فصلنامه علمی-پژوهشی

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

P-ISSN:2423-6578 E-ISSN: 2423-6586

سال دوازدهم/ شماره ۱/ بهار ۱۴۰۴

◈ **پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی تحت شرایط سیاست مالی نامتقارن در اوپک**
زهرا فرج‌زاده؛ احمد جعفری صمیمی؛ شهریار زروکی؛ مانی موتمنی ۱-۲۴

◈ **تخمین تابع مصرف ایران به روش رگرسیون کوانتایل**
محمدرضا منجذب؛ حسین امیری؛ فرشید وجدانی؛ اکرم موحدی ۲۵-۴۴

◈ **مقایسه اثرات تکانه های برون زا بر چرخه تجاری ایران تحت سیاست های زیست محیطی**
مهتاب مهرجو ایرانی؛ محمدعلی فلاحی؛ نرگس صالح‌نیا ۴۵-۷۰

◈ **بررسی اثرات آستانه‌ای و غیرخطی تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده: رویکرد رگرسیونی انتقال ملایم (STR)**
سالم فاضل محمد؛ علی رضازاده؛ صمد حکمتی فرید؛ رامین بشیر خداپرستی ۷۱-۹۶

◈ **تحلیل مقایسه ای تأثیر تأمین مالی کسری بودجه دولت از طریق انتشار اوراق مرابحه عام و استقراض از شبکه بانکی بر متغیرهای رشد اقتصادی و تورم**
محدثه علی اصغرزاده؛ محمد واعظ؛ محمد رضا قاسمی؛ عباس حسینی غفار ۹۷-۱۱۸

◈ **اثر نامتقارن بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد NARDL در چارچوب نظریه سولو – سوان**
وحید عزیزی؛ بختیار جواهری؛ فاتح حبیبی ۱۱۹-۱۴۴

◈ **مقایسه تطبیقی تاثیر تحولات بازار نفت بر بازارهای گاز طبیعی اروپا و آسیا با توجه به جنگ روسیه و اوکراین**
امیرحسین حکیمی‌پور؛ عسگر خادم وطنی ۱۴۵-۱۸۴

◈ **پارامترهای موثر بر جرم و جنایت در ایران با رویکرد شبکه بیزین ناپارامتریک و علیت فضایی**
سامان حاتم‌راد؛ مریم امینی؛ حسین محمدی؛ الهام نوبهار؛ حسین اصغرپور؛ علی آفاقی ۱۸۵-۲۱۲



فصلنامه علمی-پژوهشی

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

دانشگاه تبریز

دانشکده اقتصاد و مدیریت

سال دوازدهم، شماره ۱

بهار ۱۴۰۴

بر اساس نامه شماره ۳/۱۸/۶۴۸۵۴/ مورخ ۱۳۹۴/۰۴/۰۶ دفتر سیاست‌گذاری و برنامه-ریزی امور پژوهشی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری این نشریه از بهار ۹۴ دارای رتبه علمی-پژوهشی است و در پایگاه‌های استنادی جهان اسلام (ISC) و Econlit نمایه می‌شود.

مشخصات نشریه

دوره انتشار: فصلنامه
موضوع: مطالعات کاربردی در حوزه علم اقتصاد
صاحب امتیاز: دانشگاه تبریز
مدیر مسئول: دکتر زهرا کریمی تکانلو
سردبیر: دکتر جعفر حقیقت
کارشناس نشریه: خدیجه نعمت پور
ویراستار: دکتر زینب برادران خانیان

هیات تحریریه بین‌المللی:
دکتر محسن بهمنی اسکوئی
دکتر بهرام آدرنگی
دکتر محمدرضا فرزانگان
دکتر محمد اربابیان
دکتر کامبیز رفیعی

هیات تحریریه:
دکتر کریم اسلاملوئیان
دکتر علی اصغر بانوئی
دکتر داود بهبودی
دکتر حسین پناهی
دکتر محسن پورعبادالهان کویچ
دکترجعفر حقیقت
دکتر حسن حیدری
دکتر سعید راسخی
دکتر بهزاد سلمانی
دکتر کیومرث شهبازی
دکتر سید کمال صادقی
دکتر محمد حسن فطرس
دکتر محمد علی فلاحی
دکتر محمدعلی متفکرآزاد
دکتر پرویز محمدزاده
دکتر زهرا نصراللهی
دکتر میثم موسائی

نشانی: تبریز، بلوار ۲۹ بهمن، دانشگاه تبریز، دانشکده اقتصاد و مدیریت
کدپستی:۵۱۶۶۶۱۶۴۷۱ / **تلفن:** ۳۳۳۹۲۳۶۰ (۰۴۱) / **نمابر:** ۳۳۳۹۲۳۵۲ (۰۴۱)
سایت اختصاصی: ecoj.tabrizu.ac.ir / **نشانی الکترونیک:** tuaesj@gmail.com

شیوه نگارش و تدوین مقالات

۱- مقاله ارسالی قبلاً در جای دیگری چاپ نگردیده یا برای چاپ به صورت همزمان ارسال نشده باشد.

۲- نام و نام خانوادگی نویسنده (گان)، همراه با رتبه علمی، نشانی کامل، شماره تلفن، نشانی پست الکترونیکی و کد ارکید در صفحه جداگانه‌ای تحت عنوان «نامه به سردبیر» ارسال شود.

۳- در ارتباط با شکل ظاهری و محتوای مقالات توجه به نکات زیر ضروری است:

اندازه صفحات برابر A4 و حاشیه از راست و چپ و بالا و پایین ۲/۵ سانتی‌متر و فاصله خطوط به صورت Single انتخاب شود. تعداد صفحات مقاله حداکثر ۲۰ صفحه باشد.

نشانی نویسندگان، شامل محل کار و پست الکترونیک در زیر اسامی آنها درصفحه اول و پس از عنوان مقاله نوشته شود. مشخصات انگلیسی مؤلفان نیز مانند بخش فارسی مقاله می‌تواند زیر اسامی آنان و پیش از چکیده انگلیسی درج شود.

برای قلم لاتین همواره از Times New Roman با اندازه ۱۰ استفاده شود.

متن مقاله با قلم B Zar و با اندازه ۱۲ باشد.

عنوان‌های اصلی (به صورت پررنگ) با قلم B Zar و با اندازه ۱۲ نوشته شود.

عنوان نمودارها و جداول با اندازه قم ۱۱ (پررنگ) و محتوای آنها با اندازه قلم ۱۱ و همچنین زیرنویس مربوط به آنها با فونت ۹ نوشته شود.

اعداد جداول و نمودارها بایستی به فارسی نوشته شوند.

برای لغات فنی، کلمات اختصاری، اصطلاحات ترجمه شده و کلیه اسامی لاتین از زیرنویس انگلیسی استفاده شود.

افعالی که با «می» شروع می‌شوند و یا به «اند» و «ها» ختم می‌شوند، با «نیم‌فاصله» به کلمات بعد یا قبل از خود متصل شوند. بهتر است همواره حرف اضافه «به» از کلمه بعدی خود جدا نوشته شود.

شیوه ارجاع دهی و نوشتن منابع با استاندارد APA مطابقت داشته باشد.

۴- هر مقاله باید شامل بخش‌های عنوان، مشخصات نویسندگان، چکیده فارسی، کلمات کلیدی فارسی، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، متن (ادبیات موضوع، تجزیه و تحلیل)، نتیجه، منابع و همچنین عنوان، مشخصات نویسندگان، چکیده انگلیسی و کلمات کلیدی به انگلیسی باشد.

Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics

Sustainability of the Fiscal Imbalance and Public Debt Under Fiscal Policy Asymmetries in Opec

Zahra Farajzade[1], Ahmad Jafari Samimi[2], Shahryar Zaroki[3], Mani Motameni[4]

1. PhD student, Department of Economics, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. z.farajzadeh02@umail.umz.ac.ir
2. Corresponding Author, Professor, Department of Theoretical Economics, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. jafarisa@umz.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Energy Economics University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. sh.zaroki@umz.ac.ir
4.Associate Professor, Department of Energy Economics University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. m.motameni@umz.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: June 2024
Accepted: September 2024

JEL: E32, C22, O44, G32.

Keywords:
fiscal imbalance sustainability,
public debt sustainability,
fiscal reaction function,
Non-linear Autoregressive
distribution lag panel data,
asymmetric policy effects.

ABSTRACT

Considering that fiscal imbalance is one of the basic problems of governments in most countries faced by governments in most countries, today, the international Society places significant importance on the fiscal imbalances of countries, and a low level has become one of the important indicators of public finance health. Since there is an expectation of asymmetry in the budget adjustment process, this article aimed to investigate the sustainability of fiscal imbalance and public debt in the conditions of asymmetric fiscal policy in OPEC during the annual period of 2002-2021. In this regard, testing for fiscal imbalance and public debt sustainability is used to estimate the symmetric Panel ARDL and asymmetric Panel NARDL. The results indicate that the fiscal imbalance and public debt are on the path of weak sustainability. The analysis of asymmetric coefficients with the estimation of the Fiscal reaction function shows that the Fiscal policy stance is procyclical, with strong stabilization Tendencies in economic booms and an unstable state in recessions. Against upsurges in the debt-to-GDP ratio, authorities have been found to pursue fiscal integration, so this situation shows a weak form of sustainability.

Cite this article: Farajzadeh, Z., Jafari Samimi, A., Zaroki, Sh., & Motameni, M. (2025). Sustainability of the Fiscal Imbalance and Public Debt Under Fiscal Policy Asymmetries in Opec. *Applied Theories of Economic*, 12(1), 1-24. http//doi.org/ 10.22034/ecoj.2024.61800.3315

© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2024.61800.3315

Introduction

A significant part of the government's income in developing countries comes from oil resources. The increase in oil prices and revenues leads to increased government spending. Despite the decrease in oil prices and revenues, the government's expenditure resists the decrease. Unexpected changes in the price of oil in the world markets due to the budget's dependence on oil and the high share of government spending in the Iranian economy have always impacted the government's economic plans (Akbari et al., 2017). During the investigations (Ewing et al., 2006), they stated why asymmetry should be expected in the budget adjustment process. In the years 2019-2021, the sharp decrease in oil revenues due to sanctions and the coronavirus pandemic, along with the high costs of the pandemic, has intensified the cycle of government spending and the fluctuations in the Iranian economy, which has caused financial imbalances and created the ground for high inflation. Today, the international community attaches great importance to the financial disequilibrium of countries, and its low level has become an important indicator of public finance health.

Methodology

This research investigates the symmetry of financial policies in a situation where the sustainability of fiscal imbalance and public debt is established using information from 10 OPEC member countries.
Experimental patterns:
1- Financial disequilibrium sustainability model in the framework of intertemporal budget constraints
2-Public debt sustainability model in the framework of Bohn's financial reaction function
The method estimates symmetric Panel ARDL and asymmetric Panel NARD have been used in this regard.

Results and Discussion

According to the results of the symmetric model, the positive coefficient of government spending (0.73) indicates that it is strongly incompatible with financial stability. Therefore, it is impossible to finance all government expenditures with its revenues, so the condition of the non-Ponzi game is violated. The positive relationship between the ratio of outstanding public debt to GDP and the initial balance has shown the stability of public debt. However, the small value (0.07) of this coefficient indicates the existence of weak stability that the government can pay part of the debt of the previous period. In the asymmetric model, in the long term, the positive coefficient of the increase in the ratio of overdue public debt to GDP has a greater effect on the initial balance, which shows the stability of public debt in the conditions of asymmetric financial policy. Evidence suggests that government officials are trying to stabilize the outstanding debt-to-GDP ratio through fiscal consolidation (fiscal simultaneity) when the debt ratio rises. Comparing the analysis of positive and negative coefficients of periodic expenditures shows the asymmetry of financial policy in the long term.
Developing economies often provide easier access to economic finance and poverty reduction in an economic boom. Therefore, debt levels tend to increase in the stages of high economic growth, while stable debt and budget deficit levels remain high with increasing economic growth (Goyal, 2011). He attributed such asymmetry in fiscal policy in developing countries to the limited tax base and the inflexibility of government spending due to political factors (Jaha, 2010). Therefore, the government's income and expenses increase economic prosperity. Alsina et al. (2008) claimed that the tendency to go along with the trend of fiscal policies often results from a distorted response to booms rather than recessions.

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی تحت شرایط سیاست مالی نامتقارن در اوپک

زهرا فرج‌زاده[۱]، احمد جعفری صمیمی[۲]، شهریار زروکی[۳]، مانی مؤتمنی[۴]

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران. رایانامه: Z.Farajzadeh02@umail.umz.ac.ir

۲. نویسنده مسئول، استاد گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران. رایانامه: Jafarisa@yahoo.com

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران. رایانامه: Sh.zaroki@umz.ac.ir

۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران. رایانامه: m.motameni@umz.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۱۳

تاریخ پذیرش :۱۴۰۳/۰۷/۰۵

JEL: E32، C22 ، O44، G32.

واژه‌های کلیدی:
پایداری ناترازی مالی،
پایداری بدهی عمومی،
تابع واکنش مالی،
خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی پانلی،
سیاست مالی نامتقارن.

چکیده

با توجه به اینکه ناترازی مالی یکی از مشکلات اساسی دولت‌ها در اکثر کشورها موردتوجه قرار گرفته است، امروزه جامعه بین‌الملل اهمیت بسیاری برای ناترازی مالی کشورها قائل شده و پایین بودن آن به یکی از شاخص‌های مهم سلامت مالیه عمومی تبدیل گردیده است، از آنجا که در فرایند تعدیل بودجه انتظار عدم تقارن وجود دارد؛ لذا هدف این مقاله بررسی پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی تحت شرایط سیاست مالی نامتقارن در اوپک طی دورهٔ زمانی سالانه ۲۰۲۱-۲۰۰۲ بوده است. در این راستا برای آزمون پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی متقارن پانلی و روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی نامتقارن پانلی غیر خطی استفاده شده است. نتایج حاکی از پایداری ضعیف ناترازی مالی و بدهی عمومی است. تجزیه‌وتحلیل ضرایب نامتقارن با برآورد تابع واکنش مالی، شواهد قوی برای سیاست مالی نامتقارن را بیان می‌کند. به‌گونه‌ای که سیاست مالی هم جهت چرخه‌های تجاری با گرایش تثبیت‌کننده قوی در رونق‌های اقتصادی و حالت ناپایدار در رکودهاست. در برابر افزایش نسبت بدهی، دولت‌ها به دنبال یکپارچگی مالی هستند، بنابراین این وضعیت شکل ضعیف پایداری را نشان می‌دهد.

استناد: فرج‌زاده، زهرا، جعفری صمیمی، احمد، زروکی، شهریار و مؤتمنی، مانی (۱۴۰۴). پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی تحت شرایط سیاست مالی نامتقارن در اوپک. نظریه های کاربردی اقتصاد، ۱(۱۲)، ۲۴-۱.

DOI: 10.22034/ecoj.2024.61800.3315

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱-مقدمه

سیاست مالی یکی از مهم‌ترین سیاست‌های کلان اقتصادی است که نقش خود را در اقتصاد کلان یک کشور از طریق تأثیر بر تخصیص، تثبیت و توزیع درآمد ایفا می کند.

حداقل دو دلیل وجود دارد که چرا پایداری مالی برای سیاست گذران مالی و پولی مهم است: ۱-دولت‌ها ممکن است برای تأمین مالی کسری‌های عمومی به جای استقراض از بازارهای سرمایه به بانک مرکزی متوسل شوند. این شرایط زمانی رخ می‌دهد که بازارهای سرمایه داخلی ضعیف بوده و دسترسی به بازارهای بین‌المللی محدودتر باشد. ۲- در شرایطی که تأمین مالی پولی فراهم نشده باشد، تصمیمات گرفته شده در زمینه سیاست‌های مالی تأثیرات قابل‌توجهی بر نرخ بهره، نرخ ارز، تقاضای کل و انتظارات اقتصادی دارند. بدهی ممکن است در کوتاه‌مدت تقاضا و تولید کل را افزایش دهد، اما در بلندمدت ممکن است سبب کاهش سرمایه و تولید شود.

برخی مطالعات ادعا کردند بدهی عمومی ناپایدار منجر به کاهش رقابت‌پذیری کشور، حساسیت بیشتر به شوک‌های خارجی در بازارهای مالی و مانع رشد اقتصادی می‌شود. برای تأکید بر اهمیت پایداری بدهی، مطالعات دیگری اظهار داشته‌اند که شرایط پرداخت بدهی باید تضمین کند که افزایش بدهی عمومی به ارزش تنزیل مخارج دولتی از ارزش فعلی درآمدهای حاصل از مخارج بدون بهره تجاوز نمی‌کند (میبایشی و کنشی[1]، ۲۰۱۹؛ کاوالکانتی و همکاران[2]، ۲۰۱۸).

بدهی عمومی به عنوان یک ابزار اساسی توسط دولت‌ها به کار گرفته می‌شود تا ناترازی مالی ناشی از عدم هماهنگی بین درآمد و مخارج را مدیریت کند (جوی و پاندا[3]، ۲۰۲۰). به دلیل ناترازی مالی زیادی که اکثر کشورها با آن مواجه هستند، دولت‌ها برای افزایش درآمد داخلی خود به منابع خارجی به شکل استقراض متوسل می‌شوند. این اقدام در ابتدا ممکن است برای تأمین نیازهای مالی مؤثر باشد. با این‌حال، انباشت بیش از حد بدهی اگر به‌درستی مدیریت نشود می‌تواند مشکلات مالی جدی را برای نسل‌های فعلی و آینده به همراه داشته باشد (آرژنتیرو و سرکتی[4]، ۲۰۱۹؛ دومبی و دیداک[5]، ۲۰۱۹) علاوه بر این، اکثر مطالعات نشان دادند که منبع تأمین مالی دولت مهم نیست، اما ساختار هزینه باید موردتوجه قرار گیرد (آرژنتیرو و سرکتی، ۲۰۱۹؛ دومبی و دیداک، ۲۰۱۹). شواهد اقتصادی قابل‌قبول این است که اگر دولت دچار بدهی شود باید اقدامات اصلاحی در آینده با افزایش تراز اولیه انجام دهد تا بدهی عمومی پایدار باشد (بقریج و همکاران[6]، ۲۰۱۸).

در کشورهای درحال‌توسعه، از جمله اعضای اوپک مانند ایران بخش قابل‌توجهی از درآمدهای دولت از منابع نفتی تأمین می‌شود. افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، منجر به افزایش مخارج دولت می‌گردد؛ حتی با کاهش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، مخارج دولت در قبال کاهش مقاومت می‌کند. اگر افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش بودجه مصرفی دولتی و در مقابل به کاهش درآمدهای مالیاتی منجر گردد؛ این پدیده به‌عنوان فرضیه جابه‌جایی مالیات[7] شناخته می‌شود. تغییرات غیرمنتظره در قیمت نفت در بازارهای جهانی به دلیل وابستگی بودجه به نفت و سهم بالای مخارج دولت در اقتصاد ایران، همواره بر برنامه‌های اقتصادی

[1] Maebayeshi & Konishi
[2] Cavalcanti et al.
[3] Joy & Panda
[4] Argentiero & Cerqueti
[5] Dombi & Dedák
[6] Beqiraj et al.
[7] Tax Shifting Hypothesis

دولت تأثیرگذار بوده است (اکبری و همکاران[1]، ۲۰۱۷). طی بررسی‌های (اوینگ و همکاران[2]، ۲۰۰۶) دلایلی که چرا باید در فرایند تعدیل بودجه انتظار عدم تقارن را داشت این‌گونه بیان می‌کنند. اولاً، نگرش سیاست‌گذاران به مازاد بودجه متفاوت از کسری بودجه است و به کسری بودجه حساسیت بیشتری واکنش نشان می‌دهند؛ ثانیاً، بر اساس استدلال آن‌ها، بودجه و چرخه‌های تجاری از طریق تثبیت‌کننده‌های مالی خودکار به‌شدت به یکدیگر وابسته‌اند؛ بنابراین تغییرات در بودجه ممکن است نامتقارن باشند؛ ثالثاً، واکنش پرداخت‌کنندگان مالیات به تغییرات در نرخ یا پایه مالیاتی نیز می‌تواند نامتقارن باشد و به تغییرات نامتقارن در بودجه منجر شود. در سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۲۱، کاهش شدید درآمدهای نفتی به دلیل تحریم‌ها و پاندمی کرونا همراه با هزینه‌های بالای پاندمی، باعث تشدید چرخه مخارج دولتی و نوسانات اقتصاد ایران شده است که این موارد باعث ناترازی مالی و زمینه را برای بروز تورم بالا فراهم آورده است. به دلیل افزایش نااطمینانی‌های اقتصادی و نرخ‌های بهره واقعی منفی تأمین مالی ناترازی مالی از طریق انتشار اوراق‌قرضه موفقیت کمتری داشته و این مسئله سبب شده تا دولت از منابع صندوق استفاده و ناترازی مالی را پولی کند (بانک جهانی، ۱۴۰۰). این تحقیق به بررسی تقارن سیاست‌های مالی در شرایطی که پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی برقرار باشد با استفاده از اطلاعات ۱۰ کشور عضو اوپک در بازه زمانی سالانه ۲۰۲۱-۲۰۰۲ می‌پردازد.

در مقاله حاضر پس از ارائه مقدمه در بخش دوم به بیان ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. سپس در بخش سوم، روش شناسی تحقیق و الگوهای تجربی توضیح داده می‌شود، در بخش چهارم نتایج حاصل از برآوردها گزارش می‌شود و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌گردد.

۲-ادبیات موضوع

۲-۱-مبانی نظری

پایداری مالی معیاری است که معمولاً برای ارزیابی خارج از کنترل بودن یا نبودن سیاست مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. سیاست‌های مالی پایدار شرایطی هستند که می‌توانند به طور نامحدود بدون هیچ تغییری در موضع سیاست ادامه یابند؛ به‌عبارت‌دیگر، سیاست مالی در صورتی پایدار است که محدودیت بودجه بین زمانی دولت در شرایط ارزش فعلی باقی بماند (ارزش فعلی محدودیت بودجه دولت طی زمان تغییر نکند، چه درآمدهای دولت و چه مخارجش زیاد شود ارزش فعلی‌اش یکی باشد). برعکس، اگر بودجه از کنترل خارج شود سیاست‌های اقتصادی در هر دو سطح کلان و خرد به سرعت غیر قابل حمایت می‌شوند و نیاز به ایجاد تغییرات دارند. اگر چنین پدیده‌ای رخ دهد، ناترازی مالی مستلزم نیاز به تعدیل‌های بزرگ‌تر و دردناک‌تر برای اقتصاد خواهد بود. با توجه به تأثیر مخرب شیوه‌های تأمین مالی، کسری مداوم بر انباشت بدهی، نرخ تورم، نرخ بهره و رشد اقتصادی، ارزیابی و نظارت بر سیاست‌های مالی پایدار بسیار مهم است؛ زیرا ممکن است با تحولات نامطلوب اقتصاد کلان همراه باشد (بهار مشاء و لاو[3]، ۲۰۰۷). اصطلاح مالیه عمومی پایدار به سطح قابل‌قبول کسری و بدهی عمومی مربوط می‌شود (زیلو[4]، ۲۰۰۸). در حال حاضر، متداول‌ترین معیارها برای ارزیابی پایداری سیاست مالی (SFP[5]) که با مفهوم محدودیت بودجه بین زمانی مرتبط هستند (هال[6]، ۲۰۱۴)،

[1] Akbari et al.
[2] Ewing et al.
[3] Baharumshah & Lau
[4] Zioło
[5] Sustainability Fiscal Policy
[6] Hall

شاخص‌های پایداری مالی، شامل شاخص‌های پایداری (بویتر[۱]، ۱۹۸۵؛ بلانچارد[۲]، ۱۹۹۰؛ رودین و اسمیت[۳]، ۱۹۹۴) در حوزه بدهی، آزمون طرح پانزی (ویگر[۴]، ۲۰۰۹؛ مینیا و ویلیو[۵]، ۲۰۱۰) در مدل‌های اقتصادسنجی، هم‌جمعی بین متغیرهای مالی شامل درآمد و مخارج عمومی (برگمن و همکاران[۶]، ۲۰۱۶؛ چن[۷]، ۲۰۱۶) است. طبق برخی مطالعات، مدل‌های اقتصادسنجی اغلب به مانا بودن متغیرهای کلان و هم‌جمعی درآمد و مخارج دولت مربوط می‌شوند. با این‌حال، طبق برخی مطالعات در این زمینه، هم‌جمعی درآمد و مخارج دولت شرط لازم برای وقوع تعادل در بخش عمومی نیست (بوهن، ۲۰۰۷). تجزیه و تحلیل پایداری مالی در باب تعادل و ناترازی مالی دولت، بخصوص بودجه عمومی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. دیدگاه اول، مالیه تکلیفی[۸] است که معتقد به وجود ناترازی بودجه دولت به‌منظور سپری در برابر شوک‌های اقتصادی است. از این رو ناترازی مالی را مجاز می‌داند. دیدگاه دوم دیدگاه کلاسیکی است و معتقد است که ناترازی مالی دولت، ناترازی اقتصادی به دنبال دارد و دولت‌ها همواره باید تراز مالی را محفوظ دارند که این دیدگاه در مقابل دیدگاه اول قرار دارد. دیدگاه سوم، دیدگاه وسط است که تراز مالی و بودجه دولت را در بلندمدت مطلوب می‌داند. این دیدگاه معتقد است که در کوتاه‌مدت ممکن است برنامه‌های اقتصادی مطلوب دولت ناترازی مالی ایجاد نماید که نامطلوب نیست، ولی باید در بلندمدت برطرف شود.

تورم بسته به اینکه ناشی از عرضه یا تقاضا باشد تأثیرات بسیار متفاوتی بر سطوح بدهی دارند. شوک‌های تورمی ناشی از عرضه منجر به افزایش بدهی دولت در حالی که شوک‌های تورمی ناشی از تقاضا منجر به کاهش بدهی دولت می‌شود. شوک‌های تورمی ناشی از عرضه با سخت‌تر شدن شرایط تأمین مالی مرتبط هستند. این امر در افزایش هزینه‌های استقراض منعکس می‌شود. در مقابل، شوک‌های تورمی ناشی از تقاضا با بهبود شرایط تأمین مالی، دسترسی آسان‌تر به منابع مالی(هزینه‌های تأمین مالی کمتر) دارد (والنسیا و همکاران[۹]، ۲۰۲۳).

آزاد سازی تجاری همراه با کاهش نرخ‌های تعرفه در کشورهای درحال توسعه که منابع اصلی درآمدهای دولتی این کشورها است بر ساختار درآمدهای دولت تأثیر مستقیم می‌گذارد. در نتیجه ناترازی کلان اقتصادی، مانند کسری بودجه به وجود آورده و دولت‌ها را به سوی افزایش عوارض وارداتی سوق داده است (رجبی[۱۰]، ۱۳۸۳).

۲-۱-۱-پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی

ادبیات موجود مجموعه‌ای از ابزارها برای تجزیه و تحلیل پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی ارائه می‌دهد. این ابزارها چند وجهی هستند و به مفروضات مربوطه بسیار حساس هستند.

شرط اساسی برای پایداری ناترازی مالی این است که دولت درون قید بودجه بین زمانی (IBC[۱۱]) باقی بماند، IBC یک رابطه بلند مدت پایدار بین درآمد دولت و مخارج را به شرح زیر در بر می‌گیرد:

---

[1] Buiter
[2] Blanchard
[3] Rudin & Smith
[4] Wigger
[5] Minea & Villieu
[6] Bergmanet al.
[7] Chen
[8] Functional Finance
[9] Valencia et al.
[10] Rajabi (2004)
[11] Intertemporal Budget Constraints

$$GX_t + (1 + r_t)D_{t-1} = R_t + D_t \quad (۱)$$

r نرخ بهره، D بدهی‌های دولت، G و R به ترتیب مخارج و درآمدهای دولت را نشان می‌دهند. نوشتن رابطه (۱) برحسب D و گرفتن امید ریاضی شرطی از آن، قید بودجه بین زمانی دولت را ارائه می‌کند:

$$D_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \delta_t (R_t - G_t) + \lim_{n\to\infty} \delta_n D_n \quad (۲)$$

که در اینجا $\delta_t = \prod_{s=1}^{t} {}^{1}/_{(1+t)}$ عامل تنزیل، D_0 ارزش فعلی بدهی‌های دولت، $(R_t - G_t)$ مازادهای اولیه آتی و $\lim_{n\to\infty} \delta_n D_n$ ارزش فعلی انتظاری مجانبی بدهی را نشان می‌دهد.

معادله (۲) بیان می‌کند ارزش فعلی بدهی‌های دولت برابر با ارزش فعلی انتظاری همه مازادهای اولیه آتی بعلاوه یک عبارت حدی که نشان‌دهنده ارزش فعلی انتظاری مجانبی بدهی است و اشاره به این دارد که زمانی سیاست مالی پایدار است که سطح بدهی تنزیل شده به حد صفر برسد، این محدودیت تأمین مالی پانزی را رد می‌کند.

آزمون پایداری مبتنی بر مدل بوهن (۱۹۹۸) با استفاده از FRF[1] بوهن گسترش یافت. این قاعده بازخورد سیاست مالی را مشخص می‌کند که شامل پاسخ مازاد اولیه به نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است، تا شرط کافی برای پایداری سیاست مالی را تعیین کند FRF به شکل زیر است:

$$Ps_t = \rho d_t + \alpha Z_t + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن Ps_t نسبت تراز اولیه به تولید ناخالص داخلی، d_t نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، Z_t مجموعه‌ای از عوامل تعیین‌کننده تراز بودجه و ε_t جمله اخلال است.

۲-۲- پیشینه پژوهش

تاکنون در زمینه پایداری مالی در سطح جهان و ایران پژوهش‌های متعددی انجام شده است. این مطالعات در زمینه پایداری بدهی عمومی محدود و در زمینه پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی در شرایط سیاست مالی نامتقارن محدودترند. در زمینه پایداری بدهی عمومی مقالات همیلتون و فلاوین[2] (۱۹۸۶)، ویل کاکس[3] (۱۹۸۹)، ترهان و والش[4] (۱۹۹۱), بوهن[5] (۲۰۰۷) پیشنهاد می‌شود. پیرامون پایداری مالی مطالعات، دوی و همکاران[6] (۲۰۱۱) به بررسی پایداری سیاست مالی در طول دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداختند و نشان دادند که وضعیت مالی کنونی برای دولت ژاپن پایدار نیست.

کمتر مطالعاتی اثرات نامتقارنی سیاست مالی را بررسی کردند که مطالعات بیولسی[7] (۲۰۱۷) اثرات نامتقارن سیاست مالی بر ادوار تجاری را بررسی کردند. نتایج بیانگر این است که افزایش نرخ بیکاری آستانه‌ای به طور فزاینده، موجب یک ضریب فزاینده بالاتر بر روی مخارج دولت در شرایط بد جهانی می‌شود؛ گرچه به طور معناداری بزرگ‌تر از یک نیست. نتایج روی تغییرات مالیات به علت ابزار ارتباطی ضعیف‌تر شوک‌های مالیاتی برون‌زا، دقیقاً کمتر تخمین زده می‌شوند. لطیف و میشرا[8] (۲۰۱۸) به بررسی اثرات نامتقارن سیاست مالی بر رشد اقتصادی در مصر با استفاده از روش ARDL غیرخطی، طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ پرداخت.

---

[1] Fiscal Policy Feedback Rule
[2] Hamilton & Flavin
[3] Wilcox
[4] Trehan & Walsh
[5] Bohn
[6] Doi et al.
[7] Biolsi
[8] Latif & Mishra

نتایج بیانگر وجود یک رابطه نامتقارن و غیرخطی بین سیاست مالی و رشد اقتصادی است. نگوین و همکاران [1] (۲۰۲۳) اثرات نامتقارن بدهی عمومی بر رشد اقتصادی در ویتنام با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (NARDL) مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد بدهی عمومی تأثیر قابل‌توجه و نامتناسبی بر رشد اقتصادی پایدار در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. مطالعات فوق به بررسی موضاعات مختلف در زمینه تحقیق پرداختند و متغیر وابسته در این مطالعات ادوار تجاری و رشد اقتصادی بوده است در حالی که در مطالعه حاضر پایداری ناترازی مالی در شرایط سیاست مالی نامتقارن بررسی شده است.

و در زمینه پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی در شرایط سیاست مالی نامتقارن به مطالعات، رادنایک [2] (۲۰۲۰) پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی در شرایط سیاست مالی نامتقارن در سریلانکا با داده‌های مالی سالانه ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸ پرداختند. طبق مطالعات آنها، سیاست مالی در سریلانکا با شکل قوی پایداری ناسازگار است؛ و برآورد تابع واکنش مالی نشان‌دهنده شواهد قوی برای نامتقارنی سیاست مالی است. برخلاف افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، مشخص شد که مقامات به دنبال یکپارچگی مالی هستند؛ بنابراین پایداری فرم ضعیف رانشان می‌دهد. اخسانا و ویراناندا [3] (۲۰۲۱) پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی در اندونزی را با استفاده از تابع واکنش مالی طی دوره زمانی ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند. طبق مطالعات آنها ناترازی مالی اندونزی به طور ضعیف پایدار است و بدهی عمومی در بلندمدت در مسیر پایدارتری قرار دارد. تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات فوق در استفاده از نمونه‌های آماری، داده‌های بروز شده و روش برآورد بوده است.

آبینداو نبیو و همکاران [4] (۲۰۲۳) به بررسی تأثیر پایداری بدهی عمومی بر تراز مالی در چارچوب تابع واکنش مالی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا، طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۷ پرداختند. طبق مطالعات آنها، کسری مالی منجر به افزایش موجودی بدهی در حدود ۱۲۰ درصد در طول ده سال می شود.

در داخل کشور نیز مطالعات و پژوهش‌ها در زمینه پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی محدود است. مؤتمنی و همکاران [5] (۱۳۹۱) پایداری مالی دولت ایران با روش هم‌جمعی چند جانبه مورد بررسی قرار دادند. طبق مطالعات آنها، بودجه‌ی عمومی در وضعیت پایداری قرار ندارد. امّا اگر حق الضرب به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود شرایط پایداری مالی تأمین خواهد شد. کریمی پتانلار و همکاران [6] (۱۳۹۶) به بررسی پایداری بدهی دولت در ایران شواهد جدید تابع واکنش مالی با استفاده از روش هم‌جمعی جو هانسن- جوسیلیوس، طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نشان دادند که واکنش دولت به هر سه نوع بدهی (بدهی دولت به بانک مرکزی، بدهی دولت بـه بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدهی خارجی دولت) به‌صورت ضعیف و قابل‌اغماض پایدار بـوده است. سیاست‌های مالی دولت در واکنش به نوسـانات رشد تولید ناخالص داخلی رویکرد موافق چرخه‌ای داشته است. تفاوت مطالعات فوق نسبت به مطالعه حاضر بررسی پایداری مالی بدون درنظر گرفتن سیاست مالی نامتقارن است.

ساعدی و درگاهی [7] (۱۴۰۱) به بررسی تحلیل پایداری بدهی دولت با تأکید بر کاربرد قاعده مالی در اقتصاد ایران با استفاده از برآورد الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده، تحت دو سناریو خوش‌بینانه و بدبینانه نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص

[1] Nguyen et al.
[2] Rathnayake
[3] Ikhsana & Viranandaa
[4] Abindaw Nabieu
[5] Motameni et al. (2012)
[6] Karimi-Petanlar et al. (2017)
[7] Saedi & Dargahi (2022)

داخلی برای سال‌های ۱۴۰۱ تا ۱۴۰۵ پیش‌بینی و سپس نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی طی ۵ سال آتی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد اولاً، حتی بهبود رشد اقتصادی در غیاب اصلاحات ساختار بودجه تأثیر چندانی بر بهبود پایداری بدهی دولت ندارد. ثانیاً، آنکه سرکوب نرخ بهره اسمی در شرایط تورمی منجر به نرخ‌های بهره حقیقی منفی می‌شود. تنها عاملی است که می‌تواند پایداری مالی دولت را تضمین کند که این سیاست نیز به انگیزه پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تولید بخش خصوصی آسیب می‌زند.

با توجه به مطالعات داخلی، پژوهشی مبتنی بر پایداری ناترازی مالی در شرایط سیاست مالی نامتقارن انجام نشده و مطالعات داخلی بسیار کمی در زمینه پایداری مالی صورت‌گرفته، با این حال فقط نمونه‌ای از مطالعات در خارج به بررسی پایداری ناترازی مالی و بدهی در شرایط سیاست مالی نامتقارن پرداخته‌اند که در بالا به آن اشاره شد. انتخاب کشورهای عضو اوپک به‌عنوان نمونه آماری بر اساس وجوه اشتراک ساختار اقتصادی، حجم فعالیت‌های دولتی و وابستگی اقتصاد این کشورها به درآمدهای نفتی انجام شده است. علاوه بر موارد ذکر شده، استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی پانل (Panel NARDL) نیز از نوآوری‌های مقاله حاضر است که در مطالعات داخلی مشاهده نگردیده است. لیکن وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات خارجی انجام شده در روش تخمینی تغییر نمونه و بروزکردن داده‌ها است.

۳-روش‌شناسی تحقیق

در این پژوهش سعی شد بر اساس حداکثر داده‌های منتشر شده و قابل‌دسترس ۱۰ کشور منتخب عضو اوپک (شامل کشورهای ایران، قطر، عربستان سعودی، کویت، امارات متحده عربی، کنگو، اکوادور، اندونزی، نیجریه، لیبی) طی دوره زمانی سالانه ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۱ استفاده شود. متغیرها در این پژوهش شامل مخارج دولت، درآمد دولت، نسبت تراز اولیه به تولید ناخالص داخلی، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی معوقه ناخالص دولت به تولید ناخالص داخلی، مخارج دوره‌ای و تولید دوره‌ای است. اطلاعات آماری به کار رفته در این پژوهش از اطلاعات منتشر شده صندوق بین‌المللی پول (IMF)، بانک جهانی (WDI) و اقتصاد تجارت (Trading Economics) به دست آمده است. برای تجزیه و تحلیل‌های آماری نیز از نرم‌افزار Stata14 و Eveiws12 استفاده شده است.

۳-۱-الگوهای تجربی پژوهش

الگوهایی که در این مقاله ارائه می‌شود، شامل موارد زیر است:

۱- الگو پایداری ناترازی مالی در چارچوب محدودیت بودجه بین زمانی

۲- الگو پایداری بدهی عمومی در چارچوب تابع واکنش مالی Bohn

۳-۱-۱-پایداری ناترازی مالی

ناترازی مالی دولت به معنی عدم وجود هماهنگی بین درآمدها و پرداخت‌های دولت، ناشی از افزایش درآمدهای دولت نسبت به مخارج آن (مازاد بودجه) یا نتیجه‌ی فزونی مخارج دولت نسبت به درآمدها (کسری بودجه) است. درصورتی که این فرآیند در طی زمان تداوم داشته باشد منجر به پایداری ناترازی مالی می‌شود.

مدل (۱) در رده آزمون‌های پایداری ad-hoc قرار دارد و با IBC[1] شروع می‌شود (همیلتون و فلاوین، ۱۹۸۶؛ بهارمشاه و لاو، ۲۰۰۷). با فرض عدم تأمین مالی پانزی رابطه هم‌جمعی مخارج دولت G_{it} و درآمد دولت R_{it} به صورت ذیل می‌باشد:

$$R_{it} = C_0 + \beta_1 G_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

$i = 1,2 \dots, n$

$\beta_1 = 1$ ناترازی مالی «به‌شدت» پایدار، $0<\beta_1<1$ پایداری ناترازی مالی ضعیف (کوئینتوس[2]،۱۹۹۵). وقتی $\beta_1=0$ ناترازی مالی پایدار نیست. مورد $\beta_1>1$، مخارج کندتر از درآمد رشد می‌کند که با ناترازی (کسری بودجه) ناسازگار است. i و t به ترتیب نشان دهنده مقطع و زمان است.

۲-۱-۳-پایداری بدهی عمومی

به طور رسمی، زمانی که نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی ریشه واحد داشته باشد، بدهی ناپایدار تلقی می‌شود (جاها و همکاران[3]، ۲۰۱۲). با این حال اگر چه آزمون‌های ریشه واحد و هم جمعی به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ اما این آزمون‌ها هیچ شواهدی قطعی از پایداری مالی در یک محیط تصادفی ارائه نمی‌دهند (بوهن، ۲۰۰۵).

بوهن (۲۰۰۷)، در مقاله‌ای استدلال کرد که انباشت بدهی، حتی در صورت عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهایی که نامانا هستند، پایدار باشد؛ زیرا شرایط IBC می‌تواند قابل‌تحقق باشد؛ بنابراین بوهن (۲۰۰۵) شناسایی کرد که آزمون‌های ریشه واحد و هم جمعی یک رویکرد موقت برای ارزیابی پایداری هستند.

آزمون پایداری بدهی عمومی یک قانون سیاست مالی با مشخصات FRF [4] بوهن (۱۹۹۸) را در بر می‌گیرد. این مدل بر اساس نسخه توسعه‌یافته معادله (۳) است:

$$Ps_{it} = c_1 + pd_{it} + \sigma_1 Yvar_{it} + \sigma_2 Gvar_{it} + \mu_i + \varepsilon_{2it} \quad (۵)$$

d_{it} نسبت بدهی معوقه به تولید ناخالص داخلی، $(Yvar_{it})$ تولید دوره‌ای، $(Gvar_{it})$ مخارج دوره‌ای دولت، ε_{2it} جز اخلال و μ_i اثرات ثابت مقطعی است.

Y_{it} تولید ناخالص داخلی واقعی و y^*_{it} مقدار روند و $Y\,var_{it} = \left[\left(1 - \frac{y_{it}}{y^*_{it}}\right)\left(\frac{g^*_{it}}{y_{it}}\right)\right]$، $G\,var_{it} = \frac{g_{it}-g^*_{it}}{y_{it}} g_{it}$ مخارج دولت، g^*_{it} مقدار روند، مقادیر روند با فیلتر هودریک پرسکات (HP) تقریبی به دست می‌آید. ،

ضریب σ_1 حساسیت تراز اولیه نسبت به تولید دوره‌ای در صورت مثبت بودن ضریب بیانگر ضد چرخه‌ای بودن سیاست مالی است. (بارو، ۱۹۸۶) ضریب σ_2 حساسیت تراز اولیه به مخارج دوره‌ای و اثر منفی ضریب افزایش هزینه‌ها در طول روند را نشان می‌دهد.

جهت بررسی پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی تحت شرایط سیاست مالی نامتقارن در مطالعه حاضر از مدل غیرخطی پانلی[5] خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌شود. این روش، تعاملات نامتقارن بین متغیرها را در کوتاه‌مدت و بلندمدت

---

[1] محدودیت بودجه بین زمانی دولت مستلزم آن است که ارزش فعلی مالیات های جاری و آتی باید برای پوشش ارزش فعلی مخارج فعلی و آتی دولت به اضافه موجودی اولیه بدهی دولت کافی باشد.

[2] Quintos

[3] Jha et al.

[4] قائده بازخورد مالی (FFR) سیاستی است که از افزایش مالیات برای پوشش بخشی از بار بدهی دولت استفاده می کند، در حالی که مابقی توسط ابزارهای دیگر پوشش داده می شود. این قانون برای بازگرداندن تعادل به اقتصاد بی ثبات طراحی شده است.

[5] Symmetric Panel ARDL

به‌راحتی تشخیص می‌دهد. برای معرفی مدل، اولین گام ارائه الگوی ARDL است. فرم تعمیم‌یافته ARDL(p_i،q_i)، برای R از معادله (۴) در زیر با عرض از مبدا ارائه شده است. در حالی که ps از معادله (۵) با عرض از مبدا و و روند زمانی محدود ارائه شده است.

$$R_{it} = C_0 + \Sigma_{j=1}^{p_1}\alpha_j R_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q_1}\beta_j G_{it-j} + \mu_i + \varepsilon_{3it} \quad (۶)$$

$$j = 0,1,\dots,k$$

$$ps_{it} = c_1 + c_2 trend + \Sigma_{j=1}^{p_2}\tau_j ps_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q_2}\rho_j d_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q_3}\delta_{1j} Yvar_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q_4}\delta_{2j} Gvar_{it-j} + \mu_i + \varepsilon_{4it} \quad (۷)$$

ضرایب متغیر وابسته با وقفه τ_j و α_j اسکالرها هستند.

β_j، ρ_j، δ_{1j}، δ_{2j} بردارهای ردیفی از رگرسیون‌ها $j = 0,1,\dots,k$ می‌باشد. ساختار وقفه بهینه متغیرهای وابسته (p_i) و متغیرهای مستقل (q_i) در بین رگرسیون‌ها بر اساس معیارهای اطلاعاتی متفاوت است.

معادله (۸) با فرم تصحیح خطای شرطی (EC) برای نشان دادن سرعت همگرایی به تعادل بلندمدت به صورت زیر می‌باشد:

$$\Delta R_{it} = C_0 + \gamma_1 R_{it-1} + \theta_1 G_{t-1} + \Sigma_{j=1}^{p_1-1}\varphi_{1j}\Delta R_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q_1-1}\varphi_{2j}\Delta G_{it-j} + \mu_i + \varepsilon_{3it} \quad (۸)$$

γ_1 سرعت تعدیل بلندمدت، $\beta_1 = \frac{-\theta_1}{\gamma_1}$ ضریب مخارج بلندمدت، در حالی که $\theta_1 = \beta_j\Sigma_{j=0}^{q_1}$ می‌باشد. معادله (۹) مجددا پارامترسازی می‌شود:

$$\Delta ps_{it} = c_1 + c_2 trend + \gamma_2 ps_{it-1} + \theta_2 d_{it-1} + \theta_3 Yvar_{it-1} + \theta_4 Gvar_{it-1} + \Sigma_{j=1}^{p_2-1}\varphi_{4j} ps_{it-j} + \Sigma_{j=1}^{q_2-1}\varphi_{5j}\Delta d_{it-j} + \Sigma_{j=1}^{q_3-1}\varphi_{6j}\Delta Yvar_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q_4-1}\varphi_{7j}\Delta Gvar_{it-j} + \mu_i + \varepsilon_{4it} \quad (۹)$$

اگر روابط بین متغیرها خطی نباشند استفاده از مدل ARDL خطی، منجر به نتیجه‌گیری گمراه‌کننده در مورد روابط واقعی بین متغیرها می‌شود؛ بنابراین از یک مدل نامتقارن استفاده می‌شود که روابط غیرخطی بلندمدت و کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد (شین و همکاران، ۲۰۱۴). در ادامه کار شین و همکاران (۲۰۱۴) رگرسیون پانلی بلندمدت غیرخطی زیر در نظر گرفته شده است.

