

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

فصلنامه اقتصادمحاسباتی

شایا ۴۳۳-۰۴۳۱-۲۸۲۱

سال چهارم، شماره ۲، بهار ۱۴۰۴

صاحب امتیاز: دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران غرب

مدیر مسئول: دکتر مریم لشکری زاده

سر دبیر: دکتر نادر مهرگان

مدیر داخلی: دکتر سهیلا کاغذیان

دبیر تخصصی: دکتر یزدان نقدی

ویراستار ادبی: دکتر علی عباس حیدری - دکتر مریم مصلح

هیات تحریریه:

دکتر احمد جعفری صمیمی (استاد اقتصاد دانشگاه مازندران)

دکتر سید عبدالمجید جلائی (استاد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان)

دکتر جعفر حقیقت (استاد اقتصاد دانشگاه تبریز)

دکتر علیرضا عرفانی (استاد اقتصاد دانشگاه سمنان)

دکتر حسن فرازمند (استاد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز)

دکتر سارا امام قلی پور سفید دشتی (استاد اقتصاد سلامت دانشگاه تهران)

دکتر نادر مهرگان (استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا)

دکتر کامبیز هژبر کیانی (استاد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی)

دکتر نازنین پیله وری سلماسی (استاد مدیریت صنعتی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

دکتر حسین عیوض لو (دانشیار اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع))

دکتر علیرضا امینی (دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی)

دکتر عباسعلی ابونوری (دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی)

دکتر طاهر ارمانی (دانشیار مکانیک - تبدیل انرژی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

دکتر مریم مصلح (دانشیار ریاضی کاربردی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

آدرس: تهران، شهرک قدس (شهرک غرب)، میدان صنعت، ابتدای خیابان فرحزادی نرسیده به مجتمع میلاد نور، ابتدای خیابان سیمای ایران، پلاک یک، مجتمع آموزشی پیامبر اعظم (ص)

تلفن: ۰۲۱۸۸۳۸۵۷۷۱

ایمیل نشریه: ecomag.wtiau@gmail.com

داوران این شماره:

دکتر نادر مهرگان (دانشگاه بوعلی سینا) - دکتر سید علی پایتخت اسکوئی (دانشگاه آزاد اسلامی تبریز) - دکتر حمید آسایش (دانشگاه آیت الله بروجردی) - دکتر عباس افرازه (دانشگاه صنعتی امیرکبیر) - دکتر علیرضا امینی (دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز) - دکتر یزدان نقدی (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) - دکتر فرشاد پرویزیان (دانشگاه آزاد اسلامی تهران جنوب) - دکتر خدیجه خدابخشی پاریجان (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) - دکتر سهیلا کاغذیان (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) - دکتر علی عباس حیدری (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) - دکتر سارا مرعشی (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) - دکتر مهدی جعفری (موسسه آموزش عالی طلوع مهر) - دکتر اعظم حاجی آقا جانی (دانشگاه آزاد اسلامی چالوس) - دکتر لعیا دژم (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

این فصلنامه هم اکنون در سایت های، پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) به آدرس (www.sid.ir) ، مگیران (Magiran) به آدرس (www.magiran.com)، سویلیکا (CIVILICA) به آدرس (<https://civilica.com>) و گوگل اسکالر (google Scholar) به آدرس (<https://Scholar.google.com>) نمایه شده است.

فهرست مقالات

۱. اثر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام در ایران
سید حسن شجاعی، مهرزاد ابراهیمی، هاشم زارع
۴
۲. تحلیل اثر متغیرهای ساختاری بر ثبات مالی بانک‌ها: شواهدی از صنعت بانکداری ایران
محمدعلی مشایخی، محمود محمودزاده، میرحسین موسوی، صالح قویدل
۳۴
۳. اثرات سریز نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب در حال توسعه؛ با بکارگیری مدل Panel VAR
مصطفی پور دهقان اردکان، سید علی رضا علوی باجگانی، سید یحیی ابطحی، محمد علی دهقان تفتی
۶۰
۴. تأثیر نااطمینانی اقتصادی و ریسک اعتباری بر وام‌دهی بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)
هادی جان‌زاد پریجایی، غلامعلی حاجی، احمد سرلک
۸۲
۵. تروریسم، فعالیت‌های نظامی و پایداری زیست‌محیطی در کشورهای خاورمیانه: رویکرد کوانتایل ARDL پانلی
ابوالقاسم گل‌خندان
۱۱۰
۶. تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید: نقش کلیدی قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها
یونس امجدیان، سید عباس برهانی
۱۳۸
۷. ارزیابی کارایی سرویس‌های ابری براساس قیمت و ویژگی‌های کیفیت سرویس با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها
افشین باغفلکی
۱۶۲

هوالمستعان

راهنمای نویسندگان فصلنامه اقتصاد محاسباتی

- فرم تعهد نامه اولیه

- فرم تعارض منافع

- ❖ مقالات ترجیحاً با استفاده از نرم افزار Microsoft office Word ۲۰۰۷ و یا بالاتر نوشته شود.
- ❖ نوع و اندازه حروف برای زبان فارسی با قلم «ب لوتوس» و سایز ۱۲ و برای زبان انگلیسی Times New Roman و سایز ۱۱ باشد.
- ❖ عنوان اصلی فارسی: فونت «ب یاقوت» ۱۵
- ❖ سر فصل ها: فونت «ب لوتوس پررنگ» ۱۳

عنوان	• عنوان منعکس کننده محتوای مقاله باشد. • بدون فاصله، اختصار، نقطه، ویرگول، خط تیره، کروشه و پرانتز باشد.
مؤلف (مؤلفین)	• نویسنده مسئول (Corresponding author) با علامت * متمایز شود و در زیرنویس صفحه اول در کنار مشخصات نویسندگان، قید شود. • در زمان ارسال مقاله، از درج نام یا هرگونه اطلاعات (مانند پست الکترونیکی)، نویسندگان در فایل اصل مقاله جدا خودداری شود. اسامی نویسندگان در فایل مقاله فقط در زمان بازنگری و پذیرش درج خواهد شد. • مشخصات کامل نویسنده (گان)، مطابق با فایل مشخصات نویسندگان تنظیم و در زمان ارسال مقاله، در قالب فایلی با عنوان « مشخصات نویسندگان» ارسال شود. (فرم مشخصات نویسندگان) • اسامی نویسندگان بدون استفاده از رتبه یا درجه علمی اشخاص درج گردد. • ترتیب نویسندگان در فایل مشخصات نویسندگان و سامانه یکسان باشد.

- چکیده مبسوط انگلیسی بین ۷۵۰ تا ۱۰۰۰ کلمه باشد و حاوی پنج بخش Discussion, Results, Methods, Objectives، Conclusion باشد، به طوری که بتوان آن را به صورت جداگانه به چاپ رساند. - چکیده مقاله (اعم از فارسی و انگلیسی) در صفحه های مستقل به صورت سازمان یافته دارای ساختار (structure) حداقل ۲۰۰ و حداکثر دارای ۲۵۰ کلمه(با تاکید بر " روش تحقیق" و "نتایج") بدون ذکر منابع نوشته شود. - کلید واژه ها (KeyWords) بین ۵- ۳ واژه اصلی و در چکیده فارسی به زبان فارسی و در چکیده انگلیسی به زبان انگلیسی باشد و با یکدیگر مطابقت داشته باشد. - توجه شود در فایل نهایی چاپ شده در فصلنامه ابتدا، چکیده انگلیسی، سپس چکیده فارسی خلاصه قرار می گیرد. - چکیده مبسوط انگلیسی در فایلی به نام چکیده مبسوط و جداگانه ارسال شود. - کلید واژه ها با استفاده از نقطه ویرگول (؛) / از یکدیگر جدا شوند. - طبقه بندی JEL بعد از کلید واژه ها قرار گیرند. <u>برای دریافت طبقه بندی JEL کلیک کنید.</u>	چکیده
- متن اصلی مقاله مطابق تیترهای زیر تنظیم گردد: ➤ مقدمه: بیان مسئله، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، اهداف، پرسش (ها) و یا فرضیه (ها) ی پژوهش ➤ ادبیات موضوع: شامل نظریات و مطالعات داخلی و خارجی انجام شده ➤ روش تحقیق: معرفی مدل و متغیرهای پژوهش، بررسی روند نموداری متغیرها ➤ یافته ها: نتایج تحلیل های آماری و بررسی فرضیه های پژوهش ➤ نتیجه گیری و پیشنهادات: ارائه یافته های اصلی پژوهش و مقایسه نتایج پژوهش با یافته های پژوهش های مرتبط ➤ تعارض منافع: نویسندگان باید هرگونه تعارض احتمالی منافع مثل دریافت وجه در قبال مقاله، یا بدست آوردن موجودی یا سهم در یک سازمان را که ممکن است از طریق انتشار مقاله به دست بیاید و یا از دست برود به صورت مشخص بیان کند. چنانچه تعارض منافع وجود نداشته باشد جمله زیر باید به انتهای مقاله، قبل از تشکر اضافه شود: «هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.» ➤ تشکر و قدردانی: در این بخش تمام افرادی که به نحوی در انجام مطالعه نقش داشته، ولی جزو نویسندگان مقاله نبوده اند، مورد تقدیر قرار می	متن اصلی مقاله

گیرند. افرادی که در نوشتن مقاله، روش ها و حمایت های کلی نقش داشته اند در این قسمت از آن ها تشکر و قدردانی می شوند. همچنین ذکر نام سازمان(های) حمایت کننده یا تامین کننده مالی پژوهش در این بخش ضروری است. ➤ منابع: منابعی که در متن مقاله از آن ها استفاده شده است، مطابق ضوابط APA (نسخه ۷)، به صورت زیر تنظیم شوند: الف) استنادهای درون متنی، همه به صورت فارسی و ترجیحا در پایان جمله نوشته شود. سال نشر منابع فارسی باید به صورت سال شمسی و سال منابع انگلیسی به صورت سال میلادی نوشته شود. ب) استنادهای انتهای متن، همه به صورت انگلیسی نوشته شود. تاکید می شود، از ترجمه شخصی عناوین منابع فارسی اکیدا خودداری نموده و معادل انگلیسی استناد منابع فارسی را از سایت منبع بردارید. در انتهای استناد منابعی که به زبان فارسی منتشر شده است، از عبارت (In Persian) استفاده نمایید. ج) روش منبع نویسی در این فصلنامه مطابق با الگوی (APA نسخه ۷) می باشد. د) ضروری است که شناسه منحصر به فرد مقالات (DOI و یا Dor) در انتهای مقالات درج گردد. • مقاله ارسالی با احتساب چکیده ها، جداول، نمودارها، تصاویر و فهرست منابع حداکثر از ۲۵ صفحه بیشتر نباشد.	
• برای ممیز از نقطه استفاده نشود و اعداد به فارسی نوشته شود. • جداول و نمودارها، شماره گذاری شود. • جداول، نمودارها و فرمول ها به صورت عکس نباشد. • روابط ریاضی و معادلات در اکوئیشن ۲۰۰۷ به بالا نوشته شود. • فرمول ها و معادلات مقاله به صورت پیاپی در سمت راست به فارسی شماره گذاری شوند.	جداول، نمودارها و فرمول ها
• <u>برای آشنایی با شیوه ی APA کلیک کنید.</u>	منابع به صورت End Note
• در این قسمت از مؤسسه تأمین کننده بودجه، افراد و یا سازمان هایی که به نحوی در انجام مطالعه و یا نگارش مقاله همکاری نموده اند قدردانی می گردد.	تشکر و قدردانی
• فایل اصل مقاله بدون نام در قسمت فایل اصل مقاله • فایل مشخصات کامل نویسندگان به فارسی و انگلیسی در فایل مشخصات نویسندگان	فایل های اجباری برای ارسال

• فایل چکیده مبسوط انگلیسی • فرم تعهد نامه اولیه در قسمت نامه به سردبیر • فرم تعارض منافع • فرم کپی رایت • نتیجه مشابهت یاب توسط سمیم نور	توسط نویسندگان
---	----------------

اندازه و نوع قلم ها

اندازه قلم	نام قلم	موقعیت استفاده
۱۵	ب یاقوت پررنگ	عنوان مقاله
۱۳	Times New Roman Bold	عنوان انگلیسی
۱۳	ب لوتوس پررنگ	عناوین بخش ها و عنوان چکیده
۱۱	ب لوتوس نازک	متن چکیده
۱۲	ب لوتوس پررنگ	عنوان واژگان کلیدی و طبقه بندی JEL
۱۱	ب لوتوس و تایمز	فونت واژگان کلیدی و طبقه بندی JEL
۱۲	ب لوتوس نازک	متن
۱۰	ب لوتوس نازک	متن جداول و شکل ها
۱۰	----	معادلات و فرمول ها
۱۱	ب لوتوس نازک	منابع فارسی
۱۱	Times New Roman	منابع انگلیسی
۱۱	Times New Roman	متن چکیده انگلیسی
۱۱	ب لوتوس پررنگ	اسامی نویسندگان فارسی
10	Times New Roman Bold	اسامی نویسندگان انگلیسی
۸	ب لوتوس نازک	پاورقی ها ی فارسی
۸	Times New Roman	پاورقی های انگلیسی

Investigating the effect of product market advertising and the risk of falling stock prices in the future of Iran

Seyed Hassan Shojaie¹, Mehrzad Ebrahimi², Hashem Zare^{3*}

¹ Ph.D. Student in Economics, Department of Management and Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran, Email: phd.shojaie@gmail.com

² Associate Professor of Economics, Department of Management and Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran, email: mhrzad@yahoo.com

^{3*} Associate Professor of Economics, Department of Management and Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran, Corresponding Author, email: hashem.zare@gmail.com

Article Info

Received: 23/10/2024

Accepted: 26/4/2025

Pages: 1-30

Keywords:

product market
advertising; risk; stock
price fall

JEL Classification:

H54; G32; P42

ABSTRACT

The main objective of this study is to investigate the effect of product marketing advertising on the risk of future stock price collapse in the Iranian stock market. In this study, an attempt has been made to analyze the direct and indirect effects of advertising through mediating variables such as investor attention, information uncertainty, and stock overvaluation on stock price volatility and risk. The statistical population of this study is companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2017-2018. The statistical sample was selected through purposive sampling and included 100 companies from different industries. The research method is descriptive-analytical and multivariate regression models have been used to analyze the data. The main variables studied include advertising intensity, asymmetric volatility index, extreme volatility index, and mediating variables such as investor attention through social networks, online searches, OV1 and OV2 (stock overvaluation). The findings of the study show that advertising intensity is significantly associated with an increase in the risk of stock price collapse. The results showed that advertising, by attracting investor attention and creating unrealistic expectations of company performance, leads to increased volatility in the stock market. Also, the mediating role of investor attention and overvaluation of stocks was confirmed; such that these variables significantly strengthen the effect of advertising on the risk of stock price collapse. The statistical results obtained showed that the coefficients of advertising intensity in all models were positive and significant, indicating that the greater the intensity of companies' advertising, the greater the probability of stock price collapse. This study showed that advertising can act as a major factor in increasing the risk of stock price collapse in emerging markets such as Iran. Attention to the role of advertising in increasing mispricings and creating price bubbles warns corporate executives and financial policymakers not to use advertising as a tool to manage unrealistic expectations and instead focus on information transparency and risk management.

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>



Extended Abstract

Abstract

The main purpose of this research is to investigate the effect of product market advertising on the risk of falling stock prices in the Iranian stock market. Considering the increasing importance of advertising in attracting customers and investors, companies use advertising as a tool to increase revenue and improve their position in the market. However, advertising can also have indirect and negative effects on the stock market. One of the most important of these effects is increasing the risk of falling stock prices. Advertisements may lead to unrealistic expectations of the performance of companies, which in turn can lead to sharp fluctuations in stock prices and ultimately their collapse.

Purpose

Therefore, the purpose of this research is to examine this relationship in detail, and in particular, it seeks to determine how product market advertising affects stock price downside risk. The statistical population of this research is the companies accepted in the Tehran Stock Exchange. This research was conducted in a period of five years (1395 to 1400) and includes 100 companies from different industries that were selected based on access to financial and advertising data. The statistical sample has been selected by the purposeful sampling method so that the companies that have a significant advertising activity and at the same time detailed financial information about them are available to be investigated in this research.

Methodology

The research method of this study is descriptive-analytical and multivariate regression models were used to analyze the data. First, data related to product market advertising was collected through annual reports of companies and reliable databases. Then, the variables related to the risk of falling stock prices, including NCSKEW and DUVOL, were selected as dependent variables. In the following, variables such as AD_INTENSITY (advertisement intensity) as independent variables and control variables such as company size, book value to market ratio (BM), financial leverage (LEV), return on assets (ROA) and stock turnover rate (TURNOVER) in the models Regression entered. Statistical analyzes were performed using EViews software, which is one of the most reliable software in the field of financial and economic analysis and provides the possibility of implementing complex regression models and panel data analysis. The findings of the research show that the intensity of product market advertising has a significant and positive effect on the risk of falling stock prices.

Finding

The regression results showed that AD_INTENSITY as the main independent variable with positive and significant coefficients affects NCSKEW and DUVOL indices. These coefficients indicate that the more intense the company's advertisements are, the more likely their stock prices will fall. One of the main

reasons for this phenomenon can be that advertising leads to an increase in investors' attention to the company and, as a result, creates higher expectations of the future performance of companies. However, if companies fail to meet these expectations, extreme volatility and eventual stock price collapse will occur. Another important finding of this research is related to the mediating effect of investors' attention and stock overvaluation. In this study, the variables POST (investors' attention through social networks) and SEARCH (online searches) were investigated as proxies of investors' attention. The results showed that both POST and SEARCH variables have a significant effect on the relationship between advertising and the risk of falling stock prices. These findings show that advertising by attracting more attention of investors leads to increase in volatility and increase in the risk of falling stock prices. Also, variables OV1 and OV2, which indicate overvaluation of stocks, showed that advertising can play an important role in increasing the risk of price collapse by creating unrealistic expectations of stock prices. On the other hand, the results show that control variables such as company size (LNTAt), book value to market ratio (BMt), financial leverage (LEVt) and return on assets (ROAt) also affect the risk of stock price fall. For example, BMt found that companies with lower book-to-market ratios are more at risk of falling stock prices. Also, LNTAt found that larger companies are generally less exposed to extreme price volatility and bankruptcy risk.

Conclusion

Finally, this research shows that advertising acts as a key factor in increasing the risk of falling stock prices. Advertisements can lead to unrealistic expectations of the future performance of companies and increase volatility in the market. Especially in markets like Iran where information is less transparent and there is a high level of information uncertainty, advertising can play a more important role in increasing financial risks. These results highlight the importance of carefully managing advertising and setting investors' expectations. The final conclusion of this research is that product market advertising can have significant effects on stock market volatility and stock price crash risk. These findings advise company managers and financial policymakers to carefully consider the effects of advertising on the market and not to use advertising as a tool to manage investors' unrealistic expectations.

اثر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام در ایران

سید حسن شجاعی^۱، مهرزاد ابراهیمی^۲، هاشم زارع^۳

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه مدیریت و اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: phd.shojaie@gmail.com
۲. دانشیار اقتصاد، گروه مدیریت و اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران، پست الکترونیکی: mhrzad@yahoo.com
۳. دانشیار اقتصاد، گروه مدیریت و اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: hashem.zare@gmail.com

اطلاعات مقاله

چکیده

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۳۰-۱

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۰۸/۰۲
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۲/۰۶

واژگان کلیدی:

تبلیغات بازار محصول؛ ریسک؛ سقوط قیمت سهام

طبقه‌بندی JEL:

H54; G32; P42

هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام در بازار سهام ایران است. در این تحقیق، تلاش شده است که اثر مستقیم و غیرمستقیم تبلیغات از طریق متغیرهای میانجی مانند توجه سرمایه‌گذاران، عدم قطعیت اطلاعات و ارزش‌گذاری بیش از حد سهام بر نوسانات و ریسک سقوط قیمت سهام تحلیل شود. جامعه آماری این تحقیق شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ است. نمونه آماری به روش نمونه‌گیری هدفمند انتخاب شده است و شامل ۱۰۰ شرکت از صنایع مختلف می‌باشد. روش تحقیق توصیفی-تحلیلی بوده و برای تحلیل داده‌ها از مدل‌های رگرسیونی چندمتغیره استفاده شده است. متغیرهای اصلی مورد بررسی شامل شدت تبلیغات، شاخص نوسانات نامتقارن، شاخص نوسانات شدید و متغیرهای میانجی مانند توجه سرمایه‌گذاران از طریق شبکه‌های اجتماعی، جستجوهای آنلاین، OV1 و OV2 (ارزش‌گذاری بیش از حد سهام) می‌باشد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که شدت تبلیغات، به‌طور معناداری، با افزایش ریسک سقوط قیمت سهام ارتباط دارد. نتایج نشان داد که تبلیغات، از طریق جلب توجه سرمایه‌گذاران و ایجاد انتظارات غیرواقع‌بینانه از عملکرد شرکت‌ها، منجر به افزایش نوسانات قیمتی در بازار سهام می‌شود. همچنین، نقش میانجی‌گری توجه سرمایه‌گذاران و ارزش‌گذاری بیش از حد سهام تأیید شد؛ به‌طوری که این متغیرها به‌طور قابل‌توجهی تأثیر تبلیغات بر ریسک سقوط قیمت سهام را تقویت می‌کنند. نتایج آماری به‌دست‌آمده نشان داد که ضرایب شدت تبلیغات در تمامی مدل‌ها مثبت و معنادار بوده و بیانگر این است که هرچه شدت تبلیغات شرکت‌ها بیشتر باشد، احتمال سقوط قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد. این پژوهش نشان داد که تبلیغات می‌تواند به‌عنوان یک عامل اصلی در افزایش ریسک سقوط قیمت سهام در بازارهای نوظهور مانند ایران عمل کند. توجه به نقش تبلیغات در افزایش ارزش‌گذاری‌های نادرست و ایجاد حباب‌های قیمتی، به مدیران شرکت‌ها و سیاست‌گذاران مالی هشدار می‌دهد که از تبلیغات، به‌عنوان ابزاری برای مدیریت انتظارات غیرواقعی، استفاده نکنند و به جای آن بر شفافیت اطلاعات و مدیریت ریسک تمرکز کنند.

۱. مقدمه

در دنیای امروز، تبلیغات نقش مهمی در بازاریابی، آگاهی‌بخشی به مشتریان، جلب توجه و بهبود ارتباط میان شرکت‌ها و مشتریان دارد و حتی بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی تأثیرگذار است (ژانگ و همکاران^۱ ۲۰۲۱؛ ملتزر^۲ ۲۰۱۸). شرکت‌ها از تبلیغات برای ایجاد تصویر مثبت و افزایش ارزش سهام استفاده می‌کنند، اما بررسی تأثیرات آن بر نوسانات و ریسک سقوط قیمت سهام به‌ویژه در بازارهای مالی، با پیچیدگی‌هایی همراه است (ون و همکاران^۳ ۲۰۱۹). نبود اطلاعات شفاف و کافی، تفاوت‌های ساختاری بازارها و سطح بالای عدم تقارن اطلاعاتی، از جمله موانع تحلیل این اثرات در بازارهای نوظهور هستند (مدسن و نیسان^۴ ۲۰۱۹؛ استوارت و همکاران^۵ ۲۰۱۵؛ چن و همکاران^۶ ۲۰۲۰). همچنین، تحلیل دقیق نقش میانجی متغیرهایی همچون توجه سرمایه‌گذاران، ارزش‌گذاری بیش از حد و عدم قطعیت اطلاعاتی در رابطه تبلیغات با ریسک سقوط سهام هنوز به‌طور کامل انجام نشده است (نیککار، ۱۳۹۷؛ اسریدار و همکاران^۷ ۲۰۱۴). نوع تبلیغات، شرایط اقتصادی و ساختار بازار بر شدت تأثیر تبلیغات بر ریسک سقوط قیمت سهام مؤثرند (فوک و همکاران^۸ ۲۰۲۰). در برخی موارد، شرکت‌ها از تبلیغات برای مدیریت ریسک احتمالی استفاده می‌کنند، که رابطه‌ای معکوس و پیچیده با ریسک سقوط سهام ایجاد می‌کند و نیازمند تحلیل‌های آماری پیچیده‌تری است (لی و لوئو^۹ ۲۰۲۲؛ لی و جو^{۱۰} ۲۰۲۱). رسانه‌های مختلف مانند تلویزیون، رادیو، شبکه‌های اجتماعی و اینترنت، هر یک تأثیر متفاوتی بر رفتار سرمایه‌گذاران دارند. نظریه‌هایی مانند «رسانه خود پیام است» مک‌لوهان (۱۹۶۴) و دستورکارسازی مک‌کامبز و شاو (۱۹۷۲) نشان می‌دهند که نوع رسانه می‌تواند نگرش و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران را تغییر دهد. رسانه‌های دیجیتال، به‌ویژه شبکه‌های اجتماعی، به دلیل سرعت و وسعت انتشار، ممکن است تأثیرات شدیدتر و آنی‌تری بر بازار سهام بگذارند (شو و همکاران^{۱۱} ۲۰۱۴؛ چمانور و یان^{۱۲} ۲۰۱۹). بنابراین، این تحقیق در پی تحلیل دقیق اثرات مستقیم و غیرمستقیم تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام در ایران است و برای این منظور از داده‌های مالی گسترده و مدل‌های آماری پیشرفته، همراه با بررسی متغیرهای میانجی کلیدی استفاده شده است.

¹ Zhang et al., 2021

² Meltzer, 2018

³ Wen et al., 2019

⁴ Madsen, & Nisan, 2019

⁵ Stuart et al., 2015

⁶ Chen et al., 2020

⁷ Sridhar et al., 2014

⁸ Focke et al., 2020

⁹ Li, & Luo, 2022

¹⁰ Li, & Guo, 2021

¹¹ Xu et al., 2014

¹² Chemmanur, & Yan, 2019

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. ریسک

در علم اقتصاد و مدیریت، ریسک به دو دسته کلی تقسیم می‌شود: ریسک‌های مالی و ریسک‌های غیرمالی. ریسک مالی به تغییرات در قیمت‌ها، نرخ‌های بهره، نرخ ارز و عوامل مشابه مربوط است که می‌تواند بر سودآوری و عملکرد مالی یک سازمان یا کشور تأثیر بگذارد. از سوی دیگر، ریسک‌های غیرمالی شامل عواملی مانند ریسک‌های عملیاتی، ریسک‌های سیاسی، ریسک‌های قانونی، ریسک‌های تکنولوژیک و ریسک‌های زیست‌محیطی هستند که هر یک می‌تواند تأثیرات عمیقی بر موفقیت اقتصادی و تجاری داشته باشد (سیلمن و همکاران^۱ ۲۰۲۲). در واقع ریسک به طور طبیعی با عدم اطمینان و پیچیدگی‌های محیط کسب و کار، بازارها، و تصمیم‌گیری‌های مالی و اقتصادی همراه است. یکی از ویژگی‌های مهم ریسک این است که برخلاف نااطمینانی، قابل اندازه‌گیری و مدیریت است (اولیور و همکاران^۲ ۲۰۱۸). ریسک قابل کنترل‌تر از نااطمینانی است و از طریق ابزارهای مختلفی مانند بیمه، پوشش ریسک^۳، قراردادهای مالی مشتقه و برنامه‌ریزی دقیق می‌توان میزان آن را کاهش داد یا مدیریت کرد (ماچاک و همکاران^۴ ۲۰۱۸). یکی از چالش‌های مهم دیگر در مدیریت ریسک، شناسایی دقیق منابع و عوامل ایجادکننده ریسک است. این عوامل می‌توانند در سطوح مختلفی وجود داشته باشند (زین^۵ ۲۰۰۹).

۲-۲. ریسک سقوط قیمت سهام

ریسک سقوط قیمت سهام یکی از مهم‌ترین ریسک‌ها در بازارهای مالی است که به کاهش ناگهانی و شدید ارزش سهام شرکت‌ها اشاره دارد و می‌تواند منجر به ضررهای جدی برای سهامداران شود (کیم و همکاران^۶ ۲۰۲۴). این ریسک تحت تأثیر عوامل مختلفی مانند شرایط نامطلوب اقتصادی، مالی یا روانی ایجاد می‌شود. یکی از عوامل اصلی، تغییرات در شرایط اقتصادی کلان مانند رکود، افزایش بیکاری و کاهش تولید است که موجب کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران و در نتیجه فروش گسترده سهام و افت شدید قیمت آن می‌شود (آتناسو و همکاران^۷ ۲۰۱۶). عامل دیگر، تغییرات در نرخ‌های بهره است. زمانی که بانک‌های مرکزی نرخ‌های بهره را افزایش می‌دهند، هزینه استقراض برای شرکت‌ها افزایش می‌یابد و

¹ Sillmann et al., 2022

² Olivier et al., 2018

³ Hedging

⁴ Machac et al., 2018

⁵ Zinn, 2009

⁶ Kim et al., 2024

⁷ Atanassov et al., 2016

این امر می‌تواند سودآوری شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد (ویسمن و همکاران^۱ ۲۰۱۵). به ویژه در صنایعی که وابسته به تامین مالی از طریق وام‌ها و اعتبارها هستند، افزایش نرخ بهره می‌تواند باعث کاهش توان شرکت در سرمایه‌گذاری و رشد شود و این مساله به نوبه خود بر قیمت سهام تأثیر منفی خواهد گذاشت. از سوی دیگر، افزایش نرخ بهره ممکن است باعث جذب سرمایه‌ها به سمت اوراق قرضه و سایر ابزارهای مالی با بازده کم‌ریسک‌تر شود که این امر نیز می‌تواند باعث کاهش تقاضا برای سهام و در نتیجه سقوط قیمت آن‌ها شود (مانلا و موریلا^۲ ۲۰۱۷). ریسک سقوط قیمت سهام همچنین می‌تواند ناشی از شرایط سیاسی و تحولات بین‌المللی باشد (لوئو و ژانگ^۳ ۲۰۲۰). علاوه بر عوامل اقتصادی و سیاسی، مسائل داخلی شرکت‌ها نیز می‌توانند باعث ریسک سقوط قیمت سهام شوند (کیم و همکاران ۲۰۲۰).

۳-۲. تبلیغات

تبلیغات به عنوان یکی از ابزارهای کلیدی در حوزه بازاریابی و ارتباطات تجاری، نقشی بی‌بدیل در جلب توجه مصرف‌کنندگان و ترویج محصولات و خدمات مختلف ایفا می‌کند. تبلیغات فرآیندی است که طی آن شرکت‌ها، سازمان‌ها، و حتی افراد، اطلاعات و پیام‌های خاصی را درباره کالاها، خدمات یا ایده‌های خود به صورت برنامه‌ریزی شده و هدفمند به مخاطبان خود منتقل می‌کنند (ویگلیا و همکاران^۴ ۲۰۲۳). هدف اصلی تبلیغات، تأثیرگذاری بر تصمیمات خرید مشتریان، افزایش آگاهی و ایجاد نگرش‌های مثبت نسبت به برند یا محصول خاص است. تبلیغات می‌تواند به شکل‌های مختلفی از جمله تلویزیونی، رادیویی، چاپی، دیجیتال و حتی تبلیغات بیرونی (مانند بیلборدها) انجام شود و هر یک از این روش‌ها دارای مزایا و معایب خاص خود است. این فرآیند نه تنها در بازارهای مصرفی، بلکه در بازارهای صنعتی و سازمانی نیز کاربرد دارد (اسینده^۵ ۲۰۱۹) (کیپنیز و همکاران^۶ ۲۰۲۱). لازم به ذکر است که در عصر دیجیتال، تبلیغات نیز با تغییرات چشمگیری مواجه شده است. ظهور اینترنت و شبکه‌های اجتماعی به عنوان پلتفرم‌های جدید تبلیغاتی، به شرکت‌ها امکان داد تا به صورت مستقیم‌تر و موثرتر با مخاطبان خود ارتباط برقرار کنند (لیو و همکاران^۷ ۲۰۲۳). تبلیغات دیجیتال، با استفاده از داده‌های کاربران و الگوریتم‌های پیشرفته، شرکت‌ها می‌توانند پیام‌های تبلیغاتی خود را به صورت شخصی‌سازی شده به

¹ Waisman et al., 2015

² Manela, & Moreira, 2017

³ Luo, & Zhang, 2020

⁴ Viglia et al., 2023

⁵ Eisend, 2019

⁶ Kipnis et al., 2021

⁷ Liu et al., 2023

گروه‌های خاصی از مشتریان ارائه دهند که این امر باعث افزایش اثربخشی تبلیغات و کاهش هدررفت منابع می‌شود (تونچای زایر و همکاران^۱ ۲۰۲۳).

۲-۴. تبلیغات بازار محصول

تبلیغات بازار محصول یکی از ابزارهای کلیدی بازاریابی است که با هدف افزایش آگاهی، ایجاد تمایل به خرید و در نهایت افزایش فروش، از طریق کانال‌های مختلف مانند تلویزیون، رادیو، رسانه‌های اجتماعی و تبلیغات دیجیتال، مشتریان را با ویژگی‌ها و مزایای محصولات آشنا کرده و آن‌ها را به خرید ترغیب می‌کند (ژانگ و همکاران ۲۰۲۱). تبلیغات بازار محصول همچنین نقش مهمی در معرفی محصولات جدید به بازار دارد. زمانی که یک محصول جدید وارد بازار می‌شود، مشتریان معمولاً با آن آشنایی ندارند و نیاز به اطلاعات و دلایل قانع‌کننده برای خرید دارند. یکی دیگر از جنبه‌های مهم این نوع تبلیغات، تقویت موقعیت یک محصول در برابر رقبا است. در بازاری که محصولات مشابه بسیاری وجود دارند، تبلیغات می‌تواند به برجسته کردن مزایا و ویژگی‌های منحصربه‌فرد یک محصول کمک کند و آن را در ذهن مشتریان به‌عنوان گزینه‌ای بهتر معرفی کند (مدسن و نیسان، ۲۰۱۹). در انتها می‌بایست ذکر کرد که تبلیغات بازار محصول به‌عنوان یکی از ابزارهای اصلی بازاریابی، با ارائه اطلاعات دقیق و جذاب، ایجاد تمایز، افزایش آگاهی و انگیزه خرید، و تقویت وفاداری مشتری، نقشی کلیدی در موفقیت شرکت‌ها و دستیابی به اهداف فروش و بازاریابی دارد. با این حال، اجرای موفق تبلیغات بازار محصول نیازمند برنامه‌ریزی دقیق، تحلیل بازار و مشتریان و استفاده از فناوری‌های نوین برای هدف‌گیری بهتر و شخصی‌سازی پیام‌ها است.

۳. روش تحقیق

این پژوهش با هدف بررسی تأثیر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام، از داده‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۲ استفاده کرده است. روش تحقیق توصیفی - تحلیلی و از نوع مطالعات پس رویدادی^۲ است که در آن، از مدل‌های اقتصادسنجی برای تحلیل روابط بین متغیرها استفاده شده است. در گام نخست، به‌منظور بررسی رابطه بین تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام، مدل حداقل مربعات معمولی تخمین زده شد. اما با توجه به ماهیت تابلویی داده‌ها و پیچیدگی رابطه بین متغیرها، برای افزایش دقت تحلیل، از مدل‌های داده‌های تابلویی نیز استفاده گردید. به همین منظور، ابتدا آزمون چاو برای تعیین استفاده از روش داده‌های تابلویی

^۱ TuncayZayer et al., 2023

^۲ Ex-Post Facto

در برابر مدل حداقل مربعات معمولی اجرا شد. نتایج این آزمون نشان داد که روش داده‌های تابلویی نسبت به حداقل مربعات معمولی مناسب‌تر است. سپس، با اجرای آزمون هاسمن مشخص گردید که مدل اثرات ثابت نسبت به مدل اثرات تصادفی برای تحلیل داده‌ها مناسب‌تر است. همچنین، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، آزمون هم‌جمعی پانلی انجام شد. نتایج این آزمون تأیید کرد که بین تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام یک رابطه پایدار در بلندمدت وجود دارد. علاوه بر این، برای کنترل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی، اثرات ثابت سال و صنعت در مدل لحاظ گردید.

متغیر وابسته این پژوهش ریسک سقوط قیمت سهام CRASH_RISK است که با استفاده از دو شاخص چولگی منفی بازار سهام NCSKEW و واگرایی نزولی بازده سهام DUVOL اندازه‌گیری شده است. متغیر مستقل شدت تبلیغات بازار محصول AD_INTENSITY بوده و متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت LNTA، نسبت ارزش دفتری به بازار BM، اهرم مالی LEV، نرخ رشد فروش SG و سایر عوامل مؤثر بر ریسک سقوط قیمت سهام در نظر گرفته شده‌اند. در نهایت، مقایسه نتایج مدل حداقل مربعات معمولی و مدل داده‌های تابلویی نشان داد که شدت تبلیغات تأثیر معناداری بر افزایش ریسک سقوط قیمت سهام دارد. علاوه بر این، این تأثیر در شرکت‌هایی که دارای سطح بالاتری از عدم تقارن اطلاعاتی هستند، قوی‌تر است.

۳-۱. مدل و فرضیه‌ها

فرضیه اصلی این تحقیق بر این مبنا است که تبلیغات گسترده می‌تواند باعث افزایش توجه سرمایه‌گذاران و افزایش ارزش سهام شرکت‌ها شود، اما در عین حال می‌تواند باعث انباشت اطلاعات منفی شود که به صورت ناگهانی منتشر شده و ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش دهد. بر این اساس، فرضیه‌های زیر برای آزمون در نظر گرفته شد:

- فرضیه ۱: افزایش شدت تبلیغات بازار محصول باعث افزایش ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌های ایرانی در دوره‌های بعد می‌شود.
- فرضیه ۲: با فرض ثابت بودن سایر پارامترها، رابطه بین شدت تبلیغات و ریسک سقوط برای شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی ضعیف‌تر آشکارتر است.
- فرضیه ۳: با فرض ثابت بودن سایر پارامترها، تبلیغات فشرده ممکن است خطر سقوط را از طریق جلب توجه، تقویت احساسات مثبت و ارزش گذاری بیش از حد افزایش دهد.

۳-۲. متغیرهای مورد استفاده

در این تحقیق، متغیر مستقل شدت تبلیغات بازار محصول و متغیر وابسته ریسک سقوط قیمت سهام تعریف شده است. برای سنجش ریسک سقوط قیمت سهام از معیارهایی همچون نوسانات منفی قیمت

سهام و واگرایی نزولی قیمت سهام استفاده شده است. همچنین از متغیرهای کنترلی مانند اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرم مالی و نرخ رشد فروش استفاده شد.

۳-۳. نمونه و فیلتر شرکت‌ها

• اندازه‌گیری تبلیغات بازار محصول^۱

برای محاسبه شدت تبلیغات از فرمول (۱) استفاده شد:

$$\ln\left(\frac{SALES_{i,t}}{SALES_INDUSTRY_{i,t}}\right) - \ln\left(\frac{AD_{i,t}}{AD_INDUSTRY_{i,t}}\right) = AD_INTENSITY_{i,t} \quad (1)$$

• اندازه‌گیری ریسک سقوط قیمت سهام^۲

برای اندازه‌گیری ریسک سقوط قیمت سهام در این مطالعه، از دو شاخص شناخته‌شده استفاده شده است: چولگی منفی بازده سهام و واگرایی نزولی بازده سهام. این شاخص‌ها بر اساس بازده هفتگی سهام شرکت‌های مورد مطالعه طی دوره زمانی ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۳ محاسبه شده‌اند.

– محاسبه چولگی منفی بازده سهام

ابتدا با استفاده از مدل بازار، بازده‌های خاص شرکت‌ها محاسبه می‌شود. سپس با استفاده از بازده‌های باقیمانده، بازده‌های غیرسیستماتیک هفتگی مطابق رابطه (۲)، محاسبه می‌شوند:

$$\ln(1 + \varepsilon_{i,k}) = w_{i,k} \quad (2)$$

در نهایت، برای محاسبه چولگی منفی بازده سهام از رابطه (۳)، استفاده می‌شود:

$$\sum \frac{(3/2)n(n-1)}{(n-2)(n-1)} w_{i,k}^3 = NCSKEW_{i,t} \quad (3)$$

که n تعداد مشاهدات بازده هفتگی غیرسیستماتیک برای شرکت i در سال t است. چولگی منفی بازده نشان‌دهنده مستعد بودن سهام شرکت برای سقوط ناگهانی است. افزایش در مقدار نشان‌دهنده افزایش احتمال سقوط قیمت سهام است.

– محاسبه واگرایی نزولی بازده سهام

به منظور محاسبه شاخص واگرایی نزولی بازده سهام، بازده‌های غیرسیستماتیک به دو گروه تقسیم

¹ Measuring product market advertising

² Measuring stock price crash risk

می‌شوند: هفته‌های با بازده بالاتر از میانگین و هفته‌های با بازده کمتر از میانگین. سپس، واگرایی نزولی از طریق رابطه (۴)، محاسبه می‌شود:

$$DUVOL_{i,t} = \ln \left(\frac{1}{n_d-1} \sum w \right)_{w_{i,k} > mean} \left| 2_{i,k} - \ln \left(\frac{1}{n_u-1} \sum w \right)_{w_{i,k} < mean} \right| 2_{i,k} \quad (۴)$$

۳-۴. توزیع نمونه

در نهایت، پس از اعمال فیلترها، نمونه نهایی، شامل ۱۲۴۸۹ مشاهده سال - شرکت برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۲ بود.

۳-۵. صنایع مورد بررسی

نمونه شرکت‌ها از صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران شامل صنایع تولیدی، خدماتی، کشاورزی، و معدن است.

۳-۶. متغیرهای کنترلی

در این مطالعه، به منظور بررسی دقیق‌تر تأثیر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام، از مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی استفاده شده است که به طور گسترده در ادبیات مالی به کار رفته‌اند. این متغیرها شامل ویژگی‌های شرکت و معیارهای مالی مختلفی هستند که می‌توانند بر ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر بگذارند. در این پژوهش، لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها به عنوان شاخصی برای اندازه شرکت‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. دلیل اصلی این انتخاب، کاهش چولگی توزیع داده‌ها و بهبود نرمال‌سازی آن‌هاست، زیرا دارایی‌های شرکت‌ها دامنه گسترده‌ای دارند و در صورت استفاده از مقادیر خام، ممکن است تحلیل‌ها تحت تأثیر قرار گیرند. علاوه بر این، لگاریتم‌گیری امکان مقایسه‌پذیری بهتر بین شرکت‌های کوچک و بزرگ را فراهم می‌کند، زیرا تغییرات در این متغیر به صورت نسبتی تفسیر می‌شود و باعث ساده‌تر شدن تحلیل‌ها می‌گردد. همچنین، استفاده از لگاریتم دارایی‌ها می‌تواند همخطی بین متغیرهای مالی مانند ارزش دفتری به بازار و اهرم مالی را کاهش داده و دقت مدل را افزایش دهد. این روش در مطالعات متعدد حوزه مالی و اقتصادی نیز به کار گرفته شده و انتخاب آن با مبانی نظری پژوهش‌های پیشین همخوانی دارد.

۳-۷. مدل رگرسیون پایه

ابتدا، مدل رگرسیون پایه برای بررسی رابطه بین شدت تبلیغات بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام به شرح رابطه (۵)، برآورد شد:

$$CRASH_RISK_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 AD_INTENSITY_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + Industry\ FE + Year\ EF + \varepsilon_{i,t} \quad (۵)$$

که در آن:

$CRASH_RISK_{i,t+1}$ نشان‌دهنده ریسک سقوط قیمت سهام برای شرکت i در سال $t+1$ است و با استفاده از معیارهای NCSKEW و DUVOL محاسبه شده است. $\beta_1 AD_INTENSITY_{i,t}$ شدت تبلیغات شرکت i در سال t است. $\beta_2 X_{i,t}$ برداری از متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرم مالی، نرخ رشد فروش، بازده سهام و سایر متغیرها است. Industry FE و Year FE اثرات ثابت صنعت و سال را نشان می‌دهد.

۴. یافته‌ها

برای ارائه تحلیل همبستگی، ابتدا متغیرهای مورد استفاده برای همبستگی مانند NCSKEW، DUVOL، AD_INTENSITY و سایر متغیرهای کنترلی مانند LNTA، BM، LEV، ROA و غیره را تعریف می‌کنیم. در این تحلیل، از ضرایب همبستگی پیرسون برای محاسبه رابطه بین متغیرهای وابسته (ریسک سقوط قیمت سهام) و متغیرهای مستقل (شدت تبلیغات، اندازه شرکت، اهرم مالی و ...) استفاده می‌شود. این ضرایب بین ۱- تا ۱ متغیر هستند؛ مقادیر نزدیک به ۱ نشان‌دهنده همبستگی قوی مثبت و مقادیر نزدیک به ۱- نشان‌دهنده همبستگی قوی منفی هستند.

جدول (۱): تحلیل همبستگی

متغیرها	NCSKEW	DUVOL	AD_INTENSITY	LNTA	BM	LEV	ROA	SG	RET	DTURN
NCSKEW	۱									
DUVOL	۸۹۳/۰	۱								
AD_INTENSITY	۰۴۰/۰	۰۳۷/۰	۱							
LNTA	۰۷۲/۰۰	۱۱۵/۰۰	۰۰۳/۰	۱						
BM	۱۶۲/۰۰	۱۵۸/۰۰	۰۲۷/۰۰	۵۱۳/۰	۱					
LEV	۰۹۰/۰۰	۱۰۸/۰۰	۰۳۱/۰۰	۵۵۰/۰	۲۳۲/۰	۱				
ROA	۰۸۳/۰	۰۷۰/۰	۰۵۸/۰	۰۳۲/۰	۲۰۵/۰۰	۳۱۱/۰۰	۱			
SG	۰۳۰/۰	۰۲۲/۰	۰۳۶/۰۰	۰۶۰/۰	۰۹۲/۰۰	۰۵۰/۰	۳۴۸/۰	۱		
RET	۰۶۸/۰	۰۴۵/۰	۰۰۶/۰	۰۳۱/۰۰	۳۳۰/۰۰	۰۱۱/۰۰	۱۴۱/۰	۰۹۲/۰	۱	
DTURN	۰۶۵/۰۰	۰۸۲/۰۰	۰۱۰/۰۰	۱۷۰/۰	۰۵۴/۰	۱۳۶/۰	۱۱۰/۰۰	۰۴۹/۰۰	۳۴۵/۰	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر همبستگی در این ماتریس نشان‌دهنده رابطه بین متغیرها است. به عنوان مثال، همبستگی بین NCSKEW و DUVOL برابر ۰/۸۹۳ است که نشان‌دهنده رابطه بسیار قوی بین این دو متغیر است. همبستگی بین AD_INTENSITY و NCSKEW برابر ۰/۰۴۰ است که نشان‌دهنده رابطه بسیار ضعیف بین شدت تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام است. سایر متغیرهای کنترلی نیز روابط متفاوتی با یکدیگر دارند که در تحلیل‌های رگرسیونی تأثیرات خاص آن‌ها بیشتر مورد بررسی قرار می‌گیرد. با

توجه به فرمول‌هایی که پیش‌تر ارائه کردم، این جدول به‌صورت زیر خواهد بود. از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شده و متغیر وابسته همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد، NCSKEW و DUVOL است که به ترتیب نمایانگر معیارهای ریسک سقوط قیمت سهام هستند.

جدول (۲): تبلیغات بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام

متغیرها	NCSKEW _{t+1} (۱)	NCSKEW _{t+1} (۲)	DUVOL _{t+1} (۳)	DUVOL _{t+1} (۴)
AD_INTENSITY	۰/۰۲۱***	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۱***
	(۴/۷۱)	(۳/۷۲)	(۵/۰۰)	(۳/۹۰)
NCSKEW ttt	۰/۰۸۷***	۰/۰۹۶***		
	(۸/۵۴)	(۹/۳۹)		
DUVOL ttt			۰/۰۸۷***	۰/۰۹۸***
			(۹/۱۵)	(۱۰/۱۳)
LNTA		۰/۰۴۴***		۰/۰۱۸***
		(۴/۳۳)		(۲/۷۹)
BM		-۰/۳۶۹***		-۰/۲۳۳***
		(-۸/۲۸)		(-۸/۵۶)
LEV		-۰/۳۷۱***		-۰/۱۹۸***
		(-۵/۱۳)		(-۵/۹۹)
RET		۰/۲۰۸***		۰/۱۳۷***
		(۹/۱۷)		(۹/۴۴)
DTURN		-۰/۰۵۲***		-۰/۰۳۴***
		(-۲/۸۹)		(-۲/۹۷)
SIGMA		۰/۵۵۵		۰/۱۷۱
		(۰/۹۷)		(۰/۴۸)
Constant	-۰/۱۷۳***	-۰/۹۸۵***	-۰/۱۳۴***	-۰/۴۱۷***
	(-۲/۸۹)	(-۴/۵۱)	(-۳/۲۰)	(-۲/۹۴)
Year FE	بله	بله	بله	بله
Industry FE	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
R ² تعدیل شده	۰/۰۴۷	۰/۰۶۹	۰/۰۵۵	۰/۰۷۸

منبع: یافته‌های تحقیق

- AD_INTENSITY: متغیر مستقل اصلی است که نمایانگر شدت تبلیغات شرکت‌ها است.
- نتایج نشان می‌دهند که افزایش یک واحد انحراف استاندارد در AD_INTENSITY منجر به افزایش ۸/۴۰ درصدی در NCSKEW و ۷/۴۳ درصد در DUVOL می‌شود.

- متغیرهای کنترلی شامل LNTA (اندازه شرکت)، BM (نسبت ارزش دفتری به بازار)، LEV (اهرم مالی) و RET (بازده سهام) هستند که تأثیرات معناداری روی ریسک سقوط قیمت سهام دارند.

نتایج نشان می‌دهد که AD_INTENSITY با ضرایب مثبت ۰/۰۲۱ برای NCSKEW و ۰/۰۱۴ برای DUVOL در سطح معناداری ۱ درصد تأثیر مثبتی بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که هر چقدر شدت تبلیغات یک شرکت بیشتر باشد، ریسک سقوط قیمت سهام آن نیز افزایش می‌یابد. این نتایج همچنین با ضریب تعیین برابر با ۰/۰۶۹ و ۰/۰۷۸ برای NCSKEW و DUVOL تأیید شده‌اند که نشان‌دهنده توانایی مدل در تبیین بخشی از واریانس این متغیرهای وابسته است.

جدول (۳): بررسی استحکام نتایج با کنترل متغیرهای بیشتر برای ریسک سقوط قیمت سهام

Panel A: نتایج رگرسیون با $NCSKEW_{t+1}$ به عنوان متغیر وابسته					
متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
AD_INTENSITY	۰/۰۲۱***	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۳***
Baseline Controls	بله	بله	بله	بله	بله
ABACCt		۰/۰۱۱***	۰/۰۱۰***	۰/۰۱۰***	۰/۰۰۹***
C-scoret			۰/۰۰۸**	۰/۰۰۷**	۰/۰۰۶**
InternalControIt				۰/۰۰۵*	۰/۰۰۵*
ExcessPerkt					۰/۰۰۳*
LnBoardt	۰/۰۳۴**	۰/۰۳۲**	۰/۰۳۰**	۰/۰۲۸**	۰/۰۲۷**
Indept	-۰/۰۲۷***	-۰/۰۲۵***	-۰/۰۲۴***	-۰/۰۲۳***	-۰/۰۲۱***
Dualt	۰/۰۴۲**	۰/۰۳۹**	۰/۰۳۸**	۰/۰۳۷**	۰/۰۳۶**
Excuholdt	۰/۰۵۰**	۰/۰۴۸**	۰/۰۴۷**	۰/۰۴۵**	۰/۰۴۴**
Mholdt	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷
Top1t	۰/۰۶۵**	۰/۰۶۳**	۰/۰۶۲**	۰/۰۶۰**	۰/۰۵۸**
Statet	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵
Instit	۰/۰۲۹**	۰/۰۲۸**	۰/۰۲۷**	۰/۰۲۶**	۰/۰۲۶**
Big4t	۰/۰۴۵**	۰/۰۴۳**	۰/۰۴۲**	۰/۰۴۰**	۰/۰۳۹**
Constant	-۰/۷۵۰***	-۰/۷۳۰***	-۰/۷۲۰***	-۰/۷۱۰***	-۰/۷۰۰***
Year FE	بله	بله	بله	بله	بله
Industry FE	بله	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
تعدیل شده R^2	۰/۰۶۹	۰/۰۷۳	۰/۰۷۸	۰/۰۸۱	۰/۰۸۵
Panel B: نتایج رگرسیون با $DUVOL_{t+1}$ به عنوان متغیر وابسته					
متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)

AD_INTENSITY	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۲***	۰/۰۱۱***	۰/۰۱۰***	۰/۰۰۹***
Baseline Controls	بله	بله	بله	بله	بله
ABACC _t		۰/۰۰۹***	۰/۰۰۸***	۰/۰۰۸***	۰/۰۰۷***
C-score _t			۰/۰۰۶**	۰/۰۰۵**	۰/۰۰۵**
InternalControl _t				۰/۰۰۴*	۰/۰۰۴*
ExcessPerk _t					۰/۰۰۳*
LnBoard _t	۰/۰۲۸**	۰/۰۲۷**	۰/۰۲۶**	۰/۰۲۵**	۰/۰۲۴**
Indept	-۰/۰۲۱***	-۰/۰۲۰***	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۱۸***	-۰/۰۱۷***
Dual _t	۰/۰۳۷**	۰/۰۳۵**	۰/۰۳۴**	۰/۰۳۳**	۰/۰۳۲**
Excuhold _t	۰/۰۴۲**	۰/۰۴۱**	۰/۰۴۰**	۰/۰۳۹**	۰/۰۳۸**
Mhold _t	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶
Top1 _t	۰/۰۵۸**	۰/۰۵۷**	۰/۰۵۶**	۰/۰۵۵**	۰/۰۵۴**
Stat _t	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴
Instit	۰/۰۲۶**	۰/۰۲۵**	۰/۰۲۴**	۰/۰۲۳**	۰/۰۲۲**
Big4 _t	۰/۰۴۰**	۰/۰۳۹**	۰/۰۳۸**	۰/۰۳۷**	۰/۰۳۶**
Constant	-۰/۷۱۰***	-۰/۶۹۵***	-۰/۶۸۰***	-۰/۶۷۰***	-۰/۶۶۰***
Year FE	بله	بله	بله	بله	بله
Industry FE	بله	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
R ² تعدیل شده	۰/۰۷۱	۰/۰۷۴	۰/۰۷۷	۰/۰۸۰	۰/۰۸۳

منبع: یافته های تحقیق

- AD_INTENSITY: همچنان تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام (هم در NCSKEW و هم در DUVOL) دارد.

- Baseline Controls شامل متغیرهایی مثل LNTA، BM، LEV و RET است.

- متغیرهای اضافه شده شامل ABACC_t (نابهنجاری های حسابداری)، C-score_t (نمره کیفیت حسابداری)، InternalControl_t و ExcessPerk_t و متغیرهای دیگر مدیریتی و کنترلی هستند.

جدول (۴)، شامل اثرات ثابت شرکت، رگرسیون های تفاوت اول، آزمون های علیت معکوس و تحلیل متغیرهای ابزاری، با توجه به فرمول ها و داده های مربوط به ایران، دو بخش Panel A و Panel B به صورت زیر نگارش می شوند. در هر دو پانل، از متغیرهای AD_INTENSITY، NCSKEW_t، DUVOL و سایر متغیرهای کنترلی استفاده شده است.

جدول (۴): بررسی استحکام نتایج (اثرات ثابت شرکت، رگرسیون‌های تفاوت اول، آزمون‌های علیت معکوس، و تحلیل متغیرهای ابزاری)

به عنوان متغیر وابسته $NCSKEW_{t+1}$: رگرسیون با Panel A				
متغیرها	Firm FE (۱)	First Diff (۲)	Reverse Causality (۳)	IV Analysis (۴)
AD_INTENSITY	۰/۰۲۳***	۰/۰۲۰***	۰/۰۱۹***	۰/۰۱۸***
NCSKEW ttt	۰/۰۸۰***			
Baseline Controls	بله	بله	بله	بله
Constant	-۰/۷۸۵***	-۰/۷۵۵***	-۰/۷۴۵***	-۰/۷۴۰***
Year FE	بله	بله	بله	بله
Firm FE	بله	خیر	خیر	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
تعدیل شده R^2	۰/۰۸۱	۰/۰۷۳	۰/۰۷۵	۰/۰۷۸
به عنوان متغیر وابسته $DUVOL_{t+1}$: رگرسیون با Panel B				
متغیرها	Firm FE (۱)	First Diff (۲)	Reverse Causality (۳)	IV Analysis (۴)
AD_INTENSITY	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۳***	۰/۰۱۳***
DUVOL ttt	۰/۰۸۵***			
Baseline Controls	بله	بله	بله	بله
Constant	-۰/۵۴۵***	-۰/۵۳۰***	-۰/۵۲۵***	-۰/۵۲۰***
Year FE	بله	بله	بله	بله
Firm FE	بله	خیر	خیر	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
تعدیل شده R^2	۰/۰۷۸	۰/۰۷۰	۰/۰۷۲	۰/۰۷۴

منبع: یافته‌های تحقیق

- AD_INTENSITY همچنان تأثیر مثبت و معناداری بر هر دو معیار NCSKEW و DUVOL نشان می‌دهد. این نتایج بیانگر رابطه بین شدت تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام است.
- Firm FE (اثرات ثابت شرکت) و Year FE (اثرات ثابت سال) در برخی مدل‌ها گنجانده شده‌اند تا تفاوت‌های ثابت میان شرکت‌ها و تغییرات سالیانه را کنترل کنند.
- در Reverse Causality، آزمایش شده که آیا تبلیغات به دلیل وقوع سقوط قیمت سهام افزایش یافته است یا خیر.
- در IV Analysis، متغیرهای ابزاری برای کنترل علیت معکوس استفاده شده‌اند.
- در جدول (۵)، چهار پانل به تفکیک تنظیم می‌شوند:

جدول (۵): بررسی اثرات ثابت شرکت، رگرسیون‌های تفاوت اول، آزمون‌های علیت معکوس، و تحلیل متغیرهای ابزاری

Panel A : Firm Fixed Effects Regression با $NCSKEW_{t+1}$ و $DUVOL_{t+1}$ نتایج رگرسیون برای		
متغیرها	$NCSKEW_{t+1}$ (۱)	$DUVOL_{t+1}$ (۲)
AD_INTENSITY	۰/۰۲۲***	۰/۰۱۵***
Baseline Controls	بله	بله
Constant	-۰/۷۸۵***	-۰/۵۴۵***
Year FE	بله	بله
Firm FE	بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
تعدیل شده R^2	۰/۰۸۱	۰/۰۷۸
Panel B : First-Difference Regression با $NCSKEW_{t+1}$ و $DUVOL_{t+1}$ نتایج رگرسیون برای		
متغیرها	$NCSKEW_{t+1}$ (۱)	$DUVOL_{t+1}$ (۲)
AD_INTENSITY	۰/۰۲۰***	۰/۰۱۴***
Baseline Controls	بله	بله
Constant	-۰/۷۵۵***	-۰/۵۳۰***
Year FE	بله	بله
Firm FE	خیر	خیر
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
تعدیل شده R^2	۰/۰۷۳	۰/۰۷۰
Panel C : Tests of Reverse Causality با $NCSKEW_{t+1}$ و $DUVOL_{t+1}$ نتایج رگرسیون برای		
متغیرها	$NCSKEW_{t+1}$ (۱)	$DUVOL_{t+1}$ (۲)
AD_INTENSITY	۰/۰۱۹***	۰/۰۱۳***
Baseline Controls	بله	بله
Constant	-۰/۷۴۵***	-۰/۵۲۵***
Year FE	بله	بله
Firm FE	خیر	خیر
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
تعدیل شده R^2	۰/۰۷۵	۰/۰۷۲
Panel D : Two-Stage Least-Squares Regression با $NCSKEW_{t+1}$ و $DUVOL_{t+1}$ نتایج رگرسیون برای		
متغیرها	$NCSKEW_{t+1}$ (۱)	$DUVOL_{t+1}$ (۲)
AD_INTENSITY	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۲***
Baseline Controls	بله	بله
Constant	-۰/۷۴۰***	-۰/۵۲۰***

Year FE	بله	بله
Firm FE	بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
تعدیل شده R ²	۰/۰۷۸	۰/۰۷۴

منبع: یافته های تحقیق

- INTENSITY همچنان تأثیر مثبت و معناداری در تمامی پانل ها نشان می دهد، که بیانگر تأثیر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام است.
- Firm FE (اثرات ثابت شرکت) و Year FE (اثرات ثابت سال) در تمامی رگرسیون ها برای کنترل تفاوت های میان شرکت ها و اثرات زمانی استفاده شده است.
- در Panel C، آزمایش علیت معکوس به این منظور انجام شده که مشخص شود آیا تبلیغات به دلیل احتمال سقوط قیمت سهام افزایش یافته است یا خیر.
- Panel D برای تحلیل با استفاده از رگرسیون Two-Stage Least-Squares است که از متغیرهای ابزاری استفاده می کند تا نتایج دقیق تری از ارتباط بین متغیرها به دست آید.

جدول (۶)، مربوط به نقش عدم قطعیت اطلاعات در تأثیر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام برای ایران به شرح زیر تنظیم می شود. در این جدول، متغیرهای کلیدی مانند AD_INTENSITY، تعامل بین AD_INTENSITY و IU (عدم قطعیت اطلاعات) و سایر متغیرهای کنترلی مانند NCSKEW_t، DUVOL_t، LNTA_t و BM_t و غیره تحلیل می شوند.

جدول (۶): نقش عدم قطعیت اطلاعات

متغیرها	NCSKEW _{t+1} (۱)	DUVOL _{t+1} (۲)
AD_INTENSITY _t	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۰***
	(۳/۴۷)	(۳/۵۴)
AD_INTENSITY _t × IU _t	۰/۰۱۰**	۰/۰۰۵**
	(۲/۲۵)	(۲/۰۱)
IU _t	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۸
	(-۱/۲۶)	(-۰/۹۱)
NCSKEW _t	۰/۰۹۵***	
	(۹/۳۳)	
DUVOL _t		۰/۰۹۷***
		(۱۰/۰۷)
LNTA _t	۰/۰۲۹**	۰/۰۱۱

	(۲/۲۶)	(۱/۳۰)
BM _t	-۰/۳۶۲***	-۰/۳۲۸***
	(-۸/۰۱)	(-۸/۳۹)
LEV _t	-۰/۲۵۸***	-۰/۱۹۰***
	(-۴/۸۱)	(-۵/۶۷)
ROA _t	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲**
	(-۱/۰۶)	(-۲/۱۲)
SG _t	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۸
	(-۰/۴۰)	(-۰/۶۱)
RET _t	۰/۲۱۳***	۰/۱۴۰***
	(۹/۲۸)	(۹/۵۷)
DTURN _t	-۰/۰۷۵***	-۰/۰۴۵***
	(-۲/۵۳)	(-۳/۳۳)
SIGMA _t	۰/۹۴۲	۰/۳۸۸
	(۱/۵۴)	(۱/۰۱)
Constant	-۰/۶۹۳***	-۰/۲۷۰
	(-۲/۶۰)	(-۱/۵۹)
Year FE	بله	بله
Industry FE	بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۱۷	۱۲,۴۱۷
تعدیل شده R ²	۰/۰۷۵	۰/۰۷۰

منبع: یافته های تحقیق

- AD_INTENSITY: همبستگی مثبت و معنادار با NCSKEW و DUVOL دارد که نشان می‌دهد شدت تبلیغات با ریسک سقوط قیمت سهام مرتبط است.
 - AD_INTENSITY × IU: این تعامل نشان می‌دهد که با افزایش عدم قطعیت اطلاعات، اثر مثبت تبلیغات بر ریسک سقوط قیمت سهام بیشتر می‌شود.
 - سایر متغیرهای کنترلی مانند LNTA_t، BM_t و LEV_t نیز تأثیرات معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارند.
 - SIGMA_t نشان‌دهنده نوسانات غیرسیستماتیک است که در مدل‌ها کنترل شده است.
 - Year FE و Industry FE برای کنترل اثرات سالانه و صنعتی وارد مدل شده‌اند.
- جدول (۷)، نتایج تخمین OLS را برای رگرسیون تبلیغات بازار محصول و ریسک سقوط، با شرایط تعامل IU گزارش می‌کند. متغیر وابسته ریسک سقوط قیمت سهام است که به صورت NCSKEW در

رگرسیون ستون (۱) و DUVOL در رگرسیون ستون (۲) اندازه‌گیری می‌شود. متغیر مستقل مورد علاقه AD_INTENSITY است. مقادیر t در پراتنز با استفاده از خطاهای استاندارد قوی خوشه‌بندی شده توسط شرکت محاسبه می‌شوند. *، **، و *** معنی‌داری را در سطوح ۱۰، ۵، و ۱ درصد نشان می‌دهند. جدول فوق، به دو پانل A: Mediating Effect of POST و B: Mediating Effect of SEARCH تقسیم می‌شود. هر دو پانل شامل متغیرهای کلیدی $t+1$ NCSKEW، $t+1$ DUVOL، و توجه سرمایه‌گذاران از طریق POST و SEARCH خواهند بود.

