation the Effect of Open Market Operations on the Stability of Macroeconomic Variables in Iran, Emphasizing the Sanctions Conditions	P. Davoudi, M. Kholousi, M. R. Sezavar	68
The Impact of Monetary Policy Shocks from the Exchange Rate Channel on the Health of Iran's Banking System	F. Sharifi Baqa, J. Haqiqat, Z. Karimi Takanlo	99
Investigation of the Nonlinear Behavior of Real Exchange Rate in Iran	N. Afkhami Rad, T. Ebrahimi Salari, M. Behnameh, M. J. Gorjipour	135
Investigation the Effect of Mandatory Facilities on Inflation in the Iranian Economy by using the VAR model	S. A. Vaziri, A. Yazdani, M. Sadeghi Shahdani	164
Effectiveness of the Financial Structure of Listed Companies from New Islamic Financing Instruments	A. Agheli, S. A. Paytakhti Oskooe, N. Mehregan, M. Dizaji	201
Corporate Governance and Aggressive Business Strategy of Companies	M. H. Fatheh, P. Rahamani Darenjani	233
Investigation of the Moderating Role of the Firm's Growth Opportunities and Profitability on the Value Relevance of Risk Sentiment of Annual Reports with a Dynamic Approach	A. Taftiyan, M. Sarayani	261
The Nonlinear Effects of Globalization and Inflation Components on Financial Development in Iran: Markov Switching Approach (with Emphasis on Banking Credits)	M. Jalili, E. Entezar, T. Akhundzadeh Yousefi, M. Sokhanvar	291
Designing the Entrepreneurial Model of Technological Businesses in the Banking Industry with the Approach of Structural-Interpretive Equations	M. Mashhadiabdol, D. Samari, M. Ashrafi, E. Abbasi	314
Assessing the Relationship between Commercial Risk and Volume of Opening of Letter of Credit in Iran International Trade Logistic Smooth Transition Regression Approach	F. Sadeghi Goorabi, S. Ghavidel, M. H. Mousavi	348

Website: http://jm.um.ac.ir

E-mail: Danesh24@um.ac.ir