طی بررسی‌هایی شین و همکاران (۲۰۱۴) یک ویژگی غیرخطی به FRF بوهن معرفی کردند تا عدم تقارن در سیاست مالی را از طریق تجزیه مقادیر مثبت و منفی بدهی معوقه به تولید ناخالص داخلی نشان دهد. به طور رسمی:

$$ps_{it} = \rho^+ d_{it}^+ + \rho^- d_{it}^- + \sigma_1^+ Yvar_{it}^+ + \sigma_1^- Yvar_{it}^- + \sigma_2^+ Gvar_{it}^+ + \sigma_2^- Gvar_{it}^- + \mu_i + \varepsilon_{5it} \quad (۱۰)$$

که در آن مشخصات $NARDL\ (p_i,q_i)$، FRFبوهن به شرح زیر است:

$$ps_{it} = \Sigma_{j=0}^{p_3}\emptyset_j ps_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q_5}\left(\delta_{1j}^+ d_{it-j}^+ + \delta_{1j}^- d_{it-j}^- + \Sigma_{j=0}^{q_6}(\delta_{2j}^+ Yvar_{it-j}^+ + \sigma_1^- Yvar_{it}^-\right) + \Sigma_{j=0}^{q_7}\left(\delta_{3j}^+ Gvar_{it-j}^+ + \delta_{3j}^- Gvar_{it-j}^-\right) + \mu_i + \varepsilon_{5it} \quad (۱۱)$$

مجموع تغییرات مثبت و منفی رگرسیون‌ها بدین صورت تعیین می‌شود:

$$d_t^+ = \Sigma_{j=1}^{t}\Delta d_{ij}^+ = \Sigma_{j=1}^{t}\max(\Delta d_{ij}, 0)$$
$$d_t^- = \Sigma_{j=1}^{t}\Delta d_{ij}^- = \Sigma_{j=1}^{t}\min(\Delta d_{ij}, 0)$$
$$Yvar_t^+ = \Sigma_{j=1}^{t}\Delta Yvar_{ij}^+ = \Sigma_{j=1}^{t}\max(\Delta yvar_{ij}, 0)$$
$$Yvar_t^- = \Sigma_{j=1}^{t}\Delta Yvar_{ij}^- = \Sigma_{j=1}^{t}\min(\Delta yvar_{ij}, 0)$$
$$Gvar_t^+ = \Sigma_{j=1}^{t}\Delta Gvar_{ij}^+ = \Sigma_{j=1}^{t}\max(\Delta Gvar_{ij}, 0)$$
$$Gvar_t^- = \Sigma_{j=1}^{t}\Delta Gvar_{ij}^- = \Sigma_{j=1}^{t}\min(\Delta Gvar_{ij}, 0)$$

معادله (۱۱) به شکل EC نامقید مجدداً پارامترسازی می‌شود تا سرعت همگرایی به تعادل بلندمدت را به‌صورت زیر تصریح گردد:

$$\Delta ps_{it} = c_3 + \gamma_3 ps_{it-1} + \theta_5^+ d_{it-1}^+ + \theta_5^- d_{it-1}^- + \theta_6^+ Yvar_{it-1}^+ + \theta_6^- Yvar_{it-1}^- + \theta_7^+ Gvar_{it-1}^+ + \theta_7^- Gvar_{it-1}^- + \Sigma_{j=1}^{P_3-1}\omega_{j=1}\Delta ps_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q_5-1}\left(\theta_{1j}^+\Delta d_{it-j}^+ + \theta_{1j}^-\Delta d_{it-j}^-\right) + \Sigma_{j=0}^{q_6-1}\left(\theta_{2j}^+\Delta Yvar_{it-j}^+ + \theta_{2j}^-\Delta Yvar_{it-j}^-\right) + \Sigma_{j=0}^{q_7-1}\left(\theta_{3j}^+\Delta Gvar_{it-j}^+ + \theta_{3j}^-\Delta Gvar_{it-j}^-\right) + \mu_i + \varepsilon_{5it} \quad (۱۲)$$

سه نوع نامتقارنی در مدل NARDL ارائه شده است: الف) عدم تقارن‌های بلندمدت مرتبط با $\rho^+ \neq \rho^-$، $\sigma_1^+ \neq \sigma_1^-$ و $\sigma_2^+ \neq \sigma_2^-$ ب) نامتقارنی بین Δd_{it}^+ و$\Delta \mathrm{d}_{\mathrm{it}}^+$، بین $\Delta \mathrm{Yvar}_{it}^+$ و $\Delta Yvar_{it}^-$ و بین $\Delta \mathrm{Gvar}_{it}^+$ و $\Delta Gvar_{it}^-$ ج) نامتقارن‌های تعیین شده بر اساس مشخصات مدل. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به همراه منابع آماری آنها در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): متغیرهای مورد استفاده پژوهش

مخارج کل دولت که به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی آمده است.	G	صندوق بین المللی پول
درآمد کل دولت که به نسبت به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (۲۰۱۵) آمده است.	R	صندوق بین المللی پول
تورم	Inflation	بانک جهانی
بدهی عمومی معوقه نسبت به تولید ناخالص داخلی	Laggedpd	صندوق بین المللی پول
درجه باز بودن تجاری نسبت به تولید ناخالص داخلی	Openness	بانک جهانی
نسبت مخارج دولت منهای مقدار روند مخارج به تولید ناخالص داخلی(روند با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات تخمین زده می شود.)	Gvar	محاسبات محقق
نسبت مقدار روند تولید منهای تولید ناخالص داخلی واقعی به تولید ناخالص داخلی در اندازه دولت(روند با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات تخمین زده می شود.)	Yvar	محاسبات محقق
تراز مالی به عنوان تفاوت بین درآمد دولت و مخارج دولت به دست می آید که به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (۲۰۱۵) در نظر گرفته شده است.	PS	صندوق بین المللی پول
بدهی معوقه (مثبت)	Laggedpdp	محاسبات محقق
بدهی معوقه (منفی)	Laggedpdn	محاسبات محقق
مخارج دوره‌ای(مثبت)	Gvarp	محاسبات محقق
مخارج دوره‌ای(منفی)	Gvarn	محاسبات محقق
تولید دوره‌ای(مثبت)	Yvarp	محاسبات محقق
تولید دوره‌ای(منفی)	Yvarn	محاسبات محقق

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-یافته‌های تحقیق

در این قسمت نتایج تجربی پژوهش با استفاده از روش های ارائه شده در قسمت قبل بیان شده است. مطابق جدول (۲) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش از جمله میانگین، میانه، انحراف معیار به همراه سایر اطلاعات ارائه شده است.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	ماکسیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
مخارج دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی (G)	۳۳/۱۹	۲۹/۵۱	۱۸۲/۱۷	۹/۴۹	۲۲/۹۷	۳/۳۰	۱۷/۲۸
درآمد دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی (R)	۳۲/۹۵	۳۰/۰۷	۷۲/۵۱	۴/۸۳	۱۶/۱۹	۰/۶۶	۲/۸۲

تورم (Inflation)	۶/۶۹	۳/۸۸	۶۸/۹۷	-۱۴/۷۷	۹/۰۱	۲/۷۹	۱۶/۱۰
بدهی عمومی معوقه نسبت به تولید ناخالص داخلی (Laggedpd)	۳۰/۴۶	۲۱/۳۵	۳۰۵/۰۰	۱/۶۰	۳۳/۹۵	۴/۲۳	۲۸/۴۸
درجه باز بودن تجاری نسبت به تولید ناخالص (Openness)	۸۰/۱۱	۸۰/۹۳	۱۷۲/۸۰	۱۶/۳۵	۳۶/۵۷	۰/۶۲	۲/۷۲
نسبت مخارج دولت منهای مقدار روند مخارج به تولید ناخالص داخلی (Gvar)	-۰/۳۱	-۱/۱۸	۹/۷۸	-۹/۵۳	۴/۷۳	۰/۱۰	۲/۳۴
نسبت مقدار روند تولید منهای تولید ناخالص داخلی واقعی به تولید ناخالص داخلی در اندازه دولت (Yvar)	۰/۲۵	-۰/۰۰۱	۵۱/۸۸	-۰/۵۴	۳/۶۷	۱۴/۰۲	۱۹۷/۷۵
تراز اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی (خالص قرض اولیه) (PS)	۲/۱۸	۰/۸۶	۳۲/۵۰	-۸۰/۶۲	۱۵/۰۶	-۲/۱۸	۱۳/۷۸
بدهی معوقه (مثبت) (Laggedpdp)	۹/۵۴	۰/۲۰	۲۷۲/۱۳	-۲۱/۱۵	۳۰/۷۱	۴/۵۲	۳۳/۶۷
بدهی معوقه (منفی) (Laggedpdn)	-۳۱/۵۸	-۲۸/۲۵	۱/۸۵	-۱۱۹/۲۵	۳۰/۶۹	-۱/۵۱	۴/۹۱
مخارج دوره‌ای (مثبت) (Gvarp)	۱۸/۹۲	۲۰/۵۵	۶۳/۹۹	-۶/۸۶	۱۴/۷۰	۰/۲۸	۲/۷۴
مخارج دوره‌ای (منفی) (Gvarn)	۲۳/۶۱	-۲۴/۴۲	۰/۰۵	-۵۲/۳۱	۱۳/۵۳	۰/۰۱	۲/۱۱
تولید دوره‌ای (مثبت) (Yvarp)	۲۵۹/۸۶	۱۵۷/۴۱	۲۴۹۳/۷۹۶	-۴۱.۸۴۸۵	۴۳۴/۲۹	۳/۴۱	۱۴/۶۹
تولید دوره‌ای (منفی) (Yvarn)	-۱۹۳/۳۳	-۷۵/۶۹	۵۱/۱۳	-۲۱۵۵/۱	۴۲۱/۷۰	-۳/۴۲۴۴	۱۴/۵۳

منبع: بانک جهانی، صندوق بین المللی پول، اقتصاد تجارت و یافته‌های تحقیق

در ادبیات اقتصادسنجی، طیف وسیعی از آزمون‌های ریشه واحد پانل استاندارد از جمله لوین و همکاران[1] (۲۰۰۲) و بریتونگ[2] (۲۰۰۰)، هادری[3] و ایم و همکاران[4] (۲۰۰۳) را پیشنهاد می‌کند. با این حال، ضعف اصلی آزمون‌های ریشه واحد نسل اول این است که در صورت تایید وابستگی مقطعی احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. وابستگی مقطعی در کشورها ممکن است به دلیل وجود شوک‌های مشترک اقتصادی، اقتصادی و سیاسی ایجاد شود. بنابراین نخستین مرحله قبل از انجام هر آزمونی، بررسی وابستگی مقطعی داده‌ها است. آزمون‌های متعددی در این مورد وجود دارد. در این مقاله، آزمون CD پسران (۲۰۰۴)

[1] Levin et al.
[2] Beritung
[3] Hardi
[4] Im et al.

استفاده می‌شود. در صورت وجود وابستگی مقطعی باید از آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم استفاده شود (بن صلاه و همکاران[1] و ۲۰۱۸).

جدول (۳): مقدار آماره پسران، کشورهای عضو اوپک

متغیر	نماد	آماره احتمال	سطح احتمال
مخارج دولت	G	۲/۸۱	۰/۰۰۴۹
درآمددولت	R	۱۳/۰۵	۰/۰۰۰۰
مخارج دوره‌ای	Gvar	۲/۳۴	۰/۰۱۹۲
تولید دوره‌ای	Yvar	۵/۶۴	۰/۰۰۰۰
درجه باز بودن	openness	۲/۸	۰/۰۰۵۱
ترازاولیه	ps	۱۲/۲۱	۰/۰۰۰۰
بدهی معوقه	laggedpd	۱۹/۰۱	۰/۰۰۰۰
تورم	Inflation	۲/۹۱	۰/۰۰۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اطلاعات جدول (۳) وجود وابستگی مقطعی پذیرفته می‌شود. آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است. این مطالعه از آزمون ریشه واحد پسران تعمیم یافته (CIPS) استفاده می‌کند.

جدول (۴): نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های پانلی در حالت با عرض از مبدا و روند

متغیرها	آماره CIPS	مقادیر بحرانی %۱	%۵	%۱۰	سطح
مخارج دولت G	-۶/۵۹	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(0)
درآمد دولت R	-۲/۴۵	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
بدهی معوقه Laggedpd	-۱/۳۳	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
درجه باز بودن تجاری Openness	-۲/۴۹	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
مخارج دوره‌ای Gvar	-۱/۲۹	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
تولید دوره‌ای Yvar	-۲/۱۱	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
تورم Inflation	-۲/۴۹	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
تراز اولیه PS	-۲.۵۵	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)

[1] Ben-Salha et al.

بدهی معوقه (مثبت) Laggedpdp	-۱/۶۰	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
بدهی معوقه (منفی) Laggedpdn	-۱/۷۶	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
مخارج دوره¬ای (مثبت) Gvarp	-۳/۷۶	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(0)
مخارج دوره‌ای (منفی) Gvarn	-۱/۲۳	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
تولید دوره‌ای (مثبت) Yvarp	-۱/۶۴	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(1)
تولید دوره‌ای (منفی) Yvarn	-۲/۷۹	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۷۴	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد هیچ یک از متغیرها در تفاضل مرتبه دوم مانا نمی‌باشد و به صورت مجموعه‌ای از I(0) و I(1) است. بنابراین شرط مدل NARDL مبتنی بر پانل را برقرار است (گرینود نیمو و شین[1]، ۲۰۱۴). بعد از بررسی مانایی متغیرها، مدل براساس تخمین زننده میانگین گروه[2](MG) و تخمین زننده میانگین گروه تلفیقی[3] (PMG) برآورد می‌شود؛ زیرا در مفاهیم پنل نمی‌توان مقایسه در طول کشورها رو بدون در نظر گرفتن ناهمگنی انجام داد چرا که نمونه از کشورهای مختلف تشکیل شده است. تخمین زننده‌های پانل که کشورها را همگن در نظر می‌گیرند نتایج تورش داری به‌دست می‌آورند بنابراین ناهمگنی بین کشورها باید به طور واضحی لحاظ شود. پس از برآورد این تخمین زننده‌ها با توجه به آزمون هاسمن که قاعده تصمیم‌گیری در انتخاب بین تخمین زننده‌های مذکور می‌باشد بررسی می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۵) برآوردگر PMG مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

جدول (۵): نتایج آزمون هاسمن

نتایج آزمون هاسمن بین تخمین زن‌هایMG, PMG			
مدل	مدل پایداری ناترازی مالی متقارن	مدل پایداری بدهی عمومی متقارن	مدل نامتقارن
فرضیه صفر آزمون هاسمن	H_0=MG H_1=PMG	H_0=MG H_1=PMG	H_0=PMG H_1=MG
مقدار آماره کای دو	۳/۸۳	۱۸/۱۱	۱۷/۸۴
مقدار احتمال	۰/۱۴۷۲	۰/۱۵۰۵	۰/۰۲۲۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۱- برآورد مدل PANEL ARDL

در ابتدا روابط بین متغیرهای مورد مطالعه را با توجه به دو الگو پایداری ناترازی مالی و پایداری بدهی عمومی با استفاده از روش PMG مورد بررسی قرار می‌گیرد. انجام برآوردها با استفاده از تغییرات در استفاده از متغیرهای کنترل فاقد انسجام است. نتایج حاصل از تخمین معادله (۸) و (۹) با استفاده از روش PMG در جدول(۶) ارائه شده است.

[1] Greenwood-Nimmo & Shin
[2] Mean Group
[3] Pooled Mean Group

جدول (۶): نتایج روابط بلندمدت وکوتاه مدت معادله متقارن(متغیر وابسته مدل (۱) درآمد دولت و مدل (۲) تراز اولیه)

	مدل۱پایداری ناترازی مالی		مدل۲پایداری بدهی عمومی	
	برآورد الگوی بلندمدت			
متغیر	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
R	–	–	–	
G	۰/۷۳	۰/۰۰۰۰	–	
openness	۰/۱۳	۰/۰۰۰۰	–	
PS	–		–	–
Laggedpd	–		۰/۰۷	۰/۰۲۶۴
Gvar	–		-۰/۷۳	۰/۰۰۰۰
Yvar	–		-۷۴/۱۲	۰/۲۲۱۰
Inflation	–		۰/۳۲۹۷	۰/۰۰۰۸
	برآورد الگوی کوتاه مدت			
D(G)	-۰/۲۳	۰/۲۵۹۳	–	
D(openness)	۰/۰۶	۰/۳۹۲۶	–	
D(Laggedpd)	–		-۰/۰۲	۰/۷۳۵۹
D(Gvar)	–		-۰/۱	۰/۵۰۵۰
D(Yvar)	–		-۳۷/۲۶	۰/۰۳۳۳
D(Inflation)	–		-۰/۰۵	۰/۶۹۸۴
c	–		۴/۱۸	۰/۰۱۰۴
Trend	–		-۰/۵۳	۰/۰۱۲۴
ec	-۰/۲۶	۰/۰۱۵۶	-۰/۴۲	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه‌به نتایج به دست آمده در جدول (۶) در الگوی تخمین زده شده خطی (۱) در بلندمدت تاثیر مخارج دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی بر درآمد دولت مثبت و معنادار، تاثیر درجه باز بودن بر درآمد دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی مثبت و معنا دار حاصل شده است. لازم به ذکر است تاثیر تمامی متغیرهای توضیحی در کوتاه مدت بی‌معنا بوده است. ضریب تصحیح خطا (ec) نشان می‌دهد که سالانه ۲۶ در صد از خطای کوتاه مدت کم می‌شود تا به حالت پایدار بلندمدت برگردد.

ضریب مثبت مخارج (۰.۷۳) بیانگر این است به ازای یک واحد افزایش در مخارج، درآمد به میزان ۰.۷۳ افزایش می‌یابد؛ به عبارتی دیگر درآمد با سرعت کمتری رشد می‌کند از آنجا که ضریب مربوطه بین ۰ و ۱ قرار دارد بنابراین پایداری ناترازی مالی ضعیف وجود دارد.

در الگوی برآورد شده خطی (۲) در بلندمدت تاثیر بدهی معوقه نسبت به تولید ناخالص داخلی بر تراز اولیه مثبت و به لحاظ آماری معنادار، تاثیر مخارج دوره‌ای بر تراز اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی منفی و به لحاظ آماری معنادار، تاثیر تولید دوره‌ای بر تراز

اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی به لحاظ آماری بی‌معنا و تاثیر تورم بر تراز اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی به لحاظ آماری مثبت و معنادار به دست آمده است.

در بلندمدت ضریب مثبت بدهی معوقه بیانگر این است دولت توان پرداخت بخشی از بدهی دوره قبل را دارد. این نشان دهنده واکنش پایدار ضعیف تراز اولیه به افزایش بدهی عمومی است. ضریب منفی مخارج دوره‌ای بیانگر این است که با افزایش مخارج دوره‌ای تراز اولیه کاهش می‌یابد. ضریب منفی تولید دوره‌ای بیانگر این است با افزایش تولید دوره‌ای مازاد تراز در حال کاهش است به عبارتی تراز اولیه در رونق دوره‌ای (نوسانات به طرف بالا دوره‌ای) تراز اولیه کاهش یافته و بالعکس. در واقع ضریب منفی مخارج دوره‌ای و تولید دوره‌ای بیان می‌کند که سیاست مالی دولت در برخورد با نوسانات تولید ناخالص داخلی رویکرد تمایل به همراهی با روند[1] (procyclicality) داشته است. ضریب مثبت تورم بیانگر این است که شوک‌های تورمی ناشی از عرضه منجر به افزایش بدهی دولت و ضریب مثبت درجه باز بودن از طریق افزایش واردات منجر افزایش بدهی دولت می‌گردد. در کوتاه‌مدت ضریب مثبت متغیرهای توضیحی بدهی معوقه، مخارج دوره‌ای و تورم به استثناء تولید دوره‌ای به لحاظ آماری بی‌معنا است. ضریب تصحیح خطا (ec) نشان می‌دهد که سالانه ۴۲ در صد از خطای کوتاه‌مدت کم می‌شود تا به حالت پایدار بلندمدت برگردد. نتایج کوتاه‌مدت مدل‌های متقارن، مطابق با انتظار نبوده و استفاده از چارچوب نامتقارن، احتمالاً این ضعف را پوشش دهد.

۴-۲- برآورد مدل PANAL NARDL

در این بخش حالت نامتقارن مثبت و منفی بدهی عمومی، مخارج دوره‌ای و تولید دوره‌ای در معادله (۱۲) مورد بررسی قرار می‌گیرد. جدول (۷) نتایج روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل PANEL NARDL را نشان می‌دهد.

جدول (۷): نتایج روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت نامتقارن (متغیر وابسته تراز اولیه)

برآورد الگوی بلندمدت		
متغیر	ضریب	احتمال
PS	-	-
Laggedpdp	۰/۰۶۳	۰/۰۵۱۸
Laggedpdn	-۰/۰۱	۰/۶۲۱۹
gvarp	-۰/۱۴	۰/۰۰۰۰
gvarn	۰/۱۱	۰/۰۰۰۱
yvarp	-۰/۰۱	۰/۰۸۴۲
yvarn	۰/۱۲	۰/۰۰۰۰
openness	۰/۱۷	۰/۰۰۰۰
برآورد الگوی کوتاه مدت		
D(Lagged pdp)	-۰/۳۸	۰/۰۲۳۹
D(Lagged pdn)	۰/۳۲	۰/۱۵۵۰

[1] تمایل متغیرهای مالی به نوسان اطراف یک‌روند در طول چرخه اقتصادی اشاره دارد؛ بنابراین، افزایش چرخه‌ای بودن به‌سادگی به معنای نوسانات با دامنه وسیع‌تر است.

D(gvarp)	-۰/۳۱	۰/۲۲۷۴
D(gvarn)	-۰/۲۵	۰/۰۰۹۷
D(yvarp)	-۰/۰۴	۰/۱۶۴۰
D(yvarn)	-۰/۰۳	۰/۵۷۳۲
D(openness)	۰/۱۴	۰/۲۰۶۵
C	-۲/۳۷	۰/۵۳۸۰
TREND	۱/۴۱	۰/۰۹۳۳
Ec	-۰/۴۹	۰/۰۱۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

در الگوی برآورد شده نامتقارن معادله (۱۲) در بلندمدت تأثیر افزایش بدهی معوقه نسبت به تولید ناخالص داخلی بر تراز اولیه مثبت و به لحاظ آماری معنادار، تأثیر کاهش بدهی معوقه نسبت به تولید ناخالص داخلی بر تراز اولیه مثبت و به لحاظ آماری بی‌معنا، که نشان‌دهنده عدم ارتباط واضح بین تراز اولیه و کاهش بدهی عمومی نسبت به تولید ناخالص داخلی است. تأثیر افزایش مخارج دوره‌ای و تأثیر افزایش تولید دوره‌ای بر تراز اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی منفی و به لحاظ آماری معنادار، تأثیر کاهش مخارج دوره‌ای و تأثیر کاهش تولید دوره‌ای بر تراز اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی مثبت و به لحاظ آماری معنادار، تأثیر درجه باز بودن تجاری بر تراز اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی مثبت و به لحاظ آماری معنادار به‌دست‌آمده است.

ضریب منفی بلندمدت افزایش مخارج دوره‌ای نشان می‌دهد تراز اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش (کسری بودجه افزایش) یافته است و همچنین ضریب مثبت بلندمدت کاهش مخارج دوره‌ای نشان می‌دهد تراز اولیه نسبت به تولید ناخالص داخلی بهبود (کسری بودجه کاهش) یافته است. ضریب منفی بلندمدت افزایش تولید دوره‌ای بیانگر این است که تراز اولیه در رونق دوره‌ای (نوسانات بطرف بالا) کاهش و ضریب مثبت بلندمدت کاهش تولید دوره‌ای حاکی از این است که تراز اولیه در رکود دوره‌ای (نوسانات بطرف پایین) افزایش داشته است. در واقع اثر مثبت کاهش تولید و مخارج دولت دوره‌ای و اثر منفی افزایش تولید و مخارج دولت دوره‌ای بر تراز اولیه رویکردی تمایل به همراهی با روند داشته است.

در کوتاه مدت تأثیر افزایش بدهی معوقه نسبت به تولید ناخالص داخلی بر تراز اولیه منفی و معنادار که نشان می‌دهد که تراز اولیه بدتر شده (کسری بودجه دولت افزایش‌یافته) است. تأثیر کاهش مخارج دوره‌ای بر تراز اولیه منفی و به لحاظ آماری معنادار، به عبارتی ضریب منفی کاهش مخارج دوره‌ای منجر به کاهش تراز اولیه (کاهش مازاد) می‌گردد. متغیر توضیحی نسبت کاهش بدهی معوقه به تولید ناخالص داخلی، افزایش مخارج دوره‌ای، کاهش و افزایش تولید دوره‌ای و درجه باز بودن تجاری به لحاظ آماری بی‌معنا است. تأثیر مثبت کاهش بدهی معوقه بر تراز اولیه نشان می‌دهد تراز اولیه افزایش (کسری بودجه کاهش) یافته است. ضریب منفی افزایش مخارج دوره‌ای منجر به کاهش تراز اولیه (افزایش کسری بودجه) می‌گردد. ضریب منفی افزایش تولید دوره‌ای منجر به کاهش تراز اولیه (افزایش کسری بودجه) و ضریب منفی کاهش تولید منجر به کاهش ترازاولیه (افزایش کسری بودجه) می‌گردد. در نتیجه، در بلندمدت تراز اولیه در رونق دوره‌ای کاهش، در حالی که در رکود دوره‌ای بهبود یافته است. در کوتاه مدت، تراز اولیه هم در رونق دوره‌ای و هم در رکود دوره‌ای کاهش یافته است. این نتایج نشان دهنده موضع انبساطی سیاست مالی در کوتاه مدت است. ضریب تصحیح خطا ec منفی و در سطح ۰/۹۵ از نظر آماری معنی‌دار است؛ بیانگر این است که سیستم عدم تعادل سال قبل خود را به‌سرعت تصحیح می‌کند و شواهد بیشتری از همبستگی بلندمدت پایدار بین متغیرهای مدل ارائه می‌دهد.

با تجزیه نوسانات منفی و مثبت بدهی عمومی، تولید دوره‌ای، مخارج دوره‌ای، ضرایب مربوط بیان‌کننده آن است که واکنش تراز اولیه به هر یک از این نوسانات متفاوت بوده؛ بنابراین برای اطمینان از تقارن یا نامتقارن بودن اثرات بدهی عمومی، مخارج دوره‌ای، تولید دوره‌ای بر تراز اولیه، از آزمون والد نیز استفاده شده و فرض صفر این آزمون مبنی بر برابری ضرایب بلندمدت، یا به بیان دیگر رد نامتقارنی اثرات بدهی عمومی، مخارج دوره‌ای، تولید دوره‌ای است. نتایج به دست‌آمده نشان می‌دهد، آماره والد ۶۹.۷۱ با سطح احتمال ۹۹ درصد معنادار است؛ در نتیجه، فرض صفر مبنی بر برابری ضرایب بلندمدت، رد و فرضیه مقابل مبنی بر نامتقارن بودن اثرات بدهی عمومی، مخارج دوره‌ای، تولید دوره ای، پذیرفته می‌شود.

در چارچوب اثرگذاری سیاست مالی نامتقارن، با توجه به نتایج مدل نامتقارن کاهش مخارج دوره‌ای، کاهش تولید دوره‌ای و افزایش نسبت بدهی عمومی معوقه به تولید ناخالص داخلی، دارای آثار بزرگتری بر تراز اولیه در مقایسه با مدل متقارن بوده است و از آنجا افزایش ها و کاهش‌ها در مدل نامتقارن هم علامت نبوده و از نظر معناداری تفاوت داشتند بنابراین مدل نامتقارن مرجح‌تر از مدل متقارن بوده و در سیاست گذاری‌ها باید روی مدل نامتقارن تمرکز شود. استفاده از هر دو رویکرد متقارن و نامتقارن در جهت کسب نتایج پرقدرت بوده است.

۵-نتیجه‌گیری و پیشنهادات

اهمیت حفظ کسری بودجه مالی پایدار به طور یکسان مورد توجه اقتصاددانان و تصمیم‌گیرندگان قرار گرفته است. از منظر مالی حفظ یک رابطه‌ی بلندمدت پایدار بین مخارج و درآمدها، یکی از الزامات کلیدی برای یک محیط اقتصادی کلان باثبات و پایدار است؛ بنابراین دانستن اثرات بالقوه ناپایداری مالی برای ذینفعان در چارچوب سیاست‌های چالش‌برانگیز مالی و پولی، نوسانات ارزی و افزایش تامین مالی بدهی عمومی برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه مهم است. تجزیه و تحلیل این مطالعه نشان داده است که سیاست های انتخاب شده تعیین می کند که آیا پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی در شرایط سیاست مالی نامتقارن محقق می شود یا خیر. بنابراین، تصمیم دولت برای انتخاب محدوده کاهش یافته از بدهی‌های عمومی به شدت تحت تأثیر تراز اولیه، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و استراتژی مالی خاص اتخاذ شده است. در این راستا مقاله حاضر، پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی در شرایط سیاست مالی نامتقارن را برای نمونه‌ای از ۱۰ کشور عضو اوپک در دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۲ با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌ی توزیعی متقارن پانلی و روش خودرگرسیون با وقفه‌ی توزیعی نامتقارن پانلی غیرخطی مورد بررسی قرار داده است.

بر اساس نتایج به دست آمده، در مدل متقارن ضریب مثبت مخارج دولت (۰.۷۳) نشان دهنده این است که با پایداری مالی به شکل قوی ناسازگار است؛ بنابراین نمی توان تمامی مخارج دولت را با درآمدهایش تامین مالی کرد در نتیجه شرط بازی غیرپونزی نقض می‌شود. رابطه مثبت نسبت بدهی عمومی معوقه به تولید ناخالص داخلی با تراز اولیه نشان از پایداری بدهی عمومی بوده است. اما مقدار کوچک (۰.۰۷) این ضریب نشان‌دهنده وجود یک پایداری ضعیف که دولت توان پرداخت بخشی از بدهی دوره قبل دارد. به طور کلی، پایداری بدهی عمومی به مدیریت تراز اولیه و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بستگی دارد. نتایج به دست آمده با مطالعات ال مهمه و کندل[1] (۲۰۱۹) و آبینداو نبیو و همکاران (۲۰۲۳) سازگار است.

ال مهمه و کندل (۲۰۱۹) در بررسی ارزیابی پایداری بلندمدت مالیه عمومی شورای همکاری خلیج‌فارس، نشان دادند که رابطه مثبتی بین تراز اولیه و بدهی عمومی معوقه نسبت به تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

[1] El Mahmah & Kandil

در مدل نامتقارن، در بلندمدت ضریب مثبت افزایش نسبت بدهی عمومی معوقه به تولید ناخالص داخلی دارای اثر بزرگتری بر تراز اولیه بوده که نشان از پایداری بدهی عمومی در شرایط سیاست مالی نامتقارن است. شواهد نشان می‌دهد که مقامات دولتی درتلاش هستند تا نسبت بدهی معوقه به تولید ناخالص داخلی از طریق یکپارچگی مالی (هم‌زمانی مالی) زمانی که نسبت بدهی در حال افزایش است تثبیت کنند. مقایسه تجزیه ضرایب مثبت و منفی مخارج دوره‌ای نشان از نامتقارن بودن سیاست مالی در بلندمدت است که نتایج به دست آمده با پژوهش‌های اخیر معز بن طاهر (۲۰۲۲)، رادنایک (۲۰۲۰) و اخسانا ویراناندا (۲۰۲۱) در مورد پایداری ناترازی مالی و بدهی عمومی در شرایط سیاست مالی نامتقارن سازگار است. رادنایک (۲۰۲۰) نشان داد که پایداری سیاست مالی در سریلانکا ضعیف و نامتقارن است.

برخلاف نتیجه مطالعه حاضر، ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹) در بررسی پایداری مالی دولت در ایران با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ نشان دادند که وضعیت مالی دولت در حالت ناپایدار قرار دارد و تفکیک دوره زمانی به رژیم‌های مختلف تأثیری بر نتایج به‌دست‌آمده ندارد و همواره سیاست مالی دولت وضعیت ناپایدار را تجربه کرده است. معماریان و همکاران[1] (۱۴۰۱) در بررسی پایداری بدهی‌های دولت در ایران با استفاده از تابع واکنش سیاست‌گذار و آزمون علیت غیرخطی طی دوره زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۸نشان دادند که پایداری بدهی‌های دولت برقرار نیست؛ لذا هیچ‌گاه انباشت بدهی‌های دولت جزو دغدغه سیاست‌گذاران بودجه‌ای در جهت کاهش کسری بودجه نبوده است.

علت تفاوت نتایج این مطالعات با مطالعه حاضر در نمونه آماری، دوره زمانی و روش برآورد متفاوت بوده است.

کسری برای رشد به این ترتیب زمانی که اقتصاد بالاتر از بالقوه رشد می‌کند، اقدامات مالی دولت برای تامین تقاضای کل اجرا می‌شود. در رونق، اقتصادهای درحال توسعه اغلب دسترسی آسانتری به تامین مالی اقتصادی و کاهش فقر را فراهم می‌کند. از این رو سطوح بدهی تمایل به افزایش در مراحل رشد اقتصادی بالا دارد، در حالی که سطوح پایدار بدهی و کسری بودجه با افزایش رشد اقتصادی بالا می‌ماند (گویال[2]،۲۰۱۱). چنین نامتقارن در سیاست مالی در کشورهای در حال توسعه را بدلیل محدود بودن پایه‌ی مالیاتی و بی‌کشش مخارج دولت به دلیل عوامل سیاسی نسبت داد (جاها[3]،۲۰۱۰). بنابراین درآمد و مخارج دولت هر دو در رونق اقتصادی افزایش می‌یابند و بالعکس. آلسینا و همکاران[4] (۲۰۰۸) ادعا کردند تمایل به همراهی با روند بودن سیاست‌های مالی اغلب ناشی از واکنش تحریف شده به رونق به جای رکود است.

بر اساس یافته‌های مذکور، چند پیشنهاد سیاستی به کشورها ارائه می‌شود تا به سوی یک مسیر کاهش بدهی عمومی منظم‌تر و مدیریت شده‌تر حرکت کنند. یکی از مهم‌ترین پیشنهادات این است که کشورها نیاز به بهبود جریان نقدی دولت از طریق گسترش پایه مالیاتی دارند. برای این منظور، پیاده‌سازی سیستم اطلاعات مدیریت اداری درآمد[5] (RAMIS) راهی است که به ساده‌تر کردن استاندارد سازی و بهینه‌سازی نظام مالیاتی کمک کند و هماهنگی بیشتری در این زمینه ایجاد شود.

سیاست‌های مالی باید به اندازه کافی فعال باشد تا از افزایش نسبت بدهی جلوگیری کند. به عنوان مثال، اگر واکنش تراز اولیه یک کشور به بدهی با سابقه تثبیت مالی ضعیف پایین باشد، سیاست مالی ضدچرخه‌ای در طول رکود می‌تواند باعث بدتر شدن بیشتر بدهی

[1] Memarian et al. (2022)
[2] Goyal
[3] jha
[4] Alesina et al.
[5] Administration Management Information System

شود. همینطور شوک‌های مالی مثبت و منفی (انبساطی و انقباضی) متناسب با شرایط اقتصاد (رونق و رکود) آثار متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند.

افزایش مقررات مالی و تدوین سیاست‌های با هدف الزام سرمایه کافی در موسسه‌های مالی برای ایجاد محیطی مناسب برای افزایش پایداری مالی است. سیاست پولی به‌عنوان ابزاری برای دستیابی به پایداری مالی است و هدف قراردادن قیمت دارایی می‌تواند یکی از راه‌های موثر برای مهار ناپایداری مالی و به دنبال آن رکود اقتصادی باشد.

مدیریت مناسب درآمدهای نفتی، ایجاد صندوق‌های ذخیره ارزی برای تدبیر در مواجهه با نوسانات و اعمال محدودیت‌هایی در بودجه در صورت نوسانات قیمت نفت، توسعه منابع مالی مستقل از نفت، مانند افزایش مالیات‌ها، ترویج تولید داخلی و تقویت بخش‌های غیرنفتی اقتصاد می‌تواند نقش مهمی در پایداری بدهی عمومی ایفا کند.

برنامه‌ریزی دقیق و موزون بودجه با در نظر گرفتن نوسانات درآمدی و هزینه‌ها و تنظیم مؤلفه‌های مهم بودجه از جمله هزینه‌های اجتماعی، سلامت و آموزش با اهمیت است. این کار می‌تواند کمک کند تا ناترازی مالی در شرایط نامتقارن به حداقل ممکن کاهش یابد. تنظیم برنامه‌های توسعه با توجه به اهداف اقتصادی و اجتماعی کشور و با تحلیل دقیق اثرات آنها بر ناترازی مالی می‌تواند به ارتقاء پایداری اقتصادی و مالی کمک کند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

تقدیر و تشکر

از اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی که با هدف پیش رفتن به سوی اهداف توسعه‌ای و به منظور بهره‌گیری از توان و ظرفیت بالقوه دانشگاه‌ها ما را یاری نمودند تقدیر و تشکر می‌شود.

فهرست منابع

1. Abdel-Latif, H., & Mishra, T. (2016). Asymmetric growth impact of fiscal policy: Evidence from Egypt. *Available at SSRN* 3091610.
2. Abindaw Nabieu, G. A., Minlah, M., & Mensah, D. (2023). Public debts, fiscal balance and sustainability: What can African governments learn from debt sustainability models?. *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 223582.
3. Abu, N., David, J., Gamal, A. A. M., & Obi, B. (2022). Non-Linear Effect of Government Debt on Public Expenditure in Nigeria: Insight from Bootstrap ARDL Procedure. *Organizations and Markets in Emerging Economies*, 13(1), 163-182.
4. Argentiero, A., & Cerqueti, R. (2021). Public debt management and tax evasion. *Macroeconomic Dynamics*, 25(3), 669-692.
5. Arghyrou, M. G., & Luintel, K. B. (2007). Government solvency: revisiting some EMU countries. *Journal of Macroeconomics*, 29(2), 387-410.
6. Baharumshah, A. Z., & Lau, E. (2007). Regime changes and the sustainability of fiscal imbalance in East Asian countries. *Economic Modelling*, 24(6), 878-894.
7. Baharumshah, A. Z., Soon, S. V., & Lau, E. (2017). Fiscal sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad?. *Journal of Policy Modeling*, 39(1), 99-113.
8. Barro, R. J. (1986). US deficits since World War I. *The Scandinavian Journal of Economics*, 195-222.
9. Ben-Salhaa, Ousama, Dachraouid, Hajer, Sebri, Maamar (2018). Natural resource rents and economic growth in the top resource-abundant countries: A PMG estimation.
10. Bergman, U. M., Hutchison, M. M., & Jensen, S. E. H. (2016). Promoting sustainable public finances in the European Union: The role of fiscal rules and government efficiency. *European Journal of Political Economy*, 44, 1-19.
11. Biolsi, C. (2017). Nonlinear effects of fiscal policy over the business cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 78, 54-87.
12. Bohn, H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?. *Journal of monetary Economics*, 54(7), 1837-1847.
13. Buiter, W. H. (1985). A guide to public sector debt and deficits. *Economic policy*, *1*(1), 13-61.
14. Cavalcanti, M. A., Vereda, L., Doctors, R. D. B., Lima, F. C., & Maynard, L. (2018). The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal rules constrained by public debt sustainability. *Economic Modelling*, 71, 184-201.
15. Chen, P. F. (2016). US fiscal sustainability and the causality relationship between government expenditures and revenues: a new approach based on quantile cointegration. *Fiscal Studies*, 37(2), 301-320.
16. Doi, T., Hoshi, T., & Okimoto, T. (2011). Japanese government debt and sustainability of fiscal policy. *Journal of the Japanese and international economies*, 25(4), 414-433.
17. Dombi, A., & Dedak, I. (2019). Public debt and economic growth: what do neoclassical growth models teach us?. *Applied Economics*, 51(29), 3104-3121.
18. Ewing, B. T., Payne, J. E., Thompson, M. A., & Al-Zoubi, O. M. (2006). Government expenditures and revenues: Evidence from asymmetric modeling. *Southern Economic Journal*, 73(1), 190-200.
19. Hall, R. E. (2014). Fiscal stability of high-debt nations under volatile economic conditions. *German Economic Review*, 15(1), 4-22.
20. Hamilton, J. D., & Flavin, M. (1986). On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing.

21. Ikhsan, M., & Virananda, I. G. S. (2021). Fiscal sustainability in Indonesia with asymmetry. *Economics and Finance in Indonesia*, 67(1), 19-33.
22. IMF (2003) Debt sustainability in low income countries-towards a looking strategy. *Int Monet Fund Staff Policy Dev Rev Pap,* 19(8):159–170.
23. Jha, R., & Sharma, A. (2004). Structural Breaks, Unit Roots, and Cointegration: A further test of the sustainability of the indian fiscal deficit. *Public Finance Review*, 32(2), 196-219.
24. Joy, J., & Panda, P. K. (2021). An empirical analysis of sustainability of public debt among BRICS nations. *Journal of Public Affairs*, 21(2), e2170.
25. Karimi-Petanlar, S., Jafari Samimi, A., & Montazeri Shurakchali, J. (2016). Sustainability of government debt in Iran: new evidence from the fiscal reaction function. *Monetary and financial economics researches (former knowledge and development) new period*, 24(13), 1-29 (in Persian).
26. Kia, A. (2008). Fiscal sustainability in emerging countries: Evidence from Iran and Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 30(6), 957-972.
27. Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
28. Maebayashi, N., & Konishi, K. (2021). Sustainability of public debt and inequality in a general equilibrium model. *Macroeconomic Dynamics*, 25(4), 874-895.
29. Memarian, M. H., & Tayebnia, A., & Mehravar, M. (1401). Investigating the sustainability of government debts in Iran using the policy maker's reaction function and nonlinear causality test. *Review of Iran's Economic Issues,* 9(1 (serial number: 17)), 365-335 (in Persian).
30. Memipour, S., & Gudarzi, F. (2019). Investigating the financial stability of the government in Iran using Markov switching unit root test. *Journal of Economic Research,* 55(2), 462-437 (in Persian).
31. Minea, A., & Villieu, P. (2010). Endogenous growth, government debt and budgetary regimes: A Corrigendum. *Journal of Macroeconomics*, 32(2), 709-711.
32. Narayan, P. K. (2005). The government revenue and government expenditure nexus: empirical evidence from nine Asian countries. *Journal of Asian Economics*, 15(6), 1203-1216.
33. Nguyen, D. X., & Nguyen, T. D. (2023). Asymmetric Impacts of Public Debt on Economic Growth: Empirical Evidence From Vietnam. *International Journal of Professional Business Review*, 8(5), e02157-e02157.
34. Quintos, C. E. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 409–417.
35. Rathnayake, A. S. K. (2020). Sustainability of the fiscal imbalance and public debt under fiscal policy asymmetries in Sri Lanka. *Journal of Asian Economics*, 66, 101161.
36. Rudin, J. R., & Smith, G. W. (1994). Government deficits: measuring solvency and sustainability. *Deficit Reduction: What Pain, What Gain*.
37. Saedi, A., & Dargahi, H. (2021). Determinants of government budget deficit in the economy of Iran emphasizing the economic and political economics factors. *Journal of planning and budgeting*. 26(1), 5-32 (in Persian).
38. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314.
39. Uryszek, T. (2015). Long-term Sustainability Of Public Finance In The Central And Eastern EU Member States/Długoterminowe Zrównoważenie Finansów Publicznych w Krajach Europy Środkowej i Wschodniej Należących Do Ue.

40. Wigger, B. U. (2009). A note on public debt, tax-exempt bonds, and Ponzi games. *Journal of Macroeconomics*, 31(3), 492-499.
41. Wilcox, D. W. (1989). The sustainability of government deficits: Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, credit and Banking*, 21(3), 291-306.
42. Zioło, M. (2011). Deficyt i dług jako kategorie objęte dyscypliną fiskalną. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu,* (167), 589-599.

Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics

Estimation of Iran's Consumption Function Using Quantile Regression Method

Mohammadreza Monjazeb[1], Hosein Amiri[2], Farshid Vojdani[3], Akram Movahedi[4]

1. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Public Affairs, Kharazmi University, Tehran, Iran. monjazeb@khu.ac.ir
2. Associate Professor of Economics and Islamic Banking, Kharazmi University, Department of Economics, Faculty of Economics, Tehran, Iran, h.amiri@khu.ac.ir
3. M.A in Economics, Kharazmi University, Department of Economics, Faculty of Economics, Tehran, Iran, Farshid997@yahoo.com
4. M.A in Economics, Kharazmi University, Department of Economics, Faculty of Economics, Tehran, Iran, movahedi.akram64@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: July 2024
Accepted: October 2024

JEL: D14, C32, E21.

Keywords:
Consumption Function,
Income,
Wealth,
Quantile Regression.

ABSTRACT

In macroeconomics, aggregate consumption assumes a pivotal role as a fundamental component of total demand. It directly influences production and employment while indirectly contributing to overall economic growth through savings and investment. Insights gleaned from consumption function estimations and the study of the marginal propensity to consume (MPC) inform economic policy decisions. Economists have diligently explored the intricate relationship between consumption behavior and influential factors.

The primary objective of the research you mentioned is to examine the nexus between consumption, income, and wealth during the period spanning from the first quarter of 1369 to the third quarter of 1401, utilizing quantile regression techniques. By analyzing a diverse set of comprehensive models grounded in macroeconomic principles, the study aims to identify an optimal model for Iran's economy. The empirical results reveal that income and wealth have a positive and statistically significant impact on consumption, with consistent effects observed across different quantiles. Furthermore, the Brownian habit persistence model aligns well with Iran's economic dynamics, implying that government interventions related to pricing and taxation can effectively shape community consumption patterns and contribute to overall economic growth.

Cite this article: Monjazeb, M., Amiri, H., Vojdani, F., & Movahedi, M. K. (2025). Estimation of Iran's Consumption Function Using Quantile Regression Method. *Applied Theories of Economic*, 12(1), 23-48.
http//doi.org/ 10.22034/ecoj.2024.62503.3328

© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2024.62503.3328

Introduction

This study investigates the impact of income and wealth on consumption in Iran. As one of the most important factors in macroeconomic analysis and government policy-making, consumption significantly affects the economy in the short and long term. In the short term, consumption affects total demand, employment, interest rates, and income, while in the long term, it influences economic growth.

For the first time, Keynes (1937) introduced the consumption function in his book "The General Theory of Employment, Interest, and Money," considering income as a major factor affecting consumption. Following him, other theories were proposed by economists like Duesenberry (1949), Modigliani (1966), Friedman (1957), and others, examining the impact of economic, cultural, and personal factors such as income, savings, interest rates, age, gender, and household size on consumption.

This study uses the quantile regression method to compare consumption behaviors across different quantiles and utilize the findings for policy-making. This approach provides a comprehensive picture of consumption distribution. The period under review is from the first quarter of 1990 to the third quarter of 2022. Various models based on macroeconomic theories are used to help select the optimal model suitable for Iran's conditions.

Methodology

This study employs seven models based on macroeconomic frameworks, which are comprehensively evaluated across different quantiles. Each model is thoroughly examined, and the optimal model suitable for Iran's conditions is selected. To investigate the impact of wealth on consumption, liquidity is used as a proxy for wealth, also done by Li and Zhang (2021).

Quantile regression offers a more complete picture of the conditional distribution by constructing Quantile functions in different regions. This method is also robust against outliers and is suitable for examining asymmetric error distributions (Chaudhuri, 2018).

Results and Discussion

The Quantile regression model estimates show that income has a greater impact on consumption on the left side of the distribution, whereas wealth has a greater effect on the right. Among the models examined, the Brown model is valid for Iran's economy, indicating the persistence of habitual consumption behavior. According to this model, consumption depends on current income and the highest past consumption levels. This finding aligns with the results of Manjadzab (1996).

Regarding the relationship between income and consumption, the study's results are consistent with those of Gholizadeh et al. (2022) and Jowadi and Sousa (2014), indicating that the influence of income on consumption is stronger than that of wealth. Based on the continuity of habit, the Brown model suggests that households measure their consumption by periods with the highest consumption.

The current income variable, estimated in all models except the seventh model (Friedman), which uses permanent income, has positive and significant coefficients. Therefore, increasing income and reducing income taxes can be beneficial in boosting consumption and, consequently, economic growth. The impact of the wealth variable on consumption is examined in the sixth (Modigliani) and seventh (Friedman) models and this variable is also positive and significant. In this study, liquidity is used as a proxy for wealth. Hence, controlling liquidity levels and reducing prices positively affect consumption growth. The impact of previous periods' income on consumption was examined in the second and third models (Duesenberry), and this impact was positive and significant. Although the effect of previous consumption was greater, the Brown model had higher explanatory power for Iran's economy.

The government can use direct cash subsidies to increase or decrease household income, affecting consumption. As liquidity is considered a form of wealth, the government indirectly influences it. For instance, income redistribution policies like wealth taxes can increase or decrease household consumption. Therefore, if the government aims to influence household consumption, it should implement policies that directly target household income, such as cash subsidies and a consumption regulator, whereas wealth has a lesser effect on consumption.

This research shows that income and wealth positively and significantly impact consumption. However, the symmetry between quantiles indicates that these effects are equal across different quantiles. Therefore, the government can use income and wealth for policy-making purposes without considering different economic quantiles and influence household consumption through income and wealth regulation policies.

Given that the habit persistence model applies to Iran, it is suggested that the government understands consumer behavior, such as essential goods, luxury items, complementary products, and the most frequently used items. By

controlling prices and imposing taxes on various goods, the government can manage consumer behavior and positively influence economic growth.

Furthermore, the government can use proper income policies to improve income distribution and prevent the concentration of wealth in specific sectors, leading to economic equality and reduced injustice. These policies, like income taxes, can also provide a revenue source for the government to offer society more public services and investments. These services can be invested in infrastructure, education, health, and social welfare to increase public welfare and ensure more equitable income distribution.

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

تخمین تابع مصرف ایران به روش رگرسیون کوانتایل

محمدرضا منجذب [۱]، حسین امیری [۲]، فرشید وجدانی [۳]، اکرم موحدی [۴]

۱. نویسنده مسئول، دانشیار اقتصاد امور عمومی، گروه اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران. رایانامه: monjazeb@khu.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد و بانکداری اسلامی، گروه اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران. رایانامه: h.amiri@khu.ac.ir
۳. کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران. رایانامه: Farshid997@yahoo.com
۴. کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران. رایانامه: Movahedi.akram64@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۲۷
تاریخ پذیرش : ۱۴۰۳/۰۷/۲۲

JEL: E21 ،C32 ،D14.

واژه‌های کلیدی:
تابع مصرف،
درآمد،
ثروت،
رگرسیون کوانتایل،
مصرف.

چکیده

مصرف در علم اقتصاد کلان از اهمیت بالایی برخوردار است و یکی از مهم‌ترین اجزای تقاضای کل محسوب می‌شود. همچنین با تأثیرگذاری بر تولید و اشتغال به طور مستقیم، و پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به طور غیرمستقیم باعث رشد اقتصاد می‌شود. علاوه بر این اطلاعات به‌دست آمده از تخمین تابع مصرف و بررسی میل نهایی به مصرف می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد. از همین جهت بررسی رابطه مصرف و عوامل مؤثر بر آن توجه اقتصاددانان زیادی را به خود جلب کرده است. هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه بین مصرف، درآمد و ثروت طی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۱ با استفاده از رگرسیون کوانتایل است. در این مطالعه از ۷ مدل که بر مبنای مدل‌های اقتصاد کلان است استفاده شده است تا با استفاده از متغیرهای متنوع و جامع، مدل بهینه برای اقتصاد ایران انتخاب شود. نتایج تحقیق نشان می‌دهند که با توجه به براورد مدل توسط رگرسیون کوانتایل، درآمد و ثروت بر مصرف تأثیر مثبت و معنادار دارند و این تأثیرگذاری در چندک‌ها متقارن است. همچنین مدل تداوم عادت براون برای ایران صدق می‌کند، که این بدین معنی است که این مدل قدرت توضیح‌دهندگی بیش‌تری را در اقتصاد ایران دارد. بنابراین، دولت با کنترل قیمت و وضع مالیات می‌تواند مصرف افراد جامعه را کنترل کرده و باعث رشد اقتصادی در کشور شود.

استناد: منجذب، محمدرضا، امیری، حسین، وجدانی، فرشید و موحدی، اکرم (۱۴۰۴). تخمین تابع مصرف ایران به روش رگرسیون کوانتایل. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱(۱۲)، ۴۸-۲۵.

DOI: 10.22034/ecoj.2024.62503.3328

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱-مقدمه

مصرف یکی از مهم‌ترین عوامل در تحلیل‌های اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری‌های دولت است، زیرا مصرف کل بر کل اقتصاد یک کشور تأثیر می‌گذارد. تأثیرات فوق را می‌توان به دو شکل کوتاه‌مدت و بلندمدت در نظر گرفت. تأثیر کوتاه‌مدت مصرف بر اقتصاد میزان تقاضای کل و در نهایت میزان اشتغال و درآمد را تعیین می‌کند. تأثیر بلندمدت مصرف بر اقتصاد میزان رشد اقتصادی کشور را تعیین می‌کند (جور و چادهاری[۱]، ۲۰۱۹).