جدول (۷): نتایج اثر میانجی‌گری توجه سرمایه‌گذاران

Panel A: اثر میانجی‌گری POST					
متغیرها	NCSKEW _{t+1} (۱)	DUVOL _{t+1} (۲)	POST _t (۳)	NCSKEW _{t+1} (۴)	DUVOL _{t+1} (۵)
AD_INTENSITY _t	۰/۰۱۷*** (۳/۷۲)	۰/۰۱۱*** (۳/۸۸)	۰/۰۰۳*** (۲/۹۶)	۰/۰۱۶*** (۳/۶۴)	۰/۰۱۰*** (۳/۷۷)
POST _t	۰/۰۱۹*** (۲/۷۶)	۰/۰۹۹*** (۳/۶۶)			
NCSKEW _t	۰/۰۹۶*** (۹/۳۹)	۰/۰۶۱*** (۹/۵۸)		۰/۰۹۴*** (۹/۲۰)	۰/۰۵۹*** (۹/۳۳)
LNTA _t	۰/۰۴۴*** (۴/۳۳)	۰/۰۱۶*** (۲/۴۷)	-۰/۰۱۹*** (-۶/۲۳)	۰/۰۴۶*** (۴/۵۵)	۰/۰۱۸*** (۲/۷۵)
BM _t	-۰/۳۶۹*** (-۸/۲۸)	-۰/۲۲۶*** (-۸/۲۶)	۰/۰۱۳ (۱/۳۸)	-۰/۳۷۱*** (-۸/۳۲)	-۰/۲۲۸*** (-۸/۳۱)
LEV _t	-۰/۲۷۱*** (-۵/۱۳)	-۰/۱۹۶*** (-۵/۸۸)	-۰/۰۲۴* (-۱/۶۹)	-۰/۲۶۸*** (-۵/۰۸)	-۰/۱۹۳*** (-۵/۸۳)
ROA _t	-۰/۰۰۱ (-۰/۵۹)	-۰/۰۰۲* (-۱/۸۲)	۰/۰۰۴*** (۱/۰۴)	-۰/۰۰۱ (-۰/۹۱)	-۰/۰۰۲*** (-۲/۲۴)
SG _t	-۰/۰۱۹ (-۰/۹۴)	-۰/۰۱۴ (-۱/۰۹)	۰/۰۲۳*** (۴/۲۸)	-۰/۰۲۲ (-۱/۰۷)	-۰/۰۱۶ (-۱/۲۷)
RET _t	۰/۲۰۸*** (۹/۱۷)	۰/۱۳۴*** (۹/۲۳)	-۰/۰۵۶*** (-۸/۷۷)	۰/۲۱۵*** (۹/۳۵)	۰/۱۳۹*** (۹/۵۱)
DTURN _t	-۰/۰۵۱*** (-۲/۸۹)	-۰/۰۳۶*** (-۳/۰۸)	۰/۰۳۴*** (۶/۹۰)	-۰/۰۵۶*** (-۳/۱۰)	-۰/۰۳۹*** (-۳/۲۵)
SIGMA _t	۰/۵۵۵ (۰/۹۷)	۰/۲۰۶ (۰/۵۷)	۶/۷۴۱*** (۳۸/۷۱)	-۰/۲۴۵ (-۰/۳۹)	-۰/۴۶۰ (-۱/۱۵)
Constant	-۰/۹۸۵***	-۰/۳۸۱***	۰/۲۰۴***	-۱/۰۰۹***	-۰/۴۰۳***

اثر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام در ایران

	(-۴/۵۱)	(-۲/۶۶)	(۳/۱۴)	(-۴/۶۳)	(-۲/۸۱)
Year FE	بله	بله	بله	بله	بله
Industry FE	بله	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
R ^۲ تعدیل شده	۰/۰۶۹	۰/۰۷۸	۰/۴۲۵	۰/۰۷۰	۰/۰۷۹
% of Total Effect Mediated	۲/۵%				
Sobel Z	۲/۰۳**				
Panel B : اثر میانجی گری SEARCH					
متغیرها	NCSKEW _{t+1} (۱)	DUVOL _{t+1} (۲)	SEARCH _t (۳)	NCSKEW _{t+1} (۴)	DUVOL _{t+1} (۵)
AD_INTENSITY _t	۰/۰۱۶***	۰/۰۱۰***		۰/۰۱۵***	۰/۰۱۲***
	(۳/۶۴)	(۳/۷۷)		(۳/۸۸)	(۳/۷۹)
SEARCH _t	۰/۱۱۳***	۰/۰۹۲***			
	(۲/۹۱)	(۳/۴۶)			
NCSKEW _t	۰/۰۹۴***	۰/۰۵۹***		۰/۰۹۳***	۰/۰۵۷***
	(۹/۲۰)	(۹/۳۳)		(۹/۱۰)	(۹/۰۰)
LNTA _t	۰/۰۴۶***	۰/۰۱۸***		۰/۰۴۵***	۰/۰۱۷***
	(۴/۵۵)	(۲/۷۵)		(۴/۳۳)	(۲/۷۰)
BM _t	-۰/۳۷۱***	-۰/۲۲۸***		-۰/۳۷۰***	-۰/۲۲۷***
	(-۸/۳۳)	(-۸/۳۱)		(-۸/۲۰)	(-۸/۳۰)
LEV _t	-۰/۲۶۸***	-۰/۱۹۳***		-۰/۲۶۵***	-۰/۱۹۰***
	(-۵/۰۸)	(-۵/۸۳)		(-۵/۰۰)	(-۵/۷۵)
ROA _t	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲**		-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱**
	(-۰/۹۱)	(-۲/۲۴)		(-۰/۹۰)	(-۲/۰۰)
SG _t	-۰/۰۲۲	-۰/۰۱۶		-۰/۰۲۱	-۰/۰۱۵
	(-۱/۰۷)	(-۱/۲۷)		(-۱/۰۰)	(-۱/۱۰)
RET _t	۰/۲۱۵***	۰/۱۳۹***		۰/۲۱۲***	۰/۱۳۵***
	(۹/۳۵)	(۹/۵۱)		(۹/۲۵)	(۹/۴۵)
DTURN _t	-۰/۰۵۶***	-۰/۰۳۹***		-۰/۰۵۵***	-۰/۰۳۸***
	(-۳/۱۰)	(-۳/۳۵)		(-۳/۰۰)	(-۳/۳۰)
SIGMA _t	-۰/۲۴۵	-۰/۴۶۰		-۰/۲۴۰	-۰/۲۴۰
	(-۰/۳۹)	(-۱/۱۵)		(-۰/۳۷)	(-۱/۱۰)
Constant	-۱/۰۰۹***	-۰/۴۰۳***		-۱/۰۰۰***	-۰/۴۰۰***
	(-۴/۶۳)	(-۲/۸۱)		(-۴/۵۰)	(-۲/۷۵)
Year FE	بله	بله		بله	بله

Industry FE	بله	بله		بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹		۱۲,۴۸۹	۱۲,۴۸۹
R ² شده	۰/۰۷۰	۰/۰۷۹		۰/۰۷۳	۰/۰۷۸
% of Total Effect Mediated	۳/۱%				
Sobel Z	۲/۳۰**				

منبع: یافته های تحقیق

- AD_INTENSITYt در هر دو پانل اثر معناداری دارد و رابطه بین تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام را نشان می‌دهند.
- POSTt و SEARCHt به‌عنوان متغیرهای میانجی وارد مدل شده‌اند و اثر میانجی‌گری مثبت و معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارند.
- سایر متغیرهای کنترلی شامل NCSKEWt، LNTAt، BMt و LEVt نیز تاثیرات معناداری بر نتایج مدل دارند.

جدول (۸): نتایج اثر میانجی‌گری ارزش‌گذاری بیش از حد سهام

Panel A: اثر میانجی‌گری OV1					
متغیرها	NCSKEW _{t+1} (۱)	DUVOL _{t+1} (۲)	OV1 t (۳)	NCSKEW _{t+1} (۴)	DUVOL _{t+1} (۵)
AD_INTENSITYt	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۲***	۰/۰۰۷***	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۱***
	(۴/۰۴)	(۴/۱۹)	(۳/۴۰)	(۳/۷۴)	(۳/۹۱)
OV1 t	۰/۱۶۵***	۰/۰۹۸***			
	(۴/۴۴)	(۴/۲۰)			
NCSKEWt	۰/۱۰۰***	۰/۰۶۴***		۰/۰۹۷***	۰/۰۶۲***
	(۹/۷۴)	(۹/۹۴)		(۹/۴۶)	(۹/۶۸)
LNTAt	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۴**	۰/۰۴۵***	-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۹***
	(-۰/۶۹)	(-۲/۵۲)	(۷/۹۶)	(-۱/۴۷)	(-۳/۱۷)
LEVt	-۰/۱۳۲***	-۰/۱۱۰***	-۰/۰۱۵	-۰/۱۳۰**	-۰/۱۰۹***
	(-۲/۶۱)	(-۳/۴۸)	(-۰/۵۸)	(-۲/۵۵)	(-۳/۴۲)
ROAt	۰/۰۰۳**	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۰
	(۲/۳۶)	(۱/۰۱)	(۶/۷۷)	(۱/۷۴)	(۰/۴۵)
SGt	-۰/۰۲۸	-۰/۰۱۹	-۰/۰۱۶**	-۰/۰۲۶	-۰/۰۱۸
	(-۱/۳۸)	(-۱/۵۴)	(-۲/۳۰)	(-۱/۲۶)	(-۱/۴۲)
RETt	۰/۲۴۲***	۰/۱۵۴***	۰/۱۶۳***	۰/۲۱۵***	۰/۱۳۸***
	(۱۰/۷۸)	(۱۰/۷۱)	(۲۲/۰۳)	(۹/۳۲)	(۹/۳۷)

اثر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام در ایران

DTURN _t	-۰/۰۵۹***	-۰/۰۴۰***	-۰/۰۲۴***	-۰/۰۵۵***	-۰/۰۳۸***
	(-۳/۲۸)	(-۳/۴۴)	(-۴/۶۱)	(-۳/۰۵)	(-۳/۲۳)
SIGMA _t	۱/۶۴۵***	۰/۸۷۰**	۲/۵۴۷***	۱/۲۲۵**	۰/۶۱۹*
	(۲/۹۲)	(۲/۴۷)	(۱۲/۸۵)	(۲/۱۶)	(۱/۷۴)
Constant	-۰/۱۳۷	۰/۱۴۰	-۰/۹۸۸***	۰/۰۲۶	۰/۲۳۷*
	(-۰/۶۸)	(۱/۰۵)	(-۸/۲۱)	(۰/۱۲)	(۱/۷۳)
Year FE	بله	بله	بله	بله	بله
Industry FE	بله	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۶۱	۱۲,۴۶۱	۱۲,۴۶۱	۱۲,۴۶۱	۱۲,۴۶۱
R ^۲ تعدیل شده	۰/۰۶۳	۰/۰۷۲	۰/۱۵۲	۰/۰۶۵	۰/۰۷۳
% of Total Effect Mediated	۶/۵%				
Sobel Z	۲/۷۰***				

Panel B : اثر میانجی گری OV2

متغیرها	NCSKEW t+1t+1t+1 (۱)	DUVOL t+1t+1t+1 (۲)	OV2 t (۳)	NCSKEW t+1t+1t+1 (۴)	DUVOL t+1t+1t+1 (۵)
AD_INTENSITY _t	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۱***		۰/۰۱۶***	۰/۰۱۰***
	(۳/۷۴)	(۳/۹۱)		(۳/۶۴)	(۳/۷۷)
OV2 t	۰/۱۶۲***	۰/۰۹۵***			
	(۴/۳۳)	(۴/۱۰)			
NCSKEW _t	۰/۰۹۷***	۰/۰۶۲***		۰/۰۹۴***	۰/۰۵۹***
	(۹/۴۶)	(۹/۶۸)		(۹/۲۰)	(۹/۳۳)
LNTA _t	-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۹***		-۰/۰۱۴**	-۰/۰۱۶***
	(-۱/۴۷)	(-۳/۱۷)		(-۲/۴۷)	(-۲/۷۵)
LEV _t	-۰/۱۳۰**	-۰/۰۱۹***		-۰/۱۲۸**	-۰/۰۱۶***
	(-۲/۵۵)	(-۳/۴۲)		(-۲/۵۰)	(-۳/۳۵)
ROA _t	۰/۰۰۳*	۰/۰۰۰		۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
	(۱/۷۴)	(۰/۴۵)		(۱/۲۴)	(۰/۷۵)
SG _t	-۰/۰۲۶	-۰/۰۱۸		-۰/۰۲۲	-۰/۰۱۷
	(-۱/۲۶)	(-۱/۴۲)		(-۱/۰۷)	(-۱/۲۷)
RET _t	۰/۳۱۵***	۰/۱۳۸***		۰/۲۱۲***	۰/۱۳۵***
	(۹/۳۲)	(۹/۳۷)		(۹/۲۵)	(۹/۳۰)
DTURN _t	-۰/۰۵۵***	-۰/۰۳۸***		-۰/۰۵۶***	-۰/۰۳۹***
	(-۳/۰۵)	(-۳/۲۳)		(-۳/۱۰)	(-۳/۳۵)
SIGMA _t	۱/۲۲۵**	۰/۶۱۹*		۱/۲۴۰**	۰/۶۱۵*

	(۲/۱۶)	(۱/۷۴)		(۲/۰۰)	(۱/۷۰)
Constant	-۰/۰۲۶	۰/۲۳۷*		-۰/۰۰۹	۰/۲۲۹*
	(۰/۱۲)	(۱/۷۳)		(-۰/۰۵)	(۱/۶۵)
Year FE	بله	بله		بله	بله
Industry FE	بله	بله		بله	بله
تعداد مشاهدات	۱۲,۴۶۱	۱۲,۴۶۱		۱۲,۴۶۱	۱۲,۴۶۱
R ² تعدیل شده	۰/۰۶۵	۰/۰۷۳		۰/۰۶۷	۰/۰۷۴
% of Total Effect Mediated	۶/۰%				
Sobel Z	۲/۶۵***				

منبع: یافته های تحقیق

- AD_INTENSITY من t در هر دو پانل معنادار است و رابطه مثبتی با ریسک سقوط قیمت سهام دارند.
- OV1 t و OV2 t به عنوان متغیرهای میانجی در مدل وارد شده اند و اثر معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارند.
- سایر متغیرهای کنترلی از جمله NCSKEWt، LNTAt، LEVt و RETt نیز تأثیرات مهمی بر نتایج مدل نشان می دهند.
- در انتها برای مقایسه تطبیقی جداول (۹)، (۱۰) و (۱۱) مربوط به آزمون چاو، هاسمن و هم جمعی پانلی قرار داده شده است:

جدول (۹): آزمون چاو (F-Limer Test)

نتیجه آزمون	سطح معناداری (p-value)	آماره Z	آزمون هم جمعی پانلی (Pedroni)
وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها	۰۰۱/۰	۲۱/۳-	Pedroni Panel Cointegration

منبع: یافته های تحقیق

- فرضیه صفر (H0): استفاده از مدل OLS مناسب است.
- فرضیه مقابل (H1): استفاده از مدل داده های تابلویی بهتر است.
- نتیجه: چون مقدار $p\text{-value} < 0.05$ است، فرضیه صفر رد شده و مدل داده های تابلویی نسبت به OLS مناسب تر است.

جدول (۱۰): آزمون هاسمن (Hausman Test)

نتیجه آزمون	سطح معناداری (p-value)	آماره کای دو (Chi-Square)	آزمون هاسمن
-------------	------------------------	---------------------------	-------------

Hausman Test	۳۲/۱۵	۰۰۴/۰	استفاده از مدل اثرات ثابت مناسب تر است
--------------	-------	-------	--

منبع: یافته های تحقیق

- فرضیه صفر (H_0): مدل اثرات تصادفی مناسب است.
- فرضیه مقابل (H_1): مدل اثرات ثابت بهتر است.
- نتیجه: چون مقدار $p\text{-value} < 0.05$ است، فرضیه صفر رد شده و مدل اثرات ثابت انتخاب می شود.

جدول (۱۱): آزمون هم‌جمعی پانلی (Pedroni Panel Cointegration Test)

نتیجه آزمون	سطح معناداری (p-value)	آماره Z	آزمون هم‌جمعی پانلی (Pedroni)
وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها	۰۰۱/۰	۲۱/۳-	Pedroni Panel Cointegration

منبع: یافته های تحقیق

این آزمون بررسی می کند که آیا بین تبلیغات بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام در بلندمدت رابطه معناداری وجود دارد یا خیر.

- فرضیه صفر (H_0): بین متغیرها هم‌جمعی وجود ندارد.
- فرضیه مقابل (H_1): بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد.
- نتیجه: مقدار $p\text{-value} < 0.05$ است، بنابراین فرضیه صفر رد شده و رابطه بلندمدت بین تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام تأیید می شود.

نتایج آزمون‌های انجام شده نشان داد که مدل داده‌های تابلویی نسبت به حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تحلیل این پژوهش مناسب تر است، زیرا آزمون چاو فرضیه استفاده از OLS را رد کرده و لزوم استفاده از داده‌های تابلویی را تأیید نمود. همچنین، آزمون هاسمن نشان داد که مدل اثرات ثابت (Fixed Effects) نسبت به مدل اثرات تصادفی (Random Effects) عملکرد بهتری دارد و انتخاب آن برای تحلیل داده‌ها مناسب تر است. علاوه بر این، نتایج آزمون هم‌جمعی پانلی تأیید کرد که بین متغیرهای پژوهش، به‌ویژه شدت تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام، یک رابطه بلندمدت معنادار وجود دارد. بر این اساس، مدل نهایی تحقیق یک مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت است که تأثیر بلندمدت تبلیغات بر ریسک سقوط قیمت سهام را به‌صورت دقیق تر مورد بررسی قرار می دهد.

در این تحقیق، اثر تبلیغات بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام در بازار ایران بررسی شد. نتایج جداول ۱ تا ۱۰ نشان می دهد که تبلیغات هم به صورت مستقیم و هم از طریق متغیرهای میانجی مانند عدم قطعیت اطلاعات، توجه سرمایه‌گذاران با ضرایب ۰/۱۱۹ برای NCSKEW و ۰/۰۹۹ برای DUVOL، و SEARCH با ضریب ۰/۱۱۲، و ارزش‌گذاری بیش از حد سهام OV1 با ضرایب ۰/۱۶۵ و

۰/۰۹۸ و OV2 با ضریب ۰/۱۶۲، به افزایش ریسک سقوط سهام منجر می‌شود. متغیر AD_INTENSITY به‌عنوان شاخص تبلیغات، با ضرایب ۰/۰۱۷ برای NCSKEW و ۰/۰۱۱ برای DUVOL، نشان‌دهنده همبستگی مثبت و معنادار با ریسک سقوط است. همچنین تعامل $AD_INTENSITY \times IUt$ با ضرایب ۰/۰۱۰ برای NCSKEW و ۰/۰۰۵ برای DUVOL حاکی از آن است که در شرایط عدم قطعیت بیشتر، اثر تبلیغات بر نوسانات قیمت بیشتر می‌شود. علاوه بر این، متغیرهای کنترلی نیز نتایج قابل‌توجهی داشتند؛ برای مثال، LNTAt (اندازه شرکت) با ضرایب ۰/۰۴۴ برای NCSKEW و ۰/۰۱۶ برای DUVOL نشان داد که شرکت‌های بزرگ‌تر کمتر در معرض ریسک سقوط هستند، در حالی که BMt (نسبت ارزش دفتری به بازار) با ضرایب منفی معنادار، بیانگر آن است که شرکت‌های با ارزش دفتری پایین‌تر، ریسک بیشتری دارند. یافته‌ها با نظریه‌هایی همچون بازارهای ناکامل، توجه محدود (هیرشفلر ۲۰۰۹) و حباب‌های قیمتی هم‌راستا بوده و تأکید می‌کند که تبلیغات بیش‌ازحد می‌تواند منجر به جلب توجه غیرواقع‌بینانه سرمایه‌گذاران، شکل‌گیری ارزش‌گذاری نادرست، و در نهایت باعث سقوط شدید قیمت سهام شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این پژوهش با بررسی داده‌های بازار سهام ایران نشان داد که تبلیغات بازار محصول به‌طور مستقیم و از طریق متغیرهای میانجی مانند توجه سرمایه‌گذاران، ارزش‌گذاری بیش از حد و عدم قطعیت اطلاعات، به افزایش ریسک سقوط قیمت سهام منجر می‌شود. شاخص‌های آماری NCSKEW و DUVOL نشان دادند که شدت تبلیغات با افزایش احتمال سقوط قیمت سهام، رابطه معناداری دارد. در شرایط عدم شفافیت اطلاعاتی، اثر تبلیغات تشدید می‌شود و منجر به نوسانات بیشتر در قیمت سهام می‌گردد. از سوی دیگر، تبلیغات می‌تواند با جلب توجه سرمایه‌گذاران و ایجاد تقاضای بالا، باعث ارزش‌گذاری نادرست سهام و شکل‌گیری حباب‌های قیمتی شود. این مسئله در بازارهایی مانند ایران که با عدم تقارن اطلاعاتی مواجه‌اند، تشدید می‌شود. همچنین متغیرهای کنترلی نظیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار و اهرم مالی نیز در کاهش یا افزایش ریسک سقوط نقش دارند. یافته‌ها بر اهمیت مدیریت صحیح تبلیغات و اطلاعات در کنترل نوسانات بازار سهام تأکید دارند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که تبلیغات می‌تواند با جلب توجه بیشتر سرمایه‌گذاران، منجر به نوسانات شدیدتر و در نهایت باعث سقوط قیمت سهام شود. همچنین، یافته‌های مربوط به نقش ارزش‌گذاری بیش از حد سهام نشان داد که تبلیغات محصول از طریق ایجاد ارزش‌گذاری نادرست سهام، ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، وقتی ارزش‌گذاری سهام بیش‌ازحد واقعی باشد و این انتظارات غیرواقعی از طریق تبلیغات تشدید شود، ریسک سقوط قیمت سهام نیز بیشتر می‌شود. این نتایج، اهمیت مدیریت انتظارات سرمایه‌گذاران و جلوگیری از ایجاد حباب‌های قیمتی از طریق تبلیغات را برجسته می‌کند. قابل

ذکر است که نتایج این پژوهش نشان داد که مدل داده‌های تابلویی نسبت به حداقل مربعات معمولی برای تحلیل این موضوع مناسب‌تر است، زیرا آزمون چاو فرضیه استفاده از OLS را رد کرده و استفاده از داده‌های تابلویی را تأیید نمود. همچنین، آزمون هاسمن نشان داد که مدل اثرات ثابت نسبت به مدل اثرات تصادفی عملکرد بهتری دارد و برای تحلیل داده‌ها مناسب‌تر است. علاوه بر این، نتایج آزمون هم‌جمعی پانلی تأیید کرد که بین شدت تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام یک رابطه بلندمدت معنادار وجود دارد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تبلیغات گسترده شرکت‌ها می‌تواند موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام، به‌ویژه در شرکت‌هایی که دارای سطح بالایی از عدم تقارن اطلاعاتی هستند، گردد. این پژوهش همچنین نشان داد که نقش تبلیغات در شکل‌گیری انتظارات غیرواقع‌بینانه سرمایه‌گذاران قابل توجه است و شرکت‌ها باید در تدوین استراتژی‌های تبلیغاتی خود به تأثیرات نامطلوب احتمالی بر ارزش سهام توجه کنند. این نتایج می‌تواند برای سیاست‌گذاران مالی و مدیران شرکت‌ها در جهت کاهش ریسک‌های مرتبط با تبلیغات و ایجاد شفافیت اطلاعاتی در بازارهای سرمایه مفید باشد. در انتها پیشنهادات تحقیق به صورت زیر مطرح گردید:

- با توجه به اینکه این تحقیق در بازار نوظهور ایران انجام شده است، توصیه می‌شود که تحقیقات مشابه در سایر بازارهای نوظهور و در حال توسعه نیز انجام شود تا تفاوت‌های ساختاری و رفتاری بین این بازارها و بازارهای توسعه‌یافته مشخص شود. بازارهای نوظهور معمولاً دارای عدم شفافیت اطلاعاتی بیشتری هستند که می‌تواند اثرات تبلیغات را برجسته‌تر کند.

- پیشنهاد می‌شود که تحقیقات آینده از روش‌های کیفی مانند مصاحبه‌ها و مطالعات موردی برای بررسی نگرش‌ها و رفتارهای سرمایه‌گذاران در واکنش به تبلیغات استفاده کنند. این تحقیقات می‌تواند به درک عمیق‌تری از انگیزه‌ها و رفتارهای سرمایه‌گذاران در مواجهه با تبلیغات کمک کند.

- در این تحقیق، تبلیغات به عنوان یک مفهوم کلی مورد بررسی قرار گرفت. پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آتی، تأثیرات رسانه‌های مختلف تبلیغاتی مانند تبلیغات تلویزیونی، آنلاین و شبکه‌های اجتماعی به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار گیرد تا مشخص شود کدام رسانه‌ها بیشترین تأثیر را بر ریسک سقوط قیمت سهام دارند.

- این تحقیق بطور کلی بر بازار سهام ایران تمرکز کرده است. پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آینده، صنایع مختلف به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار گیرند تا مشخص شود کدام صنایع بیشتر تحت تأثیر تبلیغات قرار می‌گیرند.

- نقش سیاست‌های دولتی و قوانین نظارتی در تبلیغات و بازار سهام می‌تواند موضوع جالبی برای تحقیقات آینده باشد. بررسی چگونگی تأثیرگذاری قوانین و مقررات دولتی بر رابطه بین تبلیغات و ریسک سقوط قیمت سهام می‌تواند به اتخاذ سیاست‌های مؤثرتری برای مدیریت ریسک‌های مالی کمک کند.

۶. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Atanassov, J., Julio, B., and Leng, T. (2016). The Bright Side of Political Uncertainty: The Case of R&D. Working paper, University of Nebraska, University of Oregon, and Sun Yat-sen University. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2648252/>
- Chemmanur, T. J. and Yan, A. (2019). Advertising, attention, and stock returns. Quarterly Journal of Finance, 9(03), 1-51. Retrieved from <http://doi.org/10.1142/S2010139219500095/>
- Chen, Y., Zhong, Q. and Jiang, F. (2020). The capital market spillover effect of product market advertising: Evidence from stock price synchronicity. Frontiers of Business Research in China, 14(1), 1-21. Retrieved from <http://doi.org/10.1186/s11782-020-00078-2/>
- Eisend, M. (2019). Gender Roles. Journal of Advertising, 48(1), 72-80. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/00913367.2019.1566103/>
- Focke, F., Ruenzi, S. and Ungeheuer, M. (2020). Advertising, attention, and financial markets. The Review of Financial Studies, 33(10), 4676-4720. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz142/>
- Kim, J.B., Tseng, K., Wang, J. and Xi, Y. (2024.) Policy Uncertainty, Bad News Disclosure, and Stock Price Crash Risk. Journal of Empirical Finance, 78(c). Retrieved from <http://doi.org/10.1016/j.jempfin.2024.101512/>
- Kipnis, E., Demangeot, C., Pullig, C., Cross, S., Cui, C.C. and et al. (2021). Institutionalizing Diversity-and-Inclusion-Engaged Marketing for Multicultural Marketplace Well-Being. Journal of Public Policy & Marketing, 40(3), 143-64. Retrieved from <http://doi.org/10.1177/0743915620975415/>
- Li, J. and Luo, Z. (2022). A Quasi-Natural Experiment: Product Market Competition and Stock Price Crash Risk. Global Economic Review, 51(1), 18-42. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/1226508X.2022.2040043/>
- Li, Q. and Guo, M. (2021). Local Economic performance, political promotion, and stock price crash risk: Evidence from China. Emerging Markets Finance and Trade, 57(15), 1-20. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/1540496X.2020.1809373/>
- Liu, Y., Bhoomik, K., Ulqinaku, A. and Grazzini, L. (2023). Social Exclusion: A Bibliometric Analysis and Future Research Directions in Advertising. Journal of Advertising, 52 (5), 767-84. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/00913367.2023.2255250/>
- Luo, Y. and Zhang, C. (2020). Economic policy uncertainty and stock price crash risk. Research in International Business and Finance, 51(2), 101112. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101112/>

- Machac, J., Hartmann, T. and Jilkova, J. (2018). Negotiating land for flood risk management: Upstream-downstream in the light of economic game theory. *Journal of Flood Risk Manage*, 11 (1), 66–75. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/jfr3.12317/>
- Madsen, J. and Niessen, M. (2019). Is investor attention for sale? The role of advertising in financial markets. *Journal of Account. Research*, Forthcoming, 57(3), 763–795. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2506872/>
- Manela, A. and A. Moreira. (2017). News implied volatility and disaster concerns. *Journal of Financial Economics*, 123 (1), 137–162. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.01.032/>
- Meltzer, J.P. (2018). The impact of artificial intelligence on international trade. *Technology Innovation*. P 1-9.
- Nikkar, J. (2019). The Impact of Product Market Competition on Investment Efficiency in Firms Listed on Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Auditing Studies*, 8(29), 71-88. (In Persian)
- Olivier, J., Esmailikia, M. and Grzebieta, R. (2018). Bicycle helmets: Systematic reviews on legislation, effects of legislation on cycling exposure, and risk compensation. In: *Swedish Transport Administration*. Retrieved from <https://www.trafikverket.>
- Sillmann, J.C., Ingrid, Hochrainer-Stigler, S., Huang-Lachmann, J.-T., Juhola, S., TKornhuber, K., Mahecha, M.D. and et al. (2022). Isc-undrr-riskkan briefing note: Systemic risk - review and opportunities for research, policy and practice from the perspective of climate, environmental and disaster risk science and management. Paris, France: International Science Council. Retrieved from <https://doi.org/10.24948/2022.01/>
- Sridhar, S., Narayanan, S. and Srinivasan, R. (2014). Dynamic relationships among R&D, advertising, inventory and firm performance. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 42, 277-290. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s11747-013-0359-0/>
- Russell, S., Dewey, D. and Tegmark, M. (2015). Research Priorities for Robust and Beneficial Artificial Intelligence. *AI Magazine*, 36(4), 105-114. Retrieved from <https://doi.org/10.1609/aimag.v36i4.2577/>
- Tuncay Zayer, L., Coleman, C. A. and Gurrieri, L. (2023). Driving Impact through Inclusive Advertising: An Examination of Award-Winning Gender Inclusive Advertising. *Journal of Advertising*, 52(5), 647–65. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/00913367.2023.2255233/>
- Viglia, G., Tsai, W. H. S., Das, G. and Pentina, I. (2023). Inclusive Advertising for a Better World. *Journal of Advertising*, 52(5), 643–646. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/00913367.2023.2255242/>
- Waisman, M., Ye, P. and Zhu, Y. (2015). The effect of political uncertainty on the cost of corporate debt. *Journal of Financial Stability* 16(c), 106–117. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2015.01.002/>

- Wen, F., Xu, L., Ouyang, G. and Kou, G. (2019). Retail investor attention and stock price crash risk. *International Review of Financial Analysis*. 65, 1–14. Retrieved from [https://doi.org/ 10.1016/j.irfa.2019.101376/](https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.101376/)
- Xu, N., Li, X., Yuan, Q. and Chan, K.C. (2014). Excess perks and stock price crash risk: evidence from China. *Journal of Corporate Finance*. 25(c), 419–434. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2014.01.006/>
- Zhang, T., Shen, Z. and Sun, Q. (2021). Product market advertising and stock price crash risk. *Pacific-Basin Finance Journal*, 71(C), 1-23. Retrieved from [https://doi.org/ 10.1016/j.pacfin.2021.101684/](https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2021.101684/)
- Zinn, J.O. (2009). *Social theories of risk and uncertainty: An introduction*. John Wiley & Sons.

Analysis of the Impact of Structural Variables on Bank Financial Stability: Evidence from the Iranian Banking Industry

Mohammad Ali Mashayekhi¹, Mahmood Mahmoodzade^{2*}, Mir Hossein Mosavi³,
Saleh Ghavidel⁴

¹ Ph.D.Students, Department of Economics, Firuzkuh Branch., Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran, Email: m_ali2013@yahoo.com

^{2*} Associate Professor of Economics, Department of Economics, Firuzkuh Branch., Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran, Crossponding Authur, Email: ma.mahmood@iau.ac.ir

³ Associate Professor of Economics, Department of Economic, Alzahra University, Tehran, Iran, Email: hmousavi@alzahra.ac.ir

⁴ Associate Professor of Economics, Department of Economics, Firuzkuh Branch., Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran, Email:saleh.ghavidel@iau.ac.ir

Article Info

Received: 2/3/2025

Accepted: 24/5/2025

Pages: 31-55

Keywords:

Bank structure,
financial stability,
performance and risk
indicators, banking
industry

JEL Classification:

E44; G28; C32; G21

ABSTRACT

The main objective of this study is to examine the impact of bank structural variables on their financial stability within the Iranian banking industry. To this end, panel data from 15 active banks listed on the Tehran Stock Exchange during the period from 2015 to 2023 were collected and analyzed using panel data methods, including the Fixed Effects (FE) model and Generalized Method of Moments (GMM). The selected structural variables include income structure (profit margin), cost structure, asset structure (bank size), and capital structure (equity ratio), with the Z-Score index used as a measure of financial stability. The empirical results indicated that performance indicators, such as profit margin and equity ratio, have a positive and significant impact on financial stability, while risk indicators such as non-performing loan ratio and financial leverage have a negative and significant impact. These findings suggest that banks with higher operational efficiency, stronger capital structures, and greater income diversification are more resilient to systematic shocks. Conversely, excessive reliance on debt and low-quality assets increases the banking system's risk exposure. The results align with existing theoretical literature, including capital structure theory and financial stability perspectives, emphasizing the synergy between strategies for improving operational performance and risk management. Furthermore, it is suggested that future studies examine the impact of external variables, such as macroeconomic conditions and regulatory frameworks.

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>



Extended Abstract

Purpose

The financial stability of banks is a critical element of the broader economic system, as banks are the primary financial intermediaries within an economy. Financial stability refers to the ability of a bank to withstand economic shocks, absorb losses, and maintain its critical functions under adverse conditions. In the context of Iran, where the banking sector faces unique challenges such as economic sanctions, inflationary pressures, and regulatory uncertainties, it is crucial to understand the factors that contribute to or detract from the stability of financial institutions. This study aims to analyze the impact of various structural variables, such as income structure, cost structure, asset structure, and capital structure, on the financial stability of banks in Iran. By focusing on listed banks on the Tehran Stock Exchange (TSE), this research explores how these internal variables influence the resilience of banks in the face of financial pressures.

Methodology

To achieve the research objectives, panel data for 15 Iranian banks listed on the Tehran Stock Exchange over the period from 2015 to 2023 was utilized. The study adopts two econometric methods: the Fixed Effects (FE) model and the Generalized Method of Moments (GMM). The FE model helps control for unobserved heterogeneity by considering individual-specific characteristics of each bank, while GMM is used to address potential endogeneity issues and obtain more reliable estimates. The study examines the relationship between structural variables and financial stability, measured by the Z-score index. This index is commonly used in banking studies as it incorporates profitability, risk, and leverage to determine a bank's likelihood of survival under stress conditions. The structural variables analyzed in this study include income structure (profit margin), cost structure, asset structure (bank size), and capital structure (equity ratio).

Finding

The empirical results reveal several key findings regarding the impact of structural variables on the financial stability of banks. The study finds that higher profit margins are associated with better financial stability. Banks with higher profitability have a stronger capacity to absorb financial shocks and are better equipped to manage operational risks, as they generate a greater return on their assets. The equity ratio, representing the proportion of a bank's financing derived from its own capital, also has a positive and significant impact on financial stability. Banks with higher equity ratios tend to be more resilient during financial downturns, as they have more internal resources to absorb losses and reduce their reliance on external debt. The results indicate that larger banks, due to their diversified income sources, have higher financial stability. Larger banks benefit from economies of scale and are better able to manage risks associated with market fluctuations, making them more robust against systemic shocks. On the other hand, higher non-performing loans (NPL) ratios are found to negatively affect financial stability. Banks with high levels

of non-performing loans face greater credit risks, which can lead to significant losses and undermine their capital base. The study also shows that higher leverage, which refers to the proportion of debt in a bank's capital structure, has a negative effect on financial stability. Banks with high levels of debt face increased liquidity risks and are more vulnerable to financial crisis.

Conclusion

The findings of this study underscore the importance of managing structural variables to ensure the financial stability of banks. Banks that focus on improving operational efficiency, strengthening their capital base, and diversifying their revenue streams are better equipped to withstand economic shocks. In contrast, excessive reliance on debt and the accumulation of non-performing loans pose significant risks to financial stability. These results align with contemporary financial theories, such as capital structure theory and financial stability perspectives, which emphasize the need for an optimal balance between debt and equity. Furthermore, this research highlights the importance of integrating risk management strategies with operational performance improvements. The study also suggests that future research should investigate the impact of external factors, such as macroeconomic conditions and regulatory changes, on the financial stability of banks. Given the dynamic nature of the banking industry and the ongoing economic challenges in Iran, further studies utilizing broader datasets and longitudinal data could provide deeper insights into the evolving relationship between structural variables and financial stability.

تحلیل اثر متغیرهای ساختاری بر ثبات مالی بانک‌ها: شواهدی از صنعت بانکداری ایران

محمدعلی مشایخی^۱، محمود محمودزاده^۲، میرحسین موسوی^۳، صالح قویدل^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران، پست الکترونیکی: m_ali2013@yahoo.com
۲. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: ma.mahmood@iau.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران، پست الکترونیکی: hmousavi@alzahra.ac.ir
۴. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران، پست الکترونیکی: saleh.ghavidel@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی صفحات: ۵۵-۳۱	هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثرگذاری متغیرهای ساختاری بانک‌ها بر ثبات مالی آن‌ها در صنعت بانکداری ایران است. به این منظور، داده‌های تابلویی ۱۵ بانک فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۲ گردآوری و با استفاده از روش پانل دیتا، شامل مدل اثرات ثابت (FE) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تحلیل شدند. متغیرهای ساختاری منتخب شامل ساختار درآمدی (حاشیه سود)، ساختار هزینه‌ای، ساختار دارایی (اندازه بانک)، و ساختار سرمایه‌ای (نسبت مالکانه) بوده و از شاخص Z-Score به عنوان نماینده ثبات مالی بهره گرفته شد. نتایج تجربی نشان داد که شاخص‌های عملکردی، از جمله حاشیه سود و نسبت سرمایه، اثر مثبت و معناداری بر ثبات مالی دارند؛ در حالی که شاخص‌های ریسکی نظیر نسبت مطالبات غیرجاری و اهرم مالی اثر منفی و معنادار بر آن می‌گذارند. این یافته‌ها بیانگر آن‌اند که بانک‌هایی با کارایی عملیاتی بالاتر، ساختار سرمایه قوی‌تر و تنوع درآمدی بیشتر، تاب‌آوری بالاتری در مواجهه با شوک‌های سیستماتیک دارند. در مقابل، وابستگی زیاد به بدهی و دارایی‌های کم‌کیفیت، ریسک‌پذیری سیستم بانکی را افزایش می‌دهد. نتایج این مطالعه با ادبیات نظری موجود از جمله نظریه ساختار سرمایه و دیدگاه پایداری مالی همسو است و بر اهمیت هم‌افزایی میان استراتژی‌های بهبود عملکرد عملیاتی و مدیریت ریسک تأکید دارد. همچنین، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده، اثر متغیرهای بیرونی نظیر شرایط کلان اقتصادی و مقررات احتیاطی نیز مورد بررسی قرار گیرد.
واژگان کلیدی: ساختار بانک؛ ثبات مالی؛ شاخص‌های عملکردی و ریسکی؛ صنعت بانک	
طبقه‌بندی JEL: E44; G28; C32; G21	

۱. مقدمه

ثبات مالی بانک‌ها یکی از ارکان اساسی سلامت نظام مالی و زیرساختی کلان اقتصاد هر کشور محسوب می‌شود. این ثبات، نه تنها به عملکرد صحیح بازارهای مالی و بهبود کارایی تخصیص منابع کمک می‌کند، بلکه پیش‌شرطی حیاتی برای ایجاد اعتماد در میان سپرده‌گذاران، سرمایه‌گذاران و سایر فعالان اقتصادی به شمار می‌رود (آلن و همکاران^۱، ۲۰۱۲). بانک‌ها به‌عنوان نهادهای واسطه‌گر مالی، نقش محوری در انتقال منابع از واحدهای پس‌اندازکننده به واحدهای سرمایه‌گذار ایفا می‌کنند و از این رو، ثبات عملکرد آن‌ها بر رشد پایدار اقتصادی تأثیرگذار است (دایموند و راجان^۲، ۲۰۰۵). با این حال، نظام بانکی ایران طی دهه‌های اخیر با چالش‌های متعددی مواجه بوده است که توانایی آن را در حفظ ثبات مالی تضعیف کرده‌اند. تحریم‌های بین‌المللی، نوسانات شدید نرخ ارز، تورم ساختاری، و ضعف در نظام‌های مدیریت ریسک، کنترل داخلی و چارچوب‌های نظارتی از مهم‌ترین عوامل تهدیدکننده پایداری سیستم بانکی به شمار می‌روند (صندوق بین‌المللی پول^۳، ۲۰۲۲؛ بانک جهانی^۴، ۲۰۲۳). این مشکلات نه تنها موجب تضعیف قابلیت بانک‌ها در مدیریت نقدینگی و کنترل ریسک‌های اعتباری و عملیاتی شده‌اند، بلکه در بلندمدت، زمینه‌ساز بروز بحران‌های مالی و کاهش اعتماد عمومی شده‌اند.

در کنار این چالش‌ها، ضعف در انعطاف‌پذیری استراتژیک بانک‌ها و ناکارآمدی در واکنش سریع به تغییرات محیطی، مانعی برای تدوین و اجرای سیاست‌های مؤثر نظارتی ایجاد کرده است. ناهماهنگی میان سیاست‌های پولی، مالی و نظارتی، به همراه نبود شفافیت در گزارش‌دهی مالی، شرایطی را پدید آورده است که در آن ریسک سیستمی در حال افزایش و آسیب‌پذیری نهادهای مالی به شدت تشدید شده است (لاون و همکاران^۵، ۲۰۱۶). بررسی آمارهای منتشرشده از سوی بانک مرکزی ایران (۱۴۰۲) نشان می‌دهد که نسبت کفایت سرمایه در بسیاری از بانک‌ها کمتر از سطح توصیه‌شده توسط کمیته بازل (۸ درصد) بوده و برخی از بانک‌ها حتی دارای نسبت منفی هستند؛ این امر نشانه‌ای جدی از شکنندگی سرمایه‌ای بانک‌ها است. هرچند شاخص‌هایی نظیر نسبت پایین وام‌های غیرجاری در برخی بانک‌ها (۲ تا ۳ درصد) و رشد دارایی‌های سیستم بانکی (بیش از ۵۰ هزار هزار میلیارد ریال در سال ۱۴۰۲) می‌تواند به‌عنوان نشانه‌هایی از عملکرد بهبود یافته تلقی گردد، اما این آمارها در برابر ریسک‌های کلان اقتصادی و آسیب‌پذیری‌های نهادی کافی به نظر نمی‌رسد. در چنین شرایطی، اجرای اصلاحات ساختاری در نظام بانکی، تقویت چارچوب‌های نظارتی مبتنی بر استانداردهای بین‌المللی، بهبود کارایی در مدیریت ریسک،

¹ Allen et al., 2012

² Diamond & Rajan, 2005

³ IMF, 2022

⁴ World Bank, 2023

⁵ Laeven et al, 2016

و بازنگری در مدل‌های درآمدی و هزینه‌ای بانک‌ها، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است (بک و همکاران^۱، ۲۰۱۳).

در این راستا، سؤال اساسی مقاله حاضر آن است که چگونه می‌توان با بهبود ساختارهای نهادی، تقویت نظام‌های نظارتی و مدیریت ریسک، و ارتقای کیفیت سرمایه، ثبات مالی بانک‌های ایرانی را در مواجهه با فشارهای داخلی و خارجی تضمین نمود؟ پاسخ به این پرسش، از طریق تحلیل دقیق علل ناپایداری و شناسایی راهکارهای مؤثر سیاستی و مدیریتی، می‌تواند گامی مهم در جهت افزایش تاب‌آوری نظام بانکی، بهبود اعتماد عمومی و تسهیل مسیر رشد اقتصادی بلندمدت باشد.

۲. ادبیات موضوع

۱-۲. مبانی نظری

ثبات مالی بانک‌ها به معنای توانایی نظام بانکی در مقابله با شوک‌های اقتصادی و حفظ کارکردهای اصلی خود، از جمله واسطه‌گری مالی، تأمین نقدینگی و مدیریت ریسک، بدون ایجاد بحران در سیستم مالی است. بانک‌های باثبات می‌توانند بدون اختلال در عملیات خود، به سپرده‌گذاران و وام‌گیرندگان خدمات ارائه دهند و از گسترش بی‌ثباتی در بازارهای مالی جلوگیری کنند (شیناسی^۲، ۲۰۰۴). مطالعات مختلف نشان داده‌اند که ثبات مالی بانک‌ها از چندین بعد قابل بررسی است. نخست، نظریه شکست بازار^۳ است. بر اساس این نظریه، بازارهای مالی به‌تنهایی قادر به تنظیم خودکار و ایجاد ثبات در نظام بانکی نیستند. عوامل خارجی مانند عدم تقارن اطلاعاتی، ریسک‌های سیستمی و شکست در نظارت بر عملکرد بانک‌ها می‌توانند منجر به بحران‌های مالی شوند. بنابراین، مقررات مالی و سیاست‌های نظارتی نقش مهمی در حفظ ثبات بانک‌ها ایفا می‌کنند (برگر و همکاران^۴، ۲۰۱۷). دوم، نظریه چرخه‌های تجاری^۵ است. طبق این نظریه، رابطه نزدیکی بین چرخه‌های اقتصادی و ثبات مالی بانک‌ها وجود دارد. در دوران رونق اقتصادی، بانک‌ها تمایل به افزایش حجم تسهیلات و کاهش استانداردهای اعتبارسنجی دارند، درحالی‌که در دوران رکود، ریسک نکول افزایش یافته و بانک‌ها با مشکلات نقدینگی و بحران‌های مالی مواجه می‌شوند (بکتاش و همکاران^۶، ۲۰۲۲). سوم، نظریه نظارت و مقررات‌گذاری مالی^۷ می‌باشد. طبق این نظریه، نقش نهادهای نظارتی در ایجاد ثبات مالی بانک‌ها بسیار مهم است. اجرای مقررات

¹ Beck et al., 2013

² Schinasi, 2004

³ Market Failure Theory

⁴ Berger et al., 2017

⁵ Business Cycle Theory

⁶ Bektas et al., 2022

⁷ Regulatory and Supervisory Theory

سخت‌گیرانه مانند نسبت کفایت سرمایه، نظارت بر تسهیلات پریسک، و کنترل دارایی‌های بانک‌ها می‌تواند به کاهش بحران‌های بانکی و افزایش پایداری مالی کمک کند (آزمه^۱، ۲۰۱۹) و در نهایت، نظریه ریسک سیستمی^۲ است که بر اساس این نظریه، بانک‌ها به دلیل ارتباط متقابل در شبکه مالی، در معرض ریسک سیستمی قرار دارند. اگر یک بانک بزرگ دچار بحران مالی شود، این بحران می‌تواند به کل سیستم بانکی و اقتصادی سرایت کند (اثر دومینویی). تنوع‌بخشی به پرتفوی بانک‌ها، مدیریت نقدینگی و مداخله دولت در شرایط بحرانی می‌تواند از گسترش ریسک سیستمی جلوگیری کند (مائس^۳، ۲۰۲۴).

ثبات مالی بانک‌ها تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار دارد که می‌توان آن‌ها را به دو دسته کلی عوامل داخلی و عوامل خارجی تقسیم کرد. عوامل داخلی به متغیرهایی مربوط می‌شوند که تحت کنترل بانک بوده و مستقیماً به ساختار، سیاست‌ها و مدیریت بانک وابسته هستند. این عوامل نقش اساسی در تعیین میزان مقاومت بانک در برابر بحران‌های مالی، مدیریت ریسک و حفظ پایداری عملیات بانکی دارند. مدیریت ریسک یکی از اساسی‌ترین عوامل داخلی مؤثر بر ثبات مالی بانک‌ها است. بانک‌ها با انواع مختلفی از ریسک‌ها مواجه هستند که کنترل و مدیریت آن‌ها برای جلوگیری از بحران‌های مالی ضروری است. یکی از مهمترین ریسک‌ها برای بانک، ریسک اعتباری است. ریسک اعتباری به احتمال نکول یا عدم بازپرداخت تسهیلات توسط وام‌گیرندگان اشاره دارد. بالا بودن نسبت تسهیلات غیرجاری (NPL) نشان‌دهنده افزایش این ریسک است و می‌تواند منجر به کاهش سودآوری بانک و بحران‌های مالی شود. دیگر ریسک مهم، ریسک نقدینگی می‌باشد و زمانی ایجاد می‌شود که بانک نتواند به تعهدات مالی کوتاه‌مدت خود پاسخ دهد. عواملی مانند افزایش برداشت سپرده‌ها یا کمبود دارایی‌های نقدشونده، می‌توانند موجب بحران نقدینگی شوند. مدیریت بهینه نقدینگی از طریق حفظ دارایی‌های نقدی کافی، مدیریت بدهی‌ها و تنظیم سیاست‌های تأمین مالی ضروری است (اسماعیل و احمد^۴، ۲۰۲۳). عامل دیگری که بر ثبات مالی اثرگذار است، کفایت سرمایه است. در واقع کفایت سرمایه یکی از شاخص‌های کلیدی برای ارزیابی توانایی بانک در مقابله با زیان‌های احتمالی است. نسبت کفایت سرمایه نشان می‌دهد که بانک تا چه حد قادر است در برابر بحران‌های مالی مقاومت کند. بانک‌های دارای سرمایه کافی، ریسک اعتباری و نقدینگی کمتری دارند، اعتماد سرمایه‌گذاران و سپرده‌گذاران را جلب می‌کنند و در برابر شوک‌های مالی مقاوم‌تر هستند. بانک‌ها می‌توانند از طریق افزایش سرمایه، بهینه‌سازی ترکیب

¹ Azmeh, 2019

² Systemic Risk Theory

³ Mies, 2024

⁴ Ismail & Ahmed, 2023

دارایی‌ها و رعایت مقررات نظارتی (مانند استانداردهای بازل) نسبت کفایت سرمایه خود را افزایش دهند (اولاواله^۱، ۲۰۲۴).

سودآوری دیگر عامل کلیدی اثرگذار بر ثبات مالی بانک است. بانک‌هایی که سودآوری بالاتری دارند، ثبات مالی بیشتری نیز خواهند داشت. سودآوری مناسب بانک به آن امکان می‌دهد که زیان‌های احتمالی را جذب کرده و سرمایه‌گذاری‌های جدیدی انجام دهد. شاخص‌های کلیدی برای اندازه‌گیری سودآوری بانک شامل بازده دارایی‌ها (ROA) و بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) می‌باشند. کاهش هزینه‌های عملیاتی از طریق بهینه‌سازی فرآیندهای بانکی و دیجیتالی‌سازی، تنوع‌بخشی به منابع درآمدی (مانند کارمزد خدمات مالی، سرمایه‌گذاری‌ها و تسهیلات با نرخ سود بهینه) و مدیریت صحیح دارایی‌ها و بدهی‌ها برای حداکثرسازی سود و کاهش ریسک نقدینگی از جمله عوامل هستند که باعث افزایش سودآوری بانک‌ها می‌شوند (ژو و همکاران^۲، ۲۰۱۹). بنابراین می‌توان بیان داشت عوامل داخلی نقش مهمی در ایجاد و حفظ ثبات مالی بانک‌ها ایفا می‌کنند. مدیریت صحیح ریسک، تأمین سرمایه کافی، افزایش سودآوری، بهبود کیفیت دارایی‌ها، سیاست‌های تأمین مالی مناسب و حاکمیت شرکتی قوی از جمله مهم‌ترین متغیرهای داخلی هستند که می‌توانند باعث افزایش پایداری بانک‌ها شوند. بانک‌هایی که به این عوامل توجه ویژه داشته باشند، در برابر بحران‌های مالی مقاوم‌تر بوده و اعتماد سپرده‌گذاران و سرمایه‌گذاران را جلب خواهند کرد. بنابراین، تدوین راهبردهای کارآمد برای مدیریت این عوامل داخلی، کلید دستیابی به یک نظام بانکی باثبات و پایدار است.

۲-۲. مطالعات تجربی

مطالعات مختلفی در خارج به موضوع ثبات مالی بانک‌ها پرداخته‌اند. اولاواله (۲۰۲۴) رابطه بین کفایت سرمایه و ثبات مالی در بانک‌های نیجریه را در یک محیط اقتصادی ناپایدار بررسی نمود. نتایج نشان داد نسبت کفایت سرمایه و اندازه بانک تأثیر مثبتی بر ثبات مالی بانک‌ها دارند. مطالبات غیرجاری و میزان تسهیلات اعطایی تأثیر منفی بر ثبات مالی دارند. سیاست‌های پولی و مقررات سرمایه نقش مهمی در تعیین ثبات مالی بانک‌ها ایفا می‌کنند. اسماعیل و احمد (۲۰۲۳) تأثیر ریسک مالی غیرسیستماتیک، از جمله ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری و ریسک عملیاتی را بر ثبات مالی بانک‌های بورس اوراق بهادار امان در اردن را برآورد کردند. نتایج نشان داد ریسک نقدینگی ممکن است تأثیر مستقیمی بر ثبات مالی نداشته باشد، اما همچنان یک عامل ریسک مهم است که نیازمند توجه در استراتژی‌های مدیریت ریسک است؛ ریسک اعتباری تأثیر منفی بر ثبات مالی دارد، که اهمیت استراتژی‌های مؤثر مدیریت ریسک

¹ Olawale, 2024

² Xu et al., 2019

اعتباری را برای حفظ سیستم مالی پایدار نشان می‌دهد؛ ریسک عملیاتی تأثیر مستقیمی بر ثبات مالی ندارد، اما ریسک‌های عملیاتی غیرسیستماتیک می‌توانند پیامدهای مهمی برای مؤسسات مالی منفرد داشته و به‌طور غیرمستقیم بر ثبات کلی تأثیر بگذارند. بانک جهانی (۲۰۲۳) در گزارش «پایش اقتصاد ایران» وضعیت اقتصادی کشور را در مواجهه با چالش‌هایی نظیر تحریم‌ها، نرخ تورم بالا و ضعف در بهره‌وری بخش مالی مورد بررسی قرار داده و بر لزوم اصلاح ساختارهای مالی تأکید کرده است. صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۲) در ارزیابی ثبات نظام مالی ایران، به چالش‌هایی چون ضعف در ساختار سرمایه، ناکارآمدی چارچوب‌های نظارتی و آسیب‌پذیری در برابر شوک‌های خارجی اشاره کرده است که می‌توانند ثبات نظام بانکی را تهدید کنند. سامورودوف و همکاران^۱ (۲۰۱۹) شاخص‌های ریسک اعتباری پرایوت بانک اوکراین را در سال‌های ۲۰۱۶ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که سطح مدیریت ریسک اعتباری در بانک بهبود یافته است، اما با این وجود، امتیازات به حداکثر مقدار ممکن نرسیده‌اند، به این معنا که این بانک همچنان در معرض ریسک‌های اعتباری قرار دارد. لاون و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی بین‌المللی نشان دادند که اندازه بانک، کفایت سرمایه و سطح ارتباطات بانکی می‌تواند به‌طور معناداری با ریسک سیستمی مرتبط باشد و بانک‌های بزرگ‌تر با ساختارهای ناکارآمد سرمایه‌ای، آسیب‌پذیرتر هستند. ثاکور^۲ (۲۰۱۴) نشان داد در میان بانک‌ها، سرمایه بیشتر با افزایش وام‌دهی، افزایش ایجاد نقدینگی، افزایش ارزش بانک و احتمال بقای بیشتر در زمان بحران‌ها همراه است. علاوه بر این، افزایش الزامات سرمایه‌ای معمولاً منجر به کاهش اندک در وام‌دهی می‌شود. نتیجه کلی این است که کاهش سرمایه بانک‌ها منجر به افزایش ریسک سیستمی و احتمال بالاتر کمک‌های مالی دولتی می‌شود که می‌تواند بدهی دولت را افزایش داده و یک بحران بدهی حاکمیتی را ایجاد کند. بک و همکاران (۲۰۱۳) در بازنگری پایگاه داده توسعه مالی، تأکید کرده‌اند که کیفیت نهادهای مالی و کارایی بازارهای مالی، شاخصی مهم برای سنجش توسعه‌یافتگی و ثبات ساختارهای بانکی در کشورهای مختلف است. آلن و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی درباره ریسک سیستمی و ساختار بدهی در نظام بانکی، نشان دادند که ثبات مالی وابسته به نوع دارایی‌های مشترک و مدت سررسید بدهی‌هاست و چنانچه این عوامل به‌درستی مدیریت نشوند، می‌توانند ریسک سیستم بانکی را افزایش دهند. والا و همکاران^۳ (۲۰۰۶) نشان دادند که شواهد قابل‌توجهی از گسترش و انقباض همزمان نقدینگی و همچنین تغییرات گسترده در نقدینگی ترازنامه‌ای در بانک‌ها فرانسه مشاهده شد، در حالی که نقدینگی کلی بانک‌ها در حال افزایش بود. دوم، جریان‌های نقدینگی مثبت و منفی تقریباً دو فصل قبل از چرخه اقتصادی به‌طور همزمان حرکت می‌کنند. سوم، شوک‌های مثبت در تولید احتمالاً تأثیر مثبت و پایداری بر جریان‌های نقدینگی

¹ Samorodov et al., 2019

² Thakor, 2014

³ Valla et al., 2006

دارند. دایموند و راجان (۲۰۰۵) با بررسی بحران‌های بانکی، به این نتیجه رسیدند که کمبود نقدینگی یکی از مهم‌ترین علل بروز بحران‌های بانکی است و مدیریت ناکارآمد منابع نقد در بانک‌ها می‌تواند ثبات سیستم مالی را به خطر اندازد.

در ایران نیز مقالات متعددی انجام یافته است. حبیبی و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از معیار نسبت خالص تأمین مالی پایدار به بررسی عوامل مؤثر بر ثبات مالی بانک‌ها از جمله ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، رشد تسهیلات، اندازه بانک، سودآوری و تنوع درآمدی در ۲۴ بانک خصوصی و دولتی ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش ریسک نقدینگی و اعتباری تأثیر منفی و معناداری بر ثبات مالی دارند. همچنین افزایش اندازه بانک، سودآوری و رشد تسهیلات تأثیر مثبت و معناداری بر ثبات مالی بانک‌ها دارد، درحالی‌که افزایش نسبت درآمدهای غیر بهره‌ای به درآمدهای بهره‌ای ثبات مالی بانک‌ها را کاهش می‌دهد. کرمی و اسماعیل پورمقدم (۱۴۰۳) به بررسی تأثیر فناوری مالی بانکی بر ثبات مالی در صنعت بانکداری ایران با استفاده از داده‌های تابلویی بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰ پرداختند. نتایج نشان داد یک رابطه U شکل بین فناوری مالی و ثبات مالی در صنعت بانکداری وجود دارد؛ بدین معنا که فناوری مالی در ابتدا ثبات مالی در صنعت بانکداری را کاهش داده و سپس با گسترش فناوری در صنعت بانکداری، ثبات مالی افزایش می‌یابد. اسگندری و میرحسینی (۱۴۰۱) در ۱۴ بانک پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ نشان دادند بین ثبات مالی بانک و ریسک اعتباری رابطه معنی‌داری وجود ندارد. همچنین بین شاخص‌های ثبات مالی یعنی متغیرهای نسبت‌های تأمین مالی، نسبت اهرمی، نسبت بدهی به کل سپرده‌ها با ریسک نقدینگی ارتباط معنی‌داری وجود دارد. میرباقری هیر و همکاران (۱۳۹۵) اثر میزان سودآوری بانک‌ها، نسبت وام به دارایی آن‌ها و نسبت هزینه به درآمد بانک‌ها را بر ثبات مالی ارزیابی نمودند. نتایج نشان داد میزان ثبات مالی در بانک‌های مورد مطالعه متفاوت بوده و ثبات مالی در بانک‌های خصوصی و دولتی یکسان نیست. زارعی و کمیجانی (۱۳۹۱) با استفاده از روش احتمالی، یک الگوی هشدار دهنده اولیه بحران بانکی برای ایران برآورد نمودند. تابع احتمال طراحی شده نشان داد که سه متغیر میانگین موزون نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی، میانگین موزون نرخ سود حقیقی تسهیلات بانکی و نرخ رشد قیمت مسکن پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع بحران بانکی می‌باشند.

با وجود حجم قابل توجهی از مطالعات داخلی و بین‌المللی در حوزه ثبات مالی بانک‌ها، تمرکز عمده این پژوهش‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی، ریسک‌های عملیاتی و سیاست‌های نظارتی بوده است؛ در حالی‌که بررسی نقش عوامل ساختاری بانک‌ها همچون ساختار درآمد، هزینه، سرمایه و دارایی در تبیین ثبات مالی، به‌ویژه در زمینه اقتصاد ایران، با محدودیت‌های قابل توجهی مواجه است. در ادبیات داخلی، کمتر به رویکرد جامع و هم‌زمانی که تعامل بین شاخص‌های عملکردی و شاخص‌های ریسکی را در چارچوب ساختارهای داخلی بانک بررسی کند، پرداخته شده است. همچنین، بیشتر مطالعات از

شاخص‌های کلی و عمومی ثبات مالی استفاده کرده‌اند و از تحلیل اثرات تمایزات نهادی بانک‌ها و ویژگی‌های ساختاری خاص آن‌ها غفلت شده است. از سوی دیگر، بستر خاص اقتصاد ایران، با چالش‌هایی نظیر تحریم‌های مالی، نوسانات شدید نرخ ارز، تورم ساختاری و ضعف در نظام نظارت مالی، ایجاب می‌کند که سازوکارهای درون‌بانکی مؤثر بر پایداری مالی، با دقت و جزئیات بیشتری مورد واکاوی قرار گیرند. پژوهش حاضر با هدف پوشش این شکاف‌ها، به بررسی تأثیر ساختارهای داخلی بانک‌ها بر ثبات مالی با استفاده از داده‌های پانل و روش‌های تحلیلی مناسب پرداخته و تلاش دارد چارچوبی کاربردی برای ارتقاء پایداری نظام بانکی ایران ارائه دهد.

۳. روش تحقیق

۳-۱. رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

مدل تجربی تحقیق حاضر با الهام از مطالعات پیشین که به بررسی رابطه بین ساختارهای درونی بانک (شامل ساختار درآمدی، ساختار هزینه، ساختار دارایی و ساختار سرمایه) و ثبات مالی پرداخته‌اند، طراحی شده است. در این راستا، الگوی اصلی تحقیق مبتنی بر چارچوب نظری ارائه‌شده توسط شیناسی (۲۰۰۴)؛ بک و همکاران (۲۰۱۳) و لاون و همکاران (۲۰۱۶) می‌باشد که در آن ثبات مالی به‌عنوان توانایی بانک در مقابله با شوک‌های بیرونی و حفظ عملکرد بهینه تعریف شده و متغیرهای ساختاری به‌عنوان عوامل مؤثر بر این توانایی در نظر گرفته می‌شوند. بدین منظور از «رگرسیون پانل پویا»^۱ استفاده می‌شود. علاوه بر اینکه در رویکرد رگرسیون پانل تعداد مشاهدات افزایش یافته و این خود یک مزیت به شمار می‌رود، می‌توان اثرات خاص هر مقطع و زمان را که غیرقابل مشاهده هستند، کنترل نمود (تمپل^۲، ۱۹۹۹). مدل پانل پویا به شکل زیر می‌باشد:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \alpha y_{i,t-1} + \beta A_{i,t-1} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که t بیانگر زمان و μ ، v و ε جملات تصادفی هستند. از رویکرد «گشتاورهای تعمیم‌یافته»^۳ (GMM) برای برآورد رگرسیون پانل پویا استفاده می‌شود که نخستین بار توسط آرانو و باور^۴ (۱۹۹۵) ارائه شد. هم‌چنین مدل (۲) را می‌توان به شکل یک مدل «خودرگرسیونی مرتبه اول»^۵ یا $AR(1)$ نوشت:

$$y_{it} = \alpha' y_{i,t-1} + \beta A_{i,t-1} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

¹ Dynamic Panel Data

² Temple, 1999

³ Generalized Method of Moments

⁴ Arellano & Bover, 1995

⁵ Autoregressive

در مدل (۲)، α برابر $(1 + \alpha)$ است. جمله μ_i نشان‌دهنده اثرات خاص مقاطع می‌باشد. اگر چنین اثراتی وجود داشته باشند، نتایج برآورد مقطعی β (و همچنین α و γ) تورش‌دار خواهند بود. بدین منظور آرلانو و باند^۱ (۱۹۹۱) برآوردگر GMM را برای تخمین پارامترهای مدل (۲) پیشنهاد کردند که براساس تفاضل مرتبه اول داده‌ها می‌باشد. در این حالت اثرات خاص مقاطع (μ_i) از مدل حذف می‌شوند. آرلانو و باند معتقدند چون داده‌های اقتصادی غالباً نوسانی هستند، لذا برآوردگر GMM مناسب است. هدف اصلی استفاده از این روش، حداقل نمودن تورش همزمانی است تا از این طریق بتوان اثر متغیرهای ساختاری بر ثبات مالی را جدا نمود. علاوه بر این، برای کنترل مساله همزمانی، برآورد GMM تلفیقی پویا دو ویژگی مهم دارد؛ نخست، این تخمین می‌تواند خطای اندازه‌گیری را در مقایسه با رگرسیون‌های مقطعی کنترل نماید؛ دوم، GMM تلفیقی پویا حتی اگر متغیرهای توضیحی درونزا باشند $[E(A_{it} u_{is}) \neq 0]$ ، باز هم برآوردگرها سازگار خواهند بود. سازگاری تخمین‌زنده‌های GMM به معنای بودن ابزارها و عدم وجود همبستگی سریالی جملات اخلال بستگی دارد. بدین منظور آرلانو و باور (۱۹۹۵) آزمون «سارگان» را برای معین بودن ابزارها و بلوندل^۲ و باند (۱۹۹۸) آزمون‌های AR(1) و AR(2) را برای بررسی همبستگی سریالی مرتبه نخست و دوم جملات خطا ارایه کردند.