رابطه مصرف و درآمد از دیرباز توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است، اما برای اولین بار کینز[۲] (۱۹۳۷) تابع مصرف را در کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول معرفی کرد. کینز درآمد را عامل عمده تأثیرگذار بر مصرف در نظر گرفت. پس از کینز نظریه‌های دیگری در مورد تابع مصرف توسط افرادی مانند دوزنبری[۳] (۱۹۶۹)، مودیگلیانی[۴] (۱۹۶۶)، فریدمن[۵] (۱۹۵۷) و... ارائه شد. در این نظریه‌ها به تأثیر عوامل اقتصادی مانند ثروت، درآمد دوره‌های قبل، تورم، نرخ بهره و... عوامل فرهنگی و شخصی مانند سن، جنسیت، تعداد افراد خانوار، اعتقادات دینی، میزان تحصیلات و... بر مصرف پرداخته شد.

بررسی مصرف و عوامل مؤثر بر آن به تغییر الگوی مصرفی جامعه و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کمک می‌کند. به‌عنوان‌مثال در شرایط تورمی می‌توان با افزایش میزان مالیات از میزان مصرف جامعه کاست، درنتیجه از میزان تقاضای کل و فشار تورم کاست (احمد و همکاران[۶]، ۱۳۸۷).

در مطالعات قبلی محققین تابع مصرف را با مدل‌های مختلف تخمین زده‌اند، اما در ایران رفتار مصرف در کوانتایل‌های مختلف بررسی شده است. از مزایای استفاده از این روش این است که رگرسیون‌های کلاسیک تمرکز خود را بر فضای میانی توزیع محدود می‌کنند و اطلاعات زیادی از دم‌های توزیع ارائه نمی‌دهند. این در حالی است که رگرسیون کوانتایل تمرکز خود را بر بخش میانی توزیع محدود نمی‌کند، درنتیجه تصویر کامل‌تری از توزیع ارائه می‌دهد. حال با بهره‌گیری از روش کوانتایل می‌توان رفتارهای مصرف در کوانتایل‌های مختلف را مقایسه کرد و از نتایج به‌دست‌آمده در سیاست‌گذاری‌ها بهره برد. بنابراین با توجه به اهمیت مصرف و عوامل مؤثر بر آن هدف این مطالعه، بررسی تأثیر درآمد و ثروت بر مصرف در ایران، طی دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۱ به روش رگرسیون کوانتایل است. همچنین این مطالعه، از چندین مدل که بر مبنای مدل‌های کلان اقتصادی است استفاده می‌کند که با در نظر گرفتن متغیرهای متنوع در کوانتایل‌های مختلف، به صورت جامع مورد بررسی قرار می‌گیرد. تمام این مدل‌ها به صورت کامل و با توجه به هر کوانتایل مورد بررسی قرار گرفته و مدل بهینه که مطابق شرایط کشور ایران است انتخاب می‌شود.

در ادامه در بخش دوم پیشنه و ادبیات تحقیق آورده شده است. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق و بخش چهارم به نتایج تجربی و تجزیه وتحلیل اطلاعات اختصاص دارد. بخش پنجم به خلاصه، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص یافته است.

---

[1] Jore & chowdhary
[2] Keynes
[3] Duesenberry
[4] Modigliani
[5] Friedman
[4] Ahmad et al.(2008)

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- عوامل موثر بر مصرف

عوامل اقتصادی، روانشناسی و اجتماعی زیادی بر مصرف تأثیر دارند. تصمیم‌گیری اشخاص به منظور اینکه چه میزان از درآمد خود را به مصرف اختصاص دهند و چه میزان را به سرمایه‌گذاری و خرید سهام و... اختصاص دهند تحت تأثیر عوامل روانشناسی است. کینز معتقد بود بعضی عوامل روانشناسی منجر به این می‌شوند که اشخاص به‌جای مصرف، بخشی از درآمد خود را به پس‌انداز اختصاص دهند. عواملی مانند احتیاط یا آینده‌نگری. اشخاص محض احتیاط ممکن است پس‌انداز کنند تا میزانی ثروت و دارایی برای مقابله با حوادث احتمالی مانند بیکاری، مریضی و آسیب داشته باشند. از دید آینده‌نگری اشخاص تمایل دارند پس‌انداز کنند، تا اگر در آینده نیاز مالی داشتند از پس‌انداز خود آن نیاز را رفع کنند. علاوه بر این دو ممکن است به‌قصد افزایش درآمد خود پس‌اندازی به شکل سهام یا حساب بانکی برای دریافت سود و بهره ایجاد کنند. ممکن است برای ایجاد کسب‌وکار یا وارد شدن به تجارت پس‌انداز کنند. ممکن است پس‌انداز صرفاً به خاطر خساست باشد یا برخی به‌قصد باقی گذاشتن ارثیه برای وارثان پس‌اندازی ایجاد کنند. البته که تمام موارد نام‌برده شده با اینکه در مورد تمایل به پس‌انداز بودند مستقیماً بر مصرف تأثیر دارند (توماس[1]، ۲۰۱۳). در ادامه چند عوامل مهم و موثر بر مصرف بررسی می‌شود.

- **اثر چشم‌وهم‌چشمی و اثر تونل**

طبق نظریه درآمد نسبی، خانوارها میزان مصرف خود را با سایر خانوارها مانند همسایگان و فامیل می‌سنجند. به‌صورت کامل‌تر این مقایسه‌ها یا اثر چشم‌وهم‌چشمی و حسادت یا تقلیدی خواهند داشت یا اثر تونل یا جاه‌طلبی. به این معنا که افراد با مقایسه خود از سر حسادت تلاش می‌کنند سطح مصرف خود را بالا ببرند، کم‌هزینه‌ترین راه تقلید از مصرف خانوارهای پردرآمد است. به‌طور مثال این کار را با خریدن کالاهای لوکس مانند جواهرات انجام می‌دهند. ازآنجایی‌که این هزینه‌ها برای خانوارهای کم‌درآمد ممکن نیست به طورمعمول از طریق قرض و وام گرفتن سطح مصرف خود را بالا می‌برند. اثر تونل اولین بار توسط هیرشمن و راتسچایلد[2] (۱۹۷۳) به این صورت مطرح شد که اگر دو لاین هم‌جهت ترافیک در یک تونل وجود داشته باشند، دریکی از لاین‌ها ماشین‌ها شروع به حرکت کنند، ماشین‌های لاین دیگر که بی‌حرکت هستند نتیجه می‌گیرند که آن‌ها نیز به‌زودی از تونل خارج خواهند شد. مفهوم اثر تونل این است که تابع مطلوبیت و رفتار اقتصادی شخص تحت تأثیر رضایت از درآمد فعلی و رضایت از درآمد آینده نزدیک است. اگر اطرافیان شخصی وضعیت اجتماعی و درآمد خود را از طریق سرمایه‌گذاری تجاری بهبود بخشند. شخص از موفقیت اطرافیان الهام گرفته و پتانسیل موفقیت را در آینده خود می‌بینند. ازاین‌روی شخص با تقلید از موفقیت دیگران اقدام به قرض کردن برای سرمایه‌گذاری می‌کند (لی[3]، ۲۰۱۸).

- **قیمت کالا و انتظارات مصرف‌کننده**

قیمت کالاها و انتظارات شخص از دیگر عوامل مؤثر بر مصرف است. به‌طور مثال شخص اگر انتظار کاهش درآمدش را داشته باشد، در دوره کنونی از مصرف خود می‌کاهد. همچنین ممکن است تمایلش به پس‌انداز بیشتر شود تا در آینده که درآمد کم‌تری دارد از پس‌انداز خود مصرف کند. از سوی دیگر اگر شخص انتظار افزایش درآمد در آینده را داشته باشد، ممکن است در دوره کنونی در صورت عدم وجود شرط محدودیت نقدینگی اقدام به قرض کردن یا وام گرفتن کند، با این فرض که در آینده با افزایش حقوق

[1] Thomas
[2] Hirschman & Rothschild
[3] Li

می‌تواند علاوه بر مصرف آن دوره، بدهی‌های خود را نیز پرداخت کند. درصورتی‌که شخص آینده‌نگر نباشد تمایل خیلی کمی به قرض کردن با فرض افزایش حقوق در آینده خواهد داشت.

به‌طور مشابه تغییر در قیمت کالا نیز چنین تأثیری دارد. اگر شخص انتظار داشته باشد قیمت کالا در آینده افت کند، از مصرف دوره فعلی خود می‌کاهد و پس‌انداز خود را افزایش می‌دهد؛ زیرا در آینده که قیمت کالاها افت دارد می‌توان پس‌انداز را صرف خرید کالاها کرد. از سوی دیگر اگر انتظار افزایش قیمت کالا وجود داشته باشد شخص میزان مصرف دوره فعلی را افزایش می‌دهد، زیرا در دوره کنونی که قیمت کالاها ارزان‌تر است مقادیر بیشتری را می‌توان خریداری کرد و هر میزان پولی که پس‌انداز شود در آینده ارزش کم‌تری خواهد داشت و کالاها و خدمات کم‌تری را تهیه می‌کند. از عوامل مؤثر دیگر بر مصرف آداب و رسوم، فشارهای اجتماعی، سلیقه فرد، شرایط فروش، تبلیغات و... را می‌توان نام برد (توماس، ۲۰۱۳).

- **نرخ بهره**

تصمیم اینکه چه میزان از درآمد مصرف و پس‌انداز شود در اصل یک تصمیم مشترک است، زیرا هر میزان از درآمد که مصرف شود مقدار باقی‌مانده آن پس‌انداز می‌شود و برعکس. اگر افراد تصمیم بگیرند در دوره فعلی کم‌تر مصرف کند می‌توانند در آینده مصرف بیشتری داشته باشد و برعکس. عاملی که در تصمیم‌گیری مصرف فعلی و آینده تأثیر می‌گذارد میزان نرخ بهره واقعی است (آدانو[1]، ۲۰۰۵).

- **تأثیر جایگزینی نرخ بهره و تأثیر درآمد نرخ بهره**

اگر نرخ بهره سپرده‌گذاری افزایش یابد دو حالت امکان‌پذیر است: اول اینکه وعده دریافت سود بیشتر تمایل شخص را به پس‌انداز بیشتر می‌کند، زیرا مبلغی که در آینده دریافت می‌کند بیشتر است و شخص از مصرف دوره فعلی خود می‌کاهد و پس‌انداز را افزایش می‌دهد. حالت دوم اگر شخص سقفی برای پس‌انداز خود در نظر گرفته باشد، با توجه به اینکه با افزایش درآمد ناشی بهره، مبلغ پس‌انداز کم‌تری برای رسیدن به سقف موردنظر لازم است شخص از میزان پس‌انداز خود می‌کاهد. حالت اول اثر جایگزینی نرخ بهره بر پس‌انداز نام دارد. اثر درآمد نرخ بهره بر پس‌انداز، تغییر مصرف فعلی شخص را در اثر افزایش تغییر نرخ بهره نشان می‌دهد. برای شخصی که حساب سپرده‌گذاری دارد و دریافت‌کننده سود است افزایش نرخ بهره به معنی افزایش ثروت است. درنتیجه مصرف دوره فعلی خود را افزایش می‌دهد و به این دلیل که از ثروت خود می‌کاهد میزان پس‌انداز کم می‌شود. اثر جایگزینی سود بهره و اثر درآمد سود بهره نتایج مخالف دارند؛ و برای شخصی که وام دریافت کرده افزایش سود بهره به معنای کاهش ثروت است و شخص مصرف فعلی و آینده خود را کاهش می‌دهد، با توجه به اینکه در علم اقتصاد پرداخت بدهی نوعی پس‌انداز محسوب می‌شود در دوره فعلی میزان پس‌انداز افزایش می‌یابد. برای شخص قرض گیرنده هر دو اثر رابطه موافق دارند (آبل و همکاران، ۲۰۰۸).

۲-۲- پیشینه تحقیق

سوسا[2] (۲۰۰۹) تأثیر ثروت بر مصرف را در مناطق اروپایی طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ بررسی کرده و نتیجه آنکه تأثیر ثروت بر مصرف قابل‌توجه است. به طرز ویژه تأثیر ثروت از طریق نقدینگی و سپرده زیاد است و مصرف نسبت به بدهی‌های مالی بسیار حساس است. همین‌طور واکنش مصرف به ثروت در بلندمدت بسیار بیش‌تر از کوتاه‌مدت است.

[1] Adanu
[2] Sousa

لزسکیوسز کیدزور و ولفه[1] (۲۰۱۲) تابع مصرف را برای لهستان با بهره‌گیری از مدل چرخه زندگی طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند و نتیجه به این صورت است که مدل چرخه زندگی در لهستان صدق می‌کند. لازم به ذکر است که اکثر مردم لهستان تصمیمات خود را بر اساس درآمد فعلی گرفتند.

بامیکول[2] (۲۰۱۳) تأثیر تداوم عادت را بر مصرف جامائیکا طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ بررسی کرد و نتیجه آنکه تداوم عادت بر مصرف جامائیکا تأثیر داشته و درآمد دوره‌های قبل بر مصرف دوره فعلی جامائیکا تأثیر دارد.

جوادی و سوسا[3] (۲۰۱۴) با استفاده از مدل‌های خطی و رگرسیون کوانتایل به بررسی تأثیر ثروت بر مصرف در انگلستان و آمریکا و ناحیه اروپا پرداختند. حساسیت مصرف به تغییرات ثروت در مواقعی که رشد مصرف به طرز غیرعادی زیاد باشد بیشتر است.

الیمی[4] (۲۰۱۵) تابع مصرف نیجریه و آفریقای جنوبی را طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ با بهره‌گیری از مدل درآمد دائمی تخمین و مقایسه کردند. نتیجه آنکه در نیجریه مردم آینده‌نگرند و درآمد دائمی بر مصرف تأثیرگذار است، ولی در آفریقای جنوبی طبق نظریه دوزنبری مصرف دوره گذشته بر مصرف دوره فعلی تأثیر دارد.

داکا و فاندامو[5] (۲۰۱۶) تابع مصرف زامبیا را با بهره‌گیری از مدل درآمد دائمی فریدمن و اصول انتظارات تطبیقی کاگان طی سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۴ تخمین زدند. نتیجه آنکه مدل درآمد دائمی برای زامبیا صدق می‌کند.

کلیکومه و همکاران[6] (۲۰۱۷) تابع مصرف نیجریه را طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ با بهره‌گیری از مدل درآمد دائمی تخمین زدند. نتیجه آنکه در بلندمدت درآمد دائمی بر مصرف تأثیر زیادی دارد و مدل درآمد دائمی برای نیجریه صدق می‌کند.

الغاید[7] (۲۰۱۷) تأثیر شک قیمتی نفت بر مصرف عربستان را طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۵ بررسی کرد. نتیجه آنکه افزایش قیمت نفت تأثیر مثبت بر مصرف دارد و کاهش قیمت نفت تأثیر منفی بر مصرف دارد.

داجکمن[8] (۲۰۱۸) عوامل مؤثر بر مصرف را در دوازده کشور اروپایی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ بررسی کردند. آنها کشورهای موردمطالعه را به دو دسته تقسیم کردند. در هر دو دسته درآمد و ثروت عوامل اصلی تأثیرگذار بر مصرف هستند ولی در دسته اول درآمد و عدم اطمینان تأثیر منفی بر مصرف داشتند.

اشاکا[9] (۲۰۱۹) تابع مصرف نیجریه را با بهره‌گیری از مدل درآمد مطلق طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۵ بررسی کرد. تیجه حاصل از این قرار بود که درآمد تأثیر مثبت و قابل‌توجهی بر مصرف دارد.

خان و همکاران[10] (۲۰۲۰) تابع مصرف چین را طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۶ با بهره‌گیری از مدل‌های درآمد مطلق و درآمد دائمی تخمین زدند. نتیجه آنکه مدل درآمد دائمی برای چین رد شد و مدل درآمد مطلق صدق کرد.

هابانا‌باکیز[11] (۲۰۲۱) تابع مصرف آفریقای جنوبی را طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ بررسی کرد. نتایج حاصل از این قرار است که نرخ

[1] Leszkiewicz-Kędzior and Welfe
[2] Bamikole
[3] Jawadi & souse
[4] Alimi
[5] Daka & Fandamu
[6] Kelikume et al.
[7] Algaeed
[8] Dajcman
[9] Ashakah
[10] Khan et al.
[11] Habanabakize

تبادل و درآمد تعیین‌کننده مصرف هستند و قیمت سوخت تأثیری بر مصرف ندارد.

پراستیانتو و همکاران[1] (۲۰۲۲) با بهره‌گیری از مدل چرخه زندگی تابع مصرف اندونزی را طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند. نتیجه آنکه در کوتاه‌مدت تورم بر مصرف اثر منفی و در بلندمدت تورم و نرخ بهره تأثیر مثبت داشتند.

ساراسواتی و همکاران[2] (۲۰۲۲) تأثیر فناوری مالی بر تابع مصرف اندونزی را طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ با بهره‌گیری از مدل درآمد مطلق بررسی کردند؛ نتیجه آنکه ازیک‌طرف فنّاوری مالی باعث رشد اقتصاد اندونزی شده، از طرف دیگر مردم را به مصرف بیشتر تشویق کرده که می‌تواند باعث تورم شود.

قلیزاده و همکاران[3] (۲۰۲۲) در مقاله خود با بهره‌گیری از مدل درآمد دائمی و روش ARDL تابع مصرف ایران را طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۰ بررسی کردند. نتیجه آنکه به ترتیب بیشترین میل‌نهایی به مصرف از دارایی مسکن، درآمد و در آخر دارایی مالی است.

نیفار[4] (۲۰۲۳) تابع مصرف تونس را با مدل کینز و فریدمن با روش NARDL برای سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ بررسی کرد. نتیجه آنکه در کوتاه‌مدت درآمد فقط در صورت افزایش بر مصرف تأثیر دارد؛ اما در بلندمدت در هر دو صورت افزایش یا کاهش بر مصرف تأثیر افزایشی دارد. در بلندمدت حتی در شرایط بد اقتصادی مردم از مصرف خود نمی‌کاهند.

منجذب[5] (۱۳۷۵) در مقاله خود تابع مصرف ایران را با مدل‌های کینز، دوزنبری، فریدمن و مودیگلیانی در طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۳ تخمین زده است. نتیجه آنکه مدل دوزنبری رفتار مصرفی ایران را بهتر توجیه می‌کند و وجود توهم پولی در اقتصاد نشان تأثیرپذیری مصرف ایران از تورم است.

زراءنژاد[6] (۱۳۸۲) در مقاله خود تابع مصرف ایران را با بهره‌گیری از مدل‌های فریدمن، کینز، مودیگلیانی و دوزنبری طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۷ تخمین زده است؛ و نتیجه آنکه نظریه فریدمن در مقایسه با نظریات کینز، دوزنبری و مودیگیلیانی رفتار مصرفی ایران را بهتر تبیین کرد.

زراءنژاد و همکاران (۱۳۸۶) در مقاله خود تابع مصرف ایران را طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ با بهره‌گیری از روش همجمعی یوهانس–جوسیلیوس تخمین زدند و نتیجه آنکه رابطه‌ای بلندمدت بین مصرف و درآمد دائمی وجود دارد.

احمد و همکاران (۱۳۸۷) در مقاله خود مصرف بخش خصوصی را سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲ را با روش ARDL بررسی کردند. نتیجه آنکه درآمد قابل‌تصرف را مهم‌ترین عامل بر مصرف جامعه ایران معرفی کردند پس درنتیجه مالیات با توجه به تأثیرگذاری بر درآمد ابزار مناسبی برای تغییر الگوی مصرف جامعه ایران است.

فخرایی و منصوری[7] (۱۳۸۷) در مقاله خود به تخمین تابع مصرف ایران در سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۵ با بهره‌گیری از مدل درآمد نسبی و تخمین رابطه همجمعی به روش ARDL پرداختند؛ نتیجه بررسی ایشان این بود که گروه با درآمد بالا نسبت به گروه با درآمد پایین میل نهایی به مصرف کم‌تر و میزان پس‌انداز بیشتری دارند.

امامی و دربانی[8] (۱۳۹۰) در مقاله خود عوامل مؤثر بر مصرف کالاهای بی‌دوام را طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۶ بررسی کردند، نتیجه

[1] Prasetyanto et al.
[2] Saraswati et al.
[3] Gholizadeh et al.
[4] Neifar
[5] Monjazeb (1996)
[6] Zera Nejad et al. (2007)
[7] Fakhrai & Mansouri (2008)
[8] Emami & Darbani (2011)

آنکه افزایش ثروت و درآمد بر میزان مصرف کالاهای بی‌دوام تأثیر مثبت دارد.

امامقلی‌پور و عاقلی[1] (۱۳۹۰) در مقاله خود تابع مصرف ایران را با بهره‌گیری از مدل اندو مودیگلیانی و روش ARDL طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۹ تخمین زدند، نتیجه آنکه میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد در ایران بیشتر از میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت است؛ و وضع مالیات، تغییر در نرخ بازده بانک‌ها و نرخ بیمه و... را ابزار خوبی برای تأثیرگذاری بر الگوی مصرفی جامعه ایران معرفی کردند.

رجایی و احمدی[2] (۱۳۹۱) در مقاله خود تابع مصرف بخش خصوصی را طی سال‌های ۱۳۳۳ تا ۱۳۵۸ با روش همگرایی و یوهانسن و جوسیلیوس تخمین زدند، نتیجه آنکه درآمد حقیقی فعلی و دوره‌های قبل بر مصرف تأثیر هم‌جهت و بهره و قیمت‌ها بر مصرف تأثیر خلاف جهت دارند.

اشرفی پور[3] (۱۳۹۲) تأثیرات سیاست‌های مالی را بر مصرف ایران طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۸ بررسی کرد. تولید واقعی، مخارج دولت، حجم نقدینگی، پرداخت‌های انتقالی دولت تأثیر مثبت بر مصرف و مالیات بر درآمد اشخاص تأثیر منفی بر مصرف داشته‌اند.

جلایی و همکاران[4] (۱۳۹۴) در مقاله خود با بهره‌گیری از مدل فریدمن و مدل دوزنبری با استفاده از دو ابزار الگوریتم ژنتیک و الگوریتم بهینه‌سازی انبوه ذرات طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۸ تابع مصرف ایران را تخمین زدند. مدل دوزنبری رفتار مصرفی ایران را بهتر توجیه کرد.

انصاری نسب و تراب[5] (۱۳۹۴) در مقاله خود تأثیر مالیات بر مصرف و مالیات بر درآمد را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ با استفاده از روش ARDL بررسی کردند. نتیجه آنکه مالیات بر درآمد در مقایسه با مالیات بر مصرف تأثیر بیشتری بر مصرف بخش خصوصی داشت.

حسن شاهی[6] (۱۳۹۸) در مقاله خود با بهره‌گیری از مدل‌های جکسون-اسمیت، فریدمن، براون، دوزنبری-کوزنتس و هانتاکر-تیلور و روش‌های ARDL و توابع مفصل کلایتون طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۵ تابع مصرف را تخمین زد. نتیجه آنکه با افزایش درآمد، مصرف افزایش داشته ولی با کاهش درآمد میزان مصرف کاهش کم‌تری دارد و همچنین مدل هانتاکر-تیلور رفتار مصرفی ایران را بهتر توجیه می‌کند.

منجذب و علیمردانی[7] (۱۴۰۰) تابع مصرف ایران را طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۵ با استفاده از مدل فریدمن تخمین زدند. نتیجه آنکه انتظارات تورمی عقلایی و انتظارات تورمی تطبیقی در بلندمدت بر مصرف تأثیر دارد.

فخرحسینی و کاویانی[8] (۱۴۰۲) تاثیر شوک‌های مالیاتی بر برخی متغیرهای اقتصادی را طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۹ با استفاده از مدل رشد نئوکلاسیک بررسی کردند. نتیجه آنکه کاهش نرخ مالیات بر درآمد سبب افزایش مصرف و افزایش مالیات بر مصرف سبب کاهش مصرف می‌شود.

[1] Emamgholi Pour & Agheli (2011)
[2] Rajai & Ahmadi (2012)
[3] Ashrafi Pour (2013)
[4] Jalai et al. (2015)
[5] Ansari Nasab & Torab (2015)
[6] Hasan Shahi (2019)
[7] Monjazeb & Alimardani (2021)
[8] Fakhr Hoeini & Kaviani (2023)

۳- روش‌شناسی تحقیق

کینز برای اولین بار این رابطه بین مصرف و درامد را به‌صورت تئوری بررسی کرد و مدل درآمد مطلق را معرفی کرد. در این تحقیق برای بررسی عوامل موثر بر مصرف در ایران از ۷ مدل زیر استفاده شده است که تمامی مدل‌ها با رگرسیون کوانتایل برآورد شده است:

مدل اول: درآمد مطلق کینز

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

مدل دوم: درآمد نسبی دوزنبری

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 YM_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

مدل سوم: مدل تعدیل یافته دوزنبری

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

مدل چهارم: مدل براون

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 CM_t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

مدل پنجم: مدل تعدیل یافته براون

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 CO_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

مدل ششم: نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی و برومبرگ

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 MM_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

مدل هفتم: نظریه درآمد دائمی فریدمن

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 YP_t + \beta_3 MM_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که مدل‌های بالا CO_t مصرف بخش خصوصی، Y_t متغیر درآمد قابل‌تصرف (با توجه به اینکه درآمد قابل‌تصرف در ایران محاسبه نمی‌شود، از تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار استفاده شده است)، YM_t بیشترین درآمد دوره‌های قبل (متغیر فوق با مقایسه درآمد با دوره قبلی به‌دست‌آمده است. در صورت بیشتر بودن مقدار درآمد دوره فعلی نسبت به دوره قبل همین مقدار ثبت و در صورت کم‌تر بودن درآمد این دوره نسبت به دوره قبل، درآمد دوره قبل به‌عنوان بیشترین مقدار ثبت می‌شود)، CM_t بیشترین مصرف دوره‌های قبل (مشابه بیشترین درآمد به‌دست‌آمده است)، MM_t نقدینگی حقیقی، YP_t درآمد دائمی است.

درآمد دائمی به صورت زیر محاسبه شده است:

$$YP_t = \lambda Y_t + \lambda(1-\lambda)Y_{t-1} + \lambda(1-\lambda)^2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad \lambda = 7/0 \quad (۸)$$

در فرمول بالا λ مؤلفه تطبیق است که مقداری بین صفر و یک دارد. هرچه به صفر نزدیک‌تر شویم مقدار وزنی که به درآمد موقتی می‌دهیم کمتر است و بیشتر به درآمد واقعی دوره قبلی توجه می‌کنیم. برای به دست آوردن درآمد دائمی مقادیر مختلف ۰/۷، ۰/۷۵، ۰/۸، ۰/۸۵، ۰/۸۹، ۰/۹، ۰/۹۵، ۰/۹۹ به λ اختصاص داده شده و رگرسیون تابع مصرف تخمین زده شده است. مقدار λ برابر با ۰/۷ بیشترین میزان توضیح‌دهندگی R^2 را داشت از همین رو این میزان برای λ انتخاب‌شده است.

تمامی متغیرها به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ هستند و از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج‌شده‌اند. لازم به ذکر است که متغیر مجازی برای بررسی تأثیر شیوع کرونا طی سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ به مدل‌ها اضافه شده است.

از آنجایی که رگرسیون‌های کلاسیک طبق تابع میانگین شرطی، با تخمین زدن میانگین متغیر وابسته برای هر مقدار ثابت متغیرهای مستقل روابط بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را بررسی می‌کنند، و در صورت تمرکز مبانگین بر مرکز توزیع، اطلاعات زیادی از دم‌های توزیع فراهم نمی‌کند، از این رو برای بررسی تمام توزیع شرطی مناسب نیست (برادران و همکاران، ۱۳۹۶)؛ اما رگرسیون کوانتایل با ساختن توابع کوانتایل در مناطق مختلف تصویر کامل‌تری از توزیع شرطی ارائه می‌کند. همچنین این روش در مقابل داده‌های پرت قدرتمند است و برای بررسی توزیع خطاهای نامتقارن مناسب است (چادهاری[1]، ۲۰۱۸).

۴- نتایج تجربی و تجزیه و تحلیل اطلاعات

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در جدول (۱) نشان داده شده است. آماره جارک-برا نشان می‌دهد متغیر مصرف از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند. درنتیجه استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تخمین این متغیر مناسب نیست. در وهله اول بررسی مدل‌ها در شرایطی که مصرف به طرز غیرعادی بالا یا پایین باشد، دلیل استفاده از روش رگرسیون کوانتایل در این تحقیق است؛ و در وهله دوم با توجه به اینکه توزیع متغیر وابسته نرمال نیست، احتمالاً جملات خطای رگرسیون نیز از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند.

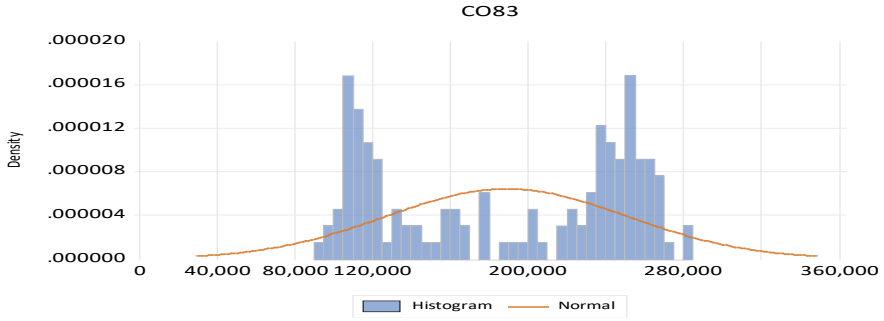
جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره J-B
CO_t	۱۸۹۰۱۰/۲	۲۰۴۴۷۳	۲۸۴۹۳۳/۲	۹۲۰۴۶	۶۲۱۷۷/۵	-۱۵	۱/۳۶	۱۵/۱۷ (۰/۰۰۰۵)
Y_t	۴۲۰۵۱۷	۴۲۴۴۶۹	۶۷۴۶۵۷/۳	۲۲۳۱۹۴	۱۲۴۵۴۰/۹	-۰/۰۴	۱/۵۴	۱۱/۶۲ (۰/۰۰۲۹)
MM_t	۸۷۲۰۰۰/۳	۸۷۹۷۴۲/۳	۲۰۰۱۵۳۲	۲۸۴۸۳۲	۵۱۳۵۲۱/۸	۰/۳۸	۱/۸۲	۱/۶۹ (۰/۰۰۴۷)
YP_t	۴۲۴۱۸۸/۳	۴۵۱۶۰/۳	۷/۶۴	۲۳۰۳۴۱/۵	۱۲۰۹۴۸/۲	-۰/۰۷	۱/۵	۱۱/۸۷ (۰/۰۰۲۶)
CM_t	۱۹۵۶۴۵/۳	۲۰۴۷۳۱	۲۸۴۹۳/۲	۹۲۰۴۶	۶۳۱۴۹/۳	-۰/۱۱	۱/۲۹	۱۶/۰۷ (۰/۰۰۰۳)
YM_t	۴۳۹۴۱۳/۸	۴۲۴۴۶۹	۶۷۴۶۵۷/۳	۲۲۳۱۹۴	۱۲۵۲۶۵/۵	۰/۰۲	۱/۴۹	۱۲/۳۵ (۰/۰۰۲)

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال متناظر آزمون جارک برا هستند.

[1] Chowdhury



نمودار (۱): هیستوگرام مصرف

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ظاهری هیستوگرام در نمودار (۱) تقریباً به شکل حرف u است و از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند. در ادامه برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته[1]، فیلیپس-پرون[2]، کی پی اس اس[3] و از آزمون هگی[4] برای بررسی مانایی فصلی استفاده شده است. برای بررسی مانایی متغیرها در این تحقیق از الگوی عرض از مبدأ و روند استفاده شده است. نتایج در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	سطح			روندزدایی (سطح)		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
CO_t	-۱/۶۲	-۱/۸۶	۰/۱۸**	-۵/۶۹***	-۵/۵۵***	۰/۰۲
Y_t	-۲/۵۳	-۳/۲۸*	۰/۱۳*	-۶/۵۷***	-۶/۶۲***	۰/۰۲
MM_t	-۱/۹۱	-۱/۵۹	۰/۱۳*	-۴/۵۷***	-۳/۵۷**	۰/۰۳
YP_t	-۲/۳۷	-۲/۳۸	۰/۱۴*	-۴/۷۹***	-۴/۹۶***	۰/۰۲
CM_t	-۱/۳۳	-۱/۱۶	۰/۱۷**	-۵/۴۵***	-۴/۱۲***	۰/۰۳
YM_t	-۱/۵۳	-۱/۹۷	۱/۱۴*	-۳/۴۵**	-۳/۴۷**	۰/۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را به ترتیب نشان می‌دهند.

با توجه به جدول (۲) اکثر متغیرها در سطح نامانا هستند که با روندزدایی مانا می‌شوند. همچنین با توجه به آزمون ریشه واحد هگی، ریشه واحد فصلی در داده‌های تحقیق وجود ندارد و نتایج آزمون‌های مانایی قبلی معتبر هستند. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق به روش رگرسیون کوانتایل در جدول (۳) گزارش‌شده است.

[1] Augmented Dickey-Fuller
[2] Phillips-perron
[3] Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic
[4] HEGY

جدول (۳): نتایج برآورد رگرسیون کوانتایل و OLS

مدل	متغیر	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹	OLS
۱	β_0	-۶۱۸۲۸۰۰۰ (-۹/۶)	۸*** -۴۳۰۴ (-۶/۸)	-۳۳۹۲*** (-۵/۱)	۱۵۸۲/۸** - (-۲/۴)	۷۶/۴ (۰/۱)	۱۲۶۵/۸* (۱/۷)	۲۵۵۶/۳*** (۳/۵)	۸۰۴۷/۶*** (۵/۹)	۷۶۰۴/۷*** (۷/۷)	۴۸/۴۷ (۰/۹۳)
	Y_t	۰/۱۷*** (۳/۷)	۰/۱۴*** (۲/۹)	۰/۱۵*** (۳)	۰/۱۵*** (۳)	۰/۱۸*** (۳/۸)	۰/۱۹*** (۵)	۰/۲۱*** (۶/۳)	۰/۲*** (۵/۶)	۰/۱۸*** (۴/۵)	۱۹*** (۲/۶)
	d	-۷۳۷۳/۹** (-۲/۳)	-۶۶۴۶/۱* (-۱/۸)	-۴۱۸۸/۳ (-۱/۴)	-۴۷۱۹/۱* (-۱/۸)	۴۱۷۰/۲** - (-۲)	-۴۰۲۲** (-۱/۹)	-۳۷۳۸* (-۱/۷)	۶۲۰۰۲/۹** -(-۳/۱)	-۷۸۵۸/۵*** (-۴/۱)	۵۲۹۱/۳*** - (-۳)
۲	β_0	-۶۱۹۶/۴*** (-۹/۶)	۸*** -۴۲۷۳ (-۶/۷)	-۳۴۳۶/۴*** (-۵/۲)	۱۶۵۲/۲** - (-۲/۴)	-۷۶/۷ (-۰/۱)	۱۳۹۵* (۱/۹)	۱*** ۲۷۳۰ (۳/۶)	۵۳۹۹/۵*** (۵/۴)	۷۱۲۹/۵*** (۸/۶)	۴۴۳/۷ (۰/۸)
	Y_t	۰/۱۳** (۲/۴)	۰/۱۵*** (۲/۸)	۰/۱۵*** (۲/۸)	۰/۱۲** (۲/۴)	۰/۱۷*** (۳/۵)	۰/۱۵*** (۳/۱)	۰/۱۶*** (۳/۳)	۰/۱۵** (۲/۱)	۰/۱۱* (۱/۸)	۰/۱۵*** (۴/۳)
	YM_t	۰/۰۷ (۰/۶)	-۰/۰۳ (-۰/۳)	-۰/۰۰۶ (-۰/۰۵)	۰/۰۶ (۰/۶)	۰/۰۳ (۰/۳)	۰/۰۸ (۱)	۰/۱۲ (۱/۵)	۰/۱۲ (۰/۸)	۰/۲۱*** (۳/۵)	۰/۱* (۱/۸)
	d	-۶۴۵۷/۹** (-۲/۲)	-۶۲۷۲/۶* (-۱/۸)	-۴۲۵۷/۳ (-۱/۴)	-۳۸۶۷/۸ (-۱/۵)	-۳۸۲۲/۷* (-۱/۷)	-۳۹۶۸/۶* (-۱/۸)	-۴۷۹۸** (-۲/۴)	-۴۴۱۱/۴ (-۱/۲)	-۴۳۸۶/۲* (-۱/۷)	۴۸۴۴/۷*** (-۲/۷) -
۳	β_0	-۵۶۳۲/۳*** (-۹/۱)	۵*** -۴۲۸۴ (-۶/۷)	-۳۳۴۱/۲*** (-۵/۱)	۱۵۴۶/۷** - (-۲/۳)	۱۷۰/۲ (۰/۲)	۸** ۱۵۳۳۸ (۲)	۸*** ۲۹۳۱ (۴)	۵۱۹۰/۹*** (۶/۳)	۷۳۳۷/۳*** (۸۸.۴/۴)	۵۱۷/۸ (۱)
	Y_t	۰/۱۴** (۲/۲)	۰/۱۴** (۲)	۰/۱۴** (۲)	۰/۱۲* (۱/۹)	۰/۱۶*** (۲/۸)	۰/۱۴*** (۲/۶)	۰/۲*** (۵/۳)	۰/۱۷*** (۴/۶)	۰/۱۸*** (۵/۲)	۰/۱۵*** (۴/۶)
	Y_{t-1}	۰/۰۴ (۰/۷)	۰/۰۰۳ (۰/۰۵)	۰/۰۰۵ (۰/۰۸)	۰/۰۲ (۰/۵)	۰/۰۳ (۰/۶)	۰/۰۸ (۱/۵)	۰/۰۶* (۱/۸)	۰/۰۷** (۱/۹)	۰/۱*** (۳/۴)	۰/۰۶* (۱/۸)
	d	-۷۲۹۸/۲** (-۲/۴)	-۶۶۱۵/۸* (-۱/۷)	-۴۳۲۱/۸ (-۱/۵)	-۴۸۸۶/۲* (-۱/۸)	-۳۴۵۶/۱* (-۱/۶)	-۳۶۸۶/۳* (-۱/۸)	۴۵۹۹/۷** - (-۲/۴)	-۵۴۰۲/۱*** (-۲/۸)	-۶۱۱۷/۵*** (-۳/۳)	۴۹۱۲/۷*** (-۲/۷)
۴	β_0	-۵۳۶۳/۵*** (-۸/۱)	۱*** -۳۲۵۲ (-۵/۴)	-۱۹۰۷/۵*** (-۳/۹)	-۸۵۹/۵* (-۱/۷)	-۱۶۱/۱ (-۰/۳)	۸۵۱/۲ (۱/۵)	۱۲*** ۲۰۴ (۳/۵)	۳۷۴۸/۱*** (۵/۷)	۱۲۶/۸۲*** (۶/۵)	۳۴۴/۳ (۰/۷)

	Y_t	۰/۱۴*** (۳/۹)	۰/۱۱** (۲/۶)	۰/۱*** (۲/۷)	۰/۰۷** (۲)	۰/۰۰۸** (۲/۱)	۰/۱۱*** (۲/۷)	۰/۱۳*** (۳)	۰/۱۳*** (۳/۱)	۱۱*** (۳)	۰/۱۲*** (۴/۲)
	CO_{t-1}	۳۸** (۲/۵)	۰/۵۴*** (۵/۲)	۰/۴۵*** (۴/۶)	۰/۵۱*** (۵/۴)	۰/۴۷*** (۵/۱)	۰/۵۱*** (۵/۷)	۰/۵*** (۵)	۰/۵۷*** (۴/۶)	۰/۵۷*** (۳/۶)	۰/۵*** (۶/۷)
	d	۱۳۳۰۷/۱** − (−۲/۵)	−۸۵۵۷/۸ (−۰/۸)	−۴۹۲۳/۸* (−۱/۹)	۶۰۳۷/۵** − (−۲/۴)	۶۸۷۰/۵*** − (−۲/۷)	۶۹۸۵/۹*** − (−۳/۲)	−۳۷۸۴/۸ (−۱/۵)	−۶۰۹۲/۱ (−۰/۹)	−۹۰۰۱/۳*** (−۴/۲)	۶۷۷۰/۷*** − (−۲/۷)
	$d * Y_t$	−۰/۱۹ (−۱)	۰/۰۹ (۰/۲۵)	۰/۲۹*** (۲/۶)	۰/۳*** (۲/۸)	۰/۲۸** (۲/۳)	۰/۳*** (۲/۹)	۰/۱۲ (۰/۴)	۰/۱ (۰/۴)	۰/۱ (۰/۵)	۰/۱۷ (۱/۳)
	$d * CO_t$	−۰/۸۶*** (−۴/۲)	−۰/۹۶*** (−۳/۴)	−۰/۸۹** (−۲/۲)	−۰/۹۳*** (−۳/۳)	−۱*** (−۴)	−۱*** (−۴/۵)	−۰/۶ (−۱)	−۰/۹ (−۰/۴)	−۱/۲*** (−۳/۶)	−۰/۸۹*** (−۳/۷)
۵	β_0	−۵۴۶۸/۹*** (−۷/۵)	/۹*** −۳۴۱۷ (−۴/۶)	−۱۷۷۷/۹*** (−۲/۷)	−۳۷۴/۸ (−۰/۶)	۵۲۵.۳ (۰.۹)	/۷*** ۱۷۲۴ (۳/۴)	۲۶۷۳*** (۵/۴)	۳۶۴۱/۳*** (۷/۵)	۶۲۸۱/۸*** (۶/۷)	۳۸۰/۳ (۰/۸)
	Y_t	۰/۱۷*** (۳/۷)	۰/۱۳*** (۳/۴)	۰/۱۴*** (۴/۴)	۰/۱۳*** (۴/۱)	۰/۱۱*** (۳/۶)	۰/۰۹*** (۳/۲)	۰/۰۹*** (۳/۱)	۰/۱۲*** (۳/۵)	۰/۰۵ (۱/۱)	۰/۱۳*** (۵)
	CM_t	۰/۴ (۱/۶)	۰/۵۸** (۲/۲)	۰/۷۶*** (۴/۱)	۰/۸۶*** (۶/۵)	۰/۸۹*** (۶/۸)	۰/۹۹*** (۹/۳)	۱*** (۹/۷)	۰/۹۹*** (۱۰)	۱*** (۶/۵)	۰/۸۷*** (۸/۲)
	d	−۹۵۴۶/۴ (−۰/۹)	۱۰۴۴۱/۵* − (−۱/۸)	−۹۰۵۳/۶** (−۲/۱)	/۳** −۱۰۷۰۹ (−۲/۳)	−۶۰۳۷/۵* (−۱/۷)	−۶۶۵۵/۵** (−۲/۳)	−۶۶۱۰/۵** (−۲/۴)	−۷۲۶۳/۳*** (−۳/۲)	−۹۰۳/۱ (−۰/۲)	۷۰۳۸/۵*** − (−۳/۲)
	$d * CM_t$	−۰/۹۸ (−۰/۱۵)	−۲/۹** (−۲/۱)	−۲/۲* (−۱/۹)	−۲/۶** (−۲/۱)	−۱/۳ (−۱/۳۹)	−۱/۳ (−۱/۶)	−۱/۶** (−۲/۳)	−۱/۶** (−۲/۷)	۰/۰۸ (۰/۰۸)	−۱/۴* (−۱/۷)
۶	β_0	−۵۱۷۱/۱*** (−۸/۹)	/۵*** −۳۹۷۲ (−۶/۵)	−۲۸۵۰/۴*** (−۴/۶)	۱۶۲۷/۳*** − (−۲/۶)	−۸۹/۴ (−۰/۱)	۱۰۵۲/۸ (۱/۶)	/۸*** ۲۷۴۵ (۳/۹)	۴۳۸۳/۷** (۵/۶)	۷۴۱۱/۸*** (۷/۲)	۴۱۶/۸ (۰/۸)
	Y_t	۰/۱۱** (۲/۲)	۰/۱** (۲)	۰/۱** (۲/۱)	۰/۱** (۲)	۰/۰۶ (۱/۳)	۰/۰۹* (۱/۸)	۰/۱* (۱/۶)	۰/۱۴*** (۲/۶)	۰/۱۷*** (۴/۴)	۰/۱۳*** (۴/۲)
	MM_t	۰/۰۲* (۱/۸)	۰/۰۲** (۲/۵)	۰/۰۳*** (۴/۲)	۰/۰۳*** (۳/۵)	۰/۰۳*** (۳/۹)	۰/۰۲*** (۳)	۰/۰۲** (۲/۵)	۰/۰۲** (۲/۲)	۰/۰۳*** (۲/۸)	۰/۰۲*** (۳/۷)
	d	−۵۵۷۹/۲ (−۱/۵)	−۵۷۰۹/۶ (−۲/۲)	−۲۷۱۹/۶ (−۱/۲)	−۲۸۶۳/۱ (−۱/۳)	−۴۶۶۹/۸** (−۲/۱)	−۳۳۲۰/۹* (−۱/۷)	−۴۲۰۰** (−۲۲.۲/۲)	−۴۶۲۴/۹** (−۲/۳)	−۵۱۰۶/۴ (−۱/۶)	۴۵۵۰/۲*** − (−۲/۶)

۷	β_0	-۵۵۱۷/۴*** (-۷/۵)	۳۸۷۶/۷*** - (-۶/۳)	-۲۶۹۰/۳*** (-۴/۵)	-۱۰۸۵/۹* (-۱/۷)	۱۷۷/۶ (۰/۲)	۱۱۱۲/۶* (۱/۷)	/۳*** ۲۸۸۳ (۴)	۴۳۴۶/۶*** (۵/۵)	۷۳۷۸/۸*** (۷/۲)	۵۵۹/۱ (۱/۱)
	YP_t	۰۶/۱۶** (۲/۱)	۰/۰۹ (۱/۲)	۰/۰۸ (۱/۳)	۰/۰۱۱* (۱/۹)	۰/۰۸ (۱/۴)	۰/۰۸ (۱/۳)	۰/۱۲* (۱/۶)	۰/۱۶** (۲/۱)	۰/۲۵*** (۴/۵)	۰/۱۶*** (۳/۹)
	MM_t	۰/۰۲* (۱/۹)	۰/۰۳*** (۳/۶)	۰/۰۳*** (۳/۹)	۰/۰۲*** (۳/۳)	۰/۰۳*** (۳/۴)	۰/۰۲*** (۲/۸)	۰/۰۲** (۲/۲)	۰/۰۲* (۱/۹)	۰/۰۳** (۲/۳)	۰/۰۲*** (۳/۳)
	d	-۴۶۷۴/۴ (-۱/۲)	-۵۴۸۷/۳ (-۱/۴)	-۳۵۸۱/۲ (-۱/۳)	-۳۶۱۱/۹* (-۱/۷)	۴۳۹۱/۵** - (-۲/۱)	-۲۸۸۵/۴ (۱/۴)	۴۳۵۷/۷** - (-۲/۴)	-۵۰۶۵/۹*** (-۲/۹)	-۵۵۰۲/۴*** (-۲/۷)	۴۵۰۹/۹*** (-۲/۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر داخل پرانتز آماره t متناظر هر متغیر هستند.

*، ** و *** معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را به ترتیب نشان می‌دهند.

نتایج خوبی برازش مدل در جدول (۴) آورده شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود مدل چهارم (مدل براون) برای اقتصاد ایران از بیشترین میزان توضیح‌دهندگی برخوردار است. مدل براون شکل توسعه‌یافته نظریه دوزنبری است. در این مدل مصرف وابسته به درآمد فعلی و حداکثر مصرف دوره‌های قبل است.