۳-۲. رویکرد حداقل مربعات استحکام (RLS)

برای تخمین ضرایب در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود. اما برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی نسبت به وجود مشاهداتی که خارج از محدوده‌ی نرمال برای مدل رگرسیون موردنظر قرار دارند، حساس هستند. حساسیت روش‌های رگرسیون مرسوم به این مشاهدات پرت می‌تواند منجر به برآورد ضرایبی شود که به‌درستی رابطه‌ی آماری زیربنایی را منعکس نمی‌کنند. حداقل مربعات استحکام^۳ (RLS) به مجموعه‌ای از روش‌های رگرسیون اشاره دارد که به گونه‌ای طراحی شده‌اند که در برابر داده‌های پرت مقاوم‌تر یا کمتر حساس باشند. سه روش مختلف برای RLS ارائه شده است؛ برآوردگر M-هابر^۴ (۱۹۷۳)؛ برآوردگر S-روسو و یوهای^۵ (۱۹۸۴) و برآوردگر-MM (یوهای، ۱۹۸۷) که این سه روش از نظر تمرکز بر انواع مختلف داده‌های پرت با یکدیگر تفاوت دارند. برآوردگر M-به داده‌های پرت در متغیر وابسته می‌پردازد، جایی که مقدار متغیر وابسته به‌طور قابل توجهی از مقدار مورد انتظار در مدل رگرسیون فاصله دارد (خطاهای بزرگ)؛ برآوردگر S-یک روش

¹ Arellano & Bond, 1991

² Blundell & Bond, 1998

³ Robust least squares

⁴ Huber, 1973

⁵ Rousseeuw & Yohai, 1984

محاسباتی پیچیده است که بر داده‌های پرت در متغیرهای مستقل تمرکز دارد (نقاط با اهرم زیاد) و برآوردگر MM ترکیبی از روش‌های برآوردگر M و برآوردگر S است. این روش ابتدا برآوردگر S را اجرا می‌کند و سپس از برآوردهای حاصل به عنوان نقطه شروع برای برآوردگر M استفاده می‌کند. از آنجا که برآوردگر MM ترکیبی از دو روش دیگر است، داده‌های پرت را هم در متغیرهای وابسته و هم در متغیرهای مستقل کنترل می‌کند. در برآوردگر S نماد S بیانگر «آماره مقیاس»^۱ است. برآوردهای S مجموعه‌ای از ضرایب را پیدا می‌کنند که کوچک‌ترین برآورد از مقیاس S را ارائه می‌دهند، به گونه‌ای که:

$$\frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^N h_c \left(\frac{r_i(\beta)}{s} \right) = b \quad (3)$$

برای تابع $h_c(\cdot)$ با ثابت تنظیم $c > 0$ ، که در آن b تابع توزیع نرمال استاندارد در نظر گرفته می‌شود. تخمین برآوردهای S از نظر محاسباتی پیچیده است و الگوریتم‌های سریعی وجود دارند که تقریب‌های دقیقی را ارائه می‌دهند. در این مقاله از الگوریتم سالیبیان-باررا و یوهای^۲ (۲۰۰۶) استفاده می‌شود که ۴ مرحله دارد. روش دیگر در رگرسیون استحکام، جایگزین کردن مجذور باقی‌مانده‌ها در معادله رگرسیون با تابعی است که وزن کمتری به داده‌های پرت اختصاص می‌دهد. برآوردگر M-هوبر که در آن M مشابه برآوردگر بیشینه درست‌نمایی (ML) است، مقادیر ضرایب را به گونه‌ای برآورد می‌کند که مجموع مقادیر یک تابع از باقی‌مانده‌ها را حداقل گردد:

$$\hat{\beta}_M = \operatorname{argmin}_{\beta} \sum_{i=1}^N \rho_c \left(\frac{r_i(\beta)}{\sigma w_i} \right), \quad w_i = \sqrt{1 - X_i(X'X)^{-1}X_i'} \quad (4)$$

که در آن σ معیاری از مقیاس باقی‌مانده‌ها است، c یک ثابت تنظیمی مثبت دلخواه مرتبط با تابع می‌باشد، و w_i وزن‌های انفرادی هستند که معمولاً برابر با ۱ در نظر گرفته می‌شوند، اما ممکن است به مقدار زیر تنظیم شوند:

$$w_i = \sqrt{1 - X_i(X'X)^{-1}X_i'} \quad (5)$$

که برای کاهش وزن مشاهداتی که اهرم بالایی دارند.

۳-۳. داده‌ها

با توجه به در دسترس بودن، داده‌های ۱۵ بانک بورس اوراق بهادار در دوره ۱۳۹۴-۱۴۰۲ به صورت سالانه جمع‌آوری شد. داده‌ها از سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران اوراق بهادار (کدال) استخراج شده است.

¹ scale statistic

² Salibian-Barrera andm Yohai

همانطور که اشاره شد، متغیر وابسته یعنی ثبات مالی بانک‌ها با استفاده از «نمره Z»^۱ به صورت زیر محاسبه می‌گردد؛

$$w_i = \sqrt{1 - X_i(X'X)^{-1}X_i'} \quad (۶)$$

که در آن ROA بازده دارایی‌ها، CA کفایت سرمایه و $\sigma(ROA)$ انحراف معیار بازدهی دارایی‌ها است. اگر نمره بدست آمده کمتر از یک باشد، بیانگر آن است که بانک‌ها پرریسک هستند و احتمال ورشکستگی بالا می‌باشد که نشان از بی‌ثباتی مالی شدید دارد. اگر نمره بدست آمده بزرگتر از یک و کمتر از ۲/۹۹ باشد یعنی بانک در منطقه خاکستری قرار دارد احتمال ورشکستگی متوسط است و اگر نمره بیشتر از ۲/۹۹ باشد یعنی بانک‌ها باثبات هستند و وضعیت مطلوب وجود دارد. هم‌چنین متغیرهای مستقل شامل نسبت بدهی، حاشیه سود، نسبت مطالبات غیرجاری، اندازه دارایی‌ها و نسبت حقوق صاحبان سهام (نسبت مالکانه) می‌باشند. در جدول (۱)، متغیرهای تحقیق و نحوه اندازه‌گیری آنها آمده است.

جدول (۱): متغیرهای نهاده، ستانده، مستقل و نحوه اندازه‌گیری آنها

متغیر	شاخص	نحوه اندازه‌گیری
ثبات مالی	نمره Z	نسبت مجموع بازده دارایی‌ها و کفایت سرمایه به انحراف معیار بازده دارایی‌ها
متغیرهای مستقل	حاشیه سود	حاشیه سود خالص
	اندازه دارایی‌ها	لگاریتم کل دارایی‌های بانک
	نسبت بدهی	نسبت کل بدهی بانک بر کل دارایی‌ها
	نسبت مطالبات غیرجاری	نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات اعطایی بانک
	نسبت مالکانه	حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها

در جدول (۲)، آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق آمده است. از آنجا که میانگین نمره Z کمتر از یک است نشان می‌دهد که به طور متوسط، ثبات مالی بانک‌ها پایین است که می‌تواند بیانگر ریسک بالا یا ناپایداری کلی در سیستم بانکی باشد. هم‌چنین مقدار میانه کمتر از میانگین است، که نشان می‌دهد توزیع داده‌ها چوله به راست دارد و این یعنی چند بانک دارای مقادیر Z خیلی بالاتر از بقیه هستند.

^۱ Z-Score

بیشترین مقدار Z بیشتر از ۲/۹۹ است که نشان می‌دهد که حداقل یک بانک در وضعیت بسیار باثباتی قرار دارد و کمترین مقدار که منفی است نشان می‌دهد برخی بانک‌ها احتمالاً در وضعیت بحرانی یا ورشکستگی قرار دارند.

در میان متغیرهای مستقل نسبت مالکانه نشان می‌دهد که چه مقدار از دارایی‌های بانک‌ها از طریق حقوق صاحبان سهام و نه از طریق بدهی تأمین شده است. نسبت مالکانه مثبت نشان‌دهنده وضعیت مالی مطلوب‌تر و اتکای کمتر به بدهی‌ها است، در حالی که نسبت مالکانه منفی ممکن است نشان‌دهنده مشکلات مالی و حتی ورشکستگی باشد. میانگین منفی این متغیر نشان می‌دهد که به طور کلی سیستم بانکی بدهی‌های بیشتری نسبت به حقوق صاحبان سهام دارد که می‌تواند نشانه‌ای از اهرم مالی بسیار بالا یا مشکلات جدی در سرمایه‌گذاری بانک‌ها باشد و این نگران‌کننده است، زیرا در حالت عادی انتظار می‌رود که بانک‌ها دارای حقوق صاحبان سهام مثبت باشند. برخلاف میانگین، میانه مثبت است که نشان می‌دهد بیشتر بانک‌ها نسبت مالکانه مثبت دارند اما چند بانک با نسبت‌های مالکانه بسیار منفی باعث کاهش میانگین شده‌اند. این تفاوت بین میانگین و میانه نشان‌دهنده توزیع چولگی در داده‌ها است.

جدول (۲): آماره‌های توصیفی متغیرها؛ ۱۴۰۲-۱۳۹۴

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشترین	کمترین	مشاهدات
نمره Z	۰/۲۶	۰/۱۵	۱/۱۱	۳/۱۹	-۲/۷۹	۱۲۰
حاشیه سود	۳۴/۳	۲۵/۵	۱۱۱/۸	۵۳۲/۵	-۶۵۳/۸	۱۲۰
اندازه دارایی‌ها	۲۰/۲	۲۰/۱	۱/۳	۲۳/۴	۱۷/۵	۱۲۰
نسبت بدهی	۱/۰۴	۰/۹۵	۰/۴۷	۴/۰۴	-۰/۸۶	۱۲۰
نسبت مطالبات غیرجاری	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۲۴	-۰/۰۰۱	۱۲۰
نسبت مالکانه	-۴/۴۲	۴/۷۱	۴۶/۵	۴/۴۹	-۳۰۳/۹	۱۲۰

منبع: کدال و یافته‌های تحقیق

بالاترین نسبت مالکانه در بین بانک‌ها تنها ۴/۴۹ درصد است که عدد پایینی محسوب می‌شود. حتی بهترین بانک در میان این بانک‌ها وابستگی بالایی به بدهی دارد و حقوق صاحبان سهام آن در مقایسه با دارایی‌ها محدود است. هم‌چنین کمترین مقدار نسبت مالکانه ۳۰۳/۹- است که این مقدار بسیار شدید و نگران‌کننده است و نشان می‌دهد که حداقل یکی از بانک‌ها دارای بدهی‌هایی بسیار بیشتر از دارایی‌هایش است، یعنی حقوق صاحبان سهام به شدت منفی شده است. این عدد نشان‌دهنده ورشکستگی یا عدم توانایی در بازپرداخت بدهی‌ها است. هم‌چنین انحراف معیار بسیار بالاست، که نشان می‌دهد نسبت مالکانه بین بانک‌ها به شدت نوسان دارد. این مقدار بالا نشان‌دهنده عدم یکنواختی در

ساختار سرمایه بانک‌ها است؛ برخی بانک‌ها شرایط قابل قبولی دارند در حالی که برخی دیگر کاملاً بحران‌زده هستند.

۴. نتایج تجربی

۴-۱. نتایج آزمون‌های پیش از برآورد

در این بخش، ابتدا برای اجتناب از رگرسیون‌های کاذب، آزمون ریشه واحد متغیرها انجام می‌گیرد. دو نوع رویکرد برای آزمون ریشه واحد وجود دارد. رویکرد نخست مبتنی بر فرض استقلال مقاطع است، که این امکان را می‌دهد توزیع‌های آماری آزمون‌ها را به راحتی ایجاد کرده و توزیع‌های نرمال مجانبی یا نیمه مجانبی را به دست آورد. رویکرد دوم نیز مبتنی بر وابستگی مقاطع می‌باشد. بنابراین که قبل از انجام آزمون ریشه واحد، باید وابستگی مقطعی متغیرها ارزیابی گردد که نتایج آن در جدول (۳)، آمده است.

جدول (۳): نتایج آزمون وابستگی مقطعی

آزمون	نمره Z	حاشیه سود	اندازه دارایی‌ها	نسبت مطالبات غیرجاری	نسبت بدهی	نسبت مالکانه
LM بریوش-پاگان	۱۱۷/۶	۱۶۳/۲*	۱۱۱/۲	۹۶/۳	۱۰۹/۳	۱۵۱/۰*
LM پسران	۰/۸۷	۴/۰۲	۰/۴۳	-۰/۶۰	۰/۲۹	۳/۲
LM تورش تصحیح شده	-۰/۲	۲/۹	-۰/۶۴	-۱/۶۷*	-۰/۷۷	۲/۱
CD پسران	-۰/۶۴	۰/۱	-۱/۹۱*	-۱/۲۳	-۰/۶۳	۲/۴
استنتاج	استقلال	استقلال	استقلال	استقلال	استقلال	استقلال

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی در جدول (۳)، نشان می‌دهند برای هیچ یک از متغیرها، فرضیه صفر یعنی مستقل بودن مقاطع از یکدیگر رد نگردید که بیان می‌دارد متغیرها دارای مشکلات همبستگی مقطعی نیستند. با توجه به مستقل بودن مقاطع، برای آزمون ریشه واحد از آزمون‌های لوین، لین و چو (LLC) و ایم، پسران و شین (IPS) استفاده می‌گردد.

جدول (۴): نتایج آزمون ریشه واحد

آزمون	نمره Z	حاشیه سود	اندازه دارایی‌ها	نسبت مطالبات غیرجاری	نسبت بدهی	نسبت مالکانه	لوین، لین و چو (LLC)	
							سطح	تفاضل
	۷۰/۲*	۳۲/۲*	-۱/۹۵*	-۱۲/۸*	-۷۶/۸*	-۲/۴*		
	-	-	-	-	-	-		

						نخست	
$-2/3^*$	$-9/7^*$	$-1/9^{**}$	$-0/02$	$-0/5$	$-7/9^*$	سطح	ایم، پسران و شین (IPS)
-	-	-	$-4/7^*$	$-4/1^*$	-	تفاضل نخست	
I (0)	I (0)	I (0)	I (0)	I (0)	I (0)	استنتاج	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌ها در جدول (۴)، ارائه شده است. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهند براساس آزمون لوین، لین و چو (LLC) تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد مشترک نبوده و انباشته از مرتبه صفر هستند. هرچند نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که متغیرها انباشته از مرتبه صفر هستند، با این حال، از آزمون کائو برای بررسی اینکه آیا رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود دارد یا خیر استفاده شد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو در جدول (۵)، بیان می‌دارد در هر دو مدل، فرضیه صفر که بیانگر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها است، در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود که دال بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است.

جدول (۵): نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

آزمون	متغیر وابسته: بهره‌وری کل (مدل ۱)	
	آماره	مقدار احتمال
کائو	$1/8^{**}$	$0/04$
استنتاج	وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها	

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. نتایج روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

هدف اصلی این مقاله، ارزیابی اثر متغیرهای ساختاری بانک بر ثبات مالی آنهاست. برای دستیابی به این هدف تحقیق از رگرسیون پانل پویا استفاده گردید. برای رفع مشکل درون‌زایی احتمالی، آرانو و باند (۱۹۹۱) برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) را پیشنهاد کردند. در این روش، با «تفاضل‌گیری مرتبه اول» از معادله رگرسیون، اثرات ثابت حذف می‌شوند؛ در این صورت از وقفه‌های بالاتر متغیر وابسته به عنوان ابزار استفاده می‌شود. در تکنیک‌های داده‌های پانل سنتی، وجود وقفه‌های بالاتر متغیر وابسته سبب کاهش تعداد مشاهدات می‌شود، اما در روش GMM این مشکل رفع گردیده است (کلیبر و زلیس^۱، ۲۰۰۸). علاوه بر این تمامی متغیرها به صورت انحراف از میانگین زمان در نظر گرفته می‌شوند

¹ Kleiber & Zeileis, 2008

تا جمله V_t یا اثر زمان در مدل (۲) حذف شود. بنابراین ابتدا مدل (۲) به سه روش حداقل مربعات تلفیقی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی برآورد شد. نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن بیانگر انتخاب روش اثرات ثابت جهت تحلیل نتایج و آزمون فرضیات می‌باشد که در ستون‌های ۲ و ۴ جدول (۶)، آمده است. در ستون‌های ۱ و ۳ نیز نتایج روش GMM ارائه شده است.

جدول (۶): برآورد اثر متغیرهای ساختاری بر ثبات مالی بانک‌ها، ۱۴۰۲-۱۳۹۴

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
	GMM	اثرات ثابت	GMM	اثرات ثابت
عرض از مبدا	-	-۳/۳*** (۱/۵)	-	۰/۳۷ (۰/۶)
وقفه ثبات مالی	۰/۱۴* (۰/۰۴)	۰/۱۷*** (۰/۰۸)	۰/۲۲*** (۰/۱۱)	۰/۱*** (۰/۰۴)
حاشیه سود	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۰۷)	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۰۵)
اندازه دارایی‌ها	۰/۰۲ (۰/۱۷)	۰/۱۹*** (۰/۰۷)	۰/۰۸ (۰/۱۶)	۰/۰۶*** (۰/۰۲۶)
نسبت مالکانه	۰/۰۱* (۰/۰۰۵)	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۲)	۰/۰۲*** (۰/۰۱)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)
نسبت مطالبات غیرجاری	-۱۱/۷* (۳/۶)	-۱۴/۳۶* (۴/۹)	-	-
نسبت بدهی	-	-	-۲/۸*** (۱/۴)	-۱/۱۴* (۰/۱)
ضریب تعیین	-	۰/۵۵	-	۰/۸۷
آماره F لیمر	-	۲/۳*	-	۲/۵*
آماره هاسمن	-	۲۹/۲*	-	۳۰/۸*
آماره سارگان	۱۶/۱	-	۹/۲	-
رتبه ابزاری	۲۱	-	۲۱	-
AR (1)	-۱۷/۹*	-	-۷۳/۱۴*	-
AR (2)	-۰/۱۴	-	-۱/۳۱	-
تعداد بانک	۱۵	۱۵	۱۵	۱۵
تعداد مشاهدات	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰
*، ** و *** به ترتیب بیانگر معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد. اعداد داخل پرانتز پراتنر خطای استاندارد هستند				

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های خودهمبستگی مرتبه اول و دوم یعنی $AR(1)$ و $AR(2)$ نشان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی اجزاء اخلاص است. همچنین نتایج آزمون سارگان حاکی از آن است ابزارهای در نظر گرفته شده معتبر بوده و از این نظر تخمین‌های روش GMM دارای تورش بیش‌برآورد نشده‌اند. در واقع با استفاده از این آزمون می‌توان گفت حتی اگر متغیرهای توضیحی درونزا باشند، نتایج برآوردها سازگار خواهند بود. یافته‌ها نشان می‌دهد در روش GMM دو متغیر حاشیه سود و اندازه دارایی‌ها اثر معنادار بر ثبات مالی بانک‌ها ندارند، اما در مدل اثرات ثابت هم حاشیه سود و هم اندازه دارایی‌ها اثر مثبت و معنادار بر ثبات مالی بانک دارند. در مدل اثرات ثابت، ویژگی‌ها و عوامل زمانی ثابت (ثابت در طول زمان) هر بانک کنترل می‌شوند؛ به این معنا که تفاوت‌های بین بانکی که ممکن است بر ثبات مالی تأثیر بگذارند، از تحلیل حذف می‌شوند. بنابراین، اثرات متغیرهای درون بانکی مانند تغییرات حاشیه سود و اندازه دارایی‌ها به‌وضوح نمایان می‌شود. افزایش حاشیه سود نشان‌دهنده بهبود کارایی عملیاتی و سودآوری بانک است. بانک‌هایی که توانسته‌اند سودآوری خود را افزایش دهند، معمولاً منابع مالی بهتری برای مدیریت ریسک و جذب ضربات احتمالی زیان‌ها دارند که این امر به ثبات مالی کمک می‌کند. همچنین افزایش اندازه دارایی‌ها می‌تواند نشان‌دهنده تنوع‌بخشی در سبد سرمایه‌گذاری و توزیع ریسک بهتر باشد. بانک‌های بزرگ معمولاً به صرفه‌جویی‌های مقیاس دست می‌یابند و توانایی جذب شوک‌های مالی را به دلیل تنوع درآمدهایشان دارند. بنابراین، در مدل اثرات ثابت که تغییرات درون بانکی را به دقت بررسی می‌کند، مشاهده می‌شود که افزایش حاشیه سود و افزایش اندازه دارایی‌ها به‌صورت مثبت و معنادار بر ثبات مالی بانک‌ها تأثیر می‌گذارند.

در مقابل نسبت مالکانه در مدل GMM اثر مثبت و معنادار بر ثبات مالی و در مدل اثرات ثابت اثر غیرمعنادار دارد. در واقع بانک‌هایی که نسبت مالکانه بالایی دارند، توانایی بهتری در جذب ضربات زیان‌های احتمالی دارند. به عبارت دیگر، سرمایه‌ی اختصاصی به عنوان یک سپر مالی عمل کرده و در مواقع بحرانی، از سلامت مالی بانک حمایت می‌کند. از این رو نسبت مالکانه بالا به معنی وجود ذخیره‌ی کافی برای جذب ضررهاست که به پایداری بانک کمک می‌کند، بانک‌های با نسبت مالکانه بالاتر از بدهی‌های سنگین رها می‌شوند، که ریسک ورشکستگی و نوسانات شدید را کاهش می‌دهد و بانک‌هایی با نسبت مالکانه بالا، به عنوان مؤسساتی با ثبات‌تر شناخته شده و این امر موجب جلب اعتماد نهادهای نظارتی و سرمایه‌گذاران می‌شود. بنابراین، اثر مثبت و معنادار نسبت مالکانه بر ثبات مالی ناشی از توانایی این نسبت در افزایش مقاومت بانک در برابر شوک‌های مالی و بهبود مدیریت ریسک می‌باشد.

در هر دو مدل اثرات ثابت و GMM، متغیر نسبت مطالبات غیرجاری اثر منفی و معنادار بر ثبات مالی بانک‌ها دارد. افزایش نسبت مطالبات غیرجاری نشان‌دهنده‌ی تجمع بدهی‌ها یا مطالباتی است که به‌موقع وصول نمی‌شوند. این وضعیت به چند دلیل منجر به کاهش ثبات مالی بانک‌ها می‌شود. نخست اینکه، مطالبات غیرجاری به عنوان نشانه‌ای از دارایی‌های با کیفیت پایین‌تر در نظر گرفته می‌شوند. افزایش این

نسبت نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از دارایی‌های بانک در معرض عدم وصول و یا تأخیر در وصول قرار دارد؛ دوم، با افزایش مطالبات غیرجاری، احتمال وقوع خسارت ناشی از عدم بازپرداخت بدهی‌ها نیز افزایش می‌یابد که این امر ریسک کلی اعتباری بانک را بالا می‌برد. سوم، عدم وصول به موقع مطالبات می‌تواند منجر به کاهش جریان‌های نقدی بانک شود و توانایی بانک در مواجهه با نیازهای نقدینگی و شوک‌های اقتصادی را تضعیف کند. به همین دلایل، نسبت مطالبات غیرجاری اثر منفی و معناداری بر ثبات مالی بانک‌ها دارد؛ چرا که افزایش این نسبت، به‌طور مستقیم نشان‌دهنده‌ی افزایش ریسک‌ها و کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی است.

در نهایت در هر دو مدل، نسبت بدهی اثر منفی و معنادار بر ثبات مالی بانک‌ها دارد. نسبت بدهی بالا نشان‌دهنده‌ی استفاده زیاد از منابع بدهی برای تأمین مالی فعالیت‌های بانکی است که به چند دلیل منجر به کاهش ثبات مالی می‌شود. نخست اینکه، بدهی‌های بالا به معنای اهرم مالی قوی است؛ بنابراین در صورت بروز ضرر یا شوک اقتصادی کوچک، کاهش سرمایه بسیار شدیدتر خواهد بود و این می‌تواند به ورشکستگی بانک منجر شود؛ دوم اینکه، با افزایش بدهی، بانک ملزم به پرداخت بهره‌های منظم است. در دوره‌های رکود یا کاهش درآمد، این تعهدات می‌تواند فشار نقدینگی را افزایش داده و توانایی بانک در پوشش هزینه‌ها را کاهش دهند؛ سوم اینکه، بانک‌های با بدهی بالا کمتر انعطاف‌پذیر بوده و در مواجهه با شرایط نامساعد اقتصادی، کمتر قادر به جذب ضربه‌های مالی هستند؛ زیرا دارایی‌هایشان به راحتی می‌توانند تحت تأثیر قرار گیرند؛ و در آخر اینکه، استفاده بیش از حد از بدهی می‌تواند باعث شود بانک‌ها در مواجهه با عدم بازپرداخت و سایر مشکلات اعتباری، با ریسک‌های بیشتری روبرو شوند. به طور کلی، نسبت بدهی بالا به عنوان شاخصی از اهرم مالی بیش از حد و وابستگی شدید به منابع بدهی، ریسک کلی و ناپایداری مالی بانک‌ها را افزایش می‌دهد. این موضوع دلیل منفی و معنادار بودن اثر نسبت بدهی بر ثبات مالی بانک‌ها در هر دو مدل مورد بررسی است.

جدول (۷): برآورد مدل استحکام اثر متغیرهای ساختاری بر ثبات مالی بانک‌ها، ۱۳۹۴-۱۴۰۲

متغیر	(۱) برآوردگر-M	(۲) برآوردگر-S	(۳) برآوردگر-M	(۴) برآوردگر-S
عرض از مبدا	۰/۷۶ (۱/۳)	۰/۳۲ (۰/۳۱)	۱/۱۴*** (۰/۶۷)	۲/۱ (۱/۴)
حاشیه سود	۰/۰۰۲* (۰/۰۰۰۷)	۰/۰۰۲*** (۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۰۱۶)	۰/۰۰۲*** (۰/۰۰۰۸)
اندازه دارایی‌ها	۰/۰۱ (۰/۰۶)	۰/۰۱ (۰/۰۱)	۰/۰۱ (۰/۰۳)	۰/۰۱ (۰/۰۲)
نسبت مالکانه	۰/۰۱*** (۰/۰۰۵)	۰/۰۱*** (۰/۰۰۵)	۰/۰۳* (۰/۰۱)	۰/۰۲*** (۰/۰۰۶)

نسبت مطالبات غیرجاری	*۱۷/۵- (۴/۸)	*۱/۶- (۰/۵)	-	-
نسبت بدهی	-	-	*۱/۱۶- (۰/۱)	*۱/۹- (۰/۲۳)
$\bar{R}_w$ تعدیل شده	۰/۳۶	-	۰/۷۶	-
آماره $\bar{R}_n$	*۳۰/۷	*۷/۸	*۱۸۵/۶	*۸/۱
انحراف	۷۰/۶	۰/۲۲	۲۸/۲	۰/۱۸
مقیاس	۰/۶	۰/۵	۰/۳	۰/۴
تعداد بانک	۱۵	۱۵	۱۵	۱۵
تعداد مشاهدات	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰
*، ** و *** به ترتیب بیانگر معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد. اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند				

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۷)، نتایج برآورد استحکام آمده است. $\bar{R}_w$ تعدیل شده نشان‌دهنده درصد تغییرپذیری توضیح داده شده توسط مدل است که در آن اثر وزن‌دهی به مشاهدات و تعداد متغیرهای مد نظر قرار گرفته شده است. این شاخص، ارزیابی دقیق‌تری از قدرت توضیحی مدل ارائه می‌دهد، به‌ویژه در مدل‌هایی که از روش‌های وزن‌دار استفاده می‌کنند. همچنین آماره $\bar{R}_n$ نشان‌دهنده درصد تغییرپذیری توضیح داده شده توسط مدل است که با تعدیل‌های لازم برای تعداد مشاهدات و متغیرها محاسبه می‌شود تا از تخمین‌های تورش‌دار و بیش‌برازش جلوگیری شود که این آماره در تمامی مدل‌ها معنادار است.

نتایج به دست آمده از روش حداقل مربعات استحکام، یافته‌های مدل‌های اثرات ثابت و GMM را تأیید می‌کنند و نشان می‌دهند که اثرات کلیدی متغیرها بر ثبات مالی بانک‌ها به صورت قابل اعتمادی شناسایی شده‌اند. استفاده از روش حداقل مربعات استحکام که نسبت به اثر مقادیر پرت و مشکلات احتمالی در داده‌ها مقاوم است، نتایجی مشابه با مدل‌های دیگر به دست داده است. این همخوانی نشان‌دهنده پایداری و اعتبار یافته‌هاست و تضمین می‌کند که نتایج از جنبه‌های مختلف روش‌های آماری قابل اعتماد هستند. بنابراین می‌توان بیان داشت بانک‌هایی که حاشیه سود و اندازه دارایی‌های بالاتری دارند، به دلیل بهره‌مندی از کارایی عملیاتی و تنوع بخشی در منابع درآمدی، از ثبات مالی بیشتری برخوردارند. در مقابل، افزایش نسبت مطالبات غیرجاری و بدهی‌ها به عنوان شاخص‌های ریسک و ساختار مالی نامناسب، به طور قابل توجهی ثبات مالی بانک‌ها را کاهش می‌دهند. این یافته‌ها می‌تواند راهگشای تنظیمات نظارتی و سیاست‌های مدیریت ریسک در بانک‌ها باشد.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مقاله، اثر متغیرهای ساختاری بانک‌ها شامل ساختار درآمدی، ساختار هزینه، ساختار دارایی و ساختار سرمایه بر ثبات مالی ۱۵ بانک بورسی در دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۲، با استفاده از مدل‌های اثرات ثابت و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها از همخوانی بالایی برخوردار بودند و این همگرایی مدل‌ها، بیانگر پایداری آماری و اعتبار تحلیلی نتایج است. یافته‌های پژوهش به صورت منسجم، نشان می‌دهند که شاخص‌های عملکردی اثر مثبت و شاخص‌های ریسکی اثر منفی بر ثبات مالی بانک‌ها دارند.

نخست، مشخص شد که افزایش حاشیه سود به عنوان نمادی از بهبود عملکرد عملیاتی و کارایی بانکی، تأثیری مثبت و معنادار بر ثبات مالی دارد. این نتیجه با مطالعه شیناسی (۲۰۰۴) همسو است که تأکید دارد سودآوری بالا می‌تواند توان جذب زیان و تاب‌آوری بانک‌ها در برابر شوک‌ها را افزایش دهد. همچنین، این یافته در تطابق با این نظریه است که ثبات مالی را نتیجه حفظ عملکردهای اصلی بانک، حتی در شرایط بحران می‌داند. دوم، یافته‌ها نشان داد که افزایش اندازه دارایی بانک‌ها می‌تواند منجر به بهره‌برداری از صرفه‌جویی‌های مقیاس و تنوع‌بخشی در منابع درآمدی شده و در نهایت به ارتقاء پایداری مالی منجر شود.

این نتیجه با نتایج مطالعات بک و همکاران (۲۰۱۳) و لاون و همکاران (۲۰۱۶) همخوانی دارد که نشان داده‌اند ساختار دارایی قوی‌تر با کاهش ریسک سیستمی و افزایش ثبات همراه است.

سوم، یافته‌ها حاکی از آن بود که نسبت مالکانه بالا (سرمایه به دارایی) به دلیل ایفای نقش سپر سرمایه‌ای در برابر شوک‌های اقتصادی، به طور معنادار با ثبات مالی رابطه مثبت دارد. این امر با نتایج مطالعات صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۲) و دایموند و راجان (۲۰۰۵) تطابق دارد که تأکید می‌کنند سرمایه قوی‌تر نه تنها ابزار جذب زیان است بلکه از گسترش بحران در سیستم بانکی جلوگیری می‌کند. در مقابل، افزایش نسبت مطالبات غیرجاری و افزایش نسبت بدهی‌ها اثر منفی بر ثبات مالی داشته است. این یافته‌ها با مطالعه حسینی و دهقان (۱۳۹۹) و لاون و همکاران (۲۰۱۶) همسو هستند. طبق این مطالعات، افزایش وام‌های معوق، شاخصی از کاهش کیفیت دارایی و ضعف در کنترل ریسک اعتباری است که می‌تواند موجب کاهش جریان نقدی و افزایش آسیب‌پذیری مالی شود. همچنین، استفاده بیش از حد از منابع بدهی، با افزایش فشارهای نقدینگی، بانک‌ها را در برابر نوسانات اقتصادی حساس‌تر می‌سازد. به طور کلی یافته‌های این پژوهش همچنین با دیدگاه آلن و همکاران (۲۰۱۲) مطابقت دارد که بر اهمیت ترکیب مناسب ساختار بدهی و دارایی برای مدیریت ریسک سیستمی در بانک‌ها تأکید دارند. تحلیل حاضر نشان می‌دهد که هم‌افزایی میان بهبود عملکرد عملیاتی و کنترل ساختارهای ریسکی یک راهبرد کلیدی برای دستیابی به ثبات مالی است؛ راهبردی که در ادبیات نظری، از جمله در مقاله شیناسی (۲۰۰۴) نیز به آن پرداخته شده است.

از منظر کاربردی، نتایج پژوهش می‌تواند مبنای طراحی سیاست‌های اصلاحی در نظام بانکی ایران باشد. یافته‌ها همچنین در پاسخ به شکاف‌های مطرح‌شده در ادبیات، مانند فقدان توجه به ساختارهای درونی بانک‌ها در مطالعات داخلی و کمبود تحلیل هم‌زمان شاخص‌های عملکردی و ریسکی، گام مؤثری تلقی می‌شوند. با این وجود، باید توجه داشت که عوامل کلان اقتصادی نظیر نرخ تورم، تغییرات نرخ ارز، تحریم‌ها و تحولات مقرراتی می‌توانند تأثیرات قابل توجهی بر عملکرد بانک‌ها داشته باشند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده، از رویکردهای ترکیبی با استفاده از داده‌های بین‌المللی و مدل‌های ساختاری چندسطحی استفاده شود تا درک عمیق‌تری از پویایی‌های ثبات مالی در بسترهای مختلف حاصل گردد.

با توجه به نتایج این پژوهش، مجموعه‌ای از توصیه‌های سیاستی جهت ارتقاء ثبات مالی بانک‌ها و بهبود عملکرد نظام بانکی کشور پیشنهاد می‌گردد:

۱. تقویت ساختار سرمایه‌ای بانک‌ها؛ با توجه به نقش مثبت نسبت مالکانه در ثبات مالی، پیشنهاد می‌شود نهادهای ناظر همچون بانک مرکزی، سیاست‌هایی را برای افزایش سرمایه بانک‌ها اتخاذ کنند. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به افزایش حداقل الزامات کفایت سرمایه، مشوق‌های مالیاتی برای افزایش سرمایه و تشویق به عرضه‌های عمومی موفق در بازار سرمایه اشاره کرد.

۲. ارتقاء کیفیت دارایی‌ها و مدیریت ریسک اعتباری؛ افزایش نسبت مطالبات غیرجاری به‌عنوان تهدیدی جدی برای ثبات مالی بانک‌ها شناسایی شده است. در این راستا لازم است چارچوب‌های اعتبارسنجی مشتریان به‌روزرسانی شده و نظارت مؤثر بر اعطای تسهیلات افزایش یابد. همچنین، ایجاد سامانه یکپارچه ارزیابی ریسک اعتباری مشتریان و تقویت همکاری با شرکت‌های رتبه‌بندی اعتباری توصیه می‌شود.

۳. تنوع‌بخشی به درآمدها و بهینه‌سازی ساختار درآمدی؛ از آنجا که حاشیه سود بالاتر با ثبات مالی رابطه مثبت دارد، توصیه می‌شود بانک‌ها در جهت کاهش اتکال صرف به درآمدهای بهره‌ای و توسعه خدمات بانکی مبتنی بر کارمزد حرکت کنند. خدمات نوین مالی نظیر بانکداری دیجیتال، فناوری مالی و بانکداری سرمایه‌گذاری می‌توانند در این زمینه نقش مهمی ایفا کنند.

۴. مهار استفاده بیش از حد از بدهی و کنترل اهرم مالی؛ اتکال شدید بانک‌ها به منابع بدهی، ضمن افزایش فشار نقدینگی، ثبات مالی را تضعیف می‌کند. پیشنهاد می‌شود سیاست‌های کنترلی بر ساختار بدهی بانک‌ها اعمال شود و محدودیت‌هایی برای نسبت‌های اهرمی تدوین گردد. همچنین، ترغیب بانک‌ها به استفاده بیشتر از منابع داخلی و سپرده‌های بلندمدت به‌عنوان راهبردی پایدار مطرح است.

۶. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Allen, F., Babus, A. and Carletti, E. (2012). Asset commonality, debt maturity and systemic risk. *Journal of Financial Economics*, 104(3), 519–534. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.07.003/>
- Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58 (2), 277–297. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2297968/>
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D/](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D/)
- Azmeh, C. (2019). Does the speed of adjustment in regulation and supervision affect financial stability in developing countries?. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 27(4), 453–463. Retrieved from <https://doi.org/10.1108/JFRC-08-2018-0111/>
- Bank Markazi Iran. (2023). Banking Sector Performance Report 2023. Tehran: Central Bank of Iran. (In Persian)
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. (2013). Financial institutions and markets across countries and over time: The updated financial development and structure database. *World Bank Economic Review*, 24(1), 77–92.
- Bektas, E., Elbadri, M. and Molyneux, P. (2022). Do institutions, religion and the economic cycle impact bank stability in dual banking systems?. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 33(2), 252–284. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/jifm.12146/>
- Berger, A. N., Klapper, L. F., & Turk-Ariss, R. (2017). Bank competition and financial stability. In *Handbook of competition in banking and finance* (pp. 185–204). Edward Elgar Publishing.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8/](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8/)
- Diamond, D. W. and Rajan, R. G. (2005). Liquidity shortages and banking crises. *Journal of Finance*, 60(2), 615–647. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00741.x/>
- Eskandari, S. and Mirhosseini, S. M. (2022). Bank financial stability and risk management in listed banks on Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Perspective*, 5(66), 64–87. (In Persian)
- Habibi, M., Damouri, D. and Ansari Samani, H. (2024). Investigating the factors affecting banks' financial stability: Evidence from the net stable funding ratio index. *Strategic Research in Budgeting and Public Finance*, 5(2), 11–43. Retrieved from <http://dor.isc.ac/20.1001.1.27171809.1403.5.2.1.0/> (In Persian)
- International Monetary Fund. (2022). Islamic Republic of Iran: Financial System Stability Assessment. IMF Country Report No. 22/108.

- Ismail, S. and Ahmed, E. (2023). The impact of liquidity risk, credit risk, and operational risk on financial stability in conventional banks in Jordan. *Uncertain Supply Chain Management*, 11(2), 433-442. Retrieved from <https://doi.org/10.5267/j.uscm.2023.3.006/>
- Karami, A. and Esmaeilpour moghadam, H. (2024). The impact of banking financial technology on financial stability in Iran's banking industry. *Stable Economy*, 5(2), 123-150. Retrieved from <https://doi.org/10.22111/sedj.2024.48471.1463/> (In Persian)
- Kleiber, Christian; Zeileis, Achim (2008). *Linear Regression with Panel Data. Applied Econometrics with R*. Springer, 84-89.
- Laeven, L., Ratnovski, L. and Tong, H. (2016). Bank size, capital, and systemic risk: Some international evidence. *Journal of Banking & Finance*, 69(S1), 25-34. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.06.022/>
- Mies, M. (2024). Bank opacity, systemic risk and financial stability. *Journal of Financial Stability*, 70(C). Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2023.101211/>
- Mirbagheri Heyr, M. N., Nahidi Amirkhiz, M. R. and Shokoohifard, S. (2017). Determination of Vulnerable Households Dispersion in Geographical Areas of Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 24(80), 33-56. (In Persian)
- Olawale, A. (2024). Capital adequacy and financial stability: A study of Nigerian banks' resilience in a volatile economy. *GSC Advanced Research and Reviews*, 21(1), 001-012. Retrieved from <https://doi.org/10.30574/gscarr.2024.21.1.0346/>
- Samorodov, B. V., Azarenkova, G. M., Golovko, O. G., Miroshnik, O. Y. and Babenko, M. V. (2019). Credit risk management in the bank's financial stability system. *Financial and credit activity problems of theory and practice*, 4(31), 301-310. Retrieved from <https://doi.org/10.18371/fcapt.v4i31.190920/>
- Schinasi, G. J. (2004). *Defining Financial Stability*. IMF Working Paper No. 04/187. International Monetary Fund.
- Temple, Jonathan, (1999). The new growth evidence. *Journal of Economic Literature* 37 (1), 112-156. Retrieved from <https://doi.org/10.1257/jel.37.1.112/>
- Thakor, A. V. (2014). Bank capital and financial stability: An economic trade-off or a Faustian bargain? *Annual Review of Financial Economics*, 6(1), 185-223. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2341835/>
- Valla, N., Saes-Escorbiac, B. and Tiesset, M. (2006). Bank liquidity and financial stability. *Banque de France Financial Stability Review*, 9(1), 89-104.
- World Bank. (2023). *Iran Economic Monitor: Weathering Economic Headwinds*. Washington, DC: World Bank Group.
- Xu, M. T., Hu, K., & Das, M. U. S. (2019). Bank profitability and financial stability. International Monetary Fund. Working Paper No. 2019/005/
- Zarei, Z., & Kamijani, A. (2012). Evaluating financial stability in Iran with emphasis on banking stability: An early warning system approach. *Iranian Journal of Applied Economics*, 3(10), 127-152. (In Persian)

The Spillover Effects of Economic Uncertainty on Foreign Direct Investment in Selected Developing Countries; By Using the Panel VAR Model

Mostafapour Dehghan Ardakan¹, Seyyed Ali Reza Alavi Bajgani^{2*}, Seyyed Yahya Abtahi³, Mohammad Ali Dehghan Tafti⁴

¹ Ph.D. student in Economics, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Email: purdehghanm61@gmail.com

^{2*} Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Corresponding Author, Email: seyedalirezaalavi12@gmail.com

³ Associate Professor of Economics, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Email: abtahi@iauyazd.ac.ir

⁴ Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Email: dehghantafti@iauyazd.ac.ir

Article Info

Received: 16/1/2025

Accepted: 21/4/2025

Pages: 57-78

Keywords:

Economic

Uncertainty;

Foreign Direct

Investment; Selected

Developing

Countries; PVAR

Model

JEL Classification:

C24; E52; G12;

G32; G19

ABSTRACT

Economic uncertainty refers to uncertainty about a country's economic future and the instability of fiscal, monetary, and trade policies, which can affect investment, production, and international trade. The article examines the effects of economic uncertainty on foreign direct investment and the PVAR model for selected developing countries in 1992-2022. Based on the results of PVAR, the impact of the impulses from the uncertainty of the world economy on foreign direct investment in the long term is dampened to zero. The effect of uncertainty on the decisions of economic agents is different in different time horizons, so that short-term uncertainty often affects transient decisions, but economic uncertainty in the long term seriously affects decisions between periods. Impulses from per capita income, abundance of natural resources, economic freedom and population on foreign direct investment up to the first two periods; It goes through an upward trend and then a downward trend, and finally, in the long run, it is damped to zero. Reducing trade restrictions and developing economic freedom can be an effective step in the direction of positive foreign direct investment. Because with economic liberalization and parallel adoption of policies in line with trade liberalization policy, high growth in the economy can be achieved. In this way, the existing capacities and abilities are optimally used and the resources and production factors are also used with maximum efficiency in production. Also, an active connection with the global economy and the promotion of foreign trade should be done by revising and amending the Law on Investment Regulations, the Law on Customs Affairs and the Law on Foreign Direct Investment Zones.

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>



Extended Abstract

Purpose

In today's complex and dynamic economic world, uncertainty is one of the important factors that affect economic decisions. Economic uncertainty refers to uncertainty about a country's economic future and the instability of financial, monetary, and trade policies that can affect investment, production, and international trade. One of the areas that is heavily affected by these uncertainties is foreign direct investment. The importance of examining the impact of uncertainty on foreign direct investment is important because a detailed understanding of this relationship can help policymakers to reduce economic uncertainties and stabilize markets, improve the situation of foreign direct investment, and increase the economic competitiveness of countries. The structure of the article is also organized as follows: In the second section, theoretical foundations are presented, including theories and results of empirical studies conducted on the subject. In the third section, the model, research method, and tests used are stated. The fourth section is devoted to the results of the tests and estimation of the model. The fifth section presents a summary and conclusion.

Methodology

In this article, in a complementary manner and in line with these studies, the effects of economic uncertainty on foreign direct investment in selected developing countries are examined using the Panel VAR model for the period 1992-2022. The results of Table 5 for the model show that the prediction error in the first period was 0.3 and in the second period 0.33 and increased over time. The next columns show the percentage of variance due to a sudden change or a specific impulse. The third column shows that although 100 percent of the changes in the first period and 97.74 percent of the changes in the second period were due to foreign direct investment impulses, in the fourth period the changes in this index were 97.08 percent related to foreign direct investment impulses, 0.43 percent related to population impulses, 0.04 percent related to natural resource abundance impulses, 0.71 percent related to per capita income impulses, 0.59 percent related to economic freedom impulses and 1.13 related to economic uncertainty impulses. Among the variables in the model; The economic freedom shock, the economic uncertainty shock, the population shock, the per capita income shock, and the natural resource abundance shock, respectively, accounted for the highest percentage of explanatory power of the model changes during the period under study, which is fully justified for the economies of the selected developing countries that were analyzed in general.

Finding

The results of the PVAR model estimation show that the uncertainty of the global economy on foreign direct investment is on a downward trend for the first two periods, and then in the lower part, it continues its downward trend until the period and finally fades towards zero in the long run. Uncertainty cannot be completely eliminated, but it is possible to minimize it through some adjustments in policy

regimes. As mentioned in the theoretical foundations, economic uncertainty in recent decades has its roots in the financial and currency crisis that has occurred for various reasons. Countries that experience this crisis witness a continuous current account deficit, an increase in the value of imports compared to the net income from exports of goods and services in the country due to a decrease in the value of exports after the devaluation of their domestic currency. The important point here is that a set of different factors can underlie these crises in the country and these factors require a period of several years to resolve. The results of the PVAR model estimate show that the impulses from per capita income, abundance of natural resources, economic freedom, and population on foreign direct investment follow an upward trend and then a downward trend for the first two periods, and finally fade to zero in the long run. Reducing trade restrictions on the one hand and expanding economic freedom on the other can be an effective step towards making foreign direct investment positive. Because with economic liberalization and, in parallel, adopting policies consistent with the trade liberalization policy, high growth in the economy can be achieved. In this way, existing capacities and capabilities are optimally used, and resources and factors of production are used with maximum efficiency in production. Also, an active link with the global economy and boosting foreign trade should be made by reviewing and amending the Investment Regulations Law, the Customs Affairs Law, and the Foreign Direct Investment Zones Law.

Conclusion

On the other hand, creating economic security and a safe environment for investment, expanding and diversifying financial markets and institutions, moving towards an open economy and utilizing foreign investment, and transforming capital market regulations with the aim of transparency and stability to increase savings and investment can pave the way for increasing foreign investment and production in countries.

اثرات سربز نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب در حال توسعه؛ با بکارگیری مدل Panel VAR

مصطفی پور دهقان اردکان^۱، سید علی رضا علوی باجگانی^۲، سید یحیی ابطحی^۳، محمد علی دهقان
تفتی^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: purdehghanm61@gmail.com
۲. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: seyedalirezalavi12@gmail.com
۳. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: abtahi@iauyazd.ac.ir
۴. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: dehghantafti@iauyazd.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
نااطمینانی اقتصادی به عدم اطمینان در مورد آینده اقتصادی یک کشور و بی ثباتی سیاست های مالی، پولی و تجاری اشاره دارد. مقاله حاضر به بررسی اثرات سربز نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی با استفاده از مدل PVAR برای کشورهای منتخب در حال توسعه در سال های ۲۰۲۲-۱۹۹۲ می پردازد. براساس نتایج تخمین مدل PVAR تاثیر تکانه های وارده از جانب نااطمینانی اقتصاد جهانی بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی تا دو دوره اول؛ روند نزولی و سپس روند صعودی به خود می گیرد اما در نهایت در بلندمدت به سمت صفر میرا می شود. تکانه های وارده از جانب درآمد سرانه، فراوانی منابع طبیعی، آزادی اقتصادی و جمعیت بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی تا دو دوره اول؛ روند صعودی و سپس روند نزولی خود را طی می کند و در نهایت در بلندمدت به سمت صفر میرا می شود. کاهش محدودیت های تجاری و توسعه آزادی اقتصادی می تواند گامی موثر در جهت مثبت شدن سرمایه گذاری مستقیم خارجی باشد. زیرا با آزادسازی اقتصادی و اتخاذ سیاست هایی در راستای سیاست های آزادسازی تجاری، می توان به رشد اقتصادی بالایی دست یافت و از ظرفیت ها و توانمندی های موجود به نحو مطلوب، در جهت حداکثرسازی بهره وری در تولید، استفاده نمود. همچنین هم پیوندی فعال با اقتصاد جهانی و رونق بخشیدن به تجارت خارجی، با بازنگری و اصلاح قانون مقررات سرمایه گذاری، قانون امور گمرکی و قانون سرمایه گذاری مستقیم خارجی، محقق می شود.	نوع مقاله: مقاله پژوهشی صفحات ۵۷-۷۸ تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۰/۲۷ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۲/۰۱ واژگان کلیدی: نااطمینانی اقتصاد؛ سرمایه گذاری مستقیم خارجی؛ کشورهای منتخب در حال توسعه؛ مدل PVAR طبقه بندی JEL: C24; E52; G12; G32; G19

۱. مقدمه

در دنیای پیچیده و پویای اقتصادی امروز، عدم اطمینان یکی از عوامل مهمی است که بر تصمیمات اقتصادی تاثیر می‌گذارد. نااطمینانی اقتصادی به عدم اطمینان در مورد آینده اقتصادی یک کشور و بی‌ثباتی سیاست‌های مالی، پولی و تجاری اشاره دارد که می‌تواند سرمایه‌گذاری، تولید و تجارت بین‌المللی را تحت‌تاثیر قرار دهد. یکی از حوزه‌هایی که به‌شدت تحت‌تاثیر این عدم قطعیت‌ها قرار دارد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است (ژانگ و همکاران^۱، ۲۰۲۴). سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند ظرفیت‌های تولید را به‌ویژه در کالاهای صادراتی افزایش دهد و از طریق توسعه بازارهای صادراتی و پیشرفت در تحقیق و توسعه، به کشور میزبان کمک کند تا با اقتصاد بین‌المللی پیوند و ارتباط برقرار کند. امروزه بیش از هر زمان دیگری، اقتصاددانان بر این باورند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند مانند تجارت در خدمت رشد و توسعه اقتصادی باشد و این امر به وضوح در سیاست‌هایی که به نفع جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای پیشرفته و در حال توسعه است، منعکس می‌شود (گائوهای و همکاران^۲، ۲۰۲۴). سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مورد بحث مکاتب و نظریه پردازان اقتصادی بوده و همواره در اتخاذ راهبردهای توسعه موردتوجه بوده است. باتوجه به تاثیرات این متغیر بر اقتصاد کشور میزبان، کمک‌کنندگان بر انتقال سرمایه و فناوری پیشرفته، توسعه مهارت‌های مدیریتی، توسعه منابع انسانی و مالی و گسترش تجارت خارجی تاکید دارند. از سوی دیگر، مخالفان معتقدند که این امر منجر به غارت منابع طبیعی، کنترل بازارهای داخلی، تحکیم وابستگی اقتصادی، تخریب محیط‌زیست و گسترش فساد مالی در کشور میزبان می‌شود و به‌طور کلی موانع اساسی برای توسعه اقتصادی سالم ایجاد می‌کند (اولمز و همکاران^۳، ۲۰۲۴).

مطالعه تاثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی دولت برای تحلیل و درک اثرات شوک‌های مالی بر فعالیت‌های اقتصادی ازجمله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، چه از لحاظ نظری و چه از لحاظ تجربی، ضروری و مهم است. اصول و نظریه‌های اقتصادی نشان می‌دهد که عدم قطعیت سیاست اقتصادی دولت منجر به تغییر رفتار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. ریسک بالا در بازارهای مالی، عدم اطمینان را افزایش می‌دهد که منجر به رکود اقتصادی می‌شود (رونکاگلیو و بلاس^۴، ۲۰۲۲). عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت ناشی از شوک‌ها و ساختار مالی آسیب‌پذیر است. بنابراین هرچه شکنندگی مالی بیشتر باشد، تاثیر شوک‌ها بر بازار، از طریق افزایش زیان‌های مالی، ریسک و عدم

¹ Zhang et al., 2024

² Gao et al., 2024

³ Olmez et al., 2024

⁴ Roncagliolo & Blas, 2022

اطمینان در بازار، بیشتر می‌شود و افزایش عدم اطمینان دولت و افزایش هزینه اعتبار و ایجاد نااطمینانی در موسسات و سرمایه‌گذاران، باعث روند نزولی اقتصاد خواهد شد (کوارک و لی^۱، ۲۰۲۱). عدم اطمینان اقتصادی به‌ویژه برای کشورهای در حال توسعه که با چالش‌های متعددی مانند نوسانات نرخ ارز، تورم، بحران مالی و تغییر سیاست‌های تجاری روبرو هستند، اهمیت دارد. در چنین شرایطی، تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به تعویق بیفتد یا حتی متوقف شود. کاهش یا بی‌ثباتی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، به‌ویژه در بخش کالاهای اساسی، نه تنها می‌تواند زنجیره تامین داخلی را مختل کند، بلکه پیامدهای اقتصادی گسترده‌ای مانند افزایش قیمت‌ها و کاهش تولید داخلی را نیز به دنبال دارد (دمندونسا و تیبرتو^۲، ۲۰۲۴). اهمیت بررسی تاثیر عدم اطمینان بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از این جهت مهم است که شناخت دقیق این رابطه می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا با کاهش نااطمینانی‌های اقتصادی و ایجاد ثبات در بازارها، وضعیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بهبود بخشیده و رقابت اقتصادی کشورها را افزایش دهند. ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده است: در بخش دوم، مبانی نظری شامل نظریه‌ها و نتایج مطالعات تجربی انجام شده در رابطه با موضوع ارائه شده است. در بخش سوم مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان شده است. بخش چهارم به نتایج آزمون‌ها و تخمین مدل اختصاص دارد. در بخش پنجم خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

جریان سرمایه یکی از عوامل کلیدی در یکپارچگی گسترده اقتصاد جهانی در دهه آخر قرن بیستم بوده است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) نقش مهم‌تری در این فرآیند نسبت به هر نوع جریان دیگری داشته است. از نظر آنکتاد^۳ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سرمایه‌گذاری است که شامل روابط بلندمدت اقتصادی است و نشان‌دهنده منافع و کنترل پایدار یک واحد اقتصادی مقیم یک کشور (کشور مادر) بر یک واحد اقتصادی مقیم کشور دیگر (یکی از شرکت‌های تابعه شرکت مادر) است. در تمامی نظریه‌های رشد، سرمایه به‌عنوان موتور محرک رشد و توسعه بخش‌های اقتصادی معرفی شده و نقش آن به‌عنوان عاملی موثر در تداوم و تسریع رشد و توسعه جوامع پذیرفته شده است (دمندونسا و تیبرتو، ۲۰۲۴). بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که مهمترین مانع توسعه در کشورهای در حال توسعه کمبود سرمایه است. شایان ذکر است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با انتقال دانش، فناوری و مهارت و افزایش تجارت مرتبط با سرمایه‌گذاری، مزایایی را برای کشورهای میزبان فراهم می‌کند که مهم‌ترین

¹ Kwarck & Lee, 2021

² de Mendonça & Tiberto, 2024

³ Unctad

آنها افزایش بهره‌وری و رقابت‌پذیری است. البته باید توجه داشت که بسیاری از اثرات سرمایه‌گذاری در این راه، نیاز به زمان برای تبدیل سرمایه‌گذاری به تولید آتی دارد که در نتیجه این شاخص در کوتاه‌مدت و در همان سال اثرگذار نخواهد بود. بنابراین اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در یک دوره حداقل در دوره بعدی بر شاخص‌های کلان اقتصادی کشور مقصد اثرگذار خواهد بود (آپانیسیل واولوبا^۱، ۲۰۲۰). اما موضوعی که بر اقتصادهای در حال توسعه تأثیر می‌گذارد، عدم اطمینان سیاست اقتصادی (EPU) و اثرات منفی EPU است. این آسیب‌پذیری از عوامل متعددی ناشی می‌شود، از جمله عدم بلوغ نهادی، اتکای بیش از حد به بخش‌های خاص و تنوع ناکافی در اقتصاد. این چالش‌ها با بی‌ثباتی سیاسی و بحران‌های جهانی تشدید می‌شود و نااطمینانی‌ها درباره مسیر آتی سیاست‌های داخلی و بین‌المللی را افزایش می‌دهد. تحقیقات تجربی نشان می‌دهند که عدم اطمینان سیاست اقتصادی (EPU) در اقتصادهایی با حکمرانی ضعیف و محیط‌های سیاسی ناپایدار مضرتر است، زیرا هزینه‌های معاملاتی بالاتری ایجاد می‌کند، تصمیمات سرمایه‌گذاری را به تاخیر می‌اندازد و جریان تجاری را مختل می‌کند (رهمنون و همکاران، ۱۴۰۳). در ادامه به بررسی اثرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر فعالیت‌های اقتصادی کشورها پرداخته می‌شود.

۱-۲. ارتباط بین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و فعالیت‌های اقتصادی

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) یک جنبه مهم از اقتصاد مدرن است که بر طیف گسترده‌ای از نتایج کلان اقتصادی، از جمله جریان‌های تجاری، سرمایه‌گذاری و مصرف، تأثیر می‌گذارد. نااطمینانی سیاست اقتصادی به عدم قطعیت و غیرقابل پیش‌بینی بودن اقدامات آتی دولت، مانند سیاست‌های مالی، پولی و تجاری اشاره دارد که می‌تواند منجر به تردید در میان فعالان اقتصادی (از جمله مشاغل، مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران) شود (کاسال^۲، ۲۰۲۳). این ابهامات می‌تواند از منابع مختلفی از جمله بی‌ثباتی سیاسی، چارچوب‌های قانونی نامشخص، تغییرات در روابط بین‌الملل یا شوک‌های اقتصادی جهانی ناشی شود. درک اینکه چگونه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر این فعالیت‌ها تأثیر می‌گذارد، برای تحلیل تأثیر کلی آن بر جریان‌های تجاری بسیار مهم است.

یکی از مهم‌ترین نظریه‌هایی که نااطمینانی را به رفتار اقتصادی مرتبط می‌کند، نظریه گزینه‌های واقعی است که بیان می‌کند در مواجهه با نااطمینانی، کشورها تمایل دارند تصمیمات سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر را به تعویق بیاورند. این نظریه که اولین بار توسط برنانکه (۱۹۸۳) ارائه شد، بیان می‌کند که کشورها ارزش انتظار برای اطلاعات بیشتر را قبل از تخصیص منابع به سرمایه‌گذاری‌هایی که بدون

^۱ Apanisile & Oloba, 2020

^۲ Kasal, 2023

هزینه‌های قابل توجه قابل برگشت نیستند، درک می‌کنند. این تردید سرمایه‌گذاری به‌ویژه زمانی که کشورها با نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) روبرو می‌شوند، تشدید می‌شود (اولمز و همکاران، ۲۰۲۴). زیرا آنها نمی‌توانند به طور دقیق سیاست‌های آینده را که ممکن است بر سودآوری سرمایه‌گذاری‌های آنها تاثیر بگذارد، پیش‌بینی کنند. نوسانات نرخ ارز یکی از پیامدهای نامشخص سیاست‌های اقتصادی است که می‌تواند به‌شدت بر هزینه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تاثیر بگذارد. هنگامی که ارزش پول ملی کاهش می‌یابد، نوسانات نرخ ارز می‌تواند به طور قابل توجهی بر هزینه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تاثیر بگذارد (شکری و همکاران، ۱۴۰۱). سیاست‌های نامشخص دولت در مورد نرخ بهره و سیاست‌های نرخ ارز این نوسانات را تشدید می‌کند و منجر به کاهش تقاضا برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. اگرچه عوامل اقتصادی و حمایتی نقش بسزایی در جذب منابع خارجی به اقتصاد هر کشور ایفا می‌کنند و نشان‌دهنده سودآوری پروژه و جذابیت آن برای سرمایه‌گذاران است، اما همه این عوامل باید در فضایی باثبات و امن قرار گیرند که آینده کشور را تضمین کند. به گونه‌ای که سرمایه‌گذاران نسبت به آینده پروژه و سودآوری آن اطمینان داشته باشند (گائوهان و همکاران، ۲۰۲۴). کشوری که درگیر ناآرامی‌های سیاسی یا اجتماعی است و دارایی‌های سرمایه‌گذاران را تهدید می‌کند، صرف نظر از اینکه چقدر از نظر اقتصادی جذاب باشد، هنوز در جذب منابع خارجی موفق نخواهد بود. درواقع سرمایه‌گذاری خارجی در محیطی شکل می‌گیرد که فضای مورد نیاز آن وجود داشته باشد. به‌طور کلی، برای ایجاد امنیت اقتصادی، باید تمام ویژگی‌های پلتفرم سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شود که می‌تواند در قالب دو گروه کلی مورد بررسی قرار گیرد: تضمین حقوق مالکیت، که به حذف کاستی‌های مربوط به هزینه‌های معامله و ایجاد یک محیط رقابتی سالم، که به حذف کاستی‌های ساختاری اشاره دارد (ژانگ و همکاران، ۲۰۲۴). در این راستا، اولی از نظر حفاظت از اصل دارایی و دومی از نظر بهره‌برداری از دارایی برای سودآوری بیشتر، حائز اهمیت است. از سوی دیگر، محیط نهادی مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری شامل متغیرهایی مانند ثبات سیاسی، ثبات نهادهای قانونگذاری، ثبات قوانین، ثبات اجتماعی، کیفیت قابل قبول بوروکراسی، فساد دستگاه اداری و مالکیت معنوی است. هزینه‌های مبادله و عدم اطمینان و ریسک سیاسی، اقتصادی و حقوقی از عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. تقریباً تمام تئوری‌های موجود در مورد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ارائه شده پس از دهه ۱۹۶۰ به جنبه‌هایی از عدم اطمینان و ریسک ناشی از نقص بازار، هزینه‌های مبادله، اطلاعات ناقص و غیره اشاره کرده‌اند.

۲-۲. بررسی اثرات شاخص نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

در تعریف یک محیط باثبات اقتصاد کلان، چندین متغیر کلیدی مورد توجه و تاکید قرار گرفته‌اند. این متغیرهای کلیدی که وضعیت آنها میزان بی‌ثباتی یا پیشرفت به سمت ثبات کلان اقتصادی را تعیین و

مشخص می‌کند، شامل نرخ تورم، کسری بودجه، نرخ ارز و شرایط تجارت است. بی‌ثباتی کلان اقتصادی باعث می‌شود فعالان اقتصادی نسبت به تحولات آینده نامطمئن باشند و در نتیجه فعالان اقتصادی نتوانند چشم‌انداز روشن و شفاف از آینده ترسیم کنند (اولمز و همکاران، ۲۰۲۴). این امر به‌ویژه تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری خواهد داشت. بنابراین، ثبات اقتصاد کلان با کاهش قابل‌توجه نااطمینانی و ترویج برنامه‌ریزی بلندمدت به رشد واقعی اقتصادی کمک زیادی می‌کند. افزایش عدم اطمینان (هم در مورد ارزش دارایی‌ها و هم در مورد رفتار سایر سرمایه‌گذاران)، افزایش اختلاف بین سرمایه‌گذاران در تحلیل و پیش‌بینی وضعیت بازارها، افزایش اطلاعات نامتقارن بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان، کاهش ترجیحات برای نگهداری دارایی‌های پرخطر و دارایی‌های غیر نقدی، عواملی هستند که نشان‌دهنده افزایش سطح ریسک یا عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی دولت سیستمی هستند. هر یک از این عوامل بر دیگری تأثیر می‌گذارد و یکدیگر را تشدید می‌کند. با ایجاد نشانه‌هایی از عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی دولت سیستمی، قیمت دارایی‌ها شدیدتر از حد معمول نوسان می‌کند و افت ارزش آن‌ها به‌شدت افزایش می‌یابد ((رونکاگیلو و بلاس، ۲۰۲۲)). به‌طور کلی، نااطمینانی اقتصادی دولت، محصول یک ساختار آسیب‌پذیر و برخی شوک‌های بیرونی است. اگر نااطمینانی اقتصادی دولت سیستماتیک باشد، می‌توان رفتار اقتصادی را دستکاری کرد تا اثرات نامطلوبی بر اقتصاد واقعی داشته باشد. بنابراین، نااطمینانی اقتصادی دولت یک متغیر پیوسته با دامنه‌ای از مقادیر افراطی است که به یک بحران تبدیل می‌شود. از سوی دیگر، شکنندگی مالی بیانگر ضعف در شرایط مالی و ساختار نظام مالی است که در آن شوک‌ها منجر به عدم اطمینان از سیاست‌های اقتصادی دولت می‌شود و ارزش‌های افراطی آن به بحران تبدیل می‌شود. مدل‌های اقتصادی توسعه‌یافته توسط هارتمن^۱ (۱۹۷۲) و ابل^۲ (۱۹۸۳) اظهار داشتند که سطح بالاتر عدم اطمینان باعث افزایش حاشیه سود مورد انتظار سرمایه و در نتیجه افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد. ابل و بلانچارد^۳ (۱۹۸۶)، شواهد تجربی را برای این ادعا ارائه نموده‌اند. از سوی دیگر، کابالرو و پیندیک^۴ (۱۹۹۱)، استدلال می‌کند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، با افزایش عدم اطمینان در شرایط عدم تحقق فرضیات هارتمن (۱۹۷۲) و ابل (۱۹۸۳)، کاهش می‌یابد. ماهیت برگشت‌ناپذیر پروژه‌های سرمایه‌گذاری یا هزینه‌های کاهش یافته باعث می‌شود که کشورها تفاوت بازده بین سرمایه‌گذاری‌های فعلی و آینده را ارزیابی کنند. هر چه درجه عدم اطمینان بیشتر باشد، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری آتی بیشتر خواهد بود. از این‌رو، کشورها هزینه‌های سرمایه‌گذاری فعلی خود را کاهش می‌دهند (تیتمان^۵، ۱۹۸۵؛ برنانکی^۱، ۱۹۸۳؛ مک دونالد و سیگل^۲، ۱۹۸۶ و پیندک^۳، ۱۹۹۳). شواهد

¹ Hartman, 1972

² Abel, 1983

³ Abel & Blanchard, 1986

⁴ Caballero & Pindyck, 1992

⁵ Titman, 1985

تجربی شامل کابالرو و پیندک (۱۹۹۶) در سطح صنعت و لیهی و وایتد^۴ (۱۹۹۶) و بوند و کومینز^۵ (۲۰۰۴) در سطح کشور، نیز این بحث را پشتیبانی می‌کنند. با افزایش عدم اطمینان در محیط کسب و کار، هزینه سرمایه افزایش می‌یابد و ارزش مورد انتظار تصمیم‌گیری در این کشورها کاهش می‌یابد (بویل و گاتری^۶، ۲۰۰۳). نااطمینانی اقتصادی تأثیر قابل توجهی بر رفتار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد (دوجان و چیرلی^۷، ۲۰۱۸). نااطمینانی اقتصادی می‌تواند هزینه‌های مورد انتظار را افزایش دهد و سرمایه‌گذاری و بازده بلندمدت را کاهش دهد؛ به‌خصوص در کشورهای در حال توسعه، کارآفرینان نسبت به تغییرات سیاست واکنش نشان می‌دهند و رفتار منطقی آنها از افزایش سرمایه‌گذاری تا رفع عدم قطعیت مربوط به سیاست جلوگیری می‌کند (رودریک^۸، ۱۹۹۱). مدل نظری و یافته‌های تجربی پاستور و ورونی^۹ (۲۰۱۲) نشان می‌دهند که نااطمینانی اقتصادی باعث کاهش ارزش حمایت‌های ارائه شده دولت برای بازارها می‌گردد.

۳-۲. پیشینه پژوهش

ژانگ و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در عصر زنجیره ارزش جهانی در ۴۸ کشور آسیایی می‌پردازند. مطالعه حاضر از مجموعه داده‌های پانل طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ استفاده می‌کند. متغیر وابسته اصلی جریان‌های خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است و متغیر توضیحی عدم قطعیت سیاست اقتصادی است. متغیرهای کنترلی این مطالعه شامل تجارت، تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد تولید ناخالص داخلی، جمعیت، توسعه مالی، تورم و اشتغال است. برای تخمین از روش سیستم تعمیم یافته لحظه (SYS_GMM) استفاده می‌شود. علاوه بر این، استحکام نتایج تجربی با استفاده از متغیرهای پراکسی مختلف عدم قطعیت سیاست بررسی می‌شود. نتایج مطالعه حاضر تأثیر منفی عدم قطعیت سیاست بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۴۸ کشور آسیایی را تایید می‌کند. نتایج همچنین نشان می‌دهد که جریان ورودی سرمایه‌گذاری خارجی نسبت به سرمایه‌گذاری داخلی حساس‌تر است. تأثیر عدم اطمینان داخلی و جهانی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر از سرمایه‌گذاری داخلی است. علاوه بر این، اثر متقابل توسعه

¹ Bernanke, 1983

² McDonald & Siegel, 1986

³ Pindyck, 1993

⁴ Leahy & Whited, 1996

⁵ Bond & Cummins, 2004

⁶ Boyle & Guthrie, 2003

⁷ Dejuan & Ghirelli, 2018

⁸ Rodrik, 1991

⁹ Pastor & Veronesi, 2012

مالی (FD) نشان می‌دهد که توسعه مالی، بر کاهش تاثیر منفی عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی بر جریان سرمایه‌گذاری خارجی تاثیری ندارد. در مقابل، توسعه مالی، اثرات نامطلوب عدم اطمینان سیاست داخلی بر سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی را کاهش می‌دهد. یافته‌ها حاکی از آن است که سیاست‌ها باید جذاب، موثر و شفاف باشند تا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بازارهای نوظهور جذب شوند.

گائوهان و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی عدم قطعیت سیاست اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی؛ با استفاده از یک مجموعه داده جامع شامل ۲۶۴ شهر چین از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج یک رابطه منفی بین EPU و جریان ورودی FDI را نشان می‌دهد. علاوه بر این، از طریق آزمون‌های ناهمگونی، نشان می‌دهند که این اثر در شهرهایی که با درجه بالاتری از بازاری‌سازی، توسعه مالی قوی‌تر و نسبت بزرگ‌تری از تولید صنعتی مشخص می‌شوند، بارزتر است. علاوه بر این، مشاهده می‌شود که FDI حساسیت بیشتری نسبت به نوسانات EPU پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ نشان می‌دهد. برای ارائه توضیحی برای این یافته‌ها، یک مدل اقتصاد باز پیشنهاد می‌شود که شامل عدم قطعیت است.

اولمز و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی درک عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی خارجی (OFDI)؛ نقش عدم اطمینان سیاست اقتصادی، کیفیت نهادی و جهانی شدن برای دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که EPU کشور میزبان، تاثیر منفی و معناداری بر OFDI انگلستان دارد. علاوه بر این، یافته‌ها به طرز شگفت‌انگیزی نشان می‌دهد که سطح جهانی شدن کشور میزبان تاثیر منفی و قابل توجهی بر OFDI بریتانیا دارد. از نظر بهره هوشی، این مطالعه نشان می‌دهد که درحالی‌که اثربخشی دولت و کیفیت نظارتی تاثیر منفی و معناداری بر OFDI بریتانیا دارد، حاکمیت قانون تاثیر مثبت و معناداری بر OFDI بریتانیا دارد.

دمندونسا و تیبرتو (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای بررسی کردند که آیا سیاست‌های پولی و مالی محتاطانه محرک‌های ورودی FDI هستند؟ بر اساس یک نمونه بزرگ از ۷۵ کشور بازارهای نوظهور و اقتصادهای در حال توسعه (EMDE) از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹، مورد بررسی قرار گرفت. شواهد تجربی از طریق تجزیه و تحلیل داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که سیاست‌های کلان اقتصادی محتاطانه یک محرک اساسی برای جریان ورودی FDI هستند. یافته‌ها از این دیدگاه حمایت می‌کند که استفاده از سیاست‌های پولی و مالی محتاطانه می‌تواند به افزایش جریان ورودی FDI در کشورهای EMDE کمک کند.

کاسال (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت بر فعالیت اقتصادی و بدهی دولت در اقتصادهای نوظهور با استفاده از تحلیل مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) از ژانویه ۱۹۹۲ تا دسامبر ۲۰۲۰ پرداختند. نتایج مدل BVAR نشان می‌دهد که شوک مثبت عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت برای فعالیت اقتصادی مضر است، زیرا بدهی دولت را افزایش

می‌دهد. یافته‌ها همچنین نشان می‌دهد که شوک مثبت بدهی دولت، عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت را افزایش می‌دهد. با کمال تعجب، بدهی دولت و عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت در واکنش به شوک مثبت در فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد. نتایج این مطالعه پیامدهای قابل توجهی برای رویکردهای سیاست مالی آینده دارد.

والریو رونکاگیولو و ویلامونته، (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت در اقتصادهای پیشرفته و نوظهور با استفاده از یک مدل خودرگرسیون بردار پانل (PVAR) در ۱۴ اقتصاد پیشرفته و نوظهور پرداختند. نتایج نشان می‌دهد تأثیر شوک‌های عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت بر تولید اقتصادهای پیشرفته، بیشتر است. به همین ترتیب، شوک‌های عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت تنها در اقتصادهای پیشرفته قابل توجه است. نرخ بهره بین‌بانکی تحت تأثیر استرس مالی در اقتصادهای نوظهور است. به‌طور کلی، نتایج یک دیدگاه روشن از اهمیت ثبات مالی و ارتباط اقتصادی اقدامات عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت در چارچوب مقررات احتیاطی کلان را نشان می‌دهد.

آرانی و منصف (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیرات همزمان رشد اقتصادی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سیاست های دولت در اقتصاد ایران طی دوره ۹۶-۱۳۵۰ پرداختند. سیاست مالی انبساطی دولت در قالب افزایش مخارج زیربنایی و کاهش درآمدهای مالیاتی بر تغییرات GDP و FDI تأثیر معنادار مثبت داشته است. شاخص سرمایه انسانی نیز تأثیر مثبت و معناداری بر تغییرات FDI می‌گذارد ولی افزایش نرخ ارز اسمی باعث کاهش ورود FDI به اقتصاد کشور شده است. در نهایت متغیر مجازی تحریم‌های سال ۱۳۹۱ بر تغییرات GDP و FDI تأثیر معنادار منفی گذاشته است.

حیدریان و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به محاسبه شاخص استرس مالی و تحلیل تأثیرهای آن بر رشد اقتصادی ایران؛ کاربردی از مدل خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ"، پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که اقتصاد ایران به مدت ۱۳ سال استرس مالی منفی و برای ۹ سال استرس مالی مثبت داشته است که به ترتیب باعث کاهش و افزایش رشد اقتصادی در کشور شده است.

در مقاله حاضر بشکل تکمیلی و در راستای این مطالعات، به آزمون اثرات سریز نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب در حال توسعه؛ با استفاده از با بکارگیری مدل Panel VAR برای دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۹۲ پرداخته می‌شود.

۳. روش تحقیق

در مقاله حاضر به پیروی از مطالعات؛ ژانگ و همکاران (۲۰۲۴)، گائوهان و همکاران (۲۰۲۴)، اولمز و همکاران (۲۰۲۴) به بررسی اثرات سریز نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی با بکارگیری رویکرد تکانه‌ای پانل و برای کشورهای منتخب در حال توسعه شامل؛ ایران، هند، کویت، مالزی،

نیجریه، عمان، پاکستان، تایلند، تونس، ترکیه، مالی، کامرون، مراکش و مکزیک طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۹۲ پرداخته خواهد شد تا اثرات تکانه‌های نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بررسی شود. در معادله ساختاری طراحی شده برای اقتصاد کشورهای منتخب در حال توسعه که در ادامه به توضیح آن خواهیم پرداخت، کاملاً قابل رویت می‌باشد که بدلیل وابستگی اقتصاد کشورها به فراوانی منابع طبیعی که منجر به بهبود تولید سرانه کشورها می‌شود، سرانه تولید بعنوان اولین متغیر و فراوانی منابع طبیعی بعنوان دومین متغیر وارد معادله ساختاری می‌شود و در مرحله سوم بدلیل اینکه فراوانی منابع طبیعی، تجارت کشورها را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد، آزادی اقتصادی بعنوان سومین متغیر وارد مدل شده، در مرحله چهارم؛ جمعیت کشورهای منتخب، بخاطر تعاملات با منابع طبیعی و آزادی اقتصادی و همچنین سایر بخش‌های اقتصادی، بعنوان چهارمین متغیر وارد مدل شده است، حال در معادله پنجم بحث نااطمینانی جهانی مطرح می‌شود که آیا با وجود بحران‌های مالی، افزایش در نااطمینانی جهانی منجر به تکانه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. بنابراین نااطمینانی جهانی بعنوان پنجمین متغیر و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به ترتیب بعنوان متغیر بعدی وارد مدل می‌شود. الگوی تجربی تحقیق در شکل (۱)، معرفی می‌گردد:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{GDPPC} \\ \varepsilon_{NATURAL} \\ \varepsilon_{FREEDOM} \\ \varepsilon_{POP} \\ \varepsilon_{EPU} \\ \varepsilon_{NOI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}(1) & a_{32}(1) & a_{33}(1) & 0 & 0 & 0 \\ a_{41}(1) & a_{42}(1) & a_{43}(1) & a_{44}(1) & 0 & 0 \\ a_{51}(1) & a_{52}(1) & a_{53}(1) & a_{54}(1) & a_{55}(1) & 0 \\ a_{61}(1) & a_{62}(1) & a_{63}(1) & a_{64}(1) & a_{65}(1) & a_{66}(1) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_{GDPPC} \\ U_{NATURAL} \\ U_{FREEDOM} \\ U_{POP} \\ U_{EPU} \\ U_{NOI} \end{bmatrix}$$

شکل (۱): الگوی تجربی تحقیق

در این مدل U_{GDPPC} : تکانه‌های مربوط به سرانه تولید است، $U_{NATURAL}$: تکانه‌های مربوط به فراوانی منابع طبیعی است، $U_{FREEDOM}$: تکانه‌های مربوط به آزادی اقتصادی است، U_{EPU} : تکانه‌های مربوط به نااطمینانی جهانی است U_{POP} : تکانه‌های مربوط به جمعیت است. U_{NOI} : تکانه‌های مربوط به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است.

۴. یافته‌ها

قبل از انجام آزمون تخمین مدل و هم‌انباشتگی و هم‌خطی پانل برای تعیین رابطه بلندمدت بین شاخص‌های اصلی مطالعه، باید آزمون ریشه واحد انجام شود تا از مشکل رگرسیون کاذب برای متغیرها جلوگیری شود. در این مقاله از آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین برای بررسی پایداری متغیرها استفاده

شده است. نتایج آزمون و بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد که همه متغیرهای تحقیق بجز درآمد سرانه و جمعیت در سطح پایا می‌باشند.^۱ همچنین نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی برای کشورهای منتخب نشان می‌دهد که با توجه به سطح معنی داری زیر ۰/۰۵، فرض صفر، عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، را می‌توان رد کرد و آزمون حاکی از وجود همگرایی و رابطه بلندمدت بین متغیرها است. نتایج آزمون همخطی VIF^2 در داده‌های پانل نیز نشان می‌دهد که با توجه به نتایج آزمون، می‌توان بیان کرد که مقدار هر یک از رگرسورها کمتر از ۱۰ بوده و بنابراین همخطی بین متغیرهای توضیحی برقرار نمی‌باشد.^۳

۴-۱. نتایج آمار توصیفی

جدول (۱)، آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مدل تحقیق را برای کشورهای منتخب مورد مطالعه نشان می‌دهد. این نوع آمار صرفاً به توصیف جامعه می‌پردازد و هدف آن محاسبه پارمترهای جامعه است. این پارامترها عمدتاً شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی نظیر میانگین و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی نظیر انحراف معیار است. همانطور که مشاهده می‌شود تمامی این متغیرها توزیع نرمال دارند.

جدول (۱): خلاصه آمارهای توصیفی

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانگین	مخفف	
۰/۸۷	۶/۳۰	۱۰/۸۰	۹/۱۶۸	NOI	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی
۰/۲۲۴	۰/۰۰۰۳	۱/۶۷	۰/۱۹۷	EPU	نااطمینانی جهانی
۰/۴۸	۲/۶۸	۴/۶۱	۳/۵۷	GDPpc	سرانه تولید
۰/۶۰	-۰/۸۴	۱/۷۷	۰/۷۰	Natural	فراوانی منابع طبیعی
۰/۴۸	۰/۳۴	۳/۴۷	۱/۴۲	Freedom	آزادی اقتصادی
۱/۷۵	۱۳/۹۴	۳۱/۰۷	۱۷/۳۱	POP	جمعیت

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق نتایج آماره‌های توصیفی؛ میانگین شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب برابر با؛ ۹/۱۴، حداکثر آن ۱۰/۸ برای کشور هندوستان و حداقل آن ۶/۳ برای کشور ایران می‌باشد. با

^۱ در تخمین نهایی مدل، متغیرهایی که با یکبار تفاضل گیری پایا شدند، بشکل تفاضلی وارد مدل می‌شوند.

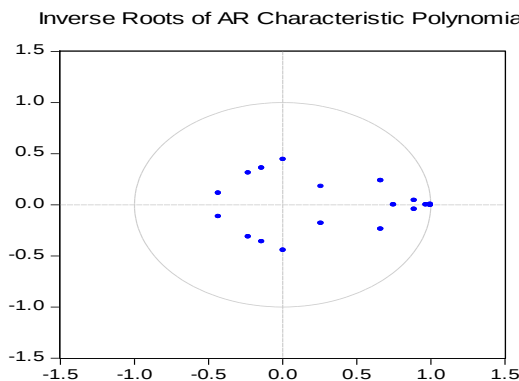
^۲ variance inflation factors

^۳ نتایج برای علاقمندان قابل ارائه است.

نگاهی به روند نموداری متغیر نااطمینانی جهانی در کشورهای منتخب، قابل مشاهده است که میانگین نااطمینانی جهانی برای کشورهای منتخب ۰/۱۹ و حداکثر آن ۱/۶۷ برای کشور ایران و حداقل آن ۰/۰۰۳ برای کشور عمان می‌باشد. آماره توصیفی سایر متغیرها در جدول (۱)، آورده شده است.

۴-۲. نتایج برآورد مدل

با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد، تعدادی از متغیرهای تحقیق در سطح پایا نیستند و معیار شوارتز-بیزین نشان داد که وقفه دو برای مدل تحقیق بهینه است، بنابراین در این قسمت مدل تحقیق به صورت تصحیح خطای برداری با دو وقفه برآورد شد. برای اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون، آزمون ریشه واحد کل مدل رگرسیونی انجام شد. اگر مدل PVAR پایدار نباشد، نتایج به دست آمده قابل اعتماد نیستند، نمودار AR مدل در شکل زیر نشان می‌دهد که معکوس همه ریشه‌های مشخصه در داخل دایره واحد قرار دارند و مدل PVAR برآورد شده این مدل‌ها شرایط پایداری را برآورده می‌کند.

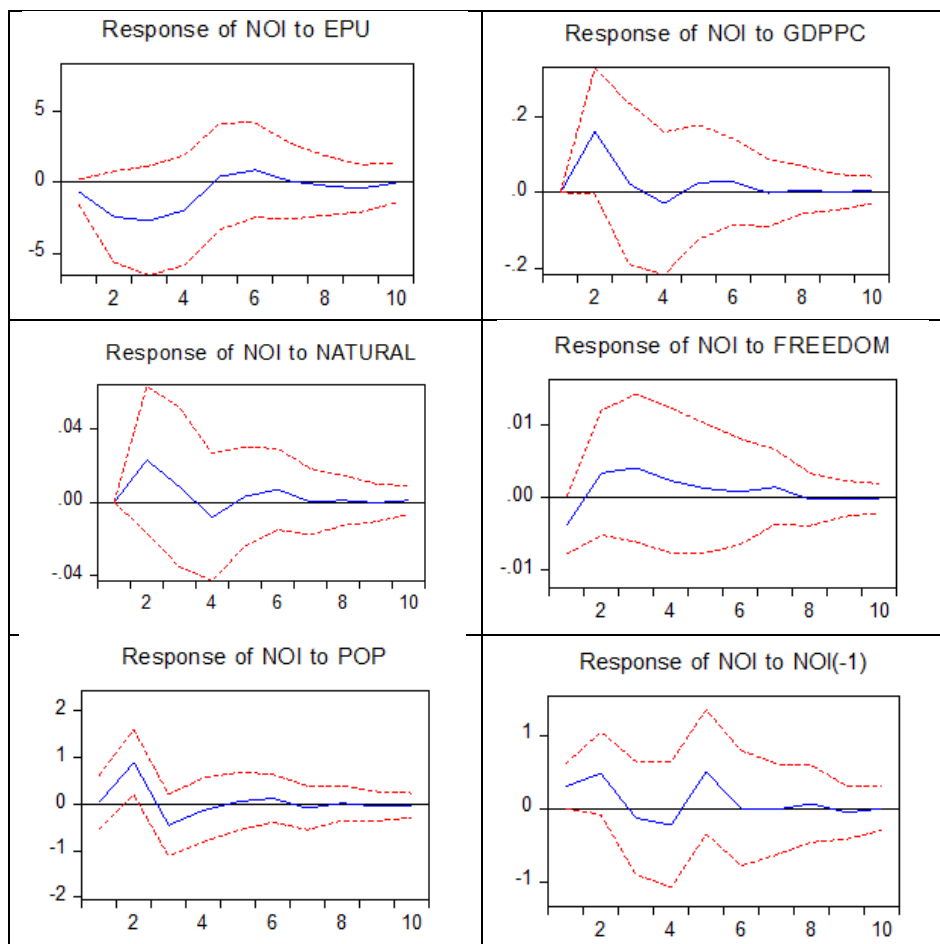


نمودار (۱): آزمون ریشه واحد دایره

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲-۱. توابع عکس العمل آنی

برای الگوی مورد استفاده در این تحقیق، عکس العمل متغیرهای تحقیق نسبت به یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در هریک از متغیرهای درونزای الگو شامل نااطمینانی اقتصاد جهانی، درآمد سرانه، فراوانی منابع طبیعی، آزادی اقتصادی و جمعیت، طی ده دوره بصورت نمودار در شکل شماره ۲ نشان داده شده است. روی محور افقی زمان بصورت دوره‌های سالانه و روی محور عمودی درصد رشد تغییرات متغیر قرار گرفته است.



نمودار (۲): نتایج توابع عکس العمل آنی

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج توابع عکس العمل آنی مطابق نمودار شماره (۲)، برای مدل نشان می‌دهد که تاثیر تکنه‌های وارده از جانب نااطمینانی اقتصاد جهانی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تا دو دوره اول؛ روند نزولی و سپس در بخش پایینی، تا دوره روند نزولی خود را طی می‌کند و در نهایت در بلندمدت به سمت صفر میرا می‌شود.

نااطمینانی اقتصادی با ایجاد انحراف در تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی و خانوارها یکی از هزینه‌های مهم تورم قلمداد می‌شود. به طور واضح با افزایش نااطمینانی اقتصادی،

برآورد هزینه و درآمدهای آتی فعالیت‌ها غیرشفاف شده و این امر می‌تواند آثار نامطلوبی بر تخصیص منابع و کارایی فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد. همچنین اثر نااطمینانی بر تصمیمات عاملان اقتصادی در افق‌های زمانی مختلف، متفاوت است، به طوری که نااطمینانی کوتاه‌مدت غالباً " تصمیمات گذرا را تحت تاثیر قرار می‌دهد، ولی نااطمینانی اقتصادی در بلندمدت به طور جدی تصمیمات بین دوره‌ای را متاثر می‌سازد. تکانه‌های وارده از جانب درآمد سرانه، فراوانی منابع طبیعی، آزادی اقتصادی و جمعیت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تا دو دوره اول؛ روند صعودی و سپس روند نزولی خود را طی می‌کند و در نهایت در بلندمدت به سمت صفر میرا می‌شود. بیشتر مطالعات اقتصادی، به‌ویژه اقتصاددانان نئوکلاسیک، نشان می‌دهند که یک اقتصاد کاملاً آزاد به احتمال زیاد، برتر از یک اقتصاد به‌شدت بسته است. مشاهدات عملی باز بودن آزادی اقتصادی، می‌تواند به بینش‌های نظری در مورد نوع سیاست‌های اقتصادی همراه با روند رشد اقتصادی منجر شود. مشاهدات حاکی از آن است که در تبیین رابطه بین آزادی اقتصادی، درآمد سرانه و سرمایه‌گذاری خارجی، کاهش محدودیت‌های کمی، سیاست‌های کلان محتاطانه، سیاست‌های دولت نقش تعیین‌کننده‌ای دارند. لازم به ذکر است که مطالعات اقتصادی در مورد رابطه بین آزادی اقتصادی و سرمایه‌گذاری خارجی اتفاق نظر ندارند و هنوز هم در مورد تاثیر متقابل سیاست‌های اقتصادی بین‌المللی و نرخ رشد بر یکدیگر، بین اقتصاددانان اختلاف نظر وجود دارد. اگرچه تعدادی از مطالعات از چارچوب‌های تحلیلی مشابه با روش‌های اقتصادسنجی استفاده کرده‌اند و استدلال‌های نظری را در نظریه رشد از طریق مجموعه‌های داده‌های بین کشوری توسعه داده‌اند، اما یک مشکل واقعی وجود دارد، یعنی عدم توافق میان اقتصاددانان بر روی واقعیت این رابطه. برخلاف آنچه تئوری تجارت سنتی و ایستا بر آن تاکید می‌کند، کارایی به‌دست آمده از تجارت در تئوری تجارت پویا بر مزایای غیرمستقیم تجارت متمرکز است. از سوی دیگر، در نظریه پویا، منافع پویای تجارت از انباشت سرمایه فیزیکی و فراوانی منابع طبیعی ناشی می‌شود. بنابراین باتوجه به انتظارات نظری و همچنین نتایج برآورد مدل، آزادسازی اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را تقویت می‌کند. از سوی دیگر، افزایش تدریجی سرمایه‌گذاری خارجی نیز می‌تواند آزادسازی اقتصادی و درآمد سرانه را تسریع کند. آنچه ممکن است مهمتر از ورود سرمایه خارجی در یک کشور در حال توسعه باشد، نحوه جذب و مدیریت این سرمایه در اقتصاد کشور است. مدیریت صحیح سرمایه خارجی و نحوه هدایت آن به سمت فعالیت‌های سودآور، ورود سرمایه خارجی بیشتری را تضمین می‌کند و این امر رشد درآمد سرانه را تسریع می‌کند.

۴-۲-۲. تجزیه واریانس

جدول (۲)، نتایج تحلیل واریانس متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. در این جدول ستون (S.E) خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه را در دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. از آنجایی که این خطا هر سال بر

اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود و منشا این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آینده است، به‌مرور زمان افزایش می‌یابد.

جدول (۲): تجزیه واریانس نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

period	S.E	NOI	POP	NATURAL	GDPPC	FREEDOM	EPU
۱	۰/۳۰۶۱۳۸	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۰/۳۳۸۰۸۲	۹۷/۷۴۴۷۲	۰/۵۳۹۰۲۳	۰/۰۰۸۹۲۵	۰/۷۶۳۶۵۲	۰/۰۲۳۰۴۶	۰/۹۲۰۶۳۲
۳	۰/۳۸۰۹۹۷	۹۷/۹۱۳۷۰	۰/۴۷۹۹۹۷	۰/۰۰۸۴۱۵	۰/۷۰۷۷۱۷	۰/۰۵۳۷۴۵	۰/۸۳۶۴۲۱
۴	۰/۴۰۳۵۴۹	۹۷/۰۸۴۳۷	۰/۴۳۶۹۸۳	۰/۰۴۰۳۵۹	۰/۷۱۱۳۵۴	۰/۵۹۹۲۶۶	۱/۱۳۷۷۶۷
۵	۰/۴۲۳۳۰۰	۹۶/۳۴۰۰۰	۰/۵۷۵۳۶۶	۰/۰۵۵۲۹۴	۰/۶۴۷۷۱۴	۱/۱۴۱۵۹۸	۱/۲۴۰۰۲۵
۶	۰/۴۳۷۵۱۱	۹۵/۳۱۸۶۲	۰/۸۸۳۵۷۳	۰/۰۹۲۶۳۸	۰/۶۱۳۷۷۲	۱/۷۷۸۶۶۴	۱/۳۱۳۷۳۱
۷	۰/۴۴۹۲۹۵	۹۴/۱۸۴۵۵	۱/۲۶۰۸۶۹	۰/۱۴۰۱۳۳	۰/۵۸۱۰۵۱	۲/۴۸۹۳۳۸	۱/۳۴۴۰۶۳
۸	۰/۴۵۸۴۶۰	۹۳/۰۷۴۴۰	۱/۶۰۰۲۴۸	۰/۲۰۸۲۸۰	۰/۵۵۸۳۶۸	۳/۲۰۰۰۷۶	۱/۳۵۸۶۲۸
۹	۰/۴۶۵۷۸۲	۹۲/۰۳۵۳۸	۱/۸۵۳۳۵۳	۰/۲۹۴۹۲۲	۰/۵۴۱۳۱۳	۳/۹۱۴۶۸۶	۱/۳۶۰۳۴۶
۱۰	۰/۴۷۱۶۳۱	۹۱/۰۸۸۸۴	۲/۰۱۴۹۲۷	۰/۴۰۱۱۹۲	۰/۵۳۰۰۴۳	۴/۶۰۶۱۱۷	۱/۳۵۸۸۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۲)، برای مدل نشان می‌دهد، خطای پیش بینی در دوره اول به اندازه ۰/۳ و در دوره دوم ۰/۳۳ بوده و در طی زمان افزایش یافته است. ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهد. ستون سوم نشان می‌دهد گرچه در دوره اول ۱۰۰ درصد تغییرات و در دوره دوم ۹۷/۷۴ درصد تغییرات، ناشی از تکانه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بوده است، ولی در دوره چهارم تغییرات این شاخص، ۹۷/۰۸ درصد مربوط به تکانه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ۰/۴۳ درصد مربوط به تکانه جمعیت، ۰/۰۴ درصد مربوط به تکانه فراوانی منابع طبیعی، ۰/۷۱ درصد مربوط به تکانه درآمد سرانه، ۰/۵۹ درصد مربوط به تکانه آزادی اقتصادی و ۱/۱۳ درصد نااطمینانی اقتصادی بوده است و در بین متغیرهای مدل؛ تکانه آزادی اقتصادی، تکانه نااطمینانی اقتصادی، تکانه جمعیت، تکانه درآمد سرانه و تکانه فراوانی منابع طبیعی به ترتیب بیشترین درصد توضیح دهنده تغییرات مدل را طی دوره مورد بررسی به خود اختصاص داده‌اند که کاملاً برای اقتصاد کشورهای منتخب در حال توسعه قابل توجیه می‌باشد که بشکل کلی مورد تحلیل قرار گرفت.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

یکی از موضوعات مهمی که در حوزه تجارت خارجی هر کشور مطرح می‌شود، موضوع تاثیرات جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند ظرفیت‌های تولید را به‌ویژه

در مورد کالاهای صادراتی افزایش دهد و از طریق توسعه بازارهای صادراتی و پیشرفت در زمینه‌های تحقیق و توسعه به کشور میزبان در ایجاد پیوند و ارتباط با اقتصاد بین‌المللی کمک کند. از دیدگاه بسیاری از اقتصاددانان، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند مانند تجارت در خدمت رشد و توسعه اقتصاد باشد و این نکته به وضوح در سیاست‌های جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای پیشرفته و در حال توسعه نمود پیدا کرده است. در مطالعه حاضر به بررسی اثرات سربز نااطمینانی اقتصاد بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، در کشورهای منتخب در حال توسعه و با بکارگیری مدل Panel VAR با استفاده از نرم افزار ایویوز برای دوره ۲۰۲۲-۱۹۹۲، پرداخته شد. نتایج تخمین مدل PVAR نشان می‌دهد که نااطمینانی اقتصاد جهانی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تا دو دوره اول؛ روند نزولی و سپس در بخش پایینی، تا دوره روند نزولی خود را طی می‌کند و در نهایت در بلندمدت به سمت صفر میرا می‌شود. نااطمینانی را نمی‌توان به طور کامل از بین برد ولی امکان حداقل کردن آن از طریق برخی تعдіلات در رژیم‌های سیاستی وجود دارد. همانطور که در مبانی نظری اشاره شد، نااطمینانی اقتصادی در دهه‌های اخیر ریشه در بحران مالی و ارزی دارد که به دلایل مختلف رخ داده است. کشورهایی که این بحران را تجربه می‌کنند، شاهد کسری مداوم حساب جاری، افزایش ارزش واردات در مقایسه با درآمد خالص حاصل از صادرات کالا و خدمات در کشور، به دلیل کاهش ارزش صادرات پس از کاهش ارزش پول داخلی کشور، خود هستند. نکته مهم در اینجا این است که مجموعه‌ای از عوامل مختلف می‌تواند زمینه‌ساز این بحران‌ها در کشور شود و این عوامل نیاز به یک بازه زمانی چندین‌ساله برای حل شدن دارند. نتایج تخمین مدل PVAR نشان می‌دهد که تکانه‌های وارده از جانب درآمد سرانه، فراوانی منابع طبیعی، آزادی اقتصادی و جمعیت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تا دو دوره اول؛ روند صعودی و سپس روند نزولی خود را طی می‌کند و در نهایت در بلندمدت به سمت صفر میرا می‌شود. کاهش محدودیت‌های تجاری از یک طرف و از طرف دیگر توسعه آزادی اقتصادی می‌تواند گامی موثر در جهت مثبت شدن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باشد. چراکه با آزادسازی اقتصادی و به موازات آن اتخاذ سیاست‌های همگام با سیاست آزادسازی تجاری، می‌توان به رشد بالایی در اقتصاد دست یافت. به این ترتیب از ظرفیت‌ها و توانایی‌های موجود، استفاده بهینه به عمل آمده و منابع و عوامل تولید نیز با حداکثر کارایی، در تولید به کار گرفته می‌شوند. همچنین هم پیوندی فعال با اقتصاد جهانی و رونق بخشیدن به تجارت خارجی، با بازنگری و اصلاح قانون مقررات سرمایه‌گذاری، قانون امور گمرکی و قانون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی امکان پذیر می‌گردد. از طرفی ایجاد امنیت اقتصادی و محیط امن برای سرمایه‌گذاری، گسترش و متنوع ساختن بازارها و نهادهای مالی، حرکت به سوی اقتصاد باز و استفاده از سرمایه‌گذاری خارجی و ایجاد تحول در مقررات بازار سرمایه، با هدف شفافیت و ثبات برای افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، می‌تواند زمینه را برای افزایش سرمایه‌گذاری خارجی و تولید کشورها، فراهم آورد.

۶. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Apanisile, O. T. and Oloba, O. M. (2020). Asymmetric effect of exchange rate changes on cross-border trade in Nigeria. *Future Business Journal*, 6(1), 1-9. Retrieved from <https://doi.org/10.1186/s43093-020-00013-0/>
- Arani, A. and Monsef, M. (2021). The Simultaneous Effects of Economic Growth, Foreign Direct Investment and Government Policies in Iranian Economy. *Bi-Quarterly Journal of Economic Studies and Policies*, 8 (1), 279-308. Retrieved from <https://doi.org/10.22096/esp.2021.125753.1341/> (In Persian)
- Abel, A. B. (1983). Optimal investment under uncertainty. *The American Economic Review*, 73(1), 228-233. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1803942/>
- Abel, A. B. and Blanchard, O. J. (1986). Investment and sales: Some empirical evidence. Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w2050/>
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The quarterly journal of economics*, 98(1), 85-106. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/1885568/>
- Bond, S. R. and Cummins, J. G. (2004). Uncertainty and investment: An empirical investigation using data on analysts' profits forecasts. *Finance and Economics Discussion Series (FEDS)*, issued online, RePEc: fip: fedgfe: 2004-20
- Boyle, G. W. and Guthrie, G. A. (2003). Investment, uncertainty, and liquidity. *The Journal of finance*, 58(5), 2143-2166. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00600/>
- Caballero, R. J. and Pindyck, R. S. (1992). Uncertainty, investment, and industry evolution, National Bureau of Economic Research, Working Paper 4160.
- de Mendonça, H. F. and Tiberto, B. P. (2024). Are prudent monetary and fiscal policy drivers of FDI inflows? *Latin American Journal of Central Banking*, 5(1). Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.latchb.2024.100120/>
- Dejuan-Bitria, D. and Ghirelli, C. (2018). Policy Uncertainty and Investment in Spain. *Bancho de Espana*, Working Paper 1848. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3306560/>
- GAO, H., Chen, W., Li, J. and Zhou, T. (2024). Economic policy uncertainty and foreign direct investment: Evidence from China. *Structural Change and Economic Dynamics*, 70, 178-191. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2024.01.014/>
- Heidarian, M., Falahati, A. and Karimi, M. S. (2019). Calculation of the Financial Stress Index and its Impact Analysis on Iran's Economic Growth; Application of the Markov-Switching Autoregressive Model. *Financial Research*

- Journal, 21(3), 417-447. (In Persian). Retrieved from <https://doi.org/10.22059/frj.2019.275907.1006822/>
- Hartman, R. (1972). The effects of price and cost uncertainty on investment. Journal of economic theory, 5(2), 258-266. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90105-6/](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90105-6/)
 - Kwark, N. S. and Lee, C. (2021). Asymmetric effects of financial conditions on GDP growth in Korea: A quantile regression analysis. Economic Modelling, 94, 351-369. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.10.014/>
 - Kasal, S. (2023). What are the effects of financial stress on economic activity and government debt? An empirical examination in an emerging economy. Borsa Istanbul Review, 23(1), 254-267. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.bir.2022.10.007/>
 - Leahy, J. V. and Whited, T. (1996). The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts. Journal of Money, Credit and Banking, 28(1), 64-83. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2077967/>
 - McDonald, R. and Siegel, D. (1986). The value of waiting to invest. The quarterly journal of economics, 101(4), 707-727. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/1884175/>
 - Ölmez, F., Bilgiç, E. and Aydın, E. (2024). Understanding determinants of outward foreign direct investment: the role of economic policy uncertainty, institutional quality, and globalization. Journal of Economics, Finance and Administrative Science, 29(58), 387-409. Retrieved from DOI: <https://doi.org/10.1108/JEFAS-05-2023-0143/>
 - Pindyck, R. S. (1993). A note on competitive investment under uncertainty. The American Economic Review, 83(1), 273-277. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2117510/>
 - Pastor, L. and Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. The journal of Finance, 67(4), 1219-1264. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x/>
 - Rahnemoon Piruj, T., Almasi, M. and Fattahi, S. (2024). Investigating the Short-Term and Long-Term Effects of Private and Public Investments Uncertainty on Economic Growth in Iran. Public Sector Economics Studies, 3(1), 7-40. Retrieved from <https://doi.org/10.22126/pse.2023.9481.1052/> (In Persian)
 - Rodrik, D. (1991). Policy uncertainty and private investment in developing countries. Journal of Development Economics, 36(2), 229-242. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(91\)90034-S/](https://doi.org/10.1016/0304-3878(91)90034-S/)
 - Roncagliolo, F. C.V. and Blas, R. N.V. (2022). Impact of financial stress in advanced and emerging economies. Journal of Economics, Finance and Administrative Science, 27(53), 68-85. Retrieved from <https://doi.org/10.1108/JEFAS-05-2021-0063/>
 - Shokri, M. and Barghi, M. (2022). The Effect of Exchange Rate Fluctuations on FDI Absorption in Iran: Markov-Switching Approach. Commercial Surveys, 20(113), 1-24. Retrieved from <https://doi.org/10.22034/bs.2022.247027/> (In Persian)

- Titman, S. (1985). Urban land prices under uncertainty. The American Economic Review, 75(3), 505-514. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1814815/>
- Zhang, B., Ma, J., Khan, M. A., Repnikova, V., Shidlovskaya, K., Barykin, S. and Ahmad, M. S. (2024). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Foreign Direct Investment in the Era of Global Value Chain: Evidence from the Asian Countries. Sustainability, 15(7), 6131. Retrieved from <https://doi.org/10.3390/su15076131/>

The effect of economic uncertainty and credit risk on lending of banks listed on the Tehran Stock Exchange using the generalized method of moments (GMM)

Hadi Janzad Parijaei¹, Gholamali Haji^{2*}, Ahmad Sarlak³

¹ Ph. D Student in Economics, Department of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran, Email: janzadehadi52@gmail.com

^{2*} Associate Professor of Economics, Department of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran, Corresponding Author, Email: gh.haji@iau.ac.ir

³ Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran, Email: ah.sarlak@iau.ac.ir

Article Info

Received: 24/1/2024

Accepted: 5/3/2025

Pages: 79-105

Keywords:

economic uncertainty; credit risk; bank lending; banks listed on the Tehran Stock Exchange

JEL Classification:

C10; E44; G21

ABSTRACT

Today, banks play an important role in creating a connection between the real and monetary sectors of the economy, and by organizing receipts and payments and providing exchange facilities, they facilitate the expansion of markets, growth and prosperity of the economy. Economic uncertainty and credit risk are among the most important variables that can have a great impact on lending by banks and credit institutions. The purpose of this research was to investigate the effect of economic uncertainty and credit risk on the lending decisions of banks Listed to the Tehran Stock Exchange. The statistical sample of the research included 10 banks during the period from 2013 to 2022. The data were analyzed using the unit root, KAO and generalized moments method with the help of EViews software. The results of the research showed that economic uncertainty had no significant effect on the lending behavior of banks, and credit risk had a negative and significant effect on the lending behavior of banks.

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>



Extended Abstract

Purpose

Today, banks play an important role in creating a connection between the real and monetary sectors of the economy, and by organizing receipts and payments and providing exchange facilities, they facilitate the expansion of markets, growth and prosperity of the economy. Economic uncertainty and credit risk are among the most important variables that can have a great impact on lending by banks and credit institutions. The purpose of this research is to investigate the effect of economic uncertainty and credit risk on the lending decisions of banks admitted to the Tehran Stock Exchange. The statistical sample of the research includes 10 public and private banks admitted to the Tehran Stock Exchange during the period from 2013 to 2022. The data were analyzed using unit root, kao and generalized method of moments (GMM) tests with the help of Eviews software. The results of the research showed that economic uncertainty had no significant effect on the lending behavior of banks and credit risk had a negative and significant effect on the lending behavior of banks. Economic uncertainty refers to uncertainty about future economic events. Early work by Knight (1921) described the consequences of uncertainty, and following the Great Depression, increased attention to the potentially harmful consequences of high uncertainty. Economic uncertainty led to the expansion of researchers' attention and efforts to investigate the importance of uncertainty and escape from the ambiguities caused by it (Moradi, et.al, 2022). Due to the importance and effectiveness of economic uncertainty, extensive studies have focused on its measurement. A group of researchers have focused on the conditional fluctuations of variables as a substitute for uncertainty indicators, which in this group's approach, focus only on individual uncertainties of macroeconomic variables, such as uncertainty of inflation, exchange rate, interest rate, monetary growth and stock index. (Binder, 2017). This research examines the effect of economic uncertainty and credit risk on the lending decisions of banks based on the information of banks admitted to Tehran Stock Exchange and raises the question that economic uncertainty and What effect does credit risk have on the lending decisions of banks admitted to Tehran Stock Exchange?

Methodology

According to the research literature section and the purpose of the research on the effect of economic uncertainty and credit risk on bank lending, the following regression model was used.

$$\Delta \text{Log}(\text{BL})_{i,t,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{EU}_{i,t} + \beta_2 \text{CR}_{i,t} + \beta_3 \text{ROE}_{i,t} + \beta_4 \text{MBit}_{i,t} + \beta_5 \text{SIZE}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Dependent variable:

Logarithm of change in bank lending (BL): This variable is obtained from the difference between loans at time t and $t+1$. It is expected that the bank's lending behavior will change from time to time and from one bank to another according to the characteristic factors of the bank as well as macroeconomic factors.

Independent variable:

Economic uncertainty (EU): First, macroeconomic uncertainty vectors using the generalized conditional heterogeneous variance model (GARCH (-,-)) based on the equation of mean and conditional variance (separately for each variable), in the form of below equations are extracted;

$$Y_{it} = \phi_i + \gamma_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$
$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1} + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2$$

Credit Risk (CR): Credit risk is the risk that arises from the default of the counterparty, or more generally, the risk that arises from a "credit event" (Gorton & Metrick, 2012).

Finding

In this study, Levin, Lin and Chu test, generalized Fisher- Dickey-Fuller test and Fisher-Phillips-Peron test were used to check the significance of the variables.

The results and examination of the calculated statistics values and their acceptance probability show that all the variables except economic uncertainty are at the level of significance and the variable of economic uncertainty is significant with one-time differentiation.

Based on the results of the Sargan Test, the null hypothesis that the residuals are correlated with the instrumental variables is rejected, therefore the instrumental variables used in the estimation of the model have the necessary validity; In other words, the results of the Sargan Test show that there is no relationship between the error components and the tools used in the estimation of the research model, and as a result, the validity of the results for interpretation is confirmed.

The results showed that the concentration of credit risk has a negative effect on the lending behavior of banks in such a way that with an increase of one unit in credit risk; Bank lending will decrease by 0.28% and considering that the significance level of the estimated coefficient is less than 0.05%; Therefore, the influence of credit risk on the lending behavior of banks is statistically significant.

Conclusion

The results of the research showed that economic uncertainty had no significant effect on the lending behavior of banks, and credit risk had a negative and significant effect on the lending behavior of banks. The absence of a significant relationship between economic uncertainty and the lending behavior of banks can be related to the conventional mechanism of the country's banking system in the granting of facilities. The origin of the major part of banking facilities is related to the legal requirements and the mandatory structure of lending in Iran. According to the mentioned issue, economic instability cannot have a noticeable effect on the amount of lending by banks. Considering the significant relationship between credit risk and the lending behavior of banks, reduction and control of credit risk has been proposed as one of the effective factors in improving the process of granting credit and as a result in the performance of banks, and the main role in continuing to provide facilities, profitability and the survival of banks and financial institutions.



فصلنامه اقتصاد محاسباتی

شماره ۲۸۲۱-۰۴۳۳

تأثیر ناطمینانی اقتصادی و ریسک اعتباری بر وام‌دهی بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

هادی جان‌زاد پریجایی^۱، غلامعلی حاجی^۲، احمد سرلک^۳

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران، پست الکترونیکی: janzadehadi52@gmail.com

۲. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: gh.haji@iau.ac.ir

۳. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران، پست الکترونیکی: ah.sarlak@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی صفحات: ۷۹-۱۰۵ تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۰/۰۴ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۳/۱۲/۱۵	در اقتصاد امروز، بانک‌ها به عنوان پل ارتباطی میان بخش‌های واقعی و مالی، نقشی حیاتی ایفا می‌کنند. بانک‌ها با سازماندهی مدیریت جریان‌های مالی، تسهیل مبادلات را ممکن می‌سازند و به توسعه بازارها و رونق اقتصاد کمک می‌کنند. با این حال، عوامل مختلفی بر عملکرد بانک‌ها در زمینه اعطای وام تأثیرگذار است. این مطالعه به بررسی تأثیر دو عامل کلیدی، یعنی ناطمینانی اقتصادی و ریسک اعتباری، بر تصمیمات وام‌دهی بانک‌های منتخب در بورس تهران می‌پردازد. در این پژوهش، داده‌های ۱۰ بانک در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱ مورد تحلیل قرار گرفت. با بکارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته، برآورد مدل نشان می‌دهد که ناطمینانی اقتصادی تأثیر قابل توجهی بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها ندارد؛ در حالی که ریسک اعتباری به طور معناداری باعث کاهش تمایل بانک‌ها به اعطای وام شده است. این یافته‌ها حاکی از آن است که بانک‌ها در رویارویی با ریسک اعتباری، رویکرد محتاطانه‌تری در وام‌دهی اتخاذ می‌کنند.
واژگان کلیدی: ناطمینانی اقتصادی؛ ریسک اعتباری؛ وام‌دهی؛ بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران	
طبقه‌بندی JEL: C10; E44; G21	

۱. مقدمه

تولید نقدینگی وظیفه اصلی بانک به عنوان یک بنگاه اقتصادی است (تقی نژاد عمران و همکاران، ۱۴۰۰). بانک‌ها با جذب منابع به روش سنتی پذیرش سپرده از مشتری‌ها و یا از روش‌های نوین دریافت وجوه از بازار وام میان بانکی و بازار سرمایه در میان واسطه‌گرهای مالی مهمترین نقش را در وام‌دهی و تامین مالی بنگاه‌های اقتصادی دارند. البته روش دوم تامین منابع بانکی، موجب جابجایی مدیریت دارایی‌ها به مدیریت بدهی‌ها در بانک‌ها شده است (گودهارت^۱، ۱۹۸۴). بانک‌ها از هر دو سمت ترازنامه با چالش‌هایی روبرو هستند که بخشی به تصمیمات بانک‌ها در تخصیص منابع به نگهداری دارایی‌ها گوناگون مربوط است که ریسک اعتباری یا احتمال ناتوانی وام‌گیرنده در بازپرداخت اصل و فرع وام، برآمده از این تصمیمات است؛ بخش دیگر نیز از ناطمینیاتی حاکم بر شرایط اقتصادی ناشی می‌شود که بیشتر بر دریافتی منابع از راه سپرده‌پذیری یا وام‌های میان بانکی و یا از بازار سرمایه اثر می‌گذارد. ریسک اعتباری و ناطمینیاتی اقتصادی می‌توانند بر کارکرد بنیادین نظام بانکی یعنی وام‌دهی و تامین مالی فعالیت‌های مولد اقتصادی اثر بگذارند. با توجه به اهمیت تامین مالی مناسب فعالیت‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی، مطالعه چگونگی اثرگذاری ریسک اعتباری و ناطمینیاتی اقتصادی بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها که در بیشتر مطالعات روی یکی از این دو عامل تاکید شده است، اهمیت دارد که در واقع جنبه نوآورانه مطالعه حاضر نیز می‌باشد.

این مطالعه بر پایه داده‌های ۱۰ بانک برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱ به کمک روش گشتاورهای تعمیم یافته، *GMM*، به این دو پرسش پاسخ می‌دهد: ریسک اعتباری بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها چه اثری دارد؟ ناطمینیاتی اقتصادی بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها چگونه اثر می‌گذارد؟

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. بانک، ریسک اعتباری و ناطمینیاتی اقتصادی

بانک‌ها به عنوان نهادهای مالی، نقش اساسی در اقتصاد ایفا می‌کنند. آن‌ها با جذب سپرده‌های مردم، به واسطه‌گری مالی تبدیل شده‌اند و تسهیلات وام‌دهی را فراهم می‌کنند. انواع مختلفی از بانک‌ها وجود دارند، از جمله بانک‌های تجاری، نهادهای وام رهنی، و بانک‌های پس‌انداز مشترک، که همگی در خدمت مدیریت ثروت افراد و تسهیل سیستم پرداخت هستند. مردم اغلب دارایی‌های خود را در قالب حساب‌های جاری، پس‌انداز و سایر سپرده‌ها در بانک‌ها نگهداری می‌کنند. (جیا^۲، ۲۰۰۹)؛ اهمیت بانک‌ها در اقتصاد مدرن، به واسطه تأثیر آن‌ها بر جریان پول و اعتبار است. بانک‌ها با استفاده از تفاوت نرخ سپرده و وام،

¹ Goodhart, 1984

² Jia, 2009

درآمذایی می‌کنند و این فرایند به ثبات اقتصاد کلان وابسته است. در شرایطی که اقتصاد پایدار باشد، بانک‌ها انتظار دارند وام‌گیرندگان بتوانند بدهی‌های خود را بازپرداخت کنند، زیرا پیش‌بینی می‌شود پروژه‌های سرمایه‌گذاری سودآور باشند. رفتار وام‌دهی بانک‌ها به عوامل محیطی و به ویژه به مؤلفه‌های اقتصاد کلان، مانند تولید ناخالص داخلی، اشتغال، تورم و نرخ ارز بستگی دارد. این علائم اقتصادی، راهنمای بانک‌ها در تصمیم‌گیری برای میزان وام‌دهی هستند (پدرام و همکاران، ۱۳۹۵).

نااطمینانی اقتصادی، مفهومی است که به وجود ابهام و عدم آگاهی در مورد تحولات آتی اقتصاد اشاره دارد. نایت^۱ ۱۹۲۱، با کار اولیه خود در این زمینه، پیامدهای این عدم اطمینان را تشریح کرد. رکود بزرگ، توجهات را به تأثیرات منفی احتمالی نااطمینانی بالا جلب کرد و به دنبال آن، محققان تلاش کردند تا اهمیت این مفهوم را درک کرده و راه‌حلی برای مقابله با ابهام‌های ناشی از آن ارائه دهند (مرادی و همکاران، ۱۴۰۱).

نااطمینانی اقتصادی با وجود اهمیت و اثربخشی، مفهومی نامرئی است و در این زمینه مطالعات گسترده‌ای بر سنجش عدم قطعیت اقتصادی متمرکز شده است. گروهی از مطالعات به جای شاخص‌های عدم قطعیت بر نوسانات مشروط متغیرها متمرکز شده‌اند و رویکرد این گروه تنها بر عدم قطعیت فردی متغیرهای کلان اقتصادی مانند نااطمینانی تورم، نااطمینانی نرخ ارز، عدم قطعیت نرخ بهره، عدم قطعیت رشد پولی و همچنین بر عدم قطعیت شاخص سهام متمرکز بوده است. (بیندر^۲، ۲۰۱۷). این روش‌ها تنها به عدم نااطمینانی متغیرهای اقتصادی توجه می‌کنند و به عدم قطعیت شرایط عمومی اقتصادی توجهی ندارند که می‌توان آن را نقطه ضعیفی در اندازه‌گیری تأثیر شاخص نااطمینانی دانست که به نتایج قابل اعتمادی منجر نمی‌شود. گروهی دیگر نیز به دنبال ایجاد شاخصی هستند که عدم قطعیت عمومی اقتصاد کلان را نشان دهد. (بیکر و همکاران^۳، ۲۰۱۶؛ مور^۴، ۲۰۱۷)؛ از سوی دیگر، در مطالعه اردم و یامک^۵ (۲۰۱۶) نه تنها به دنبال ایجاد شاخصی از عدم قطعیت عمومی اقتصادی بوده‌اند، بلکه این شاخص‌ها از نظر ساختار اقتصادی ایجاد شده و توانایی، بسیار خوب هستند. شاخص برای شناسایی سطح عدم قطعیت در وضعیت اقتصاد کلان اقتصادی می‌تواند به عنوان یک راهنمای سیاسی برای سیاست‌گذاران برای درک وضعیت اقتصادی در نظر گرفته شود (علائی و همکاران، ۱۳۹۸).

در سال‌های اخیر، آزادسازی بازارهای مالی، ریسک‌های مختلفی از جمله ریسک اعتباری و تغییر عملکرد را به همراه داشته است. افزایش تجارت بین‌المللی باعث بی‌ثباتی مالی شده است که یکی از مهم‌ترین عوامل در تعیین سودآوری شرکت‌ها است. از سوی دیگر، اکثر تحلیلگران اقتصادی و مالی متفق‌القول

¹ Knight, 1921

² Binder, 2017

³ Baker et al., 2016

⁴ Moore, 2017

⁵ Erdem & Yamak, 2016

هستند که درآمدها، هزینه‌ها و سود بانک‌ها به طور مستقیم بر ثبات اقتصادی تأثیر می‌گذارد. ایران مانند سایر کشورهای در حال توسعه همواره شاهد نوسانات متغیرهای اقتصادی مانند نرخ ارز، تورم، نرخ بهره و تغییرات تولید ناخالص داخلی در طول سالیان بوده است (ارباب و همکاران، ۱۴۰۰). ناطمینی تورمی می‌تواند دو اثر اقتصادی داشته باشد. اثر اول به تغییر جهت سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان از تمایل شان می‌شود، که اقتصاددانان آن را اثر پیش از تصمیم‌گیری می‌نامند، به این معنی که تصمیم‌گیری‌های آتی تحت تأثیر ناطمینی در پیش‌بینی تورم است و اثر دوم پس از تصمیم‌گیری رخ می‌دهد که به آن اثر پس از تصمیم‌گیری یا اثر بازگشتی می‌گویند. این اثر، زمانی رخ می‌دهد که تورم متفاوت از انتظار باشد (رحیمی باغی و همکاران، ۱۳۹۸). هنگامی که ناطمینی زیاد وجود دارد، مفهوم بازده سرمایه‌گذاری در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری اهمیت ویژه‌ای دارد. در بلندمدت، با توجه به فرضیه سرمایه‌گذاری برگشت ناپذیر، افزایش ناطمینان باعث افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود. برای شرکت‌های جدید، ناطمینی بیشتر، موجودی سرمایه بهینه را کاهش می‌دهد. بنابراین تورم همواره به عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر میزان اعتبار و ریسک اعتباری بانک‌ها مطرح بوده است. (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۱).

۲-۲. ناطمینی اقتصادی و سنجه‌های آن

ناطمینی اقتصادی به وجود ابهام و عدم قطعیت درباره وقایع اقتصادی آینده اشاره دارد (علایی و همکاران، ۱۳۹۸). یکی از عوامل مهم و اثرگذار بر سیاست‌های اقتصادی و نتایج آن، ناطمینی است. با وجود ناطمینی اقتصادی، بازیگران و سیاست‌گذاران با در نظرگیری اثر ناطمینی بر نتایج تصمیم‌گیری‌ها، روش‌های دیگری را جایگزین تصمیم‌گیری منطقی می‌کنند. پژوهشگرانی که اثر ناطمینی بر متغیرهای مختلف اقتصادی را مطالعه می‌کنند معمولاً نشان می‌دهند ناطمینی بر تورم، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی، مصرف و تقاضای پول اثرگذار است. با این وجود پس از وقوع بحران مالی سال ۲۰۰۷ و با توجه به پیامدهای زیانبار افزایش ناطمینی، توجه اقتصاددانان بر تأثیر ناطمینی روی متغیرهای مختلف اقتصادی افزایش یافت (بیکرو همکاران، ۲۰۱۶).

اگر چه ناطمینی بر تصمیمات کارگزاران اقتصادی و در پی آن بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر مهمی دارد، ولی به آسانی قابل مشاهده نبوده و اندازه‌گیری آن یکی از چالش‌های پیش رو پژوهش‌های اقتصادی است. در ادبیات اقتصادی پیرامون سنجه مناسب برای ناطمینی اقتصادی چهار رویکرد در پیش گرفته شد:

۱- رویکرد مبتنی بر نوسانات: در این روش نوسانات شرطی متغیرهای اقتصادی مانند شاخص قیمت، نرخ ارز، نرخ رشد اقتصادی، شاخص‌های بازار سهام و ...، ناطمینی به روش خانواده واریانس ناهمسانی شرطی آرج بدست می‌آید.

۲- رویکرد مبتنی بر خبر: در این روش که آغازگران بیکر و همکاران (۲۰۱۶) هستند، سنجه ناطمینانی اقتصادی بر پایه تناوب واژه‌هایی مانند اقتصاد، ناطمینانی، کسری بودجه، تورم و ... در مقالات روزنامه‌ها نسبت به همه مقالات آن روزنامه‌ها در آن ماه ساخته می‌شود. از ویژگی مثبت این روش که مبتنی بر متن کاوی^۱ است، به روز بودن شاخص است.

۳- رویکرد مبتنی بر نظرسنجی: این روش به کمک نظرسنجی از افراد درباره آینده متغیرهای اقتصادی سنجه ناطمینانی اقتصادی را از معیارهای پراکندگی این نظرات می‌سازد. کاستی این روش اثرگذاری تورش ساز مشاهدات دور افتاده بر سنجه ناطمینانی اقتصادی است.

۴- رویکرد مبتنی بر ساختار اقتصادی: این روش با کار گان^۲ (۲۰۱۴) آغاز شد، شاخص ناطمینانی اقتصادی بهینه در یک مدل اقتصاد کلان با در نظر گرفتن جنبه‌های مختلف بدست می‌آید.

۳-۲. ریسک اعتباری

ریسک اعتباری یک موضوع مهم و حساس در صنعت بانکداری است. ریسک اعتباری به احتمال تغییرات در ارزش دارایی‌های بانک و تغییرات غیرمنتظره در کیفیت وام به مشتریان مربوط است. خطر تغییر شرایط اعتبار مشتری زمانی رخ می‌دهد که خریدار نتواند وام را پرداخت کند یا دست کم آن را به موقع پرداخت نکند (آذریندار، ۱۳۹۳). بنابراین عدم موفقیت تعداد کمی از مشتریان می‌تواند زیان هنگفتی به بانک وارد کند. اما در مواردی ممکن است که خریدار، عمداً به تعهدات خود عمل نکند، مثلاً دعوای حقوقی یا تقلب در قرارداد؛ بنابراین، از دست دادن اعتبار زمانی رخ می‌دهد که بانک بر اساس تعهد یک وام گیرنده معتبر سرمایه‌گذاری کند، اما ریسک یا رتبه اعتباری آن وام گیرنده به میزان قابل توجهی کاهش یافته باشد (بختیار و همکاران، ۱۴۰۲). بنابراین در چنین شرایطی حتی در صورت تسویه، ارزش وام در بازار کمتر از ارزش وام در بانک است و این منجر به زیان خالص می‌شود.

زیان‌های ناشی از ریسک اعتباری ممکن است پیش از رویداد وام از سوی یکی از دو طرف وام رخ دهد؛ پس ریسک اعتباری را می‌توان به عنوان زیان احتمالی در نتیجه یک رویداد اعتباری تعریف کرد. یک رویداد اعتباری زمانی رخ می‌دهد که توانایی یک طرف برای انجام تعهدات خود تغییر کند. طبق تعریف، تغییر ارزش بازار وام ناشی از تغییر رتبه اعتباری (تغییر آگاهی بازار از توانایی پیمانکار در انجام تعهدات خود) را نیز می‌توان به عنوان ریسک اعتباری در نظر گرفت. بر این اساس همه بانک‌ها در حین فعالیت خود با ریسک‌هایی مواجه هستند که نمی‌توانند آن‌ها را برطرف کنند، اما امکان مدیریت آن وجود دارد (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۷).

¹ text mining

² Gan, 2014

³ Zhang, 2017

رشد وام یکی از عواملی است که می‌تواند بر ریسک اعتباری بانک تأثیر بگذارد. برای مدل‌سازی ریسک اعتباری، دانستن رابطه میان رشد اعتبار و ریسک بسیار مهم است، به همین دلیل، مبنای مطالعاتی بسیاری از محققان در این زمینه بوده است. در سال‌های اخیر به دلیل ساده‌سازی بیش از حد پرداخت وام و تسهیلات، نگرانی فزاینده‌ای در مورد رشد وام‌های تجاری ارائه شده توسط بانک‌ها وجود داشته است. برخی از محققان بر این باورند که بانک‌ها با کم شدن سطح اعتبار مشتری‌ها با کم کردن تسهیلات اعتباری، رقابت میان مشتریان اعتباری خود را افزایش داده‌اند. برخی دیگر استدلال می‌کنند که با ادامه توسعه اقتصادی و کم رنگ شدن سوابق زیان وام‌های گذشته، بانک‌ها تمایل بیشتری به دادن تسهیلات اعتباری و رویارویی با ریسک دارند.

جیمز و سارینا^۱، ۲۰۰۶، دلایل توسعه قوی اعتبار را به شرح زیر فهرست می‌کنند: چرخه تجاری واقعی. بر اساس این نظریه، منبع نهایی رشد اعتبار، شوک‌های تکنولوژیکی یا شوک‌های مختلف تجاری است. یکی از ویژگی‌های کلیدی این داستان، رشد بالای تولید ناخالص داخلی است. همچنین این نظریه می‌تواند به خوبی توضیح دهد که چرا شاخص‌های بانک‌ها و تراز پرداخت‌ها در دوره بحران پس از رشد اعتبار از زمان صلح و ثبات بالاتر نیست.

تحقیقات و تجربیات اخیر در اقتصاد مشخص کرده است که رشد شدید اعتبارات یکی از علل مشکلات مالی و بانکی است. رشد سریع وام اغلب مستلزم کاهش استانداردها برای به دست آوردن تعهدات خرید و ارزیابی انتظارات بیش از حد از توانایی آینده مشتریان برای بازپرداخت وام است. رشد سریع وام‌دهی می‌تواند منجر به افزایش قیمت ملک (که می‌تواند ترازنامه وام‌گیرندگان و اولویت ظاهری گرفتن وام را بهبود بخشد) و همچنین منجر به چرخه‌ای از گسترش اعتبار و افزایش قیمت ملک شود. علاوه بر این، رشد سریع وام‌دهی با بی‌ثباتی مالی همراه است. رشد شدید تسهیلات اعتباری می‌تواند منجر به رشد قوی در مصرف یا سرمایه‌گذاری یا هر دو شود که عواقب آن می‌تواند مشکلات پرداخت را تشدید یا تعدیل کند. با این حال، در بیشتر وام‌های روزانه، ریسک اعتباری وجود دارد و وجود چنین ریسکی می‌تواند بر عملکرد سیستم بانکی تأثیر بگذارد (شیخ علی، ۱۳۹۸).

بانک‌ها با تقویت سیاست‌های کنترل ریسک از طریق اندازه‌گیری ریسک عدم پرداخت اصل و سود تسهیلات بر مبنای اصول و مقررات کمیته‌ها درخصوص مدیریت ریسک، با بررسی دو مقوله کفایت سرمایه مشتری و طبقه‌بندی دارائی‌ها و همچنین درجه‌بندی شعب بر مبنای ریسک اعتباری شعب (نسبت مطالبات سررسید گذشته و معوق و مشکوک الوصول به کل تسهیلات اعطایی) می‌توانند عملکرد وام شعب بانک را بهبود بخشند. بانک‌ها چه بسا برای جلوگیری از افزایش مطالبات نظام رتبه‌بندی شعب را بر اساس ریسک اعتباری تعریف می‌کنند. بانک‌ها با تحلیل‌های اقتصادی و مالی توانایی متقاضی را در

¹ Jimenez & Saurina, 2006

بازپرداخت وام ارزیابی و همچنین وضعیت حقوقی متقاضی را بررسی می‌کنند. در این راستا بانک می‌تواند توان اعتباری متقاضی تسهیلات را با به کمک نظام‌هایی مانند امتیازدهی اعتباری و رتبه‌بندی مشتریان، برآورد نماید. امتیاز اعتباری ابزاری عینی برای مدیریت ریسک است که مصرف‌کنندگان اعتبار را به طور عینی بر اساس جمعیت شناسی و اطلاعات پشتیبانی، طبقه‌بندی می‌کند. رتبه اعتباری همچنین راهی برای شناسایی و موافقت با اعطای وام به متقاضیان کم ریسک و اجتناب از اعطای وام به متقاضیان با ریسک بالا از طریق طبقه‌بندی آنها است.

۲-۴. رفتار وام‌دهی بانک؛ نااطمینانی اقتصادی و ریسک اعتباری

بانک‌ها یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد هر کشور هستند و ثروت نظام بانکی یکی از مهم‌ترین بخش‌های سرمایه ملی محسوب می‌شود. همچنین، وام‌های پرداختی بخش مهمی از کل دارایی‌های بانک را نشان می‌دهد. این دارایی‌ها بخش بزرگی از سود بانک‌ها را تشکیل می‌دهند و بخش مهمی از عملکرد و ثبات مالی بانک محسوب می‌شوند و سطح مطالبات معوق یکی از مهمترین معیارهای سنجش عملکرد بانک است (بایندر، ۲۰۱۷). تغییر ثبات مالی در بخش بانکی که تأثیر مستقیمی بر وام‌گیرندگان و وام‌دهندگان دارد، تنها به تصمیمات اتخاذ شده در حوزه پولی و بانکی مربوط نیست؛ بلکه به میزان پس‌انداز، هزینه‌ها، سود، کارایی و نسبت‌های مالی بانک‌ها نیز مربوط است. همچنین متغیرهای کلان اقتصادی نیز از جمله عواملی هستند که بر بی‌ثباتی مالی در بخش بانکی و در نهایت بر وقوع بحران‌های مالی در کشورها تأثیر می‌گذارند. کشورهایی که از نظر اقتصادی فقیر و یا ثروتمند هستند، سیاست‌های اقتصادی متفاوتی را اتخاذ می‌کنند که هر یک بر ثبات مالی آنها تأثیر می‌گذارد (شیخ علی، ۱۳۹۸).

جهانی شدن اقتصاد و ظهور روش‌های خدماتی جدید مانند اینترنت محدودیت‌های زمانی و مکانی را برای مشتریان اعتباری حذف کرده است. به همین دلیل مؤسسات اعتباری آمادگی دارند فعالیت خود را در سایر کشورهای جهان گسترش دهند. اگرچه افزایش تقاضای اعتبار، افزایش رقابت و ظهور کانال‌های جدید در اقتصاد مدرن فرصت‌های جدیدی را برای مؤسسات اعتباری ایجاد کرده است، اما از سوی دیگر به ابزارها و روش‌های جدیدی نیز نیاز داشتند (آذرنادر، ۱۳۹۳). این موضوع سازمان‌های فوق را به بررسی، تقویت و معرفی فناوری جدید در سیستم‌های مدیریت بدهی سوق داده است. برای جلوگیری از ضعف احتمالی بانک‌ها و تضمین سلامت نظام مالی در حوزه قوانین کلان پولی، با توجه به کاهش قابل توجه کیفیت پرتفوی وام، مقام پولی باید دائماً کیفیت اعتباری بانک‌ها را کنترل کند تا باعث ضرر نشود (تالاورا و همکاران^۱، ۲۰۱۹).