جدول (۴): جدول مقادیر pseudo R2 و R2

مدل/R^2 و pseudo R2		۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹	OLS
مدل ۱	R^2	۰/۲۴	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۱۳
	pseudo R2	۰/۲۲	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۳
مدل ۲	R^2	۰/۲۴	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۲	۰/۲۴	۰/۳۳
	pseudo R2	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۲۲	۰/۳۱
مدل ۳	R^2	۰/۲۳	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۳۳
	pseudo R2	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۲	۰/۲۱	۰/۳۱
مدل ۴	R^2	۰/۳۲	۰/۲۹	۰/۲۸	۰/۳	۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۵
	pseudo R2	۰/۳	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۳	۰/۴۸
مدل ۵	R^2	۰/۲۹	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۲۸	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۴۵	۰/۵۵
	pseudo R2	۰/۲۷	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۲۶	۰/۲۳	۰/۳۳	۰/۳۷	۰/۴	۰/۴۳	۰/۵۴
مدل ۶	R^2	۰/۲۷	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۳۸
	pseudo R2	۰/۲۵	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲۱	۰/۲۱	۰/۲	۰/۳۶
مدل ۷	R^2	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۳۸
	pseudo R2	۰/۲۵	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۳۶

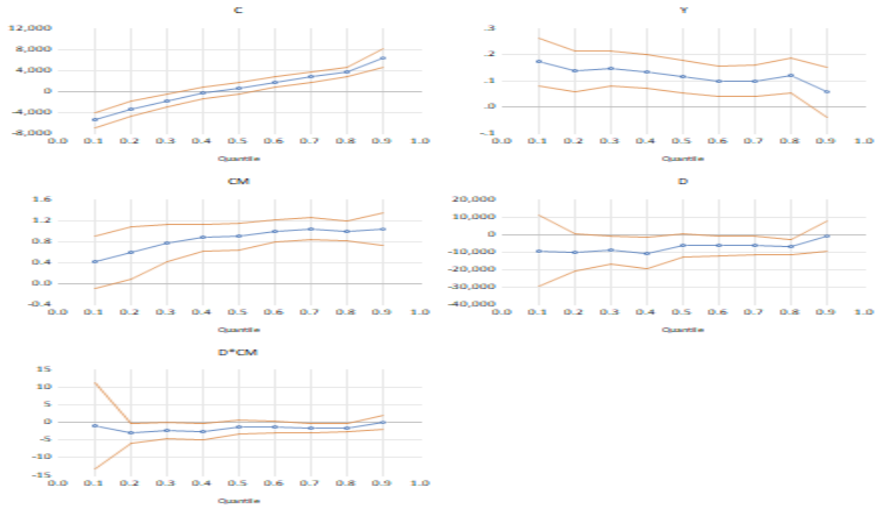
منبع: یافته‌های تحقیق

ضرایب مدل چهارم در نمودار (۲) ارائه‌شده است. ضرایب متغیر درآمد فقط در کوانتایل آخر معنادار نیستند؛ از کوانتایل اول به دوم کاهش و از دوم به سوم افزایش داشته و در ادامه، تا کوانتایل هفتم کاهش داشته‌اند؛ از کوانتایل هفتم به هشتم افزایش و در کوانتایل

آخر کاهش‌یافته‌اند. با افزایش میزان مصرف در ایران تأثیرگذاری میزان درآمد بر مصرف کاهش‌یافته است؛ به صورتی که در کوانتایل اول به ازای افزایش یک میلیارد ریالی درآمد، مصرف به میزان ۰/۱۷ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. تأثیر درآمد در کوانتایل‌های اول بیشتر است (سمت چپ نمودار)، کوانتایل اول بیشترین تأثیر بر مصرف و کوانتایل ششم کمترین تأثیر معنادار را بر مصرف دارد. با توجه به اینکه تأثیر درآمد در کوانتایل‌های اول بیشتر است، سیاست‌های افزایش درآمد برای کوانتایل‌هایی که مصرف مقادیر کم‌تری دارد توصیه می‌شود، درنتیجه افزایش درآمد کوانتایل‌های اولیه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصاد خواهد داشت. کم‌تر شدن ضریب درآمد در کوانتایل‌های بالاتر، بیانگر این است که در صورت تغییر درآمد مصرف کم‌تر تغییر می‌کند؛ درنتیجه پیشنهاد می‌شود در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی عواملی مانند وضع مالیات بر درآمد، تعیین پایه حقوق و... در نظر گرفته شود. ضریب درآمد که به روش OLS برآورد شده است با ضرایب کوانتایل‌های دوم و چهارم برابر است.

ضرایب متغیر حداکثر مصرف دوره‌های قبل فقط در کوانتایل اول معنادار نیستند، از کوانتایل اول تا هفتم روند صعودی و از هفتم به هشتم کاهش داشته‌اند؛ و در کوانتایل آخر افزایش‌یافته‌اند. در صورت افزایش یک میلیارد ریالی حداکثر مصرف در کوانتایل دوم مصرف ۰/۵۸ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. با افزایش میزان مصرف تأثیر حداکثر مصرف دوره‌های قبل بر مصرف افزایش‌یافته است. بیشترین میزان تأثیر حداکثر مصرف بر مصرف در کوانتایل هفتم و کمترین میزان تأثیر معنادار در کوانتایل دوم است، درنتیجه تأثیر حداکثر مصرف در کوانتایل‌های آخر یا سمت راست نمودار بیشتر است. پس هرچه مصرف بالاتر باشد تداوم عادت بیشتر است، و در کوانتایل‌های پایین‌تر که میزان مصرف کم‌تر است تأثیر تداوم عادت کم‌تر است. در کوانتایل‌های اولیه انعطاف بیشتری در تغییر میزان مصرف وجود دارد. معنادار شدن این ضرایب و توضیح‌دهندگی بهینه گواه بر صدق مدل تداوم عادت برای اقتصاد ایران هستند. درنتیجه توصیه می‌شود وجود تداوم عادت در رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و مالی بررسی شود. به‌عنوان مثال دولت می‌تواند کالاهای اساسی، مکمل و لوکس مورد استفاده مصرف‌کنندگان را شناسایی کند؛ و با کنترل قیمت و وضع مالیات بر کالاها، تخصیص یارانه به کالا و کنترل قیمت واردات و گمرک بر اساس عادات مصرفی مردم، رفتار مصرفی جامعه را کنترل کند. ضریب OLS به ضریب کوانتایل میانه (کوانتایل پنجم) نزدیک است.

ضرایب متغیر مجازی کرونا فقط در دو کوانتایل اول و آخر معنادار نیست، در مابقی کوانتایل‌ها بر مصرف تأثیر منفی و معنادار دارد. بیشترین تأثیر در کوانتایل چهارم و کمترین تأثیر معنادار در کوانتایل پنجم است. ازآنجایی‌که ضریب کوانتایل دوم به میزان ۱۰۴۴۱/۵- واحد از کوانتایل هشتم (آخرین کوانتایل معنادار) به میزان ۷۲۶۳/۳- واحد بیشتر است، پس تأثیر متغیر مجازی در سمت چپ نمودار بیشتر است. تأثیر این متغیر همچنین در متغیر حداکثر مصرف در کوانتایل‌های دوم تا چهارم و هفتم و هشتم معنادار و منفی است. بیشترین کوانتایل معنادار کوانتایل دوم و کمترین هشتم است، درنتیجه تأثیر این متغیر در سمت چپ توزیع بیشتر است. تأثیر متغیر مجازی هم در شیب (فقط یکی از متغیرها) و هم در عرض از مبدأ معنادار شده است.



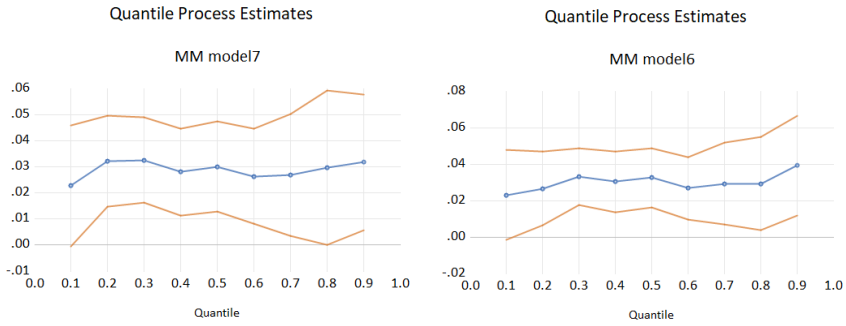
نمودار (۲): ضرایب مدل چهارم (براون) تواتر فصلی

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار افقی بیانگر کوانتایل و نمودار عمودی بیانگر مقدار ضریب است.

متغیر ثروت در دو مدل ششم (مدل چرخه زندگی مودیگلیانی و برومبرگ) و هفتم (مدل درآمد دائمی فریدمن) موجود است، که از لحاظ توضیح‌دهندگی یکسان هستند. به این صورت که در اکثر کوانتایل‌ها میزان pseudo R^2 برابر دارند. تنها در کوانتایل اول و آخر به میزان ناچیز ۰.۰۱ درصد تفاوت دارند. همچنین میزان R^2 محاسبه‌شده به روش OLS برای این دو مدل یکسان است. ضرایب متغیر ثروت در مدل ششم در تمام کوانتایل‌ها تأثیری مثبت و معنادار بر مصرف دارند. در سه کوانتایل اول روند صعودی، در کوانتایل چهارم کاهش، در کوانتایل پنجم افزایش و در کوانتایل ششم کاهش می‌یابند. سپس تا کوانتایل آخر روند افزایشی دارند. در صورت افزایش یک میلیارد ریالی ثروت در کوانتایل اول مصرف به میزان ۰/۰۲ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. بیشترین تأثیر ثروت بر مصرف در کوانتایل آخر و کمترین میزان در کوانتایل اول است. در نتیجه ثروت در سمت راست نمودار تأثیر بیشتری بر مصرف دارد. ضرایب متغیر ثروت در مدل هفتم نیز در تمامی کوانتایل‌ها معنادار و مثبت است. در صورت افزایش یک میلیارد ریالی ثروت در کوانتایل اول مصرف به میزان ۰/۰۲ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. ثروت در سه کوانتایل اول روند صعودی داشته، سپس در کوانتایل چهارم کاهش، در کوانتایل پنجم افزایش و در کوانتایل ششم کاهش یافته است و از کوانتایل ششم تا نهم افزایش داشته است. بیشترین میزان تأثیر ثروت بر مصرف در کوانتایل سوم و کمترین در کوانتایل اول است؛ با توجه به اینکه ضریب کوانتایل آخر از کوانتایل اول بیشتر است، در نتیجه تأثیر ثروت بر مصرف در سمت راست نمودار بیشتر است.

در این تحقیق نقدینگی حقیقی به‌عنوان متغیر ثروت در نظر گرفته شده است، ازاین‌رو رشد نقدینگی بر مصرف تأثیر مثبت و افزایش قیمت‌ها تأثیر منفی دارد. برای سیاست‌گذاری‌ها کنترل قیمت‌ها و حجم نقدینگی می‌تواند بر مصرف تأثیرگذار باشد. نمودار (۳) ضریب متغیر ثروت را در مدل ششم و هفتم نشان می‌دهد.



نمودار (۳): متغیر ثروت در مدل‌های ششم و هفتم فصلی

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار افقی بیانگر کوانتایل و نمودار عمودی بیانگر مقدار ضریب است.

طبق نتایج جدول (۵) و بر اساس آزمون والد[1] در کوانتایل چهارم و پنجم، هشتم و نهم متغیر مجازی و تأثیر متغیر مجازی بر حداکثر مصرف در سطح ده درصد معنادار هستند و درآمد در کوانتایل هشتم و نهم در سطح ده درصد معنادار است. در موارد ذکرشده فرض صفر مبنی بر برابر بودن شیب در کوانتایل‌ها رد می‌شود. آماره والد برای مدل چهارم معنادار نیست و لذا شیب‌ها در کوانتایل‌ها برابر هستند.

جدول (۵): نتایج آزمون برابری شیب‌ها

مدل	آزمون برابری شیب‌ها		
	آماره کای دو	درجه آزادی	احتمال
مدل ۴	۳۹/۲۷	۳۲	۰/۱۷۳۲
کوانتایل	متغیر	Restr.Value	احتمال
۰/۰،۲/۱	Y_t	۰/۰۳	۰/۳۳۵۵
	CM_t	−۰/۱۷	۰/۳۸۹۱
	d	۸۹۵/۱	۰/۹۲۰۹
	$d * CM_t$	۲	۰/۷۲۲۷
۰/۰،۳/۲	Y_t	−۰/۰۰۹	۰/۷۳۲۸
	CM_t	−۰/۱۷	۰/۲۸۲۳
	d	−۱۳۸۷/۸	۰/۶۹۶۹
	$d * CM_t$	−۰/۷۱	۰/۴۵۴۹
۰/۰،۴/۳	Y_t	۰/۰۱	۰/۶۰۶۶
	CM_t	−۰/۱	۰/۳۳۱۳
	d	۱۶۵۵/۶	۰/۵۱۹۴
	$d * CM_t$	۰/۳۵	۰/۶۴۲۹

[1] Wald

۰/۰،۵/۴	Y_t	۰/۰۲	۰/۲۷۸۸
	CM_t	−۰/۰۲	۰/۷۱۸۳
	d	−۴۶۷۳/۶*	۰/۷۴
	$d * CM_t$	−۱/۲*	۰/۸۷۳
۰/۰،۶/۵	Y_t	۰/۰۱	۰/۳۴۷۸
	CM_t	−۰/۰۹	۰/۱۹۱۶
	d	۶۱۹/۸	۰/۷۵۲۸
	$d * CM_t$	−۰/۰۰۲	۰/۹۹۶۳
۰/۰،۷/۶	Y_t	−۰.۰۰۲	۰/۸۸۱
	CM_t	−۰/۰۴	۰/۵۰۵۳
	d	−۴۵	۰/۹۷۹۷
	$d * CM_t$	۰/۲	۰/۵۶۳۷
۰/۰،۸/۷	Y_t	−۰/۰۲	۰/۳۵۳۹
	CM_t	۰/۰۴	۰/۵۵۰۸
	d	۶۵۲/۸	۰/۷۱۱
	$d * CM_t$	−۰/۰۶	۰/۸۹۰۸
۰/۹ ،۰/۸	Y_t	۰/۰۶*	۰/۰۹۴۱
	CM_t	−۰/۰۲	۰/۸۰۰۶
	d	−۶۳۶۰/۲*	۰/۰۶۵۳
	$d * CM_t$	−۱/۷*	۰/۰۲۳۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون تقارن ضرایب در خصوص مدل ۴ در جدول (۶) آورده شده است. آماره آزمون والد برای تقارن ضرایب مدل چهارم معنادار نیست؛ و فرضیه صفر مبنی بر تقارن ضرایب در کوانتایل‌ها رد نمی‌شود. در نتیجه ضرایب در کوانتایل‌ها متقارن هستند و تفاوت چشمگیری ندارند. تنها متغیر مجازی در کوانتایل چهارم و ششم در سطح ۱۰ درصد معنادار است.

جدول (۶): نتایج آزمون تقارن ضرایب

	آماره کای دو	درجه آزادی	احتمال
مدل ۴	۱۰/۷۷	۲۰	۰/۹۵۱۸
کوانتایل	متغیر	Restr. Value	احتمال
۰/۰،۹/۱	β_0	−۲۳۷/۷	۰/۸۴۹۲
	Y_t	−۷/۰۲۹	۰/۹۹۹۲
	CM_t	−۰/۳	۲۴۲۴
	d	۱۶۲۱/۷	۰/۸۸۴۴
	$d * CM_t$	۱/۹	۰/۷۵۰۵

۰/۰،۸/۲	β_0	−۸۲۶/۸	۰/۳۶۴۶
	Y_t	۰/۰۲	۰/۵۷۸۹
	CM_t	−۰/۲	۰/۴۰۰۱
	d	−۵۶۳۳/۵	۰/۳۴۲۹
	$d * CM_t$	−۱/۸	۰/۲۸۲۶
۰/۰،۷/۳	β_0	−۱۵۵/۵	۰/۸۲۷۰
	Y_t	۰/۰۱	۰/۶۶۵۲
	CM_t	۰/۰۰۷	۰/۹۶۴۵
	d	−۳۵۹۲/۸	۰/۴۱۳۷
	$d * CM_t$	−۱/۱	۰/۳۶۵۲
۰/۰،۶/۴	β_0	۲۹۹/۱	۰/۵۴۳۵
	Y_t	۰/۰۰۳	۰/۸۹۱۱
	CM_t	۰/۰۷	۰/۵۵۴۴
	d	−۵۲۹۳/۵*	۰/۹۶۸
	$d * CM_t$	−۱/۲	۰/۱۸۹۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج این آزمون می‌توان خطی بودن تأثیر درآمد و مصرف دوره‌های قبل بر مصرف را پذیرفت و در سیاست‌گذاری‌ها از آن استفاده کرد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق به بررسی تأثیر درآمد و ثروت بر مصرف به روش رگرسیون کوانتایل، در طی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۱ پرداخته شد. در این راستا از متغیرهای مصرف بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار و نقدینگی تمامی متغیرها به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است. برآورد مدل‌ها توسط رگرسیون کوانتایل حاکی از آن بود که متغیر درآمد در سمت چپ توزیع تأثیر بیشتری بر مصرف دارد؛ و متغیر ثروت در سمت راست توزیع تأثیر بیشتری بر مصرف دارد. در میان مدل‌های بررسی‌شده مدل براون برای اقتصاد ایران صدق می‌کند، و بیانگر وجود تداوم عادت در رفتار مصرفی ایران است. بر اساس این مدل مصرف وابسته به درآمد فعلی و حداکثر مصرف دوره‌های قبل است. این نتیجه با نتیجه مقاله منجذب (۱۳۷۵) همسو است. از این لحاظ که تأثیر درآمد بر مصرف بیشتر از تأثیر ثروت بر مصرف است با مقاله‌های قلیزاده و همکاران (۲۰۲۲) و جوادی و سوسا (۲۰۱۴) سازگار است.

متغیر درآمد فعلی که در تمام مدل‌ها به‌جز مدل هفتم (فریدمن) که درآمد دائمی است، تخمین خورده است و ضرایب متغیر درآمد فعلی در تمامی مدل‌ها مثبت و معنادار بوده است. ازاین‌رو افزایش درآمد و کاهش مالیات بر درآمد، می‌تواند در افزایش مصرف و درنتیجه رشد اقتصاد مفید باشد. همچنین در دو مدل ششم (مودیگلیانی) و هفتم (فریدمن) تأثیر متغیر ثروت بر مصرف بررسی شد و این متغیر مثبت و معنادار بود. در این تحقیق از نقدینگی به‌عنوان جایگزین ثروت استفاده شده است. ازاین‌رو کنترل میزان نقدینگی و کاهش قیمت‌ها بر رشد مصرف تأثیر مثبت دارند. در مدل دوم و سوم (دوزنبری) تأثیر درآمد دوره‌های قبل نیز بر مصرف بررسی

شد، این تأثیر مثبت و معنادار بود. اگرچه تأثیر مصرف دوره‌های قبل بیشتر و این مدل (براون) قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری برای اقتصاد ایران داشت.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهند که درآمد و ثروت بر مصرف تأثیر مثبت و معناداری دارند، اما وجود تقارن بین کوانتایل‌ها حاکی از برابر بودن میزان این تأثیرات در کوانتایل‌های مختلف است، از همین رو دولت می‌تواند بدون توجه به کوانتایل (دهک) های مختلف اقتصادی به استفاده از درآمد و نقدینگی برای سیاست‌گذاری‌های خود بپردازد. با توجه به اینکه مدل تداوم عادت برای ایران صدق می‌کند، پیشنهاد می‌شود دولت با شناخت رفتارهای مصرفی مصرف‌کنندگان، از این قبیل که چه کالاهایی ضروری، چه کالاهایی لوکس، کالاهای مکمل و بیشترین میزان استفاده از چه کالا و... را بررسی کند؛ با کنترل قیمت و وضع مالیات بر اقلام مختلف کالاها می‌تواند رفتار مصرفی جامعه را کنترل و بر رشد اقتصاد تأثیر مثبت داشته باشد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Adanu, K. (2005). A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. *Applied Economics*, *37*(5), 561-570.
2. Ahmad, M,. Teshkini, A., & Souri, A. (2008). Estimation of the consumption function of the private sector in Ian's economy.*The journal of Economis research*, 8(1), 15-39 (In Persian).
3. Algaeed, A. H. (2017). The Effects of Asymmetric Oil Price Shocks on the Saudi Consumption: An Empirical Investigations. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *7*(1), 99-107.
4. Alimi, R. S. (2015). Estimating consumption function under permanent income hypothesis: a comparison between Nigeria and South Africa.
5. Ansari Nasab, M., & Torabi, F. (2015). Study the Effects of Consumption Tax and Income Tax in Long-Time and Short-Time on the Private Sector Consumption in Iran Economy. *Quarterly journal of fiscal and economic policies,* 12(3), 57-78 (In Persian).
6. Ashakah, F. O. (2019). The determinants of aggregate consumption expenditure: empirical evidence from Nigeria. *International Journal of Research in Social Sciences*, *9*(4), 1-16.
7. Asrafi, M.A. (2013). Effects of financial policies on private sector consumption in Iran. *Economics Journal,* 145(13), 51-72 (In Persian).
8. Bamikole, O. (2013). The Habit Persistence Hypothesis: Empirical Evidence from Jamaica.
9. Baradaran Khanian, Z., Asgharpour, H., Panahi, H., & Kazaruni, A. R. (2016). The Asymmetric Effect of Inflation on Budget Deficit in Iran: Quantile Regression Approach. *Applied Economics Theories,* 4(3), 169-194 (In Persian).
10. Chowdhury, M. H. (2018). *Quantile Regression Approach for Analyzing Gene Expression Data*. The University of Regina (Canada).
11. Dajcman, S. (2018). The long-run determinants of consumption in the Euro Area: is there a role for uncertainty?. *Ekonomický časopis*, *66*(10), 969-986.
12. Daka, L., Fandamu, H., & Sumbye, K. Estimation of the consumption function under the permanent income hypothesis: Evidence from Zambia.
13. Duesenberry, J. S. (1962). *Income, saving and the theory of consumer behavior*. Harvard University Press.
14. Emamgholi Pour, K., & Agheli, L. (2013). Impact of Wealth on the Consumption of Private Sector in Iran. *Quarterly journal of economic modeling,* 6 (18), 61-81 (In Persian).
15. Emami, K., & Darbani, S. (2013). The factors that influence the expenditure of consuming non-durable goods in the economy of Iran. *The journal of Economic modeling,* 5(2(consecutive 14)), 91-110 (In Persian).
16. Fakhrai, S., & Mansouri, S., (2008). Estimating longrun consumption function using ARDL cointegration method and measurement shortrun consumption function in Iran. Journal of Quantitative economics, 5 (2(consecutive 17)), 23-38 (In Persian).
17. Fakhr Hoseini, S. F., & Kaviani, M. (2023). Tax rate effect on economic variables selected in general policies of resistance economy framework. *A quarterly journal of the macro and strategic policies,* 11(42), 272-301 (In Persian).
18. Friedman, M. (2018). Theory of the consumption function.
19. Hasanshahi, m. (2019). Empirical test of consumer theory of Brown, Duesenberry, Hantakkr and Taylor, Jackson-Smith, Kuznets and Friedman in Iran. *The journal of Macroeconomics research Letter (MRL),* 27(14), 65-88 (In Persian).
20. Jalaee, A., Qasemi, A., & Satari, A. (2015). Stimulating consumption function and forecasting Iran's consumption until 1404 horizon using generic and particle swarm optimization algorithm. *Journal of sustainable growth and development (The economic research),* 15(2), 27-47 (In Persian).
21. Jawadi, F., & Sousa, R. M. (2014). The relationship between consumption and wealth: A quantile regression approach. *Revue d'économie politique*, *124*(4), 639-652.
22. Gholizadeh, A. A., Ghasemi, A., & Khaksar, M. (2022). The Effect of Housing Assets on Private Sector Consumer Expenditure in Iran. *International Journal of New Political Economy*, *3*(2).
23. Habanabakize, T. (2021). Determining the household consumption expenditure's resilience towards petrol price, disposable income and exchange rate volatilities. *Economies*, *9*(2), 87.
24. Hirschman, A. O., & Rothschild, M. (1973). The changing tolerance for income inequality in the course of economic development: With a mathematical appendix. *The Quarterly Journal of Economics*, *87*(4), 544-566.

25. Jore[1], S., & Chowdhary, R. Income and Consumption Relationship in India: An ARDL Model Approach.
26. Khan, K., Wotto, M., & Liaqat, S. (2020). AN ESSAY ON CONSUMPTION HYPOTHESES: EVIDENCE FROM PAKISTAN. *Pakistan Journal of Humanities and Social Sciences Research*, *3*(01), 23-32.
27. Kelikume, I., Alabi, F., & Anetor, F. (2017). Nigeria consumption function–an empirical test of the permanent income hypothesis. *Journal of Global Economics, Management and Business Research*, *9*(1), 17-24.
28. Keynes, J. M. (1937). The general theory of employment. *The quarterly journal of economics*, *51*(2), 209-223.
29. Leszkiewicz-Kędzior, K., & Welfe, W. (2012). Consumption Function for Poland. Is Life Cycle Hypothesis Legitimate. *Bank i Kredyt*, *43*(5), 5-20.
30. Li, L. (2018). Financial inclusion and poverty: The role of relative income. *China Economic Review*, *52*, 165-191.
31. Modigliani, F. (1966). The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. *Social research*, 160-217.
32. Monjazeb, M.R. (1996). Choosing the optimal model of consumption in Iran by relying on econometric methods. *The journal of planning and budgeting,* 1(8), 7-23 (In Persian).
33. Monjazeb, M. R., & Alimardani, M. (2021). Investigating the impact of inflation expectations on consumption in Iran: Adaptive expectations versus rational expectations (Kalman Filter Approach). *Quarterly journal of quantitative economics,* 18(2), 27-42 (In Persian).
34. Neifar, M. (2023). Do Tunisian Risk to Go Towards a Second Revolution? Element of Response from Consumption Behavior.
35. Prasetyanto, P. K., Panjawa, J. L., Prakoso, J. A., Sunaningsih, S. N., & Ramdani, D. (2022). Estimating Aggregate Consumption Function in Indonesia: An Error Correction Approach. *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi Dan Pembangunan*, *23*(1), 135-145.
36. Rajaee, E., & Ahmadi, S. (2012). Estimating consumption function of private sector in Iran economy (1338-1385). *Journal of development & evaluation management*, 4(8), 67-75 (In Persian).
37. Saraswati, B. D., Maski, G., Kaluge, D., & Sakti, R. K. (2022). The impact of financial technology on consumption function of the theory of absolute income hypothesis: A partial adjustment model approach (The Indonesian evidence). *Business: Theory and Practice*, *23*(1), 109-116.
38. Sousa, R. M. (2009). Wealth effects on consumption-evidence from the euro area.
39. Thomas, A. (2013). Determinants of consumption expenditure in Ekiti State. *Journal of Culture, Society and Development*, *2*(1).
40. Zara Nejad, M. (2003). Estimating the Consumption function of consumer goods in Iran. *Iranian journal of economic research,* 5(16), 23-46 (In Persian).

Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics
University of Tabriz

Comparison of the Effects of Exogenous Impulses on Iran's Business Cycle under Environmental Policies

Mahtab Mehrjoo Irani[1], Mohammad Ali Falahi[2], Narges Salehnia[3]

1. Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran, mehr.ir.mahtab@gmail.com
2. Corresponding Author, Professor in Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran, falahi@um.ac.ir
3. Associate Professor in Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran, n.salehnia@um.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: August 2024
Accepted: November 2024

JEL: C61, E32, Q54.

Keywords:
Environmental policies, productivity momentum, energy price momentum, DSGE model.

ABSTRACT

Environmental protection, as one of the Millennium development goals, requires the intervention of policymakers and the implementation of environmental policies to limit the emission of greenhouse gases. This research investigates the consequences of implementing environmental policies on economic variables (including consumption, production, and investment) in Iran's economy from 1978 to 2017. For this purpose, the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) method was used to analyze a closed economy model with the approach of real business cycles. The source of fluctuations in the economy is the momentum of the total productivity of production factors and the momentum of energy prices. Also, the capital is not fully used in the production process. The simulation results show: 1. During the positive momentum of productivity, the emission cap policy has the best performance in reducing the fluctuations of economic variables and greenhouse gas emissions. 2. During the positive momentum of energy prices, the emission cap policy and the emission intensity target policy show the best performance regarding the level and fluctuation of economic variables and pollution emissions.

Cite this article: Mehrjoo Irani, M.,, Falahi, M. A., & Salehinia, N. (2025). Comparison of the Effects of Exogenous Impulses on Iran's Business Cycle under Environmental Policies. *Applied Theories of Economic,* 12(1), 49-70. http//doi.org/ 10.22034/ecoj.2025.62752.3334

© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2025.62752.3334

Introduction

Environmental protection, as one of the millennium development goals, requires intervention from policymakers and the implementation of environmental policies to limit the emission of greenhouse gases. Since environmental policies can have counterproductive effects, they must be designed correctly to be effective.
Given that the environment is a public good and greenhouse gas emissions from production have negative consequences, the best way to reduce carbon emissions is to internalize these consequences using appropriate environmental policies in a way that achieves both the goals of economic growth and welfare and preventing environmental degradation, simultaneously and optimally. This study examines the effects of exogenous impulses (total factor productivity and energy prices) on Iran's business cycle under different environmental policies (carbon tax, emissions cap, and emission intensity target) from 1978 to 2017. The real business cycle approach is usually used when the purpose of the research is not to examine monetary and fiscal policies and price trends but rather when the researcher seeks to examine specific conditions in the economic environment. For example, this method is common in energy and environmental economics.
In this paper, based on Finn (1991), Kim and Longani (1992), and Fischer and Springborn (2011), in addition to the impulse of productivity of the total production factors, another uncertainty under the title of energy price impulse was considered. Also, the effects of impulses were spread to the whole economy through the capital utilization rate (which is one of the model's endogenous variables). Norouzi (2011) and Hafezi et al. (2021) indicate that in Iran's economy, not all capital stock was used in production, and the capital utilization rate varies over time. Therefore, this study attempts to answer the questions of the effects of productivity and energy price impulses on Iran's business cycle under different environmental policies, including basic policy, carbon tax, carbon emission ceiling, and emission intensity target.

Methodology

The present study used the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model based on real business cycles. The source of fluctuations in the economy is the momentum of the total productivity of production factors and energy prices. Also, the capital is not fully used in the production process. The equilibrium was obtained by solving the optimization equations of economic agents. However, by the occurrence of random impulses, the study variables deviated from the steady state and, over time, with the disappearance of the effect of the impulses, were returned to the initial equilibrium

Results and discussion

The simulation results in Dynare - MATLAB shows that due to the positive impulse of productivity, the baseline policy, carbon tax, and emission intensity target have similar effects on the level and volatility of economic variables, including consumption, production, and investment. While the emissions cap policy significantly limits the changes in the level of variables and their volatility by increasing the carbon price. These results are consistent with the results of previous studies. By the positive impulse of energy prices, the emissions cap policy and the emission intensity target policy show the best performance regarding the level and fluctuation of economic variables and pollution emissions.
In fact, with the occurrence of a positive impulse in total factor productivity on the supply side of the economy, production and demand for factors of production (i.e., labor, intensity of capital stock utilization, and amount of energy consumption) and depreciation rate increase. As a result, payments to factors of production will also increase. On the demand side of the economy, income, consumption, and investment will also increase. Meanwhile, implementing a carbon tax policy only increases the cost of production and leads to a decrease in production, consumption, and investment compared to the baseline. Conducting an emission intensity target policy also has a similar result to a carbon tax because, at the same time, as energy consumption increases, production also increases. As a result, the demand for emission permits does not change much. But, with the imposition of an emissions cap, the price of carbon rises due to the increased demand for emission permits, leaving energy consumption and other economic variables unchanged.
In addition, with the occurrence of a positive energy price shock, the implementation of the emissions cap policy and the emission intensity target (due to the reduction of carbon price resulting from the reduction of demand for emission permits) limits the fluctuations of economic variables. Therefore, the type of policy instrument used can be challenging for policymakers. For example, using an instrument such as a carbon tax in the event of a positive energy price impulse can have significant counterproductive effects in the long run, in addition to reducing pollution emissions. In contrast, an emissions cap policy is a tool that acts as a buffer against energy price impulse,

thereby enabling the achievement of the emissions target set by the regulator while limiting the negative impact on the economic variables. In effect, creating a market for pollution permits (emissions cap policy) or an intensity target for emissions (emission limit per unit of production) causes the price of pollution to be adjusted in line with the price of energy. In other words, if the number of emission permits is well-determined, the price emerging in the pollution permit market can compensate for changes in energy prices and send an appropriate price signal to firms that take into account both the final energy price and the final cost of pollution.

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

مقایسه اثرات تکانه‌های برون‌زا بر چرخه تجاری ایران تحت سیاست‌های زیست‌محیطی[1]

مهتاب مهرجو ایرانی[1]، محمدعلی فلاحی[2]، نرگس صالح نیا

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. رایانامه: mehr.ir.mahtab@gmail.com
۲. نویسنده مسئول، استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. رایانامه: falahi@um.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. رایانامه: n.salehnia@um.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۳۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۰۶

JEL: C61 ،E32 ،Q54.

واژه‌های کلیدی:
سیاستهای زیست محیطی،
تکانه بهره وری،
تکانه قیمت انرژی،
مدل DSGE

چکیده

حفاظت محیط زیست به عنوان یکی از اهداف توسعه هزاره نیازمند مداخله سیاستگذاران و اجرای سیاست های زیست محیطی به منظور محدود کردن انتشار گازهای گلخانه ای است. در این پژوهش، پیامدهای اجرای سیاست های زیست محیطی بر متغیرهای اقتصادی (از جمله مصرف، تولید و سرمایه گذاری) در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶ مورد بررسی قرار می گیرد. برای این منظور از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) جهت تجزیه و تحلیل یک مدل اقتصاد بسته و با رویکرد ادوار تجاری حقیقی استفاده می شود. منبع نوسانات در اقتصاد، تکانه بهره وری کل عوامل تولید و تکانه قیمت انرژی است. همچنین سرمایه به طور کامل در فرایند تولید استفاده نمی شود. نتایج شبیه سازی نشان می دهد: ۱. در تکانه مثبت بهره وری، سیاست سقف انتشار بهترین عملکرد را از لحاظ کاهش نوسانات متغیرهای اقتصادی و کاهش انتشار گازهای گلخانه ای دارد. ۲. در تکانه مثبت قیمت انرژی، سیاست سقف انتشار و هدف شدت انتشار، بهترین عملکرد را از لحاظ سطح و نوسان متغیرهای اقتصادی و انتشار آلودگی نشان می دهد.

استناد: مهرجو ایرانی، مهتاب، فلاحی، محمدعلی، صلاح منش و صالح‌نیا، نرگس (۱۴۰۴). مقایسه اثرات آستانه‌ای تکانه‌های برونزا بر چرخه تجاری ایران تحت سیاست‌های زیست‌محیطی. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۱(۱۲)، ۷۰-۴۹.

DOI: 10.22034/ecoj.2025.62752.3334.

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه فردوسی مشهد است.

۱- مقدمه

از زمان انقلاب صنعتی، فعالیت‌های انسانی با بکارگیری سوخت‌های فسیلی، پیامدهای منفی از جمله افزایش غلظت دی اکسید کربن در جو و دمای کره زمین را به همراه داشته است. در حال حاضر، پیامدهای این افزایش دما از جمله جنگل‌سوزی‌ها، خشکسالی‌ها، سیل‌ها و طوفان‌ها، در بسیاری از نقاط جهان احساس می‌شود. از این‌رو یافتن راهکاری جهت کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای (به‌ویژه CO_2)، یکی از چالش‌های اصلی تحقیقات اخیر به شمار می‌رود (فرناندز و همکاران[1]،۲۰۲۴). به عبارت دیگر دسترسی گسترده به منابع انرژی کربن محور مانند نفت، گاز و زغال سنگ با هزینه‌های بهره‌برداری نسبتاً پایین به این معنی است که بدون اقدامات سیاستی، احتمال ادامه انتشار CO_2 و پیامدهای منفی آن بر رفاه افزایش می‌یابد. به علاوه انتظار می‌رود فراوانی و شدت این پیامدها با افزایش دمای کره زمین، بیشتر شود (مسون و همکاران[2]، ۲۰۲۱، روسو و دومایسن[3]، ۲۰۲۳).

از این رو در سال۱۹۷۲ در کنفرانس سازمان ملل متحد با محوریت محیط زیست، گرمایش جهانی به طور رسمی و بین‌المللی به عنوان یک موضوع جهانی شناخته شد. پس از تصویب پروتکل کیوتو (دسامبر۱۹۹۷)، هدف "محدود کردن افزایش دمای جهانی به ۲ درجه سانتیگراد نسبت به قبل از صنعتی‌شدن" مطرح شد (اجلاس کپنهاگ،۲۰۰۹). در سال ۲۰۱۵، ۱۷۵ کشور توافقنامه پاریس را امضاء کردند (وایزمن[4]، ۲۰۱۶). دولت ایران به عنوان یکی از اعضاء این برنامه، اعلام کرد ضمن مشارکت ملی تمایل دارد تا سال ۲۰۳۰، انتشار گاز گلخانه‌ای را به میزان قابل توجهی کاهش دهد (میراسکندری، ۱۳۹۹).

با این‌حال مسأله آلودگی محیط زیست هنوز در دنیا حل نشده و اعمال یک سیاست مؤثر آسان نیست (کلمبیر و ریبرا[5]، ۲۰۱۵). از آنجا که سیاست‌های زیست‌محیطی می‌توانند آثار معکوس هم به دنبال داشته باشند، ضروریست برای کارا بودن به درستی طراحی شوند (سین[6]، ۲۰۰۸، ۲۰۱۲). با توجه به اینکه محیط زیست یک کالای عمومی است و انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از تولید، پیامدهای منفی بر محیط زیست به همراه دارد (یویی تو[7]، ۲۰۱۶) به نظر می‌رسد بهترین راه کاهش انتشار کربن، درونی‌سازی این پیامدها با استفاده از سیاست‌های زیست‌محیطی مناسب است (اشترن[8]، ۲۰۰۷)؛ به گونه‌ای که هر دو هدف دستیابی به رشد و رفاه اقتصادی و جلوگیری از تخریب محیط زیست را به طور همزمان و بهینه محقق سازد. در این پژوهش ابزارهای زیست‌محیطی به دو گروه کلی تقسیم می‌شوند: ۱. ابزار قیمتی (مالیات کربنی (Emissions tax)): این ابزار نظیر مالیات پیگویی، قیمت یا هزینه انتشار کربن را متأثر می‌سازد. ۲. ابزارهای مقداری مستقیماً بر مقدار انتشار کربن تأثیرگذار است؛ مانند هدف شدت انتشار کربن (Intensity target): سقف انتشار کربن به ازاء هر واحد تولید یا سقف انتشار کربن (Emissions cap): مجوز یا محدودیت برای کل انتشار کربن. هدف این تحقیق ارزیابی عملکرد سیاست‌های زیست‌محیطی در چارچوب ادوار تجاری حقیقی است. به همین منظور سعی شده است به این سؤال پاسخ داده شود که اثر تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید و تکانه قیمت انرژی (به عنوان عوامل چرخه تجاری)، بر تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری، تحت سیاست‌های زیست‌محیطی مختلف، چگونه است؟ روش تحقیق، مدل تعادل عمومی پویای

[1] Fernandez et al.
[2] Masson et al.
[3] Russo & Domeisen
[4] Waisman
[5] Colombier & Ribera
[6] Sinn
[7] Uitto
[8] Stern

تصادفی[1](DSGE) با رویکرد ادوار تجاری حقیقی است که در این روش از معیار بهینه‌یابی رفتار عاملان اقتصادی، جهت ارزیابی آثار سیاست‌ها بر متغیرهای اقتصادی استفاده می‌شود (آهنگری و همکاران، ۱۳۹۵).

نوآوری تحقیق این است که برای اولین بار، عملکرد سیاست‌های زیست‌محیطی در مدل EDSGE-RBC در اقتصاد ایران، با در نظر گرفتن دو عامل مهم مورد ارزیابی قرار می‌گیرد: ۱. تکانه قیمت انرژی علاوه بر تکانه TFP است. ۲. نرخ به کارگیری سرمایه ثابت نیست و یک متغیر درون‌زاست. زیرا سرمایه بدون انرژی غیرقابل استفاده است و رابطه مکمل بین این دو نهاده وجود دارد. سرمایه همیشه به طور کامل در فرایند تولید استفاده نمی‌شود.

در بخش بعد، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه، ارائه می‌گردد. سپس در بخش طراحی مدل، به معرفی خصوصیات مدل و چارچوب روش شناسی پرداخته می‌شود. در نهایت تحلیل‌های تجربی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲-ادبیات موضوع

امروزه مبارزه با گرمایش جهانی (به عنوان یکی از پیامدهای اصلی آلودگی محیط زیست) از اولویت‌های جامعه بین الملل است. با این حال، توجه به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و رابطه آن با رشد اقتصادی، مدت‌ها است در محافل علمی مورد توجه بوده است. نظریه اقتصاد محیط زیست طیفی از مفاهیم را در بر می‌گیرد و به بررسی تعامل بین فعالیت‌های اقتصادی و اثرات زیست‌محیطی می‌پردازد. این نظریه بر اهمیت پیامدهای خارجی (Externalities)، شکست‌های بازار (Market Failures)، ارزش کل اقتصادی (Total Economic Value) و توسعه پایدار (Sustainable Development) تأکید دارد و چارچوبی را برای تجزیه و تحلیل چگونگی تأثیرگذاری تصمیمات اقتصادی بر محیط زیست و تأثیر سیاست‌های زیست محیطی بر تصمیمات اقتصادی ارائه می دهد. در این نظریه، توسعه سیاست‌هایی پیشنهاد می شود که حفاظت از محیط زیست را همزمان با رشد اقتصادی در نظر می‌گیرند. این مبانی نظری را می توان در ۴ دسته، طبقه‌بندی کرد:

۱. نظریه پیامدهای خارجی: اقتصاد محیط زیست، بر هزینه‌ها یا پیامدهای خارجی آلودگی تأکید دارد به این معنی که آلوده‌کننده باید کل هزینه یا خسارت حاصل از فعالیت آلایندگی خود را که بر جامعه تحمیل می کند، بپردازد (فا و ما[2]، ۲۰۲۴).

۲. نظریه شکست های بازار: این نظریه موقعیت‌هایی را شناسایی می‌کند که درآن بازارها در تخصیص کارامد منابع شکست می‌خورند و نیاز به مداخله سیاستگذار برای اصلاح این شکست‌ها وجود دارد .۳. نظریه ارزش کل اقتصادی: این مفهوم شامل ارزش‌های بازاری و غیر بازاری خدمات اکوسیستمی است که به ارزش‌گذاری منابع زیست‌محیطی کمک می‌کند. ۴. نظریه توسعه پایدار و مدیریت منابع: این نظریه بر نیاز به هماهنگی بین استفاده از منابع و حفاظت از محیط زیست جهت اطمینان از پایداری منابع در بلندمدت تأکید دارد. در همین راستا اجرای سیاست‌های مؤثر جهت مدیریت منابع و حفاظت از محیط زیست (به ویژه برای ایجاد تعادل در رشد اقتصادی با پایداری زیست محیطی) ضروری است (شی[3]، ۲۰۲۴). ۵. نظریه کوز: برخلاف نظریه تخصیص نئوکلاسیک که بر کارایی بازار در تخصیص منابع تأکید دارد، این نظریه بر نقش حقوق مالکیت در مدیریت منابع زیست‌محیطی متمرکز می‌شود (شیائو[4]، ۲۰۰۸).

[1] Dynamic Stochastic General Equilibrium
[2] Fa & Ma
[3] Shi
[4] Shiao

از این‌رو اقدامات سیاستی نظیر قیمت‌گذاری بهینه و ایجاد بازار برای آلودگی نقش مهمی در برقراری توازن بین کیفیت محیط زیست و اقتصاد ایفاء می‌کنند که این توازن اغلب براساس بهینه‌یابی تعریف می‌شود (آنیکیاریکو[1] و همکاران، ۲۰۲۱، هان[2]، ۱۹۸۹؛ فرکید[3] و همکاران، ۲۰۱۵). از آنجا که پیامد هر سیاست زیست‌محیطی بر اقتصاد متفاوت از سیاست دیگر است (دودا[4]، ۲۰۱۴)، بررسی اثرات بالقوه سیاست‌های زیست‌محیطی بر اقتصاد در چارچوب ادوار تجاری صورت می‌گیرد. به طور کلی با وارد کردن جنبه های زیست محیطی در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، می‌توان سیاست زیست‌محیطی بهینه را تعیین کرد(خان[5]، ۲۰۱۹) و مدلRBC ارائه شده در مقاله کیدلند و پرسکات[6] (۱۹۸۸)، پایه‌ای برای توسعه مدل‌های DSGE بوده است.

فیشر و اسپرینگبورن[7](۲۰۱۱)، هیوتل[8](۲۰۱۲)، آنجلوپولوس و همکاران[9](۲۰۱۰ ، ۲۰۱۳) اولین مطالعاتی هستند که عملکرد سیاست‌های زیست‌محیطی را در مدل EDSGE ارزیابی می‌کنند. در این مدل‌ها، خانوار به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت انتظاری و بنگاه به دنبال حداکثرسازی سود است و عوامل اقتصادی عقلایی، با توجه به انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها، نسبت به تکانه‌های تصادفی (به ویژه بهره‌وری) واکنش نشان می‌دهند. با این‌حال کیم و لونگانی[10] (۱۹۹۲) و روتمبرگ و وودفورد[11](۱۹۹۶) بر این باورند که چرخه تجاری را نمی‌توان صرفاً با تکانه بهره‌وری توضیح داد و باید نقش تکانه قیمت انرژی در اقتصاد را نیز در نظر گرفت. مک کالم[12](۱۹۸۹) ، منکیو[13] (۱۹۸۹) و سامرز[14] (۱۹۸۶) ، در مورد تکانه قیمت انرژی در مدلRBC استدلال می‌کنند که این تکانه، یک اختلال طرف عرضه است و تأثیر زیادی بر عملکرد طیف وسیعی از صنایع دارد. این در حالی است که در مدل‌های کیدلند و پرسکات، پسماندهای سولو به عنوان معیاری از تغییرات تکنولوژی در نظرگرفته شده و تمام تغییرات به جز نیروی کار و سرمایه در قالب تغییرات TFP منعکس می‌شود. از این‌رو یکپارچه‌کردن این آثار، نادیده گرفتن یک تمایز مهم (بین اثر انواع تکانه‌ها بر تولید) است و موجب می‌شود اثر تغییرات TFP بر ادوار تجاری بیش از حد ارزیابی شود. همچنین در این تحقیق مشابه با مطالعات فین[15] (۱۹۹۱،۲۰۰۰)، تکانه TFP و تکانه قیمت انرژی از طریق ایجاد نوسانات درون‌زا در نرخ کاربری سرمایه، به اقتصاد منتقل می‌شود و چرخه تجاری را متأثر می‌سازد. از این‌رو تولید تابعی از عرضه نیروی کار و موجودی سرمایه به کارگرفته شده در فرایند تولید و نه کل موجودی سرمایه است. پس نرخ استهلاک سرمایه ثابت نیست و تابع فزاینده از نرخ کاربری سرمایه است.

تحقیقات خارجی در حوزه ارزیابی سیاست‌های زیست محیطی با الگوی EDSGE RBC در ۳ دسته قرار می‌گیرد: ۱. مطالعاتی که عملکرد این سیاست‌ها را در الگوی بازارهای رقابت کامل و قیمت‌های انعطاف‌پذیر بررسی می‌کنند و در این مدل‌ها تکانه‌های عرضه منبع اصلی نوسانات اقتصادی هستند (آنجلوپولوس و همکاران (۲۰۱۰)، فیشر و اسپرینگبورن (۲۰۱۱)، هیوتل (۲۰۱۲)، دیسو

[1] Annicchiarico
[2] Hahn
[3] Fourcade
[4] Doda
[5] Khan
[6] Kydland & Prescott
[7] Fischer & Springborn
[8] Heutel
[9] Angelopoulos
[10] Kim, I.-M. & Loungani
[11] Rotemberg & Woodford
[12] McCallum
[13] Mankiw
[14] Summers
[15] Finn

و کارنیزوا[1] (۲۰۱۶) و خان و همکاران (۲۰۱۹)). ۲. مطالعاتی که عملکرد این سیاست‌ها را در چارچوب مدل‌های کینزی جدید مورد ارزیابی قرار می‌دهند (آنیکیاریکو و دی‌دیو (۲۰۱۵ و ۲۰۱۷)، ساهوک[2] و همکاران(۲۰۲۳)، ناکوف و توماس[3](۲۰۲۳)) ۳. مطالعاتی که عملکرد سیاست‌های زیست‌محیطی را در شرایط اقتصاد باز و برخی دیگر در شرایط وجود نواقص بازار اعتبار مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهند (جیمز[4](۲۰۲۰)، پانزی و چان[5] (۲۰۲۳)، آنیکیاریکو و دایلوئیزو[6](۲۰۱۹)، اکونومیدیز و زیپاپادز[7](۲۰۱۹)، هولدی و همکاران[8] (۲۰۱۹)، ون دن بیگارت و اسمالدرز[9] (۲۰۱۸)، دایلوئیزو و همکاران (۲۰۲۰)، کارتینی و همکاران[10] (۲۰۲۱)). موضوع این مقاله بیشتر در راستای مطالعات دسته ۱ قرار دارد.

آنجلوپلوس و همکاران (۲۰۱۰)، اقتصاد امریکا را برای دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ با در نظرگرفتن تکانه برون‌زا (TFP و تکنولوژی کاهش آلودگی) مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد: ۱. سیاست سقف انتشار بدترین عملکرد را دارد (نوسانات متغیرهای اقتصادی، افزایش و رفاه کاهش می‌یابد). ۲. وقتی نوسانات ناشی از تکانه بهره‌وری باشد، وضع مالیات بهترین ابزار است، اما وقتی نوسانات ناشی از تکانه فناوری زیست‌محیطی باشد، وضع سیاست هدف شدت انتشار مناسب‌تر است.

فیشر و اسپرینگبورن (۲۰۱۱) عملکرد انواع سیاست‌های زیست‌محیطی را با توجه به تکانه بهره‌وری برای اقتصاد امریکا طی دوره ۱۹۴۸ تا ۲۰۰۱، با هم مقایسه کردند. در این مطالعه، انرژی به عنوان نهاده تولید آلاینده در نظر گرفته شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد: ۱. تحت سیاست هدف شدت، پایین‌ترین سطح هزینه رفاهی و بالاترین سطح مورد انتظار برای متغیرهای نیروی کار، سرمایه و تولید اتفاق می‌افتد؛ ۲. تحت سیاست سقف انتشار، برخلاف مالیات کربنی، پایین‌ترین سطح نوسانات متغیرهای اقتصادی بدست می‌آید.

با این حال در مطالعه هیوتل (۲۰۱۲) که برای اقتصاد امریکا طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ انجام شده است، ایده اصلی این است که هیچ سیاستی طی ادوار تجاری ایستا نیست و استدلال می‌کند سیاستی که طی ادوار تجاری ایستا است، نمی‌تواند یک سیاست بهینه اول باشد. او نتیجه می‌گیرد که نرخ مالیات و مجوز انتشار، رفتار موافق دوره‌ای دارند.