¹ Talavera et al., 2019

یکی از اهداف مهمی که بانک‌ها و مؤسسات اعتباری دنبال می‌کنند، ایجاد کارایی بیشتر در تخصیص منابع و اعطای تسهیلات است. اما اعتبارات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و رفتار آنها متأثر از عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی است. در شرایط عادی اقتصاد کلان، با در نظر گرفتن مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد اقتصادی مانند نرخ بهره و تورم، نرخ رشد درآمد ملی برای ارزیابی عملکرد بانک‌ها و مؤسسات مالی کافی است. اما در شرایط عدم قطعیت، علاوه بر عوامل اولیه ذکر شده، عوامل ثانویه مانند عدم قطعیت متغیرهای اقتصادی از جمله نرخ ارز نیز باید در نظر گرفته شود که به دلیل نوسانات ارزی در کشورهای در حال توسعه است (اولاولیل^۱، ۲۰۱۷).

وجوه از وام‌دهنده به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم دریافت می‌شود. در تأمین مالی مستقیم در بازارهای مالی، وام‌گیرندگان با فروش اوراق بهادار مستقیماً از وام‌گیرندگان وجوه مالی را دریافت می‌کنند. این اوراق بهادار به عنوان ابزارهای مالی نیز شناخته می‌شوند که نشان‌دهنده ادعای وام‌دهندگان از درآمد یا دارایی‌های آتی وام‌گیرندگان هستند. این اوراق به عنوان دارایی خریدار و بدهی فروشنده محسوب می‌شود (کریستوفر و بامیدل^۲، ۲۰۰۹). در تأمین مالی غیرمستقیم، واسطه مالی بین سپرده‌گذار و وام‌گیرنده است و به انتقال پول از فردی به فرد دیگر کمک می‌کند. یک واسطه مالی این کار را با قرض دادن وجوه به سپرده‌گذاران و سپس استفاده از این وجوه برای وام دادن به وام‌گیرندگان انجام می‌دهد. روش تأمین مالی غیرفعال که توسط واسطه‌های مالی استفاده می‌شود، واسطه‌گری مالی نامیده می‌شود که راه اصلی انتقال وجوه از وام‌دهنده به وام‌گیرنده است، بنابراین مؤسسات مالی اساس فعالیت بازار مالی هستند. بدون این نهادها، بازارهای مالی نمی‌توانند ثروت انباشته شده جامعه را به سمت افرادی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری مولد دارند، هدایت کنند، بنابراین این مؤسسات تأثیر مهمی بر عملکرد اقتصادی دارند (پدرام و همکاران، ۱۳۹۵). وام‌دهندگان وابسته به بانک، ممکن است ارزیابی نشوند، اما مطمئناً هزینه‌های اضافی تحقیق در مورد وام‌گیرندگان جدید و ایجاد روابط وام‌جدید را متحمل خواهند شد. این هزینه اضافی به ویژه در شرکت‌های کوچک و متوسط قابل توجه است. در حالی که نقش اطلاعات خصوصی و حساس بسیار مهم است و هزینه کسب اطلاعات و کنترل ارزش اعتبار برای وام‌گیرندگان بسیار زیاد است. با این حال، تأثیر تعداد اندک وام‌های بانکی، نامشخص است زیرا این تأثیر به اندازه کاهش بدهی، تأثیر بر هزینه بدهی و نسبت تولید انجام شده توسط شرکت‌های وابسته به بانک بستگی دارد.

برنانکه و بلیندر^۳ (۱۹۹۲) در رابطه با تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها معتقدند که سیاست پولی انقباضی (عامل مهم و مؤثر در ثبات وضعیت کلان اقتصادی) منجر به کاهش وام

¹ Olawale, 2017

² Christopher & Bamidele, 2009

³ Bernanke & Blinder, 1992

بانک‌های تجاری می‌شود. همچنین آن‌ها نشان دادند که سیاست پولی انقباضی از طریق کاهش پرداخت وام‌های بانکی منجر به کاهش غیرمستقیم هزینه می‌شود، زیرا قراردادهای پولی سپرده‌ها را به سمت اعتبار ترازنامه منتقل می‌کند. با فرض اینکه وام‌ها و اوراق بهادار سمت راست دارایی‌های بانک‌ها جایگزین مناسبی برای یکدیگر باشند، بانک‌ها تمایلی به جذب کامل زیان سپرده با کاهش ذخایر خود ندارند و در نتیجه نکول‌های پولی منجر به کاهش وام‌دهی بانک‌های تجاری می‌شود. در زمان رکود، از دست دادن اعتبار می‌تواند باعث شود بانک‌ها در پاسخ به فشار مقامات نظارتی و بازارهای مالی برای حفظ حداقل نسبت‌های سرمایه، وام‌های خود را کاهش دهند. با توجه به اینکه اثر کلی اعتبارات بانکی محدود است بنابراین اثر بازخورد آن ناچیز خواهد بود. از سوی دیگر، اگر بانک‌ها ذخایر سرمایه کمی داشته باشند، ترجیح می‌دهند وام‌ها را به جای افزایش سرمایه، کاهش دهند که در شرایط رکود بسیار گران است. اگر نتوان وام‌های بانکی را به راحتی به سایر منابع تأمین مالی تبدیل کرد، بنگاه‌های اقتصادی برای اجرای طرح‌های سرمایه‌گذاری خود با کمبود بودجه مواجه خواهند شد و همین موضوع احتمال وقوع چرخه رکودی را، تقویت می‌کند. از سوی دیگر، افزایش تورم، ارزش پول (بهره واقعی) را کاهش می‌دهد و این کاهش میل به دریافت اعتبار را افزایش می‌دهد و ریسک بانک‌ها و ثبات این بخش را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش نرخ بیکاری و کاهش بودجه دولت نیز باعث می‌شود که دولت برای افزایش اشتغال یا کاهش کسری بودجه، به سیاست انبساطی روی بیاورد و از بانک‌ها وام بگیرد که می‌تواند ریسک و ثبات بانک‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. (فلامینی و همکاران^۱، ۲۰۰۹). در کشورهایی مانند ایران که از سیستم بانکداری دولتی پیروی می‌کنند، ثبات و ریسک بانکی، اغلب تحت تأثیر سیاست‌های پولی قرار می‌گیرد که بیش از هر چیز بر شرایط اقتصادی کشور و دولت تأثیر می‌گذارد.

۲-۵. پیشینه پژوهش داخلی

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر واردات در کشورهای منتخب در حال توسعه را بررسی کردند. در این مطالعه از نوسانات نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی به عنوان شاخص‌های نااطمینانی در اقتصاد کلان استفاده شده است. نتایج این مطالعه که بر پایه داده‌های تابلویی بود نشان داد که نااطمینانی اقتصاد کلان بر واردات کشورهای منتخب در حال توسعه، تأثیر منفی معنی‌داری دارد.

شاه محمدی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای تأثیر ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی بر سلامت نظام بانکی ایران را بررسی کردند. در این پژوهش از نسبت مطالبات مشکوک الوصول به کل وام‌های اعطایی و نسبت نقدینگی به کل دارایی بانک به عنوان شاخص ریسک استفاده شد. نتایج برآورد مدل به روش

^۱ Flamini et al., 2009

داده‌های تابلویی بر پایه اطلاعات ۲۴ بانک برای دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ نشان داد که دو نوع ریسک شاخص سلامت نظام بانکی همچون نسبت سرمایه، تأثیر منفی و از نظر آماری معناداری دارند. پدرام و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای بر پایه داده‌های ۱۰ بانک ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ واکنش رفتار وام‌دهی بانک‌ها را به ناطمینانی اقتصادی بررسی کردند. در این مطالعه ناطمینانی اقتصادی در سطح کلان به روش گارچ و واریانس شرطی رشد اقتصادی استفاده شد. نتایج برآورد به روش رگرسیون داده‌های تابلویی نشان داد که ناطمینانی اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری بر نسبت وام به دارایی بانک‌ها می‌گذارد.

علائی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به تعیین شاخص ناطمینانی اقتصادی بهینه برای اقتصاد ایران در طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶ پرداختند. در این راستا تابع ناطمینانی هم‌زمان که شامل متغیرهای شکاف رشد تولید، تورم، نرخ ارز و پایه پولی است، در کنار سایر معادلات ساختاری اقتصاد ایران تصریح و پارامترهای آن به گونه‌ای تعیین شده است که تابع زیان بانک مرکزی ایران را حداقل کند. ضرایب به دست آمده برای متغیرهای شکاف رشد تولید، تورم، نرخ ارز و پایه پولی به ترتیب برابر با $۰/۰۳$ ، $۰/۰۲$ ، $۰/۰۷$ و $۰/۹۹$ است که بیانگر اهمیت بیشتر دو متغیر نرخ ارز و تورم در ایجاد ناطمینانی اقتصادی است. رضایی و نوروزی (۱۳۹۸) در پژوهشی بر پایه داده‌های ۱۳ بانک ایران برای سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ به کمک روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، تأثیر بی‌ثباتی سیاست‌های اقتصادی را بر ریسک اعتباری و میزان وام دهی بانک‌ها مطالعه کردند. نتایج برآورد مدل نشان داد، اگر چه ناطمینانی اثر افزایشی معنی‌داری از نظر آماری بر ریسک اعتباری دارد، ولی ارتباط معنی‌داری از نظر آماری میان ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی و اعطای وام بانک‌ها یافته نشد که به باور این محققین به ساختار دستوری وام‌دهی در ایران مرتبط است.

ملکش و همکاران (۱۴۰۰) وجود کانال وام‌دهی و اهمیت نقش بانک‌ها در سازوکار انتقال سیاست پولی را بر پایه داده‌های ۲۴ بانک ایران برای دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ به روش گشتاورهای تعمیم یافته، مطالعه کردند. نتایج نشان داد که سیاست پولی که متغیر پایه پولی آن را نمایندگی می‌کرد، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها دارد و همچنین رفتار بانک‌ها با توجه به شاخص‌های سلامت مالی نامتقارن است؛ به گونه‌ای که اثر سیاست پولی بر وام‌دهی بانک با سطوح بالاتر شاخص‌های نقدینگی و کیفیت مدیریت، کاهش می‌یابد ولی دو شاخص کفایت سرمایه و کیفیت دارایی سبب تقویت این اثربخشی می‌شود؛ در حالی که شاخص سودآوری تأثیری بر این اثربخشی نداشت. همچنین افزایش رقابت در صنعت بانکداری، اثربخشی سیاست پولی بر وام‌دهی بانک‌ها را تقویت کرد.

جعفری ندوشن و همکاران، (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای بر پایه داده‌های پنج بانک ایران برای دوره ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۷ اثر ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی را بر کارایی بانک‌ها مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه در گام نخست کارایی بانک‌ها به کمک روش تحلیل پوششی داده‌های پویا محاسبه شد و در گام دوم

برای آزمون اثرات ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی بر کارایی بانکها، تحلیل رگرسیون بکار رفت. نتایج برآورد حکایت از آن دارد که ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی هر دو تاثیر منفی و معنی داری بر کارایی بانکها می گذارند و شدت اثرگذاری ریسک اعتباری در مقایسه با ریسک نقدینگی بر کارایی بانکها تقریباً دو برابر است.

۶-۲. پیشینه پژوهش خارجی

چی و لی^۱ (۲۰۱۷) این موضوع را بررسی کردند که چگونه عدم اطمینان در مورد سیاستهای اقتصادی بر عملکرد شرکت‌های اقتصادی فعال با استفاده از داده‌های مربوط به بانک‌های تجاری چین تأثیر می‌گذارد. نتایج این تحقیق نشان داد که افزایش عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی می‌تواند تأثیر منفی معناداری بر میزان وام‌های ارائه شده توسط بانک‌های تجاری داشته باشد.

کاروالیو و پاگلیسی^۲ (۲۰۱۸) در مطالعه خود تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی را بر ثبات مالی بانکی و قیمت مسکن در ونزوئلا بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش تولید ناخالص بانکی موجب بی‌ثباتی مالی در بانکداری و افزایش قیمت مسکن شده است. علاوه بر این، سیاست‌های مالی و نرخ ارز نیز تأثیر مستقیمی بر بی‌ثباتی مالی در بانکداری خواهد داشت. تالاورا و همکاران (۲۰۱۹) ارتباط بین رفتار وام‌دهی بانکها و عدم ثبات اقتصاد کلان در بانک‌های اوکراین را مورد بررسی قرار دادند. برآوردها نشان داد که بانک‌ها نسبت وام‌دهی خود را در دوران نوسان‌های اقتصادی به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهند که نشان دهنده سطح بالایی از ریسک‌گریزی مدیران بانکی می‌باشد.

در یک مطالعه، امبوتور^۳ (۲۰۲۰) تأثیر کاهش ارزش پول و نوسانات قیمت دارایی را بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها بررسی کرد. نتایج نشان داد که کاهش نرخ ارز و تغییر قیمت سهام در رفتار وام‌دهی بانک‌ها مؤثر است، اما میزان این اثر معنادار نبود.

الساندري و بتترو^۴ (۲۰۲۰) اثر نااطمینانی، بر روی عرضه اعتبارات بانکی را با کمک داده‌های ماهانه بیش از دو میلیون فقره درخواست وام شرکت‌ها از بانک‌های ایتالیا، در بازه زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۲ بررسی کردند. آنها دریافتند که نااطمینانی، احتمال موفقیت آمیز بودن پذیرش وام را کم کرده و زمان انتظار شرکت‌ها برای دریافت وام را افزایش می‌دهد. البته این اثر به صورت مقطعی برای بانک‌هایی با سپر سرمایه‌ای پایین و شرکت‌هایی که از نظر جغرافیایی از بانکی که درخواست وام دادند، فاصله دارند، شدت بیشتر دارد.

¹ Chi & Li, 2021

² Carvallo & Pagliacci, 2018

³ Mbutor, 2020

⁴ Alessandri & Bottero, 2020

وو و ساردی^۱ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای بر پایه داده‌های نظام بانکی ایالات متحده با عنوان ناطمینی اقتصادی و وام‌دهی بانک‌ها، با بکارگیری واریانس پاداش (صرف) ریسک به عنوان جانشینی برای ناطمینی اقتصادی دریافتند که ناطمینی هم بر عرضه و هم بر تقاضای اعتبارات بانکی تأثیر منفی می‌گذارد. همچنین واریانس پاداش ریسک موجب افزایش تفاوت نرخ بهره وام از نرخ بهره سپرده، کاهش اندازه وام و کوتاه شدن سررسید وام گشته و نیز سهم وام‌های با وثیقه را افزایش می‌دهد. این اثرات در بازار وام سندیکایی^۲ (اشتراکی) بسیار قابل توجه بوده و در هنگام رکود اقتصادی بدتر می‌شود. با جداسازی اثر ناطمینی عرضه اعتبار بانکی از تقاضای وام، آنها دریافتند که واریانس پاداش ریسک بر عرضه اعتبار اثرات بیشتری دارد و دریافتند که کمبود اعتبار بانکی می‌تواند به طور بالقوه رکود اقتصادی را در جریان رکود تشدید کند.

جولسرود و همکاران^۳ (۲۰۲۳) اثر ناطمینی کلان اقتصادی را روی وام‌دهی بانک‌ها در کشور نروژ مطالعه کردند. آنها دریافتند که افزایش ناطمینی در سطح کلان اقتصادی، وام‌دهی بانک‌ها را کم می‌کند. آنها دریافتند که ناطمینی از وضعیت سیاست پولی برای درک چرایی اثر پذیری وام‌دهی بانک‌ها از ناطمینی کلان اقتصادی کلیدی است.

محققین به کمک مدل‌های متنوعی رفتار وام‌دهی بانک‌ها را بررسی کرده‌اند؛ وجه مشترک این مطالعات این است که در ساخت مدلی برای تبیین رفتار وام‌دهی بانک‌ها دو گونه متغیر توضیحی در نظر گرفته می‌شود. نخست متغیرهای درونی بانک مانند اندازه و دیگری متغیرهای بیرونی مانند ناطمینی شرایط اقتصادی. تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات پیشین در این است که متغیرهای ناطمینی اقتصادی و ریسک اعتباری را در همراه با دیگر متغیرهای کنترلی همزمان در مدل تجربی وارد ساخته و تأثیرات آنها بر وام‌دهی بانک‌ها را بررسی می‌کند.

۳. روش تحقیق

۳-۱. مدل پژوهش و شرح متغیرها

با الهام از بخش ادبیات پژوهش و پرسش‌های اصلی پژوهش حاضر مبنی بر چگونگی تأثیر ناطمینی اقتصادی و ریسک اعتباری بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها از مدل اقتصادسنجی زیر جهت پاسخ به این پرسش‌ها استفاده شده است:

$$\Delta \text{Log}(\text{BL})_{i,t,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{EU}_{it} + \beta_2 \text{CR}_{it} + \beta_3 \text{ROE}_{it} + \beta_4 \text{MB}_{it} + \beta_5 \text{SIZE}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

¹ Wu & Suardi, 2021

² syndicated loan

³ Juelsrud et al., 2023

متغیر وابسته:

تغییر لگاریتم وام‌دهی بانک^۱: این متغیر از تفاوت میان لگاریتم وام‌ها در زمان t و در زمان $t+1$ به دست می‌آید که در حقیقت همان نرخ رشد وام‌دهی بانک‌ها است.

متغیر مستقل:

نااطمینانی اقتصادی^۲: در این مطالعه متغیر نااطمینانی اقتصادی از رویکرد مبتنی بر نوسانات متغیرهای اقتصادی به‌دست آمده است. ابتدا، بردارهای عدم قطعیت کلان اقتصادی با استفاده از مدل رگرسیون واریانس عمومی $GARCH(p, q)$ بر اساس معادله میانگین و واریانس شرطی (به طور خاص برای هر متغیر، معادلات (۲) و (۳) ایجاد می‌شوند.

$$Y_{it} = \phi_i + \gamma_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1} + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \quad (۳)$$

که طبق رابطه (۲) معادله شرطی است. Y دو شاخص اقتصادی، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی (BD) و نسبت پول گسترده به تولید ناخالص داخلی ($M2$) را شناسایی می‌کند. در اینجا ε عبارت باقیمانده از مدل میانگین هستند که دارای میانگین صفر و واریانس شرطی σ^2 است. همچنین در نظر گرفتن معادله (۳) به عنوان یک معادله دیفرانسیل شرطی؛ σ^2 واریانس شرطی شاخص‌های اقتصادی-منطقه‌ای شناخته شده (کسری بودجه و نقدینگی) است که از مدل $GARCH(1, 1)$ مشتق شده است. بر این اساس، دو واریانس شرطی از شاخص‌های اجتماعی-اقتصادی رایج (σ^2) به‌عنوان بردار نااطمینانی کلان اقتصادی، نااطمینانی از وضعیت بودجه (UBD) و نااطمینانی از نقدینگی ($UM3$) به دست می‌آیند که به کمک آن میانگین تأثیر نااطمینانی بر تصمیم‌های وام‌دهی بررسی و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

ریسک اعتباری (CR): ریسک اعتباری توسط کمیته بازل به عنوان ناتوانی وام‌گیرنده در انجام تعهدات خود برای بازپرداخت اصل و بهره وام طبق شرایط مورد توافق تعریف می‌شود (بازل ۲۰۰۰). پس هر چه بانک وام و اعتبارات بیشتری به مشتری اعطا کند در معرض ریسک اعتباری بزرگ‌تری است از این رو ریسک اعتباری در این مطالعه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{ریسک اعتباری} = \frac{\text{مانده وام‌های اعطایی} + \text{مانده تعهدات}}{\text{کل دارایی‌ها}} \quad (۴)$$

^۱ Bank Lending (BL)

^۲ Economic uncertainty

متغیرهای کنترلی:

اندازه بانک (SIZE): نسبت، لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است.
بازده حقوق صاحبان سهام (ROE): بازده حقوق صاحبان سهام نسبت سود خالص به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است.
فرصت رشد (MB): فرصت رشد نسبت ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است.

۳-۲. آمار جمعیت و نمونه

جامعه این تحقیق بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی ۱۰ ساله از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۲ می‌باشد که این نمونه‌ها شامل بانک‌هایی با ویژگی‌های زیر می‌باشد:
(۱) بانک‌های مورد نظر از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا انتهای سال ۱۴۰۲ در عضویت بورس اوراق بهادار می‌باشند.

(۲) پایان سالی مالی آن‌ها ۲۹ اسفند باشد.

(۳) در دوره مورد بررسی توقف عملیات یا تغییر در دوره مالی نداشته باشند.

(۴) صورت‌های مالی در سال‌های مورد نظر توسط سازمان بورس اوراق بهادار منتشر شده است.

(۵) داده‌های مورد نظر آن‌ها در دسترس است.

(۶) در طی دوره مورد بررسی (۱۳۹۲-۱۴۰۲) تغییر سال مالی نداشته اند.

روش نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک می‌باشد که با توجه به ملاحظات فوق، تعدادی از بانک‌های جامعه آماری به عنوان نمونه انتخاب می‌شوند. بر این اساس در جامعه تعدیل شده تعداد ۱۰ بانک، از جامعه آماری حضور دارند.

۳-۳. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

اکثر تحقیقات انجام شده در زمینه نااطمینانی اقتصادی، از روش $2SLS$ استفاده کرده اند که لازمه استفاده از این روش، یافتن متغیر ابزاری مناسب، برای حل مشکل درونزا بودن متغیرها است. اما این رویکرد با محدودیت‌هایی مانند دشواری یافتن متغیرهای ابزاری مناسب و محدود بودن این متغیرها مواجه است. همچنین این روش نمی‌تواند رابطه بین متغیرهای توضیحی را حل کند و نمی‌تواند مشکل همخطی را کاهش داده و یا حذف کند. روش کلی گشتاورها (GMM) برای داده‌های پانل پویا یکی از مناسب‌ترین روش‌های اقتصادی برای حل یا کاهش مشکل درون‌زایی متغیرها است (شعری و همکاران، ۱۳۹۶). یک مدل خودرگرسیون ساده با توزیع شکست به صورت زیر نشان داده شده است:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (5)$$

y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی، μ اثرات انفرادی یا ثابت شرکت‌ها، ε نیز جزء اخلاص معادله و i و t به ترتیب نشانگر شرکت و دوره‌ی زمانی است. اگر همانند معادله (5)، متغیر وابسته با مقادیر با وقفه وارد مدل شود، سبب خواهد شد که بین متغیرهای توضیحی (رگر سورها) و جملات اخلاص همبستگی به وجود آید و در نتیجه استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نتایج تورش دار و ناسازگاری را نشان خواهد داد. μ منبع ناسازگاری تخمین زن هاست که یکی از روش‌های مناسب برای حذف اثرات ثابت و انفرادی شرکت‌ها استفاده از روش تفاضل گیری مرتبه‌ی اول خواهد بود. از آنجا که میانگین μ با خودش برابر می‌باشد، در نتیجه‌ی تفاضل گیری از معادله حذف شده و منبع ناسازگاری تخمین زن‌های OLS حذف خواهند شد. پس از تفاضل گیری مرتبه‌ی اول از معادله (5) خواهیم داشت:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (6)$$

اما تفاضل گیری از معادله‌ی اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه‌ی متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل شده، فراهم می‌آورد (باند¹، 2002). از این رو لازم است برای برطرف کردن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. بنابراین، گشتاورها برای معادله (6) به صورت زیر تعریف خواهد شد:

$$E(y_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0, \quad s \geq 2; t = 3, 4, \dots, T \quad (7)$$

$$E(X_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0, \quad s \geq 2; t = 3, 4, \dots, T \quad (8)$$

برای برآورد پارامترها نیز از متغیرهای ابزاری به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$Z_i = \text{diag}(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,t-2}, X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i,t-2}) \quad (9)$$

بنابراین برآورد کننده‌ی روش گشتاورهای تعمیم یافته که با $\hat{\delta}$ نمایش داده می‌شود به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\delta} = (\hat{B}Z_A \hat{N} \hat{Z}B)^{-1} \hat{B}Z_A \hat{N} \hat{Z}Y \quad (10)$$

پس از برآورد ضریب، لازم است اعتبار متغیرهای ابزاری از طریق آماره آزمون سارگان بررسی شود. این آماره آزمون به طور مجانبی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با مقدار آستانه است. فرض صفر این است که باقیمانده‌ها با متغیرهای ابزاری مرتبط هستند و در صورت رد فرضیه صفر، روایی متغیرهای ابزاری استفاده شده، تأیید می‌شود. همچنین برای تعیین اینکه بین متغیرها همبستگی سریالی وجود

¹ Bond, 2002

ندارد، آزمون ضریب همبستگی دوم بر روی باقیمانده‌های معادله دیفرانسیل مرتبه اول، انجام می‌شود. زیرا اگر ترتیب همبستگی جملات مزاحم از مرتبه دوم نباشد، روش طبقه‌بندی مرتبه اول روش مناسبی برای حذف اثر ثابت است (آرلانو و باند^۱، ۱۹۹۱). استفاده از روش GMM برای داده‌های پانل پویا دارای مزایایی از جمله تفاوت‌های فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که به تخمین‌های دقیق‌تر، با راندمان بالاتر و با همخطی پایین‌تر میان متغیرهای مستقل می‌انجامد.

۴. یافته‌ها

پیش از برآورد مدل مدل تحقیق، لازم است مانایی متغیرهای به‌کاررفته درمدل، مورد آزمون قرار گیرد. ضروری است حداقل یکی از پنج آزمون لوین لین چو^۲، آزمون ایم، پسران و شیم^۳، آزمون فیشر دیکی فولر تعمیم یافته^۴، آزمون فیشر-فیلیس پرون^۵ و هادری^۶ برای آزمون ریشه واحد پانل، مورد استفاده قرار گیرد. این آزمون‌ها اصطلاحاً آزمون‌های ریشه واحد پانل نامیده می‌شوند و روند بررسی مانایی همگی به غیر از روش هادری به یک صورت است و با رد H_0 عدم مانایی رد می‌شود و بیانگر مانایی متغیر است؛ بنابراین با رد فرضیه H_0 نامانایی یا ریشه واحد رد می‌شود که برای تشخیص این قسمت به احتمال آن توجه می‌شود که بایستی از ۵ درصد کوچک‌تر باشد. در این پژوهش برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو، آزمون فیشر دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیشر-فیلیس پرون استفاده شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای مدل

متغیر	آزمون	آزمون در سطح متغیرها		آزمون در تفاضل مرتبه اول متغیرها		نتیجه آزمون
		مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	
وام‌دهی بانک	LLC	-۱۵/۹	۰/۰۰	-	-	پایا در سطح $I(0)$
	Fisher-ADF	۳۷۸/۳	۰/۰۰	-	-	
	Fisher-pp	۲۹۱/۶	۰/۰۰	-	-	

¹ Arelano & Bond, 1991

² Levin, Lin & Chu

³ Im, Pesaran & Shin

⁴ Fisher - ADF

⁵ Fisher - PP

⁶ Hadri

پایا در سطح I(1)	۰/۰۰	-۲۳/۵	۰/۰۰۳۲	-۷/۸۷	LLC	نااطمینانی اقتصادی
	۰/۰۰	۳۹۶/۲	۰/۳۲	۲۵/۶	Fisher- ADF	
	۰/۰۰	۴۵۳/۵	۰/۲۴	۳۶/۱	Fisher-pp	
پایا در سطح I(0)	-	-	۰/۰۰	-۳۸/۱۴	LLC	ریسک اعتباری
	-	-	۰/۰۰	۳۰۹/۴	Fisher- ADF	
	-	-	۰/۰۰	۲۶۳/۴	Fisher-pp	
پایا در سطح I(0)	-	-	۰/۰۰۰۰	-۲۱/۱۲	LLC	اندازه بانک
	-	-	۰/۰۰۰۰	۴۹۳/۸	Fisher- ADF	
	-	-	۰/۰۰۰۰	۳۲۸/۹	Fisher-pp	
پایا در سطح I(0)	-	-	۰/۰۰	-۴۵/۳۹	LLC	بازده سهام
	-	-	۰/۰۰	۳۴۹/۶	Fisher- ADF	
	-	-	۰/۰۰	۲۱۷/۱	Fisher-pp	
پایا در سطح I(0)	-	-	۰/۰۰	-۲۵/۴۷	LLC	فرصت رشد
	-	-	۰/۰۰	۵۳۸/۸	Fisher- ADF	
	-	-	۰/۰۰	۳۲۶/۴	Fisher-pp	

منبع: محاسبات محقق (همه ضرایب در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد می‌باشد)

نتایج جدول (۱)، و بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آن‌ها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به‌جز نااطمینانی اقتصادی، مانا هستند و متغیر نااطمینانی اقتصادی با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده است.

در مرحله بعدی آزمون مانایی، آزمون یکپارچه سازی پنل، وجود رابطه اقتصادی بلندمدت، مورد آزمون قرار می‌گیرد. مفهوم اصلی تحلیل همبستگی این است که اگرچه بسیاری از سری‌های محاسبات غیرعادی هستند (از جمله متغیرهای تصادفی). اما در درازمدت، یک ترکیب خطی از این متغیرها می‌تواند مانا باشد (بدون فرآیند تصادفی). تجزیه و تحلیل همبستگی به آزمون و تخمین روابط تعادلی بلندمدت کمک می‌کند. برای بررسی اعتبار داده‌های گروهی، آزمون‌های متعددی مانند آزمون کائو، آزمون پدرونی و آزمون فیشر وجود دارد که در این پژوهش از آزمون کائو استفاده شده است زیرا امکان انجام آزمون پدرونی به دلیل تعداد زیاد متغیرها و آزمون فیشر به دلیل ناکافی بودن داده‌ها وجود نخواهد داشت.

جدول (۲): بررسی وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد استفاده در برآورد مدل پژوهش

احتمال	آماره t	متغیرهای وابسته
۰/۰۰۰۰	-۶/۰۱	رفتار وام‌دهی بانک

منبع: محاسبات محقق

با توجه به جدول (۲)، مقدار آماره t ، آزمون کائو، در سطح ۹۵ درصد وجود هم‌جمعی را تأیید می‌کند و بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل وجود دارد و رگرسیون برآوردی کاذب نخواهد بود.

نتایج ادغام و استقلال معادله ۱ هاسمن در جدول (۳)، گزارش شده است. بر این اساس، فرضیه همبستگی مختلط در مقابل فرضیه اثر ثابت تأیید نشد. از آنجا که آماره F در معادله ۱ با توجه به نتایج جدول محاسبه شده است، فرض صفر در مقابل فرضیه مخالف رد شده و مدل‌ها بر اساس روش داده‌های تابلویی برآورد می‌شوند. همچنین آماره هاسمن نیز نشان می‌دهد که با توجه به اینکه احتمال به‌دست آمده به دلیل اینکه احتمال هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر رد می‌شود، به عبارت دیگر مدل با اثر، تأیید می‌شود. بنابراین مناسب‌ترین روش برای تخمین مدل‌ها، مدل اثرات ثابت است.

جدول (۳). نتایج آماره‌های F و هاسمن

آزمون	مقدار	احتمال	نتیجه
آماره F	۳۱/۵۲	۰/۰۰	مدل داده‌های تابلویی
آماره هاسمن	۶۹/۷۳	۰/۰۰	مدل اثرات ثابت

منبع: محاسبات محقق

جدول (۴)، اثر ناطمینیاتی اقتصادی و ریسک اعتباری را بر وام‌دهی بانک‌ها بر اساس روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) داده‌های تابلویی پویا نشان می‌دهد.

جدول (۴): برآورد مدل پژوهش

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
وقفه مرتبه اول وام‌دهی بانک	-۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۰۰۲۸
ناطمینیاتی اقتصادی	-۰/۱۵	۰/۶۷	۰/۴۹۸۱
ریسک اعتباری	-۰/۲۸	۳/۷۲	۰/۰۰۰۳
اندازه بانک	۰/۰۵	۱/۷۱	۰/۰۸۶۷
بازده سهام	۰/۲۷	۲/۳۰	۰/۰۲۲۹
فرصت رشد	۰/۰۲۱	۱/۹۳	۰/۰۵۲۸
آزمون سارگان	J -Statistic		۱۶/۳۶
	Prob		۰/۴۲۷
آزمون آرلاندو و باند	AR(1)	m -Statistic	-۲/۴۲
		Prob	۰/۰۱۵
	AR(2)	m -Statistic	-۰/۴۲۸
		Prob	۰/۶۶۸

منبع: محاسبات محقق (همه ضرایب در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد می‌باشد)

بر اساس نتایج آزمون سارگان، فرض صفر مبنی بر وابستگی باقیمانده‌ها به متغیرهای ابزاری رد می‌شود، بنابراین متغیرهای ابزاری مورد استفاده در برآورد مدل، از اعتبار لازم برخوردارند. به عبارت دیگر، نتایج آزمون سارگان نشان می‌دهد که بین مؤلفه‌های خطا و ابزارهای مورد استفاده برای برآورد مدل تحقیق رابطه وجود ندارد، در نتیجه روایی نتایج تفسیر تأیید می‌شود. برای تعیین سطح همبستگی جملات اختلال از آزمون آماری اورلاندو و باند استفاده گردید. نتایج تحلیل همبستگی بین گزاره‌های مختلف اختلال در جدول (۴) نشان داده شده است. بر اساس نتایج جدول (۴)، فرضیه غیرمستقیم عدم وجود خودکنترلی در جملات خطای مختلف رد نمی‌شود، بنابراین روش اورلاندو و باند روش مناسبی برای تخمین پارامترهای مدل و حذف آن است. در دسته بندی یک مرتبه جملات بی‌نظم، ارتباط سریالی بین اجزای جملات بی‌نظم ثابت است و جملات بی‌نظمی که باید جدا شوند، ارتباط مستقیمی بین مرتبه اول و دوم ندارند. نتایج آزمون برآوردی نشان می‌دهد که ناطمینانی اقتصادی فاقد اثر معنی‌دار بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها است چرا که سطح معنی‌داری ضریب برآوردی بزرگ‌تر از $0/05$ درصد می‌باشد. همچنین نتایج آزمون برآوردی نشان می‌دهد که تمرکز ریسک اعتباری، اثر منفی بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها دارد به گونه‌ای که با افزایش یک واحدی در ریسک اعتباری؛ وام‌دهی بانک‌ها به میزان $0/28$ درصد کاهش می‌یابد و با توجه به این که سطح معنی‌داری ضریب برآوردی کوچک‌تر از $0/05$ درصد می‌باشد؛ لذا اثرگذاری ریسک اعتباری بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد.

ضریب برآوردی متغیر اندازه بانک مثبت و از نظر آماری در دامنه اطمینان 90 درصد معنی‌دار است؛ یعنی بانک‌های بزرگ‌تر میل بیشتری به وام‌دهی دارند به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در نرخ رشد سرمایه بانک، نرخ وام‌دهی به اندازه $0/05$ درصد رشد می‌کند. بر اساس نتایج بازدهی سهام نیز بر وام‌دهی بانک‌ها تأثیر مثبت م معنی‌داری دارد. به گونه‌ای که اگر سوددهی بانک‌ها به اندازه یک واحد افزایش یابد، نرخ وام‌دهی بانک‌ها به اندازه $0/27$ درصد افزایش می‌یابد، یعنی بانک‌های سودآورتر انگیزه وام‌دهی بیشتری دارند. ضریب برآوردی فرصت رشد نیز بر وام‌دهی بانک‌ها تأثیر مثبت و از نظر آماری معنی‌داری می‌گذارد؛ به این صورت که با افزایش ارزش یک درصدی سهام بانک‌ها در بازار سرمایه، نرخ وام‌دهی بانک‌ها به اندازه $0/21$ درصد بیشتر می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

بازارهای مالی در کشورهای در حال توسعه به دلیل کمبود بودجه و زیرساخت‌های مالی برای تأمین مالی پروژه‌های تولیدی حائز اهمیت هستند. از سوی دیگر وجود ریسک‌های مالی مختلف در نظام بانکی این کشورها به‌ویژه ریسک اعتباری مانع از عملکرد روان بانک‌ها می‌شود. در ایران به گونه‌ای سنتی و همچنین به دلیل عمق نداشتن بازار سرمایه، این سیستم بانکی است که بیشترین نیاز مالی اقتصاد را پوشش می‌دهد. به همین دلیل، بهبود عملکرد سیستم بانکی کشور با آگاهی از تأثیر ناطمینانی

اقتصادی و ریسک اعتباری بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها اهمیت بالایی دارد. هدف این تحقیق بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی و ریسک اعتباری بر تصمیمات وام‌دهی بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود. نمونه آماری پژوهش شامل داده‌های ۱۰ بانک ایران از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳ است که با بکارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته مدل تحقیق برآورد شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که نااطمینانی اقتصادی تأثیر معناداری بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها ندارد؛ در حالیکه ریسک اعتباری تأثیر منفی و معناداری بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها داشته است. عدم وجود رابطه معنادار میان نااطمینانی اقتصادی و رفتار وام‌های بانکی را می‌توان به شیوه مدیریت نظام بانکی کشور در ارائه تسهیلات و همچنین وجود وام‌های تکلیفی از سوی دولت مرتبط دانست؛ چرا که خاستگاه بخش عمده تسهیلات بانکی در ایران الزام قانون و ساختار دستوری اعتبار است. با توجه به موضوع یاد شده، بی‌ثباتی اقتصادی نمی‌تواند تأثیر چندانی بر میزان وام‌های بانکی داشته باشد؛ در حالی که در ادبیات اقتصادی، نااطمینانی اجتماعی و اقتصادی بر تصمیمات بانکی رابطه منفی معناداری دارد. با افزایش بحران مالی، بانک‌ها در پیش‌بینی عملکرد آتی اعتبارات واگذار شده به دلیل دریافت سیگنال‌های منفی، به صورت قراردادی عمل کرده و تخصیص وام‌های بانکی را کاهش داده و دارایی‌های مطمئن را برای عملکرد آن جایگزین می‌کنند. مقایسه نتیجه تحقیق حاضر با تحقیق حیدری و همکاران (۱۳۹۵) نشان داد که برخلاف پیش‌بینی مورد انتظار با افزایش نااطمینانی، تسهیلات اعطایی بانک‌ها تحت تأثیر قرار نگرفت؛ این می‌تواند به گونه‌ای حکایت از ساختار نامناسب قراردادهای وام باشد که بیشتر بر پایه ارزیابی وثیقه است تا ارزیابی اقتصادی؛ افزون بر این نشانگر وجود تسهیلات تکلیفی از سوی دولت و ساختار دستوری فرایند وام‌دهی باشد که بدون توجه به ملاحظات بانک‌ها درباره نااطمینانی اقتصادی، آنها را مجبور به اعطای وام و تسهیلات می‌سازد. با توجه به رابطه منفی میان ریسک اعتباری و رفتار وام‌دهی بانک‌ها، کاهش و کنترل ریسک اعتباری به عنوان یکی از راهکارهای مؤثر در بهبود فرایند پرداخت اعتبار و عملکرد بانک‌ها پیشنهاد می‌شود. همچنین، نتایج تحقیق نشان داد که متغیر اندازه بانک اثر مثبت بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها دارد، این موضوع دلالت بر این امر دارد که اگر مقامات پولی سیاست‌هایی را درپیش بگیرند که منجر به افزایش سرمایه بانک‌ها گردد در این صورت می‌توانند به افزایش توان وام‌دهی بانک‌ها کمک نمایند و در کم کردن اهرم مالی نامناسب بانک نیز موثر واقع شوند و این موضوع به ثبات پولی اقتصاد کمک می‌کند. بر اساس نتایج متغیرهای بازده سهام بانک و فرصت رشد، که به گونه‌ای هر دو با عملکرد سودآوری بانک مرتبط هستند، اثر مثبت بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها دارند. به نظر می‌رسد با کم کردن وام‌های تکلیفی و پرداخت تسهیلات بر اساس ارزیابیهای اقتصادی، وضعیت سودآوری بانک‌ها بهبود یافته و امکان افزایش قدرت وام‌دهی مولد بانک‌ها بیشتر شود.

۶. تعارض منافع

هیچ گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

۷. تشکر و قدردانی

این پژوهش از حمایت مادی و معنوی هیچ سازمانی برخوردار نبوده است.

References

- Alaei, R., Salahmanesh, A. and Armen, S. A. (2019). Determination of optimal economic uncertainty index for Iranian economy. *Economic Strategy*, 8(28), 111-145. (In Persian)
- Alessandri, P. and Bottero, M. (2020). Bank lending in uncertain times. *European Economic Review*. 128 (2): 103503. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103503/>
- Arbab, H. R., Amadeh, H. and Amini, A. (2021). The Impact of Economic Policy Uncertainty on the Returns of Petrochemical Companies in Different Market Conditions. *Iranian Journal of Economic Research*, 26(88), 191-221. Retrieved from <https://doi.org/10.22054/ijer.2021.50187.838/> (In Persian).
- Arelano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of specification in panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economics and Statistics*, 58(2), 277-297.
- Azarpandar, F. (2014). Investigating the relationship between liquidity risk and political risk in banks), Senior Master's thesis, Islamic Azad University, Science and Research Branch. (In Persian).
- Baker, S. R., Bloom, N. and Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636.
- Bakhtiar M, Moayedfar R, Vaez Barzani M. & Mojab R. (2023). Investigating the Three Dimensions of Credit Risk of Banks in Iran with an Emphasis on the Geographical Location of the Enterprise. *The Economic Research*, 23 (1), 221-247. Retrieved from <https://dor.isc.ac/20.1001.1.17356768.1402.23.1.9.1/> (In Persian).
- Bernanke, B. S. and Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*, 82(4), 901-921. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2117350/>
- Binder, C. C. (2017). Measuring Uncertainty Based on Rounding: New Method and Application to Inflation Expectations. *Journal of Monetary Economics*, 90(c), 1-12. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.06.001/>
- Bond, R. (2002). Dynamic panel data model: A guide to micro data methods and practice. *The Institute for Fiscal Studies Department of Economics*, 1-34.
- Carvallo, O. & Pagliacci, C. (2018). Macroeconomic shocks, bank stability and the housing market in Venezuela. *Emerging Markets Review*, 26 (C), 174-196. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2015.12.002/>

- Chi, Q. and Li, W. (2017). Economic policy uncertainty, credit risks and banks' lending decisions: evidence from Chinese commercial banks. *China Journal of Accounting Research*, 10(1), 33-50. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1016/j.cjar.2016.12.001/>
- Christopher, S. & Bamidele, I. (2009). The impact of macroeconomic instability on the banking sector lending behavior in Nigeria. *Journal of Money, Investment and Banking*, 7, 88-100.
- Erdem, H.F. and Yamak, R. (2016). Measuring The Optimal Macroeconomic Uncertainty Index for Turkey. *Economic Annals*, 61(210), 7-22. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2298/EKA1610007E/>
- Flamini, V., McDonald A. and Schumacher, B.L. (2009). The determinants of commercial bank profitability in Sub-Saharan Africa. *IMF Working Paper*, 09/15.
- Gan, P.T. (2014). The Optimal Economic Uncertainty Index: A Grid Search Application. *Computational Economics*, 43(2), 159-182. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s10614-013-9366-y/>
- Goodhart, C.A.E. (1984). Problems of Monetary Management: The UK Experience. In: *Monetary Theory and Practice*. Palgrave, London, 91-121. Retrieved from https://doi.org/10.1007/978-1-349-17295-5_4
- Heidari, H., sadeghpour, S. and dehghandorost, M. (2017). The Relationship between Inflation Uncertainty and the Bank Loan Facilities Granted. *Monetary & Financial Economics*, 24(13), 135-154. Retrieved from <https://doi.org/10.22067/pm.v24i14.49447/> (In Persian)
- Jafari Nodoushan, A., Mousavi, S. S. and Teymoorian, H. (2025). Investigating the effect of credit risk and liquidity risk on the efficiency of banks with dynamic data envelopment analysis. *Journal of Investment Knowledge*, 14(53), 51-67. Retrieved from <https://doi.org/10.30495/jik.0621.23458/> (In Persian)
- Jafari Samimi, A., Azami, K. and Azizian, J. (2015). The effect of macroeconomics variables uncertainty on import of selected developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 12(3), 27-49. Retrieved from <https://doi.org/10.22055/jqe.2015.11892/> (In Persian)
- Jia, C. (2009). The effect of ownership on the prudential behavior of banks—the case of china. *Journal of Banking & Finance*, 33(1), 77-87.
- Jimenez, G. and Saurina, J. (2006). Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation. *International Journal of Central Banking*, 2(2), 65 -98.
- Juelsrud, R. E. and Larsen, V.H. (2023). Macroeconomic uncertainty and bank lending. *Economics Letters*, Elsevier, 225(C). Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111041/>
- Knight, F. H. (1921). *Uncertainty and Profit* (first publ). London: London School of Economics
- Malkesh, E., Mehregan, N., erfani, A. and Abounoori, E. (2021). Determining the Heterogeneity of Banks Lending Behavior in Response to Monetary Policy. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 8(1), 201-223. Retrieved from <https://doi.org/10.22096/esp.2021.130956.1375/> (In Persian)

- Mbutor, M. O. (2010). Exchange rate volatility, stock price fluctuations and the lending behaviour of banks in Nigeria. *Journal of Economics and International Finance*, 2(11), 251-260. Retrieved from <https://doi.org/10.5897/JEIF.9000047/>
- Mirzaei, H., Falihi, N. and Mashhadian Maleki, R. (2012). The effect of uncertainty of macroeconomic variables (exchange rate and inflation) on the credit risk of legal customers of Tejarat Bank. *Financial Economics*, 6(18), 113-137. Retrieved from <https://dor.isc.ac/20.1001.1.25383833.1391.6.18.6.2/> (In Persian)
- Moore, A. (2017). Measuring Economic Uncertainty and Its Effects. *Economic Record*, 93(303), 550-575. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/1475-4932.12356/>
- Moradi, F., Agheli L. and Asari Arani, A. (2022). The impact of uncertainty in economic policies on energy intensity in Iran. *Quarterly Energy Economics Review*, 18 (72), 27-58. (In Persian)
- Olawale, S. L. (2017). The Effect of Credit Risk on the Performance of Commercial Banks in Nigeria. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2536531/>
- Pedram, M., Kurdabacheh, H. and Moftakhari Badieenejad, T. (2016). The Effect of Macroeconomic Uncertainty on Banks' Lending in Iran. *Iranian Economic Development Analyses*, 4(4), 67-90. Retrieved from <https://doi.org/10.22051/edp.2018.14245.1079/> (In Persian)
- Rahimi Baghi, A., ArabSalehi, M. and Vaez Barzani, M. (2019). Assessing the Systemic Risk in the Financial System of Iran using Granger Causality Network Method. *Financial Research Journal*, 21(1), 121-142. Retrieved from <https://doi.org/10.22059/frj.2019.260749.1006682/> (In Persian).
- Rezaei, N. and Norouzi, A. (2019). Economic policy uncertainty, banks' lending decisions. *Journal of Investment Knowledge*, 8(32), 315-330. (In Persian)
- Shahmohammadi, F., Kiani, A., Barzani., M. V., and Rabbani, H. (2015). Studying the impact of credit risk and liquidity risk on the health of the Iranian banking system, National Conference on Organizational Risk Management, Tehran, Narkish Information Institute. (In Persian)
- Sheikh Ali, V. (2019). Investigating the effect of liquidity risk and political risk on the level of banking stability index and banking performance in Mellat Bank, Second International Conference on Management, Industrial Engineering, Economics and Accounting, Tbilisi-Georgia, Permanent Secretariat in cooperation with Imam Sadeq University (AS). (In Persian)
- Sheri Anaghiz, S., Assadi, G. H. A. and Nikraves, M. (2019). New Managerial Overconfidence Assessment Model and Earnings Forecasts: Generalized Method of Moments (GMM). *Empirical Studies in Financial Accounting*, 16(62), 1-20. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.22054/qjma.2019.10411/> (In Persian)
- Talavera, O. Tsapin, A. and Zholud, O. (2019). Macroeconomic uncertainty and bank lending: the case of Ukraine. *Economic Systems*, 36(2), 279-293. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2011.06.005/>

- Taghinezhadomran, V., Elmi, Z. M. and Husseinpor, F. Z. (2021). The Impact of Business Cycle on Bank Leverage Determinants. Iranian Journal of Economic Research, 26(88), 129-156. Retrieved from <https://doi.org/10.22054/ijer.2021.58154.936/> (In Persian)
- Wu, W.S. and Suardi, S. (2021). Economic Uncertainty and Bank Lending. Journal of Money, credit and Banking. 53(8), 2037-2069. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/jmcb.12779/>
- Zhang, X. Guo, D. Xiao, Y. and Wang, M. (2017). "Do Spatial Spillover Effects of Non -performing Loans for Commercial Banks Exist? Evidence from Chinese Provinces. Emerging Markets Finance and Trade, 53(9), 2039 -2051. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/1540496X.2017.1280668/>

Terrorism, Military Activities, and Environmental Sustainability in Middle Eastern Countries: A Panel Quantile ARDL Approach

Abolghasem Golkhandan^{1*}

^{1*} Ph.D. in Public Sector Economics, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran, Corresponding Author, Email: Golkhandana@gmail.com

Article Info

Received: 25/2/2025

Accepted: 8/6/2025

Pages: 107-134

Keywords:

*Terrorism; Military
Spending; Load
Capacity Factor;
Panel Quantile
ARDL; Middle
Eastern Countries*

JEL Classification:

C31; H56; N45;
Q5

ABSTRACT

Environmental pollution and terrorism are two major problems in the world today. Environmental pollution has severe impacts on sustainable development. Terrorism also poses significant risks to the safety and well-being of individuals and society worldwide. On the other hand, in response to the spread of terrorism, governments allocate significant financial resources to combat it, which will lead to increased military spending. Accordingly, this study provides a unique perspective on the environmental sustainability of Middle Eastern countries by linking climate change with terrorism and military spending, which are new and unknown environmental sustainability factors. In this regard, the main objective of the present study is to empirically test the impact of the global terrorism index and military spending on the load capacity factor (a new comprehensive index of environmental sustainability) in 8 countries in the Middle East region during the period 2011-2023. For this purpose, the panel quantile ARDL estimator and the Dumitrescu and Hurlin (D-H) panel causality test were used. The results show that the short-term and long-term impact of terrorism on environmental sustainability is negative and significant in all quantiles (except the final quantile) and is quantitatively small (10^{th} - 75^{th}). Also, the magnitude of this negative impact increases in the upper quantiles. The short-term and long-term impact of military spending on environmental sustainability is also negative and significant in the 25^{th} - 75^{th} quantiles. Therefore, it can be said that terrorism and military activities are a threat to environmental sustainability. Based on the results of the D-H causality test, it can be said that military spending, terrorism, economic growth, and trade are predictors of environmental sustainability in the studied countries.

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>



Extended Abstract

Purpose

Environmental pollution and terrorism are the two main problems the world faces nowadays. Environmental pollution has a strong impact on sustainable development. Terrorism harms not only economic and social life but also the environment. The environmental damages caused by terrorism include terrestrial conflicts, terrorist camps and bases, training activities, and carbon dioxide emissions (CO₂) related to energy consumption. Similar to official military forces, terrorists use a great deal of fossil fuel energy for armed vehicles, including tanks and heavy weapon carriers, manufacturing arms and ammunition, and sustaining their activities, including heating, among others. Additionally, the employment of military weapons and equipment against terrorism consumes a large amount of energy. The effect of terrorism on the environment is not limited to CO₂ emissions, terrorists also use a large scale of various chemicals and heavy metals related to mass destruction weapons. The chemicals and heavy metals contaminate soil, air, and water, which cannot be easily purified. In response to the spread of terrorism, governments have allocated considerable resources to combat terrorism. These efforts include intelligence gathering, law enforcement, military operations, and security enhancements, all contributing to increasing military expenditure. Excessive military expenditure has several environmental implications. The manufacturing and maintenance of military equipment result in significant emissions of greenhouse gases. The military sector is a significant contributor to worldwide fossil fuel use, hence playing a role in the exacerbation of climate change and the generation of air pollutants. Furthermore, military operations frequently lead to the destruction of habitats, deforestation, and soil contamination within areas affected by conflict, thereby causing detrimental effects on local ecosystems.

Accordingly, this study provides a unique perspective on the environmental sustainability of Middle Eastern countries by linking climate change with terrorism and military spending, which are new and unknown environmental sustainability factors. In this regard, the main objective of the present study is to empirically test the impact of the global terrorism index and military spending on the load capacity factor (a new comprehensive index of environmental sustainability) in 8 countries in the Middle East region during the period 2011-2023.

Methodology

The panel data used in the analysis of this study is annual data from 2011 to 2023 for 8 countries of the Middle East region. The data used are military expenditure, global terrorism index, real gross domestic product (GDP), trade, and LCF (LCF is obtained by dividing the biological capacity by the ecological footprint). Data on GDP (per capita, constant 2015 dollars), and trade (% of GDP) were obtained from the World Bank. Data on biological capacity (per capita, gha) and ecological footprint (per capita, gha) are taken from the Global Footprint Network. Data on military expenditure (% of GDP) and the global terrorism index (which ranges from 0 to 10) are also taken from SIPRI and IEP, respectively. The present study employs

the P-QARDL method to examine the interrelationships between military expenditure, terrorism, and environmental sustainability across different quantiles of the dependent variable. The primary advantage of the P-QARDL is its increased resilience to non-normal errors. Additionally, the skewness, heterogeneity, and outliers of the dependent variable are taken into account. This model improves upon the traditional ARDL model by assessing the short-run and long-run impacts across various quantiles of LCF. Furthermore, the P-QARDL model provides estimates even with a small sample size, and the data contain outliers. In line with the ARDL model, it is advantageous when the variables are integrated of order one [I(1)] or zero [I(0)]. Finally, we conduct a causality analysis using the panel causality test proposed by Dumitrescu and Hurlin, an improved version of the conventional Granger causality test for heterogeneous panels.

Findings

The results show that the short-term and long-term impact of terrorism on environmental sustainability is negative and significant in all quantiles (except the final quantile) and is quantitatively small (10th-75th). Also, the magnitude of this negative impact increases in the upper quantiles. The short-term and long-term impact of military spending on environmental sustainability is also negative and significant in the 25th-75th quantiles. Therefore, it can be said that terrorism and military activities are a threat to environmental sustainability. Based on the results of the D-H causality test, it can be said that military spending, terrorism, economic growth, and trade are predictors of environmental sustainability in the studied countries. The results show that economic growth in the lower quantiles, where environmental sustainability is at a lower level, leads to environmental degradation; but in the long run, the extent of this negative impact should decrease, which in a way confirms the EKC hypothesis. Also, trade in the low, medium, and high quantiles leads to a decrease in environmental sustainability in selected countries in the Middle East region, and the severity of this negative impact is greater in the high quantiles. The “pollution haven” hypothesis is not rejected in the mentioned quantiles.

Conclusion

The results show that terrorism and military activities have led to destruction and pressure on the environment in most Middle Eastern countries and are considered a threat to it. The Middle Eastern region requires a comprehensive or holistic strategy that effectively addresses security concerns while also prioritizing the preservation of the environment for both present and future generations. In addition, governments in the Middle Eastern and their armed services can adopt various ways to mitigate the environmental impact of military exercises and promote ecological sustainability.

تروریسم، فعالیت‌های نظامی و پایداری زیست‌محیطی در کشورهای خاورمیانه: رویکرد کوانتایل ARDL پانلی

ابوالقاسم گل‌خندان^۱

^۱. دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: golghandana@gmail.com

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی صفحات ۱۰۷-۱۳۴ تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۳/۱۸ واژگان کلیدی: تروریسم؛ مخارج نظامی؛ ضریب ظرفیت بار؛ کوانتایل ARDL پانلی؛ کشورهای خاورمیانه طبقه‌بندی JEL: C31; H56; N45; Q5	آلودگی محیط‌زیست و تروریسم دو مشکل اصلی جهان امروزی هستند. آلودگی محیط‌زیست تأثیرات شدیدی بر توسعه پایدار دارد. تروریسم نیز خطرات قابل‌توجهی برای ایمنی و رفاه افراد و جامعه در سطح جهان دارد. از طرفی، در پاسخ به شیوع تروریسم، دولت‌ها منابع مالی قابل‌توجهی را برای مبارزه با آن اختصاص می‌دهند که به افزایش هزینه‌های نظامی منجر خواهد شد. بر این اساس، مطالعه حاضر با پیوند دادن تغییرات اقلیمی با تروریسم و مخارج نظامی که از عوامل جدید و ناشناخته پایداری محیطی هستند، چشم‌اندازی منحصربه‌فرد در حوزه پایداری زیست‌محیطی کشورهای منطقه خاورمیانه ارائه می‌کند. در این راستا هدف اصلی مطالعه حاضر آزمون تجربی تأثیر شاخص جهانی تروریسم و مخارج نظامی بر ضریب ظرفیت بار (شاخص جامع و جدید پایداری زیست‌محیطی) در ۸ کشور منطقه خاورمیانه طی بازه زمانی ۲۰۱۱-۲۰۲۳ است. به این منظور از برآوردگر کوانتایل ARDL پانلی و آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (D-H) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت تروریسم بر پایداری زیست‌محیطی، در تمام کوانتایل‌ها (به جز کوانتایل پایانی)، منفی و معنی‌دار و از لحاظ مقداری اندک است (۷۵th-۱۰۰th). همچنین، به مقدار شدت این اثرگذاری منفی در کوانتایل‌های بالایی افزوده می‌شود. تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت مخارج نظامی بر پایداری زیست‌محیطی نیز، در کوانتایل‌های ۷۵th-۱۰۰th منفی و معنی‌دار است. بنابراین می‌توان گفت که تروریسم و فعالیت‌های نظامی، تهدیدی برای پایداری زیست‌محیطی محسوب می‌شوند. بر اساس نتایج آزمون علیت D-H می‌توان گفت که مخارج نظامی، تروریسم، رشد اقتصادی و تجارت از پیش‌بینی‌کنندگان پایداری زیست‌محیطی در کشورهای مورد مطالعه‌اند.

۱. مقدمه

آلودگی محیط‌زیست و تروریسم دو مشکل اصلی جهان امروزی هستند. آلودگی و تخریب محیط‌زیست تأثیرات شدیدی بر توسعه پایدار دارد. از طرفی، تروریسم در قرن بیست‌ویکم به یک مشکل دائمی جهانی تبدیل شده است. تروریسم نه تنها بر زندگی اقتصادی و اجتماعی، بلکه بر محیط‌زیست نیز اثر منفی دارد. تروریست‌ها مشابه نیروهای نظامی رسمی، مقدار زیادی انرژی سوخت فسیلی را برای وسایل نقلیه مسلح، تولید اسلحه و مهمات، حفظ فعالیت‌های خود و غیره استفاده می‌کنند. البته تأثیر تروریسم بر محیط‌زیست به انتشار گاز CO₂ محدود نمی‌شود. در اقدامات تروریستی از مواد شیمیایی مختلف و فلزات سنگین (مانند آهن، مس، فولاد و اورانیوم ضعیف‌شده) مرتبط با سلاح‌های کشتار جمعی نیز استفاده می‌شود. این مواد شیمیایی و فلزات سنگین، خاک، هوا و آب را آلوده می‌کنند و به راحتی نمی‌توان آن‌ها را تصفیه کرد (بیلدیریچی و گوکمن‌اوغلو^۱، ۲۰۲۰). در پاسخ به شیوع تروریسم، دولت‌ها تلاش‌ها و منابع قابل توجهی را برای مبارزه با آن اختصاص داده‌اند که همگی به افزایش هزینه‌ها منجر می‌شود. بخش نظامی سهم قابل توجهی در استفاده از سوخت‌های فسیلی در سرتاسر جهان دارد و ساخت و نگهداری تجهیزات نظامی منجر به انتشار قابل توجهی از گازهای گلخانه‌ای بالادست گاز CO₂ می‌شود. علاوه بر این، عملیات نظامی، اجرای تمرین‌های آموزشی نظامی و ساخت پایگاه‌های نظامی اغلب منجر به تخریب زیستگاه‌ها، جنگل‌زدایی و آلودگی خاک در مناطق تحت تأثیر درگیری و در نتیجه ایجاد اثرات مضر بر اکوسیستم‌های محلی می‌شود (افاینا و اولل^۲، ۲۰۲۴).

با توجه به توضیحات فوق، مطالعات تجربی جدید تلاش کرده‌اند تا با پیوند دادن تغییرات اقلیمی به تروریسم و مخارج نظامی که از عوامل جدید و ناشناخته در حوزه پایداری زیست‌محیطی هستند، چشم‌اندازی منحصربه‌فرد در این حوزه ارائه کنند. در این راستا، منطقه خاورمیانه را می‌توان به عنوان یک نمونه خاص مورد بررسی و تحلیل تجربی قرار داد. در حال حاضر، منطقه خاورمیانه از لحاظ زیست‌محیطی یکی از ناپایدارترین مناطق در سطح جهان است. طی دهه‌های گذشته، میزان کسری اکولوژیکی در کشورهای این منطقه به دلیل افزایش سطح ردپای اکولوژیکی و کاهش ظرفیت زیستی که ناشی از افزایش مصرف انرژی سوخت‌های فسیلی، بهره‌برداری بیش از حد از منابع طبیعی، روش‌های تولید ناپایدار و فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد، افزایش یافته و هم‌چنان نیز در حال گسترش است (شبکه ردپای جهانی^۳، ۲۰۲۴). از طرفی، منطقه خاورمیانه جولانگاه حوادث تروریستی بوده و در طول زمان شاهد وقوع حوادث تروریستی و ظهور گروه‌های تروریستی مختلفی بوده است. از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۲، بیشترین تعداد حملات تروریستی جهان در خاورمیانه و شمال آفریقا رخ داده است که این تعداد به بیش

¹ Bildirici & Gokmenoglu, 2020

² Efayena & Olele, 2024

³ Global Footprint Network (GFN)

از ۲۳۰۰۰ حادثه رسیده است (بخش تحقیقات استاتیستا^۱، ۲۰۲۴). عوامل مختلفی مانند ریسک سیاسی، نابسامانی‌های سیاسی - اجتماعی، سطح بالای فساد، بی‌ثباتی سیاسی، قیمت نفت و عدم شفافیت منجر به افزایش حملات تروریستی در کشورهای این منطقه شده است. علاوه بر این، ساختارهای نظامی به‌طور مداوم در منطقه خاورمیانه در حال تقویت هستند و میزان نظامی‌سازی بیشتر این کشورها، مقدار قابل توجهی است. بر اساس شاخص جهانی نظامی‌سازی^۲ (GMI) در سال ۲۰۲۲، که توسط وبسایت «مرکز بین‌المللی گفت‌وگو بن»^۳ (BICC) ارائه می‌شود،^۴ کشورهای اسرائیل، عمان، بحرین، عربستان، کویت و اردن به‌ترتیب با امتیازهای ۳۶۳/۲، ۳۰۵/۶، ۳۰۰/۸، ۲۹۳/۶، ۲۸۴/۲ و ۲۷۹/۳ در رتبه‌های اول، سوم، چهارم، ششم، نهم و دهم جهان قرار گرفته‌اند. بر این اساس سوالات اصلی این پژوهش عبارتند از: آیا تروریسم و فعالیت‌های نظامی تهدیدی برای پایداری زیست‌محیطی در کشورهای منطقه خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۲۳ محسوب می‌شوند؟ آیا تروریسم و فعالیت‌های نظامی می‌توانند سطح پایداری زیست‌محیطی را در کشورهای این منطقه پیش‌بینی کنند؟

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. تروریسم و کیفیت محیط‌زیست

تروریسم عامل مهمی در کاهش پایداری زیست‌محیطی از طریق تخریب محیط‌زیست است. با توجه به این‌که تروریسم و حملات تروریستی به شدت انتشار گازهای سمی کمک می‌کنند، می‌تواند به‌طور مستقیم بر کیفیت محیطی تأثیر گذارد (بیلدیریچی و گوکمن‌اوغلو، ۲۰۲۰). اگرچه تروریسم مستقیماً ساختارهای فیزیکی و اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ اما به‌طور غیرمستقیم منابع طبیعی را تخریب می‌کند و پیامدهای منفی طولانی‌مدت و گسترده‌ای بر جنبه‌های زیست‌محیطی دارد (طاهر و همکاران^۵، ۲۰۲۲). تروریسم از طریق آسیب‌رساندن به محیط‌زیست طبیعی، منابع و زیرساخت‌ها، انتشار انواع

¹ Statista Research Department (<https://www.statista.com/statistics/489581/terrorist-attacks-by-regio>)

² Global Militarization Index (GMI)

شاخص GMI کشورهای جهان را بر اساس سطح نظامی‌سازی در مقیاسی بین دو عدد ۰ تا ۵۰۰ رتبه‌بندی می‌کند (که ۵۰۰ نشان‌دهنده بالاترین سطح نظامی‌سازی است). GMI شامل سه زیرشاخص است که جنبه‌های مختلف نظامی‌سازی، یعنی هزینه‌ها، پرسنل و سلاح‌های سنگین را ارزیابی می‌کند. GMI، هزینه‌های نظامی یک کشور را با تولید ناخالص داخلی (GDP) و هزینه‌های بهداشتی آن کشور و همچنین، تعداد کل نیروهای نظامی و شبه نظامی در یک کشور را با تعداد پزشکان و جمعیت مقایسه می‌کند. در نهایت، این شاخص، تعداد سلاح‌های سنگین موجود در اختیار نیروهای مسلح یک کشور را نیز بررسی می‌کند. به‌منظور آشنایی بیشتر با این شاخص و نحوه ساخت آن به مطالعه گل خندان و محمدیان‌منصور (۱۴۰۲) رجوع کنید.

³ Bonn International Center for Conversation (BICC)

⁴ <https://data.humdata.org/dataset/global-militarization-index/>

⁵ Tahir et al., 2022

آلاینده‌ها در هوا و ایجاد اختلال در بهره‌وری و اقدامات زیست‌محیطی بر کیفیت محیط‌زیست تأثیر منفی می‌گذارد (کیلچ و همکاران^۱، ۲۰۲۴).

تروریسم می‌تواند به‌طور غیرمستقیم نیز به تخریب محیط‌زیست بیانجامد و حتی ممکن است که اثرات غیرمستقیم تروریسم بر محیط‌زیست بیشتر از تأثیرات مستقیم آن باشد. (فرهانی^۲، ۲۰۲۲). از طرفی، تروریسم با افزایش بی‌ثباتی سیاسی، ممکن است مشکلاتی را در اجرای سیاست‌های محیط‌زیست از جمله کاهش سرمایه‌گذاری در جهت تکنولوژی‌های کاهنده آلودگی هوا ایجاد کند (گل‌خندان، ۱۴۰۲). تروریست‌ها از مواد شیمیایی و فلزات سنگین مختلف همراه با سلاح‌های کشتار جمعی نیز استفاده می‌کنند و این مواد شیمیایی و فلزات سنگین (مانند آهن، مس، اورانیوم و فولاد)، هوا، خاک و آب را آلوده می‌کنند (کیلچ و همکاران، ۲۰۲۴).