دیسو و کارنیزوا (۲۰۱۶) به ارزیابی سیاست‌های زیست‌محیطی در اقتصاد چندبخشی (اقتصاد امریکا برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۰) پرداختند. در این تحقیق اقتصاد به ۶ بخش: ۳ بخش انرژی، ۱ بخش تولید خدمات و ۲ بخش تولید کالاهای انرژی‌بر و کالاهای غیر انرژی‌بر تقسیم می‌شود و از ۳ کانال به تکانه واکنش نشان می‌دهد: (۱) تغییر کاربری از سوخت فسیلی به انرژی پاک (۲) کاهش استفاده از انرژی در تولید (۳) جایگزینی نهاده‌های انرژی با سایر نهاده‌های تولید. یافته‌ها بیانگر این مطلب است که: ۱. تأثیر سیاست‌ها بر اقتصاد در مدل چندبخشی، کمتر از مدل یک بخشی است. ۲. با وقوع تکانه TFP در بخش انرژی، سقف انتشار، نوسانات اقتصاد را کاهش می‌دهد اما مالیات کربنی، هزینه رفاهی کمتری به همراه دارد.

مطالعات داخلی کمی، سیاست‌های زیست‌محیطی را در چارچوب مدل EDSGE RBC بررسی کرده‌اند (وهاب زاده و همکاران، ۱۴۰۱). در برخی مطالعات نیز تکانه قیمت انرژی در مدل‌های DSGE RBC و بدون در نظرگرفتن محیط زیست تبیین شده است

[1] Dissou & Karnizova
[2] Sahuc
[3] Nakov & Thomas
[4] Jaimes
[5] Punzi & Chan
[6] Diluiso
[7] Economides & Xepapadeas
[8] Holladay
[9] Van den Bijgaart & Smulders
[10] Carattini

نتایج نشان می‌دهد تکانه مثبت قیمت انرژی آثار رکودی به همراه دارد و حساسیت سرمایه‌گذاری نسبت به تکانه قیمت انرژی قابل توجه است (رجایی و ابونوری(۱۳۹۱) ، ابونوری و همکاران (۱۳۹۲) ، فرازمند و همکاران (۱۳۹۵) و محمدی‌پور و همکاران(۱۳۹۹)). صمدی و همکاران (۱۳۹۸) به تعیین سیاست زیست‌محیطی بهینه با توجه به کیفیت نهادی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۲تا ۱۳۹۶ پرداختند. تغییر در فناوری تولید به عنوان نااطمینانی اقتصادی و تغییر در فناوری کاهش آلودگی، به عنوان نااطمینانی زیست‌محیطی در نظر گرفته شده است. در مطالعه مزبور، کارایی نسبی سیاست‌ها به کیفیت نهادی بستگی دارد. نتایج نشان می‌دهد: ۱. با بهبود کیفیت نهادی، سیاست سقف انتشار نسبت به مالیات کربنی برتری دارد. ۲. اگر نا اطمینانی زیست‌محیطی بر نااطمینانی اقتصادی غالب شود و درجات پایین کیفیت نهادی برقرار باشد، سیاست مالیات کربن، بهینه است. ۳. اگر نااطمینانی اقتصادی غالب باشد، سیاست مجوز انتشار، بهینه است.

در مطالعه فدایی و آذری (۱۳۹۹)، مدل سازی به گونه‌ای است که دو کشور تولیدکننده کالای همگن که تولید آنها با آلودگی همراه است، در یک رقابت کورنو به بازار کشور سوم صادر می‌کنند. تعادل بازی نشان می‌دهد: ۱. سیاست‌های مالیات کربنی و مجوز انتشار، آلودگی را کاهش و رفاه را افزایش می‌دهد. ۲. سیاست مالیات کربنی نسبت به مجوز انتشار، اثرات رفاهی و زیست‌محیطی کمتری به همراه دارد. ۳. با افزایش عدم تقارن انتشار آلودگی، وضع مجوز انتشار آلودگی نسبت به سیاست مالیات بر انتشار برتری می‌یابد.

میراسنکدری (۱۳۹۹) با درنظرگرفتن اقتصاد بسته دو بخشی، برای اقتصاد ایران در دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵ نقش قواعد زیست‌محیطی را در چارچوب RBC مورد بررس

ی قرار داده و دریافته است: ۱. با درنظرگرفتن تکانه بهره‌وری، اجرای سیاست مالیات کربنی، بالاترین رفاه جامعه را نشان می‌دهد. ۲. انتخاب سیاست زیست‌محیطی بهینه، بستگی به اهداف ثانویه سیاست‌گذار (توجه به مصرف، سرمایه‌گذاری، اشتغال، تولید و ...) نیز دارد.

۳-طراحی الگوی مدل

هدف تحقیق حاضر، بررسی پیامدهای اقتصادی ناشی از وقوع تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید و تکانه قیمت انرژی، تحت سیاست‌های زیست‌محیطی مختلف است. برای این منظور انرژی به عنوان نهاده تولید و منبع نا اطمینانی، تکانه TFP و تکانه قیمت انرژی، به طور برون‌زا در نظر گرفته می‌شود.

۳-۱- مسأله بهینه یابی خانوار

فرض می‌شود خانوارها رفتار مشابهی دارند. از این‌رو تابع مطلوبیت خانوار نماینده با طول عمر نامحدود و ریسک‌گریزی نسبی ثابت (CRRA[1]) به صورت زیر نشان داده شده است:

$$U_t(c_t, l_t) = \frac{\left(c_t^{\varphi}(1-l_t)^{1-\varphi}\right)^{1-\alpha}-1}{1-\alpha} \qquad \alpha > 1\,, \quad \varphi \in [0,1] \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، c_t مصرف کالای نهایی و l_t عرضه نیروی کار در دوره t را نشان می‌دهد. φ و α پارامترهای ترجیحات هستند. تعداد کل ساعات نیروی کار در هر دوره به یک نرمال سازی می‌شود. $1 - l_t$ تعداد ساعات فراغت را نشان می‌دهد. در نهایت خانوار تابع مطلوبیت بین دوره‌ای خود را با توجه به قید بودجه زیر حداکثر می‌کند:

[1] Constant Relative Risk Aversion

$$c_t + i_t = w_t l_t + r_t k_t u_t + T_t \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، $(c_t + i_t)$ ، نمایانگر مخارج خانوار و سمت راست، بیانگر درآمد خانوار حاصل از عرضه نیروی کار $(w_t l_t)$ ، ارائه خدمات سرمایه به بنگاه $(r_t k_t u_t)$ و دریافت یارانه یکجا از نهاد ناظر، حاصل از اجرای سیاست زیست‌محیطی (T_t) است. u_t نرخ کاربری سرمایه و $k_t u_t$ خدمات حاصل از به‌کارگیری سرمایه است. در این اقتصاد فضای غیرمتمرکز حاکم است و دولت به عنوان نهاد ناظر بر بازار عمل می‌کند. خانوار در هر دوره، بخشی از درآمد را به سرمایه‌گذاری و بخشی را به مصرف کالای نهایی تخصیص می‌دهد. قانون تحرک سرمایه و نرخ استهلاک در روابط (۳) و (۴) مشاهده می‌شود.

$$i_t = k_{t+1} - \big(1 - \delta(u_t)\big)k_t + \frac{B}{2}\left(\frac{k_{t+1}-k_t}{k_t}\right)^2 \qquad B > 0 \qquad (۳)$$

$$\delta(u_t) = \frac{\omega_0}{\omega_1} u_t^{\omega_1} \qquad \omega_0 > 0\,, \omega_1 > 1 \qquad \delta(.) \in]0,1[\qquad (۴)$$

آخرین عبارت در رابطه (۳) هزینه تعدیل سرمایه را نشان می‌دهد. نرخ استهلاک سرمایه یک تابع فزاینده از (u_t) است (فین، ۲۰۰۰): $\frac{\partial \delta(u_t)}{\partial u_t} > 0$ و $\frac{\partial^2 \delta(u_t)}{\partial u_t^2} > 0$. از این‌رو مسأله حداکثرسازی مطلوبیت خانوار و تابع لاگرانژ به صورت زیر است $(T_t = P_{e,t} e_t)$:

$$\max U_t(c_t, l_t)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} c_t + i_t = w_t l_t + r_t k_t u_t + T_t \\ i_t = k_{t+1} - (1 - \delta(u_t)k_t + \frac{B}{2}\left(\frac{k_{t+1}-k_t}{k_t}\right)^2 \\ \delta(u_t) = \frac{\omega_0}{\omega_1} u_t^{\omega_1} \end{cases}$$

$$\mathcal{L} = \mathbb{E}\sum_{j=0}^{\infty} \beta^{t+j} \left\{ \frac{\left(c_{t+j}^{\varphi}(1-l_{t+j})^{1-\varphi}\right)^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha} + \lambda_{1,t+j}(w_{t+j} l_{t+j} + r_{t+j} k_{t+j} u_{t+j} + T_{t+j} - c_{t+j} - k_{t+j+1} + \Big(1 - \delta\big(u_{t+j}\big)\Big) k_{t+j} - \frac{B}{2}\left(\frac{k_{t+j+1}-k_{t+j}}{k_{t+j}}\right)^2) \right\}$$

در رابطه فوق، منظور از T_{t+j} ، درآمد حاصل از اجرای سیاست زیست‌محیطی $(p_{e,t} e_t)$ است که هزینه آلودگی ناشی از مصرف انرژی را نیز در بر می‌گیرد. $P_{e,t}$ بیانگر قیمت انرژی پس از اعمال سیاست زیست‌محیطی بر قیمت برون‌زای انرژی $(p_{e,t})$ است.

۳-۲- مسأله بهینه یابی بنگاه

در بخش تولید کالای نهایی، بنگاه از نهاده نیروی کار (l_t) ، سرمایه $(k_t u_t)$ و انرژی (e_t) برای تولید استفاده می‌کند. عبارت z_t در تابع تولید کاب - داگلاس، فرایند بهره‌وری کل عوامل تولید را نشان می‌دهد:

$$y_t = (z_t l_t)^{\theta} (k_t u_t)^{\gamma} e_t^{1-\theta-\gamma} \qquad (۵)$$

طبق فیشر و اسپرینگبورن (۲۰۱۱) فرض می‌شود هر واحد مصرف انرژی (e_t) منجر به انتشار μ واحد گاز گلخانه‌ای می‌شود. بنابراین زمانی که نهاد ناظر تصمیم به اجرای سیاست زیست‌محیطی می‌گیرد، بنگاه در مسئله بهینه‌یابی خود با هزینه مضاعفی (هزینه آلودگی) ناشی از مصرف انرژی $(p_t^c \overline{e_t})$ مواجه است. با فرض این که مقدار $\overline{e_t}$ (کل محدودیت انتشار) توسط نهاد ناظر تعیین شود، مسأله بهینه‌یابی بنگاه به شکل زیر است:

$$\max \quad (z_t l_t)^{\theta} (k_t u_t)^{\gamma} e_t^{1-\theta-\gamma} - w_t l_t - r_t k_t u_t - p_{e,t} e_t - p_t^c \, \overline{e_t} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، p_t^c قیمت کربن، $p_{e,t} e_t$ هزینه مصرف انرژی و $p_{e,t}$ قیمت انرژی است و قیمت آلودگی را شامل نمی‌شود، اما $P_{e,t}$ قیمت نهایی انرژی با در نظر گرفتن قیمت آلودگی است. مسئله بهینه‌یابی بنگاه را می‌توان به صورت بیان کرد $(P_{e,t} = p_{e,t} + \lambda_{2,t})$:

$$\min \quad w_t l_t + r_t k_t u_t + (p_{e,t} + \lambda_{2,t}) e_t$$
$$s.t. \quad y_t = (z_t l_t)^{\theta} (k_t u_t)^{\gamma} e_t^{1-\theta-\gamma}$$

۳-۳- سیاست زیست محیطی و محدودیت منابع اقتصاد

در این تحقیق ۴ نوع سیاست فرض شده است: ۱. وضعیت پایه (عدم اعمال سیاست)، ۲. سقف انتشار ۳. مالیات کربنی ۴. هدف شدت انتشار. در سیاست سقف انتشار، عبارت q_t^e تعداد مجوزهای عرضه شده در بازار جهت دستیابی به هدف انتشار کربن را نشان می‌دهد:

$$\bar{e_t} \equiv q_t^e \geq \mu e_t \qquad (۷)$$

هدف نهاد ناظر این است که کل انتشار کربن (μe_t) از میزان مجوز انتشار (q_t^e)، فراتر نرود. بنگاه نیز به ازاء انتشار حداقل μe_t گاز گلخانه‌ای باید مجوز دریافت کند و در صورت انتشار کمتر، محدودیت سقف انتشار الزام‌آور نخواهد بود. برای اجرای سیاست مالیات کربنی، قیمت کربن به ازاء هر واحد انتشار، توسط نهاد ناظر تعیین می‌شود ($p_{e,t}$ و τ_t^c برون‌زا است): $p_t^c = p_{e,t}\tau_t^c$. با اجرای سیاست هدف شدت، انتشار به ازاء هر واحد تولید نباید از حد آستانه (A_t) فراتر رود. محدودیت هدف شدت در رابطه (۸) تعریف می‌شود:

$$\bar{e_t} \equiv A_t = \mu\, {e_t}/{y_t} \qquad (۸)$$

قیمت بهینه کربن (p_t^c)، در سیاست مجوز و هدف شدت انتشار، برآمده از بازار است و با فرض ثبات عرضه مجوز، تغییر در تقاضای آن، قیمت آن را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین قید منابع کل اقتصاد بدست می‌آید:

$$y_t = c_t + i_t + P_{e,t} e_t \qquad (۹)$$

۳-۴-تعادل رقابتی با در نظرگرفتن سیاست سقف انتشار

با فرض اجرای سیاست سقف انتشار، معادلات تعیین کننده تعادل، به شرح زیر است:

(۱۰) شرط بهینه‌یابی عرضه نیروی کار $\varphi w_t (1 - l_t) = (1 - \varphi) c_t$

(۱۱) شرط بهینه‌یابی نرخ به‌کارگیری سرمایه $r_t k_t = \omega_0 u_t^{\omega_1 - 1} k_t$

(۱۲) معادله اولر سرمایه

$$\frac{\left(c_t^{\varphi}(1-l_t)^{1-\varphi}\right)^{1-\alpha}}{c_t}\left(1 + \frac{B}{k_t}\left(\frac{k_{t+1}-k_t}{k_t}\right)\right)$$
$$= \beta \mathbb{E}_t \frac{\left(c_{t+1}^{\varphi}(1-l_{t+1})^{1-\varphi}\right)^{1-\alpha}}{c_t}\left(r_{t+1}u_{t+1} + \left(1 - \delta(u_{t+1})\right) - B\left(\frac{k_{t+2}-k_{t+1}}{k_{t+1}}\right)\frac{k_{t+2}}{(k_{t+1})^2}\right)$$

(۱۳) بهره‌وری نهایی نیروی کار $w_t = \theta \frac{y_t}{l_t}$

(۱۴) بهره‌وری نهایی سرمایه $r_t = \gamma\, {y_t}/{k_t u_t}$

(۱۵) بهره‌وری نهایی انرژی ${y_t}/{e_t} = p_{e,t} + \lambda_2$

در رابطه (۱۵) عبارت λ_2 برابر p_t^c است. با فرض اجرای سیاست مالیات کربنی، این رابطه به صورت $\kappa\, {y_t}/{e_t} = p_{e,t}(1 + \tau_e)$ بازنویسی می‌شود. حال با فرض $\tau_e = 0$، تعادل رقابتی بدون اعمال سیاست حاصل می‌شود و در مورد سیاست هدف شدت انتشار نیز رابطه $\kappa\, {y_t}/{e_t} = p_{e,t} + p_t^c \bar{e_t}$ در نظر گرفته می‌شود.

در این مدل‌سازی، ذکر دو نکته اهمیت دارد : ۱. درآمدهای نفتی در تابع تولید وارد نشده است. زیرا در اقتصاد ایران، اولاً، جریان تولید نفت بیشتر وابسته به ذخایر نفتی کشور بوده و چندان با افزایش سرمایه و نیروی کار مرتبط نیست (در اکثر کشورهای نفت خیز

تولید نفت براساس حداکثرسازی سود صورت نمی گیرد). ثانیاً، در اکثر مطالعات، درآمدهای نفتی منبع تأمین مالی مخارج دولت بوده یا منجر به نوسانات حجم پول شده است که واکنش دولت و بانک مرکزی را به صورت اجرای سیاست های پولی و مالی به همراه دارد. با توجه به این که در این مقاله نقش دولت، بانک مرکزی، روند تغییر قیمت و سیاست‌های پولی و مالی هدف مطالعه نیست، انرژی صرفاً به عنوان یک نهاده آلاینده و مکمل سرمایه در تابع تولید مطرح می‌شود (همانند مطالعه توکلیان و صارم، ۱۳۹۸). ۲. اگرچه در نظرگرفتن شکست‌های ساختاری در مدل DSGE می تواند درک نوسانات چرخه تجاری را بهبود دهد اما اولاً، ممکن است منجر به برازش بیش از حد و پیچیده‌تر شدن تفسیر مدل شود زیرا این شکست‌ها در پارامترها منعکس می‌شود. ثانیاً، لحاظ نمودن این شکست‌ها عمدتاً در الگوهای اقتصادسنجی و به ویژه از نوع الگوهای سری زمانی متعارف است که با توجه به ماهیت داده‌های سری زمانی و نیز ویژگی‌های این مدل‌ها طراحی شده‌اند.

۳-۵-مقدار دهی پارامترها (کالیبراسیون)

از آن جا که معادلات تعادلی بر حسب پارامترها بدست آمده است، برای حل مدل با روش مقداردهی پارامترها، دو راه در نظر گرفته شده است: ۱. استفاده از مقادیر پارامترها در مطالعات پیشین ۲. استفاده از مقدار لحظه‌ای متغیرها در وضعیت ایستا. براین اساس مقادیر پارامترها در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول (۱): مقادیر کالیبراسیون پارامترها و برخی متغیرها

پارامتر	مقدار	دوره زمانی	منبع
نرخ ترجیح زمانی (β)	۰/۹۸		مطالعات اقتصادی مختلف
ضریب ریسک گریزی نسبی (α)	۱/۵		فخر حسینی (۱۳۹۵)
سهم مصرف در تابع مطلوبیت (φ)	۰/۵		فخر حسینی (۱۳۹۵)
سهم نیروی کار از GDP (θ)	۰/۲۲۱	۱۳۵۷-۸۹	اسلاملوئیان (۱۳۹۳)
سهم نهاده آلاینده انرژی از GDP ($1-\theta-\gamma$)	۰/۳۵۳	۱۳۵۷-۸۹	اسلاملوئیان (۱۳۹۳)
سهم نهاده سرمایه از GDP (γ)	۰/۴۲۶	۱۳۵۷-۸۹	اسلاملوئیان(۱۳۹۳) مهرگان(۱۳۹۵) (γ=۰.۴۷)
نرخ به کارگیری سرمایه (u)	۰/۵۰	۱۳۸۱-۹۶	حافظی و همکاران(۱۴۰۰)
نرخ استهلاک سرمایه (δ)	۰/۰۴۲		متوسلی و دیگران (۱۳۸۹)
انتشار کربن به ازاء هر واحد مصرف انرژی (μ)	۱		
پارامتر هزینه تعدیل سرمایه (B)	۱		
متوسط سهم ساعات هفتگی کار(عرضه کار)(l)	۰/۲۶		محاسبات تحقیق
پارامتر تابع اتلاف انرژی(σ)	۰/۲۳	۱۳۷۳-۹۱	کفایی و آقائیان‌وش (۱۳۹۵)
پارامتر ω_0 در تابع نرخ استهلاک سرمایه	۰/۱۷		محاسبات تحقیق
پارامتر ω_1 در تابع نرخ استهلاک سرمایه	۱/۴۷		محاسبات تحقیق
نرخ بهره تعادلی	۰/۱۲۴		محاسبات تحقیق

منبع : یافته‌های تحقیق

برای کالیبراسیون سیاست زیست‌محیطی، فرض می‌شود هدف از اجرای هر سیاست، کاهش ۲۰ درصدی در انتشار کربن نسبت به مقدار آن در وضعیت ایستا است. مقادیر کالیبراسیون مربوط به سیاست‌های زیست‌محیطی در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول (۲) : مقادیر مربوط به سیاست‌های زیست محیطی در وضعیت ایستا

بدون سیاست	سقف انتشار کربن	هدف شدت انتشار	مالیات کربنی
q^e = ۰/۱۴۴ ، e=۰/۱۸	q^e = ۰/۱۴۴	A = ۰/۳۲	τ^c = ۰/۱۰۳

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل و روابط تعادلی ایستا، نسبت‌های متغیرها در وضعیت ایستا تحت سیاست‌های زیست-محیطی مختلف قابل محاسبه است. همان طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، نرخ سرمایه‌گذاری و سهم درآمد مصرفی، تقریباً در انواع سیاست‌های زیست‌محیطی، مشابه و سهم درآمد اختصاص یافته به انرژی (e/y) در سیاست سقف انتشار نسبت به سایر سیاست‌ها کمتر است. سهم انباشت سرمایه (k/y)، در سیاست سقف انتشار در مقایسه با سایر سیاست‌ها بیشتر است.

جدول (۳) : نسبت متغیرها در وضعیت ایستا

نسبت‌ها	c/y	i/y	k/y	e/y
حالت پایه	۰/۳۵۷۲۰۵	۰/۲۸۹۷۹۵	۶/۶۷۳۹۹۴	۰/۳۵۳
سیاست سقف انتشار	۰/۳۵۷۲۰۴	۰/۲۸۹۷۹۶	۶/۶۷۴	۰/۲۷۵۲۵۲
سیاست مالیات کربنی	۰/۳۵۷۲۰۵	۰/۲۸۹۷۹۶	۶/۶۷۳۹۹۴	۰/۳۲۰۰۳۶
سیاست هدف شدت انتشار	۰/۳۵۷۲۰۴	۰/۲۸۹۷۹۶	۶/۶۷۳۹۹۵	۰/۳۲

منبع : یافته‌های تحقیق

همچنین تکانه‌های بهره‌وری و قیمت انرژی از یک فرایند خودبازگشت مانای مرتبه اول AR(1) پیروی می‌کنند (رابطه ۱۶). پارامتر مربوط به هر تکانه در جدول ۴ ارائه شده است:

جدول(۴): کالیبراسیون پارامترهای مربوط به تکانه‌ها

پارامترها		
ρ_{pe}	ضریب خودهمبستگی تکانه قیمت انرژی	۰/۸
σ_{pe}	انحراف معیار پسماند رگرسیون قیمت انرژی	۰/۰۷
ρ_z	ضریب خودهمبستگی تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید غیر نفتی (تکنولوژی)	۰/۶۶
σ_z	انحراف معیار پسماند رگرسیون بهره‌وری کل عوامل تولید غیر نفتی (تکنولوژی)	۰/۰۱۵

منبع : یافته‌های تحقیق

$$\begin{cases} z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \\ \varepsilon_{z,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_z^2) \end{cases} \qquad \begin{cases} p_{e,t} = \rho_{pe} p_{e,t-1} + \varepsilon_{pe,t} \\ \varepsilon_{pe,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{pe}^2) \end{cases} \tag{۱۶}$$

۴-تحلیل‌های تجربی

حل و شبیه‌سازی مدل، از طریق نرم افزار داینر- متلب[1] انجام شده است. میانگین و انحراف معیار بلندمدت متغیرها برای هر سیاست در جدول ۵ ارائه شده است.

[1] Dynare - MATLAB

جدول (۵) : میانگین و انحراف متغیرها برای هر سیاست زیست محیطی

سیاست‌ها	آماره ها	c	i	y	k	l	e	u
پایه	میانگین	۰/۲۹۱۶	۰/۲۳۶۷	۰/۸۱۶۶	۵/۵۳۷۹	۰/۳۷۳۷	۰/۲۹۳۱	۰/۵۰۶۵
	پراکندگی	۰/۰۳۲۹	۰/۱۴۴	۰/۲۵۰۳	۰/۸۹۹۲	۰/۰۶۲۶	۰/۱۰۲۳	۰/۱۰۹۷
سقف انتشار	میانگین	۰/۱۸۸	۰/۱۵۲۶	۰/۵۲۶۵	۳/۵۲۰۱	۰/۳۸۱۱	۰/۱۴۴	۰/۵۱۲۷
	پراکندگی	۰/۰۰۶۴	۰/۰۳۵	۰/۰۵۹۵	۰/۱۸۳۳	۰/۰۲۲۹	۰	۰/۰۰۴۹
هدف	میانگین	۰/۲۴۶۹	۰/۲۰۰۴	۰/۶۹۱۴	۴/۶۷۰۵	۰/۳۷۵۳	۰/۲۲۱۲	۰/۵۰۷۹
شدت انتشار	پراکندگی	۰/۰۲۳۷	۰/۱۱۱	۰/۱۹۱۴	۰/۶۴۹۵	۰/۰۵۶۷	۰/۰۶۱۲	۰/۰۹۸۷
مالیات	میانگین	۰/۲۴۹۱	۰/۲۰۲۵	۰/۶۹۸۷	۴/۷۳۵۵	۰/۳۷۴۱	۰/۲۲۷۴	۰/۵۰۶۶
کربنی	پراکندگی	۰/۰۲۷۷	۰/۱۲۲۴	۰/۲۱۴	۰/۷۵۵۸	۰/۰۶۲۷	۰/۰۷۹۳	۰/۱۰۹۶

منبع : یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۵، میانگین متغیرهای اقتصادی از جمله مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید، انباشت سرمایه و مصرف انرژی، با اعمال سیاست زیست‌محیطی به ویژه سیاست سقف انتشار، نسبت به وضعیت پایه کاهش می‌یابد. اما این نتیجه در مورد متغیرهایی نظیر نیروی کار و نرخ به کارگیری سرمایه، برعکس است.

همچنین انحراف معیار همه متغیرها در سیاست سقف انتشار، نسبت به سایر سیاست‌ها کمتر است، به ویژه انحراف معیار متغیر مصرف انرژی در سیاست سقف انتشار، صفر بوده و میانگین آن نیز در این حالت نسبت به سایر سیاست‌ها حداقل است.

۴-۱- شبیه سازی مدل با وقوع تکانه مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)

برای حل شبیه‌سازی مدل، ابتدا فرض می‌شود که تکانه TFP اتفاق افتاده است. نمودارهای ۱ و ۲ مسیر بهینه واکنش متغیرها را در پاسخ به تکانه مثبت TFP تحت سیاست‌های زیست‌محیطی مختلف نشان می‌دهند.

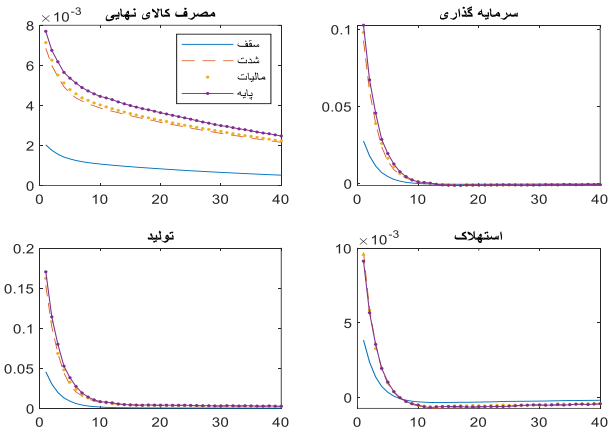
با وقوع تکانه مثبت TFP، عرضه و تقاضای کالای نهایی و در نتیجه تقاضا برای عوامل تولید، صرف‌نظر از نوع سیاست زیست‌محیطی، افزایش می‌یابد. از این‌رو تولیدکننده کالای نهایی، به منظور افزایش تولید، با شدت بیشتری از موجودی سرمایه خود استفاده می‌کند. همین امر موجب می‌شود که موجودی سرمایه با سرعت بیشتری نیز مستهلک شود.

همچنین با افزایش بهره‌وری نهایی عوامل تولید، پرداخت به عوامل تولید به جز انرژی افزایش می‌یابد (به دلیل فرض برون‌زا بودن قیمت انرژی) افزایش می‌یابد. بنابراین در پی افزایش درآمد خانوار، نه تنها تقاضا برای کالای نهایی، بلکه مخارج سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد. از این‌رو هر چقدر سرمایه‌گذاری بیشتر از استهلاک سرمایه باشد، موجودی سرمایه تمایل به افزایش خواهد داشت. با از بین رفتن اثر تکانه بهره‌وری، کاهش تقاضا برای عوامل تولید و کاهش در پرداخت به عوامل تولید در تقاضای خانوار برای کالای نهایی منعکس می‌شود و به تعادل ایستا باز می‌گردد. سرمایه‌گذاری نیز به آرامی کاهش می‌یابد، تا جایی که سهم سرمایه مستهلک شده از موجودی سرمایه بیش از سرمایه‌گذاری می‌شود و در نتیجه موجودی سرمایه نیز به سمت تعادل ایستا کاهش می‌یابد. حال با درنظرگرفتن سیاست‌های زیست‌محیطی در مدل، سطح متغیرهای مدل به ویژه سطح مصرف انرژی در مقایسه با مدل پایه رو به کاهش می‌گذارد. با این حال با وقوع تکانه مثبت TFP ، نوسان متغیرها از وضعیت ایستا، تفاوت چندانی را بین سیاست‌های زیست‌محیطی و سیاست پایه (به جز در مورد سیاست سقف انتشار) نشان نمی‌دهد.

این نتیجه با نتایج مطالعات پیشین سازگار است. به عبارت دیگر، پیامد سیاست مالیات کربنی و هدف شدت انتشار بر چرخه تجاری، مشابه با سیاست پایه است. زیرا در سیاست مالیات کربنی، به ازاء هر واحد انتشار کربن، هزینه ثابتی بر قیمت برون‌زای انرژی اعمال می‌شود و در سیاست هدف شدت انتشار نیز تکانه مثبت TFP، تولید و مصرف انرژی را به گونه‌ای افزایش می‌دهد که حد آستانه (A_t) محقق گردد.

از این‌رو تقاضای بنگاه برای حق آلایندگی و قیمت کربن تغییری نخواهد کرد یعنی شدت انرژی مصرف شده در تولید ثابت باقی می‌ماند. اما از آن جا که تولید در اقتصاد افزایش یافته است، سطح مصرف انرژی و طبیعتاً انتشار GHG افزایش می‌یابد.

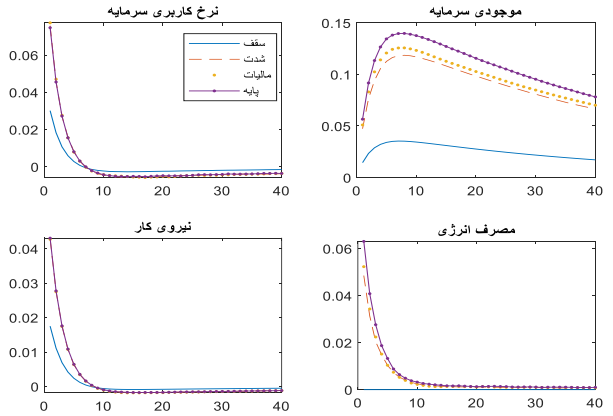
با این‌حال همانطورکه در جدول ۵ نیز مشاهده شد، در سیاست سقف انتشار، انحراف معیار مصرف انرژی تقریباً صفر است . دلیل این امر آن است که در پی تکانه مثبت بهره‌وری، تقاضا برای انرژی و مجوز آلایندگی و در نتیجه قیمت مجوز افزایش می‌یابد (با توجه به ثابت ماندن عرضه مجوز) و اثر انبساطی تکانه بر اقتصاد را خنثی می‌کند.

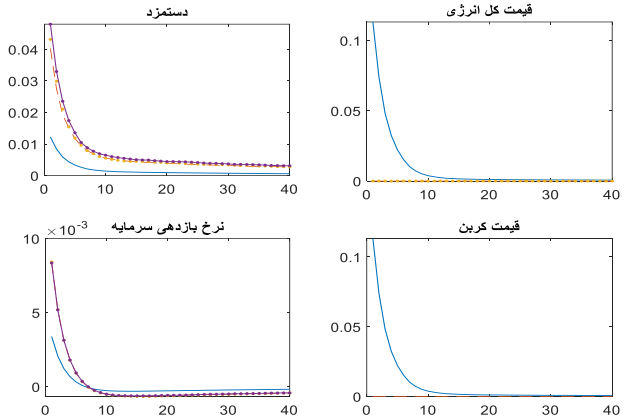


منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار(۱) : اثرات تکانه مثبت TFP بر چرخه تجاری تحت سیاست های زیست محیطی

منبع: یافته‌های تحقیق





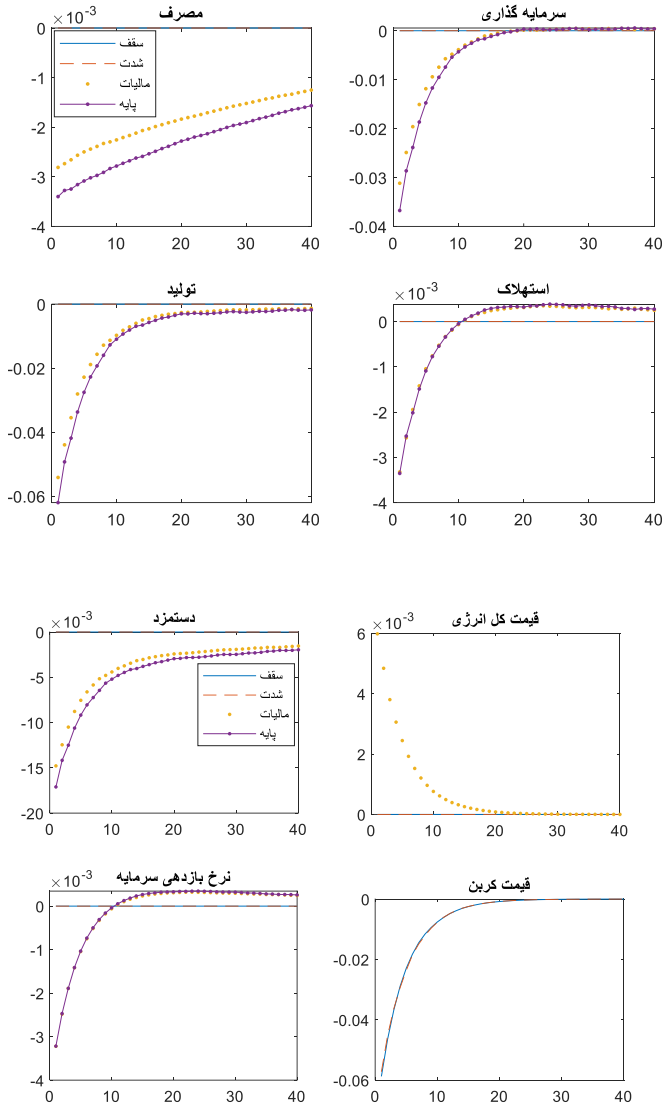
نمودار (۲): اثرات تکانه مثبت TFP بر چرخه تجاری تحت سیاست‌های زیست‌محیطی

منبع : یافته های تحقیق

۴-۲-شبیه سازی مدل با وقوع تکانه مثبت قیمت انرژی

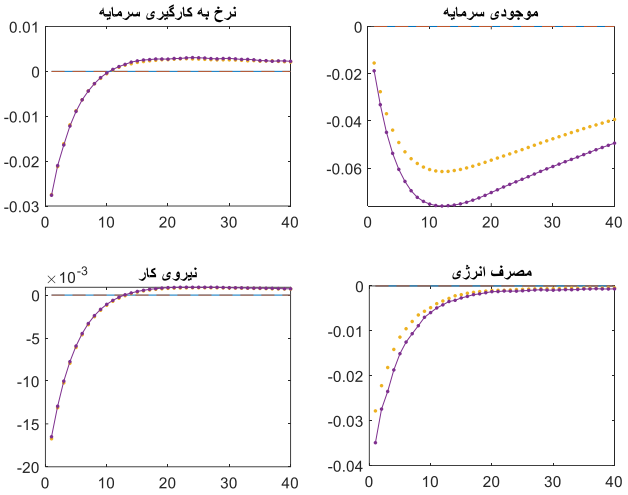
در این تحقیق فرض شده است که اقتصاد، پذیرنده قیمت انرژی است. نمودارهای ۳ و ۴ توابع واکنش به ضربه متغیرهای مدل در زمان وقوع تکانه مثبت قیمت انرژی را نشان می‌دهد. به طور کلی صرفنظر از نوع سیاست زیست‌محیطی، تکانه مثبت قیمت انرژی منجر به کاهش تقاضای انرژی می‌شود. با فرض ثبات سایر شرایط، افزایش هزینه تولید در کاهش تقاضای کالای نهایی و در نتیجه کاهش تقاضا برای سایر عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) منعکس می‌شود. بنابراین اقتصاد منقبض شده و پرداخت به عوامل تولید نیز کاهش می‌یابد. از این‌رو موجودی سرمایه با شدت کمتری نسبت به تعادل ایستا به کار می‌رود و با شدت کمتری نیز مستهلک می‌شود. با این حال کاهش سرعت استهلاک سرمایه، کاهش سرمایه‌گذاری را جبران نمی‌کند و موجودی سرمایه کاهش می‌یابد. با از بین رفتن تدریجی اثر تکانه، تقاضا برای عوامل تولید افزایش یافته و مصرف خانوار را که با افزایش درآمد خانوار تأمین مالی می‌شود، افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاری نیز افزایش یافته اما کاهش موجودی سرمایه را جبران نمی‌کند و فقط موجودی سرمایه با سرعت کمتری کاهش می‌یابد و قبل از افزایش مجدد، با گذشت ۱۰ دوره به حداقل خود می‌رسد. بنابراین بنگاه برای اینکه بتواند سطح تولید نهایی را برآورده سازد، سرمایه را با شدت بیشتری به کار می‌گیرد که منجر به افزایش نرخ استهلاک می‌شود. این موضوع تا جایی ادامه دارد که موجودی سرمایه به سطح اولیه خود باز نگشته است.

مقایسه عملکرد سیاست‌های زیست‌محیطی نشان می‌دهد که با اجرای مالیات کربنی، واکنش متغیرها نسبت به تکانه، مشابه با سیاست پایه است. مالیات کربنی در قالب هزینه نهایی ثابت بر قیمت انرژی اعمال می‌شود. اما از آن جا که قیمت آلودگی ثابت است، متغیرها به همان شیوه سیاست پایه، واکنش نشان می‌دهند. با این حال در سیاست سقف انتشار، واکنش متغیرها نسبت به تکانه، هیچ انحرافی از مقدار ایستا را نشان نمی‌دهد. زیرا با تکانه مثبت قیمت انرژی، تقاضای مجوز آلایندگی کاهش می‌یابد، تا جایی که کاهش قیمت مجوز افزایش قیمت انرژی را جبران کند و در نتیجه تقاضای انرژی با توجه به ثبات قیمت نهایی انرژی (قیمت برون‌زای انرژی + قیمت آلودگی) ثابت می‌ماند. پس سایر متغیرها نیز تحت تأثیر تکانه قرار نمی‌گیرند. این مکانیسم برای سیاست هدف شدت انتشار نیز تکرار می‌شود.



نمودار (۳): اثرات تکانه مثبت قیمت انرژی بر چرخه تجاری تحت سیاست‌های زیست‌محیطی

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۴): اثرات تکانه مثبت قیمت انرژی بر چرخه تجاری تحت سیاست های زیست محیطی

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه گیری

در این تحقیق از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای مقایسه اثرات تکانه‌های برون‌زا (قیمت انرژی و TFP) بر چرخه تجاری، تحت سیاست‌های زیست‌محیطی مختلف استفاده شده است. نتایج شبیه‌سازی مدل در نرم افزار داینر- متلب نشان می‌دهد که اقتصاد به طور معنی داری تحت تأثیر تکانه بهره‌وری و تکانه قیمت انرژی قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر نتایج مدل نشان می‌دهد که: ۱. با وقوع تکانه مثبت TFP، سیاست پایه، مالیات کربنی و هدف شدت انتشار اثر مشابهی بر سطح و نوسانات متغیرهای اقتصادی (مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری) دارند. در حالی‌که سیاست سقف انتشار به واسطه افزایش قیمت کربن، تغییرات در سطح متغیرها و نوسانات آن‌ها را به طور قابل توجهی محدود می‌سازد. این نتایج با نتایج مطالعات پیشین سازگار است.

۲. با وقوع تکانه مثبت قیمت انرژی، واکنش متغیرها در سیاست پایه و سیاست مالیات کربنی مشابه است. همچنین واکنش متغیرها تحت سیاست سقف انتشار و سیاست هدف شدت انتشار تقریباً صفر است. بنابراین نوع ابزار سیاستی به کارگرفته شده می‌تواند چالش‌برانگیز باشد. به عنوان مثال، استفاده از ابزاری مانند مالیات کربنی، در شرایط وقوع تکانه مثبت قیمت انرژی می‌تواند علاوه بر کاهش سطح انتشار آلودگی، اثرات ضد مولد قابل توجهی در بلندمدت به همراه داشته باشد. در مقابل ایجاد یک بازار برای مجوز آلودگی یا یک هدف شدت برای انتشار باعث می‌شود که قیمت آلودگی مطابق با قیمت انرژی تنظیم شود. به عبارت دیگر، اگر تعداد مجوز انتشار به درستی تعیین شده باشد، قیمت پدید آمده در بازار مجوز آلودگی می‌تواند تغییرات قیمت انرژی را جبران و علامت قیمتی مناسبی را به بنگاه‌ها ارسال کند که هم قیمت نهایی انرژی و هم هزینه نهایی آلودگی را در نظر بگیرند. بنابراین اتخاذ سیاست‌های هماهنگ و برجسته کردن نقش مسئولیت اجتماعی بنگاه‌ها در حفظ محیط زیست نیازمند این است که بپذیریم با کمک اقتصاد بازار و ساز و کارهای آن می‌توان منابع آلاینده را وادار کرد هزینه واقعی یا خسارتی را که بر محیط زیست تحمیل می‌کنند بپردازند (نوردهاوس[1]، ۲۰۲۱).

[1] Nordhous

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فعالیت‌های دارای تکنولوژی بالاتر در جهت رقابت‌پذیری و افزایش سهم کالاهای دارای فراگیری کم‌تر در سبد صادراتی کشور.

فهرست منابع

1. Angelopoulos, K., Economides, G., & Philippopoulos, A. (2010). What is the best environmental policy? Taxes, permits and rules under economic and environmental uncertainty. *CESifo Working Paper series 2980, CESifo Group Munich*.

2. Annicchiarico, B., Carattini, S., Fischer, C., & Heutel, G. (2021). Business cycles and environmental policy: Literature review and policy implications, *NBER Working Paper,* No. 29032.

3. Annicchiarico, B., & Di Dio, F. (2015). Environmental policy and macroeconomic dynamics in a new Keynesian model. *Journal of Environmental Economics and Management,* 69, 1–21.

4. Annicchiarico, B., & Di Dio, F. (2017). GHG emissions control and monetary policy. *Environmental and Resource Economics*, 67(4), 23–851.

5. Annicchiarico, B., & Diluiso, F. (2019). International transmission of the business cycle and environmental policy. *Resource and Energy Economics,* 58, 101-112.

6. Bovenberg, L., & Goulder, H. (2002). Environmental taxation and regulation. *Handbook of Public Economics,* 1471-1545.

7. Calvia, M. (2024). Fossi energy use and carbon emissions: An easy-to-implement technical policy experiment. *Green Finance,* 6(3), 407-429.

8. Carattini, S., Heutel, H., & Melkadze, G. (2021). Climate policy, financial frictions, and transition risk. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 28525.

9. Diluiso, F., Annicchiarico, B., Kalkuhl, M., & Minx, J.C. (2020). Climate actions and stranded assets: The role of financial regulation and monetary policy. *CESifo WP*, No. 8486.

10. Dissouu, Y., & Karnizova, L. (2016). Emissions cap or emissions tax? A multi-sector business cycle analysis. *Working Paper, University of Ottawa.*

11. Doda, B. (2014). Evidence on business cycles and CO_2 emissions. *Journal of Macroeconomics,* 40 214-227.

12. Economides, G., & Xepapadeas, A. (2019). The effects of climate change on a small open economy. *Bank of Greece Working Paper,* No. 267.

13. Fa, L., & Ma, M. (2024). The enlightenment of the General Average Storage and Waste theory to environmental economics. Springer Nature. 454-461.

14. Fernandez-Villaverde, J., Hurtado, S., & Nuno, G. (2023). *Financial frictions and the wealth distribution, Econometrica,* 91, 869–901.

15. Finn, M.G. (1991). Energy price shocks, capacity utilization and business cycle fluctuations. *Technical Report, Federal Reserve Bank of Minneapolis.*

16. Finn, M.G. (2000). Perfect competition and the effects of energy price increases on economic activity. *Journal of Money, Credit and Banking,* 32(3), 400-416.

17. Fischer, C., & Springborn, M. (2011). Emissions targets and the real business cycle: Intensity targets versus caps or taxes. *Journal of Environmental Economics and Management,* 62(3),352–366.

18. Fourcade, M., Etienne, O., & Yann A. (2015). The superiority of economists. *Journal of Economic Perspectives*, 29(1), 89–114.

19. Gibson, J., & Garth, H. (2020). Pollution and labor market search externalities over the business cycle. *National Bureau of Economic Research. No,* w27445.

20. Hahn, R.W. (1989). Economic prescriptions for environmental problems: How the patient followed the doctor's orders. *Journal of Economic Perspectives,* 3(2), 95–114.

21. Heutel, G. (2012). How should environmental policy respond to business cycles? Optimal policy under persistent productivity shocks. *Review of Economic Dynamics,* 15(2), 244– 264.

22. Jaimes, R. (2020). The dynamic effects of environmental and fiscal policy shocks. *University of Tilburg, mimeo.*

23. Kaya, Y., & Yokobori, K. (1997). Environment, energy, and economy: strategies for sustainability. *United Nations University Press Tokyo.*

24. Khan, H., Metaxoglou, K., Knittel, C. R., & Papineau, M. (2019). Carbon emissions and business cycles. *Journal of Macroeconomics,* 60, 1-19.

25. Kim, I.-M., & Loungani, P. (1992). The role of energy in real business cycle models. *Journal of Monetary Economics,* 29(2),173–189.

26. Kydland, F.E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. Econometrics: *Journal of the Econometric Society,* 1345–1370.

27. Lintunen, J., & Lauri, V. (2013). On optimal emission control–Taxes, substitution and business cycles. *Bank of Finland Research Discussion Paper,* No. 24.

28. Mankiw, G. (1989). Real business cycles: A new keynesian perspective, *Journal of Economic Perspectives, Summer,* 79-90.

29. Masson-Delmotte, V., et al. (2021). Climate change 2021: The Physical Science Basis. *Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change,* 2, 23-91.

30. McCallum, B. (1989). Real business cycles, In Robert Barro, ed., Modern Business Cycle Theory, *Harvard University Press, Cambridge MA.*

31. Pachauri, R.K., et al. (2014). Climate change 2014: Synthesis Report. *Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. IPCC.*

32. Pizer, W.A., & Prest, B.C. (2020). Prices versus quantities with policy updating. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists,* 7 (3), 483–518.

33. Punzi, M.T. (2019). Role of bank lending in financing green projects: A dynamic stochastic general equilibrium approach. In Sachs, J., Woo, W. T., Yoshino, N., & Taghizadeh-Hesary, F., ed., Handbook of Green Finance: Energy Security and Sustainable Development, *Sustainable Development. Springer.*

34. Rotemberg, J.J., & Woodford, M. (1996). Imperfect competition and the effects of energy price increases on economic activity. *Technical Report, National Bureau of Economic Research.*

35. Russo, E., & Domeisen, D.I.V. (2023). Increasing intensity of extreme heatwaves: The crucial role of metrics, *Geophysical Research Letters*, 50, e2023GL103540.

36. Sinn, H.-W. (2012). The green paradox: A supply-side approach to global warming. *MIT press.*

37. Stern, N. (2007). The economics of climate change: The Stern Review. *Cambridge University press.*

38. Summers, L. (1986) Some skeptical observations on real business cycle theory. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Papers and Proceedings,* 80, 134-138.

39. Uitto, J.l. (2016). Evaluating the environment as a global public good. *The journal Evaluation. Committee on Publication Ethics (COPE).*

40. van den Bijgaart, Inge, M., & Smulders, S. (2018). Does a recession call for less stringent environmental policy? A partial-equilibrium second-best analysis. *Environmental and Resource Economics,*70(4), 807-834.

41. Weitzman, M.L. (1974). Prices vs. quantities. *Rev.Econ. Stud,* 41, 477–491.

Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics

Investigating the Threshold and Nonlinear Effects of Non-Interest Income Separation on the Financial Performance of US Commercial Banks: A Smooth Transition Regression (STR) Approach

Salim Fadhil Mohammed[1], Ali Rezazadeh[2], Samad Hekmati Farid[3], Ramin Bashir Khodaparasti[4]

1. PhD Student in Financial Economics, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran. s.fadhilmohammed@urmia.ac.ir
2. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran. a.rezazadeh@urmia.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran. s.hekmati@urmia.ac.ir
4. Associate Professor of Finance and Insurance, Urmia University, Urmia, Iran. r.bashirkhodaparast@urmia.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: January 2025
Accepted: April 2025

JEL: C32, G1, G3.

Keywords:
Financial performance,
non-interest income from fees and commissions,
foreign exchange non-interest income,
smooth transition regression (STR).

ABSTRACT

Various instruments have been designed and issued to compensate for the government budget deficit and to finance both public and private sector companies. Addressing the budget deficit issue and adopting appropriate solutions for its financing, along with creating debt based on sound economic principles, is of great importance. Accordingly, this study compares the effects of two financing methods, issuance of general Murabaha bonds and borrowing from the banking system, on economic growth and inflation. The research model for analyzing growth derives from the Solow-Swan growth theory. Given the interrelationships between variables and the limited issuance period of Murabaha bonds, the Bayesian Vector Autoregression (BVAR) method has been employed. The data used are monthly and cover the period from 2019 to 2022. The results show that the issuance of Murabaha bonds initially leads to a decrease in the economic growth rate, but it increases in the subsequent periods. In contrast, increasing government debt to the banking system results in declining economic growth. The effect of Murabaha bonds on the inflation rate is initially positive but decreases after a few periods. However, the inflationary impact of Murabaha bond issuance is greater than that of government debt to the banking system.