از سوی دیگر، رابطه بین تروریسم و تخریب محیط‌زیست می‌تواند دوسویه باشد. درواقع تخریب محیط‌زیست می‌تواند با اجازه دادن به گروه‌های تروریستی برای استفاده از منابع محدود به نفع خود، تروریسم را تقویت کند. در این راستا و در یک مطالعه پیشگام، گلیک^۳ (۱۹۹۱) از نقطه‌نظر روابط بین‌الملل بیان می‌کند که کمبودهای محیطی منطقه‌ای و جهانی زمینه را برای درگیری‌ها فراهم می‌کند. او تهدیدات امنیتی ناشی از مسائل زیست‌محیطی را به چهار دسته تقسیم کرده است: (۱) منابع به‌عنوان اهداف استراتژیک، (۲) حمله به منابع، (۳) منابع به‌عنوان تأمین‌کننده‌های نظامی و (۴) اختلال در خدمات زیست‌محیطی. این تأثیر تخریب محیط‌زیست بر تروریسم نیز اخیراً در مقر سازمان ملل در نیویورک در سال ۲۰۲۱ اعلام شده است. بر این اساس، دبیر سازمان ملل متحد اظهار داشت: «تغییرات اقلیمی منشأ همه بیماری‌ها نیست. اما اثر چند برابری دارد و عاملی تشدیدکننده برای بی‌ثباتی، درگیری و تروریسم است». بنابراین، تعامل متقابل بین تروریسم و تخریب محیط‌زیست در شرایط نظری امکان‌پذیر است (کیلچ و همکاران، ۲۰۲۴).

۲-۱-۲. فعالیت‌های نظامی و کیفیت محیط‌زیست

ارتباط تاریخی بین عملیات و فعالیت‌های نظامی و جنگ با تخریب زمین و اکوسیستم، غیرقابل انکار است. این ارتباط از طریق اقداماتی شامل سوزاندن عمدی چاه‌های نفت، فرآیند بیابان‌زایی و نابودی عمدی حیات گیاهی و جانوری است. ردپای اکولوژیکی جهانی نیروهای مسلح جهان در نتیجه معرفی و پیشرفت فن‌آوری‌های نظامی پیچیده، تخصیص قابل توجه منابع مورد نیاز برای حفظ نیروهای نظامی، آزمایش تجهیزات و تسلیحات و اعزام پرسنل و سلاح به مناطق دورافتاده جهان گسترش یافته است

¹ Kılıç et al., 2024

² Farhani, 2022

³ Gleick, 1991

(افاینا و اوّل، ۲۰۲۴). بیشتر مطالعات گذشته در زمینه نظامی سازی و کیفیت محیط زیست بر روی مفهومی به نام «نظریه تردمیل تخریب»^۱ متمرکزند (خان و همکاران،^۲ ۲۰۲۳). تردمیل تخریب به پدیده‌ای جهانی اطلاق می‌شود که بر اساس آن فعالیت‌های وهزینه‌های نظامی جاری و گذشته و تعاملات اجتماعی - محیطی، منجر به تخریب چشم‌گیر محیط زیست می‌شود. این نظریه دلالت بر آن دارد که هم در شرایط صلح و هم در شرایط جنگ، فعالیت‌های نظامی باعث تخریب محیط زیست می‌شود (کلارک و یورگنسون،^۳ ۲۰۱۲).

هوکس و اسمیت^۴ (۲۰۰۴، ۲۰۰۵) اولین کسانی بودند که از نظریه تردمیل تخریب برای توضیح رابطه بین نظامی گری و پیامدهای زیست محیطی آن استفاده کردند (حسین و علی،^۵ ۲۰۲۳). طبق نظریه «تردمیل تخریب»، پویایی‌های گسترده نظامی گری فراتر از زمان جنگ است. این پویایی‌ها تحت تأثیر اهداف پایدار ژئوپلیتیکی و نظامی و همچنین وضعیت دائمی آمادگی برای درگیری‌های آینده است. در نتیجه، مؤسسات نظامی به مقادیر زیادی منابع انرژی برای فعالیت‌هایی مانند تحقیق و توسعه، تعمیر و نگهداری زیرساخت‌ها و عملیات‌های روزمره، حتی در غیاب جنگ فعال نیاز دارند. علاوه بر این، آنها مقادیر قابل توجهی زباله و مواد خطرناک تولید می‌کنند که منجر به تخریب محیط زیست می‌شود. به دلیل اتکای به مواد شیمیایی، بخش نظامی مسئول تولید بیشترین مقدار زباله‌های خطرناک در سراسر جهان هستند (افاینا و اوّل، ۲۰۲۴). اگرچه قسمت عمده‌ای از مبانی نظری و تحقیقات تجربی مختلف به تأثیر نامطلوب و منفی فعالیت‌های نظامی بر محیط زیست اشاره می‌کنند؛ اما ممکن است پذیرش فناوری‌ها در فرآیند نظامی سازی به کاهش مصرف منابعی کمک می‌کند که بر کیفیت محیط زیست تأثیر منفی می‌گذارد و از این طریق نظامی سازی تأثیر مطلوبی بر کیفیت محیط زیست داشته باشد (سولارین و همکاران،^۶ ۲۰۱۸).

۲-۲. پیشینه پژوهش

۲-۲-۱. تروریسم و کیفیت محیط زیست

بیلدیریچی و گوکمن‌اوغلو (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر تروریسم و سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI) بر آلودگی محیط زیست: شواهدی از افغانستان، عراق، نیجریه، پاکستان، فیلیپین، سوریه، سومالی، تایلند و یمن» به بررسی تجربی این اثرگذاری طی دوره‌ی ۲۰۱۷-۱۹۷۵ پرداخته‌اند. نتایج

¹ Treadmill of Destruction Theory

² Khan et al., 2023

³ Clark & Jorgenson, 2012

⁴ Hooks & Smith, 2004, 2005

⁵ Husnain & Ali, 2023

⁶ Solarin et al., 2018

برآوردگرهای FMOLS، DOLS، OLS و PMG نشان می‌دهند که افزایش ۱ درصدی تروریسم به‌ترتیب باعث افزایش ۰/۱۳۵، ۰/۱۴۵، ۰/۰۲۵۴ و ۰/۵۷۴ درصد در انتشار CO₂ می‌شود. بر اساس نتایج آزمون علیت نیز، وجود رابطه علی یک‌طرفه از تروریسم به انتشار CO₂ در کوتاه‌مدت و وجود علیت دوطرفه بین انتشار CO₂ و تروریسم ر بلندمدت شناسایی می‌شود. بیلدیریچی و همکاران^۱ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با عنوان «آلودگی محیط‌زیست، تروریسم و نرخ مرگ‌ومیر در چین، هند، روسیه و ترکیه» به بررسی هم‌انباشتگی و علیت بین متغیرهای نام‌برده‌شده در کشورهای مورد بررسی طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ و با استفاده از دو رویکرد ARDL بوت‌استرپ فوریه^۲ (FBARDL) و آزمون علیت گرنجری فوریه^۳ (FGC) پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه علیت یک‌طرفه از تروریسم به انتشار CO₂ در همه کشورهای مورد مطالعه است. فرهانی^۴ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «پیوندهای پویا بین انرژی‌های تجدیدپذیر و کیفیت محیطی در یک وضعیت ناامن: شواهدی از اقتصادهای آفریقا» با به‌کارگیری رویکرد داده‌های پانل ناهمگن و تکنیک‌های اقتصادسنجی نسل دوم و دو برآوردگر AMG و CCMG نشان دادند که حملات تروریستی به تخریب محیط‌زیست کمک می‌کند. طاهر و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تروریسم و پایداری زیست‌محیطی: شواهد تجربی از منطقه منا»^۴ نشان دادند که تروریسم میزان انتشار CO₂ را در کشورهای منطقه منا طی بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹ افزایش داده است. همچنین، نتایج آزمون علیت گرنجری نشان‌دهنده وجود علیت یک‌طرفه از انتشار CO₂ به سمت است. کیلیچ و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «کاوش در تروریسم، ردپای اکولوژیکی و پایداری زیست‌محیطی در کشورهای با بیشترین سابقه تروریسم: دسترسی به شواهدی از تحلیل پانل فوریه» به بررسی تعامل بین تخریب محیط‌زیست، تروریسم و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۱۷ کشور با بیشترین سابقه وقوع حوادث تروریستی در جهان طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۸ از طریق آزمون هم‌انباشتگی پانل فوریه و آزمون علیت پانل فوریه تودا - یاماموتو پرداخته‌اند. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که تروریسم تأثیر معنی‌داری بر ردپای اکولوژیکی ندارد. افاینا و اولل^۵ (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «پایداری زیست‌محیطی، تروریسم و هزینه‌های نظامی در جنوب صحرای آفریقا: شواهدی از رگرسیون کوانتایل ARDL پانلی^۵ (P-QARDL) و علیت پانلی» به بررسی تأثیر تروریسم و هزینه‌های نظامی بر انتشار CO₂ در ۳۵ اقتصاد جنوب صحرای آفریقا^۶ (SSA) طی سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ پرداخته‌اند. یافته‌های

¹ Bildirici et al., 2022

² Fourier Bootstrapping Auto-Regressive Distributed Lag (FBARDL)

³ Fourier Granger Causality (FGC)

⁴ MENA

کشورهای این منطقه در مطالعه ذکر شده عبارتند از: الجزایر، بحرین، مصر، ایران، عراق، اسرائیل، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مراکش، قطر، عربستان، تونس و امارات.

⁵ Panel Quantile Autoregressive Distributed Lag (PQARDL)

⁶ Sub-Saharan Africa (SSA)

این مطالعه نشان می‌دهد که تروریسم و هزینه‌های نظامی تأثیر مثبتی بر انتشار CO_2 در همه چندق‌ها (کم، کمتر از متوسط، متوسط، بیش‌تر از متوسط و زیاد) دارند. همچنین یک رابطه علیت دو طرفه بین انتشار CO_2 با تروریسم و هزینه‌های نظامی وجود دارد.

۲-۲-۲. مخارج نظامی و کیفیت محیط‌زیست

بیلدیرچی^۱ (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با عنوان «انتشار CO_2 و نظامی‌سازی در کشورهای G7: رویکردهای هم‌انباشتگی پانل و علیت سه متغیره» با استفاده از برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی پویا^۲ (DOLS)، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده^۳ (FMOLS) و ARDL پانلی نشان داده که نظامی‌سازی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار گاز CO_2 در کشورهای G7 از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۵ داشته است. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت نشان‌گر علیت یک‌طرفه از نظامی‌سازی به انتشار CO_2 است. قیوم و همکاران^۴ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با عنوان «درگیری‌های مسلحانه، نظامی‌سازی و ردپای اکولوژیکی: شواهد تجربی از جنوب آسیا» با استفاده از روش ARDL پانلی نشان دادند که هزینه‌های نظامی، درگیری‌های داخلی و درگیری‌های خارجی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ردپای اکولوژیکی در کشورهای جنوب آسیا از سال ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۹ داشته است. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که یک رابطه علیت از نظامی‌سازی به ردپای اکولوژیکی وجود دارد. خان و همکاران^۵ (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «ریسک ژئوپلیتیک، نااطمینانی اقتصادی و نظامی‌سازی: عوامل مهم مصرف انرژی و کیفیت زیست‌محیطی» با استفاده از برآوردگرهای به‌روزرسانی مکرر و کاملاً اصلاح‌شده^۶ (CupFM) و به‌روزرسانی مکرر و تصحیح اریب^۷ (CupBC) نشان دادند که ریسک ژئوپلیتیک و نظامی‌سازی، کیفیت زیست‌محیطی را در کشورهای بریکس^۸ طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ کاهش داده است. نتایج روابط علی نیز نشان می‌دهد که نظامی‌سازی به‌صورت یک‌طرفه، علت گرنجری کیفیت زیست‌محیطی است. تارکزی‌نسکی و همکاران^۹ (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «هزینه‌های نظامی و انتشار CO_2 : یافته‌های تجربی از کشورهایی با بالاترین سرانه هزینه‌های نظامی» با استفاده از برآوردگر دومرحله‌ای GMM نشان دادند که افزایش ۱ درصدی در سرانه هزینه‌های نظامی، انتشار CO_2 سرانه را حدود ۰/۰۵ درصد در ۴۷ کشور با سرانه مخارج نظامی بالا طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۵ افزایش داده است. ژو و همکاران^۹

¹ Bildirci, 2017

² Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

³ Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)

⁴ Qayyum et al., 2021

⁵ Continuously Updated and Fully Modified (CupFM)

⁶ Continuously Updated and Bias-Corrected (CupBC)

⁷ BRICS Countries

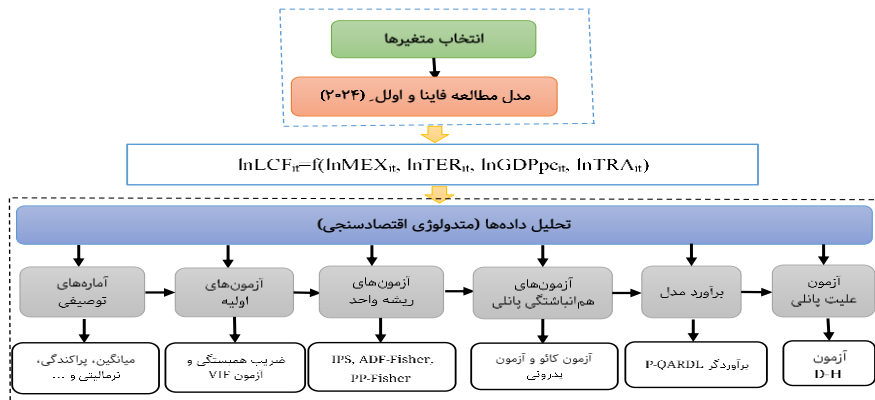
⁸ Tarczyński et al., 2023

⁹ Zhu et al., 2024

(۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «نوآوری تکنولوژیکی، نظامی سازی و تغییرات زیست‌محیطی: شواهدی از اقتصادهای BRICS» با استفاده از یک مدل CS-ARDL نشان دادند که هزینه‌های نظامی می‌تواند به‌طور معنی‌داری ردپای اکولوژیکی و تخریب محیط‌زیست را در بلندمدت در کشورهای بریکس طی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۰ افزایش دهد. گل‌خندان (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «نظامی‌سازی و آلودگی هوا: مطالعه کشورهای قدرتمند جهان با استفاده از تحلیل‌های هم‌جمعی پانلی» با به‌کارگیری برآوردهای DOLS، FMOLS، PMG و CUP-FM نشان داده که با یک‌درصد افزایش در سهم مخارج نظامی از gdp (شاخص بار نظامی)، در بلندمدت میزان انتشار CO₂ بین ۰/۱۹-۰/۲۶ درصد در ۲۵ کشور قدرتمند جهان (که بر اساس رده‌بندی شاخص جهانی قدرت آتش رتبه‌بندی شده‌اند) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ افزایش یافته است.

۳. روش تحقیق

در شکل (۳)، فلوچارت نحوه مدل‌سازی و روش تحقیق نشان داده شده است که در ادامه مورد بررسی و تشریح قرار می‌گیرد.



شکل (۳): فلوچارت مدل‌سازی و روش تحقیق

۳-۱. مدل تحقیق

با تکیه بر نظریه «تردمیل تخریب» و مطالعه تجربی افاینا و اولی (۲۰۲۴)، فرم تبعی مدل تجربی این پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است:

$$LCF = f(TER, MEX, GDPpc, TRA) \quad (1)$$

بر اساس رابطه (۱)، پایداری زیست‌محیطی که با شاخص جدید و جامع ضریب ظرفیت بار (LCF) اندازه‌گیری می‌شود، به متغیرهای تروریسم (TER)، هزینه‌های نظامی (MEX)، تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPpc) و حجم تجارت (TRA) وابسته است. فرم لگاریتمی - خطی رابطه معادله (۱) را می‌توان در قالب داده‌های پانل (ترکیبی) به شکل معادله زیر نوشت:

$$\ln LCF_{it} = \emptyset_0 + \emptyset_1 \ln TER_{it} + \emptyset_2 \ln MEX_{it} + \emptyset_3 \ln GDPpc_{it} + \emptyset_4 \ln TRA_{it} + \xi_{it} \quad (2)$$

در رابطه فوق متغیرها به صورت زیر تعریف شده‌اند:

LCF: ضریب ظرفیت بار^۱ (شاخص اندازه‌گیری پایداری محیط‌زیست)؛ که به صورت نسبت ظرفیت زیستی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی (حسب سرانه هکتار جهانی) محاسبه می‌شود. اگر مقدار LCF بزرگ‌تر از عدد ۱ باشد، مازاد اکولوژیکی وجود دارد و شرایط محیطی و منابع طبیعی موجود برای رفع نیازهای انسان کافی است؛ اما اگر LCF کوچک‌تر از عدد ۱ باشد، نشان‌گر کسری اکولوژیکی است و عادات مصرفی جامعه به محیط‌زیست آسیب می‌رساند. بدیهی است که اگر ظرفیت زیست‌محیطی با ردپای اکولوژیکی برابر باشد، عرضه و تقاضای اکوسیستم، مساوی و تعادل اکولوژیکی وجود دارد. این حالت نشان‌دهنده حد پایداری است و در آن مقدار LCF مساوی عدد ۱ است (پاتا و ارطغرل^۲، ۲۰۲۳؛ گل خندان، ۱۴۰۳).

TER: شاخص جهانی تروریسم^۳ (GTI) که بین دو عدد ۰ تا ۱۰ قرار دارد^۴ و سالانه توسط موسسه اقتصاد و صلح^۵ (IEP) منتشر می‌شود. این شاخص ۱۶۳ کشور جهان را پوشش می‌دهد که ۹۹/۷ درصد از جمعیت جهان را شامل می‌شود. GTI کشورها را بر اساس چهار شاخص وزن‌دهی شده در طول پنج سال رتبه‌بندی می‌کند. امتیاز سالانه GTI یک کشور بر اساس یک سیستم امتیازدهی منحصر به فرد برای محاسبه تأثیر نسبی حوادث در سال است. چهار عاملی که در امتیاز سالانه هر کشور محاسبه می‌شود عبارتند از: ۱. تعداد کل حوادث تروریستی در یک سال معین (با وزن ۱)، ۲. تعداد کل تلفات (کشته‌شدگان) ناشی از تروریست‌ها در یک سال معین (با وزن ۳)، ۳. تعداد کل جراحات (مصدومان) ناشی از تروریست‌ها در یک سال معین (با وزن ۵/۰)، ۴. سطح تقریبی کل خسارت مالی ناشی از حوادث تروریستی در یک سال معین (بسته به شدت خسارت با وزن بین ۰ تا ۳). معیار خسارت به اموال، بسته

¹ Load Capacity Factor (LCF)

² Pata & Ertugrul, 2023

³ Global Terrorism Index (GTI)

^۴ از آنجا که در بین داده‌های شاخص جهانی تروریسم، عدد صفر وجود دارد و امکان لگاریتم‌گرفتن از عدد صفر وجود ندارد، با نرمال‌سازی، داده‌های نهایی این متغیر در محدوده دو عدد ۱ تا ۱۱ مورد استفاده قرار می‌گیرد.

⁵ Institute for Economics & Peace (IEP)

به دامنه اندازه‌گیری شده آسیب اموال ناشی از یک حادثه بیشتر به چهار باند، جزئی (با وزن ۱)، عمده (با وزن ۲)، فاجعه بار (وزن ۳) و ناشناخته تقسیم می‌شود. در نهایت شاخص GTI ساخته شده برای هر کشور در محدوده ۰ (پایین‌ترین سطح تروریسم) تا ۱۰ (بالا‌ترین سطح تروریسم) ساخته می‌شود (۱۰-۸: تأثیر بسیار زیاد، ۸-۶: تأثیر زیاد، ۶-۴: تأثیر متوسط، ۴-۲: تأثیر کم، ۲-۰: تأثیر بسیار کم، ۰: بدون تأثیر) (موسسه اقتصاد و صلح، ۲۰۲۴).

MEX: سهم مخارج نظامی از GDP (بر حسب درصد) به عنوان شاخص فعالیت و بار نظامی؛ GDPpc: تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان شاخص رشد اقتصادی (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)؛ ادبیات نظری پیرامون رابطه رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست بر فرضیه «منحنی زیست‌محیطی کوزنتس»^۱ (EKC) متمرکز می‌باشد که معتقد است رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست به شکل U معکوس می‌باشد. دوغان و پاتا^۲ (۲۰۲۲) با الهام از فرضیه EKC، یک رابطه U شکل بین درآمد سرانه و ضریب ظرفیت بار (شاخص مستقیم کیفیت و پایداری محیطی) را گزارش کردند و این رابطه را به عنوان فرضیه «منحنی ظرفیت بار»^۳ (LCC) توضیح دادند. بر این اساس، تولید و رشد اقتصادی جوامعی که در مراحل نخست هیچ توجهی به کیفیت محیط‌زیست ندارند می‌تواند منجر به کاهش کیفیت اکولوژیکی و در نتیجه کاهش LCF شود. اما وقتی کشورها از سطح درآمد معینی فراتر می‌روند، رشد اقتصادی می‌تواند کیفیت زیست‌محیطی و LCF را به لطف سرمایه‌گذاری در فناوری‌های تولید پاک‌تر و سبز، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و محصولات دوست‌دار محیط‌زیست و آگاهی بیشتر از محیط‌زیست افزایش دهد (سان و همکاران^۴، ۲۰۲۳؛ پاتا و ارطغرل، ۲۰۲۳). با این حال، گنجانیدن مجذور درآمد سرانه در مدل‌سازی EKC، مشکل چندخطی بودن را مطرح می‌کند. برای جلوگیری از این موضوع، نارایان و نارایان^۵ (۲۰۱۰) مقایسه کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را پیشنهاد کرده‌اند. در این رویکرد، اگر مقدار کشش بلندمدت کمتر از کشش کوتاه‌مدت باشد، فرضیه EKC معتبر است؛ یعنی تخریب محیط در طول زمان کاهش می‌یابد. از آنجایی که LCF یک شاخص مستقیم کیفیت محیطی است، فرضیه LCC در صورتی که بزرگی کشش‌ها (با لحاظ علامت جبری در قیاس بزرگی) معکوس شود، صادق است (پاتا و سمور^۶، ۲۰۲۲). در این پژوهش نیز صحت فرضیه LCC برای کشورهای مورد مطالعه با این رویکرد بررسی می‌شود.

TRA: درجه بازبودن تجاری که به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP (بر حسب درصد) تعریف می‌شود. از بعد نظری و تجربی دو دیدگاه متفاوت در زمینه تأثیر بازبودن اقتصاد بر کیفیت

^۱ Environmental Kuznets Curve (EKC)

^۲ Dogan & Pata, 2022

^۳ Load Capacity Curve (LCC)

^۴ Sun et al., 2023

^۵ Narayan & Narayan, 2010

^۶ Pata & Samour, 2022

محیط‌زیست وجود دارد. دیدگاه مخالف در این زمینه اغلب بر «فرضیه پناه‌گاه (لنگرگاه) آلودگی»^۱ تکیه دارد و معتقد است که تجارت، بسترهایی را برای انتقال صنایع آلوده‌کننده به مناطقی که قوانین زیست‌محیطی ساده‌تری دارند، فراهم می‌کند و در عمل، این مناطق به پناه‌گاه‌هایی برای آلودگی تبدیل می‌شوند (آلادجاره^۲، ۲۰۲۲). در مقابل این فرضیه، «فرضیه هاله آلودگی»^۳ قرار دارد که توسط بیردسال و ویلر^۴ (۱۹۹۳) ارائه شده و معتقد است که جهانی‌شدن راهی برای انتقال فناوری بین کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه فراهم و دسترسی کشورهای درحال توسعه را به تکنولوژی کارا و سازگار با محیط‌زیست ممکن می‌کند که این عمل به بهبود کیفیت محیط‌زیست در این کشورها کمک می‌کند (احمد و همکاران^۵، ۲۰۲۱). همچنین، i نشان‌دهنده ۸ کشور منطقه خاورمیانه ($i=1, \dots, 8$) که اطلاعات و داده‌های آماری آن‌ها در دسترس است (شامل کشورهای: بحرین، ایران، اسرائیل، کویت، لبنان، عمان، عربستان و ترکیه)، t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی پژوهش (۲۰۲۳-۲۰۱۱) و ξ_{it} جزء خطای معادله رگرسیونی است. در جدول (۱) به‌طور خلاصه، متغیرها، نماد، شاخص و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها به‌همراه منبع جمع‌آوری داده‌های هر متغیر و علامت انتظاری آن نشان داده شده است.

جدول (۱): متغیرها و منابع داده‌ها

متغیر	نماد	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	منبع	علامت انتظاری
پایداری زیست‌محیطی	LCF	ضریب ظرفیت بار که به‌صورت نسبت ظرفیت زیستی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) محاسبه می‌شود.	GFN	متغیر وابسته
تروریسم	TER	شاخص جهانی تروریسم که در محدوده ۰ (پایین‌ترین سطح تروریسم) تا ۱۰ (بالا‌ترین سطح تروریسم) متغیر است.	IEP	-
مخارج نظامی	MEX	بار نظامی که به‌صورت سهم مخارج نظامی از GDP (بر حسب درصد) تعریف می‌شود.	SIPRI	-
رشد اقتصادی	GDP _{pc}	درآمد سرانه که به‌صورت تولید ناخالص داخلی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵) تعریف می‌شود.	WDI	+/-
تجارت	TRA	درجه بازبودن تجاری که به‌صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP (بر حسب درصد) تعریف می‌شود.	WDI	+/-

¹ Pollution Haven Hypothesis

² Aladejare, 2022

³ Pollution Halo Hypothesis

⁴ Birdsall & Wheeler, 1993

⁵ Ahmad et al., 2021

یادداشت‌ها: GFN: شبکه ردپای جهانی، IEP: مؤسسه اقتصاد و صلح، SIPRI: مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم و WDI: شاخص‌های توسعه جهانی

۲-۳. روش برآورد

در این مطالعه از روش P-QARDL ارائه‌شده توسط چو و همکاران^۱ (۲۰۱۵) برای برآورد مدل استفاده شده است. مزیت اصلی P-QARDL، افزایش انعطاف‌پذیری آن در برابر خطاهای غیرنرمال است. علاوه بر این، چولگی، ناهمگنی و نقاط پرت متغیر وابسته در این روش در نظر گرفته شده است (هاشمی و همکاران^۲، ۲۰۲۲). این مدل با ارزیابی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت در چندک‌های مختلف متغیر وابسته، مدل سنتی ARDL را بهبود می‌بخشد (پنگ و همکاران^۳، ۲۰۲۲). علاوه بر این، مدل P-QARDL قادر به برآورد مدل با حجم نمونه کوچک و داده‌های حاوی مقادیر پرت است و همانند مدل ARDL، زمانی که متغیرها انباشته از مرتبه یک I(1) یا صفر I(0) هستند، قابل استفاده می‌باشد. این روش مانند روش ARDL یک نقطه ضعف دارد و زمانی که متغیرها دارای درجه انباشتگی بزرگ‌تر از یک باشند، قابل استفاده نیست (پنگ و همکاران، ۲۰۲۲). مدل QARDL توسعه تکنیک ARDL سنتی در چارچوب رگرسیون کوانتایل است. بر اساس مطالعه چو و همکاران (۲۰۱۵)، چارچوب یک مدل QARDL(p,q) به صورت رابطه (۳) مشخص می‌شود. در این رابطه، ξ جزء اختلال مدل است و q_1, p, q_2, q_3 و q_4 نشان‌دهنده طول وقفه است که بر اساس معیارهای اطلاعات نظیر AIC تعیین می‌شود. شایان ذکر است که که F_{t-1} کمترین میدان σ تولیدشده توسط متغیرهای توضیحی در مدل است.

$$Q_{\ln LCF_t} \left(\frac{\tau}{F_{t-1}} \right) = \ln LCF_t \text{ مشروط به } F_{t-1} \text{ است (افاینا و اولل، ۲۰۲۴).}$$

$$Q_{\ln LCF_t} = \Phi(\tau) + \sum_{i=1}^p \phi_i(\tau) \ln LCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \omega_i(\tau) \ln MEX_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} v_i(\tau) \ln TER_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \theta_i(\tau) \ln GDP_{pc,t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \eta_i(\tau) \ln TRA_{t-i} + \xi_t(\tau), \quad 0 < \tau < 1 \quad (3)$$

$$\tau \in \{0.05, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 0.95\}, \quad \xi_t(\tau) = \ln LCF_{t-i} - Q_{\ln LCF_t} \left(\frac{\tau}{F_{t-1}} \right)$$

از آنجایی که احتمال همبستگی سریالی وجود دارد، فرم تعمیم‌یافته مدل QARDL به صورت زیر رابطه زیر ارائه می‌شود:

$$Q_{\Delta \ln LCF_t} = \Phi(\tau) + \rho \ln LCF_{t-1} + \beta_{MEX} \ln MEX_{t-1} + \beta_{TER} \ln TER_{t-1} + \beta_{GDP_{pc}} \ln GDP_{pc,t-1} + \beta_{TRA} \ln TRA_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i(\tau) \Delta \ln LCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \omega_i(\tau) \Delta \ln MEX_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} v_i(\tau) \Delta \ln TER_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \theta_i(\tau) \Delta \ln GDP_{pc,t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \eta_i(\tau) \Delta \ln TRA_{t-i} + \xi_t(\tau) \quad (4)$$

¹ Cho et al., 2015

² Hashmi et al., 2022

³ Peng et al., 2022

فرم QARDL-ECM فرمول‌های تعمیم‌یافته فوق (معادله ۴) را می‌توان به شکل رابطه زیر نشان داد (پنگ و همکاران، ۲۰۲۲):

$$Q_{\Delta \ln LCF_t} = \Phi(\tau) + \rho \ln LCF_{t-1} + \beta_{MEX} \ln MEX_{t-1} + \beta_{TER} \ln TER_{t-1} + \beta_{GDPpc} \ln GDPpc_{t-1} + \beta_{TRA} \ln TRA_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i(\tau) \Delta \ln LCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \omega_i(\tau) \Delta \ln MEX_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} v_i(\tau) \Delta \ln TER_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \theta_i(\tau) \Delta \ln GDPpc_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \eta_i(\tau) \Delta \ln TRA_{t-i} + \xi_t(\tau) \quad (5)$$

با استفاده از روش دلتا، تأثیر تجمعی کوتاه‌مدت ضریب ظرفیت بار گذشته بر ضریب ظرفیت بار دوره جاری از طریق رابطه $\Phi_* = \sum_{i=1}^p \partial \phi_i$ تعیین می‌شود. تأثیر تجمعی کوتاه‌مدت سطوح موجود و قبلی مخارج نظامی (MEX)، تروریسم (TER)، رشد اقتصادی (GDPpc) و تجارت (TRA) نیز به ترتیب از طریق روابط $\omega_* = \sum_{i=1}^{q_1} \partial \omega_i$ ، $v_* = \sum_{i=1}^{q_2} \partial v_i$ ، $\theta_* = \sum_{i=1}^{q_3} \partial \theta_i$ و $\eta_* = \sum_{i=1}^{q_4} \partial \eta_i$ به دست می‌آید. پارامترهای بلندمدت برای متغیرهای MEX، TER، GDPpc و TRA نیز به ترتیب به صورت $\beta_{MEX}^* = -\frac{\beta_{MEX}}{\rho}$ ، $\beta_{TER}^* = -\frac{\beta_{TER}}{\rho}$ ، $\beta_{GDPpc}^* = -\frac{\beta_{GDPpc}}{\rho}$ و $\beta_{TRA}^* = -\frac{\beta_{TRA}}{\rho}$ محاسبه می‌شوند. برای ارزیابی تأثیر نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت MEX، TER، GDPpc و TRA بر پایداری زیست‌محیطی، از آزمون والد به منظور بررسی فرضیه صفر برابری پارامتر ρ_* استفاده می‌شود:

$$H_0: \rho_*(0.05) = \rho_*(0.1) = \rho_*(0.2) = \dots = \rho_*(0.95)$$

در مقابل، فرضیه جای‌گزین عبارت است از:

$$H_0: \exists i \neq j \quad \rho(i) \neq \rho(j)$$

به‌طور مشابه، فرضیه‌های صفر بلندمدت برای β_{MEX} ، β_{TER} ، β_{GDPpc} و β_{TRA} و فرضیه‌های صفر کوتاه‌مدت برای Φ_* ، ω_* ، v_* ، θ_* و η_* نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند (شریف و همکاران، ۲۰۲۰). این مطالعه به منظور تجزیه و تحلیل اثر متغیرها بر شاخص پایداری زیست‌محیطی، به پیروی از مطالعه تجربی افاینا و اولل (۲۰۲۴)، بر روی کوانتایل‌های ۱۰ (پایداری زیست‌محیطی بسیار پایین)، ۲۵ (پایداری زیست‌محیطی پایین)، ۵۰ (پایداری زیست‌محیطی متوسط)، ۷۵ (پایداری زیست‌محیطی بالا) و ۹۰ (پایداری زیست‌محیطی بسیار بالا) $\ln LCF$ متمرکز است. شایان ذکر است که در آخر برای ارائه اطلاعات بیشتر به سیاست‌گذاران، روابط علی بین متغیرهای مورد علاقه با استفاده از آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین^۲ (۲۰۱۲) بررسی شده است.

¹ Sharif et al., 2020

² Dumitrescu & Hurlin, 2012

۴. یافته‌ها

۴-۱. آماره‌های توصیفی

در جدول (۲)، خلاصه‌ای از شاخص‌های آماری داده‌های خام متغیرها ارائه شده است. بر این اساس، میانگین LCF عددی معادل ۰/۱۷۵ می‌باشد؛ که گویای این موضوع است که وضعیت کیفیت زیست‌محیطی در بین کشورهای مورد مطالعه از سطح پایداری آن (عدد یک) فاصله قابل توجهی دارد. همچنین، بر اساس آماره جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که این متغیر از توزیع نرمال برخوردار نیست. در واقع یکی از دلایل اصلی برآورد مدل به روش رگرسیون کوانتایل آنست که توزیع متغیر وابسته مدل (LCF)، نامتقارن باشد؛ که در این مطالعه نیز این‌گونه است.

جدول (۲): شاخص‌های آماری اصلی متغیرهای تحقیق (۲۰۱۱-۲۰۲۳)

متغیر	میانگین	میان	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	جارک-برا (prob.)
LCF	۰/۱۷۵	۰/۱۰۸	۰/۰۵۱	۰/۴۹۲	۰/۱۳۱	۲۴/۱۷۱ (۰/۰۰۰)
MEX	۴/۹۷۱	۴/۶۵۷	۱/۱۸۹	۱۳/۰۲۲	۲/۵۲۱	۱۱/۱۱۱ (۰/۰۰۴)
TER	۳/۹۸۳	۴/۶۸۵	۰/۰۰۰	۸/۱۴۱	۲/۳۳۷	۷/۴۰۱ (۰/۰۲۵)
GDPpc	۱۹۰۳۳	۱۹۳۸۹	۶۳۸	۴۲۸۵۳	۱۰۵۶۵	۳/۹۰۷ (۰/۱۴۲)
TRA	۸۲/۱۸۷	۷۱/۴۵۱	۳۹/۴۲۳	۱۸۴/۵۸۹	۳۳/۷۱۰	۲۹/۰۶۲ (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. آزمون‌های مقدماتی

در جدول (۳)، ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش و نتایج آزمون VIF ارائه شده است. بر اساس نتایج آزمون عامل تورم واریانس^۱ (VIF) که به منظور بررسی مسئله هم‌خطی چندگانه در داده‌های پژوهش استفاده شده است، مقدار VIF همه متغیرهای پژوهش کمتر از عدد ۵ و نزدیک به عدد ۱ است. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که در داده‌ها هم‌خطی چندگانه وجود ندارد.

جدول (۳): ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش و نتایج آزمون VIF

متغیر	قسمت الف. ماتریس ضریب همبستگی					قسمت ب: آزمون هم‌خطی چندگانه
	LnLFCF	LnMEX	LnTER	LnGDPpc	LnTRA	
LnLFCF	۱					VIF
LnMEX	-۰/۴۱۸	۱				-
LnTER	-۰/۱۵۴	-۰/۲۹۹	۱			۱/۰۸۴

^۱ Variance Inflation Factor (VIF)

۱/۲۰۷		۱	-۰/۱۴۱	۰/۴۰۹	-۰/۴۲۴	lnGDPpc
۱/۲۰۱	۱	-۰/۳۰۷	-۰/۱۹۱	۰/۲۷۹	-۰/۳۸۱	lnTRA

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳. آزمون‌های ریشه واحد پانلی

در این مطالعه، به منظور بررسی مانایی متغیرها از سه آزمون ریشه واحد پانلی IPS، ADF-Fisher و PP-Fisher استفاده شده که فرضیه صفر در تمام این آزمون‌ها، مبتنی بر نامانایی متغیر مورد بررسی است. خلاصه نتایج این آزمون‌ها با وجود عرض از مبدأ و روند زمانی (C+T) در جدول (۴)، ارائه شده است. بر این اساس و سطوح احتمال محاسبه شده نتیجه گرفته می‌شود که با توجه به آزمون‌های IPS و ADF-Fisher کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح، نامانا بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند (دارای درجه مانایی (I(1)؛ اما بر اساس آزمون PP-Fisher، lnMEX و lnTER در سطح، مانا بوده و دارای درجه مانایی I(0) هستند. اگرچه آزمون‌های ریشه واحد در مورد برخی از متغیرها نتایج واحدی ارائه نمی‌دهد، اما در بین آن‌ها متغیر I(2) وجود ندارد که این لزوم استفاده از برآوردگرهای خانواده ARDL را نشان می‌دهد.

جدول (۴): نتیجه آزمون‌های ریشه واحد پانلی

متغیر	نام آزمون	آماره در سطح	P-Value	آماره در تفاضل	P-Value	درجه مانایی
lnLCF	IPS	۰/۴۵۹	۰/۳۲۳	** -۱/۸۸۲	۰/۰۲۹	I(1)
	ADF-Fisher	۱۶/۷۴۳	۰/۴۰۲	** ۲۷/۵۵۴	۰/۰۳۶	I(1)
	PP-Fisher	۳۳/۶۳۹*	۰/۰۹۸	*** ۷۳/۶۹۹	۰/۰۰۰	I(1)
lnMEX	IPS	-۰/۵۶۱	۰/۲۸۸	*** -۳/۷۸۸	۰/۰۰۰	I(1)
	ADF-Fisher	۱۷/۷۱۲	۰/۳۴۱	*** ۴۷/۳۸۱	۰/۰۰۰	I(1)
	PP-Fisher	** ۲۶/۹۷۳	۰/۰۴۲	-	-	I(0)
lnTER	IPS	۱/۱۸۸	۰/۸۸۳	** -۱/۹۷۳	۰/۰۲۴	I(1)
	ADF-Fisher	۹/۳۲۱	۰/۸۹۹	** ۲۷/۵۰۴	۰/۰۳۶	I(1)
	PP-Fisher	*** ۳۲/۶۶۷	۰/۰۰۸	-	-	I(0)
lnGDPpc	IPS	۰/۴۳۶	۰/۶۶۹	** -۲/۱۸۳	۰/۰۱۵	I(1)
	ADF-Fisher	۱۸/۷۲۸	۰/۲۸۳	*** ۳۶/۳۳۹	۰/۰۰۳	I(1)
	PP-Fisher	۱۲/۹۱۹	۰/۶۷۹	*** ۵۴/۴۶۹	۰/۰۰۰	I(1)
lnTRA	IPS	-۰/۶۰۸	۰/۲۷۲	*** -۴/۵۷۲	۰/۰۰۰	I(1)
	ADF-Fisher	۱۹/۰۹۸	۰/۲۶۴	*** ۵۰/۲۱۱	۰/۰۰۰	I(1)
	PP-Fisher	۸/۱۶۸	۰/۹۴۴	*** ۴۱/۷۱۲	۰/۰۰۰	I(1)

* علامت‌های *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴. آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی

در این مقاله به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی از دو آزمون پدرونی^۱ (۲۰۰۴) و کائو^۲ (۱۹۹۹) استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی است و فرضیه مخالف آن، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. نتیجه آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF و نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی با استفاده از دو آماره پانل PP و ADF و دو آماره گروه PP و ADF، در جدول (۵)، نشان داده شده است. بر اساس نتایج ارائه‌شده، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی، رد و وجود هم‌انباشتگی قوی بین متغیرهای مدل نتیجه‌گیری می‌شود. لذا بدون نگرانی از مسئله رگرسیون کاذب، می‌توان مدل را برآورد کرد.

جدول (۵): نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

نام آزمون	آماره	مقدار آماره	P-Value
کائو	ADF	***-۳/۹۰۸	۰/۰۰۰
پدرونی	PP پانلی	***-۳/۵۵۲	۰/۰۰۰
	ADF پانلی	***-۲/۹۶۴	۰/۰۰۲
	PP گروهی	***-۳/۱۸۳	۰/۰۰۱
	ADF گروهی	** -۲/۲۲۳	۰/۰۱۳

* علامت‌های *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵. برآورد مدل

نتایج برآورد مدل این پژوهش به روش P-QARDL در جدول (۶)، ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج برآورد مدل به روش P-QARDL

بخش الف. ضرایب برآوردی کوتاه‌مدت					کوانتایل
متغیر					
ECT _{t-1}	ΔlnTRA	ΔlnGDPpc	ΔlnTER	ΔlnMEX	
***-۰/۰۲۵ (۰/۰۰۰)	(۰/۲۶۹)-۰/۰۷۲	***-۰/۴۴۸ (۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۸)**-۰/۰۰۳	(۰/۷۷۵)-۰/۱۸۳	10 th
***-۰/۰۲۸ (۰/۰۰۰)	(۰/۰۱۸)**-۰/۱۱۵	(۰/۰۳۸)**-۰/۴۶۱	(۰/۰۹۱)*-۰/۰۰۵	(۰/۰۴۴)**-۰/۲۸۸	25 th

¹ Pedroni, 2004

² Kao, 1999

50 th	$^{***} - 0.121$ (0.077)	$^{**} - 0.009$ (0.015)	$0.128 - 0.552$ (0.552)	$^{***} - 0.411$ (0.000)	$^{***} - 0.228$ (0.000)
75 th	$^{***} - 0.266$ (0.000)	$^{***} - 0.012$ (0.000)	$0.141 - 0.778$ (0.778)	$^{***} - 0.344$ (0.000)	$^{***} - 0.031$ (0.000)
90 th	$0.076 - 0.799$ (0.799)	$0.000 - 0.885$ (0.885)	$0.811 - 0.672$ (0.672)	$0.045 - 0.556$ (0.556)	$0.12 - 0.188^{**}$ (0.188)
بخش ب. ضرایب برآوردی بلندمدت					
کوتانایل	متغیر				
	LnMEX	LnTER	LnGDPpc	LnTRA	
10 th	$0.492 - 0.321$ (0.321)	$^{**} - 0.012$ (0.026)	$^{***} - 0.235$ (0.000)	$0.246 - 0.157$ (0.157)	
25 th	$^{**} - 0.784$ (0.016)	$^{*} - 0.015$ (0.069)	$^{***} - 0.261$ (0.001)	$^{***} - 0.367$ (0.007)	
50 th	$^{**} - 0.335$ (0.024)	$^{***} - 0.024$ (0.001)	$0.077 - 0.392$ (0.392)	$^{***} - 0.822$ (0.000)	
75 th	$^{***} - 0.739$ (0.000)	$^{***} - 0.035$ (0.000)	$0.075 - 0.633$ (0.633)	$^{***} - 1.028$ (0.001)	
90 th	$0.247 - 0.727$ (0.727)	$0.001 - 0.981$ (0.981)	$0.618 - 0.961$ (0.961)	$0.173 - 0.986$ (0.986)	

* علامت‌های *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد و اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال است.

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۶)، گزارش شده است، تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت لگاریتم طبیعی مخارج نظامی (LnMEX) بر LnLCF در کوتانایل‌های ۱۰امین و ۹۰امین، بی‌معنا؛ اما در سایر کوتانایل‌ها، منفی و معنی‌دار است. به گونه‌ای که با یک درصد افزایش در سهم مخارج نظامی از GDP، ضریب ظرفیت بار به ترتیب در کوتانایل‌های ۲۵امین، ۵۰امین و ۷۵امین در کوتاه‌مدت ۰/۲۸۸، ۰/۱۲۱ و ۰/۲۶۶ درصد و در بلندمدت ۰/۷۸۴، ۰/۳۳۵ و ۰/۷۳۹ درصد کاهش خواهد یافت. این نتیجه نشان می‌دهد که مخارج نظامی در چندک‌های پایین، متوسط و بالا، به کاهش پایداری زیست‌محیطی در کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه منجر شده و شدت این اثرگذاری منفی در چندک میانی کوچک‌تر است. نتیجه به دست آمده تا حد زیادی هم‌سو با نتایج مقاله افاینا و اولل (۲۰۲۴) است که نشان می‌دهند مخارج نظامی در تمام چندک‌ها اثر مثبت و معنی‌داری بر انتشار CO₂ داشته و شدت این اثرگذاری در چندک‌های بالایی، بزرگ‌تر است. علاوه بر این نتایج مطالعات بیلدیریچی (۲۰۱۷)، قیوم و همکاران (۲۰۲۱) و خان و همکاران (۲۰۲۳) نیز نشان‌گر تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار هزینه‌های نظامی بر شاخص تخریب محیط‌زیست است. در مقابل، نتایج مطالعه سولارین (۲۰۱۸) حاکی از اثر منفی و معنی‌دار مخارج

نظامی بر شاخص تخریب محیط‌زیست و نتایج مطالعه ژو و همکاران (۲۰۲۴) حاکی از اثر بی‌معنای مخارج نظامی بر کیفیت محیط‌زیست می‌باشد.

تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت لگاریتم طبیعی تروریسم $\ln TER$ بر $\ln LCF$ در تمام کوانتایل‌ها (به جز کوانتایل پایانی)، منفی و معنی‌دار و از لحاظ مقداری اندک است (۷۵ امین - ۱۰ امین). همچنین، به مقدار شدت این اثرگذاری منفی در کوانتایل‌های بالایی افزوده می‌شود. به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در شاخص جهانی تروریسم، ضریب ظرفیت بار به‌ترتیب در کوانتایل‌های ۱۰ امین، ۲۵ امین، ۵۰ امین و ۷۵ امین، در کوتاه‌مدت ۰/۰۰۳، ۰/۰۰۵، ۰/۰۰۹ و ۰/۰۱۲ و در بلندمدت ۰/۰۱۲، ۰/۰۱۵، ۰/۰۲۴ و ۰/۰۳۵ کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده تا حد زیادی هم‌سو با نتایج مقاله افاینا و اولل (۲۰۲۴) است که نشان می‌دهند تروریسم در تمام چندک‌ها اثر مثبت و معنی‌داری بر انتشار CO_2 داشته و شدت این اثرگذاری در چندک‌های بالایی، بزرگ‌تر است. علاوه بر این نتایج مطالعات بیلدیریچی و گوکمن‌اوغلو (۲۰۲۰)، فرهانی (۲۰۲۲) و طاهر و همکاران (۲۰۲۲) نیز نشان‌گر تأثیرگذاری مثبت تروریسم بر شاخص کیفیت محیط‌زیست است. در مقابل، نتایج مطالعه کیلیچ و همکاران (۲۰۲۴)، اثر معنی‌داری را در این زمینه نشان نمی‌دهد.

اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه $\ln GDPpc$ بر $\ln LCF$ در کوانتایل‌های پایین‌تر از میانه (۱۰ امین و ۲۵ امین) منفی و معنی‌دار است؛ اما در سایر کوانتایل‌ها این متغیر اثر معنی‌داری نداشته است. به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در رشد اقتصادی، ضریب ظرفیت بار به‌ترتیب در کوانتایل‌های ۱۰ امین و ۲۵ امین در کوتاه‌مدت ۰/۴۴۸ و ۰/۴۶۱ درصد و در بلندمدت ۰/۲۳۵ و ۰/۲۶۱ درصد کاهش خواهد یافت. این نتیجه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در کوانتایل‌های پایین که در آن پایداری زیست‌محیطی در سطح پایین‌تری قرار دارد، منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود؛ اما در بلندمدت میزان این اثرگذاری منفی کاهش می‌یابد که به نوعی تأییدکننده فرضیه EKC است.

تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت لگاریتم طبیعی تجارت $\ln TRA$ بر $\ln LCF$ در کوانتایل‌های ۱۰ امین و ۹۰ امین، بی‌معنا؛ اما در سایر کوانتایل‌ها، منفی و معنی‌دار است. به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در سهم مجموع صادرات و واردات از GDP، ضریب ظرفیت بار به‌ترتیب در کوانتایل‌های ۲۵ امین، ۵۰ امین و ۷۵ امین در کوتاه‌مدت ۰/۱۱۵، ۰/۴۱۱ و ۰/۳۴۴ درصد و در بلندمدت ۰/۳۶۷، ۰/۸۲۲ و ۱/۰۲۸ درصد کاهش خواهد یافت. این نتیجه نشان می‌دهد که تجارت در چندک‌های پایین، متوسط و بالا، به کاهش پایداری زیست‌محیطی در کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه منجر شده و شدت این اثرگذاری منفی در چندک‌های بالایی بزرگ‌تر است. در واقع فرضیه «پناه‌گاه (لنگرگاه) آلودگی» در چندک‌های ذکرشده رد نمی‌شود. جزء نصحیح خطا (ECT) نیز در تمام کوانتایل‌ها از معنی‌داری لازم و علامت مورد انتظار منفی برخوردار است. مقادیر عددی ECT در کوانتایل‌های مختلف، کوچک است که گویای این موضوع است که تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت به‌کندی صورت می‌گیرد.

در جدول (۷)، نتایج آزمون‌های والد برای بررسی اثرات نامتقارن در موقعیت‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت ارائه شده است. بر این اساس فرضیه صفر برابری پارامتر سرعت تعدیل ρ_* و فرضیه‌های صفر بلندمدت برای β_{TER} ، β_{GDPpc} و β_{TRA} و همچنین، فرضیه‌های صفر کوتاه‌مدت برای ω_* ، ν_* ، θ_* و η_* رد می‌شوند که بر این اساس عدم تقارن ضرایب در کواتایل‌ها پذیرفته می‌شود.

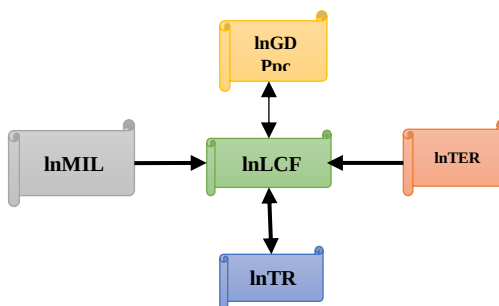
جدول (۷): نتایج آزمون والد برای ثبات پارامترها

مقدار آماره (P-Value)					ضرایب
β_{TRA}	β_{GDPpc}	β_{TER}	β_{MEX}	ρ_*	بلندمدت
*** ۱۱/۹۱۴ (۰/۰۰۰)	*** ۱۴/۳۱۸ (۰/۰۰۰)	*** ۳/۲۲۵ (۰/۰۰۰)	*** ۶/۴۲۴ (۰/۰۰۰)	*** ۵/۷۷۲ (۰/۰۰۰)	
η_*	θ_*	ν_*	ω_*	ϕ_*	کوتاه‌مدت
*** ۵/۶۰۶ (۰/۰۰۰)	*** ۲/۹۹۱ (۰/۰۰۱)	** ۲/۱۸۶ (۰/۰۱۸)	*** ۴/۴۴۹ (۰/۰۰۰)	** ۲/۲۲۶ (۰/۰۱۵)	

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۶. آزمون علیت پانلی

جدول (۸)، نتایج تجزیه و تحلیل علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (۲۰۱۲) را نشان می‌دهد که ارتباط علی متغیر وابسته یعنی ضریب ظرفیت بار را با مخارج نظامی، تروریسم، رشد اقتصادی و تجارت در کشورهای مورد مطالعه اندازه‌گیری می‌کند.^۱ به‌طور خلاصه اهم نتایج این آزمون در شکل (۲)، نیز نشان داده شده است.



شکل (۲): خلاصه نتایج آزمون علیت پانلی

منبع: یافته‌های پژوهش (← علیت یک‌طرفه و ↔ علیت دوطرفه)

^۱ در این جدول فقط نتایج علیت بین متغیر وابسته با تک تک متغیرهای مستقل ارائه شده است و نتایج علیت بین متغیرهای مستقل به دلیل عدم موضوعیت آن در این پژوهش و در جهت صرفه‌جویی، ارائه نشده است.

جدول (۸): نتایج آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (D-H)

p-value	Zbar-stat	W-stat	فرضیه‌های صفر
۰/۰۱۲	۲/۵۰۱	۷/۵۹**	lnMEX به‌طور همگن علت lnLCF نیست
۰/۶۶۸	-۰/۴۲۹	۲/۲۱	lnLCF به‌طور همگن علت lnMEX نیست
۰/۰۹۸	۱/۶۵۸	۵/۹۳*	lnTER به‌طور همگن علت lnLCF نیست
۰/۷۳۰	-۰/۳۴۵	۲/۳۶	lnLCF به‌طور همگن علت lnTER نیست
۰/۰۰۰	۴/۳۰۴	۱۰/۹۱***	lnGDPpc به‌طور همگن علت lnLCF نیست
۰/۰۰۴	۲/۹۰۴	۸/۳۳***	lnLCF به‌طور همگن علت lnGDPpc نیست
۰/۰۰۱	۳/۴۹۷	۹/۴۲***	lnTRA به‌طور همگن علت lnLCF نیست
۰/۰۰۹	۲/۶۲۹	۷/۸۳***	lnLCF به‌طور همگن علت lnTRA نیست

* علامت‌های *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

بر این اساس رابطه علیت یک‌سویه از مخارج نظامی و تروریسم به ضریب ظرفیت بار به‌ترتیب در سطوح احتمال ۵ و ۱۰ درصد و وجود رابطه علیت دوسویه بین رشد اقتصادی و ضریب ظرفیت بار و همچنین تجارت و ضریب ظرفیت بار در سطح احتمال ۱ درصد تأیید می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که مخارج نظامی، تروریسم، رشد اقتصادی و تجارت از پیش‌بینی‌کنندگان پایداری زیست‌محیطی در کشورهای مورد مطالعه‌اند. نتایج مطالعات تجربی بیلدیریچی (۲۰۱۷)، قیوم و همکاران (۲۰۲۱)، خان و همکاران (۲۰۲۳) نیز منطبق بر نتایج این پژوهش و نشان‌گر وجود رابطه علیت یک‌سویه از مخارج نظامی (نظامی‌سازی) به شاخص کیفیت محیط‌زیست است. در مقابل نتایج مطالعات بیلدیریچی و گوکمن‌اوغلو (۲۰۲۰) و افاینا و اولال (۲۰۲۴) حاکی از رابطه علیت دوسویه بین تروریسم و انتشار CO₂، نتایج مطالعه طاهر و همکاران (۲۰۲۲) حاکی از رابطه علیت یک‌سویه از انتشار CO₂ به تروریسم و نتایج مطالعه افاینا و اولال (۲۰۲۴) حاکی از رابطه علیت دوسویه بین مخارج نظامی و انتشار CO₂ می‌باشد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

پیرامون سطح بالای حوادث تروریستی و مخارج نظامی و همچنین، پایداری زیست‌محیطی رو به زوال در کشورهای منطقه خاورمیانه، هدف اصلی این مطالعه پیوند دادن تغییرات اقلیمی با تروریسم و مخارج نظامی در کشورهای منتخب این منطقه است. به این منظور در این پژوهش با تکیه بر نظریه «تردمیل تخریب» و مطالعه تجربی افاینا و اولال (۲۰۲۴) و آزمون تجربی آن از طریق روش P-QARDL با استفاده از داده‌های ۸ کشور منطقه خاورمیانه (شامل ایران)، رابطه بین شاخص جهانی تروریسم، بار نظامی (سهم مخارج نظامی از GDP)، رشد اقتصادی و تجارت با ضریب ظرفیت بار (LCF) زیست‌محیطی به‌عنوان شاخص پایداری محیط‌زیست، بررسی و آزمون شده است. نتایج نشان می‌دهد

تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت تروریسم بر LCF، در تمام کوانتایل ها (به جز کوانتایل پایانی)، منفی و معنی دار و از لحاظ مقداری اندک است (۷۵th-۱۰th). همچنین، به مقدار شدت این اثرگذاری منفی در کوانتایل های بالایی افزوده می شود. این نتیجه به آن معناست که اثر منفی تروریسم بر LCF در کشورهای منطقه خاورمیانه که از پایداری زیست محیطی بالایی برخوردارند، (کوانتایل آخر)، نمود پیدا نمی کند. تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت بار نظامی بر LCF، نشان می دهد که مخارج نظامی در کوانتایل های پایین، متوسط و بالا، به کاهش پایداری زیست محیطی در کشورهای مورد مطالعه منجر شده است. اثر کوتاه مدت و بلندمدت رشد اقتصادی بر LCF، در کوانتایل های پایین تر از میانه، منفی و معنی دار است؛ اما در سایر کوانتایل ها این متغیر اثر معنی داری نداشته است. این نتیجه نشان می دهد که رشد اقتصادی در کوانتایل های پایین که در آن پایداری زیست محیطی در سطح پایین تری قرار دارد، منجر به تخریب محیط زیست می شود؛ اما در بلندمدت میزان این اثرگذاری منفی کاهش می باید که به نوعی تأییدکننده فرضیه EKC می باشد. تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت تجارت بر LCF، در کوانتایل های پایین، متوسط و بالا، به کاهش پایداری زیست محیطی در کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه منجر شده و شدت این اثرگذاری منفی در چندک های بالایی بزرگ تر است. در واقع فرضیه «پناهگاه (لنگرگاه) آلودگی» در چندک های ذکر شده رد نمی شود.

نتایج به دست آمده نشان می دهد که تروریسم و فعالیت های نظامی منجر به تخریب و فشار بر محیط زیست در بیشتر کشورهای مورد مطالعه شده و تهدیدی برای آن محسوب می شود. از آن چه که امکان کاهش هزینه های نظامی در بیشتر کشورهای منطقه خاورمیانه به دلایل امنیتی امکان پذیر نیست، این کشورها باید ملاحظات زیست محیطی را در برنامه ریزی و عملیات نظامی بگنجانند و از منابع انرژی پاک تر و فناوری های نوین در فعالیت های نظامی برای مقابله با تغییرات آب و هوایی استفاده کنند. بر این اساس بایستی تغییراتی در ترکیب انرژی بخش نظامی که مصرف سوخت های فسیلی به ویژه نفت بر آن حاکم است، ایجاد شود. همچنین، از آنجایی که مخارج سرمایه ای نظامی معمولاً با معرفی فناوری جدید توسط بخش نظامی همراه است، توصیه می شود که این جنبه از هزینه های نظامی افزایش یابد. همچنین، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر جایگزین برای حمل و نقل نظامی و تمرینات نظامی باید مورد توجه قرار گیرد و تولید تجهیزات نظامی با انرژی کارآمد، ترویج شود و تحقیق و توسعه در مورد تجهیزات نظامی و حمل و نقل بهبود یابد. علاوه بر این، پذیرش همکاری ها و موافقت نامه های جهانی، مانند معاهدات با محوریت تنظیم تسلیحات و کاهش نیروهای نظامی، می تواند پیامدهای منفی زیست محیطی ناشی از فعالیت های نظامی را کاهش دهد. کشورهای خاورمیانه برای غلبه بر تروریسم در جهت تحقق افزایش پایداری زیست محیطی نیازمند ایجاد سازوکارهایی جهت کاهش این پدیده می باشند. در این راستا پذیرش یک استراتژی جامع که دربرگیرنده جنبه های مختلفی مانند امنیت، حکمرانی خوب، توسعه و فعالیت های کاهنده ایدئولوژی های افراطی است، بسیار مهم می باشد. همچنین،

اتخاذ یک رویکرد دیپلماتیک مناسب و تسهیل طرح‌های همکاری بین دولت‌های منطقه و هم‌تایان جهانی آن‌ها برای مقابله مؤثر با مشکل تروریسم می‌تواند به حرکت به‌سوی آینده‌ای امن‌تر و سازگارتر از نظر زیست‌محیطی کمک شایانی کند.

۶. تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Ahmad, M., Jabeen, G. and Wu, Y. (2021). Heterogeneity of pollution haven/halo hypothesis and environmental Kuznets curve hypothesis across development levels of Chinese provinces. *Journal of Cleaner Production*, 285. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124898/>
- Aladejare, S. A. (2022). Natural resource rents, globalization, and environmental degradation: new insight from 5 richest African economies. *Resources Policy*, 78(C). Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102909/>
- Bildirici, M. (2017). CO2 emissions and militarization in G7 countries: panel co-integration and trivariate causality approaches. *Environment and Development Economics*, 22(6), 771-791. Retrieved from <https://doi.org/10.1017/S1355770X1700016X/>
- Bildirici, M., Genç, S.Y. and Castanho, R.A. (2022). Environmental Pollution, Terrorism, and Mortality Rate in China, India, Russia, and Türkiye. *Sustainability*, 14(19), 12649. Retrieved from <https://doi.org/10.3390/su141912649/>
- Bildirici, M. and Gokmenoglu, S.M. (2020). The impact of terrorism and FDI on environmental pollution: Evidence from Afghanistan, Iraq, Nigeria, Pakistan, Philippines, Syria, Somalia, Thailand and Yemen. *Environmental Impact Assessment Review*, 81. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.eiar.2019.106340/>
- Birdsall, N. and Wheeler, D. (1993). Trade policy and industrial pollution in Latin America: where are the pollution havens? *The Journal of Environment and Development*, 2(1), 137-149. Retrieved from <https://doi.org/10.1177/107049659300200107/>
- Cho, J.S., Kim, T.H. & Shin, Y. (2015). Quantile cointegration in the autoregressive distributed-lag modeling framework. *Journal of Econometrics*, 188(1), 281-300. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.05.003/>
- Clark, B. and Jorgenson, A.K. (2012). The treadmill of destruction and the environmental impacts of militaries. *Sociology Compass*, 6, 557-569. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/J.1751-9020.2012.00474X/>
- Dogan, A. and Pata, U. K. (2022). The role of ICT, R&D spending and renewable energy consumption on environmental quality: testing the LCC

- hypothesis for G7 countries. *Journal of Cleaner Production*. 380(1), Article 135038. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.135038/>
- Dumitrescu, E-I. and Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014/>
 - Efayena, O.O. and Olele, E.H. (2024). Environmental sustainability, terrorism, and military expenditure in Sub-Saharan Africa: Evidence from panel quantile ARDL regression and panel causality. *Sustainable Futures*, 7(5), 100214. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.sftr.2024.100214/>
 - Farhani, R. (2022). The Dynamic Links between Renewable Energy and Environmental Quality in an Insecure Situation: Evidence from African Economies. *Africa Review* 15(1), 1-19. Retrieved from <https://doi.org/10.1163/09744061-bja10059/>
 - Gleick, P.H. (1991). Environment and security: the clear connections. *Bulletin of the Atomic Scientists*, 47(3), 16-21. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/00963402.1991.11459956/>
 - Golkhandan, A. (2019). Militarization and Air Pollution: Study of Powerful Countries of the World using a Panel Co-Integration Analysis. *Journal of Environmental Science Studies*, 3(4), 823-830. (In Persian)
 - Golkhandan, A. (2023). Impact of Political Risk on Ecological Footprint in Iran: Multiple Asymmetric Thresholds NARDL (MATNARDL) Approach. *Economic Policies and Research*, 2(3), 114-148. Retrieved from <https://doi.org/10.22034/jep.2024.140960.1104/> (In Persian)
 - Golkhandan, A. (2024). Asymmetric Effect of Unemployment on Load Capacity Factor (LCF) in Selected MENA Countries: Analysis of the Environmental Phillips Curve (EPC) Hypothesis. *New Economy and Trad*, 19(64), 133-173. Retrieved from <https://doi.org/10.30465/jnet.2025.49103.2145/> (In Persian)
 - Golkhandan, A. and Mohammadian Mansour, S. (2023). The Role of Institutions and the Abundance of Natural Resources on the Relationship between Militarization and Economic Growth: A Study of Developing Countries with the Introduction of the Global Militarization Index (GMI). *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 11(42), 173-221. Retrieved from <https://doi.org/10.61186/qjfp.11.42.173/> (In Persian)
 - Hashmi, S.M., Chang, B.H., Huang, L. and Uche, E. (2022). Revisiting the relationship between oil prices, exchange rate, and stock prices: an application of quantile ARDL model. *Resource Policy*, 75. 102-113. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102543/>
 - Hooks, G. and Smith, C.L (2004). The treadmill of destruction: national sacrifice areas and Native Americans. *American Sociological Review*, 69(4), 558-575. Retrieved from <https://doi.org/10.1177/000312240406900405/>
 - Hooks, G. and Smith, C. L. (2005). Treadmills of production and destruction: threats to the environment posed by militarism. *Organization & Environment*, 18(1), 19-37. Retrieved from <https://doi.org/10.1177/1086026604270453/>

- Husnain, M. and Ali, W. (2023). Nexus among militarization, economic development, FDI, stock market development and renewable energy usage, and CO₂ emissions. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 17(3), 646-676.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for co-integration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/S03044076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S03044076(98)00023-2)
- Khan, A., Sun, C., Xu, Z. and Liu, Y. (2023). Geopolitical risk, economic uncertainty, and militarization: Significant agents of energy consumption and environmental quality. *Environmental Impact Assessment Review*, 102(35), 107166. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.eiar.2023.107166/>
- Kılıç, C., Soyyiğit, S., Bayar, Y. and Bekun, F.V. (2024). Exploration on terrorism, ecological footprint and environmental sustainability in countries with the most terrorism antecedent: Accessing evidence from panel Fourier analysis. *Heliyon*, 10(29), e22849. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e22849>
- Narayan, P.K. and Narayan, S. (2010). Carbon dioxide emissions and economic growth: Panel data evidence from developing countries. *Energy Policy*, 38(1), 661-666. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.005/>
- Pata, U. K. and Ertugrul, H. M. (2023). Do the Kyoto Protocol, geopolitical risks, human capital, and natural resources affect the sustainability limit? A new environmental approach based on the LCC hypothesis. *Resources Policy*, 81(26), id 103352. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103352/>
- Pata, U.K. and Samour, A. (2022). Do renewable and nuclear energy enhance environmental quality in France? A new EKC approach with the load capacity factor. *Progress in Nuclear Energy*, 149(21), 104249. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.pnucene.2022.104249/>
- Pedroni, P. (2004). Panel co-integration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(03), 597-625. Retrieved from <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073/>
- Peng, B., Chang, B.H., Yang, L. and Zhu, C. (2022). Exchange rate and energy demand in G7 countries: fresh insights from Quantile ARDL model. *Energy Strategy Reviews*, 44, 100-116. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.esr.2022.100986/>
- Qayyum, U., Anjum, S. and Sabir, S. (2021). Armed conflicts, militarisation and ecological footprints: Empirical evidence from South Asia, *Journal of Cleaner Production*, 28, id 125299. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.125299/>
- Sharif, A., Godil, D.I, Xu, B., Sinha, A., Rehman Khan S.A. and Jermisittiparsert, K. (2020). Revisiting the Role of Tourism and Globalization in Environmental Degradation in China: Fresh Insights from the Quantile ARDL Approach, *Journal of Cleaner Production*, 272. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.122906/>

- Solarin, S.A., Al-Mulali, U. and Ozturk, I. (2018). Determinants of pollution and the role of the military sector: evidence from a maximum likelihood approach with two structural breaks in the USA. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(31), 30949-30961. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s11356-018-3060-5/>
- Sun, Z., Sun, X., Wang, W. and Wang, W. (2023). Source reduction strategy or end-of-pipe solution? The impact of green merger and acquisition on environmental investment strategy of Chinese heavily polluting enterprises. *Journal of Cleaner Production*. 413, id 137530 Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.137530/>
- Tahir, M., Burki, U. and Azid, T. (2022). Terrorism and environmental sustainability: Empirical evidence from the MENA region. *Resources, Environment and Sustainability*, 8(3), id 100056. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.resenv.2022.100056/>
- Tarczyński, W., Roman, L., Rejman, K., Salahodjaev, R. and Azam, S. (2023). Military spending and CO2 emissions: Empirical findings from countries with highest per capita military spending. *Journal of International Studies*, 16(2), 211-221. Retrieved from <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2023/16-2/14/>
- Zhu, H., Chang, S. and Chen, B. (2024). Technological innovation, militarization, and environmental change: evidence from BRICS economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 31(14), 1-15. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s11356-024-32718-y/>

The Impact of Environmental Regulations on Total Factor Productivity: The Key Role of Firms' Bargaining Power

Yones Amjadian¹, Seyed Abbas Borhani² ✉

¹ Ph.D. in Accounting, Department of Accounting, Qom branch, Islamic Azad University, Qom, Iran, Email: amjadian.audit@gmail.com

^{2*} Assistant professor of Accounting, Department of Accounting, Qom branch, Islamic Azad University, Qom, Iran, Corresponding Author, Email: sa.sborhani1352@iau.ac.ir

Article Info

Received: 25/12/2024

Accepted: 17/3/2025

Pages: 135-157

Keywords:

Environmental Regulations; Total Factor Productivity; Firms' Bargaining Power; Tehran stock exchange companie

JEL Classification:

L1; L5; O4; L2

ABSTRACT

In Recent Years, Governments Have Placed Great Emphasis on Improving Total Factor Productivity (TFP) and Consider Shifting the Economy from Input-Based Growth to Efficiency-Based Growth as Essential. Corporate Social Responsibility and Reporting, Especially in the Environmental Dimension, Have Garnered Significant Attention Due to the Impact of Human Activities on Global Warming and Environmental Degradation. Companies Negotiate with Governments to Address Environmental Issues and Improve TFP. This Study Examines the Impact of Environmental Regulations on TFP and the Role of Firms' Bargaining Power in Moderating This Impact. Data from 133 Companies Listed on the Tehran Stock Exchange from 2017 to 2021 Were Collected as a Balanced Panel Data Set, and Ordinary Least Squares (OLS) Regression with Year and Industry Effects Was Used to Test the Hypotheses. This Research, by Its Nature and Content, Is of a Correlational Type and Employs Quantitative, Descriptive, Empirical, Library, and Field Methods. The Results of Data Analysis Indicate That Environmental Regulations Significantly Improve Firms' TFP; However, Firms' Bargaining Power Weakens This Positive Relationship Between Environmental Regulations and TFP. The Findings of This Research Provide Empirical Evidence Supporting the Porter Hypothesis at the Microeconomic Level.

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>



Extended Abstract

Purpose

In recent years, governments have placed significant importance on improving total factor productivity and deem it necessary to shift the economic model from input-driven growth to efficiency-driven growth. Corporate social responsibility and reporting, particularly in the environmental dimension, have garnered substantial attention due to the impacts of human activities on global warming and environmental degradation. Companies negotiate with governments to address environmental issues and enhance total factor productivity. This study examines the impact of environmental regulations on total factor productivity and the role of companies' bargaining power in moderating this effect. Data from 133 companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2017 to 2021 were collected as balanced panel data and analyzed using ordinary least squares regression with year and industry effects to test the hypotheses. The results indicate that environmental regulations significantly improve companies' total factor productivity; however, companies' bargaining power weakens this positive relationship between environmental regulations and total factor productivity. The findings of this study provide empirical evidence supporting Porter's hypothesis at the microeconomic level.

Purpose

The main *Purpose* of this study is to investigate the effect of environmental regulations on total factor productivity and the moderating role of companies' bargaining power in this relationship. This study seeks to answer the question of whether environmental regulations can improve total factor productivity and how companies' bargaining power can moderate this relationship. By providing empirical evidence supporting Porter's hypothesis, this study examines whether environmental regulations can enhance organizational innovation and, consequently, increase total factor productivity. Additionally, another objective of this study is to examine the role of companies' bargaining power in moderating this relationship. In other words, the study aims to investigate whether companies with high bargaining power can reduce the positive impact of environmental regulations on productivity. This study analyzes these impacts precisely using data from companies listed on the Tehran Stock Exchange and regression models with year and industry effects, demonstrating how bargaining power can moderate the relationship between environmental regulations and total factor productivity. The study offers strategies for improving total factor productivity through strengthening environmental governance and reducing the negative effects of companies' bargaining power.

Methodology

This research is applied in nature and conducted using quantitative data. The statistical population includes all companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period from 2017 to 2021. The sample was selected using a systematic elimination method, comprising 133 companies over 5 years. Data were collected

from Tadbir Pardaz and Rahavard Novin software, the research management and Tehran Stock Exchange websites, and the integrated information systems of publishers (Codal). Data analysis and calculations were performed using EViews and Excel software. In this study, total factor productivity (TFP) is examined as the dependent variable. Environmental regulations (ER) are considered the independent variable, measured using the board of directors' activity reports and the logarithm of the number of environmental-related words. Companies' bargaining power (BP) is considered the moderating variable, calculated as the ratio of a firm's sales to the sales of the industry leader with the highest sales. Control variables include company size (Size), financial leverage (LEV), company performance (ROA), capital labor density (CD), fixed assets (FR), major shareholder (Shrcr), CEO duality (Duality), and independent directors (Bodind).

Finding

The findings of this research show that environmental regulations significantly improve companies' total factor productivity. The coefficient of determination of the regression models indicates that a substantial portion of changes in total factor productivity are influenced by environmental regulations. Moreover, the results indicate that companies' bargaining power can weaken the positive relationship between environmental regulations and total factor productivity. In other words, companies with high bargaining power may avoid fully implementing environmental regulations and experience lower productivity.

Conclusion

This research contributes to understanding the conditions under which companies can improve total factor productivity from the perspective of government environmental governance. The findings show that environmental regulations can enhance organizational innovation and improve production efficiency. These results align with Porter's hypothesis, which states that environmental regulations can strengthen organizational innovation. Additionally, the results show that companies' bargaining power can weaken the positive relationship between environmental regulations and total factor productivity. Therefore, governments should focus on improving environmental governance and mitigating the negative effects of companies' bargaining power. This research, like other studies, has limitations. The inefficiency of Iran's capital market may influence the research results. Furthermore, this study does not comprehensively analyze the heterogeneity of companies with different levels of pollution. Future research can begin by categorizing companies with different levels of heterogeneity and examining the various impacts.

تأثیر مقررات زیست محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید: نقش کلیدی قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها

یونس امجدیان^۱، سید عباس برهانی^۲

۱. دکتری حسابداری، گروه حسابداری، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران، پست الکترونیکی: amjadian.audit@gmail.com.
۲. استادیار حسابداری، گروه حسابداری، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: sa.sborhani1352@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی صفحات ۱۳۵-۱۵۷ تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۰/۰۵ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۳/۱۲/۲۷	در سال‌های اخیر، دولت‌ها اهمیت زیادی برای بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید قائل شده‌اند و تغییر ساختار اقتصادی از رشد مبتنی بر نهاده به رشد مبتنی بر کارایی را ضروری می‌دانند. مسئولیت و گزارشگری اجتماعی شرکت‌ها، به‌ویژه در بعد زیست‌محیطی، به دلیل تأثیرات فعالیت‌های انسانی بر گرم شدن کره زمین و تخریب محیط‌زیست، توجه فراوانی را به خود جلب کرده است. شرکت‌ها برای حل مسائل زیست‌محیطی و بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید، به مذاکره با دولت‌ها می‌پردازند. این پژوهش به بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید و نقش قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها در تعدیل این تأثیر می‌پردازد. داده‌های ۱۳۳ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ به‌صورت پنل دیتای متوازن گردآوری شده و از رگرسیون مربعات معمولی با اثرات ثابت و صنعت برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. این پژوهش از نظر ماهیت و محتوا از نوع همبستگی بوده و کمی، توصیفی، تجربی، کتابخانه‌ای و میدانی است. نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد که مقررات زیست محیطی به‌طور قابل توجهی بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد، اما قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها، رابطه مثبت بین مقررات زیست محیطی و بهره‌وری کل عوامل تولید را تضعیف می‌کند. یافته‌های این پژوهش، شواهدی تجربی در حمایت از فرضیه پورتر در سطح اقتصاد خرد ارائه می‌دهد.
واژگان کلیدی: مقررات زیست محیطی؛ بهره‌وری کل؛ قدرت چانه‌زنی؛ شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران طبقه‌بندی JEL: L1; L5; O4; L2	

۱. مقدمه

دستیابی به بهره‌وری وابسته به شناخت عوامل عمده تأثیرگذار بر آن است. در اقتصاد، استفاده بهینه از عوامل تولید، بهره‌وری آن‌ها را افزایش می‌دهد و مهم‌ترین عامل رشد اقتصادی، ارتقای بهره‌وری عوامل تولید است. امروزه در اکثر کشورها، بهره‌وری کل عوامل تولید به‌عنوان یک عامل مهم در رشد و توسعه اقتصادی و رسیدن به آرمان‌ها و اهداف اقتصادی از جایگاه مهمی برخوردار است. به‌منظور ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید، مطالعات متعددی در خصوص سنجش و شناسایی عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و ارتباط بهره‌وری با شاخص‌های کلان اقتصادی انجام شده است.

یکی از عوامل مهم در افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، مسئولیت اجتماعی و زیست‌محیطی شرکت‌هاست. مسئولیت اجتماعی از دیدگاه استراتژیک به‌عنوان استراتژی اضافی شناسایی می‌شود که هدف آن حداکثر سازی سود شرکت است. صنعتی شدن در سراسر جهان باعث ایجاد مسئولیت زیست‌محیطی و اجتماعی شده که اثرهای مالی و غیرمالی خاص خود را به‌جا می‌گذارد. از این‌رو، شرکت‌ها در بازارهای جهانی باید مسئولیت زیست‌محیطی و اجتماعی خود را به‌نمایش بگذارند. همچنین واحدهای اقتصادی باید بدانند که گروه‌های مختلف جامعه، متقاضی اطلاعات متفاوتی همچون اطلاعات مربوط به عملکرد اجتماعی و زیست‌محیطی هستند؛ زیرا آن‌ها تأثیر مهمی بر اجتماع و محیط اطراف خود دارند (فرجی و همکاران، ۱۴۰۲).

با توجه به اینکه سازمان‌ها با الزامات گریزناپذیر برای مواجهه با چالش حفاظت محیط‌زیست روبه‌رو هستند، مدیریت مناسب زیست‌محیطی به عامل موفقیت سازمان‌ها تبدیل شده است. در سال‌های اخیر، بسیاری از پژوهش‌ها بر عملکرد زیست‌محیطی شرکت‌ها برای بررسی عوامل تعیین‌کننده و پیامدهای اقتصادی آن متمرکز شده‌اند (فرناندز و سانتالو^۱، ۲۰۰۷).

با توجه به پیچیده شدن ارتباط شرکت‌ها با جامعه و دولت، شرکت‌ها باید به آحاد مردم پاسخگو باشند (اخگر و همکاران، ۱۴۰۰). از زمان اصلاحات و توسعه سریع اقتصادی کشورها، مسائل زیست‌محیطی ناشی از استفاده ناکارآمد از منابع اجتماعی باعث خسارات قابل‌توجهی شده است (وانگ و همکاران^۲، ۲۰۲۱). دولت‌ها اقدامات نظارتی زیست‌محیطی را برای مقابله با آلودگی محیط‌زیست اجرا کرده‌اند؛ اما فلسفه توسعه سنتی برای پیگیری رشد اقتصادی تغییر نکرده و مسائل زیست‌محیطی همچنان جدی باقی‌مانده است (جین و همکاران^۳، ۲۰۱۶).

¹ Fernandez & Santalo, 2007

² Wang et al., 2021

³ Jin et al., 2016

از سوی دیگر، کشورها همچنان، توسعه اقتصادی را اولویت اصلی خود می‌دانند و با مبادله بین توسعه اقتصادی و حفاظت از محیط‌زیست مواجه هستند (ژنگ و چن^۱، ۲۰۲۰). بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید، راه مهمی برای تغییر اقتصاد کشورها از رشد گسترده به رشد فشرده است. دولت‌ها به اهمیت بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید توجه ویژه‌ای دارند. یکی از دلایل ناکامی در اجرای سیاست‌های مقررات زیست‌محیطی این است که شرکت‌ها به دلیل مشارکت در مالیات، نرخ اشتغال و رشد اقتصادی دولت‌ها، با مقامات دولتی چانه می‌زنند تا از مقررات زیست‌محیطی معاف شوند (فنگ و همکاران^۲، ۲۰۲۰). تحقیقات نشان می‌دهد که مقررات زیست‌محیطی منجر به کاهش تقاضای نیروی کار خواهد شد (لیو و همکاران^۳، ۲۰۲۱). دولت‌ها ممکن است شدت مقررات زیست‌محیطی را تضعیف کنند؛ بنابراین زمانی که شرکت‌ها قدرت چانه‌زنی بیشتری دارند، می‌توانند مقررات ملایم‌تری داشته باشند که سیاست‌های زیست‌محیطی واقعی اثرگذاری نداشته باشند (چانگ و همکاران^۴، ۲۰۱۵).

این مطالعه تأثیر اجرای قوانین زیست‌محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید و نقش قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها بر رابطه بین مقررات زیست‌محیطی و بهره‌وری کل عوامل تولید را بررسی می‌کند. نوآوری اصلی این پژوهش، بررسی نقش قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها و چگونگی تعدیل این رابطه است. هدف اصلی این پژوهش ارائه راهکارهایی برای بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید از طریق اجرای صحیح مقررات زیست‌محیطی و کاهش تأثیرات منفی قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها است. این پژوهش درصدد است تا با تحلیل داده‌های تجربی و ارائه شواهد علمی، نقش مقررات زیست‌محیطی در ارتقای بهره‌وری و تأثیر قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها بر این رابطه را تبیین کند.

۲. ادبیات موضوع

بهره‌وری کل عوامل تولید، موضوعی اساسی و مهم در اقتصاد است که همواره مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. سازمان بین‌المللی کار، بهره‌وری را به‌عنوان ترکیب مناسبی از چهار عامل اصلی تولید یعنی زمین، سرمایه، کار و سازمان‌دهی تعریف می‌کند. این ترکیب به‌عنوان معیاری برای سنجش بهره‌وری استفاده می‌شود. آژانس بهره‌وری اروپا بهره‌وری را درجه استفاده مناسب و مؤثر از هر یک از عوامل تولید معرفی می‌کند. این سازمان در تعریف دیگری، بهره‌وری را دیدگاه فکری بنگاه در بهبود وضعیت موجود می‌داند و معتقد است که انسان می‌تواند کارهایش را هر روز بهتر از قبل انجام دهد و

¹ Zheng & Chen, 2020

² Feng et al., 2020

³ Liu et al., 2021

⁴ Chang et al., 2015

نتایج بهتری کسب کند. بهره‌وری مفهومی جامع و کلی است که افزایش آن به‌عنوان یک ضرورت، معادل کیفیت بالاتر زندگی محسوب می‌شود (فنگ و همکاران، ۲۰۲۰).

به همین ترتیب، محیط‌زیست، به‌عنوان بنیان هستی انسان‌ها، نقش اساسی در رشد و توسعه پایدار دارد. بهره‌وری سبز، کلید اصلی رشد و توسعه پایدار برای تحقق آرمان‌های صنعتی، اقتصادی و اجتماعی در جوامع بشری است؛ بنابراین، ضرورت تقویت تفکر زیست‌محیطی و ایجاد فرهنگ زیست‌محیطی در تمامی نهادهای جامعه محسوس است (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱). توسعه پایدار مستلزم بهره‌برداری و استفاده درست از منابع پایه شامل منابع طبیعی، مالی و نیروی انسانی به‌منظور تأمین نیازهای نسل‌های فعلی و آینده است. بدیهی است که هیچ سازمانی بدون توجه به مسائل زیست‌محیطی نمی‌تواند راه توسعه پایدار را هموار سازد (چانگ و همکاران، ۲۰۱۵).

در حال حاضر، هیچ استاندارد واحدی برای اندازه‌گیری شدت مقررات زیست‌محیطی وجود ندارد. به‌منظور بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها، این پژوهش نیاز به ایجاد متغیر مناسب برای مقررات زیست‌محیطی دارد. اقدامات تحقیقاتی موجود، مقررات زیست‌محیطی را بر اساس شدت آلودگی، هزینه کنترل آلودگی، هزینه عملیاتی تأسیسات کنترل آلودگی، تعداد کارکنان حفاظت از محیط‌زیست و شاخص‌های ترکیبی مقررات زیست‌محیطی اندازه‌گیری می‌کنند. این شاخص‌ها اغلب بر یک جنبه از حاکمیت زیست‌محیطی دولت تمرکز دارند، درحالی‌که ابزارهای مقررات زیست‌محیطی شامل ابزارهای اقتصادی، قانونی و اداری هستند؛ بنابراین، اندازه‌گیری نمای کلی حاکمیت زیست‌محیطی دولت با شاخص‌های موجود مشکل است و بین این شاخص‌ها و توسعه اقتصادی درون‌زایی آشکار وجود دارد. به‌این‌ترتیب، ممکن است این شاخص‌ها از خطاهای اندازه‌گیری شدید و سوگیری هم‌زمان رنج ببرند (یانگ و همکاران^۱، ۲۰۲۱).

قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها به ظرفیت مصرف‌کننده برای تأثیرگذاری بر سودآوری در یک صنعت خاص اشاره دارد. این بخشی از استراتژی برنامه‌ریزی تجاری به نام تجزیه و تحلیل پنج نیرو است که قدرت خریدار، رقابت صنعتی، امکان رقابت جدید، تهدید محصولات جایگزین و قدرت چانه‌زنی تأمین‌کنندگان را ارزیابی می‌کند. برای شناسایی قدرت چانه‌زنی، از نسبت فروش یک بنگاه نسبت به فروش رهبر صنعت که بیشترین فروش را در نمونه دارد، استفاده می‌شود. تعداد شرکت در صنعت دورقمی مدنظر است که این شاخص بیانگر قدرت چانه‌زنی یک شرکت در صنعت است (فنگ و همکاران، ۲۰۲۰).

به‌طورکلی، مقررات زیست‌محیطی می‌توانند تأثیرات مثبتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید داشته باشند. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که اجرای قوانین زیست‌محیطی می‌تواند بهبود بهره‌وری را به دنبال داشته باشد (لیو و همکاران، ۲۰۲۱). با این حال، قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها می‌تواند رابطه بین مقررات زیست‌محیطی و

¹ Yang et al., 2021

بهره‌وری کل عوامل تولید را تعدیل کند. به عبارت دیگر، شرکت‌هایی که قدرت چانه‌زنی بیشتری دارند، می‌توانند تأثیرات مثبت مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری را کاهش دهند. این مسئله نشان می‌دهد که شرکت‌ها با استفاده از قدرت چانه‌زنی خود می‌توانند مقررات زیست‌محیطی را به نفع خود تغییر دهند و از اثرات منفی آن بر بهره‌وری جلوگیری کنند (چانگ و همکاران، ۲۰۱۵).

نتایج این بررسی‌ها نشان می‌دهد که برای دستیابی به بهره‌وری بالا در صنایع، نه تنها باید به مقررات زیست‌محیطی توجه کرد، بلکه باید قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها را نیز در نظر گرفت تا بتوان بهره‌وری کل عوامل تولید را بهبود بخشید. اهمیت بهره‌وری و مقررات زیست‌محیطی در ایران بسیار بالا است، زیرا با چالش‌های متعددی از جمله مشکلات اقتصادی، آلودگی‌های زیست‌محیطی و بهره‌برداری نامناسب از منابع طبیعی مواجه است. بهره‌وری بالاتر و استفاده بهینه از منابع می‌تواند به رشد اقتصادی پایدار و کاهش وابستگی به منابع طبیعی کمک کند. همچنین اجرای مقررات زیست‌محیطی می‌تواند به حفاظت از محیط‌زیست و کاهش آلودگی‌ها منجر شود. توجه به این مسائل می‌تواند به بهبود کیفیت زندگی و ایجاد فرصت‌های شغلی جدید در کشور کمک کند. در نهایت، توسعه پایدار و رشد اقتصادی ایران نیازمند توجه جدی به بهره‌وری و مقررات زیست‌محیطی است.

۱-۲. پیشینه پژوهش

شیونگ و همکاران^۱ (۲۰۲۳) به بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر رشد بهره‌وری کل عوامل سبز کشاورزی در چین پرداختند. نتایج مدل آستانه‌ای نشان‌دهنده ارتباط U شکل معکوس بین مقررات زیست‌محیطی کنترلی-دستوری و رشد بهره‌وری کل عوامل سبز کشاورزی، تأثیر مثبت کاهشی تدریجی مقررات زیست‌محیطی داوطلبانه و عدم وجود تأثیر مقررات زیست‌محیطی مبتنی بر انگیزه‌ها است. آزمایش ناهمگنی منطقه‌ای نشان می‌دهد که مقررات زیست‌محیطی کنترلی-دستوری به شکل بسیار مطلوب‌تری بر رشد بهره‌وری کل عوامل سبز کشاورزی در استان‌های کمتر توسعه‌یافته نسبت به استان‌های بیشتر توسعه‌یافته تأثیر می‌گذارد و تنها استان‌های کمتر توسعه‌یافته می‌توانند از اثر هم‌افزایی بین مقررات زیست‌محیطی کنترلی-دستوری و داوطلبانه بهره‌مند شوند. نتایج آزمون اثر میانجی نشان می‌دهد که نوآوری سبز کشاورزی و نسبت محصولات زراعی از جمله کانال‌هایی هستند که از طریق آن‌ها، مقررات زیست‌محیطی بر رشد بهره‌وری کل عوامل سبز کشاورزی تأثیر می‌گذارند و بر نیاز مبرم به تحریک نوآوری سبز و تحقق تحول سبز در تولید غلات تأکید می‌کند.

یانگ و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از نمونه‌ای از ۱۴۱۱۰ مشاهده شرکتی در چین از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸ به بررسی این موضوع پرداختند که چه زمانی مقررات زیست‌محیطی می‌تواند شرکت‌ها را تحریک

¹ Xiong et al., 2023

کند تا بهره‌وری کل عوامل تولید را افزایش دهند. شواهد آن‌ها را به این نتیجه‌گیری محتاطانه هدایت می‌کند که مقررات زیست‌محیطی به‌طور قابل‌توجهی بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد و نتیجه‌گیری پس از یک سری آزمایش‌های استحکام همچنان پابرجاست. قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها به‌طور قابل‌توجهی تأثیر مقررات زیست‌محیطی را بر بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها تضعیف می‌کند. مقررات زیست‌محیطی در مقایسه با شرکت‌های غیردولتی و صنایع غیر سنگین آلاینده تأثیر بیشتری بر شرکت‌های دولتی و صنایع سنگین آلاینده دارد. پاداش بالاتر، مدیران شرکت‌ها را برای بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید ترغیب نمی‌کند. مقررات زیست‌محیطی در مقایسه با شرکت‌هایی که مقر آن‌ها در شهرهای مرکز استان هستند، تأثیر بیشتری بر بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها در شهرهای مرکز استان‌ها دارد. به‌طور کلی، یافته‌های تحقیق آن‌ها برای دولت، سرمایه‌گذار و مدیر شرکت بسیار مرتبط است. آن پژوهش شواهدی را در سطح خرد برای فرضیه پورتر در عمل در چین ارائه می‌کند.

لیو و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های شرکت‌های ۶۵ کشور در طی سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۷ به بررسی تأثیر نگهداشت وجه نقد بر فاکتور بهره‌وری کل از دیدگاه شرکت‌ها پرداختند. یافته‌هایشان نشان می‌دهد شرکت‌هایی که نگهداشت وجه نقد بالاتری دارند، می‌توانند فاکتور بهره‌وری کل را افزایش دهند. نتایج پس از در نظر گرفتن مشکلات درون‌زایی، محدودیت‌های مالی، بحران‌های مالی، حاکمیت شرکتی، کیفیت نهادی و توسعه مالی و همچنین آزمون‌های مختلف مقاومت به‌دست‌آمده است. علاوه بر این، در ادامه پژوهش آن‌ها بررسی کردند که آیا شرکت‌ها به‌طور مداوم منابع نقدی خود را در هزینه‌های تحقیق و توسعه سرمایه‌گذاری می‌کنند که بهره‌وری شرکت را افزایش می‌دهد. شواهد نشان می‌دهد که نگهداشت وجه نقد بالاتر منجر به افزایش مداوم هزینه تحقیق و توسعه می‌شود که فاکتور بهره‌وری کل شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد.

بویاکر و همکاران^۱ (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر بزرگ‌ترین سهامداران کنترل‌کننده بر بهره‌وری تولیدی شرکت پرداختند. آن‌ها با استفاده از نمونه‌ای از شرکت‌های پذیرفته‌شده فرانسوی، از روش‌های پارامتریک رگرسیون خطی نیمه پارامتری اولی و پایک و غیر پارامتری (تجزیه و تحلیل پوششی داده) برای برآورد بهره‌وری تولیدی استفاده نمودند. آن‌ها ارتباط منفی بین حقوق کنترل اضافی مالکان غالب و بهره‌وری تولیدی شرکت یافتند که نشان می‌دهد مزایای خصوصی کنترل آن‌ها مانع از طرفداری پروژه‌های تولیدی است. آزمون حساسیت و درون‌زایی یافته‌های آن‌ها را تحکیم نمود. تجزیه و تحلیل اضافی آن‌ها نشان می‌دهد که چندین سهامدار بزرگ غیر از صاحب کنترل، نقش حاکمیتی ایفا می‌کنند که اثر کنترل بیش‌ازحد بر کارایی تولید را خنثی می‌کند.

¹ Boubaker et al., 2021

شان و همکاران^۱ (۲۰۱۸) به بررسی ارتباط فناوری و کارآفرینی بر رشد بهره‌وری طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴ در چین پرداختند. نتایج نشان داد که تعداد شرکت‌های فناوری محور در حال افزایش است و سهم آن‌ها در تولید، صادرات، اشتغال و مالیات کشور افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان داد طی دوره مورد مطالعه، ۴۱/۴۹ درصد از رشد بهره‌وری مربوط به کارآفرینی می‌شود. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که کارآفرینی سهم قابل توجهی در ارتقاء پیشرفت فناوری و تجارت خارجی داشته است.

وگت و همکاران^۲ (۲۰۱۷) در تحقیقی توصیفی و کمی به بررسی عوامل مؤثر بر افشای اطلاعات زیست‌محیطی در شرکت‌های برزیلی پرداختند و با بررسی گزارش‌های پایداری و نیز گزارش‌های مالی سالانه ۹۷ شرکت به این نتیجه رسیدند که اندازه شرکت، حساسی محیطی و الزامات گزارشگری جهانی در زمینه پایداری با شاخص افشای پایداری شرکت و میزان اطلاعات افشاشده در این خصوص، قیمت سهام شرکت و میزان آلوده‌ساز بودن شرکت، نظام راهبری شرکتی، بازده دارایی‌ها و نیز بازده حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند.

مورونی و همکاران^۳ (۲۰۰۹) در پژوهشی به بررسی شواهدی از بالا بردن اطمینان کیفیت افشای داوطلبانه زیست‌محیطی و تجزیه و تحلیل تجربی پرداختند. در پاسخ به نگرانی‌های سرمایه‌گذاران و عموم مردم در مورد آسیب به محیط زیست، شرکت‌ها به‌طور فزاینده‌ای اطلاعات محیط‌زیستی را افشا می‌کنند. این مطالعه با استفاده از یک دیدگاه نظری به بررسی این‌که آیا کیفیت افشای داوطلبانه زیست‌محیطی افزایش یافته است، می‌پردازد. نمونه مورد بررسی در این تحقیق شامل شرکت‌هایی است که به‌طور داوطلبانه اطلاعات زیست‌محیطی را در گزارش مستقل، گزارش سالانه و وبسایت‌ها افشا می‌کنند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که امتیاز کیفیت افشای داوطلبانه زیست‌محیطی برای شرکت‌های بزرگ از شرکت‌های کوچک به‌طور قابل توجهی بالاتر است.

بهاء‌الدینی و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی به بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز استان‌های ایران پرداختند. این تحقیق با استفاده از اطلاعات مربوط به سرمایه، نیروی کار، تولید ناخالص داخلی، آلودگی و تنظیم‌گری زیست‌محیطی در ۳۱ استان طی دوره ۱۳۹۵-۱۴۰۰ و با به‌کارگیری تابع فاصله جهت‌دار غیر شعایی انجام شد. نتایج نشان داد که مقررات زیست‌محیطی موجب ارتقای بهره‌وری سبز در استان‌های ایران می‌شود، هرچند در کنترل خروجی‌های نامطلوب فعالیت‌های اقتصادی کمتر موفق بوده است. همچنین اثر تولید ناخالص داخلی بر بهره‌وری سبز ناچیز بوده و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به GDP تأثیر منفی و معناداری بر بهره‌وری سبز داشته است.

¹ Shan et al., 2018

² Vogt et al., 2017

³ Moroney et al., 2009

اخگر و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر عملکرد زیست‌محیطی شرکت‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام با تأکید بر ارتباطات سیاسی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. به‌منظور دستیابی به هدف پژوهش، تعداد ۱۰۹ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب شدند و در مجموع ۹۸۱ سال-شرکت در نظر گرفته شد. همچنین، برای آزمون فرضیه‌ها از تخمین رگرسیون لجستیک و مدل داده‌های ترکیبی استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که عملکرد زیست‌محیطی تأثیر منفی و معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد؛ به عبارت دیگر، هرچه شرکت در راستای حفظ محیط‌زیست اهتمام ورزد، ریسک سقوط قیمت سهام کاهش می‌یابد؛ اما ارتباطات سیاسی شرکت تأثیری بر این رابطه ندارد.

رضایی سراجی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به برآورد رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت، سهم‌های مستقیم، غیرمستقیم و مجموع فاوا و میانگین سهم‌های فاوا و غیر فاوا از رشد بهره‌وری پرداخته‌اند. بدین منظور از نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر در سطح کدهای دورقمی مرکز آمار ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ استفاده کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که فاوا در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت برحسب نوع صنعت متفاوت است. این سهم در برخی از سال‌ها و بخش‌های اقتصادی بسیار ناچیز و حتی منفی بوده است. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در ۶ صنعت از ۲۳ صنعت و رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت در ۱۵ صنعت از ۲۳ صنعت مثبت بوده است. میانگین سهم‌های مستقیم، غیرمستقیم و مجموع فاوا ناچیز بوده و سهم غیرمستقیم از سهم مستقیم کمتر بوده است.

اسدیپور (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر سرمایه انسانی، باز بودن تجاری، نرخ تورم، نرخ ارز و رابطه مبادله بر بهره‌وری کل عوامل پرداخته است. دوره زمانی مورد مطالعه ۳۲ سال است و برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت از الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده استفاده شده است. نتایج برآورد معادله بهره‌وری کل عوامل مؤید این مطلب است که سرمایه انسانی و باز بودن اقتصاد و رابطه مبادله تأثیر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل دارند، درحالی‌که متغیرهای تورم و نرخ ارز تأثیر منفی بر بهره‌وری کل عوامل دارند.

جعفری و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر عوامل اثرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید، به‌ویژه نوع مصرف انرژی و سرمایه انسانی طی دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۳ در ایران پرداخته‌اند. در این راستا، با توجه به وجود مشکل درون‌زایی در مدل، عوامل تأثیرگذار بر رشد بهره‌وری کل عوامل در ایران در قالب پنج مدل مختلف با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد شدند. بر اساس یافته‌های پژوهش، شدت استفاده از سوخت‌های فسیلی به‌طور قابل‌توجهی بهره‌وری کل عوامل را در ایران کاهش می‌دهد.

همچنین درجه باز بودن تجاری، شدت استفاده از انرژی‌های تجدید پذیر و بهره‌وری کل عوامل با یک دوره تأخیر از عوامل افزایش‌دهنده بهره‌وری کل عوامل در ایران هستند.

شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۸) به ارزیابی نقش کارآفرینی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در سه گروه از کشورهای منبع محور (۹ کشور، از جمله ایران)، کارایی محور (۱۰ کشور) و نوآوری محور (۱۶ کشور) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۷ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از تأثیر مثبت و معنادار شاخص کارآفرینی و هرکدام از پنج زیر شاخص اصلی آن (کارآفرینی نوظهور، نوپا، جدید، تثبیت‌شده و خروج از کسب‌وکار) بر بهره‌وری کل عوامل تولید در گروه کشورهای مورد مطالعه است.

بر اساس نتایج پژوهش‌های گذشته، خلأهای موجود در این حوزه مشهود است. یکی از خلأهای موجود در پژوهش‌های گذشته، محدودیت جغرافیایی است. بسیاری از پژوهش‌ها در مناطق خاصی مانند چین و ایران انجام شده‌اند و نیاز به مطالعاتی وجود دارد که به بررسی این موضوع در مناطق جغرافیایی مختلف بپردازند تا نتایج قابل تعمیم‌تری به دست آید. همچنین، تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت یکی دیگر از خلأها محسوب می‌شود. بسیاری از پژوهش‌ها به تأثیرات کوتاه‌مدت پرداخته‌اند و کمتر به بررسی تأثیرات بلندمدت مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته شده است. تمرکز محدود بر صنایع مختلف نیز یکی دیگر از خلأها است. بیشتر مطالعات انجام‌شده در صنایع خاص مانند صنایع آلاینده و شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس انجام شده است. تحقیقات بیشتری در سایر صنایع و شرکت‌ها نیاز است تا تنوع صنعتی در نتایج منعکس شود. علاوه بر این، ارتباط با سایر عوامل کلان اقتصادی نیز کمتر مورد توجه قرار گرفته است. پژوهش‌ها بیشتر به اثرات مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید تمرکز دارند و کمتر به ارتباط آن با سایر عوامل کلان اقتصادی مانند رشد اقتصادی، اشتغال و تورم پرداخته شده است.

۲-۲. توسعه فرضیه‌های پژوهش

تأثیر مثبت مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید یکی از موضوعات مورد بحث در ادبیات اقتصادی است. مطالعات مختلف نشان داده‌اند که مقررات زیست‌محیطی می‌توانند بهبود قابل توجهی در بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها ایجاد کنند. به عنوان مثال، یانگ و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۴۱۱۰ مشاهده شرکتی در چین طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸ به این نتیجه رسیدند که مقررات زیست‌محیطی به‌طور قابل توجهی بهره‌وری کل عوامل تولید را بهبود می‌بخشد. این نتایج پس از انجام آزمایش‌های استحکام همچنان پایدار بوده‌اند. مقررات زیست‌محیطی از طریق ایجاد انگیزه برای استفاده بهینه از منابع و کاهش آلاینده‌ها، شرکت‌ها را تشویق به افزایش بهره‌وری می‌کنند. این مقررات می‌توانند شامل الزام به استفاده از فناوری‌های پاک‌تر، ایجاد استانداردهای زیست‌محیطی

سخت‌گیرانه‌تر و اعمال محدودیت‌های مربوط به آلاینده‌ها باشند (یانگ و همکاران، ۲۰۲۱). در ایران نیز، توجه به مسائل زیست‌محیطی و اعمال مقررات مناسب می‌تواند منجر به بهبود بهره‌وری شود. پژوهش اخگر و همکاران (۱۴۰۰) نشان داد که عملکرد زیست‌محیطی شرکت‌ها تأثیر منفی و معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد، به این معنا که شرکت‌های با عملکرد زیست‌محیطی بهتر، ریسک کمتری برای سقوط قیمت سهام دارند. این نتیجه‌گیری‌ها نشان‌دهنده اهمیت مقررات زیست‌محیطی در افزایش بهره‌وری و بهبود عملکرد اقتصادی شرکت‌ها است. همچنین، رضایی سراجی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش خود نشان دادند که مقررات زیست‌محیطی می‌تواند تأثیر مثبتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید داشته باشد؛ بنابراین، فرضیه اول به این شکل تدوین می‌شود:

فرضیه اول: مقررات زیست‌محیطی به‌طور قابل‌توجهی بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد.

قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها می‌تواند نقش تعدیل‌کننده‌ای در رابطه بین مقررات زیست‌محیطی و بهره‌وری کل عوامل تولید داشته باشد. مطالعات مختلف نشان داده‌اند که شرکت‌هایی با قدرت چانه‌زنی بالاتر می‌توانند تأثیرات مثبت مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری را تضعیف کنند. به‌عنوان مثال، لیو و همکاران (۲۰۲۱) با بررسی داده‌های شرکت‌های ۶۵ کشور طی سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۷ به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی با قدرت چانه‌زنی بالاتر می‌توانند از اجرای کامل مقررات زیست‌محیطی جلوگیری کرده و بهره‌وری کمتری را تجربه کنند. این شرکت‌ها با استفاده از قدرت چانه‌زنی خود می‌توانند شرایط بهتری را در مذاکرات با دولت‌ها و نهادهای نظارتی برای خود فراهم کنند.

در ایران نیز، بررسی نقش قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها در رابطه بین مقررات زیست‌محیطی و بهره‌وری کل عوامل تولید می‌تواند بسیار حائز اهمیت باشد. تحقیقات نشان داده‌اند که شرکت‌های بزرگ و بانفوذ می‌توانند تأثیرات مقررات زیست‌محیطی را تعدیل کنند و از اجرای کامل آن‌ها جلوگیری کنند. به‌عنوان مثال، پژوهش رضایی سراجی و همکاران (۱۴۰۰) نشان داده است که رابطه دوسویه میان متغیرهای نیروی کار و کفایت سرمایه با بهره‌وری کل عوامل مثبت و معنادار است و قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها در این رابطه تأثیرگذار است. همچنین، بوباکر و همکاران (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که قدرت چانه‌زنی می‌تواند تأثیرات مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری را تعدیل کند؛ بنابراین، فرضیه دوم به این شکل تدوین می‌شود:

فرضیه دوم: قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها، رابطه مثبت بین مقررات زیست‌محیطی و بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) شرکت‌ها را تضعیف خواهد کرد.

۳. روش تحقیق

این پژوهش با توجه به هدف از نوع کاربردی و از نظر ماهیت داده‌ها پژوهش کمی است. بر اساس روش

و نحوه گردآوری داده‌ها از نوع توصیفی و همبستگی پس رویدادی است و از لحاظ بعد زمانی از نوع یک پژوهش گذشته‌نگر محسوب می‌شود. در این پژوهش جامعه آماری، تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. همچنین برای انتخاب نمونه از روش حذف سیستماتیک استفاده می‌شود و شرکت‌ها برای حضور در نمونه آماری باید ویژگی‌های زیر را داشته باشند.

پیش از سال ۱۳۹۶ در بورس و فرا بورس پذیرفته‌شده و تا پایان سال ۱۴۰۰ به فعالیت خود در این بازار ادامه دهند.

شرکت‌های مدنظر جزء بانک‌ها و واسطه‌گری مالی، لیزینگ‌ها، هلدینگ‌ها و سایر شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند زیرا قوانین و مقررات و راهبری شرکتی متفاوتی دارند.

سال مالی شرکت‌ها طی کل دوره قلمرو زمانی پژوهش به ۲۹ اسفند ختم شده و طی دوره مورد بررسی سال مالی خود را تغییر نداده باشند.

با توجه به محدودیت‌های فوق از میان تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۱۳۳ شرکت به مدت ۵ سال به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. به پیروی از پژوهش‌های پیشین، جمع‌آوری اطلاعات در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای تدبیر پرداز و رهاورد نوین و سایت‌های اینترنتی مدیریت پژوهش و سازمان بورس اوراق بهادار و سیستم‌های جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال) صورت پذیرفت. در ضمن برای انجام محاسبات و تجزیه و تحلیل داده‌ها به منظور واکاوی اطلاعات از نرم‌افزارهای ایویوز و اکسل استفاده شد؛ به این صورت که داده‌ها در اکسل طبقه‌بندی و برای تخمین مدل از ایویوز استفاده شد.

۳-۱. مدل آماری پژوهش

برای بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی و بهره‌وری تولید و نقش قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها، از مدل رگرسیونی (یانگ و همکاران، ۲۰۲۱) به شرح زیر استفاده می‌گردد:

$$TFPi,t = a_0 + a_1 ERi,t + a_2 Sizei,t + a_3 Levi,t + a_4 ROAi,t + a_5 CDi,t + a_6 FRi,t + a_7 Shrcr i,t + a_8 Duality i,t + a_9 Bodindi,t + industry + year + Ei,t \quad (1)$$

$$TFPi,t = Bo + B_1 ERi,t + B_2 BPi,t + B_3 (ERi,t * BPi,t) + B_4 Sizei,t + B_5 Levi,t + B_6 ROAi,t + B_7 CDi,t + B_8 FRi,t + B_9 Shrcr i,t + B_{10} Duality i,t + B_{11} Bodindi,t + industry + year + Ei,t \quad (2)$$

که در روابط فوق:

متغیر وابسته - بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)

از باقیمانده رگرسیون مربعات معمولی خروجی مشاهده شده روی ورودی‌های تولید یک تابع تولید کاب داگلاس برای صنایع با تعداد شرکت دورقمی به شکل زیر برآورد می‌شود (تیان و توایت^۱، ۲۰۱۱)

$$y_{it} = C0 + C1kit + C2Iit + C3mit + Sit \quad (۳)$$

جایی که y لگاریتم طبیعی فروش شرکت k لگاریتم طبیعی خالص دارایی‌های مشهود، l لگاریتم طبیعی تعداد کارمندان شرکت و m لگاریتم طبیعی هزینه مواد مستقیم است، i بیانگر لیست شرکت‌ها و t شاخص سال می‌باشد هر چه باقیمانده مدل بیشتر باشد بهره‌وری کل عوامل بیشتر است.

متغیر مستقل: مقررات زیست‌محیطی (ER)

گزارش فعالیت هیئت‌مدیره، که طرح کلی برای اداره و اجرای تصمیمات و مصوبات هیئت‌مدیره است، سندی برنامه‌ای برای هدایت و گزارش شرکت است بنابراین می‌تواند سیاست حاکمیت محیط زیستی شرکت را به طور جامع منعکس کند این پژوهش پیرو مطالعه یانگ و همکاران (۲۰۲۱) گزارش سالیانه فعالیت هیئت‌مدیره برای هر شرکت بررسی می‌شود و از لگاریتم تعداد واژگان محیط‌زیست برای شناسایی به کارگیری مقررات زیست‌محیطی توسط شرکت برای آن سال استفاده می‌شود.

متغیر تعدیل گر: قدرت چانه‌زنی (BP)

برای شناسایی این متغیر از نسبت فروش یک بنگاه نسبت به فروش رهبر صنعت که بیشترین فروش در نمونه دارد استفاده می‌شود تعداد شرکت در صنعت دورقمی مدنظر است که این شاخص بیانگر قدرت چانه‌زنی یک شرکت در صنعت است (یانگ و همکاران، ۲۰۲۱) متغیر تعدیلی $PB*ER$ از حاصل ضرب قدرت چانه‌زنی در مقررات زیست‌محیطی به دست می‌آید.

متغیرهای کنترلی

پیرو ادبیات گذشته و مطالعه یانگ و همکاران (۲۰۲۱) نحوه اندازه‌گیری متغیرهای کنترلی بیان می‌گردد.

اندازه شرکت (Size): اندازه شرکت برابر با لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت در پایان سال است.

اهرم مالی (LEV): اهرم مالی برابر کل بدهی‌ها تقسیم بر کل دارایی‌هاست

عملکرد شرکت (Roa): عملکرد شرکت برابر با نسبت سود خالص بر کل دارایی‌ها است.

تراکم کار سرمایه (CD): تراکم کار سرمایه برابر با نسبت مجموع دارایی‌های ثابت بر تعداد کارکنان است.

¹ Tian & Twite, 2011

دارایی‌های ثابت (FR): دارایی‌های ثابت برابر با نسبت مجموع دارایی‌های ثابت بر کل دارایی است. **بزرگ‌ترین سهامدار (Shrcr):** بزرگ‌ترین سهامدار برابر با نسبت سهام بزرگ‌ترین سهامدار به کل سهام شرکت است.

دوگانگی وظایف مدیرعامل (Duality): دوگانگی وظایف مدیرعامل متغیر دوجویی است که اگر مدیرعامل رئیس یا نائب رئیس هیئت‌مدیره باشد برابر با یک، است در غیر این صورت برابر با صفر است. **مدیران مستقل (Bodind):** مدیران مستقل برابر با نسبت مدیران غیرموظف هیئت‌مدیره به کل اعضای هیئت‌مدیره است.

اثرات سال (Year): اثرات ثابت سال متغیر دوجویی برابر با یک است اگر مشاهده در سال موردنظر باشد در غیر این صورت برابر با صفر است.

اثرات صنعت (Industry): اثرات ثابت صنعت، متغیر دوجویی برابر با یک است، اگر مشاهده در صنعت مورد نظر باشد در غیر این صورت برابر با صفر است.

۴. یافته‌ها

۴-۱. آمار توصیفی متغیرها

تجزیه و تحلیل داده‌های کمی با بررسی آماره‌های توصیفی آغاز می‌شود که شاخص‌های مرکزی و پراکندگی داده‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. این آماره‌ها، اطلاعات مفیدی درباره توزیع داده‌های جمع‌آوری شده و متغیرهای محاسبه شده ارائه می‌دهند. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق از اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ به دست آمده‌اند که در جدول (۱) نمایش داده شده‌اند.

در شرایطی که میانگین از میانه بیشتر باشد و مقادیر نمونه مثبت باشند، توزیع چولگی به سمت راست خواهد بود. اگر میانگین کمتر از میانه باشد، توزیع چولگی به سمت چپ اتفاق می‌افتد. در حالت نرمال، میانگین برابر با میانه است. میانگین متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید (۶/۶۳۲) بیشتر از میانه آن (۶/۴۹) است و توزیع آن به سمت راست است. همچنین، میانگین متغیر مقررات زیست‌محیطی (۰/۷۶۹) کمتر از میانه آن (۰/۷۸) است و توزیع آن به سمت چپ است. با توجه به اینکه تعداد مشاهدات (۶۵۵ مشاهده) بیشتر از ۳۶ است، متغیرهای پژوهش تقریباً نرمال هستند.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانه	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
بهره‌وری کل عوامل تولید	Tfp	۶/۴۹	۶/۶۳۲	۰/۷۶۷	۴/۶۱۳	۹/۰۸۳
مقررات زیست محیطی	Er	۰/۷۸	۰/۷۶۹	۰/۳۹۵	۰	۱/۶۸۱

۱	۰	۰/۳۱۹	۰/۳۰۲	۰/۲۳	Pb	قدرت چانه‌زنی
۹/۲۶۲	۴/۹۳	۰/۷۴۴	۶/۶۹۷	۶/۵۴	Size	اندازه شرکت
۴/۰۰۳	۰/۰۳۱	۰/۳۶۹	۰/۵۶	۰/۵۲	Lev	اهرم مالی
۰/۶۸۲	-۱/۰۶۳	۰/۱۸۷	۰/۱۷۹	۰/۱۷	Roa	عملکرد شرکت
۰/۸۵۹	۰	۰/۰۸۴	۰/۰۴۴	۰/۰۲	Cd	تراکم کار سرمایه
۰/۸۷۸	۰/۰۰۷	۰/۱۸۴	۰/۲۶۹	۰/۲۲	Fr	دارایی‌های ثابت
۰/۹۶	۰	۰/۲۰۴	۰/۴۸	۰/۵	Shrcr	بزرگ‌ترین سهامدار
۱	۰	۰/۴۸۷	۰/۳۸۶	۰/۰۰	Duality	دوگانگی وظایف مدیرعامل
۱	۰	۰/۲۶۸	۰/۶۰۴	۰/۶	Bodind	مدیران مستقل

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. تعیین نوع الگو

جهت تشخیص نوع مدل رگرسیونی آزمون‌های چاو و هاسمن اجرا شد. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت مناسب است.

جدول (۲): تشخیص نوع مدل رگرسیون

مدل (۱)	مدل (۲)	
۱/۵۱۸	۱/۷۰۸	آماره آزمون چاو
۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰	سطح معنی‌داری
ترکیبی یا پنل	ترکیبی یا پنل	نتیجه آزمون چاو
۱۲/۷۲۵	۴۱/۱۷۳	آزمون هاسمن
۰/۰۱۱	۰/۰۱۱	سطح معنی‌داری
اثرات ثابت	اثرات ثابت	نتیجه آزمون هاسمن
رگرسیون ترکیبی با اثرات ثابت	رگرسیون ترکیبی با اثرات ثابت	نوع رگرسیون

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۳. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: مقررات زیست‌محیطی به‌طور قابل‌توجهی، بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد.

با توجه به نتایج حاصل‌شده از برآوردگر رگرسیون مربعات معمولی در جدول (۳)، مقدار به‌دست‌آمده آماره فیشر ۴۶/۷۲۶ است که این مقدار از مقدار آماره مربوطه در جدول استاندارد بیشتر است. همچنین، سطح احتمال آماره مدل برابر با صفر است که کمتر از ۰/۰۵ است. درنتیجه، مدل آزمون در سطح اطمینان ۹۵

درصد معنادار است و حداقل یک متغیر مستقل و یا کمکی با متغیر وابسته رابطه معناداری در این سطح اطمینان دارد.

مقدار ضریب تعیین $0/612$ می باشد که نشان می دهد 61 درصد از تغییرات متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید تحت تأثیر متغیر مستقل و مابقی تغییرات متغیر وابسته مربوط به سایر عوامل می باشد. با توجه به اینکه مقدار میانگین VIF برابر با $2/08$ است و این مقدار بزرگ‌تر از 10 نمی باشد، در نتیجه هم خطی در مدل پژوهش فرضیه اول، محتمل نیست.

مقدار سطح احتمال برای متغیر مقررات زیست محیطی برابر با صفر می باشد و این مقدار از $0/05$ کمتر است. همچنین، قدر مطلق مقدار آماره تی-استیودنت $10/15$ است که از $1/96$ بیشتر است. در نتیجه، در سطح اطمینان 95 درصد، مقررات زیست محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیر معناداری دارد و بنابراین، فرضیه اول پژوهش تأیید گردید.

جدول (۳): نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیرها	ضرایب	خطای انحراف استاندارد	آماره t	سطح احتمال
مقررات زیست محیطی	$0/712$	$0/07$	$10/15$	$000/0$
اهرم مالی	$0/264$	$0/09$	$2/92$	$0/004$
عملکرد شرکت	$0/21$	$0/192$	$1/09$	$0/274$
تراکم کار سرمایه	$1/493$	$0/336$	$4/45$	$000/0$
دارایی‌های ثابت	$0/167$	$0/138$	$1/2$	$0/229$
بزرگ‌ترین سهامدار	$-0/232$	$0/1$	$-2/31$	$0/021$
دوگانگی وظایف مدیرعامل	$-0/033$	$0/041$	$-0/79$	$0/43$
مدیران مستقل	$-0/09$	$0/1$	$-0/9$	$0/369$
عرض از مبدأ	$5/524$	$0/157$	$35/13$	$000/0$
ضریب تعیین	$0/612$			
مقدار آماره فیشر	$46/726$			
سطح احتمال آماره فیشر	$0/000$			
تعداد مشاهدات	655			
میانگین VIF	$2/08$			
اثرات استحکام vce(robust)	اعمال شده است			
اثرات سال و صنعت	کنترل شده است			

منبع: یافته های تحقیق

فرضیه دوم: قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها رابطه مثبت بین مقررات زیست محیطی و بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها را تضعیف می کند.

با توجه به نتایج به دست آمده از برآوردگر رگرسیون مربعات معمولی در جدول (۴)، مقدار آماره فیشبر $123/711$ است که این مقدار از مقدار آماره مربوطه در جدول استاندارد بیشتر است. همچنین، سطح احتمال آماره مدل برابر با صفر می‌باشد که کمتر از $0/05$ است؛ بنابراین، مدل آزمون در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است و حداقل یک متغیر مستقل یا کمکی با متغیر وابسته رابطه معناداری در این سطح اطمینان دارد. مقدار ضریب تعیین $0/778$ نشان می‌دهد که ۷۸ درصد از تغییرات متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید تحت تأثیر متغیر مستقل بوده و مابقی تغییرات متغیر وابسته به سایر عوامل مربوط می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار میانگین VIF برابر با $3/02$ است و این مقدار بزرگتر از ۱۰ نمی‌باشد، هم خطی در مدل پژوهش فرضیه دوم محتمل نیست. سطح احتمال برای متغیر مقررات زیست‌محیطی برابر با صفر بوده و این مقدار کمتر از $0/05$ است. همچنین، قدر مطلق آماره تی - استیودنت $6/94$ است که از $1/96$ بیشتر است؛ بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیر معناداری دارد. علاوه بر این، با توجه به مقدار $0/468$ در ستون ضرایب این متغیر، رابطه مثبت می‌باشد. سطح احتمال برای متغیر مقررات زیست‌محیطی * قدرت چانه‌زنی برابر با $0/007$ است که از $0/05$ کمتر می‌باشد. همچنین، قدر مطلق آماره تی - استیودنت $2/71$ است که از $1/96$ بیشتر است؛ بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، قدرت چانه‌زنی بر عملکرد تأثیر معناداری دارد. علاوه بر این، با توجه به مقدار $-0/447$ در ستون ضرایب این متغیر، رابطه منفی می‌باشد. با توجه به اینکه علامت ضرایب متغیر مقررات زیست‌محیطی و متغیر «مقررات زیست‌محیطی * قدرت چانه‌زنی» خلاف جهت هم هستند، قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها رابطه مثبت بین مقررات زیست‌محیطی و بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها را تضعیف می‌نماید. در نتیجه، فرضیه دوم تأیید می‌گردد.

جدول (۴): نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیرها	ضرایب	خطای انحراف استاندارد	آماره t	سطح احتمال
مقررات زیست‌محیطی	$0/468$	$0/067$	$6/94$	$0/000$
زیست‌محیطی * قدرت چانه‌زنی	$1/719$	$0/179$	$9/62$	$0/000$
قدرت چانه‌زنی	$-0/447$	$0/165$	$-2/71$	$0/007$
اهرم مالی	$0/143$	$0/066$	$2/16$	$0/031$
عملکرد شرکت	$-0/175$	$0/139$	$-1/26$	$0/207$
تراکم کار سرمایه	$0/01$	$0/185$	$0/05$	$0/959$
دارایی‌های ثابت	$0/423$	$0/102$	$4/14$	$0/000$
بزرگ‌ترین سهامدار	$-0/178$	$0/075$	$-2/36$	$0/018$
دوگانگی وظایف مدیرعامل	$-0/043$	$0/031$	$-1/36$	$0/175$
مدیران مستقل	$0/082$	$0/075$	$-1/1$	$0/272$
عرض از مبدأ	$5/517$	$0/119$	$46/2$	$0/000$

۰/۷۷۸	ضریب تعیین
۱۳۳/۷۱۱	مقدار آماره فیش
۰/۰۰۰	سطح احتمال آماره فیش
۶۵۵	تعداد مشاهدات
۳/۲	میانگین VIF
اعمال شده است	اثرات استحکام (vce(robust))
کنترل شده است	اثرات سال و صنعت

منبع: یافته های تحقیق

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف این پژوهش بررسی تأثیر مقررات زیست محیطی و نقش قدرت چانه زنی شرکت ها بر بهره وری کل عوامل تولید است. نتایج به دست آمده نشان می دهد که مقررات زیست محیطی به طور قابل توجهی بهره وری کل عوامل تولید شرکت ها را بهبود می بخشد. این مقررات با ایجاد انگیزه برای استفاده بهینه از منابع و کاهش آلاینده ها، شرکت ها را به بهبود فرآیندهای تولیدی خود تشویق می کنند. علاوه بر این، نتایج نشان می دهد که قدرت چانه زنی شرکت ها می تواند رابطه مثبت بین مقررات زیست محیطی و بهره وری کل عوامل تولید را تضعیف کند. شرکت های با قدرت چانه زنی بالا ممکن است از اجرای کامل مقررات زیست محیطی جلوگیری کنند و بهره وری کمتری را تجربه کنند. این شرکت ها با استفاده از قدرت چانه زنی خود می توانند شرایط مطلوب تری را در مذاکرات با دولت ها و نهادهای نظارتی به دست آورند و از این طریق تأثیرات مثبت مقررات زیست محیطی را کاهش دهند. این مطالعه به درک شرایط شرکت ها برای بهبود بهره وری کل عوامل تولید از منظر حاکمیت محیطی دولت کمک می کند. نتایج نشان می دهد که مقررات زیست محیطی می توانند نوآوری سازمانی را ارتقا دهد و کارایی تولید را بهبود بخشند. این یافته ها با فرضیه پورتر که بیان می کند مقررات زیست محیطی می توانند نوآوری سازمانی را تقویت کنند، همخوانی دارد. مطالعات متعددی تایید کرده اند که مقررات زیست محیطی باعث تقویت بهره وری عوامل تولید می شود. برای مثال، یانگ و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه خود بر روی داده های شرکت های چینی به این نتیجه رسیدند که مقررات زیست محیطی موجب افزایش بهره وری کل عوامل تولید می شود. همچنین، پژوهش اخگر و همکاران (۱۴۰۰) نشان داد که عملکرد زیست محیطی شرکت ها تأثیر منفی و معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد؛ به این معنا که شرکت های با عملکرد زیست محیطی بهتر، ریسک کمتری برای سقوط قیمت سهام دارند. با این حال، ممکن است که شرکت ها به دلیل انگیزه های اقتصادی از پیروی کامل از مقررات زیست محیطی، خودداری کنند و دولت ها ممکن است تحت فشارهای اقتصادی از اجرای کامل این مقررات صرف نظر کنند. این موضوع می تواند منجر به از دست رفتن انگیزه نوآوری فناوری و در نهایت

کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید شود. به‌عنوان مثال، لیو و همکاران (۲۰۲۱) با بررسی داده‌های شرکت‌های ۶۵ کشور طی سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۷ به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی با قدرت چانه‌زنی بالا می‌توانند از اجرای کامل مقررات زیست محیطی جلوگیری کنند و بهره‌وری کمتری را تجربه کنند.

برای تشویق شرکت‌ها به رعایت مقررات زیست‌محیطی، دولت می‌تواند انگیزه‌های مالی و غیرمالی مانند تخفیف‌های مالیاتی و حمایت‌های دولتی فراهم کند و آموزش‌ها و مشاوره‌های تخصصی ارائه دهد. همچنین، افزایش سطح نظارت و بازرسی از شرکت‌ها و تشدید مجازات برای سرپیچی از مقررات می‌تواند به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید کمک نماید.

کاهش قدرت چانه‌زنی شرکت‌ها با اصلاح قوانین و تضمین استقلال نهادهای نظارتی نیز از اهمیت بالایی برخوردار است. حمایت از تحقیق و توسعه در زمینه فناوری‌های پاک و بهره‌وری انرژی و تشویق شرکت‌ها به استفاده از فناوری‌های نوین می‌تواند به کاهش آلاینده‌ها و افزایش بهره‌وری منجر شود. گنجانیدن معیارهای زیست‌محیطی در ارزیابی عملکرد مقامات و مدیران شرکت‌ها و ایجاد شاخص‌های سنجش عملکرد زیست‌محیطی و انتشار عمومی نتایج، به بهبود عملکرد زیست‌محیطی شرکت‌ها کمک خواهد کرد.

این پژوهش همانند سایر پژوهش‌ها دارای محدودیت‌هایی است. عدم کارایی کامل بازار سرمایه ایران می‌تواند نتایج پژوهش را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین، این پژوهش به تحلیل ناهمگونی شرکت‌ها با سطح آلاینده‌های متفاوت به طور جامع نپرداخته است. تحقیقات بعدی می‌توانند با تقسیم سطوح مختلف شرکت‌ها از ناهمگنی شروع شوند و تأثیرات مختلف را بررسی نمایند.

۶. تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Akhgar, M. O., Amini, P., and Moradi, A. (2021). The Effect of Environmental Performance on Stock Price Crash Risk with an Emphasis on Political Connections in Tehran Stock Exchange (TSE). *Financial Accounting Research*, 13(2), 101-120. Retrieved from <https://doi.org/10.22108/far.2021.128585.1754/> (In Persian)
- Asadpour, A. A. (2020). The Effect of Trade Openness, Exchange Relation and Human Capital on Total Productivity of Production Factors in Iran. *Economic Growth and Development Research*, 10(40), 109-122. Retrieved from <https://doi.org/10.30473/egdr.2019.47618.5291/> (In Persian)
- Bahadini, M., sadeghi, Z., and Karimi Taklo, S. (2023). Investigating the effect of environmental regulation on the green productivity of Iran's provinces. *Journal*

- of Industrial Economics researches, 7(26), 33-48. Retrieved from <https://doi.org/10.30473/jier.2024.70278.1437/> (In Persian)
- Boubaker, S., Manita, R. and Rouatbi, W. (2021). Large shareholders, control contestability and firm productive efficiency. *Annals of Operations Research*, 296(1), 1-24. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s10479-019-03402-z/>
 - Chang, L., Li, W. and Lu, X. (2015). Government engagement, environmental policy, and environmental performance: Evidence from the most polluting Chinese listed firms. *Business Strategy and the Environment*, 24(1), 1-19. Retrieved from <https://doi.org/10.1002/bse.1802/>
 - Faraji, O., Hoseini, J. and Jahani, S. (2023). The Environmental, Social, Governance (ESG) Rating, and Stock Price Crash Risk: The Moderating Effect of Financial Constraints. *Management Accounting*, 16(57), 188-202. Retrieved from <https://doi.org/10.30495/jma.2023.22630/> (In Persian)
 - Feng, Y., Chen, S. and Failler, P. (2020). Productivity effect evaluation on market-type environmental regulation: A case study of SO₂ emission trading pilot in China. *International journal of environmental research and public health*, 17(21), 8027. Retrieved from <https://doi.org/10.3390/ijerph17218027>
 - Fernandez-Kranz, D. and Santalo, J. (2007). When necessity becomes a virtue: The effect of product market competition on corporate social responsibility. Retrieved from <https://doi.org/10.2139/ssrn.997007/>
 - Jafari, S., Esfandiari, M. and Pahlavani, M. (2020). Investigating the role of factors affecting the total factor productivity in Iran with an emphasis on human capital and renewable and non-renewable types of energy. *The Journal of Economic Policy*, 12(23), 321-344. Retrieved from <https://doi.org/10.22034/epj.2020.12612.2013/> (In Persian)
 - Jin, Y., Andersson, H. and Zhang, S. (2016). Air pollution control policies in China: a retrospective and prospects. *International journal of environmental research and public health*, 13(12), 1-22. Retrieved from <https://doi.org/10.3390/ijerph13121219/>
 - Liu, M., Tan, R. and Zhang, B. (2021). The costs of “blue sky”: Environmental regulation, technology upgrading, and labor demand in China. *Journal of Development Economics*, 150(4), 102610. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102610/>
 - Moroney, R., Windsor, C. and Aw, Y. T. (2009). Evidence of assurance enhancing the quality of voluntary environmental disclosures: An empirical analysis. *Accounting and Finance*, 52(3), 903-939. Retrieved from <https://doi.org/10.2139/ssrn.1340227/>
 - Rezaee Seraji, M., Mahmoudzadeh, M., Salatin, P. and Fathabadi, M. (2021). Providing a framework to estimate ICT contributions to the growth of productivity: Evidence from the Iranian manufacturing industry. *The Journal of Economic Policy*, 13(25), 345-373. Retrieved from <https://doi.org/10.22034/epj.2021.15418.2169/> (In Persian)
 - Shahabadi, A., kurdabacheh, H. and Hajiazizi, P. (2019). The Effect of Entrepreneurship on Total Productivity Productivity. *Journal of Economics and*

- Modelling, 10(2), 185-209. Retrieved from <https://doi.org/10.29252/eco.j.10.2.185>. (In Persian)
- Shan, S., Jia, Y., Zheng, X. and Xu, X. (2018). Assessing relationship and contribution of China's technological entrepreneurship to socio-economic development. *Technological Forecasting and Social Change*, 135(C), 83-90. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2017.12.022/>
 - Tian, G. Y. and Twite, G. (2011). Corporate governance, external market discipline and firm productivity. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 403-417. Retrieved from <https://doi.org/10.2139/ssrn.1397586/>
 - Vogt, M., Hein, N., Da Rosa, F. S. and Degenhart, L. (2017). Relationship between determinant factors of disclosure of information on environmental impacts of Brazilian companies. *Estudios Gerenciales*, 33(142), 24-38. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.estger.2016.10.007/>
 - Wang, H., Yang, G., Ouyang, X. and Qin, J. (2021). Does central environmental inspection improves enterprise total factor productivity? The mediating effect of management efficiency and technological innovation. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(17), 21950-21963. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s11356-020-12241-6/>
 - Xiong, H., Zhan, J., Xu, Y., Zuo, A. and et al., (2023). Challenges or drivers? Threshold effects of environmental regulation on China's agricultural green productivity. *Journal of Cleaner Production*, 429(4), 1-13. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.139503/>
 - Yang, S., Wang, C., Zhang, H., Lu, T. and Yi, Y. (2021). Environmental Regulation, Enterprises' Bargaining Power, and Enterprises' Total Factor Productivity: Evidence from China. *Environmental Science and Pollution Research*, 1, 1-22. Retrieved from <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-586149/v1/>
 - Zheng, W. and Chen, P. (2020). The political economy of air pollution: Local development, sustainability, and political incentives in China. *Energy Research & Social Science*, 69(1), 101707. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.erss.2020.101707/>

Assessment of Cloud Service Efficiency Based on Price and Quality of Service Features Using Data Envelopment Analysis

Afshin Baghfalaki ¹✉

^{1*} Assistant professor of Economics, Department of Economics, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran, Corresponding Author, Email: Afshin.Baghfalaki@iau.ac.ir

Article Info

Received: 3/1/2025

Accepted: 7/6/2025

Pages: 159-179

Keywords:

*Cloud Computing;
Efficiency*

*Measurement; Data
Envelopment*

*Analysis (DEA);
BCC Model*

JEL Classification:

L16; L94; Q48

ABSTRACT

Nowadays, cloud computing has increasingly gained the attention of academic, commercial, and industrial centers due to offering diverse and cost-effective services through the Internet. Although cloud computing has emerged from the convergence of several recent technologies in providing software and hardware services, one of its main driving factors is the economic discussions in the provision and use of services. Currently, various types of cloud services with different prices and efficiencies are available to customers. However, from the customers' perspective, selecting the appropriate cloud service with the lowest cost and highest efficiency that meets their needs is a complex issue. Therefore, evaluating the relative performance of cloud services and ranking them based on their efficiency and price is a necessary task. In this study, the efficiency of cloud services is measured using the Data Envelopment Analysis (DEA) technique, specifically the input-oriented and output-oriented BCC models. The period under review is the year 2023. The software used in this research is Matlab 2019. After executing these models, their correlation with the base CCR model is calculated using the Pearson correlation coefficient. The obtained results indicate a high correlation between the input-oriented BCC model and the base CCR model. In this article, in addition to ranking the services, suggestions are made for adjusting the prices of inefficient services."