Cite this article: Fadhil Mohammed, S., Rezazadeh, A.,Hekmati Farid, S., & Bashir Khodaparast, R. (2025). Investigating the Threshold and Nonlinear Effects of Non-Interest Income Separation on the Financial Performance of US Commercial Banks: A Smooth Transition Regression (STR) Approach. *Applied Theories of Economic*, 12(1), 71-96. http//doi.org/ 10.22034/ecoj.2025.65220.3387

© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2025.65220.3387

Introduction

Recently, the interaction between non-interest income and the financial performance of commercial banks around the world has attracted the attention of many researchers and scholars following the 2007-2009 global economic crisis, as banks, as an antidote to the adverse effects of intense competition from incumbents in traditional banking activities have entered into off-balance sheet and non-core banking activities that generate non-interest income (Antao & Karnik, 2022). It is worth mentioning that commercial banks in both developed and developing economies appear to be more focused on non-interest income, given that interest income is highly risk in a fragile economy (Mehzabin et al., 2023).

A literature review shows that many previous studies on non-interest income and financial performance have been conducted in the United States. However, the threshold and nonlinear effects of non-interest income on the performance of US commercial banks have not been examined. Therefore, considering this gap, this study attempts to examine the threshold and nonlinear effects of non-interest income segregation on the performance of commercial banks in the United States using the nonlinear STR approach. In this regard, the theoretical foundations of the subject will be examined first, and then some related studies will be reviewed. The introduced model will be estimated and analyzed in the following section, and the conclusion will be presented.

Methodology

This study examines the threshold and nonlinear effect of non-interest income separation on the financial performance of commercial banks using quarterly data over the period 2001:1-2024:3. For this purpose, the smooth threshold regression (STR) model has been used. The model under study is specified following the study of Dzingirai & Dzingirai (2024), in which ROE is the return on equity (dependent variable) and represents the financial performance index. ETA: Bank capital level (threshold variable), FCI: Non-interest fee and commission income, FXI: Non-interest foreign exchange income, DR: Debt ratio, LOGTA: Bank size is measured as the natural logarithm of total assets, NPL: Indicates the ratio of non -performing loans.

For this purpose, financial performance data was extracted from the Statista website, as well as fee and commission income data, foreign exchange income, debt ratio, bank size from the Federal Reserve Bank of St. Louis, and economic performance data from the World Bank.

Results and Discussion

In time-series analysis, before considering the model's estimation, it is necessary to test the stationary variables of the research. HEGY test results show that LOGTA variables are integrated at order zero I(0) and LROE, ETA, FXI, FCI, LOGTA, DR, and NPL variables are not stationary at the level. therefore, to prevent spurious regression, the unit root test for the residuals of the STR model is examined (Table (1) Appendix). The unit root test performed shows that the residuals are stationary at the 99% probability level, and the variables are co-integrated in the long run. The unit root test performed shows that the residuals are stationary at the 99% probability level, and the variables are co-integrated in the long run (Table 2). According to the results obtained in Table (3), the null hypothesis of linearity (in which all Fisher probabilities are less than 5%) is rejected and shows the existence of a nonlinear relationship between financial performance, non-interest income (foreign exchange income, and fee and commission income), bank size, debt ratio, bank capital level, and non-performing loan ratio. The results of the nonlinear test also show that the null hypothesis of the sufficiency of considering one transition function and two regimes is not rejected and is accepted in all cases

Therefore, the results indicate the existence of a two-regime model with a threshold variable that follows a logistic smooth transition regression (LSTR) (Table 4). According to Table (5), the bank capital variable (ETA) has the lowest value of the squared error, so it is selected as the threshold variable with the LSTR1 model, i.e., the two-regime logistic model. The results of Table (6) show that Bank size (LOGTA) has a negative and significant effect in the first regime (linear part and low level of bank capital (ETA)) and a positive and significant effect in the second regime (nonlinear part and high level of ETA) on the financial performance of US commercial banks. Debt ratio (DR) has a positive and significant effect on the financial performance of US commercial banks in both regimes (low and high levels of ETA). Fee and commission income (FCI) has a positive and significant effect in the first regime (linear part and low level of ETA) and a negative and significant effect in the second regime (nonlinear part and high level of ETA) on the financial performance of US commercial banks. Also, foreign exchange non-interest income (FXI) has a negative and significant effect in the first regime (linear part and low level of ETA) and a positive and significant effect in the second regime (nonlinear part and high level of ETA) on the financial performance of US commercial banks. The ratio of total equity to total assets (ETA) has a positive and insignificant effect in the first regime (linear part and low level of ETA) and a positive and significant effect in the second regime (nonlinear part and high level of ETA) on the financial performance of US commercial banks. Finally, the results show that the ratio of non-performing loans (NPL) has a negative and significant effect in the first regime (linear part and low level of ETA) and a positive and significant effect in the second regime (nonlinear part and high level of ETA) on the financial performance of US commercial banks.

This study investigated the threshold and nonlinear effect of non-interest income separation on the financial performance of United States commercial banks using quarterly data from 2001:1-2024:3. The smooth transition regression (STR) model has been used for this purpose. The results show a nonlinear relationship between the studied variables, and the threshold value of the threshold variable (i.e., bank capital) was estimated to be 10.312, and the slope parameter was estimated to be 59.472. Also, considering only one transition function with a threshold location is sufficient for the nonlinear estimation of the model. In addition, the results show that fee and commission income has a positive effect in the first regime (linear part and low level of bank capital) and a negative effect in the second regime (nonlinear part and high level of bank capital) on the financial performance of commercial banks. The effect of foreign exchange non-interest income, non-performing loan ratio, and bank size on the financial performance of commercial banks is negative in the first regime and positive in the second regime. Bank capital and debt ratio also positively affect commercial banks' financial performance in both regimes.

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

بررسی اثرات آستانه‌ای و غیرخطی تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده: رویکرد رگرسیونی انتقال ملایم (STR)[1]

سالم فاضل محمد[1]، علی رضازاده[2]، صمد حکمتی فرید[3]، رامین بشیر خداپرستی[4]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. رایانامه: s.fadhilmohammed@urmia.ac.ir
۲. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. رایانامه: a.rezazadeh@urmia.ac.ir
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. رایانامه: s.hekmati@urmia.ac.ir
۴. دانشیار امور مالی و بیمه، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. رایانامه: r.bashirkhodaparast@urmia.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۷

تاریخ پذیرش :۱۴۰۴/۰۲/۰۷

JEL: C32 ،G1 ،G32.

واژه‌های کلیدی:
عملکرد مالی،
درآمد غیربهره‌ای کارمزد و کمیسیون،
درآمد غیربهره‌ای ارزی،
رگرسیونی انتقال ملایم (STR).

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی اثرات آستانه‌ای و غیرخطی تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱:۱-۲۰۲۴:۳ پرداخته است. برای این منظور از مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد و مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال (یعنی سرمایه بانک) برابر ۱۰/۳۱۲ و پارامتر شیب برابر ۵۹/۴۷۲ برآورد گردید. همچنین نتایج بیانگر این است که لحاظ نمودن تنها یک تابع انتقال با یک حد آستانه‌ای برای برآورد غیرخطی مدل کفایت می‌کند. علاوه براین نتایج نشان می‌دهد درآمد کارمزد و کمیسیون در رژیم اول (قسمت خطی و سطح پایین سرمایه بانک)، تاثیر مثبت و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای سرمایه بانک) تاثیر منفی بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری دارد. تأثیر درآمد غیربهره‌ای ارزی، نسبت وام‌های غیرجاری و اندازه بانکی بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری در رژیم اول منفی و در رژیم دوم مثبت است. سرمایه بانکی و نسبت بدهی هم در هر دو رژیم تاثیر مثبت بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری دارد.

استناد: فاضل محمد، سالم، رضازاده، علی، حکمتی فرید، صمد و بشیر خداپرستی، رامین (۱۴۰۴). بررسی اثرات آستانه‌ای و غیرخطی تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده: رویکرد رگرسیونی انتقال ملایم (STR). نظریه های کاربردی اقتصاد، ۱(۱۲)، ۹۶-۷۱.

DOI: 10.22034/ecoj.2025.65220.3387

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول است.

۱- مقدمه

درآمد غیربهره‌ای به عنوان درآمدی شناخته می‌شود که بانک‌ها از منابعی غیر از پرداخت‌های بهره کسب می‌کنند. رایج‌ترین نمونه‌های این نوع درآمد شامل کارمزدهای خدماتی مانند کارمزد دستگاه‌های خودپرداز (ATM) و کارمزد صدور وام است (هابریچ و یانگ[1]، ۲۰۱۹). در سال‌های اخیر، فعالیت‌های خارج از ترازنامه در بسیاری از بانک‌های جهان به‌طور قابل توجهی گسترش یافته است که نشان‌دهنده تمایل بانک‌ها به تنوع‌بخشی درآمدی است و در نتیجه، درآمد غیربهره‌ای به یکی از منابع مهم درآمدی بانک‌ها تبدیل شده است. با توجه به اینکه حاشیه‌های سود بهره‌ای در بسیاری از کشورها کاهش یافته، بانک‌ها تمایل بیشتری به کسب درآمد از منابع غیربهره‌ای دارند (هفرنان[2]، ۲۰۰۵؛ آنتائو و کارنیک[3]، ۲۰۲۲).

مطالعات متعددی به بررسی رابطه بین درآمد غیربهره‌ای و عملکرد بانک‌های تجاری پرداخته‌اند تا مشخص کنند که آیا این نوع تنوع‌بخشی به درآمد می‌تواند به رشد بانک‌ها کمک کند یا خیر. اگرچه برخی از پژوهش‌ها بهبود عملکرد بانک‌ها را در نتیجه افزایش درآمد غیربهره‌ای گزارش کرده‌اند، اما نتایج مطالعات دیگر نشان می‌دهد که این نوع درآمدها می‌تواند ریسک بانک‌ها را افزایش داده و مانعی برای بهبود عملکرد آن‌ها باشد (فان و همکاران[4]، ۲۰۲۳). به طور نظری، افزایش نسبت درآمد غیربهره‌ای می‌تواند به ایجاد جریان‌های درآمدی پایدارتر برای بانک‌ها کمک کند و در نتیجه عملکرد آن‌ها را بهبود بخشد (چیورازو و همکاران[5]، ۲۰۰۸؛ نگوین و همکاران[6]، ۲۰۱۸). با این حال، برخی مطالعات دیگر (مانند جعفر و همکاران[7]، ۲۰۱۴؛ لی و همکاران[8]، ۲۰۱۴؛ مادوس[9]، ۲۰۱۷) نشان داده‌اند که درآمد غیربهره‌ای می‌تواند بانک‌ها را در معرض ریسک‌های بیشتری قرار دهد و عملکرد آن‌ها را تضعیف کند.

در ایالات متحده آمریکا، درآمد غیربهره‌ای بیش از ۴۰ درصد از کل درآمد عملیاتی در بانکداری تجاری را تشکیل می‌دهد. با توجه به این شواهد آماری، توجه به این نکته حائز اهمیت است که بسیاری از بانک‌های تجاری در ایالات متحده به دنبال راه‌های سودآور دیگری در کنار فعالیت‌های واسطه‌گری سنتی هستند. مسلماً منابع اصلی درآمدهای غیربهره‌ای در بخش بانکی شامل بیمه، کارمزد و پورسانت، ارز و هزینه خدمات است. اگرچه بسیاری از بانک‌های تجاری در حال تنوع در پروژه‌های تولید درآمد غیربهره‌ای در ایالات متحده هستند، بسیاری از شواهد تجربی موجود بر روی تعامل بین درآمد بهره و عملکرد بانک متمرکز شده‌اند. علاوه بر این، مطالعات کمی به سود عملکردی درآمدهای غیربهره‌ای پرداخته‌اند و تنها از درآمد غیربهره‌ای کل استفاده می‌کنند و تفکیک‌های آن را نادیده می‌گیرند (عابدی فر و همکاران[10]، ۲۰۱۸؛ اسحاق و همکاران[11]، ۲۰۱۹؛ مین و تان[12]، ۲۰۲۰؛ دزین‌گیرایی و دزین‌گیرایی[13]، ۲۰۲۴). تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای مانند کارمزد و پورسانت‌ها و فعالیت‌های بازار ارز خارجی ممکن است اثرات نامتقارن بر عملکرد بانک‌ها در اقتصاد ایالات متحده داشته باشد. این وضعیت شکاف دانش را از نظر تعامل بین درآمدهای غیربهره‌ای

[1] Haubrich & Young
[2] Heffernan
[3] Antao & Karnik
[4] Phan et al.
[5] Chiorazzo et al.
[6] Nguyen et al.
[7] Jaffar et al.
[8] Lee et al.
[9] Maudos
[10] Abedifar et al.
[11] Isshaq et al.
[12] Minh & Thanh
[13] Dzingirai & Dzingirai

به‌ویژه تفکیک آن و عملکرد مالی بانک‌های تجاری را آشکار می‌کند، مشروط بر اینکه این بانک‌ها بخش بیشتری از درآمد عملیاتی خود را از فعالیت‌های غیرواسطه‌ای تولید کنند و می‌توانند بیشترین سهم بازار سیستم‌های مالی را در اختیار داشته باشند.
علاوه بر این، استفاده از مدل‌های آستانه پویا برای تعیین سطوح آستانه بهینه تفکیک‌های درآمدی غیربهره‌ای و تأثیرات آنها بر عملکرد مالی بانک در ادبیات موجود مشهود است. بسیاری از مطالعات قبلی در مورد درآمد غیربهره‌ای و عملکرد مالی در ایالات متحده آمریکا انجام شده است. اما، تأثیرات آستانه‌ای و غیرخطی درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد بانک‌های تجاری ایالات متحده برررسی نشده است. لذا با در نظر گرفتن این شکاف‌ها، این مطالعه تلاش می‌کند تا تأثیر آستانه‌ای و غیرخطی تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد بانک‌های تجاری در ایالات متحده امریکا، را با استفاده از رویکرد غیرخطی STR و داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱:۱-۲۰۲۴:۳ مورد بررسی قرار دهد. در این راستا ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور پیشینه تجربی پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل پژوهش برآورد و تجزیه و تحلیل شده و بحث و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

۲-۱-۱- درآمدهای غیربهره‌ای و عملکرد مالی بانک‌های تجاری

در چند دهه گذشته، کسب‌وکار بانکداری شاهد تحولات اساسی بوده است که ناشی از تکامل محیط رقابتی، پیشرفت‌های تکنولوژیکی، سیاست‌های دولت و تقاضای مشتریان است. در سال ۲۰۱۰، نرخ‌های بهره در سطح جهانی و در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا پایین بوده و در نتیجه بانک‌ها به دنبال منابع درآمدی جایگزین بودند. این تغییرات به ظهور محصولات و خدمات غیرسنتی جدید در صنعت و همچنین تغییر محصولات موجود کمک کرده است. در این زمینه، محصولات و خدمات غیرسنتی برای مؤسسات مالی که قبلاً عمدتاً با تمرکز بر بهره به عنوان منبع اصلی درآمد فعالیت می‌کردند، درآمد غیربهره‌ای ایجاد می‌کنند (آندرژوک[1] ۲۰۱۷). منابع اولیه درآمد غیرسنتی شامل کمیسیون، هزینه خدمات و تجارت امنیتی بود. ظهور و گسترش این خدمات حجم زیادی از مطالعات تحقیقاتی را برانگیخته است که بر ارتباط بین تولید غیربهره‌ای و موفقیت مالی بانک تمرکز کرده‌اند (التراونه و همکاران[2]، ۲۰۱۷؛ آنتائو و کارنیک[3]، ۲۰۲۲).

هنگام در نظر گرفتن شاخص‌های اصلی مورد استفاده برای ارزیابی عملکرد مالی، می‌توان به تاکید بر سودآوری به عنوان یکی از حوزه‌های اصلی اشاره کرد. شاخص‌های اولیه مورد استفاده برای تجزیه و تحلیل سودآوری، نسبت‌های بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) و بازده دارایی‌ها (ROA) بودند. تمرکز تحقیق کمی بر ارزیابی تفاوت‌های بین ROA و ROE و درآمدهای غیربهره‌ای که بانک‌ها تولید می‌کردند بود (فان و همکاران[4]، ۲۰۲۳). در عین حال، امکان مشاهده عدم انسجام اساسی در نتایج مطالعات تحقیقاتی

[1] Andrzejuk
[2] Al-Tarawneh et al.
[3] Antao & Karnik
[4] Phan et al.

مرتبط با عملکرد مالی بانک‌ها و درآمدهای غیربهره‌ای وجود داشت. در حالی که استنلی و متوری[1] (۲۰۲۳) عملکرد منفی بانک‌ها را در ارتباط با درآمدهای غیربهره‌ای اعلام کردند، تحقیقاتی را انجام دادند که رابطه مثبت بین درآمد غیربهره‌ای و عملکرد مالی را بیان کرد. همچنین، لی و همکاران[2] (۲۰۱۴) و ویلیامز[3] (۲۰۱۶) ریسک‌های اضافی را برای عملکرد مالی بانک‌ها مرتبط با درآمدهای غیربهره‌ای شناسایی کردند (فان و همکاران، ۲۰۲۳). علاوه‌براین، می‌توان اشاره کرد که درآمدهای غیربهره‌ای می‌تواند عامل نامطلوبی باشد که از رشد درآمد بانک‌ها جلوگیری می‌کند. تفاوت بین نتیجه‌گیری‌های انجام شده در سایر مطالعات تا حدی به دلیل مناطق مختلف جغرافیایی مورد استفاده برای جمع آوری داده‌ها است (ابوخَلَف و همکاران[4]، ۲۰۲۴).

امونگور و همکاران[5] (۲۰۲۰) در بررسی رابطه بین درآمد غیربهره‌ای و ریسک ورشکستگی بانک‌های تجاری هم بیان می‌کنند که تضمین استحکام بانک‌های تجاری برای توسعه هر اقتصادی بسیار مهم است زیرا آنها منابع را به سمت فعالیت‌های تولیدی تخصیص می‌دهند. در سال‌های اخیر، این بخش شاهد سقوط بانک‌ها بوده است. این مسیر ورشکستگی بانک‌ها منجر به کاهش وام‌دهی (به بخش خصوصی و افزایش فعالیت‌های ادغام و تملک و عمدتاً بانک‌هایی که با مشکلات مالی مواجه هستند)، شده است. پرداخت وام همچنان منبع اصلی درآمد بانک‌ها بوده است. با این حال، روندهای اخیر نشان می‌دهد که فعالیت‌های درآمدی غیربهره‌ای به طور پیوسته رشد کرده‌اند، که نیاز به درک اثر بر ریسک ورشکستگی را ضروری می‌کند.

۲-۱-۲- کانال‌های نظری اثرگذاری درآمد غیربهره‌ای

از دیگاه نظری، متنوع‌سازی در فعالیت‌های مختلف درآمدی غیربهره‌ای می‌تواند باعث ایجاد **صرفه‌های مقیاس** برای بانک‌ها شود، زیرا آن‌ها طیف گسترده‌تری از محصولات و خدمات مالی را به مشتریان ارائه می‌دهند. بانک‌های متنوع شده می‌توانند از مهارت‌ها و توانایی‌های مدیریتی خود در بین محصولات مختلف بهره ببرند. به گفته بوت و اشمیت[6] (۲۰۰۰) نهادهای مالی متنوع شده ممکن است با گسترش فعالیت‌های خود در محصولات مختلف، هزینه‌های مورد انتظار ناشی از بحران‌های مالی یا ورشکستگی را کاهش دهند.

از دیدگاه دیگر، با به‌کارگیری نظریه پرتفوی[7] در بانکداری، متنوع‌سازی دارایی‌ها باید باعث کاهش واریانس بازده بانک شود و در نتیجه احتمال شکست را کاهش دهد. تئوری پورتفولیو مارکوویتز[8] (۱۹۵۲) بیان می‌کند که "همه تخم مرغ‌های خود را در یک سبد قرار ندهید". این نشان می‌دهد که تئوری پورتفولیوی مارکوویتز بر عناصر بازده ناشی از وسایل سرمایه‌گذاری جایگزین تمرکز دارد و از پرتفوی‌های متنوع و کارآمدی که توسط سازمان‌ها نگهداری می‌شوند، حمایت می‌کند (کوهلر[9]، ۲۰۱۵). با آگاهی از اصول

[1] Stanley & Muturi
[2] Lee et al
[3] Williams
[4] Abu Khalaf et al.
[5] Emongor at al.
[6] Boot & Schmeits
[7] portfolio theory
[8] Markowitz portfolio theory
[9] Kohler

این نظریه، بانک‌های تجاری باید در فعالیت‌های غیربهره‌ای سرمایه‌گذاری کنند، زیرا متنوع‌سازی سود دارد. در نتیجه، به نظر می‌رسد نظریه پرتفوی مارکوویتز یک پایه نظری محکم است که به بانک‌های تجاری کمک می‌کند تا از طریق متنوع‌سازی کارآمد، پرتفویی قوی و کم‌ریسک بسازند. برای این منظور، بانک‌های تجاری برای تنوع بخشیدن به جریان‌های درآمدی خود به فعالیت‌های غیربهره‌ای می‌پردازند (دزین گیرایی و دزین گیرایی، ۲۰۲۴).

علاوه بر این، نظریه کارگزاری[1] بیان می‌کند که متنوع‌سازی می‌تواند هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد، زیرا نوسانات جریان نقدی را کاهش داده (استولتز[2]، ۱۹۹۰) یا بازارهای سرمایه داخلی را ایجاد می‌کند (استاین[3]، ۱۹۹۷). همچنین، استیرو[4] (۲۰۴) معتقد است که انتقال از درآمد بهره‌ای به درآمد غیربهره‌ای باید ریسک کل را کاهش دهد. فعالیت‌هایی که درآمد غیربهره‌ای ایجاد می‌کنند معمولاً به‌طور منفی، ضعیف یا ناقص با فعالیت‌هایی که درآمد بهره‌ای ایجاد می‌کنند همبسته هستند و از این طریق می‌توانند سودآوری را تثبیت کرده و تجارت بین ریسک و بازده را بهبود بخشند. علاوه بر این، تغییر به سمت درآمدهای غیربهره‌ای تصور می‌شود که وابستگی سودآوری بانک‌ها به شرایط کلی اقتصادی و نوسانات دوره‌ای سودهای بانکی را کاهش دهد.

برخلاف این دیدگاه‌های مثبت درباره مزایای متنوع‌سازی، برخی دیگر استدلال می‌کنند که ورود بانک‌ها به فعالیت‌های درآمدی غیربهره‌ای ممکن است آن‌ها را در معرض ریسک‌های بیشتری قرار دهد .به‌عنوان مثال، دی‌یانگ و رولند[5] (۲۰۰۱) تأکید دارند که متنوع‌سازی محصول ممکن است ریسک را کاهش ندهد، زیرا درآمدهای غیربهره‌ای نسبت به درآمدهای بهره‌ای ناپایدارتر هستند، همچنین فعالیت‌های غیربهره‌ای هزینه‌های ثابت بالاتری دارند و نوسانات درآمد در این فعالیت‌ها بیشتر بوده و ممکن است با سطح بالای اهرم مالی همراه باشد که باعث عدم نظارت و افزایش ریسک مالی می‌شود.

علاوه بر این، بانک‌ها با تنوع‌سازی درآمد ممکن است دچار کاهش مزیت نسبی مدیریت شوند، زیرا فراتر از حوزه تخصصی خود فعالیت می‌کنند (کلاین و سایدنبرگ[6]، ۱۹۹۸). همچنین، هزینه‌های کارگزاری افزایش می‌یابد، زیرا مدیران ممکن است درگیر فعالیت‌هایی شوند که ارزش بانک و ریسک شخصی آن‌ها را کاهش می‌دهد (لاون و لوین[7]، ۲۰۰۷؛ دنگ و الیاسیانی[8]، ۲۰۰۸)

همچنین، بانک‌ها با تنوع‌سازی درآمد ممکن است با نسبت‌های سرمایه‌ای پایین‌تری فعالیت کنند و به فعالیت‌های پرریسک‌تری بپردازند، زیرا بسیاری از فعالیت‌های مبتنی بر کارمزد و کمیسیون نیازی به نگهداری سرمایه نظارتی ندارند. به عبارت دیگر، درآمدهای نوسانی می‌توانند باعث افزایش عدم قطعیت درباره سطح سرمایه سهام شوند و ثبات بانک را کاهش دهند.

[1] agency theory
[2] Stulz
[3] Stein
[4] Stiroh
[5] De Young & Roland
[6] Klein & Saidenberg
[7] Laeven & Levine
[8] Deng & Elyasiani

علاوه‌براین، متنوع‌سازی بیش از حد بانک‌ها به فعالیت‌های غیربهره‌ای می‌تواند باعث افزایش ریسک و کاهش سودآوری شود. این پدیده، که اثر سرگرمی جدید[1] نامیده می‌شود (شوار[2]، ۲۰۰۲)، بیان می‌کند که ورود بانک‌ها به فعالیت‌های جدیدی مانند مشاوره، کارگزاری و پذیره‌نویسی ممکن است اثر منفی بر عملکرد داشته باشد، زیرا تغییر در رفتار مدیریتی ممکن است باعث افزایش ریسک شود (گاش[3]، ۲۰۲۰).

۲-۲- پیشینه مطالعات

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

عابدی‌فر و همکاران (۲۰۱۸) رابطه بین درآمد غیربهره‌ای و عملکرد بانک را با استفاده از تحلیل رگرسیون در ۶۹۲۱ بانک تجاری ایالات متحده طی دوره‌ی ۲۰۰۷ - ۲۰۱۶ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. یافته‌ها حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار درآمدهای غیربهره‌ای بر ROA و ROE است، که نشان می‌دهد درآمد غیربهره‌ای به عملکرد کلی بانک‌ها کمک می‌کند. علاوه‌براین، نتایج بیانگر این است که درآمد غیربهره‌ای به طور مثبت بر سودآوری بانک‌ها تأثیر می‌گذارد، که نشان می‌دهد تنوع منابع درآمد می‌تواند منجر به بهبود عملکرد شود. علاوه‌براین، این تحقق ریسک‌های کاهشی را برای بانک‌ها در میان تنوع بیشتر جریان‌های درآمد نشان می‌دهد.

اومت[4] (۲۰۱۹) به بررسی تنوع درآمد و عملکرد بانک، در ۱۳ بانک تجاری اردن طی دوره‌ی ۲۰۰۹-۲۰۱۷ با استفاده از رگرسیون به ظاهر نامرتبط[5] (SUR) پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که تنوع درآمد بر سودآوری بانک تأثیر مثبت دارد. با این حال، این تأثیر (مثبت) تنها به قیمت افزایش حاشیه سود خالص است. بنابراین به نفع سیستم بانکی در اردن است که شمول مالی[6] در سطح ملی را ارتقا دهد. در واقع، این جنبه نه تنها برای افراد مربوطه، بلکه برای عملکرد آنها (بانک‌ها) نیز مهم است. علاوه بر این، با سطوح بیشتر شمول مالی، حاشیه بهره خالص نیز ممکن است باریک شود.

امونگور و همکاران[7] (۲۰۲۰) به بررسی رابطه بین درآمد غیربهره‌ای و ریسک ورشکستگی بانک‌های تجاری کنیا با استفاده از روش سرشماری (شامل تمامی ۴۰ بانک) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که درآمد کارمزد و کارمزد وام‌ها بر ریسک ورشکستگی که توسط z-score اندازه‌گیری می‌شود، تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین درآمد ارزی تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک ورشکستگی دارد. درآمد سود سهام به طور مثبت و معنی‌داری با ریسک ورشکستگی مرتبط است. همچنین، درآمد معاملات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ریسک ورشکستگی دارد.

کیپتوم و همکاران[8] (۲۰۲۱) با بررسی اثرات تنوع درآمد و عملکرد مالی بانک‌های تجاری کنیا نشان می‌دهند که تنوع درآمد باعث بهبود سودآوری بانک می‌شود و یافته‌ها مربوط به افزایش درآمد غیربهره‌ای و تنوع ریسک احتمالی است. علاوه بر این، مطالعه آنها

[1] New Toy Effect
[2] Schoar
[3] Ghosh
[4] Omet
[5] Seemingly Unrelated Regression
[6] Financial inclusion
[7] Emongor at al.
[8] Kiptum et al.

چندین عامل خاص بخش بانکی را که بر عملکرد مالی تأثیر می‌گذارند، کنترل می‌کند. نتایج نشان می‌دهد اندازه بانک، سن، کیفیت سبد وام، استراتژی وام‌دهی و سهم بازار تأثیر معناداری دارند.

فان و همکاران[1] (۲۰۲۳) به بررسی تأثیر درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد بانک‌های تجاری با استفاده از داده‌های ۳۶ بانک تجاری در کشورهای آسه آن از سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۰ و تکنیک‌های تحلیل بیزی[2] پرداخته‌اند. نتایج بیانگر این است که درآمد غیربهره‌ای بر عملکرد بانک‌های تجاری در منطقه آسه آن تأثیر منفی می‌گذارد. علاوه‌براین، نتایج رگرسیون چندکی نشان می‌دهد که درآمد غیربهره‌ای بر عملکرد بانک‌های تجاری در منطقه آسه‌آن در هر سه صدک (۲۵، ۵۰ و ۷۵) تأثیر منفی می‌گذارد.

اوباجیارو و اوگونیمی[3] (۲۰۲۴) به بررسی تأثیر سود و درآمد غیربهره‌ای بر سودآوری بانک‌های نیجریه با استفاده از مدل خطی تعمیم یافته[4] (GLM) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰–۲۰۲۱ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بین درآمد بهره‌ای و سودآوری رابطه معنی‌داری و بین درآمد غیر بهره‌ای و سودآوری رابطه بی‌معنی وجود دارد و بانک‌ها باید سیاست‌هایی اتخاذ کنند که هم درآمدهای بهره‌ای و هم غیربهره‌ای را برای صنعت بانکداری جذب کند.

ابوخَلَف و همکاران (۲۰۲۴) به بررسی تأثیر درآمدهای غیربهره‌ای بر سودآوری بانک‌های تجاری در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) با استفاده از تحلیل همبستگی و سه مدل رگرسیون (OLS، FE، و RE) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰–۲۰۲۲پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط مثبتی بین هزینه سربار، اندازه، کفایت سرمایه و تامین ضرر وام بانک‌ها وجود دارد. علاوه‌براین، همبستگی مطلوبی بین درآمد غیربهره‌ای و عملکرد بانک مشاهده می‌شود. درآمد غیربهره‌ای به طور معنی‌داری بر سودآوری بانک‌های منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا در هر سه مدل تأثیر می‌گذارد؛ و همچنین به سیاست‌گذاران اجازه می‌دهد تا تأثیر مثبت افزایش درآمد غیر بهره‌ای بر سودآوری بانک‌های تجاری در منطقه MENA را شناسایی کنند و سیاست‌هایی را در نظر بگیرند که تشویق و پشتیبانی از بانک‌ها در تنوع منابع درآمد آن‌ها را ترویج کنند.

دزین‌گیرایی و دزین‌گیرایی (۲۰۲۴) با هدف تعیین سطوح آستانه بهینه درآمد غیربهره‌ای، عملکرد مالی ده بانک تجاری زیمبابوه را با استفاده از تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای طی سال‌های ۲۰۰۹–۲۰۲۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. که بدین منظور از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[5] (FMOLS) و روش غیرخطی آستانه‌ای تفاضلی گشتاورهای تعمیم‌یافته[6] (TDGMM) استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تفکیک‌های درآمد غیربهره‌ای تأثیر مثبت بیشتری بر عملکرد مالی بانک‌ها در رژیم بالا نسبت به همتایان آنها در رژیم پایین‌تر دارند. علاوه‌براین، بانک‌های بیشتری زیر حداقل آستانه مورد نیاز فعالیت می‌کنند. لذا برای جلوگیری از ورشکستگی بانک‌ها و محافظت در برابر شکنندگی بخش بانکی پیشنهاد می‌کنند که، مدیران بانک‌های تجاری باید پرتفوی‌های

[1] Phan et al.
[2] Bayesian Analysis Techniques
[3] Obadiaru & Ogunyemi
[4] Generalized Linear Model (GLM)
[5] Fully Modified Ordinary Least Squares
[6] Threshold difference Generalized Methods of Moment

متنوعی از سرمایه‌گذاری‌های درآمدزا ارائه دهند. همچنین مقررات بانک مرکزی باید موجب ارتقای فعالیت‌های بدون ربا، رقابت، رشد و کاهش اهرم بانک های تجاری شود.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

فرهنگ و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی اثر درآمد غیربهره‌ای بر ریسک و سودآوری در صنعت بانکداری در دوره زمانی ۱۳۸۴ – ۱۳۹۳ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد افزایش درآمد غیربهره‌ای موجب افزایش سودآوری و کاهش ریسک در نظام بانکی ایران می‌شود و رابطه شاخص تمرکز و ریسک بانکی، معنادار و مثبت است؛ به طوری که افزایش شاخص تمرکز موجب افزایش ریسک بانک‌ها می‌گردد.

شاهچرا و جوزدانی (۱۳۹۵) به ارزیابی چگونگی اثرگذاری درآمدهای غیربهره‌ای بر سودآوری و ریسک در شبکه بانکی کشور با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۵ بانک فعال در شبکه بانکی کشور طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۲ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که درآمدهای غیربهره‌ای دارای تأثیر مثبت بر سودآوری بانک‌ها و تأثیر منفی بر ریسک بانکی است.

آقایی‌چادگانی و بخردی‌نسب (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر درآمد غیربهره‌ای بر ریسک و سودآوری در ۱۶ بانک پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ پرداخته‌اند. تفکیک بانک‌ها به بانک‌های سالم مالی و در معرض خطر با استفاده از امتیاز Z آلتمن انجام شده است. بدین منظور از رویکرد داده‌های ترکیبی و مدل رگرسیونی چند متغیره استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که درآمد غیربهره‌ای بر ریسک و قابلیت سودآوری اثر معنی‌داری دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که توانایی تأثیرگذاری درآمد غیربهره‌ای بر کاهش ریسک و افزایش قابلیت سودآوری در بانک‌های سالم مالی نسبت به بانک‌های در معرض خطر بیشتر است.

اسلام‌زاده و حبیبی (۱۴۰۱) به بررسی رابطه چرخه تجاری و تنوع بخشی درآمد با سپر سرمایه و ریسک اعتباری بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش داده‌های پانلی و رگرسیون چند متغیره طی دوره ۵ ساله ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که چرخه تجاری بر سپر سرمایه بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر معنی‌داری دارد، در حالی‌که چرخه تجاری بر ریسک اعتباری بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر معنی‌داری ندارد. همچنین نتایج بیانگر این است که تنوع‌بخشی درآمد بر سپر سرمایه و ریسک اعتباری بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر معنی‌داری دارد.

مرور مطالعات حاکی از آن است که اکثر مطالعات قبلی از اجزای درآمد غیربهره‌ای کل استفاده کرده و از تفکیک آنها غفلت کرده‌اند. انتظار می‌رود که تفکیک دو درآمد غیربهره‌ای (کارمزدی و ارزی) تا حدی یکدیگر را تقویت کنند و اگر مدیران بانک‌های تجاری ایالات متحده اطمینان حاصل کنند که منابع درآمدی آن‌ها با تمرکز بیشتر بر درآمد ارزی خارجی[1] (FXI) و سپس درآمد

[1] Foreign Exchange Income

کارمزد و کمیسیون[1] (FCI) از تنوع خوبی برخوردار است، بهترین مزایای عملکرد نصیب بانک‌های تجاری ایالات متحده می‌شود. همچنین این مطالعه هر دو درآمد غیربهره‌ای را به صورت تفکیک شده و انباشته بررسی می‌کند تا عملکرد را به طور غیرخطی و آستانه‌ای تحت تأثیر قرار دهد. مطالعات نشان می‌دهد که بیشتر شواهد در ادبیات پیشین فقط درآمدهای غیربهره‌ای انباشته را با استفاده از مدل خطی بررسی کرده‌اند، به دلیل سوگیری حذف و تعیین نادرست مدل ناشی از اتخاذ شکل عملکردی اشتباه و خطای اندازه‌گیری، کمتر قابل اعتماد هستند.

علاوه براین، این مطالعه بر روی بانک‌های تجاری متمرکز است زیرا نقش اصلی آنها واسطه‌گری است که برای تحریک رشد از طریق هدایت منابع مالی کمیاب به بخش‌هایی از اقتصاد که بهره‌وری بالایی دارند (کارایی تخصیصی) بسیار مهم است. کارایی تخصیصی در بخش بانکی به تخصیص کارآمد منابع اطلاق می شود به طوری که سود نهایی برای جامعه برابر با هزینه نهایی باشد. همچنین همانطور که مشاهده می‌شود در هیچ کدام از مطالعات قبلی اثرات غیرخطی و آستانه‌ای تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده را با استفاده از روش رگرسیونی انتقال ملایم (STR) بررسی نکرده‌اند. لذا بدین منظور جهت بررسی اثرات آستانه‌ای و غیرخطی تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده از روش رگرسیونی انتقال ملایم[2] (STR) و داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱:۱-۲۰۲۴:۳ استفاده می‌شود.

۳- روش‌شناسی تحقیق

در مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های سری زمانی، اثرات زمانی ناهمگن در داده‌ها به‌وسیله مدل تأثیرات ثابت و یا تصادفی تعیین می‌شوند. در این خصوص رویکردهای داده‌های سری زمانی متنوعی گسترش‌یافته‌اند که به ضرایب رگرسیونی اجازه می‌دهند تا در طول زمان تغییر یابند. یک نمونه اولیه از این طیف مدل‌ها، رگرسیون آستانه‌ای (TR)[3] می‌باشد، که به‌وسیله باکون و واتس[4] (۱۹۷۱) ارائه‌شده است. در این مدل، مشاهدات با توجه به متغیر آستانه‌ای که کمتر و یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین‌شده باشند به چند گروه و یا رژیم همگن[5] تقسیم می‌شوند. البته در این مدل مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز در دو گروه متفاوت قرارگرفته‌اند و لذا نحوه تأثیرگذاری آن‌ها با یک جهش شدید مواجه است. برای مرتفع نمودن این مشکل مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STR) توسط گرنجر-تراسویرتا[6] (۱۹۹۳، ۱۹۹۸، ۲۰۰۴)، آسلانیدیس و خپاپادیس[7] (۲۰۰۶) ارائه و توسعه داده‌شده که در حقیقت STR شکل گسترش‌یافته مدل TR با لحاظ نمودن تابع انتقال است؛ بنابراین، در مدل، تغییر ضرایب رگرسیونی با حرکت از یک رژیم به رژیم دیگر توسط شیب تابع انتقال که بیانگر سرعت تعدیل است، تعیین می‌شود.

مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) مدل اثرات ثابت با تخمین زننده‌های[8] برون‌زا است. این مدل می‌تواند به دو روش مختلف تفسیر شود: اول اینکه، مدل رگرسیونی انتقال ملایم یک مدل سری زمانی همگن غیرخطی در نظر گرفته شود که ضرایب در طول زمان

[1] Fees and Commission Income
[2] Smooth Transition Autoregressiv
[3] Threshold Regression
[4] Bacon & Watts
[5] Homogenous
[6] Granger & Terasvirta
[7] Aslanidis & Xepapadeas
[8] Regressors

متفاوت هستند. ضرایب رگرسیونی به این صورت قابل توضیح است که این ضرایب، تابع پیوسته و کران‌دار از متغیرهای قابل‌مشاهده که تابع انتقال نامیده می‌شود، هستند و تابع انتقال نیز بین تعداد محدودی از رژیم‌ها (معمولاً دو رژیم حدی) در نوسان است. دوم اینکه، این مدل می‌تواند به‌عنوان مدل تابلویی ناهمگن خطی در نظر گرفته شود، تفسیر دوم درواقع درزمینهٔ مدل‌های خودرگرسیونی انتقال ملایم پنلی[۱] (PSATR) معرفی‌شده به‌وسیله فوک و همکاران[۲] (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران[۳] (۲۰۰۵) رایج است.

به پیروی از تراسویرتا[۴] (۱۹۹۸ و ۲۰۰۴) و آسلانیدیس و خپاپادیس (۲۰۰۶) یک مدل انتقال ملایم با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \alpha + \{\varphi + \theta z_t G(\gamma, C, S_t)\} z_t + U_t \qquad (۱)$$

در معادله‌ی فوق $t=1,\ldots,T$ و همچنین y_t متغیر وابسته، Z_t برداری از متغیرهای برون‌زا، α اثرات ثابت مقاطع و $u_t \sim iid(0,\sigma^2)$ جزء خطاست. تابع $G(\gamma, C, S_t)$ نشان‌دهنده یک تابع انتقال (عامل ایجاد رابطه‌ی غیرخطی) است که دارای دو ویژگی پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که به صورت لاجستیکی تصریح می‌گردد.

$$G(s_t, \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^{j}(s_t - c_j)]\}^{-1} \qquad (۲)$$

که در آن C یک بردار jبعدی از مقدار آستانه‌ای و γ نشان‌دهنده سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است که همان شیب معادله می‌باشد و دارای قید بدیهی $\gamma > 0$ است. s_t بیانگر متغیر انتقال است و بر اساس مطالعات صورت گرفته می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی نظری در ارتباط با مدل موردمطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد. در این مطالعه بر اساس معیار حداقل مجذور خطا (در جدول (۵))، متغیر سرمایه بانک (ETA) به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب‌شده است و انتظار بر این است که در سطوح مختلف سرمایه بانک (ETA)، عامل ایجاد رابطه‌ی غیرخطی با عملکرد مالی باشد.

با توجه به این‌که آسلانیدیس و خپاپادیس (۲۰۰۶) اذعان داشته‌اند تابع انتقال به‌طورمعمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای ($j=1, j=2$) است، ویژگی پیوسته و کران‌دار بودن تابع انتقال بین صفر و یک موردبحث قرار می‌گیرد. با فرض $j=1$ یک تابع انتقال با عنوان LSTR1 با دو رژیم خطی وجود دارد. بدین ترتیب با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، درصورتی‌که $s_t > c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک ($G=1$) و زمانی که $s_t < c$ تابع انتقال مقدار عددی صفر (0) را دارد. با فرض $J=2$، در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت با یک تابع انتقال سه رژیمی با عنوان LSTR2 مواجه خواهیم شد. رژیم اول و سوم مشابه هم می‌باشند، یعنی تابع انتقال در این دو رژیم، مقدار عددی یک ($G=1$) دارد ولی در رژیم دوم متفاوت از آن دو است و مقدار عددی صفر ($G=0$) را دارد. شکل تغییریافته مدل LSTR2، مدل رگرسیونی غیرخطی انتقال ملایم با تابع‌نمایی[۵] (ESTR) است که تابع انتقال این مدل به‌صورت زیر می‌باشد.

$$GE(s_t, \gamma, c) = 1 + \exp\{-\gamma(s_t - c_1^*)^2\}\ ,\ \gamma > 0 \qquad (۳)$$

شایان ذکر است مدل STR به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل خواهد شد درصورتی‌که پارامتر شیب با سرعت انتقال میان رژیمی به سمت صفر میل کند. با توجه به مطالعه تراسویرتا (۲۰۰۴)، در مدل STR ضرایب تخمینی به‌صورت پیوسته میان دو حالت حدی $G=1$

[1] Smooth Transition Auto Regressiv
[2] Fok et al.
[3] Gonzalez et al.
[4] Terasvira
[1] Exponential

و G=0 تغییر می‌یابد که تغییرات صورت گرفته با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب می‌باشد. می‌توان حالات حدی بیان‌شده را به‌صورت ذیل معادله سازی نمود:

$$y_t = \begin{cases} \alpha + \varphi z_t + U_t \dots & , \quad G = 0 \\ \alpha + (\varphi + \theta) z_t + U_t \dots & , \quad G = 1 \end{cases} \qquad (۴)$$

درنهایت شکل تعمیم‌یافته مدل STR با بیش از یک تابع انتقال نیز به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \alpha + \varphi z_t \sum_{j=1}^{r} (\varphi z_t) G(S_t^j, \gamma_j, C_j) + u_t \qquad (۵)$$

که در آن r بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد قبلاً تعریف‌شده‌اند.

در این مطالعه به بررسی تأثیر غیرخطی تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری (داده‌ها به شرکت‌های هلدینگ بانکی و بانک‌ها) ایالات متحده آمریکا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱:۱-۲۰۲۴:۳ با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STR) پرداخته می‌شود. مدل مورد مطالعه که به پیروی از مطالعه دزین‌گیرایی و دزین‌گیرایی (۲۰۲۴) و فان و همکاران (۲۰۲۳) به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LROE = (ETA, NPL, FCI, FXI, LDR, LGDPP, LTA) \qquad (۶)$$

متغیر وابسته LROE: بازده حقوق صاحبان سهام است که، به عنوان سود به حقوق صاحبان سهام صنعت بانکداری تجاری ایالات متحده اندازه‌گیری می‌شود، که بیانگر شاخص عملکرد مالی می‌باشد.

متغیرهای مستقل هم:

FCI: درآمد کارمزد و کمیسیون که به عنوان نسبت کل کارمزدها و درآمدهای غیربهره‌ای کمیسیون به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود.

FXI: درآمد ارزی که به عنوان نسبت درآمد ارزی غیربهره‌ای به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود.

ETA: سطح سرمایه بانک است که با استفاده از نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها (به صورت درصد) برای بانک‌ها اندازه‌گیری می‌شود (متغیر آستانه‌ای).

NPL: نسبت وام‌های غیرجاری (سررسید گذشته بیش از ۹۰ روز به اضافه غیرتعهدی) به کل وام‌ها برای همه بانک‌های ایالات متحده (درصد) است.

DR: نسبت بدهی به عنوان نسبت کل بدهی به کل دارایی‌ها (٪) اندازه‌گیری می‌شود.

LOGTA: اندازه بانک به عنوان لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود.

که داده‌های عملکرد مالی از سایت استاتیستا[1]، داده‌های درآمد کارمزد و کمیسیون، درآمد ارزی، نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها (ETA)، نسبت وام‌های غیرجاری، نسبت بدهی و اندازه بانک از بانک فدرال رزرو سنت لوئیس[2] استخراج شده است.

[1] https://www.statista.com/statistics/1110550/roe-us-banking-industry-per-quarter/
[2] https://fred.stlouisfed.org/

۴-یافته‌های تحقیق

۴-۱- بررسی ایستایی متغیرها

در تحلیل‌های سری زمانی، قبل از پرداختن به تخمین مدل، لازم است تا ایستایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گیرد. درصورتی‌که یک خط رگرسیون سری زمانی با وجود متغیرهای ناایستا برآورد شود، این احتمال وجود دارد که رگرسیون حاصل شده کاذب باشد و درواقع ناایستایی سری‌های زمانی ممکن است به رگرسیون کاذب منجر شود با توجه به مطالب گفته‌شده می‌توان استنباط کرد که به‌کارگیری روش‌های معمول اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های آماری ناایستا، موجب خواهد شد آزمون‌های F، T و R2 اعتبار لازم را نداشته باشد و محقق به نتایج اشتباه در مورد شدت و میزان ارتباط بین متغیرها کشانده شود؛ بنابراین پیش از اینکه مدل STR تخمین زده شود، ویژگی ایستایی متغیرها بر مبنای آزمون ریشه واحد فصلی HEGY سنتی[1] (هایلبرگ، انگل، گرنجر و یو) بررسی می‌شود. در جدول (۱)، آزمون ریشه واحد فصلی HEGY سنتی (هایلبرگ، انگل، گرنجر و یو) جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است.

جدول (۱): آزمون ریشه واحد فصلی HEGY سنتی (هایلبرگ، انگل، گرنجر و یو)

نمونه	سطوح معنی‌داری			متغیرها	آماره t
				LROE	-۱/۵۳
	٪۱	٪۵	٪۱۰	ETA	-۱/۴۵۴
n=80	-۲/۵۲	-۱/۹۰	-۱/۵۹	NPL	-۱/۳۶۷
n=100	-۲/۵۲	-۱/۹۰	-۱/۵۸	FXI	-۰/۸۳۲
n=89*	-۲/۵۲	-۱/۹۰	-۱/۵۹	FCI	-۰/۲۰۰
				LOGTA	-۳/۸۱
				DR	-۰/۴۲۷

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY سنتی (هایلبرگ، انگل، گرنجر و یو) در جدول (۱) بیانگر این است که با توجه به مقادیر آماره t متغیرها، فقط متغیر LOGTA در سطح ایستا می‌باشند، ولی متغیرهای LROE, ETA, FXI, FCI, LOGTA, DR, NPL در سطح ایستا نمی‌باشند، وجود چنین متغیرهایی در مدل، منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود. برای مقابله با این مشکل دو راه‌حل وجود دارد: ۱) تفاضل‌گیری، که با حذف اطلاعات سطح متغیرها باعث از بین رفتن روابط بلندمدت می‌شود و برای مدل‌سازی رابطه غیرخطی مناسب نیست. ۲) راه‌حل پیشنهادی دوم این است که اگر پسماندهای مدل STR ایستا باشند، تخمین‌ها سازگار خواهند بود و مشکل رگرسیون کاذب حل می‌شود. در این مطالعه نیز، پسماندهای مدل استخراج شده و با استفاده از آزمون ریشه واحد فصلی HEGY سنتی (هایلبرگ، انگل، گرنجر و یو) ایستایی آن‌ها بررسی خواهد شد. لذا جهت جلوگیری از رگرسیون کاذب آزمون ریشه واحد برای پسماندها مدل STR بررسی می‌شود[2].

۴-۲- تخمین الگوی STR

۴-۲-۱-آزمون خطی بودن

[1] Traditional HEGY (Hylleberg, Engle, Granger and Yoo)

[2] باقیمانده‌های تخمین مدل اصلی ایستا هستند و نتایج در جدول ۱ پیوست گزارش شده است.

با توجه به مطالب گفته‌شده در بخش روش‌شناسی، ابتدا وجود رابطه غیرخطی بین عملکرد مالی، درآمدهای غیربهره‌ای (درآمد کل، درآمد ارزی و درآمد کارمزد و کمسیون)، اندازه بانکی، نسبت بدهی و عملکرد اقتصادی در طول دوره مورد مطالعه بررسی می‌شود و پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی تعداد متغیر آستانه‌ای و رژیم‌های الگوی غیرخطی بر اساس آزمون خطی بودن تراسویرتا[1] (۱۹۹۴)، $H_{01} = b_1 = 0$، $H_{02} = b_1 = b_2 = 0$، $H_{03} = b_1 = b_2 = b_3 = 0$ و $H_{04} = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$ مشخص می‌شود. که در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن است. با توجه به نتایج بدست آمده در جدول (۲) فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن (که در آن همه احتمالات فیشر کمتر از ۵٪ است) رد می‌شود و وجود رابطه غیرخطی بودن بین عملکرد مالی، درآمدهای غیربهره‌ای (درآمد ارزی و درآمد کارمزد)، اندازه بانکی، نسبت بدهی، سطح سرمایه بانک و نسبت وام‌های غیرجاری را نشان می‌دهد.

جدول (۲): آزمون خطی بودن

فرضیه صفر	آماره F	ارزش احتمال
$H_{04} = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$	۶/۷۹۴	۰/۰۰۰
$H_{03} = b_1 = b_2 = b_3 = 0$	۶/۷۹۴	۰/۰۰۰
$H_{02} = b_1 = b_2 = 0$	۶/۷۹۴	۰/۰۰۰
$H_{01} = b_1 = 0$	۶/۴۹۴	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲-۲- آزمون‌های غیرخطی باقیمانده

در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. با توجه به تخمین یک مدل STR دو رژیمی، ممکن است آزمون شود که آیا رابطه غیرخطی اضافی مدل‌سازی نشده[2] وجود دارد یا خیر. یک رویکرد رایج، آزمون مدل تخمین زده شده در برابر مدلی با رژیم‌های اضافی است. روش آزمون مشابه آزمون‌های خطی‌سازی می‌باشد که در بالا توضیح داده شد. که در آن یک بسط سری تیلور از تابع وزن‌دهی انتقال در نظر گرفته می‌شود و سپس اهمیت تعاملات با متغیرهای مشخصات آزمون می‌شود. پس از بحث در دایک و همکاران[3] (۲۰۰۲) ما بین دو شکل آزمون، آزمون‌های افزودنی و محصور شده، که مشخصات متفاوتی از جایگزین رژیم چندگانه ارائه می‌دهند، تمایز قائل شده است. در آزمون‌های افزودنی ممکن است یک مدل سه رژیم را با اضافه کردن یک جزء غیر خطی دوم مشخص کرد، که بدین منظور ایترهایم و تراسویرتا[4] (۱۹۹۸) آزمون‌های LM را برای آزمون مدل LSTAR دو رژیم در برابر فرضیه مقابل (یعنی سه رژیم) توسعه دادند. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال و دو رژیم، در همه حالت‌ها رد نشده و پذیرفته شده است. بنابراین، نتایج بیانگر وجود مدل دو رژیمی با یک متغیر آستانه‌ای است که از یک رگرسیون انتقال ملایم لجستیک (LSTR) پیروی می‌کند.

جدول (۳): آزمون غیرخطی بودن باقیمانده دورژیم در مقابل سه رژیم

فرضیه صفر	آماره F	ارزش احتمال
$H_{04} = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$	۱/۰۱۱	۰/۳۹۴

[1] Teräsvirta
[2] Additional Unmodeled Nonlinearity
[3] Dijk et al.
[4] Eitrheim & Terasvirta

$H_{03} = b_1 = b_2 = b_3 = 0$	۱/۰۱۱	۰/۳۹۴
$H_{02} = b_1 = b_2 = 0$	۱/۰۱۱	۰/۳۹۴
$H_{01} = b_1 = 0$	۱/۰۱۱	۰/۳۹۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲-۴-تعیین متغیر انتقال مناسب

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها، مرحله‌ی بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکن برای الگویی غیرخطی می‌باشد. در این مرحله متغیری به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود که حداقل مجذور خطا (SSR) را داشته باشد که در اینجا با توجه به جدول (۴) متغیر سطح سرمایه بانک (ETA) کمترین مقدار مجذور خطا را دارد لذا به عنوان متغیر انتقال با الگوی LSTR1 یعنی مدل لاجستیک دو رژیمی انتخاب می‌شود.

جدول (۴): تعیین متغیر انتقال مناسب

متغیر آستانه‌ای	حداقل مجذور خطا (SSR)	تعداد رژیم
ETA	۲/۱۴۸	۲
NPL	۲/۶۰۲	۲
LOGTA	۴/۶۸۹	۲
FXI	NA	۲
FCI	NA	۲
DR	NA	۲

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲-۴-تخمین مدل STR

جدول (۵): نتایج تخمین مدل STR

متغیرها	ضرایب	آماره t	ارزش احتمال
متغیرهای آستانه (بخش خطی)			
COSTANT	۲۶/۲۴۲	۶/۸۸۸	۰/۰۰۰
ETA	۰/۱۱۰	۰/۸۴۴	۰/۴۰۱
NPL	-۰/۵۰۱	-۱۱/۷۲۵	۰/۰۰۰
FXI	-۰/۰۰۰۱۲۷	-۲/۳۰۹	۰/۰۲۴
FCI	۰/۰۰۰۱۷۹	۱/۸۰۳	۰/۰۷۶
LOGTA	-۳/۷۴۱	-۴/۵۴۸	۰/۰۰۰
DR	۰/۰۱۶۶	۱/۹۵۴	۰/۰۵۵۲
متغیرهای آستانه (بخش غیرخطی)			
COSTANT	-۵۰/۹۵۸	-۲/۹۷۴	۰/۰۰۴
ETA	۰/۶۷۵۳	۳/۱۹۴	۰/۰۰۲
NPL	۰/۷۵۷۸	۷/۱۴۷	۰/۰۰۰
FXI	۰/۰۰۰۱۵۴	۲/۴۹۰	۰/۰۱۵۴

FCI	-۰/۰۰۰۳۴۹	-۱/۸۲۰	۰/۰۷۳۴
LOGTA	۴/۹۶۶	۱/۹۶۳	۰/۰۵۴۱
DR	۰/۰۶۱۲	۴/۷۴۳	۰/۰۰۰
شیب (γ)			
SLOPE	۵۹/۴۷۲	۲/۶۵۵	۰/۰۱۰۰
متغیر آستانه‌ای (C) مکان تغییر رژیم			
THRESHOLD	۱۰/۳۱۲۱۳	۶۴۳/۵۱۳۸	۰/۰۰۰
R-squared=۰/۹۲۷			
F-statistic=۵۲/۶۴ Prob(F-statistic)=۰/۰۰۰۰ Log likelihood=۲۹/۴۰۸۰۱			
AIC=-۰/۳۴۳۷	SC=۰/۱۳۹۶	HQ=-۰/۱۵۰۲	
LROE = (C(1) + C(2)*ETA + C(3)*NPL + C(4)*FXI + C(5)*FCI + C(6)*LOGTA + C(7)*DR) + (C(8) + C(9)*ETA + C(10)*NPL + C(11)*FXI + C(12)*FCI + C(13)*LOGTA + C(14)*DR)*@LOGIT(C(15)*(ETA-C(16)))			

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۶) نتایج تخمین مدل STR را نشان می‌دهد که براساس آن پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، معادل سرعت تعدیل ملایم ۵۹/۴۷۲ برآورد شده و مقدار مکان وقوع تغییر رژیم (متغیر آستانه‌ای) نیز ۱۰/۳۱۲۱۳ برآورد شده است. لذا درصورتی‌که سطح سرمایه بانک از ۱۰/۳۱۲۱۳ تجاوز نماید، رفتار متغیر مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای فوق، در رژیم اول قرار خواهد گرفت.

به‌منظور درک روشن‌تری از نتایج به‌دست‌آمده، دو رژیم حدی موجود بررسی می‌شود. رژیم حدی اول متناظر باحالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال (سطح سرمایه بانک) کمتر از حد آستانه‌ای (مکان تغییر رژیم) است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LROE = 26.242 + 0.1109\ ETA - 0.501NPL - 0.000127FXI + 0.000179FCI - 3.741LOGTA + 0.0166DR \quad (۷)$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، اما مقدار متغیر انتقال (سطح سرمایه بانک) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای (مکان تغییر رژیم) است، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و مدل در این رژیم به صورت زیر (ضرایب جمع قسمت خطی و غیرخطی) تصریح می‌شود:

$$LROE = -24.71546 + 0.7862\ ETA + 0.2568NPL + 0.0000274FXI - 0.00017FCI + 1.225LOGTA + 0.0778DR \quad (۸)$$

همان‌طور که مشاهده می‌گردد، اندازه بانکی (LOGTA) در رژیم اول (قسمت خطی و سطح پایین سرمایه بانک (ETA)) تاثیر منفی و معنی‌دار و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA) تاثیر مثبت و معنی‌دار بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده دارد، این اثر را این چنین می‌توان استدلال کرد که در رژیم اول و سطح پایین ETA، بانک‌ها سرمایه محدودی در اختیار دارند، که باعث کاهش توانایی آن‌ها در جذب زیان‌های احتمالی و افزایش ریسک مالی می‌شود. در این شرایط، افزایش اندازه بانک (LOGTA) می‌تواند پیچیدگی‌های مدیریتی، هزینه‌های نمایندگی و مشکلات کارایی عملیاتی را افزایش دهد، که در نهایت منجر

به کاهش عملکرد مالی بانک‌ها خواهد شد. همچنین، سطح پایین سرمایه باعث وابستگی بیشتر بانک‌ها به منابع تأمین مالی خارجی و افزایش هزینه‌های تأمین مالی می‌شود که عملکرد مالی آن‌ها را تحت تأثیر منفی قرار می‌دهد. در رژیم دوم و سطح بالای ETA، بانک‌ها سرمایه کافی برای جذب زیان‌های احتمالی دارند و از مزایای سرمایه قوی‌تر بهره‌مند می‌شوند. در این وضعیت، اندازه بزرگ‌تر بانک می‌تواند به صرفه‌های ناشی از مقیاس، افزایش تنوع در فعالیت‌ها، بهبود دسترسی به منابع مالی و افزایش ثبات منجر شود که تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد مالی بانک‌ها خواهد داشت، که این نتیجه هم با مبانی نظری و مطالعات فان و همکاران (۲۰۲۳) و دزین‌گیرایی و دزین‌گیرایی (۲۰۲۴) همخوانی دارد.

نسبت بدهی (DR) در هر دو رژیم (سطح پایین و بالای ETA) تاثیر مثبت و معنی‌دار بر عملکرد مالی بانک های تجاری ایالات متحده دارد، این اثر را این چنین می‌توان بیان نمود که در سطح پایین ETA (رژیم اول)، بانک‌ها سرمایه کمتری دارند و برای تأمین مالی فعالیت‌های خود وابسته به بدهی هستند. در این شرایط، افزایش بدهی می‌تواند به افزایش وام‌دهی، تأمین نقدینگی بیشتر و ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور منجر شود که عملکرد مالی بانک را بهبود می‌بخشد. علاوه بر این، بهره‌گیری مناسب از بدهی می‌تواند اثر اهرمی (leverage effect) ایجاد کند، که بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) را افزایش می‌دهد. در سطح بالای ETA (رژیم دوم) هم، بانک‌هایی که از سرمایه قوی‌تری برخوردارند، به دلیل اعتبار بالاتر، می‌توانند با هزینه‌های کمتری بدهی جذب کنند. این امکان به آن‌ها اجازه می‌دهد تا از فرصت‌های رشد و توسعه بهتر استفاده کنند و از طریق وام‌دهی گسترده‌تر و افزایش دارایی‌های بهره‌زا، عملکرد مالی خود را تقویت نمایند. علاوه بر این، بانک‌هایی با سرمایه قوی‌تر، ریسک کمتری برای اعطای وام‌های پرریسک دارند، که این امر باعث افزایش بازده آن‌ها می‌شود. که این نتیجه هم با مبانی نظری و مطالعه دزین‌گیرایی و دزین‌گیرایی (۲۰۲۴) همخوانی دارد.

درآمد کارمزد و کمیسیون (FCI) در رژیم اول (قسمت خطی و سطح پایین ETA)، تاثیر مثبت و معنی‌دار و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA) تاثیر منفی و معنی‌دار بر عملکرد مالی بانک های تجاری ایالات متحده دارد، این اثر را این چنین می توان استدلال کرد که در رژیم اول در شرایطی که ETA در سطح پایین است، بانک‌ها سرمایه محدودی دارند و برای افزایش سودآوری خود، به منابع درآمدی جایگزین، مانند کارمزدها و کمیسیون‌های خدمات بانکی، وابسته هستند. در این شرایط، بانک‌ها تلاش می‌کنند تا سهم بیشتری از درآمدهای غیربهره‌ای (غیرسود تسهیلاتی) را از طریق ارائه خدماتی مانند مدیریت دارایی، خدمات پرداخت، نقل‌وانتقالات و مشاوره‌های مالی به دست آورند. این راهبرد باعث می‌شود که وابستگی بانک به درآمدهای حاصل از بهره کاهش یابد و سودآوری آن‌ها بهبود پیدا کند. علاوه بر این، در شرایطی که سرمایه بانک پایین است، افزایش درآمدهای کارمزدی می‌تواند نقدینگی بانک را تقویت کرده و به افزایش پایداری مالی آن کمک کند. در واقع، این نوع درآمدها به دلیل آنکه با ریسک اعتباری کمتری همراه هستند، می‌توانند منبعی پایدار برای بهبود عملکرد مالی بانک‌ها در شرایط محدودیت سرمایه‌ای باشند. اما با عبور از حد آستانه‌ای و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA)، که بانک‌ها از سرمایه بیشتری برخوردارند، تأثیر درآمد کارمزد و کمیسیون بر عملکرد مالی منفی و معنی‌دار است. این اثر را می‌توان این‌گونه بیان نمود که بانک‌هایی که سرمایه قوی‌تری دارند، معمولاً تمرکز بیشتری بر فعالیت‌های سنتی بانکداری، مانند وام‌دهی و سرمایه‌گذاری‌های کلان، دارند و اتکای کمتری به درآمدهای کارمزدی دارند. در این شرایط، افزایش بیش از حد درآمدهای کارمزدی می‌تواند نشان‌دهنده کاهش تمرکز بانک بر فعالیت‌های اصلی وام‌دهی و افزایش هزینه‌های عملیاتی مربوط به خدمات بانکی باشد، که در نهایت می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد

مالی آن‌ها داشته باشد. که این نتیجه هم با انتظارات تئوریکی و مطالعات عابدی‌فر و همکاران (۲۰۱۸)، اومت (۲۰۱۹)، کیپتوم و همکاران (۲۰۲۱)، استنلی و متوری (۲۰۲۳)، ابوخَلَف و همکاران (۲۰۲۴) و دزین‌گیرایی و دزین‌گیرایی (۲۰۲۴) سازگار است.

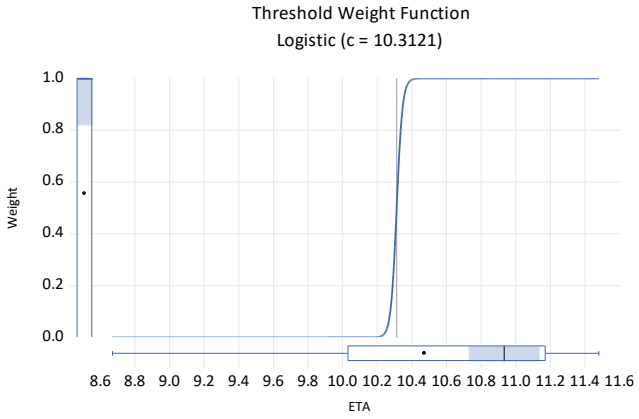
همچنین، درآمد غیربهره‌ای ارزی (FXI) در رژیم اول (قسمت خطی و سطح پایین ETA)، تاثیر منفی و معنی‌دار و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA) تاثیر مثبت و معنی‌دار بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده دارد، این اثر را این چنین می توان استدلال کرد که در رژیم اول، ریسک نوسانات ارزی بیشتر بر عملکرد بانک تأثیر می‌گذارد. بانک‌هایی که سطح سرمایه پایینی دارند، انعطاف‌پذیری کمتری در مدیریت شوک‌های ارزی دارند و ممکن است در برابر تغییرات ناگهانی نرخ ارز، زیان ببینند. همچنین در رژیم اول، وابستگی به درآمدهای غیربهره‌ای ارزی ممکن است نوسان‌پذیری بالایی را ایجاد کند. در بانک‌هایی با سرمایه پایین، درآمدهای ارزی معمولاً از فعالیت‌هایی مانند تجارت ارز، خدمات حواله و کارمزدهای مرتبط ناشی می‌شود که این فعالیت‌ها به شدت تحت تأثیر نوسانات بازارهای بین‌المللی قرار دارند. در صورت بروز نوسانات نامطلوب، این بانک‌ها ممکن است زیان کنند و عملکرد مالی آن‌ها تضعیف شود. علاوه‌براین، بانک‌هایی که سرمایه محدودی دارند، برای کاهش ریسک‌های مرتبط با نوسانات ارزی مجبور به استفاده از ابزارهای پوشش ریسک هستند که این امر می‌تواند هزینه‌های مالی آن‌ها را افزایش داده و سودآوری را کاهش دهد. اما در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA)، بانک‌هایی با سرمایه قوی‌تر، انعطاف‌پذیری بیشتری در مدیریت ریسک ارزی دارند. این بانک‌ها می‌توانند از ابزارهای متنوع پوشش ریسک (مانند قراردادهای مشتقه ارزی) استفاده کنند و تأثیر نوسانات بازار ارز را کاهش دهند. همچنین، بانک‌هایی که سرمایه کافی دارند، می‌توانند از نوسانات نرخ ارز به نفع خود استفاده کنند و با استراتژی‌های متنوع مالی، درآمدهای ارزی بیشتری کسب کنند. علاوه‌براین، بانک‌هایی با سرمایه بالاتر، معمولاً دارای مدل‌های کسب‌وکار متنوع‌تر هستند که شامل فعالیت‌های بین‌المللی، خدمات مالی ارزی و سرمایه‌گذاری در بازارهای جهانی است. این فعالیت‌ها می‌توانند در بلندمدت منجر به افزایش سودآوری شوند. که این نتیجه هم با مبانی نظری و مطالعات عابدی‌فر و همکاران (۲۰۱۸)، اومت (۲۰۱۹)، کیپتوم و همکاران (۲۰۲۱)، استنلی و متوری (۲۰۲۳)، ابوخَلَف و همکاران (۲۰۲۴) و دزین‌گیرایی و دزین‌گیرایی (۲۰۲۴) همخوانی دارد.

نسبت کل حقوق صاحبان سهام به کل دارایی (ETA) هم در رژیم اول (قسمت خطی و سطح پایین ETA) تاثیر مثبت و بی‌معنی و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA) تاثیر مثبت و معنی‌دار بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده دارد این اثر را این چنین می توان استدلال کرد که در رژیم اول سرمایه بانک‌ها در سطحی نیست که بتواند نقش تعیین‌کننده‌ای در بهبود عملکرد مالی داشته باشد .در واقع، اگرچه سرمایه بیشتر می‌تواند به افزایش ثبات بانک کمک کند، اما وقتی این نسبت پایین است، تأثیر آن بر عملکرد مالی ممکن است آن‌قدر قوی نباشد که از نظر آماری معنی‌دار تلقی شود. اما در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA)، افزایش سرمایه باعث بهبود ثبات مالی بانک می‌شود. بانک‌هایی که سطح بالایی از حقوق صاحبان سهام دارند، در برابر بحران‌های مالی مقاوم‌تر هستند و اعتماد سرمایه‌گذاران و سپرده‌گذاران به آن‌ها بیشتر است، که در نهایت موجب افزایش عملکرد مالی می‌شود. همچنین بانک‌هایی با سرمایه بیشتر، به منابع مالی خارجی وابستگی کمتری دارند و هزینه‌های استقراض پایین‌تری دارند که این امر سودآوری را افزایش می‌دهد. علاوه‌براین، بانک‌هایی که نسبت ETA بالاتری دارند، می‌توانند منابع بیشتری را به وام‌دهی اختصاص دهند و از فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور بهره ببرند، که به بهبود عملکرد مالی منجر می‌شود، که این نتیجه هم با انتظارات تئوریکی سازگار است.

در نهایت نتایج نشان می‌دهد که نسبت وام‌های غیرجاری (NPL) در رژیم اول (قسمت خطی و سطح پایین ETA)، تاثیر منفی و معنی‌دار و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA) تاثیر مثبت و معنی‌دار بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده دارد این اثر را این چنین می‌توان استدلال کرد که در رژیم اول بانک‌ها سرمایه محدودی برای جذب زیان‌های ناشی از وام‌های غیرجاری دارند. در این وضعیت، افزایش NPL به‌طور مستقیم باعث افزایش زیان اعتباری بانک می‌شود و توانایی بانک در ادامه فعالیت‌های سودآور را کاهش می‌دهد. ریسک نکول وام‌ها فشار بیشتری بر سودآوری بانک وارد می‌کند. بانک‌هایی که سرمایه کافی ندارند، در مواجهه با وام‌های غیرجاری، مجبور به افزایش ذخایر زیان وام (loan loss provisions) می‌شوند، که هزینه‌های عملیاتی را افزایش داده و عملکرد مالی را تضعیف می‌کند. با افزایش NPL ، بانک‌ها ممکن است برای جبران ریسک‌های اعتباری، مجبور شوند با نرخ‌های بهره بالاتر از بازار تأمین مالی کنند، که این امر هزینه‌های استقراض را افزایش داده و بر عملکرد مالی تأثیر منفی می‌گذارد. اما با عبور از حد آستانه‌ای و در رژیم دوم (قسمت غیرخطی و سطح بالای ETA)، بانک‌هایی با سطح سرمایه بالاتر، توانایی بیشتری در مدیریت وام‌های غیرجاری دارند. این بانک‌ها می‌توانند از طریق ذخایر مناسب، بیمه‌های اعتباری، و سیاست‌های مدیریتی کارآمد، زیان‌های ناشی از NPL را کنترل کنند. همچنین بانک‌هایی که سرمایه قوی‌تری دارند، فرصت بیشتری برای بازسازی وام‌های معوق دارند، که می‌تواند به افزایش بازدهی آن‌ها در بلندمدت منجر شود. بانک‌هایی که سطح ETA بالاتری دارند، معمولاً در قبال پذیرش وام‌های پرریسک، نرخ بهره بالاتری دریافت می‌کنند، که این امر می‌تواند در برخی موارد به افزایش درآمدهای بهره‌ای و در نهایت بهبود عملکرد مالی منجر شود، که این نتیجه هم با مبانی نظری و مطالعه فان و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد.

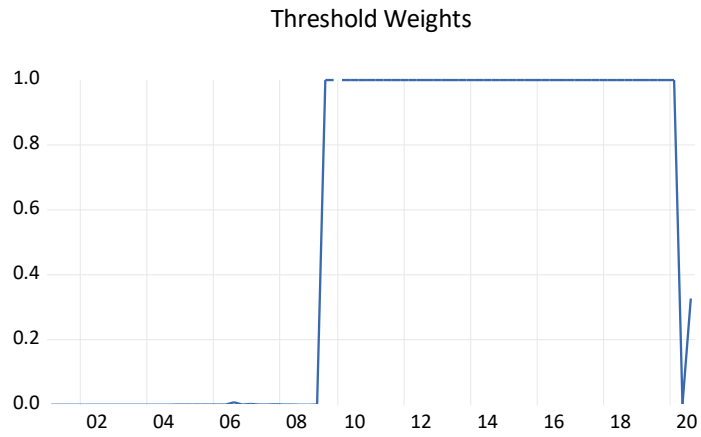
۴-۲-۵- نمایش وزن‌های متغیر آستانه (انتقال)

نمای وزن‌های آستانه این امکان را می‌دهد تا شکل تابع هموارسازی یا مقادیر وزن‌های هموار را برای هر مشاهده در نمونه تخمینی بررسی کرد. همانطور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود وزن میانه متغیر انتقال نزدیک به ۰/۶ است و انتهای بالایی IQR تا حدود ۱ گسترش می‌یابد. علاوه بر این، تابع وزن شیب‌دار است، با بیشتر تغییرات در یک انحراف استاندارد از تغییر سالانه تاخیری در نرخ رخ می‌دهد.



نمودار (۱): تابع وزنی متغیر آستانه

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۲): نمودار وزن متغیر آستانه

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی اثرات آستانه‌ای و غیرخطی تفکیک درآمدهای غیربهره‌ای بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده آمریکا با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱:۱-۲۰۲۴:۳ پرداخته است. برای این منظور از مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STR) استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد و مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال (یعنی سطح سرمایه بانک) برابر ۱۰/۳۱۲ و پارامتر شیب برابر ۵۹/۴۷۲ برآورد گردید. همچنین نتایج بیانگر این است که لحاظ نمودن تنها یک تابع انتقال با یک حد آستانه‌ای برای برآورد غیرخطی مدل کفایت می‌کند. علاوه براین نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین اندازه بانک (LOGTA) و عملکرد مالی آن تحت تأثیر سطح سرمایه (ETA) قرار دارد. در بانک‌هایی که سطح سرمایه پایین‌تری دارند، افزایش اندازه می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد مالی داشته باشد، در حالی که در بانک‌هایی با سرمایه بالاتر، افزایش اندازه منجر به بهبود عملکرد مالی می‌شود. بنابراین، نقش سرمایه بانک به عنوان یک عامل کلیدی در تعیین تأثیر اندازه بانک بر عملکرد مالی تأیید می‌شود. علاوه‌براین، یافته‌ها نشان می‌دهد که بدهی در ساختار مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده، صرف‌نظر از سطح سرمایه (ETA)، نقش کلیدی در بهبود عملکرد مالی ایفا می‌کند. این تأثیر مثبت می‌تواند ناشی از دسترسی بانک‌ها به منابع مالی بیشتر، استفاده از اهرم مالی و امکان گسترش فعالیت‌های سودآور باشد. با این حال، استفاده بیش از حد از بدهی نیز می‌تواند ریسک‌هایی را به همراه داشته باشد، بنابراین بانک‌ها باید یک استراتژی متعادل در مدیریت بدهی و سرمایه خود اتخاذ کنند تا از مزایای بدهی در بهبود عملکرد مالی بهره‌مند شوند، بدون اینکه در معرض ریسک‌های مالی بیش از حد قرار گیرند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر درآمدهای کارمزدی و کمیسیونی (FCI) بر عملکرد مالی بانک‌ها به سطح سرمایه (ETA) بستگی دارد. در بانک‌هایی با سرمایه کمتر، این درآمدها منبع مهمی برای بهبود عملکرد مالی محسوب می‌شوند، اما در بانک‌هایی با سرمایه بالاتر، تمرکز بیش از حد بر درآمدهای کارمزدی ممکن است کارایی عملیاتی بانک را کاهش داده و تأثیر منفی بر سودآوری داشته باشد. علاوه‌براین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر درآمدهای غیربهره‌ای ارزی (FXI) بر عملکرد مالی بانک‌ها به سطح سرمایه (ETA) بستگی دارد. در بانک‌هایی با سرمایه کمتر، این نوع درآمدها می‌توانند به دلیل نوسانات ارزی و هزینه‌های بالای پوشش ریسک، منجر به کاهش عملکرد مالی شوند. اما در بانک‌هایی با سرمایه بالاتر، توانایی مدیریت ریسک و استفاده بهینه از فرصت‌های ارزی، باعث بهبود عملکرد مالی می‌شود. همچنین نتایج بیانگر این است که تأثیر سرمایه بانک (ETA) بر عملکرد مالی بانک‌ها، بسته به سطح سرمایه، متفاوت است. در بانک‌هایی با سطح پایین ETA، این متغیر تأثیر مثبتی دارد اما از نظر آماری معنی‌دار نیست، زیرا سرمایه در این سطح نمی‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در عملکرد مالی ایفا کند. اما در بانک‌هایی با سطح بالای ETA، این نسبت تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، زیرا

سرمایه بیشتر به بهبود ثبات مالی، کاهش هزینه‌های تأمین مالی و افزایش قدرت وام‌دهی و سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد که تأثیر نسبت وام‌های غیرجاری (NPL) بر عملکرد مالی بانک‌ها به سطح سرمایه (ETA) بستگی دارد. در بانک‌هایی با سرمایه پایین، افزایشNPL به دلیل زیان‌های اعتباری، هزینه‌های بالاتر تأمین مالی و کاهش سودآوری، اثر منفی و معنی‌داری دارد. اما در بانک‌هایی با سرمایه بالاتر، مدیریت بهتر ریسک اعتباری، بازسازی وام‌ها و دریافت نرخ‌های بهره بالاتر از وام‌های پرریسک، می‌تواند تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد مالی داشته باشد.

لذا باتوجه به اینکه درآمد غیربهره‌ای کارمزد و کمسیون در رژیم اول (سطح پایین سرمایه بانک) تاثیر مثبت و در رژیم دوم (سطح بالای سرمایه بانک) تاثیر منفی بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده دارد، توصیه می‌شود که در بانک‌هایی با سرمایه پایین، از کارمزدها و کمیسیون‌ها به‌عنوان ابزار تقویت عملکرد مالی استفاده کنند، اما وابستگی بیش از حد به آن‌ها را کاهش دهند. در بانک‌هایی با سرمایه بالا هم، کاهش اتکا به کارمزدها و افزایش درآمدهای پایدار از طریق وام‌دهی، سرمایه‌گذاری و مدیریت بهینه منابع مالی ضروری است. همچنین، سازوکارهای نظارتی برای مدیریت هزینه‌های کارمزد و کمیسیون تدوین شود تا از تأثیرات منفی بر عملکرد مالی بانک‌ها و رضایت مشتریان جلوگیری شود. با اجرای این توصیه‌ها، می‌توان تعادل مناسبی بین درآمدهای کارمزدی و سایر منابع درآمدی بانک‌ها ایجاد کرد و عملکرد مالی پایدار بانک‌های تجاری ایالات متحده را بهبود بخشید.

همچنین باتوجه به اینکه درآمد غیربهره‌ای ارزی در رژیم اول تاثیر منفی و در رژیم دوم تاثیر مثبت بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری ایالات متحده دارد، پیشنهاد می‌شود که بانک‌هایی با سرمایه پایین (ETA پایین) باید از طریق پوشش ریسک ارزی، کاهش حجم معاملات پرریسک و افزایش ذخایر ارزی اثرات منفی درآمدهای ارزی را کاهش دهند. بانک‌هایی با سرمایه بالا (ETA بالا) می‌توانند از طریق سرمایه‌گذاری در ابزارهای ارزی، توسعه بانکداری بین‌المللی و افزایش خدمات ارزی دیجیتال از فرصت‌های درآمدزایی بیشتر بهره ببرند. سیاست‌گذاران مالی باید مقررات کنترلی و شفاف‌سازی ریسک‌های ارزی را برای جلوگیری از بحران‌های مالی احتمالی اعمال کنند. اجرای این پیشنهادات می‌تواند به کاهش آسیب‌پذیری بانک‌های با سرمایه پایین و افزایش بهره‌وری بانک‌های با سرمایه بالا از فرصت‌های ارزی کمک کند و در نهایت موجب بهبود پایداری و ثبات مالی در نظام بانکی ایالات متحده شود.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Abedifar, P., Molyneux, P., & Tarazi, A. (2018). Non-interest income and bank lending. *Journal of Banking & Finance*, *87*, 411-426.
2. Abu Khalaf, B., Awad, A. B., & Ellis, S. (2024). The impact of non-interest income on commercial bank profitability in the Middle East and North Africa (MENA) region. *Journal of Risk and Financial Management*, *17*(3), 103.
3. Aghaei Chadegani, A., & Bekhradinasab, V. (2018). The effect of non-interest income on risk and profitability (Case study: Comparative study of financially sound banks and banks at risk). *Quarterly Studies in Islamic Banking and Banking Management,* 4, 103-140 (In Persian).
4. Al-Tarawneh, A., Abu Khalaf, B. K., & Al Assaf, G. (2017). Noninterest income and financial performance at Jordanian Banks. *International Journal of financial research*, *8*(1), 166-171
5. Andrzejuk, K. (2017). Non-interest income and profitability in private banking. Evidence from Liechtenstein. *International Journal of Synergy and Research*, (6).
6. Antao, S., & Karnik, A. (2022). Bank performance and noninterest income: evidence from countries in the Asian region. *Asia-Pacific Financial Markets*, *29*(3), 477-505.
7. Aslanidis, N. & Xepapadeas, A. (2006). Smooth transition pollution–income paths. Ecological Economics, 57(2),182-189.
8. Asongu, S. A., & Odhiambo, N. M. (2019). Testing the quiet life hypothesis in the African banking industry. *Journal of Industry, Competition and Trade*, *19*, 69-82.
9. Bacon, D. W. & Watts D.G. (1971). Estimating the transition between two intersecting straight lines, Biometrika, 58, 525–534.
10. Coccorese, P., & Misra, B. S. (2022). Market power and efficiency of Indian banks: does the "quiet life" hypothesis hold?. *Managerial Finance*, *48*(6), 953-983.
11. Demsetz, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. *The Journal of Law and Economics*, *16*(1), 1-9.
12. Dzingirai, C., & Dzingirai, M. (2024). Threshold effect of non-interest income disaggregates on commercial banks' financial performance in Zimbabwe. *Heliyon*, *10*(10).
13. Dzingirai, M., & Baporikar, N. (2023). Role of microfinance for entrepreneurial success. In *Research Anthology on Microfinance Services and Roles in Social Progress* (pp. 193-210). IGI Global.
14. Eggoh, J., Dannon, H., & Ndiaye, A. (2021). Analysis of the quiet life hypothesis implications in the WAEMU banking sector. *African Development Review*, *33*(3), 533-545.
15. Emongor, E., Musau, S., & Mwasiaji, E. (2020). Non-Interest Income and Insolvency Risk of Commercial Banks in Kenya. *Journal of Finance and Accounting*, *4*(5), 41-54.
16. Eslamzadeh, O., & Habibi, R. (2014). Studying the effect of business cycle and income diversification on capital buffer and credit risk of banks listed on Tehran Stock Exchange. *Accounting and Management Perspective,* 5(77), 93-75 (In Persian).
17. Farhang, A. A., Asna Ashari, Abolghasem, Abolhasani, A., Ranjbarfalah, M. R., & Biabani, J. (2016). Non-interest income, risk and profitability in the banking industry. *Economic Modeling,* 10 (35), 70-47 (In Persian).
18. Fender, J. (2020). Beyond the efficient markets hypothesis: Towards a new paradigm. *Bulletin of Economic Research*, *72*(3), 333-351.
19. Fok, D., Horváth, C. Paap, R. & Franses, Ph.H. (2004). A Hierarchical Bayes Error Correction Model to Explain Dynamic Effects of Promotions on Sales. unpublished manuscript, Erasmus University Rotterdam.
20. Ghosh, A. (2020). Discerning the impact of disaggregated non-interest income activities on bank risk and profits in the post-Gramm-Leach-Bliley Act era. *Journal of Economics and Business*, *108*, 105874.

21. Gonzalez, A.; Terasvirta, T. & Van Dijk, D. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. SEE/EFI Working paper Series in Economics and Finance, (604), 1-33.

22. Granger, C.W. & Terasvirta, T. (1993). Modelling Non Linear Economic Relationships, Oxford University Press.

23. Homma, T., Tsutsui, Y., & Uchida, H. (2014). Firm growth and efficiency in the banking industry: A new test of the efficient structure hypothesis. *Journal of Banking & Finance*, *40*, 143-153.
24. Ikeda, N., Inoue, K., & Watanabe, S. (2018). Enjoying the quiet life: Corporate decision-making by entrenched managers. *Journal of the Japanese and International Economies*, *47*, 55-69.
25. Isshaq, Z., Amoah, B., & Appiah-Gyamerah, I. (2019). Non-interest income, risk and bank performance. *Global Business Review*, *20*(3), 595-612.
26. Khan, H. H., Kutan, A. M., Naz, I., & Qureshi, F. (2017). Efficiency, growth and market power in the banking industry: New approach to efficient structure hypothesis. *The North American Journal of Economics and Finance*, *42*, 531-545.
27. Kiptum, T. K., Koske, N., & Limo, P. (2021). Effects of Income Diversification and Financial Performance of Kenyan Commercial Banks. *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, *4*(08).
28. Kohler, M. (2015). Which banks are more risky? The impact of business models on bank stability. *Journal of financial stability*, *16*, 195-212.
29. Lee, C. C., Yang, S. J., & Chang, C. H. (2014). Non-interest income, profitability, and risk in banking industry: A cross-country analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, *27*, 48-67.
30. Liem, M. C. (2019). Quiet life hypothesis reborn: is "holdinglisation" relevant?. *Managerial Finance*, *45*(2), 278-293.
31. Mehzabin, S., Shahriar, A., Hoque, M. N., Wanke, P., & Azad, M. A. K. (2023). The effect of capital structure, operating efficiency and non-interest income on bank profitability: new evidence from Asia. *Asian Journal of Economics and Banking*, *7*(1), 25-44.
32. Minh, S., & Thanh, T. (2020). Analysis of the impact from non-interest income to the operational efficiency of commercial banks in Vietnam. *Management Science Letters*, *10*(2), 455-462.
33. Mutuma, J., & Mungatu, J. K. (2016). Effects of non-interest income on the aversion of systemic risks of commercial banks in Kenya. *European Journal of Business and Social Sciences*, *5*(7), 144-158.
34. Obadiaru, E. D., & Ogunyemi, A. E. (2024). The Effect of Interest and Non-Interest Income on the Profitability of Banks in Nigeria. *International Journal of Research Publication and Reviews*, *5*(2), 317-322.
35. Omet, G. (2019). Income diversification and bank performance: The Jordanian case. *Journal of Business Economics and Finance*, *8*(1), 28-37.
36. Ozili, P. K. (2017). Bank earnings management and income smoothing using commission and fee income: A European context. *International journal of managerial finance*, *13*(4), 419-439.
37. Phan, T. T. H., Pham, A. H. T., Le, H. A., & Lam, T. B. N. (2023). The impact of non-interest income on the performance of commercial banks in the ASEAN region. *Journal of Risk and Financial Management*, *16*(1), 18.
38. Shahchera, M., & Jawzdani, N. (2016). Income diversification and profitability in the country's banking network. *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies,* 4(14), 52-33 (In Persian).
39. Singh, K., Upadhyay, Y., Singh, S., & Singh, A. (2016). Impact of non-interest income on risk and profitability of banks in India. In *Annual International Seminar Proceedings* (Vol. 17, pp. 997-1007).
40. Stanley, L. W. & Willy M. M. (2023). Non-Interest Income and Financial Performance of Listed Commercial Banks in Kenya. *American Based Research Journal*, 12, 1–11.
41. Sun, L., Wu, S., Zhu, Z., & Stephenson, A. (2017). Noninterest income and performance of commercial banking in China. *Scientific Programming*, *2017*(1), 4803840.
42. Teece, D. J. (2018). Dynamic capabilities as (workable) management systems theory. *Journal of Management & Organization*, *24*(3), 359-368.

43. Teece, D., & Leih, S. (2016). Uncertainty, innovation, and dynamic capabilities: An introduction. *California management review*, *58*(4), 5-12.
44. Teece, D.J., Pisano, G. & Shuen, A. (1997). Dynamic capabilities and strategic management. *Strategic Management Journal*, 18 (7), 509–533.
45. Williams, B. (2016). The impact of non-interest income on bank risk in Australia. *Journal of Banking & Finance*, *73*, 16-37.
46. Yahaya, O. A., & Awen, B. I. (2020). Bank-specific attributes and operational efficiency: Evidence from efficient-structure hypothesis. *Journal of Business and Social Review in Emerging Economies*, *6*(3), 1087-1098.

Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics
University of Tabriz

Comparative Analysis of The Effects of Financing Government Budget Bills Versus Borrowing From The Deficits Through General Murabaha Banking System on Economic Growth And Inflation Variables

Mohadeseh Aliasgharzadeh [1], Mohammad Vaez [2], Mohammad Reza Ghasemi[3], Abbas Hosseini Ghafar[4]

1. Assistant Professor, Department of Economics, shahid Ashrafi Isfahani University, Isfahan, Iran. mohadeseh66@gmail.com
2. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran . vaez@ase.ui.ac.ir
3. Director of the Planning and Budget Organization of Isfahan Province, Isfahan, Iran. mr_ghasemy@yahoo.co.uk
4. Assistant Professor, Department of Economics, shahid Ashrafi Isfahani University, Isfahan, Iran. Hosseini.a@ashrafi.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: : January 2025
Accepted: March 2025

JEL: P24 ،O40 ،H62 ،E44.

Keywords:
Financing, Murabaha Bills, Government Debt, Budget deficit, Economic Growth, Inflation.

ABSTRACT

Various instruments have been designed and issued to compensate for the government budget deficit and to finance both public and private sector companies. Addressing the budget deficit issue and adopting appropriate solutions for its financing, along with creating debt based on sound economic principles, is of great importance. Accordingly, this study compares the effects of two financing methods, issuance of general Murabaha bonds and borrowing from the banking system, on economic growth and inflation. The research model for analyzing growth derives from the Solow-Swan growth theory. Given the interrelationships between variables and the limited issuance period of Murabaha bonds, the Bayesian Vector Autoregression (BVAR) method has been employed. The data used are monthly and cover the period from 2019 to 2022. The results show that the issuance of Murabaha bonds initially leads to a decrease in the economic growth rate, but it increases in the subsequent periods. In contrast, increasing government debt to the banking system results in declining economic growth. The effect of Murabaha bonds on the inflation rate is initially positive but decreases after a few periods. However, the inflationary impact of Murabaha bond issuance is greater than that of government debt to the banking system.

Cite this article: Aliasgharzadeh, M., Vaez, M., Ghasemi, M. A., & Hosseini Ghafar, A. (2025). Comparative Analysis of The Effects of Financing Government Budget Deficits Through General Murabaha Bills Versus Borrowing From The Banking System on Economic Growth And Inflation Variable. *Applied Theories of Economic*, 12(1), 97-118.
http//doi.org/ 10.22034/ecoj.2025.65051.3381

© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2025.65051.3381

Introduction

The size of the government and budget deficits are among the main challenges of macroeconomics in developing countries, particularly oil-rich nations like Iran. Oil revenues have led to the inefficient expansion of government activities, resulting in resource misallocation, market disruptions, and a reduced role for the private sector. These conditions have exacerbated structural budget deficits, forcing the government to borrow from various sources. In recent years, Islamic financial instruments such as Murabaha bills have been designed as a solution to finance budget deficits. This study examines the impact of two methods of financing budget deficits (Murabaha bills and borrowing from the banking system) on economic growth and inflation.

Methodology

1. Borrowing from the Central Bank: This increases the monetary base and inflation.
2. Borrowing from Commercial Banks: This may occur without changing the money supply, but it can have inflationary effects if the money supply increases.
3. Borrowing from the Private Sector: The issuance of bills does not directly affect the money supply but may influence aggregate demand and interest rates.
4. Borrowing from External Sources: Reduces the money supply in the short term but may lead to inflation in the long term.

Murabaha bills

Murabaha bills are an Islamic financial instrument based on the Murabaha contract (cost-plus sale) and comply with Sharia principles. These bills can serve as an alternative to conventional bills in Islamic countries and help reduce reliance on borrowing from the central bank and the banking system.

(Due to technical issues, the search service is temporarily unavailable.)

Since the second half of the 20th century, various theories have emerged in the economic growth literature to explain the enigma of growth and its influencing factors. These theories can be categorized into three groups:

1. Neo-Keynesian Growth Model (Harrod, 1939; Domar, 1946)
2. Neoclassical Growth Model (Solow, 1956; Swan, 1956)
3. Endogenous Growth Models (Romer, 1986; Lucas, 1988)

The relationship between economic growth and financial development has attracted the attention of economists and policymakers in recent decades. Some, like Levine (1997), argue that financial intermediaries enhance economic efficiency by optimally allocating resources to capital, thereby promoting economic growth. In contrast, Lucas (1988) considers this relationship exaggerated.

As an Islamic financial instrument, Murabaha bills provide a means to attract financial resources without relying on interest (riba). These bills not only help finance budget deficits but also facilitate domestic and foreign investment and strengthen Islamic financial markets. This tool can be particularly effective in Islamic countries facing economic crises, as it helps reduce budget deficits and attract domestic capital.

Regarding the impact of Murabaha bills on inflation, their issuance does not directly alter the monetary base and, therefore, does not inherently lead to inflation. In Iran, one of the main drivers of inflation is government borrowing from the central bank to cover budget deficits. Using Murabaha bills can reduce the government's need to borrow from the central bank and increase the monetary base, thereby helping control inflation.

Litterman (1981) was the first to develop the Bayesian Vector Autoregression (BVAR) model using the Minnesota prior information. This model provides more accurate forecasts than the Vector Autoregression (VAR) model and addresses issues related to the large number of parameters and the lack of degrees of freedom. The BVAR model combines the simultaneous equations system and the VAR model, as it is both dynamic and based on economic theory. Bayesian models are particularly suitable for short-term policy studies due to their flexibility and improved forecasting performance. Additionally, the limited period of general Murabaha bond issuance and data scarcity justify using the BVAR model.

Introduction to the Model and Variables:

To understand the impact of fiscal policies on economic growth, the relationship between government revenues and economic growth must be properly analyzed. Since the 1980s, endogenous growth theories have enabled examining the effects of policy decisions on long-term growth. Fiscal policy influences aggregate demand, wealth distribution, and the economy's production capacity through two main tools: government revenues and expenditures. In the short term, changes in expenditures and revenues alter aggregate demand, while in the long term, these changes affect the productivity of factors of production, investment, and technological innovations.

Variables Affecting Economic Growth:

Levine and Renelt (1992) categorize the variables affecting economic growth into three groups:

1. Core variables such as investment.
2. Influential variables from past studies, such as population.
3. New variables include Murabaha bills and government debt to the banking system.

This study uses the BVAR model to examine the impact of two financing methods (general Murabaha bills and borrowing from the banking system) on economic growth and inflation. The BVAR model is suitable for analyzing short-term fiscal policies due to its ability to improve forecasts and address issues related to data scarcity.

Results and Discussion

This study examined the impact of Murabaha bills and government debt on the banking system on economic growth and inflation using the Bayesian Vector Autoregression (BVAR) model and monthly data from the Iranian economy from 2019 to 2022. The results from impulse response functions and variance decomposition indicate that different financing mechanisms have varying effects on macroeconomic indicators. The findings of this study show that issuing Murabaha bills can help increase the level of physical capital in the economy by financing investment projects. This, in line with the Solow model, increases gross domestic product (GDP) and economic growth. However, the impact of Murabaha bills on economic growth may diminish in the long term, as sustainable economic growth in the Solow model is driven by technological progress, and increased investment alone faces diminishing returns. Issuing Murabaha bills can also help control inflation by reducing pressure on liquidity and money supply. By decreasing the government's reliance on borrowing from the banking system, this mechanism prevents an increase in liquidity and aggregate demand.

Government debt to the banking system has a negative effect on economic growth, as this type of financing reduces resources available to the private sector and decreases investment. In the Solow model, reduced investment means a decline in the level of physical capital and, consequently, a decrease in GDP. Government borrowing from the banking system can increase inflation by raising liquidity and aggregate demand. In the Solow model, high inflation can result in economic instability and reduced long-term investment, negatively affecting economic growth.

According to the results, the effects of Murabaha bills and government debt on the banking system vary over time. Therefore, when selecting financing methods, attention must be paid to their temporal impacts, and complementary studies should be conducted to examine these effects over longer periods, which is not feasible in this study due to the limited period of Murabaha bond issuance. These results highlight the complex and varied effects of financial mechanisms on the economy and indicate that different financial policies, such as borrowing and issuing bills, impact macroeconomic indicators differently. Thus, governments should adjust their fiscal policies to balance economic growth and inflation rates, considering these factors. Strengthening the financial system, particularly the Murabaha bond market, can help governments optimize their financing strategies. However, this analysis cannot be generalized to very long-term periods.

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

تحلیل مقایسه ای تأثیر تأمین مالی کسری بودجه دولت از طریق انتشار اوراق مرابحه عام و استقراض از شبکه بانکی بر متغیرهای رشد اقتصادی و تورم

محدثه علی اصغرزاده[۱]، محمد واعظ[۲]، محمدرضا قاسمی[۳]، عباس حسینی غفار[۳]

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران. رایانامه: mohadeseh66@gmail.com

۲. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: vaez@ase.ui.ac.ir

۳. مدیر سازمان برنامه و بودجه، اصفهان، ایران. رایانامه: mr_ghasemy@yahoo.co.uk

۴. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران. رایانامه: Hosseini.a@ashrafi.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۷

تاریخ پذیرش : ۱۴۰۳/۱۲/۲۱

JEL: P24 ،O40 ،H62 ،E44.

واژه‌های کلیدی:
تأمین مالی،
اوراق مرابحه،
بدهی دولت،
کسری بودجه دولت،
رشد اقتصادی،
تورم.