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>



Extended Abstract

Purpose

Nowadays, cloud computing has increasingly gained the attention of academic, commercial, and industrial centers due to offering diverse and cost-effective services through the Internet. Although cloud computing has emerged from the convergence of several recent technologies in providing software and hardware services, one of its main driving factors is the economic discussions in the provision and use of services. Currently, various types of cloud services with different prices and efficiencies are available to customers. However, from the customers' perspective, selecting the appropriate cloud service with the lowest cost and highest efficiency that meets their needs is a complex issue. Therefore, evaluating the relative performance of cloud services and ranking them based on their efficiency and price is a necessary task. In this study, the efficiency of cloud services is measured using the Data Envelopment Analysis (DEA) technique, specifically the input-oriented and output-oriented BCC models. The period under review is the year 2023. The software used in this research is Matlab 2019. After executing these models, their correlation with the base CCR model is calculated using the Pearson correlation coefficient. In cloud computing, IT services can be offered to users in a manner similar to public utilities such as water, electricity, gas, and telephone, and users are billed for the usage of these services. In other words, users pay for the hardware and software services based on their consumption. From the consumer's perspective, cloud computing is a cost-saving model that converts capital expenditures into operational expenses. Consequently, various pricing models are introduced by the service providers, allowing customers to choose based on their specific conditions. In this research, input-oriented and output-oriented BCC models are used for ranking virtual machines. In addition to this ranking, new prices are proposed for inefficient virtual machine samples to bring them to the efficiency frontier. The Analytical Hierarchy Process (AHP) is an abstract method for analyzing qualitative criteria related to creating decision-making criteria weights. It is one of the approaches used to address this issue. Data Envelopment Analysis (DEA) is a linear programming method based on multi-variable decision-making. The integrated DEA and AHP method is also employed to select appropriate services for users in a cloud computing environment. While AHP is an effective method for decision-making, it does not account for the uncertainty of human decision-making in pairwise comparison evaluations. The first model of Data Envelopment Analysis is called CCR, which is used for comparing units with constant returns to scale. In 1984, Banker, Charnes, and Cooper introduced a new model named BCC by modifying the CCR model, which evaluates the relative efficiency of units with variable returns to scale. Since the nature of pricing virtual machines relative to their features (such as memory size, processor power, etc.) Does not follow constant returns to scale, the BCC model is used in this research to compare the efficiency of virtual machines. Each virtual machine is considered as a DMU.

Methodology

This research is an applied study aimed at finding a solution to a problem in the community, an industrial organization, or an administrative organization. It is noteworthy that the term "problem" in an organization here does not imply a defect or error, but rather the aim is to add to the knowledge base of that organization. The objective of this study is to evaluate the relative efficiency of virtual machines and to propose appropriate pricing for inefficient samples to cloud providers.

1. Implementation of the BCC Model

The BCC model is a nonlinear programming model, and there are two methods to linearize it:

the input-oriented approach (maximizing the numerator while keeping the denominator constant) and the output-oriented approach (minimizing the denominator while keeping the numerator constant). The BCC ratio model for evaluating the efficiency of the unit under review (unit o) is shown in equation (1).

$$\text{Max: } \frac{\sum_{r=1}^s u_r y_{ro} + w}{\sum_{i=1}^m v_i x_{io}} \quad \text{s. t. } \frac{\sum_{r=1}^s u_r y_{rj}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{ij}} \leq 1, j = 1, 2, \dots, n \quad u_r \geq 0, v_i \geq 0$$

2. Input-Oriented BCC Envelopment Model

Whenever inputs are minimized to keep the output at its current level, the DEA model will be input-oriented. Equation (2) shows the objective function and constraints of the input-oriented BCC model. In fact, the objective function increases the efficiency of a DMU by reducing inputs while keeping the output level constant.

$$\theta^* = \text{Min } \theta$$

$$\text{s. t.}$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq \theta x_{io} \quad i = 1, 2, 3, \dots, m;$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} \geq y_{ro} \quad r = 1, 2, 3, \dots, s;$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$$

$$\lambda_j \geq 0 \quad j = 1, 2, 3, \dots, n$$

As previously mentioned, DMU is one of (n) number of DMUs under evaluation. In equation (2) x_{io} and y_{io} represent the i th and r th output of DMU_o , respectively. The efficiency score of DMU_o is denoted by θ^* . If $\theta^* = 1$, then the current input level cannot be reduced, indicating that DMU_o is on the efficiency frontier. Otherwise, if $\theta^* < 1$, DMU_o will be inefficient, and there will be room for improving efficiency by reducing inputs while keeping the output level constant.

Finding

The obtained results indicate a high correlation between the input-oriented BCC model and the base CCR model. In this article, in addition to ranking the services, suggestions are made for adjusting the prices of inefficient services.

Conclusion

- Cost Analysis: A detailed examination of service delivery costs, including labor, infrastructure, and operational expenses, to identify weaknesses and reduce unnecessary expenditures.
- Service Value Assessment: Determining the value that customers receive from the service and adjusting pricing accordingly based on this value.
- By applying Data Envelopment Analysis (DEA) to evaluate the virtual machine samples, the following results have been obtained.
- By applying Data Envelopment Analysis (DEA) to evaluate the virtual machine samples, the following results have been obtained:
- There is a higher correlation between the efficiency scores obtained from the input-oriented BCC approach and the conventional CCR model compared to the output-oriented BCC approach".
- With the ranking conducted by this research, cloud customers can easily select the types of virtual machines they need.
- Cloud providers can reduce the prices of virtual machine samples that are not on the efficiency frontier (from the input-oriented perspective) to attract more customers to use their services.

ارزیابی کارایی سرویس‌های ابری براساس قیمت و ویژگی‌های کیفیت سرویس با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها

افشین باغفلکی^۱

^۱. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: Afshin.Baghfalaki@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی صفحات: ۱۵۹-۱۷۹ تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۳/۱۷ واژگان کلیدی: محاسبات ابری؛ سنجش کارایی؛ تحلیل پوششی داده؛ مدل BCC طبقه‌بندی JEL: L16; L94; Q48	امروزه محاسبات ابری بدلیل ارائه سرویس‌های متنوع و مقرون به صرفه از طریق اینترنت، روز به روز بیشتر مورد توجه مراکز دانشگاهی، تجاری و صنعتی قرار گرفته است. اگر چه محاسبات ابری در نتیجه همگرایی تعدادی از تکنولوژی‌های اخیر در ارائه سرویس‌های نرم افزاری و سخت افزاری بوجود آمده است اما یکی از عوامل اصلی و پیش برنده آن، مباحث اقتصادی در ارائه و استفاده از سرویس‌ها است. امروزه انواع متعدد سرویس‌های ابری با قیمت‌ها و کارایی مختلف برای مشتریان در دسترس هستند. اما از دیدگاه مشتریان، انتخاب سرویس ابری مناسب با کمترین هزینه و بیشترین کارایی که نیازمندی‌های آنها را برآورده سازد، یک مسأله پیچیده است. از این روی، ارزیابی عملکرد نسبی سرویس‌های ابری و رتبه‌بندی آنها بر اساس کارایی و قیمت آنها یک مسئله ضروری است. در این پژوهش، جهت سنجش کارایی سرویس‌های ابری از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها و مشخصاً مدل‌های ورودی - محور و خروجی - محور BCC استفاده شده است. دوره مورد بررسی سال ۱۴۰۲ می باشد. نرم افزار مورد استفاده این پژوهش Matlab 2019 می‌باشد. پس از اجرای این مدل‌ها، میزان همبستگی آنها با مدل CCR پایه براساس ضریب همبستگی پیرسون محاسبه شده است. نتایج بدست آمده حاکی از میزان همبستگی بالای مدل BCC ورودی محور با مدل CCR پایه است. در این مقاله علاوه بر رتبه‌بندی سرویس‌ها، پیشنهاداتی برای اصلاح قیمت سرویس‌های ناکار از جمله تحلیل هزینه‌ها، ارزیابی ارزش خدمات، بررسی رقبا و بهبود کیفیت خدمات ارائه شده است.

۱. مقدمه

در محاسبات ابری، سرویس‌های فناوری اطلاعات می‌توانند بصورت یک صنعت عمومی نظیر آب، برق، گاز و تلفن به کاربران عرضه شوند و در قبال آن صورتحساب محاسبات دریافت نمایند. عبارت دیگر کاربران بر اساس میزان مصرف خود از سرویس‌های سخت افزاری و نرم افزاری، هزینه آن را پرداخت می‌کنند. از دید مصرف کننده، محاسبات ابری مدلی برای کاهش هزینه است تا هزینه‌های سرمایه گذاری به هزینه‌های عملیاتی تبدیل شود. متعاقباً از سمت سرویس دهنده، مدل‌های مختلفی برای قیمت گذاری سرویس معرفی می‌شود تا مشتری بر حسب شرایط خود بتواند از آنها استفاده کند. محاسبات ابری یک مدل کسب و کار سرویس‌گرا^۱ است و زیرساخت به عنوان سرویس^۲ یکی از مهم ترین سرویس‌های ابری است که به تامین منابع زیرساختی بصورت واحدهایی بنام ماشین مجازی اشاره دارد. هر ماشین مجازی دارای پردازنده، حافظه اصلی، دیسک و ورودی/خروجی می‌باشد. مثال‌هایی از فراهم کنندگان زیرساخت به عنوان سرویس عبارتند از: Amazon EC2^۳، GoGrid و Flexiscale.

خدمات ابری، طیف وسیعی از خدماتی است که کسب و کارهای مختلف به مشتریان خود از طریق اینترنت ارائه می‌دهند. یکی از مزایای مهم استفاده از این سرویس‌ها، منعطف بودن آنهاست. به عنوان مثال، مشتریان می‌توانند دقیقاً از همان امکانات مدنظرشان استفاده کنند و در صورتی که به آن نیازی نداشته باشند، آن را خاموش کنند. این موضوع می‌تواند باعث صرفه‌جویی در هزینه‌های بنگاه‌ها شود. فارغ زاده (۱۴۰۰). از مهمترین مزایای سرویس‌های ابری می‌توان به عدم نیاز به جذب نیروی بیشتر، صرفه‌جویی در هزینه‌ها و افزایش انعطاف پذیری اشاره کرد. (ستاری، ۱۴۰۳). در محاسبات ابری انتخاب نمونه ماشین مجازی مناسب برای کاربر به دلیل تنوع ابرها و نمونه‌های ماشین مجازی و از طرف دیگر متفاوت بودن کارایی و قیمت، یک مسئله پیچیده است. بنابراین بکارگیری مکانیزمی برای سنجش کارایی نمونه‌های ماشین مجازی بر اساس ویژگی‌ها و قیمت آنها، ضروری به نظر می‌رسد. (توماس^۴ ۲۰۱۷)

در مقاله حاضر از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)^۵ برای رتبه‌بندی انواع ماشین‌های مجازی بر اساس معیارهای کیفیت سرویس (کارایی پردازنده و ...) و قیمت استفاده می‌شود. تحلیل پوششی داده‌ها

¹ Service-Driven

² Infrastructure as a Service: IaaS

³ <https://aws.amazon.com/ec2>.

⁴ Thomas, 2017

⁵ Data Envelopment Analysis (DEA)

یکی از روش‌های محاسبه کارایی برای واحدهای با چند ورودی و چند خروجی می‌باشد که این تکنیک، مبتنی بر رویکرد برنامه ریزی خطی است. با استفاده از این روش، می‌توان سازمان‌های کارا و ناکارا را مشخص کرد همچنین می‌توان سازمان‌های ناکارا را رتبه‌بندی و برای آنها از بین سازمان‌های کارا، مرجع (الگو) جهت رسیدن به مرز کارایی مشخص کرد. احمد و همکاران^۱ (۲۰۲۱) این واحدها می‌توانند شعب یک بانک، مدارس، بیمارستان‌ها، پالایشگاه‌ها، نیروگاه‌های برق، ادارات تحت پوشش یک وزارتخانه و یا کارخانه‌های متشابه باشند. منظور از مقایسه و سنجش کارایی نیز این است که یک واحد در مقایسه با سایر واحدها، چقدر خوب از منابع خود در راستای تولید استفاده کرده است. مدل‌های متعارف تحلیل پوششی داده‌ها برای سنجش و ارزیابی کارایی واحد تحت بررسی، از دو رویکرد مجزا استفاده می‌کنند: کاهش اندازه ورودی‌ها بدون تغییر در اندازه خروجی‌ها (رویکرد ورودی محور) و افزایش اندازه خروجی‌ها بدون تغییر در اندازه ورودی‌ها (رویکرد خروجی محور). مشخصاً در این تحقیق از مدل‌های ورودی محور و خروجی محور BCC برای رتبه‌بندی ماشین‌های مجازی استفاده می‌شود. علاوه بر این رتبه‌بندی، برای نمونه‌های ماشین مجازی ناکارا قیمت‌های جدید پیشنهاد می‌شود تا آنها نیز به مرز کارایی برسند.

۲. ادبیات موضوع

امروزه خدمات متنوع ابری با قیمت‌ها و کارایی متفاوت در دسترس مشتریان می‌باشند؛ از این روی، سنجش عملکرد نسبی خدمات ابری مبتنی بر شاخص کیفیت سرویس مخصوص به هر کاربر ضروری می‌باشد. این نوع ارزیابی باعث ایجاد راه حلی برای مشتریان می‌شود تا بهترین سرویس ابری را برگزینند که بتواند نیازهایشان را برآورده سازد. همچنین، این عمل باعث می‌شود ارائه دهنده خدمات ابری بتواند به شناسایی حوزه‌هایی بپردازد که در آنجا انجام بهبود ضروری است تا بتوان نیازهای مشتری را مرتفع ساخته و نیز در بازار ارائه خدمات ابری حضور یابند. این مسئله در حوزه تصمیم‌گیری چند متغیره قرار می‌گیرد. این نوع تصمیم‌گیری ظرفیت‌گزینش، مقایسه و رتبه‌بندی شاخص‌های متفاوت و راهکارهای جایگزین چندگانه را دارا می‌باشد. فرآیند طبقاتی تحلیلی (AHP)^۲ یک روش انتزاعی برای تحلیل شاخصه‌های کیفی مربوط به ایجاد وزن است. (گارگ و همکاران^۳ ۲۰۱۳). تحلیل پوششی داده‌ها، یک

^۱ Ahmed et al., 2021

^۲ Analytic hierarchy process

^۳ Garg et al., 2013

روش برنامه ریزی خطی مبتنی بر تصمیم‌گیری چند متغیره است. روش یکپارچه شده DEA و AHP نیز برای انتخاب سرویس مناسب کاربران در محیط محاسبات ابری به کار گرفته شده است. قاسم زاده ده آبادی (۱۴۰۳) در تحقیقی با عنوان بررسی و ارائه راهکارهای بکارگیری رایانش ابری به این نتیجه رسید که مدل سرویس مبتنی بر رایانش ابری می‌تواند به عنوان یک نقشه راه برای موسسات و بنگاههای اقتصادی، جهت حرکت به سمت رایانش ابری برای حل چالش‌های بنگاهها از جمله صرفه جویی در هزینه، تامین بهینه منابع و توسعه برنامه‌های کاربردی مورد استفاده قرار گیرد. حسین نژاد گرگری و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله ای با عنوان یک مدل اعتماد برای رایانش ابری با استفاده از شبکه بیزی به این نتیجه رسیدند که، چون اعتماد با احتمالات سروکار دارد، شبکه بیزی نیز برای حل مسائل از احتمالات استفاده می‌کند، پس شبکه بیزی می‌تواند به کمک ارزیابی اعتماد بیاید. در ادامه برای مقایسه از فن‌های مختلف داده کاوی جهت ارزیابی اعتماد در سرویس‌های ابری استفاده شده است. نتایج نشان داده، داده کاوی برای ارزیابی اعتماد در سرویس‌های ابری کارایی بهتری دارد. فارغ زاده (۱۴۰۰) در مقاله خود با عنوان بررسی کارکردهای جداسازی کارائی در خدمات ابری پایه به این نتیجه رسید که، جداسازی عملکرد یک چالش اساسی در ارائه خدمات ابری است و مدیریت عملکرد، لازمه دستیابی به اهداف کیفی در ابرها است. اگرچه بسیاری از تحقیقات این موضوع را بررسی کرده اند، اما در مورد ابعاد، چالش‌ها و فرصت‌های مدیریتی کمبود تحلیل وجود دارد. در پژوهش فوق به بررسی ابعاد و کارکردهای انزوای عملکرد در خدمات ابری پایه می‌پردازد. در انتهای پژوهش نیز پیشنهاداتی درجهت بکارگیری موثرتر این مشخصه در محیط‌های رایانش ابری بیان شده است. لوگوو همکاران^۱ (۲۰۲۵) در تحقیقی با عنوان یک روش مبتنی بر سرویس ابری آواتار برای نظارت و تعامل با برنامه‌های کاربردی به این نتیجه رسیدند که، رایانش ابری یک الگوی محاسباتی نویدبخش است که امکان توزیع خدمات از یک مجموعه منابع را فراهم می‌کند. این خدمات بر اساس درخواست مشتریان و از طریق مدل پرداخت به میزان استفاده ارائه می‌شوند. هدف اصلی ارائه‌دهندگان سرویس‌های ابری، بیشترین بهره‌برداری از منابع و حداکثر سود از طریق زمان‌بندی بهینه است. لی و همکاران^۲ (۲۰۲۳) به این نتیجه رسیدند که در مقایسه با روش‌های سنتی ارائه خدمات، رایانش ابری مزایای زیادی دارد، مانند خدمات بر حسب تقاضا و سیستم‌های قیمت‌گذاری انعطاف‌پذیر، که توجه گسترده‌ای را از دانشگاه و صنعت به خود جلب می‌کند.

ویمرکاتی و همکاران^۳ (۲۰۱۹)، یک سرویس کارگزاری جدید، مبتنی بر کاربر، برای پشتیبانی از کاربران در تعیین الزامات و امکان ارزیابی آنها در برابر طرح‌های ابری موجود پیشنهاد کرده اند. و ارزیابی کرده اند

¹ Lugo et al., 2025

² Li, et al., 2023

³ Vimercati et al., 2019

که برنامه‌های مختلف چقدر می‌توانند خواسته‌های کاربر را برآورده کنند. خدمات کارگزاری آن‌ها به کاربران اجازه می‌دهد تا با استفاده از عبارات زبان طبیعی و مفاهیم سطح بالا، خواسته‌های خود را به روشی آسان و شهودی مشخص کنند. منطق فازی و سیستم‌های استنتاج فازی برای ارزیابی کمی انطباق سرویس‌های ابری با خواسته‌های کاربران و از این رو برای کمک به کاربران در فرآیند انتخاب سرویس ابری به کار گرفته شده‌اند.

مطالعه سیواکامی و رامایا^۱ (۲۰۱۶)، برای گزینش خدمات میان‌افزاری در محیط رانش ابری با استفاده از ELECTRE ارائه شده که مبتنی بر مدلسازی تصمیم‌گیری چند معیاری می‌باشد. پارامترهای لحاظ شده جهت مطالعه اثر گذاری فرآیند گزینشی سرویس عبارتند از انعطاف، زمان، هزینه سرویس، سنجش صحیح و قابلیت اطمینان. لی و همکاران^۲ (۲۰۱۰) چهارچوب Cloudcmp را برای مقایسه عملکرد انواع خدمات ابری پیشنهاد دادند. Cloudcmp به طور سیستماتیک عملکرد و هزینه ارائه دهندگان ابری را در طی ابعادی که برای مشتری مهم هستند، با هم مقایسه می‌نماید. در مدل پیشنهادی این مقاله، از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها برای ارزیابی خدمات ابری مبتنی بر شاخصه‌های QOS (عملکرد CPU یکپارچگی دیسک I/O عملکرد حافظه) و قیمت استفاده می‌شود. همچنین پیشنهاد برای اصلاح قیمت سرویس‌ها که در هیچ یک از مقالات قبلی بررسی نشده بود را ارائه داده‌اند.

۱-۲. تحلیل پوششی داده‌ها

تحلیل پوششی داده‌ها، شامل تکنیکها و روشهایی برای ارزیابی کارایی و یا سنجش بهره‌وری واحدهای تصمیم‌گیرنده^۳ (DMU) است. در این روش با استفاده از ورودیها و خروجی‌های واحدهای تصمیم‌گیرنده و اصول حاکم بر آنها، مجموعه‌ای با عنوان امکان تولید، ارائه و قسمتی از مرز آن به عنوان تابع تولید معرفی می‌شود. این مرز را مرز کارا نیز می‌نامند و واحدهای تصمیم‌گیرنده‌ای که روی این مرز قرار می‌گیرند، کارا ارزیابی میشوند. از آنجائی که DEA، تکنیک ارزیابی کارایی نسبی واحدهای تصمیم‌گیرنده است، حداقل یکی از واحدها روی مرز و بقیه واحدها در زیر آن قرار دارند. DEA همچنین فرصتهای زیادی را برای همکاری میان تحلیلگر و تصمیم‌گیرنده ایجاد میکند. این همکاریها می‌تواند در راستای انتخاب ورودی و خروجی واحدهای تحت ارزیابی و چگونگی عملکرد و الگویابی نسبت به مرز کارا باشد (بنکر و همکاران^۴ ۱۹۸۴).

^۱ Sivakami & Ramaiah, 2016

^۲ Li et al., 2010

^۳ Decision-Making Unit

^۴ Banker et al., 1984

بصورت کلی یک مجموعه با n واحد تصمیم گیرنده را در نظر بگیرید که از m ورودی x_{ij} ($i = 1, 2, 3, \dots, m$) برای تولید s خروجی y_{rj} ($r = 1, 2, \dots, s$) استفاده می‌کند. فرض کنید بردارهای ورودی و خروجی برای DMU_j که $j = (1, 2, 3, \dots, n)$ به صورت (x_j, y_j) نمایش داده شود، به طوری که برای هر j ، مؤلفه‌های این بردار نامنفی باشند و حداقل یک مؤلفه‌ی هر بردار ورودی و حداقل یک مؤلفه‌ی هر بردار خروجی مثبت باشد. جهت تعیین پیشانی پرتو دو روش وجود دارد: ورودی‌گرا و خروجی‌گرا.

در مدل‌های پایه‌ای تحلیل پوششی داده‌ها، بهره‌وری از DMU مورد بررسی نسبت به سایر DMU ها به حداکثر می‌رسد. بنابراین، کارایی همه‌ی DMU ها کمتر یا مساوی ۱ است. کارایی DMU های ناکارآمد می‌تواند با جهت‌های پیشنهادی بهبود یابد. فرض اساسی این است که اگر یک DMU ناکارآمد باشد، می‌توان یک DMU مجازی را با ترکیبی از سایر DMU های کارآمد بدست آورد که برای همان سطح از ورودی‌ها منجر به خروجی بیشتر شود، یا می‌توان از ورودی‌های کمتری استفاده کرد تا همان سطح خروجی‌ها را تولید کند یا به ترکیبی از این دو حالت منجر گردد.

اولین مدل تحلیل پوششی داده‌ها CCR نام دارد که برای مقایسه واحدها با بازده ثابت بکار برده می‌شود. (چارنز و همکاران^۱ ۱۹۷۸). در سال ۱۹۸۴، بنکر، چارنز و کوپر^۲ با تغییر در مدل CCR مدلی جدیدی بنام BCC را عرضه کردند که به ارزیابی نسبی کارایی واحدهایی با بازده متغیر می‌پردازد. از آنجا که ماهیت قیمت‌گذاری ماشین‌های مجازی نسبت به ویژگی‌های آن (مانند اندازه حافظه، قدرت پردازنده و ...) بازده به مقیاس ثابت نیست، در این پژوهش از مدل BCC برای مقایسه کارایی ماشین‌های مجازی استفاده می‌شود و هر ماشین مجازی به‌عنوان یک DMU در نظر گرفته می‌شود.

۳. روش تحقیق

این پژوهش از نوع پژوهش‌های کاربردی است که برای یافتن راه حلی درباره یک مشکل در جامعه، یک سازمان صنعتی یا اداری انجام می‌شود. قابل توجه است که در اینجا مشکل در یک سازمان به مفهوم یک عیب یا ایراد نیست، بلکه به معنای افزودن به مجموعه دانشی آن سازمان است. درواقع هدف تحقیق کاربردی، توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص است. این نوع پژوهش‌ها با استفاده از نتایج تحقیقات بنیادی، به منظور بهبود و به کمال رساندن رفتارها، روش‌ها، ابزارها، وسایل، تولیدات، ساختارها و الگوهای مورد استفاده جوامع انسانی انجام می‌شود.

¹ Charnes et al., 1978

² Cooper

در مقاله حاضر از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها برای ارزیابی عملکرد سرویس‌های ابری استفاده شده است. تحلیل پوششی داده‌ها فرصتهای زیادی را برای همکاری میان تحلیلگر و تصمیم گیرنده ایجاد میکند. این همکاریها می‌تواند در راستای انتخاب ورودی و خروجی واحدهای تحت ارزیابی و چگونگی عملکرد و الگویابی نسبت به مرز کارا باشد. داده‌های استفاده شده در این پژوهش از پایگاه داده معتبر ارائه شده توسط CloudHarmony^۱ برگرفته شده است. مشخصات نمونه‌های ماشین مجازی متعلق به ابرهای مختلف و توضیحات مربوط به معیارهای کارایی آنها به ترتیب در جداول (۱) و (۲) ارائه شده است.

۳-۱. مدل سیستم

هدف این تحقیق ارزیابی کارایی نسبی ماشین‌های مجازی و پیشنهاد قیمت مناسب برای نمونه‌های ناکارا به فراهم کنندگان ابر است. هر نمونه ماشین مجازی دارای مشخصات خاصی است، مشخصات برخی از ماشین‌های مجازی در جدول (۱)، ارائه شده است. در این مقاله نمونه‌های ماشین مجازی به‌عنوان DMUها در نظر گرفته می‌شوند که پارامتر قیمت بعنوان ورودی و سایر پارامترها به‌عنوان خروجی در نظر گرفته می‌شوند. مدل مورد نظر این تحقیق در شکل (۱)، نشان داده شده است. در این مدل مجموعه‌ای از فراهم کنندگان ابر (CSPs) مانند Amazon، GoGrid، SoftLayer و ... نمونه‌های متنوع ماشین مجازی را ارائه می‌دهند که از نظر کارایی و قیمت با یکدیگر متفاوت هستند. اطلاعات مربوط به نمونه‌های ماشین مجازی در مخزن سرویس^۲ ذخیره می‌شود و کارگزار ابر^۳ براساس این اطلاعات نمونه‌های ماشین مجازی را به کاربران^۴ پیشنهاد می‌کند. در مدل پیشنهادی، تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها برای رتبه‌بندی انواع ماشین‌های مجازی بر اساس معیارهای کیفیت سرویس (کارایی پردازنده و ...) و قیمت ارائه شده است. در واقع DEA از یک طرف لیستی از نمونه‌های ماشین مجازی رتبه بندی شده را به کاربران پیشنهاد می‌دهد و از طرف دیگر برای ماشین‌های مجازی ناکارا، پیشنهاداتی را برای اصلاح قیمت یا سایر ویژگی‌های آنها به ارائه کنندگان ارائه می‌دهد. سرویس‌های ابری مجموعه‌ای از خدمات محاسباتی هستند که از طریق اینترنت ارائه می‌شوند و به کاربران امکان می‌دهند بدون نیاز به زیرساخت‌های فیزیکی، به منابع پردازشی، ذخیره‌سازی داده‌ها، نرم‌افزارها و سایر خدمات دسترسی داشته باشند. این فناوری به کسب‌وکارها و افراد کمک می‌کند تا هزینه‌های خود را

^۱ <http://blog.cloudharmony.com/2010/09/benchmarking-of-ec2s-newcluster.html>

^۲ Service repository

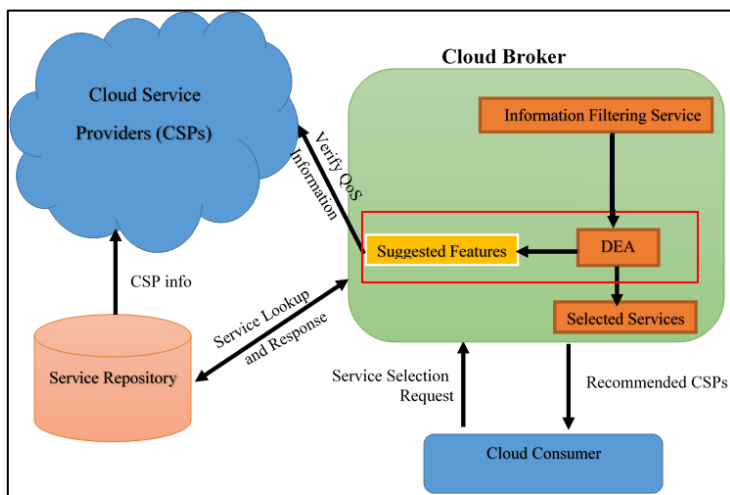
^۳ Cloud broker

^۴ Cloud consumer

کاهش دهند، بهره‌وری را افزایش دهند و به داده‌های خود از هر نقطه‌ای دسترسی داشته باشند. (ستاری و حبیبی ۱۴۰۳).

انواع سرویس‌های ابری:

۱. نرم‌افزار به‌عنوان سرویس^۱: کاربران می‌توانند بدون نیاز به نصب نرم‌افزار، از طریق اینترنت به برنامه‌های کاربردی دسترسی داشته باشند.
۲. پلتفرم به‌عنوان سرویس^۲: توسعه‌دهندگان می‌توانند از محیط‌های ابری برای ساخت، تست و اجرای نرم‌افزارها استفاده کنند.
۳. زیرساخت به‌عنوان سرویس^۳: سازمان‌ها می‌توانند منابع پردازشی مانند سرورها و ذخیره‌سازی را بدون نیاز به خرید سخت‌افزار مدیریت کنند.



شکل (۱): مدل سیستم (دوان^۴، ۲۰۱۶)

سنجش کارایی انواع ماشین‌های مجازی، به مشتریان ابر کمک می‌کند تا ماشین‌های مجازی مناسبی را با توجه به نیازمندی‌هایشان انتخاب کنند. همچنین انجام این پژوهش می‌تواند به فراهم کنندگان ابر

^۱ Software as a Service

^۲ Platform as a Service

^۳ Infrastructure as a Service

^۴ Duan, 2016

برای شناسایی انواع ماشین‌های مجازی که از نظر تناسب قیمت و کارایی مناسب نیستند کمک کند. فراهم کنندگان ابر می‌توانند انواع ماشین‌های مجازی ناکارا را با کاهش قیمت (دیدگاه ورودی محور)، جهت رسیدن به مرز کارایی اصلاح کنند تا رقابتی سالم در بین ارائه دهندگان سرویس‌های ابری ایجاد شود.

جدول (۱): مشخصات نمونه‌های ماشین مجازی

Providers	Services	Virtual Cores	Memory (In Gb)	Price/H(\$)	Cpu Performance	Disk I/O Consistency	Disk Performance	Memory Performance
C1	C1S1	۱	۱/۶	۴/۴	۰/۹۲	۷۴	۲۷/۰۸	۶۴
	C1S2	۴	۷/۵	۰/۱۷	۶۳/۴۴	۶۶	۵۶/۸۲	۹۱
	C1S3	۴	۱۵	۰/۳۶	۵/۱۵	۶۶	۱۰۹	۹۱
	C1S4	۴	۱۵	۰/۲۹	۱۲۶/۶۶	۹۳/۸۹	۱۱۰/۳۳	۱۰۴
C2	C2S1	۸	۳۰	۰/۵۹	۳۳۱/۷۷	۵۳/۲۸	۶۷/۲۲	۱۰۴
	C2S2	۲	۷/۵	۰/۱۶	۶۵/۷۲	۱۱۴/۴۴	۹۷/۳۸	۱۴۴/۸۶
	C2S3	۴	۱۵	۰/۴۲	۱۱۱/۹۵	۱۱۹/۶۳	۱۰۰/۵	۱۳۱/۸۱
	C2S4	۸	۳۰	۰/۶۳	۲۴۴/۳۶	۷۷/۴۶	۷۳/۴۴	۱۲۵/۵۹
C3	C3S1	۲	۴	۰/۱۲	۷۷/۴۹	۲۳/۴۳	۴۰/۲۳	۸۰/۶۷
	C3S2	۴	۱۵	۰/۴۵	۱۵۲/۹۶	۲۹/۰۷	۴۲/۴۷	۹۰/۸۳
	C3S3	۸	۳۰	۰/۹	۳۴۹/۷۲	۳۵/۳۵	۵۵/۰۷	۸۳/۹۲
	C3S4	۱	۲	۰/۰۶	۴/۶۶	۶۲/۰۸	۵۶/۰۸	۷۸/۵۱
C4	C4S1	۲	۴	۰/۱۲	۵/۴۵	۷۸/۵۶	۱۰۹/۲	۸۴/۲
	C4S2	۴	۸	۰/۲۴	۵/۵۳	۷۳/۹۲	۱۱۰/۷۸	۷۶/۰۴
	C4S3	۸	۱۶	۰/۴۲	۶/۱۹	۷۴/۵۳	۱۳۰/۸۴	۹۰/۳۷
	C4S4	۱۶	۳۲	۰/۹	۶/۸۲	۷۱/۴۵	۱۴۴/۷۹	۱۰۰/۸۷
C5	C5S1	۲	۳/۵	۰/۱۲	۴۴/۵۳	۶۷/۸۷	۸۳/۷۳	۵۳/۲۷
	C5S2	۴	۷	۰/۲۴	۸۲/۲	۶۷/۹۷	۷۸/۴۹	۸۶۱
	C5S3	۸	۱۴	۰/۴۸	۱۴۰/۸۹	۹۶	۱۳۳	۷۰/۹۱
	C5S4	۲	۲	۰/۱۲	۵۴/۹۶	۶۸/۴۱	۶۲/۴۶	۶۳/۰۴
C6	C6S1	۴	۴	۰/۲۴	۴۱/۸۵	۷۰/۲۹	۶۳/۱	۶۳/۴۴
	C6S2	۸	۸	۰/۴۸	۸۲/۸۴	۷۲/۵۶	۷۸/۱۲	۶۳/۴۸
	C6S3	۸	۱۴/۵	۰/۹	۸۱/۲۱	۱۰۰/۱۵	۷۸/۶۶	۷۰/۰۹
	C6S4	۴	۲	۰/۳۶	۵/۱۱	۴۱/۰۷	۷۲/۴۵	۹۵/۷۴
C7	C7S1	۸	۱۶	۱/۰۵	۵۸/۴۲	۳۱/۲۲	۶۸/۴۵	۷۸/۱۵
	C7S2	۴	۱۶	۰/۵۶	۱۷/۳۴	۴۳/۰۲	۱۴۱/۲۳	۵۱/۷۱
	C7S3	۸	۶۴	۱/۶۵	۳۷/۰۵	۳۶/۱۵	۱۰۲/۷۴	۱۳۲/۸۷
	C7S4	۱۶	۱۲۸	۲/۵۲	۷۱/۱۱	۳۹/۶۶	۹۹/۱۵	۱۳۵/۸۸
C8	C8S1	۲	۴	۰/۱۱	۲۳/۴۳	۸۹/۳۱	۱۷۳/۴۹	۸۹/۸۴
	C8S2	۴	۸	۰/۲۱	۴۲/۰۵	۵۹/۶۳	۱۷۴/۵	۹۷/۱۶
	C8S3	۸	۱۶	۰/۳۴	۷۵/۸۹	۶۴/۶۴	۱۷۴/۱۲	۱۰۰/۱۴
	C8S4	۱	۱	۰/۰۶	۴/۴۲	۱۰۸/۱۹	۸۹/۱۲	۷۹/۷۲
C9	C9S1	۲	۲	۰/۱۲	۴/۸۷	۱۳۳/۶۱	۸۲/۰۱	۸۳/۷۴
	C9S2	۴	۴	۰/۲۴	۹/۲۸	۱۶۱/۱۴	۸۶/۱۵	۹۶/۱۲
	C9S3	۸	۸	۰/۴۸	۲۳/۲	۱۳۰/۶۸	۱۲۲/۶۲	۸۹/۷۴
	C9S4	۱	۱	۰/۳۷۸	۵/۴۸	۳۴/۴۷	۸۹/۱۲	۸۴/۱۲
C10	C10S1	۲	۲	۰/۰۵۶	۵/۳۸	۴۷/۱۷	۸۴/۵۶	۸۱/۲۳
	C10S2	۸	۸	۰/۲۲۲	۵/۳۳	۹۵/۳۸	۷۸/۱۵	۸۲/۱۶
	C10S3	۱۶	۱۶	۰/۴۴۴	۶/۳	۱۰۶/۰۶	۸۲/۱۴	۷۸/۳۸
	C10S4	۱	۱	۰/۳۷۸	۵/۴۸	۳۴/۴۷	۸۹/۱۲	۸۴/۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): معیارهای کیفیت سرویس ماشین‌های مجازی

شماره ویژگی	ویژگی کیفیت سرویس	توضیحات
۱	Virtual Cores	تعداد هسته‌های پردازنده
۲	Memory (In Gb)	اندازه حافظه اصلی
۳	Price/H	قیمت ماشین مجازی در هر ساعت
۴	Cpu Performance	تعداد کارهایی که یک کامپیوتر می‌تواند در یک بازه زمانی معین انجام دهد. (پردازش و تنظیم کلیه برنامه‌های کاربردی)
۵	Disk I/O Consistency	میانگین زمان لازم برای عملکرد I/O در دیسک (اندازه‌گیری در عملیات I/O)
۶	Disk Performance	تعداد عملیات انجام شده بر روی دیسک در مدت زمان معینی (اندازه‌گیری شده در عملیات I/O)
۷	Memory Performance	رابطه بین سرعت و تأخیر

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۳. بکارگیری مدل BCC

مدل BCC یک مدل برنامه‌ریزی غیر خطی است که برای خطی کردن آن دو شیوه ورودی محور (حداکثر کردن صورت و ثابت نگه داشتن مخرج کسر) یا خروجی محور (حداقل کردن مخرج و ثابت نگه داشتن صورت کسر) وجود دارد. مدل نسبت BCC برای ارزیابی کارایی واحد تحت بررسی (واحد) در رابطه (۱)، نشان داده شده است.

$$Max: \frac{\sum_{r=1}^S u_r y_{ro} + w}{\sum_{i=1}^m v_i x_{io}} \quad s.t. \quad \frac{\sum_{r=1}^S u_r y_{rj}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{ij}} \leq 1, j = 1, 2, \dots, n \quad u_r \geq 0, v_i \geq 0 \quad (1)$$

• مدل پوششی BCC ورودی محور

هرگاه که ورودی‌ها حداقل سازی شوند تا خروجی در سطح کنونی‌اش ثابت بماند، مدل DEA ورودی‌گرا خواهد بود. رابطه (۲) تابع هدف و محدودیت‌های مدل BCC ورودی محور را نشان می‌دهد. در واقع تابع هدف بازدهی یک DMU را از طریق کاهش ورودی در حالی که مقدار خروجی در سطح ثابتی نگه داشته افزایش می‌دهد.

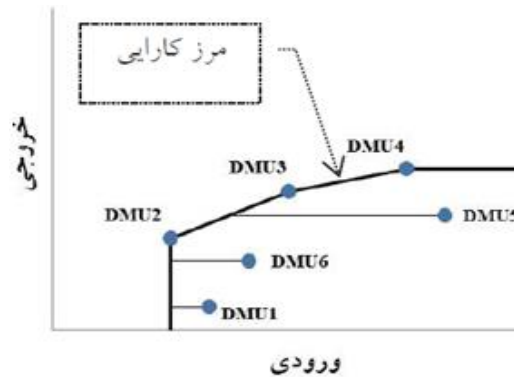
$$\theta^* = \min \theta \quad (2)$$

$$s.t. \quad \begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq \theta x_{io} & i=1, 2, 3, \dots, m; \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} \geq y_{ro} & r=1, 2, 3, \dots, S; \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 & \lambda_j \geq 0 \quad j=1, 2, 3, \dots, n \end{cases}$$

همانطور که قبلاً ذکر شده است DMU_0 یکی از n تعداد DMU تحت ارزیابی می‌باشد، در رابطه (۲)، X_{io} و y_{io} به ترتیب نشاندهنده i امین و r امین خروجی DMU_0 می‌باشند. نمره بازدهی DMU_0

توسط θ^* نشان داده می‌شود. اگر $\theta^* = 1$ باشد، آنگاه سطح ورودی کنونی را نمی‌توان کاهش داد که نشان‌دهنده آنست که DMU_0 روی مرز کارایی قرار دارد. در غیر اینصورت ($\theta^* < 1$)، DMU_0 ناکارآمد خواهد بود و جا برای افزایش بازدهی از طریق کاهش ورودی وجود خواهد داشت در حالی که مقدار سطح خروجی مقدار ثابتی در نظر گرفته می‌شود. همانطور که در شکل (۲)، نشان داده شده $DMU_{2,3,4}$ روی مرز کارایی قرار دارند و $DMU_{1,5,6}$ ناکارا هستند و در دیدگاه ورودی-محور می‌توان با کاهش ورودی آن‌ها را به مرز کارایی رساند.

شکل (۲): مدل BCC ورودی محور



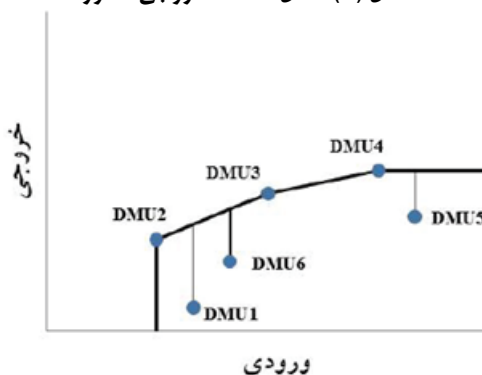
• مدل پوششی BCC خروجی محور

این مدل متعمم ورودی‌گرا است که در آن خروجی‌ها در حالی حداکثرسازی می‌شوند که سطح ورودی ثابت باقی بماند. تابع هدف مدل خروجی‌گرای BCC تحت محدودیت‌ها در رابطه (۳)، آورده شده است.

$$\begin{aligned} \theta^* &= \max \theta \\ \text{s.t. } \begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq x_{i0} & i=1,2,3,\dots,m; \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq x_{i0} & i=1,2,3,\dots,m; \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 & \lambda_j \geq 0 \quad j=1,2,3,\dots,n \end{cases} \end{aligned} \quad (3)$$

در این مدل، نمادها دارای معنای رایج خود می‌باشند. اگر نمره بازدهی $\theta^* = 1$ باشد، آنگاه بدون تغییر ورودی جاری نمی‌توان سطح خروجی فعلی را افزایش داد و گفته می‌شود که DMU روی مرز کارایی قرار دارد. در غیر این صورت ($\theta^* < 1$)، DMU_0 ناکارآمد خواهد بود و امکان افزایش کارآمدی از طریق افزایش خروجی وجود خواهد داشت در حالی که مقدار ورودی ثابت بماند. همانطور که در شکل (۳)، نشان داده شده $DMU_{2,3,4}$ روی مرز کارایی قرار دارند و $DMU_{1,5,6}$ ناکارا هستند و در دیدگاه خروجی-محور می‌توان با افزایش خروجی آن‌ها را به مرز کارایی رساند.

شکل (۳): مدل BCC خروجی محور



۴. یافته‌ها

در این پژوهش برای پیاده سازی مدل BCC از نرم افزار متلب نسخه R2019a استفاده شده است. همانطور که پیشتر ذکر شد، هدف این تحقیق ارزیابی عملکرد ماشین‌های مجازی است بنابراین ماشین‌های مجازی به عنوان DMU در نظر گرفته شده اند. مجموعه داده مورد آزمایش شامل ۳۹ ماشین مجازی است که مشخصات آن‌ها در جدول (۱)، نشان داده شده است. هر ماشین مجازی دارای ۷ ویژگی می‌باشد که پارامتر قیمت (Price/H) به‌عنوان ورودی و سایر ویژگی‌ها به‌عنوان خروجی DMUها در نظر گرفته شده اند. برای محاسبه کارایی و رتبه‌بندی DMUها دو رویکرد BCC (ورودی محور-IO) و BCC (خروجی محور-OO) و همچنین CCR پایه پیاده‌سازی شده که نتایج آن در جدول (۳)، نمایش داده شده است.

جدول (۳): نتایج محاسبه کارایی ماشین‌های مجازی بر اساس مدل‌های مختلف تحلیل پوششی داده‌ها

Providers	Services	CCR	BCC-IO	BCC-OO
۱C	۱S۱C	۰/۰۱۲۶	۰/۰۱۳۲	۰/۵۳۴۴
	۲S۱C	۱	۱	۱
	۳S۱C	۰/۸۰۵۶	۰/۸۰۵۶	۰/۸۳۷۳
	۴S۱C	۱	۱	۱
	۵S۱C	۰/۹۸۳۱	۱	۱
۲C	۱S۲C	۱	۱	۱
	۲S۲C	۰/۷۰۴۵	۱	۱
۳C	۱S۳C	۰/۹۲۰۶	۱	۱
	۲S۳C	۱	۱	۱
	۳S۳C	۰/۷۰۱۵	۰/۷۷۶۶	۰/۸۲۵۳
	۴S۳C	۰/۶۴۴۴	۱	۱

۴C	۱S۴C	۰/۹۹۵	۱	۱
	۲S۴C	۰/۸۲۰۸	۰/۸۲۴۱	۰/۸۵۱۲
	۳S۴C	۰/۷۲۶۸	۰/۷۳۶	۰/۷۸۲
	۴S۴C	۰/۸۱۲۱	۰/۸۱۹۲	۰/۸۹۸۵
	۵S۴C	۰/۷۵۵۶	۱	۱
۵C	۱S۵C	۰/۸۸۰۷	۰/۹۱۲	۰/۹۳۱۹
	۲S۵C	۰/۷۵۷۳	۰/۸۵۹۸	۰/۸۹۲۴
	۳S۵C	۰/۷۱۸۳	۱	۱
۶C	۱S۶C	۰/۹۴۵۳	۰/۹۹۳۵	۰/۹۹۴۹
	۲S۶C	۰/۵۸۱۶	۰/۶۲۷۹	۰/۷۰۲۶
	۳S۶C	۰/۵۸	۰/۶۸۳۷	۰/۷۵۵۸
	۴S۶C	۰/۳۵۷۹	۰/۳۷۶	۰/۸۸۵۱
۷C	۱S۷C	۰/۳۰۹۶	۰/۳۳۷	۰/۷۱۵۵
	۲S۷C	۰/۳۲۳۸	۰/۳۲۳۸	۰/۶۵۴۹
۸C	۱S۸C	۰/۵۶۱۹	۰/۵۷۹۳	۰/۸۲۲۱
	۲S۸C	۰/۷۴۹۹	۰/۷۶۶۳	۰/۹۷۴۳
	۳S۸C	۰/۹۸۲	۱	۱
۹C	۱S۹C	۱	۱	۱
	C9S2	۰/۸۶۹۲	۱	۱
	۳S۹C	۱	۱	۱
۱۰C	۱S۱۰C	۱	۱	۱
	۲S۱۰C	۰/۷۳۹۱	۱	۱
	۳S۱۰C	۰/۵۷۱۹	۱	۱
	۴S۱۰C	۰/۴۶۹۸	۱	۱
۱۱C	۱S۱۱C	۰/۲۱۲	۰/۲۲۵	۰/۶۷۴۸
	۲S۱۱C	۱	۱	۱
	۳S۱۱C	۱	۱	۱
	۴S۱۱C	۱	۱	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

ماشین‌های مجازی (DMU هایی) که مقدار کارایی بدست آمده برای آنها برابر ۱ است، به عنوان DMU های کارا شناخته می‌شوند و DMU هایی که مقدار کارایی آنها کوچکتر از ۱ است، ناکارا می‌باشند.

۴-۱. میزان همبستگی رتبه‌بندی‌های مدل BCC نسبت به مدل پایه CCR

در مباحث آماری، ضریب همبستگی پیرسون^۱ یا ضریب همبستگی حاصل ضرب-گشتاور پیرسون میزان

^۱ Correlation Coefficient

همبستگی خطی بین دو متغیر تصادفی را می‌سنجد. مقدار این ضریب بین ۱- تا ۱ تغییر می‌کند که «۱» به معنای همبستگی مثبت کامل، «۰» به معنی نبود همبستگی، و «۱-» به معنی همبستگی منفی کامل است. در این تحقیق، برای بررسی میزان همبستگی اندازه کارایی‌های به‌دست آمده از ضریب همبستگی پیرسون نشان داده شده در رابطه ۴ استفاده شده است.

$$r = \frac{n \sum x_i y_i - (\sum x_i)(\sum y_i)}{\sqrt{[n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2][n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2]}} \quad (4)$$

ضرایب همبستگی رویکردهای ورودی‌محور و خروجی‌محور مدل BCC با مدل متعارف CCR محاسبه شده و نتایج به‌دست آمده، در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول (۴): ضرایب همبستگی رویکردهای ورودی‌محور و خروجی‌محور مدل BCC با مدل متعارف CCR

مدل	BCC-IO	BCC-OO
مقدار ضریب همبستگی	۰/۸۶۳۱	۰/۷۸۷۵

منبع: یافته‌های تحقیق

هر چه مقدار این شاخص بزرگتر باشد، نشان‌دهنده ارتباط یا وابستگی بیشتر بین دو متغیر است. با توجه به بالا بودن این میزان همبستگی می‌توان نتیجه گرفت که بین اندازه کارایی‌های به‌دست آمده از رویکرد ورودی‌محور مدل BCC و رویکرد متعارف مدل CCR، همبستگی زیادی وجود دارد.

۴-۲. پیشنهاد برای اصلاح قیمت نمونه‌های ماشین مجازی ناکارا

همان‌طور که پیشتر ذکر گردید، در این تحقیق برای سنجش کارایی واحدهای تصمیم‌گیرنده، از مدل‌های ورودی‌محور و خروجی‌محور BCC استفاده شده است. بعد از اجرای مدل و مشخص شدن DMU کارا و ناکارا، پیشنهاد برای بهبود کارایی DMUهای ناکارا ارائه می‌گردد. DMUهای ناکارا آنهایی هستند که میزان کارایی آنها کمتر از ۱ است. برای بهبود کارایی این DMUها می‌بایست تغییراتی در اندازه ورودی‌ها یا خروجی‌های آنها داده شود. در مدل BCC ورودی - محور (IO-BCC)، راهکار بهبود کارایی یک واحد ناکارا عبارتست از کاهش ورودی‌های آن واحد (بدون تغییر در اندازه خروجی‌ها). از آنجا که در این تحقیق تنها ورودی DMUها قیمت ماشین مجازی است، با بکارگیری مدل BCC ورودی - محور می‌توان ماشین‌های مجازی ناکارا را با کاهش قیمت به مرز کارایی برسانیم. در واقع با بکارگیری تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها پیشنهاداتی به فراهم کنندگان ابر داده می‌شود تا با اصلاح قیمت ماشین‌های مجازی بتوانند در شرایط رقابتی بازار کنونی منابع بیشتری را به فروش برسانند.

در جدول ۵، به عنوان نمونه پیشنهاد برای اصلاح قیمت چند DUM ناکارا با رویکرد BCC ورودی محور (یعنی کاهش قیمت بدون تغییر در کارایی سرویس‌های ابر) ارائه گردیده است.

جدول (۵): نتیجه اصلاح قیمت نمونه‌های ماشین مجازی بر اساس رویکرد ورودی محور مدل BCC

DMU #	Price/H(\$)	New price/H (\$)	EFF	New EFF
۳	۰/۳۶	۰/۰۵۹۱	۰/۸۳۷۴	۱
۱۰	۰/۴۵	۰/۰۹۸	۰/۸۲۵۳	۱
۲۷	۱/۶۵	۰/۶۲۳۶	۰/۹۷۴۳	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

در حال حاضر از نظر اقتصادی، وضعیت بلوغ سرویس‌های زیرساخت ابری در سطحی است که تنوع و انعطاف پذیری بسیاری بالایی در ارائه نمونه‌های محاسباتی مشاهده می‌شود. سرویس دهندگان طیف گسترده‌ای از مدل‌های قیمت گذاری و ارائه سرویس را بصورت پویا ارائه می‌کنند تا مشتریان بتوانند بر حسب نیاز و شرایط خود از آنها استفاده کنند و با ارائه منابع بیشتر به کاربران سود خود را افزایش دهند. از طرف دیگر تنوع ابرها و سرویس‌های ارائه شده توسط آنها باعث ایجاد یک فضای رقابتی خواهد شد. زیرا کاربران بدنال بدست آوردن سرویس‌هایی با قیمت ارزانتر هستند که بتواند نیازمندی‌های آنها را برآورده کند. در این مقاله از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها برای ارزیابی عملکرد سرویس‌ها استفاده شده است. مدل‌های متعارف تحلیل پوششی داده‌ها برای سنجش و ارزیابی کارایی واحد تحت بررسی، از دو رویکرد مجزا استفاده می‌کنند: کاهش اندازه ورودی‌ها بدون تغییر در اندازه خروجی‌ها و (رویکرد ورودی محور) و افزایش اندازه خروجی‌ها بدون تغییر در اندازه ورودی‌ها (رویکرد خروجی محور). در این مقاله، دو رویکرد ورودی-محور و خروجی-محور مدل BCC برای رتبه بندی ماشین‌های مجازی بکار گرفته شده است. برای اصلاح قیمت نمونه‌های ماشین مجازی از مدل ورودی محور BCC استفاده شده است. نتایج نشان داد که باید موارد زیر را برای اصلاح قیمت در نظر گرفت:

تحلیل هزینه‌ها: بررسی دقیق هزینه‌های ارائه خدمات، از جمله نیروی کار، زیرساخت‌ها و هزینه‌های عملیاتی، برای شناسایی نقاط ضعف و کاهش هزینه‌های غیرضروری.

ارزیابی ارزش خدمات: تعیین میزان ارزشی که مشتریان از سرویس دریافت می‌کنند و تنظیم قیمت‌ها بر اساس این ارزش.

بررسی رقا: تحلیل قیمت‌گذاری رقا و مقایسه با خدمات ارائه‌شده برای تنظیم قیمت‌های رقابتی و جذاب.

بهبود کیفیت خدمات: افزایش کیفیت سرویس‌ها برای توجیه قیمت‌های بالاتر و افزایش رضایت مشتریان.

استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری هوشمند: بهره‌گیری از روش‌هایی مانند قیمت‌گذاری مبتنی بر ارزش، قیمت‌گذاری بسته‌ای، و قیمت‌گذاری روانی برای افزایش سودآوری بدون کاهش مشتریان همچنین با بکارگیری تحلیل پوششی داده‌ها برای ارزیابی نمونه‌های ماشین مجازی نتایج زیر حاصل شده است:

- از آنجاکه نتایج اجرای مدل‌های CCR , BCC مشابه نبود بنابراین قیمت‌گذاری ماشین‌های مجازی بازده به مقیاس متغیر است.
- بین اندازه کارایی‌های به‌دست آمده از رویکرد ورودی‌محور BCC و رویکرد متعارف مدل CCR، همبستگی بالاتری نسبت به رویکرد خروجی‌محور BCC وجود دارد.
- با رتبه بندی انجام شده توسط این پژوهش، مشتریان ابر می‌توانند انواع ماشین‌های مجازی مورد نیاز خود را به راحتی انتخاب کنند.
- سرویس دهندگان ابر می‌توانند قیمت نمونه‌های ماشین مجازی که روی مرز کارایی قرار ندارند را (در دیدگاه ورودی محور) کاهش دهند تا مشتریان بیشتری را برای استفاده از سرویس‌های خود جذب نمایند.

نتایج اقتصادی مهم سرویس‌های ابری:

- کاهش هزینه‌های زیرساختی: سازمان‌ها به جای سرمایه‌گذاری سنگین در خرید و نگهداری سخت‌افزار، می‌توانند از منابع ابری استفاده کنند و هزینه‌های عملیاتی را کاهش دهند.
- افزایش بهره‌وری: با استفاده از سرویس‌های ابری، شرکت‌ها می‌توانند سریع‌تر به داده‌ها و نرم‌افزارهای مورد نیاز دسترسی داشته باشند و فرآیندهای کاری را بهینه کنند.
- انعطاف‌پذیری و مقیاس‌پذیری: امکان افزایش یا کاهش منابع پردازشی بر اساس نیازهای کسب‌وکار، بدون نیاز به سرمایه‌گذاری اضافی.
- کاهش هزینه‌های نیروی انسانی: با استفاده از خدمات ابری، نیاز به تیم‌های فناوری اطلاعات داخلی کاهش می‌یابد و هزینه‌های مربوط به مدیریت زیرساخت‌ها کمتر می‌شود.
- افزایش چابکی سازمانی: شرکت‌هایی که از رایانش ابری استفاده می‌کنند، می‌توانند سریع‌تر به تغییرات بازار واکنش نشان دهند و خدمات جدیدی ارائه دهند.
- در نهایت می‌توان گفت که این فناوری به سازمان‌ها کمک می‌کند تا هزینه‌های خود را بهینه کنند و ارزش بیشتری از منابع فناوری اطلاعات خود به دست آورند.

۶. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسنده بیان نشده است.

References

- Ahmed, U., Al-Saidi, A., Petri, I. and Rana, Q. (2021) QoS-aware trust establishment for cloud federation. *Concurrency and Computation: Practice and Experience*, 34(3), e6598. Retrieved from <http://doi.org/10.1002/cpe.6598/>
- Banker, R. D., A. Charnes, W. and Cooper, W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science*, 30(9), 1031-1142. Retrieved from <http://doi.org/10.1287/mnsc.30.9.1078/>
- Charnes, A, and Cooper, W. (1978). Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429-444. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(78\)90138-8/](https://doi.org/10.1016/0377-2217(78)90138-8/)
- Duan, Q. (2016). Cloud service performance evaluation: status, challenges, and opportunities – a survey from the system modeling perspective. *Digital Communications and Networks*, 3(2), 101-111. Retrieved from <http://doi.org/10.1016/j.dcan.2016.12.002/>
- Fargzadeh, N. (2021). Investigation of performance Isolation application in basic cloud services. *Arman Process Journal*, 2(1), 9-17. (In Persian)
- Garg, S.K., Versteeg, S. and Buyya, R. (2013). A framework for ranking of cloud computing services, *Future Generation Computer Systems*, 29(4), 1012-1023. Retrieved from <http://doi.org/10.1016/j.future.2012.06.006/>
- Ghasemzadeh Dehabadi, A. (2024). Investigating the impact of using the Internet of Things and cloud computing on the productivity and management of land resources. *Journal of New Achievements in Electrical, Computer and Technology*, 4(11), 34-47. (In Persian)
- Hosseinneshad Gregar, M., Abdollahi Azgomi, M. and Ebrahimi Dishabi, M.R. (2023). A trust evaluation model for cloud computing using Bayesian network: Scientific of electronic and cyber defense, 10(4), 53-61. Retrieved from <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23224347.1401.10.4.6.6/> (In Persian)
- Li, W., Cao, J., Zhao, H., Guo, C., Luo, F. and Tang, W. (2023). Multi-cloud service provision based on decision tree and two-layer Restricted Monte Carlo Tree Search: *Internet of Things*, 22(7), 100751. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.iot.2023.100751/>
- Li, A., Kandula, X. and Zhang, M. (2010). Cloudcmp: comparing public cloud providers: In: *Proceedings of the 10th ACM SIGCOMM, conference on internet measurement*, ACM, 1-14. Retrieved from <https://doi.org/10.1145/1879141.1879143/>
- Lugo, J., Arevalo, L., Compean, L., Garcia, C. and Carretero, J. (2025). An avatar cloud service-based method for supervising and interacting with

- containerized applications. Expert Systems with Applications, 269(9), 126447. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2025.126447/>
- Sattari, S. and Habibi, F. (2024). A review of the philosophy of cloud computing: The 6th international conference on science engineering and the role of technology in new businesses. (In Persian)
 - Sivakami, R. and Ramaiah, S. (2016). CCDEA Consumer and Cloud-DEA Based Trust Assessment Model for the Adoption of Cloud Services. Cybernetics and Information Technologies, 16(3), 52-69. Retrieved from <https://doi.org/10.1515/cait-2016-0034/>
 - Thomas, M. and Chandrasekaran, K. (2017). Dynamic partner selection in Cloud Federation for ensuring the quality of service for cloud consumers. International Journal of Modeling Simulation and Scientific Computing, 8(3). Retrieved from <http://doi.org/10.1142/s1793962317500362/>
 - Vimercati, S., Foresti, S., Piuri, V. and Samarati, P. (2019). A fuzzy-based brokering service for cloud plan selection, IEEE Systems Journal, 13 (4) 4101–4109. Retrieved from <http://doi.org/10.1109/JSYST.2019.2893212/>

Contents

- 1. Investigating the effect of product market advertising and the risk of falling stock prices in the future of Iran**
Seyed Hassan Shojaie, Mehrzad Ebrahimi, Hashem Zare 1
- 2. Analysis of the Impact of Structural Variables on Bank Financial Stability: Evidence from the Iranian Banking Industry**
Mohammad Ali Mashayekhi, Mahmood Mahmoodzade, Mir Hossein Mosavi, Saleh Ghavidel 31
- 3. The Spillover Effects of Economic Uncertainty on Foreign Direct Investment in Selected Developing Countries; By Using the Panel VAR Model**
Mostafapour Dehghan Ardakan, Seyyed Ali Reza Alavi Bajgani✉, Seyyed Yahya Abtahi, Mohammad Ali Dehghan Tafti 57
- 4. The effect of economic uncertainty and credit risk on lending of banks listed on the Tehran Stock Exchange using the generalized method of moments (GMM)**
Hadi Janzad Parijaei, Gholamali Haji, Ahmad Sarlak 79
- 5. Terrorism, Military Activities, and Environmental Sustainability in Middle Eastern Countries: A Panel Quantile ARDL Approach**
Abolghasem Golkhandan 107
- 6. The Impact of Environmental Regulations on Total Factor Productivity: The Key Role of Firms' Bargaining Power**
Yones Amjadian, Seyed Abbas Borhani 135
- 7. Assessment of Cloud Service Efficiency Based on Price and Quality of Service Features Using Data Envelopment Analysis**
Afshin Baghfalaki 159

- **Director in Charge: Dr. Maryam Lashkarizadeh**
- **Editor in Chief: Dr. Nader Mehregan**
- **Manager: Dr. Soheila Kaghazian**
- **Associate Editor: Dr. Yazdan Naghdi**
- **English Editor: Dr. Mojtaba Mohammadi**

• **Editorial Board:**

- Dr. Ahmad Jafari Samimi** (Professor of Economics, University of Mazandaran)
Dr. Seyed Abdul Majid Jalaei (Professor of Economics, University of Shahid Bahonar Kerman)
Dr. Jafar Haghighat (Professor of Economics, University of Tabriz)
Dr. Alireza Erfani (Professor of Economics, University of Semnan)
Dr. Hasan Farazmand (Professor of Economics, University of Shahid Chamran)
Dr. Nader Mehregan (Professor of Economics, Bu Ali Sina University)
Dr. Kambiz Hojabr Kiani (Professor of Economics, Shahid Beheshti University)
Dr. Sara Emamgholipour (Professor of Health Economics, University of Tehran)
Dr. Nazanin Pilevari Salmasi (Professor of Industrial Management, West Tehran Branch, Islamic Azad University)
Dr. Hossein Eyvazlou (Associate Professor of Economics, Imam Sadiq University)
Dr. Alireza Amini (Associate Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University)
Dr. Abbas Ali Abu Nouri (Associate Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University)
Dr. Maryam Mosleh (Associate Professor of Mathematics, West Tehran Branch, Islamic Azad University)
Dr. Taher Armaghani (Associate Professor of Mechanical Engineering, West Tehran Branch, Islamic Azad University)

Mailing Address:

2nd Floor, Faculty of Humanities, Payambar-e-Azam Campus, Islamic Azad University, West Tehran Branch, Simay-e-Iran St., San'at Sq. TEHRAN/IRAN,

Tel: 02188385771

Email: ecomag.wtiau@gmail.com

In the Name of God

***Quarterly Journal of
Computational Economics***

ISSN 2821-0433

Islamic Azad University, West Tehran Branch

Vol. 4, No.2, Spring 2025