چکیده

ابزارهای متعددی برای جبران کسری بودجه دولت و همچنین تأمین مالی شرکت‌های دولتی و خصوصی طراحی و منتشر شده است. توجه به مسأله کسری بودجه و راهکاری درست برای تأمین آن و ایجاد بدهی مبتنی بر اصول اقتصادی حائز اهمیت است. از این رو در این مطالعه به مقایسه تأثیر دو روش انتشار اوراق مرابحه عام و استقراض از شبکه بانکی بر رشد اقتصادی و تورم پرداخته شده است. الگوی تحقیق برای تحلیل رشد برگرفته از نظریه رشد سولو سوآن است. روش تحقیق به کار رفته، با توجه به روابط متقابل بین متغیرها و محدودیت دوره انتشار اوراق مرابحه، روش خودرگرسیون برداری بیزین است که داده‌های مورد استفاده به صورت ماهانه ازسال ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱ انتخاب شده است. با توجه به نتایج به دست آمده، انتشار اوراق مرابحه در ابتدا منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌شود، اما در دوره‌های بعد افزایش می‌یابد. در حالیکه، افزایش بدهی دولت به شبکه بانکی منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌شود. اثر اوراق مرابحه بر نرخ تورم در ابتدا مثبت است، اما پس از چند دوره کاهشی می‌شود. اما، اثر انتشار اوراق مرابحه در مقایسه با بدهی دولت به شبکه بانکی بر تورم بیشتر است.

استناد: علی اصغرزاده، محدثه، واعظ، محمد، قاسمی، محمدرضا و حسینی غفار، عباس (۱۴۰۴). تحلیل مقایسه ای تأثیر تأمین مالی کسری بودجه دولت از طریق انتشار اوراق مرابحه عام و استقراض از شبکه بانکی بر متغیرهای رشد اقتصادی و تورم. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۱(۱۲)، ۹۷-۱۱۸.

DOI: 10.22034/ecoj.2025.65051.3381

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱-مقدمه

بزرگی دولت یکی از مسائل تکرارشونده اقتصاد کلان در کشورهای در حال توسعه است. در کشورهای نفتی همچون ایران در طی زمان رانت درآمدهای نفتی منجر شده است حجم فعالیت‌های حاکمیتی و تصدی‌گری دولت و هزینه‌های مترتب بر آن‌ها رشد کند. این رشد غیر بهینه منجر به ناکارایی در تخصیص منابع عمومی، اختلال در سیستم بازار و انقباض سهم بخش خصوصی در اقتصاد شده است. این شرایط تراز عملیاتی بودجه را با کسری ساختاری مواجه کرده است. لذا یکی از مسائل اغلب کشورهای در حال توسعه کسری بودجه آنهاست که این مسئله برای کشورهای نفتی تشدید شده است. دولت جهت جبران این کسری علاوه بر تخصیص بخش عمده‌ای از درآمدهای حاصل از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به استقراض و انباشت بدهی مستمر از منابع مالی مختلف روی آورده است. رفتار مالی ضد چرخه‌های تجاری دولت در این شرایط مستلزم تأمین مالی کسری بودجه است. مدیریت اقتصاد کلان در کشورهای در حال توسعه و به خصوص کشورهای با درآمد نفتی برای ایجاد نقش ضد چرخه‌ای به مخارج دولت، نیازمند در اختیار داشتن ابزارهای تأمین مالی متنوع کسری بودجه دولت است (حاج امینی و همکاران[1]، ۱۳۹۵).

طی سال های اخیر ابزارسازی مالی اسلامی در کشور رو به رشد بوده است و ابزارهای متعددی برای جبران کسری بودجه دولت و همچنین تأمین مالی شرکت‌های دولتی و خصوصی طراحی و منتشر شده است. بر این اساس تحقیقات و مطالعات متعددی بر طراحی این ابزار برای رفع نیازهای مختلف توسعه یافته است. این مسأله با توجه به اینکه کشور ما با کسری مزمن بودجه مواجه بوده است و طی سالیان دراز به استفاده از منابع نفتی برای کسری بودجه خود استفاده کرده و پایه‌های مالیاتی به درستی در کشور وجود نداشته و پدیده فرار مالیاتی در آن وجود دارد از اهمیت بیشتری برخوارد است. لذا مسأله کسری بودجه و راهکاری درست برای تأمین آن و ایجاد بدهی مبتنی بر اصول اقتصادی حائز اهمیت است. با توجه به اینکه کشور ما بر اساس ملاحظات دینی و شرعی نمی‌تواند از اوراق قرضه استفاده نماید ضروری است تا بر اساس مبانی شرعی وضعیت اقتصاد کلان ایران مورد توجه قرار گیرد. در سمت سیاست‌های تأمین مالی دولت نکته حائز اهمیت این است که آثار روش‌های مختلف تأمین مالی دولت در یک اقتصاد مشابه نبوده و این روش‌های مختلف می‌توانند به گونه ای متفاوت متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی تورم را تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین، پاسخ گویی به این پرسش که سبد بهینه تأمین مالی دولت در یک اقتصاد چگونه خواهد بود، بویژه در کشورهای در حال توسعه ای که درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی نقش مهمی را در سبد تأمین آنها بازی می‌کند دارای اهمیتی خاص و ویژه است. اوراق مرابحه می‌تواند راهی کارآمد برای جلب سرمایه‌های داخلی و حفظ استقلال مالی کشورها باشد.

بنابراین، در شرایطی که دولت‌ها به دنبال راهکارهایی برای کاهش کسری بودجه و افزایش منابع مالی پایدار هستند، استفاده از اوراق مرابحه نه تنها از نظر اقتصادی می‌تواند گزینه‌ای جذاب باشد، بلکه از نظر اصولی نیز با شریعت اسلامی همخوانی دارد و به‌طور مستقیم به رشد پایدار اقتصاد کمک می‌کند (سول[2]،۲۰۱۷). بر اساس آنچه بیان شد هدف این مطالعه تحلیل مقایسه ای تأثیر دو روش تأمین مالی کسری بودجه از طریق انتشار اوراق مرابحه عام و استقراض از شبکه بانکی بر رشد اقتصادی و تورم است. در این راستا پس از بیان مقدمه به بررسی مبانی نظری تحقیق پرداخته می‌شود، بخش سوم این مطالعه در دو بخش مطالعات داخلی و خارجی به بیان پیشینه پژوهش می‌پردازد. در بخش چهارم روش شناسی و برآورد مدل ارائه خواهد شد و دربخش پنجم مطالعه به نتایج و جمع‌بندی تحقیق پرداخته خواهد شد و در نهایت پیشنهادهای پژوهش مطرح می‌شود.

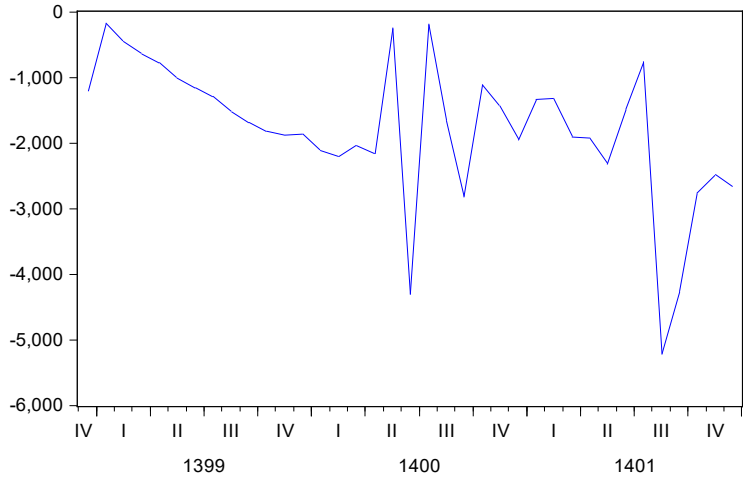
---

[1] Hajamini et al. (2016)
[2] Sole

۲-ادبیات تحقیق

نظام بودجه‌ریزی GFS از سه قسمت درآمدها و هزینه‌های جاری، واگذاری و تملک دارایی های سرمایه‌ای و واگذاری و تملک دارای های مالی تشکیل شده است. اگر درآمدهای جاری از هزینه‌های جاری کسر شود تراز عملیاتی به دست می‌آید. درصورتی که درآمدهای جاری از مخارج جاری بیشتر باشد، تراز عملیاتی مثبت و مازاد تراز عملیاتی به وجود می‌آید. در نقطه مقابل اگر درآمدهای جاری از مخارج جاری کمتر باشد، تراز عملیاتی منفی و کسری تراز عملیاتی به وجود خواهد آمد. در تعریف جدید، کسری بودجه همان کسری تراز عملیاتی می‌باشد که از طریق مازاد تراز سرمایه‌ای و مازاد تراز مالی تأمین مالی می‌شود (مرکز تحقیقات اسلامی مجلس شورای اسلامی، ۱۴۰۰).

درصورتی که نفت نیز جزء درآمدهای دولت در نظر گرفته شود، کسری بودجه برابر با اختلاف مجموع درآمدهای جاری و درآمدهای نفت از مجموع هزینه جاری و هزینه‌های عمرانی خواهد بود (تعریف قدیم کسری بودجه) و بررسی عملکرد بودجه در ایران نشان می‌دهد که در بیشتر سال ها، بودجه با این روش نیز با کسری مواجه بوده است. نمودار ۱ تراز عملیاتی از اسفند ماه ۱۳۹۸ تا پایان ۱۴۰۱ را به صورت ماهانه نشان می‌دهد.



شکل (۱): تراز عملیاتی (واحد تراز عملیاتی هزار میلیارد است)

منبع: بانک مرکزی

۲-۱-نواع روش‌های تأمین مالی کسری بودجه

الف) استقراض از بانک مرکزی

ب) استقراض از بانک‌های تجاری

ج) استقراض از بخش خصوصی

د) استقراض از منابع خارجی

در ادامه به بررسی بیشتر روش‌های ارایه شده فوق در تأمین مالی کسری بودجه خواهیم پرداخت .

۲-۱-۱-استقراض از بانک مرکزی

استقراض از بانک مرکزی یکی از شیوه‌های غالب تأمین کسری بودجه به ویژه در کشورهای در حال توسعه، می‌باشد. عمدتاً دلیل استفاده از این شیوه عدم گسترش بازارهای مالی و ناتوانی آن در تأمین مالی کسری‌های دولت و همچنین به دلیل عدم استقلال کافی

بانک مرکزی در راستای اتخاذ اهداف خویش و پافشاری بر آنها می‌باشد. به همین دلیل دولت‌ها به آن رجوع نموده و با خلق اعتبار جدید توسط بانک مرکزی و غالباً بدون بازپرداخت مناسب، منابع مالی لازم را در اختیار می‌گیرند. وام‌گیری کوتاه‌مدت معمولاً به شکل انتشار اسناد خزانه و پرداخت تنخواه یا علی‌الحساب از سوی بانک مرکزی عملی می‌شود ولی استقراض بلند مدت مانند انتشار اوراق قرضه توسط دولت و فروش آن به بانک مرکزی صورت می‌پذیرد. که در هر دو حال، چگونگی استفاده از این اعتبارات بدین شکل می‌باشد که سپرده‌های دولتی بدون این‌که واقعاً دولت پولی سپرده باشد، بالا نشان داده می شود(از طرف دیگر بدهی دولت و یا مطالبات بانک مرکزی از دولت هم به تناسب افزایش می یابد) در نتیجه وقتی دولت خریدهایی انجام می‌دهد، بانک با خلق اعتبار جدید (در بعضی مواقع چنانچه که نیاز به اسکناس احساس شود از طریق چاپ اسکناس) اقدام به پرداخت هزینه‌های دولت می‌پردازد .در هر صورت وام گیری از بانک مرکزی با ایجاد پایه پولی بر حجم پول خواهد افزود. علاوه بر افزایش پایه پولی که به طور مستقیم باعث افزایش حجم پول می‌گردد، از آنجا که بخشی از پول جدید ایجاد شده توسط بانک مرکزی، از جانب خزانه‌داری و یا بابت تعهدات دولت هزینه‌های داخلی به ذی نفعان انتقال می‌یابد لذا از طریق مکانیسم ضریب فزاینده پولی موجب افزایش حجم پول نیز می‌گردد (بیدآباد و الهیاری[1]، ۱۳۸۹).

۲-۱-۲- استقراض از بانک های تجاری

بانک‌های تجاری به دو شکل می‌توانند اعتبارات لازم را در اختیار دولت قرار دهند، یکی با کاهش و دیگری بدون کاهش در اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی. در حالت اول بانک‌های تجاری مجبور هستند که برای تأمین اعتبار مورد نیاز دولت، از میزان وام‌دهی خود به بخش خصوصی بکاهند که این عمل به خودی خود ذخایر و یا منابع پایه پولی را تغییر نداده است به عبارت دیگر از آنجا که اعتبار دریافتی دولت مجدداً از طریق هزینه‌های دولتی به جامعه باز می‌گردد، حجم پول بدون تغییر و از این ناحیه تأثیری بر سطح تقاضای کل و طبعاً سطح عمومی قیمت‌ها نخواهد داشت . حالت دیگر این است که بانک‌های تجاری بدون کاهش در اعتبار پرداختی به بخش خصوصی، کسری بودجه دولت را تأمین نمایند. به عبارت دیگر، در صورت عدم وجود منابع آزاد، دولت سپرده‌های دیداری خود را نزد بانک‌های تجاری هزینه کند. از آنجا که سپرده‌های دیداری دولت جزء عرضه پول محسوب نمی‌شود، در نتیجه این اقدام دولت، عرضه پول را به میزان افزایش کسری، افزایش می‌دهد (رشیدی و همکاران[2]، ۱۴۰۱).

۲-۱-۳- استقراض از بخش خصوصی

این روش معمولاً با انتشار و فروش اوراق قرضه به بخش خصوصی انجام می‌گیرد. اعتبار دریافتی از بخش خصوصی در قالب هزینه‌های دولت به جامعه عودت داده می‌شود و در نتیجه حجم پول بدون تغییر باقی می‌ماند. اما فروش اوراق قرضه به مردم، حجم دارایی‌های جامعه را افزایش داده و این عمل با توجه به الگوی مورد نظر از طریق افزایش در مصرف بر سطح تقاضای کل (ازطریق تأثیر دارایی‌های بخش خصوصی) و نهایتاً بر سطح عمومی قیمت‌ها خواهد افزود. از طرف دیگر خرید اوراق قرضه توسط مردم مستلزم پیشنهاد افزایش نرخ بهره (به عبارت دیگر عرضه بیشتر اوراق قرضه منجر به کاهش قیمت اوراق و افزایش نرخ بهره می‌شود) نسبت به نرخ بهره موجود و به واسطه آن کاهش سرمایه‌گذاری و تبعاً کاهش سطح تقاضای کل را در پی خواهد داشت. بنابراین تأثیر این روش بر سطح عمومی قیمت‌ها به برآیند این تغییرات بستگی خواهد داشت (منکیو[3]، ۲۰۱۳).

---

[1] Bidabad & Allahyari (2008)
[2] Rashdi et al. (2022)
[3] Mankiw

۲-۱-۴-استقراض از منابع خارجی

با اذعان به آثار جانبی سیاسی و اقتصادی همراه با استقراض از منابع خارجی، چنانچه دولت برای تأمین کسری بودجه متوسل به استقراض از منابع خارجی گردد، در صورتی که این منابع خارجی فوق در اختیار بانک مرکزی قرار گیرد ، آثار این سیاست بر تقاضای کل و سطح قیمت‌ها همانند استقراض از بانک مرکزی خواهد بود. آثار کوتاه مدت و بلندمدت این نوع استقراض متفاوت است. در کوتاه مدت حجم پول کاهش و در بلند مدت افزایش می‌یابد. اما اگر دولت آن را به بخش خصوصی جهت تأمین اعتبار داخلی، عرضه نماید، این عمل حجم پول جامعه را بدون تغییر خواهد گذاشت .

به طور کلی شیوه استقراض از بخش خصوصی، روش رایج در کشورهای صنعتی و استقراض از بانک مرکزی شیوه تأمین کسری بودجه دولت در برخی از کشورهای در حال توسعه است. استقراض از بخش خصوصی از طریق فروش اوراق قرضه به سرمایه‌گذاران داخلی می‌تواند موجب افزایش تقاضای کل شود. در کشورهای اسلامی که اوراق قرضه ممنوع است و بانک مرکزی نمی‌تواند از طریق خرید و فروش اوراق قرضه ، سیاست پولی عملیات بازار باز داشته باشد، بانک مرکزی می‌تواند از طریق خرید و فروش اوراق بهادار اسلامی این کار را انجام دهد (منکیو، ۲۰۱۳). در کشور ایران طی چند دهه گذشته از یک سو دولت همواره با کسری بودجه روبه‌رو بوده و از سوی دیگر شاهد نرخ های تورمی فزاینده بوده است. بنابراین شناسایی و طراحی ابزارهای نوین جهت کنترل این پدیده و پدیدساختن بهترین سازوکار از ضروریات هر اقتصادی است (رشیدی و همکاران، ۱۴۰۱).

۲-۲- سازوکار اثرگذاری کسری بودجه و تأمین مالی آن بر رشد اقتصادی و تورم

هدف اصلی سیاست‌های اقتصاد کلان دست یابی به رشد اقتصادی پایدار در بستر ثبات قیمت و تراز حساب‌های خارجی قابل پرداخت است اثر نهایی اقدامات در هر یک از این بخش ها به این بستگی دارد که سیاست‌ها چگونه تأثیرگذارند. بدون هماهنگی سیاست‌های کارآمد، بی ثباتی مالی می‌تواند منجر به نرخ بهره بالا، فشار نرخ ارز، تورم سریع و تأثیر نامطلوب بر رشد اقتصادی شود در عین حال سیاست‌های مالی نیز توسط سازمان‌های رسمی مختلف هر کدام با اهداف منابع محدود و انگیزه های خود طراحی شده و اجرا می‌شوند (علوی‌باجگانی و همکاران[1]، ۱۳۹۸).

تأثیر کسری بودجه بر رشد اقتصادی و نرخ تورم از دو کانال متفاوت صورت می‌گیرد. تأثیر کسری بودجه بر رشد اقتصادی از کانال چگونگی هزینه کرد کسری بودجه و تأثیر آن بر نرخ تورم، از کانال چگونگی تأمین مالی کسری بودجه به وقوع می‌پیوندد. به بیان دیگر چنانچه هزینه کرد کسری بودجه در جهت تأمین هزینه های عمرانی بهبود شرایط بهداشت و درمان و بهبود و ارتقای سیستم آموزشی کشور باشد می‌تواند به توسعه زیر ساخت‌ها و افزایش شاخص توسعه انسانی کشور کمک کرده و زمینه افزایش رشد اقتصادی را فراهم نماید، اما اگر هزینه کرد کسری بودجه در جهت تأمین هزینه های جاری و پرداخت حقوق و دستمزد به آن بخش‌های دولتی باشد که بازدهی کافی ندارند، آنگاه خلق کسری بودجه نمی‌تواند به رشد اقتصادی کمک کرده و تنها می‌تواند زمینه ساز افزایش تورم شود.

نکته‌ای که باید بدان توجه داشت این است که کیفیت هزینه کرد کسری بودجه تابعی از چگونگی تأمین مالی آن باشد؛ به این معنا که اگر تأمین مالی کسری بودجه به آسانی و بدون پاسخگویی کافی به مراجع نظارتی و متقاعد کردن افکار عمومی انجام شود ممکن است به گونه ای نامناسب هزینه شود. برای نمونه وقتی دولت کسری بودجه خود را از محل واگذاری شرکت‌های دولتی تأمین مالی می‌کند کمترین پاسخگویی را در قبال چگونگی هزینه کرد منابع به دست آمده از محل واگذاری ها خواهد داشت در حالی که اگر

[1] Alavi et al. (2019)

تأمین مالی کسری بودجه با ایجاد تعهد برای دولت انجام شود، مثلاً دولت ناچار باشد بخشی از پس اندازهای مردم را از طریق فروش اوراق بدهی در اختیار بگیرد و یا با متقاعد کردن مراجع نظارتی از حساب ذخیره ارزی برداشت نماید، آنگاه کیفیت هزینه کرد کسری بودجه بهبود خواهد یافت. در خصوص اطلاعات چگونگی هزینه کرد و تأمین مالی کسری بودجه باید گفت اطلاعات مناسبی در خصوص چگونگی هزینه کرد و منشأ ایجاد کسری بودجه به ویژه پس از سال (۱۳۸۸) دردسترس نیست (بیات و قلیچ[1]، ۱۳۹۹).

۲-۳-تأمین مالی کسری بودجه از طریق اوراق بهادار

برای ممانعت از رجوع مکرر دولت به راه‌حل‌های پرهزینه و تورم‌زا بایستی به طراحی ابزارهای مالی مشروع، سهل‌الاجرا، کاربردی و مبتنی بر پس‌انداز (منبع حقیقی)جهت تأمین مالی کسری بودجه دولت روی آورد چراکه تولید و خلق نقدینگی توسط نظام بانکی جایگزین پس‌انداز نخواهد بود و معضلات بزرگتری را برای اقتصاد به ارمغان می آورد (جلالی نائینی[2]، ۱۳۹۴). با توجه به الزام ابزارهای مالی قابل کاربرد در کشور به تبعیت از اصول حقه شریعت اسلامی، نمی‌توان در این مسیر از ابزارهای اقتصاد متعارف همچون اوراق قرضه دولتی استفاده نمود. با نگاهی به ادبیات مالی اسلامی درمی‌یابیم که اسناد خزانه اسلامی و سایر انواع صکوک همچون صکوک اجاره، استصناع، مرابحه از جمله ابزارهای مالی اسلامی هستند که می‌توان کاربردپذیری آنان را در تأمین مالی کسری بودجه دولت مورد مطالعه و پژوهش قرار داد.

۲-۳-۱-اوراق مرابحه

اوراق مرابحه اوراق بهاداری است که حکایت از بدهی ناشی از بیع مرابحه می کند و دارنده ورق ،مالک و طلبکار آن دین است.

اوراق مرابحه به عنوان ابزار مالی در تأمین کسری بودجه

به دلیل اختلاف انواع اوراق مرابحه که توضیح آنها می‌آید، نمی‌توان تعریف جامع و دقیقی از این اوراق بیان کرد؛ اما در نگاه عام می‌توان گفت: اوراق مرابحه، اوراق بهاداری است که دارندگان آنها به صورت مشاع، مالک دارایی مالی (دینی) هستند که براساس قرارداد مرابحه حاصل شده است. این اوراق بازدهی ثابت داشته و قابل فروش در بازار ثانوی می‌باشد (پژوهشکده پولی بانکی، ۱۳۸۵).

بر اساس مصوبات کمیته فقهی سازمان بورس پنج نوع از اوراق بهادار مرابحه به رسمیت شناخته شده است که عبارتند از :

۱-اوراق مرابحه جهت خرید دارایی

۲-اوراق مرابحه جهت تهیه نقدینگی

۳-اوراق مرابحه جهت تشکیل سرمایه شرکت های تجاری

۴-اوراق مرابحه رهنی

۵-اوراق مرابحه مبتنی بر سهام

۲-۳-۲- تاثیر انتشار اوراق بررشد اقتصادی

از نیمه دوم قرن بیستم تئوری‌های‌مختلفی درادبیات اقتصاد رشد برای تبیین معمای رشد و عوامل موثر بر آن شکل گرفتند که این تئوری‌ها را می‌توان در سه گروه دسته‌بندی کرد:

[1] Bayat & Golich (2020)
[2] Jalali Naeini (2015)

۱- مدل رشد نئوکینزین‌هارد-دومار (هارود[1]، ۱۹۳۹، دومار[2]، ۱۹۴۶)
۲- مدل رشد نئوکلاسیکی سولو-سوان(سولو[3]، ۱۹۵۶، سوان[4]، ۱۹۵۶)
۳- مدل‌های رشد درونزای رومر-لوکاس(رومر، ۱۹۸۶[5]، لوکاس[6]، ۱۹۸۸)

ارتباط میان رشد اقتصادی و توسعه مالی طی دهه‌های اخیر مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان و سیاستگذاران بوده است اگرچه دیدگاه های متفاوتی میان اقتصاددانان در رابطه با توسعه مالی و رشد اقتصادی و نقشی که توسعه مالی می‌تواند ایفا کند وجود دارد به عنوان مثال لوین ۱۹۹۷ اعتقاد دارد واسطه های مالی باعث افزایش کارآیی اقتصادی از طریق تخصیص بهینه منابع به سرمایه می‌شوند که نهایتاً منجر به رشد اقتصادی می گردد اما از سوی دیگر لوکاس ۱۹۸۸ این ارتباط را اغراق‌آمیز می‌داند.

در واقع با ورود به واسطه های مالی در مدل های رشد و با معرفی ابزارهای جدید تأمین و توسعه مالی اهدافی نظیر افزایش سرمایه مورد توجه قرار می‌گیرد که در نهایت هدف تحقیق رشد اقتصادی بلند مدت را برای اقتصاد دنبال می‌نماید (غروی و همکاران، ۱۴۰۲).

اوراق مرابحه به دولت‌ها این امکان را می‌دهند که منابع مالی لازم را بدون بهره‌گیری از سود ربا جذب کنند. این ابزار علاوه بر تأمین مالی کسری بودجه، موجب جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و تقویت بازارهای مالی اسلامی می‌شود (ملاح و زهرا[7]، ۲۰۲۰). این اوراق به‌ویژه در کشورهای اسلامی با بحران‌های اقتصادی می‌تواند به‌عنوان ابزاری برای کاهش کسری بودجه و جذب سرمایه‌های داخلی عمل کند. این اوراق با توجه به تطابق با شریعت، می‌توانند برای تأمین مالی پروژه‌های زیرساختی و توسعه‌ای به کار روند (سایدی و کار[8]، ۲۰۱۶).

۲-۳-۳- اوراق مرابحه و تورم

انتشار اوراق قرضه دولتی برای اهداف ذیل انجام می‌شود: تنظیم حجم نقدینگی به منظور کنترل تورم، اعمال سیاست‌های پولی و تأمین مالی پروژه‌های عمرانی و سرمایه‌گذاری (مقدسی[9]، ۱۳۷۳). بر اساس شریعت اسلامی، تأمین مالی از طریق استقراض ربوی، نظیر انتشار اوراق قرضه با نرخ بهره ثابت، حرمت شرعی دارد و در جامعه اسلامی قابل استفاده نیست. از آنجا که این اوراق تغییرات مستقیم در پایه پولی ایجاد نمی‌کند، به خودی خود منجر به تورم نمی‌شود. یکی از عوامل اصلی تورم در ایران، استقراض دولت از بانک مرکزی برای پوشش هزینه‌ها و کاهش کسری بودجه است. اگر بانک مرکزی با همکاری یک مؤسسه مالی، از طریق انتشار اوراق مرابحه نوع اول، وجوه مازاد را از افراد جمع‌آوری کرده و به وکالت از آنان، امکانات مورد نیاز دولت را نقد خریداری کرده و به‌صورت نسیه به دولت بفروشد، دولت نیاز کمتری به استقراض از بانک مرکزی و افزایش پایه پولی خواهد داشت (حسن و لویس[10]، ۲۰۰۹).

[1] Harrod
[2] Domar
[3] Solow
[4] Swan
[5] Romer
[6] Locuse
[7] Mollah & Zohra
[8] Saidi & Kar
[9] Moghadasi (1994)
[10] Hassan & Lewis

در حوزه مطالعات بین‌المللی سیل[1] (۲۰۰۵) ارتباط بین تورم و کسری بودجه به روش تحلیل توصیفیدر حالت‌های مختلف را در دوره ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۲ بررسی می‌کند. نتایج بررسی در پاسخ به این سوال که آیا کسری بودجه، به تورم منجر می‌شود یا نه، به این نتیجه می‌رسد که، بستگی به استقلال بانک مرکزی، در تعیین سیاست پولی برای تأمین کسری بودجه دارد. این پژوهش همچنین نشان داد که در اقتصاد آمریکا، ارتباط ضعیفی بین کسری بودجه و تورم مشاهده شده است. در حالی که این ارتباط در کشورهای در حال توسعه، قوی است. حبیب الله و همکاران[2] (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های سالانه دوره ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۰ در کشورهای آسیایی و با آزمون علیت گرنجر به این نتیجه دست یافته‌اند که رابطه بلند مدت بین نرخ تورم و کسری بودجه وجود دارد و کسری بودجه در کشورهای در حال توسعه آسیایی تورم‌زا است. جاود و فیدا[3] (۲۰۱۵) در مطالعه خود نقش تأمین مالی اسلامی در تأمین مالی پروژه‌های توسعه ای زیربنایی پاکستان از جمله در بخش حمل و نقل نیروگاه های برق فرودگاهها و همچنین پروژه های بهره برداری از منابع طبیعی مانند سدهای آبی استخراج معادن صنعت نفت و کارخانه های کاغذسازی را مورد بررسی قرار داده اند. این مطالعه وضعیت فعلی در زمان انجام مطالعه پاکستان را به تصویر می‌کشد و نقش و چالش‌هایی را که شیوه های تأمین مالی اسلامی در انجام این پروژه‌ها با آن مواجه هستند را نشان می‌دهد. در نتیجه این مطالعه فقدان مقررات و راه کارهای سرمایه گذاری و شیوه‌های نامناسب تأمین مالی از چالش‌هایی است که نظام تأمین مالی اسلامی در تأمین مالی پروژه ها با آن مواجه است. احمد و الساید[4] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با عنوان تأثیر صکوک بر رشد اقتصادی: شواهدی از کشورهای اسلامی منتخب با استفاده از داده‌های سالانه ۱۵ کشور اسلامی در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷ و از طریق تحلیل پانل دیتا با استفاده از روش اثرات ثابت و تصادفی نشان می‌دهند که انتشار صکوک تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. انیسا و سانتوسو[5] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای تأثیر استفاده از ابزار مالی اسلامی در تأمین مالی دولت را بر اقتصاد کشور اندونزی مورد بررسی قرار داده اند. آنها معتقدند صکوک از پتانسیل بالایی برای ایجاد بهبود وضعیت اقتصادی کشور برخوردار است و دولت می‌تواند برای ایجاد رفاه عمومی و ابزار تأمین مالی بودجه از آن استفاده کند. آنها معتقدند که برای توسعه ملی اندونزی بهتر خواهد بود که دولت به جای استفاده از روشهای بدهی مستقیم از صکوک استفاده کند؛ زیرا از دیدگاه حاکمیت ملی اگر تأمین مالی بودجه ی دولت از طریق بدهی مستقیم باشد، احتمالاً کشورهای تأمین مالی کننده با قوانین مخصوص به خود می‌توانند به اقتصاد ملی کشور آسیب برسانند و همواره کشور اندونزی) به عنوان یک بدهکار تلقی شده و در روابط دیپلماسی خود نیز دچار ضعف می‌گردد. آنها بیان می‌کنند برای صدور صکوک در کشور حداقل به توسعه زیر ساخت‌ها و بهینه‌سازی استفاده از این ابزار نیاز است. حسن و همکاران[6] (۲۰۲۱) در مطالعه ای با عنوان انتشار صکوک و تأثیر آن بر تورم و رشد اقتصادی: مطالعه مقایسه‌ای، با استفاده از داده‌های سالانه ۵ کشور اسلامی برای سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۹ و تحلیل مقایسه‌ای با استفاده از داده‌های پانلی نشان دادند صکوک همزمان به رشد اقتصادی کمک کرده و تورم را کنترل می‌کند

یولیانی و همکاران[7] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان تأثیر صکوک بر رشد اقتصادی کشور با حکمرانی کشور به عنوان متغیر اعتدال‌کننده با استفاده از آزمون حداقل مربعات برای متغیرهای GDP، صکوک، حکمرانی قانون، آزادی تجارت، هزینه دولت و غیره در بازه زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۸ در پنج کشور اندونزی، مالزی، امارات متحده عربی، بحرین و عربستان سعودی، نشان می‌دهند که رابطه مثبت

[1] Sill
[2] Habibullah et al.
[3] Javed & Fida
[4] Ahmed & Elsayed
[5] Anisa & Santoso
[6] Hassan et al.
[7] Yuliani et al.

و معناداری بین صدور صکوک و رشد اقتصادی وجود دارد. الاسلام و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای کیفی توصیفی با عنوان تأمین مالی پروژه‌های زیرساختی با استفاده از صکوک برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی (OIC) انجام شده است که پیشنهاد گام‌هایی در جهت ایجاد بازار صکوک فعال که قادر به حمایت از پروژه‌های زیر ساختی برای رشد فراگیر دارند داده شده است. بر اساس گزارش بازار مالی بین المللی اسلامی[1] (۲۰۲۳) اوراق مرابحه سهم قابل توجهی از صکوک منتشر شده در سطح بین‌المللی را به خود اختصاص داده است.

مطالعات داخلی به بررسی کسری بودجه دولت و روش‌های تأمین مالی آن پرداخته‌اند، بیشتر تأثیر وجود کسری بودجه دولت بر متغیرهای اقتصادی را مورد مطالعه قرار داده و عموماً با روش‌های متعارف اقتصادسنجی به بررسی و تحلیل این آثار پرداخته‌اند. کمیجانی و ورهرامی[2] (۱۳۹۱) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و آمار سال های۱۳۵۸ تا ۱۳۸۷ به ارتباط منفی بین درآمدهای نفتی، در آمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی بر کسری بودجه و تأثیر مثبت یارانه‌ها و هزینه‌های عمومی دولت بر کسری بودجه می‌رسند. عیسوی و قلیچ[3] (۱۳۹۳) با استفاده ازمدل IS-LM به این نتیجه رسیدند که شرط پایداری فرآیند کاهش کسری بودجه با انتشار اوراق آن است که این اوراق افزایش دهنده سطح تولید باشد، در غیر این صورت این فرایند پایدار نخواهد بود. حسینی‌پور[4] (۱۳۹۶) با استفاده از آزمون علیت گرنجر به این نتایج دست می یابد که، عرضه پول علت تورم و کسری بودجه علت عرضه پول است و افزایش مداوم در کسری بودجه منجر به عرضه بیشتر پول شده و عرضه پول منجر به افزایش تورم می شود. جعفری صمیمی و همکاران[5] (۱۳۹۷) به این نتیجه رسیدند که نرخ مالیات بر مصرف مهمترین نقش را در کنترل بدهی دولت ایفا می کند و پس از آن مالیات بر سود و سرمایه‌گذاری عمومی قرار می‌گیرند. طیبی و همکاران[6] (۱۳۹۸) از طریق رهیافت همسان‌سازی (مچینگ) به این نتیجه رسیده اند که جهانی شدن باعث افزایش کسری بودجه می‌شود که از علل آن می‌توان به اجبار دولت‌ها به کاهش مالیات‌ها از جمله مالیات بر سرمایه است. علی اکبری و همکاران[7] (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان تأثیر تأمین مالی اسلامی بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران با استفاده از روش تحلیل داده های تابلویی متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم، مخارج دولت، آموزش، آزادی تجارت و صکوک طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا سال ۱۳۹۸ در ایران بررسی شده است و نتایج نشان می‌دهد که صکوک برخلاف بخش خدمات بر رشد اقتصادی کشاورزی و صنعت تأثیر به‌سزایی دارد. رشیدی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه ای با عنوان تحلیل مقایسه‌ای آثار استقراض از بانک مرکزی، اوراق قرضه و اسناد خزانه اسلامی جهت تأمین مالی کسری بودجه دولت بر متغیرهای منتخب اقتصاد کلان پرداخته اند. این مقایسه با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد باز با در نظر گرفتن روش‌های متفاوت تأمین مالی کسری بودجه دولت انجام شده است. تلفیق نتایج نشان می‌دهد استفاده از اسناد خزانه اسلامی برای تأمین مالی کسری بودجه مناسب‌تر از دو ابزار دیگر یعنی استقراض از بانک مرکزی و استفاده از اوراق قرضه است.

با بررسی مطالعات انجام شده ملاحظه می‌شود که تحقیقات تاکنون انجام شده در خصوص اوراق مرابحه عام مبتنی بر طراحی یک الگوی کلان اقتصادی نبوده است و در مورد تأثیر این ابزار تأمین مالی بر متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم و رشد اقتصادی مطالعه جامعی صورت نگرفته، در صورتی که در مورد سایر روش های تأمین مالی مطالعات فراوانی بر تأثیر این روش‌ها بر متغیرهای اقتصاد

[1] IIFM
[2] Komyjani & Varherami (2012)
[3] Esavi & Gholich (2014)
[4] Hosseinipour et al. (2017)
[5] Samimi et al. (2018)
[6] Tabibi et al. (2019)
[7] Ali Akbari et al. (2021)

کلان چه در ایران و چه در خارج از ایران انجام شده است. همچنین در ارتباط با تحلیل مقایسه ای دو روش تأمین مالی کسری بودجه دولت (انتشار اوراق مرابحه عام و استقراض از شبکه بانکی) بر رشد اقتصادی و تورم مطالعه ای صورت نگرفته است که مقایسه بین این دو شیوه تأمین مالی می‌تواند راهنمای مناسبی برای سیاستگذاران این حوزه باشد.

۳-روش شناسی

لیترمن[1] (۱۹۸۱) برای اولین بار مدل خودرگرسیون برداری[2] را به کمک تحلیل بیزین با استفاده از یک شیوه خاص که به اطلاعات پیشین مینسوتا معروف شده است را توسعه داد. او نشان داد که به کمک این اطلاعات پیشین و تخمین بیزین از خودرگرسیون برداری پیش‌بینی‌ها بهبود می‌یابد و می‌توان پیش بینی‌های صحیح‌تری نسبت به مدل خودرگرسیون برداری به دست آورد ضمن اینکه مشکلات مربوط به زیاد بودن پارامترها کمبود درجه آزادی در الگوی خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) مطرح نیست.این الگو کامل کننده سیستم معادلات همزمان و الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) است چرا که در سیستم معادلات همزمان مدل مبتنی بر نظریه ساخته می‌شود اما پویا نیست در حالی که الگوی خودرگرسیون برداری به صورت پویاست (کارلسون و کادی‌یالا[3]، ۱۹۸۹).

استفاده از مدل‌های بیزی مدل‌هایی غنی و انعطاف‌پذیر و عملکرد پیش بینی را بهبود می‌سازند. علت دیگر استفاده از این مدل این است که چون هدف بسترسازی سیاستی می‌باشد و دوره کوتاه‌مدت هم برای مقام سیاسی مهم است از این مدل در این مطالعه استفاده شده است. محدود بودن دوره انتشار اوراق مرابحه عام و کمبود مشاهدات، دلیل استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بیزین است.

۳-۱-معرفی مدل و متغیرها

برای مؤثر بودن یک سیاست مالی درک درست رابطه بین رشد اقتصادی و درآمدهای دولت یک اصل اساسی است. این مسأله به اقتصاددانان و سیاست‌گذاران این امکان را می‌دهد که سطح مطلوب از درآمدهای مورد نیاز دولت را بدون ایجاد مانعی برای رشد اقتصادی شناسایی کنند (رنلت[4]، ۱۹۹۱). از اواسط دهه ۸۰ میلادی و در جهت اصلاح مدل رشد سولو اقتصاددانان توسعه نظریه رشد اقتصادی درونزا را ارائه کردند که امکان بررسی تأثیر تصمیمات سیاستی بر رشد اقتصادی کشورها را فراهم کرده است. در قالب الگوهای رشد درونزا دولت‌ها چه به صورت مستقیم و چه به صورت غیر مستقیم می‌توانند بر روی نرخ‌های رشد بلندمدت اثر گذار باشند. بنابراین و بر اساس چارچوب نظری ارائه شده در قالب الگوهای رشد درون‌زا می‌توان گفت: (رحمان و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

رشد اقتصادی = **f** (سیاست مالی)

گفته شده که سیاست مالی از طریق دو ابزار درآمد دولت و مخارج (هزینه) دولت، بر سطح تقاضای کل توزیع ثروت و ظرفیت اقتصاد برای تولید کالاها و خدمات اثر می‌گذارد. در کوتاه مدت، تغییرات در هزینه و درآمد می‌تواند اندازه و الگوی تقاضا برای کالاها و خدمات را تغییر دهد و در بلندمدت و با گذشت زمان این تغییر اندازه و الگوی تقاضا با اثرگذاری بر بازدهی عوامل تولید، توسعه سرمایه انسانی نحوه تخصیص مخارج سرمایه‌ای و اندازه سرمایه گذاری در نوآوری های تکنولوژیک نحوه تخصیص منابع را تغییر داده و ظرفیت تولیدی یک اقتصاد را بهبود بخشد (منتظری[6]، ۱۴۰۱).

---

[1] Litterman
[2] VAR
[3] Karlsson & kadiyala
[4] Renelt
[5] Rehman et al.
[6] Montazeri (2022)

برای بررسی علل و عوامل موثر بر رشد اقتصادی الگوهای متعددی طراحی شده است لوین و رنلت ۱۹۹۲ در تعمیم الگوی سولو با معرفی الگوی خود بیان می‌کنند که هنوز یک الگوی نظری مورد قبول همگان برای انجام کارهای تجربی وجود ندارد، الگوهای نظریه موجود نیز متغیرهایی را که معمولاً در الگوهای رشد یا مطالعات تجربی استفاده شده است مشخص نمی‌کند (لوین و لین[1]، ۲۰۰۲) بر طبق مطالعه لوین و رنلت متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی به سه گروه کلی تقسیم می‌شوند:

۱) مجموعه‌ای از متغیرهایی که همواره در الگوهای رشد وارد می‌شوند و شامل متغیرهایی که در الگوهای رشد لوین و رنلت وجود داشته است نیز می‌باشند، مانند سرمایه‌گذاری

۲) مجموعه ای از متغیرهایی که در مطالعات گذشته روی رشد تأثیر بسزایی داشته است، مانند جمعیت

۳)متغیرهایی که در این مطالعه معرفی و اثرشان اندازه‌گیری می‌شود، اوراق مرابحه و بدهی دولت به شبکه بانکی می‌باشد.

این الگو به شکل رابطه زیر مبتنی بر مفروضات شرح داده شده تصریح شده است:

$$Y= f\ (\text{رشد موجودی عوامل تولید}) = f\ (k, L) \qquad (۱)$$

در این مطالعه با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری بیزین به مقایسه تأثیرانتشار اوراق مرابحه عام و استقراض از شبکه بانکی بر رشد اقتصادی و تورم پرداخته می‌شود.

$$Y= f\ (MU, BD, P, TR, N, M) \qquad (۲)$$

$$x_t = c + \sum_{j=1}^{p} A_j\, x_{t-j} * + u_t \qquad (۳)$$

که در آن c یک بردار 1×N ثابت‌ها، x_t یک بردار 1×N از N متغیر مدل(P,M,N,TR, BD ,MU, Y) و A_j ماتریس N×N از ضرایب است.

اوراق مرابحه عام (MU): برای اندازه‌گیری متغیر اوراق مرابحه عام، از مجموع ارزش اسمی اوراق مرابحه عام منتشر شده تحت نماد "اراد" در سایت فرابورس استفاده شده است. این مقدار با ضرب حجم اوراق منتشر شده در هر ماه در قیمت اسمی اوراق محاسبه می‌شود. اوراق اراد در ماه‌های فروردین و اردیبهشت منتشر نمی‌شوند. برای پر کردن این شکاف داده‌ای، از میانگین اوراق منتشر شده در ماه‌های قبل و بعد استفاده شده است. این روش به منظور جلوگیری از خطا در تخمین‌ها و حفظ پیوستگی داده‌ها به کار گرفته شده است. اولین اوراق مرابحه عام اراد در اسفند ماه سال ۱۳۹۸ منتشر شده و تاکنون تحت همین نماد در حال انتشار است. این اوراق به‌طور منظم (به جز در ماه‌های فروردین و اردیبهشت) منتشر می‌شوند. داده‌های مربوط به حجم و قیمت اسمی اوراق از سایت فرابورس ایران استخراج شده‌اند. بررسی این متغیر به درک تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد اقتصادی، تورم و نقدینگی کمک می‌کند.

بدهی دولت به شبکه بانکی (BD): این متغیر شامل تمامی بدهی‌ها و تعهدات مالی دولت به بانک‌ها و مؤسسات مالی تحت نظارت بانک مرکزی است. این بدهی‌ها عمدتاً ناشی از استقراض دولت برای تأمین کسری بودجه هستند. بدهی دولت به شبکه بانکی شامل وام‌ها، تسهیلات مالی و سایر تعهداتی است که دولت به بانک‌ها و مؤسسات مالی دارد. داده‌های مربوط به این متغیر از ترازنامه‌های بانک مرکزی استخراج شده‌اند. این ترازنامه‌ها شامل اطلاعات دقیق درباره بدهی‌های دولت به شبکه بانکی است که واحد ارقام به صورت هزار میلیارد ریال است. بررسی بدهی دولت به شبکه بانکی به درک تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی کمک می‌کند. افزایش این بدهی‌ها می‌تواند فشار بر سیستم بانکی را افزایش داده و بر ثبات مالی تأثیر بگذارد.

[1] Levin & lin

داده‌های این متغیر به صورت ماهانه از ترازنامه‌های بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند. این داده‌ها به‌طور منظم توسط بانک مرکزی منتشر می‌شوند.

تورم (P): تورم به افزایش عمومی و پایدار سطح قیمت‌ها در یک اقتصاد اطلاق می‌شود. در این مطالعه، نرخ تورم ماهانه به عنوان درصد تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به ماه قبل در نظر گرفته شده است. شاخص قیمت مصرف‌کننده معیاری برای سنجش تغییرات قیمت سبد کالاها و خدمات مصرفی خانوارها در طول زمان است. داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده‌اند. تورم یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی است که بر قدرت خرید مردم، هزینه‌های تولید و سیاست‌های پولی و مالی تأثیر می‌گذارد. این داده‌ها به‌طور مداوم از سال‌های گذشته تاکنون جمع‌آوری و منتشر می‌شوند.

نرخ رشد اقتصاد (Y): نرخ رشد اقتصادی به عنوان درصد تغییر در محصول ناخالص داخلی (GDP) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ (بدون احتساب نفت) محاسبه شده است. این متغیر نشان‌دهنده تغییرات در ارزش کالاها و خدمات تولید شده در یک اقتصاد در طول زمان است. برای محاسبه نرخ رشد اقتصادی، از GDP به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ استفاده شده است. داده‌های GDP به صورت سالانه از بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند. برای تبدیل این داده‌ها به ماهانه، از نرم افزار ایویوز[1] استفاده شده است. این تبدیل به منظور هماهنگی با سایر متغیرهای ماهانه در مطالعه انجام گرفته است. داده‌های مربوط به GDP از بانک مرکزی ایران (۱۴۰۱) استخراج شده‌اند. نرخ رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد اقتصادی است که نشان‌دهنده سلامت و پویایی اقتصاد یک کشور است.

جمعیت (N): جمعیت به تعداد کل ساکنان یک کشور در یک دوره زمانی مشخص اطلاق می‌شود. در این مطالعه، داده‌های جمعیتی از سرشماری‌های نفوس و مسکن استخراج شده‌اند. داده‌های جمعیتی از سال ۱۳۷۰ تاکنون از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده‌اند. این داده‌ها به‌طور منظم و با دقت بالا از طریق سرشماری‌های عمومی نفوس و مسکن به دست آمده‌اند. در فاصله بین سرشماری‌ها، مرکز آمار ایران از روش‌های آماری و مدل‌های پیش‌بینی برای برآورد جمعیت استفاده می‌کند. این برآوردها بر اساس نرخ رشد جمعیت، مهاجرت، و سایر عوامل جمعیتی انجام می‌شوند. جمعیت یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی و اجتماعی است که بر تقاضای کل، بازار کار، برنامه‌ریزی‌های توسعه‌ای و سیاست‌های عمومی تأثیر می‌گذارد. بررسی تغییرات جمعیتی به درک تأثیر آن بر متغیرهای دیگر مانند رشد اقتصادی، تورم و نرخ بیکاری کمک می‌کند.

تراز عملیاتی (TR): تراز عملیاتی شامل تفاوت بین درآمدها و هزینه‌های جاری دولت در یک دوره مشخص است. درآمدها شامل درآمدهای مالیاتی (مانند مالیات بر ارزش افزوده) و غیرمالیاتی (مثل عواید اجاره املاک دولتی). هزینه‌ها شامل پرداختهای ملی (مخارج وزارتخانه‌ها)، استانی (هزینه‌های محلی)، تنخواه‌گردان (وجوه اضطراری)، و خزانه معین استان‌ها. داده های تراز عملیاتی محقق شده که در صورت های مالی دولت در سایت بانک مرکزی با واحد هزار میلیارد ریال موجود می باشد استفاده شده است.

حجم نقدینگی (M): به مجموع تمام دارایی‌های نقدی و شبه‌نقدی در یک اقتصاد اطلاق می‌شود که شامل پول نقد در دست مردم، سپرده‌های بانکی و سایر دارایی‌هایی است که به‌راحتی به پول نقد تبدیل می‌شوند. این شاخص یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی است که بر تورم، نرخ بهره و رشد اقتصادی تأثیر مستقیم دارد. نقدینگی از دو بخش اصلی تشکیل شده است، پول که شامل پول نقد در دست مردم (اسکناس و سکه) وسپرده‌های دیداری، شبه پول که شامل سپرده‌های مدت‌دار و سایر دارایی‌های نقدشونده. داده‌های این متغیر با واحد هزار میلیارد ریال از سایت بانک مرکزی جمع آوری شده است.

[1] Eviews

۴-برآورد الگو و تحلیل یافته‌ها

به پیروی از الگوی رشد سولو و با در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصاد ایران و با معرفی متغیرهای کنترل، معادله رشد تصریح و تحت برازش قرار می‌گیرند. از آن جایی که عوامل اقتصادی ازهوشمندی برخوردارند، این هوشمندی منجر به محدود شدن تعداد متغیرهای الگو می‌شود که روش های بیزی، روشی است که در آن پیش‌بینی‌ها دچار انحراف نشود. با استفاده از رویکرد بیزین، می‌توان با ترکیب اطلاعات قبلی (پیش‌فرض‌ها) و داده‌های جدید، تخمین‌های بهتری برای پارامترها به دست آورد. این ویژگی در نمونه‌های کوچک یا داده‌های ناقص مفید است. روش‌های بیزین می‌توانند به آسانی برای مدل‌سازی ساختارهای پیچیده و متغیر استفاده شوند. این انعطاف‌پذیری به محققان این امکان را می‌دهد که با شرایط خاص خود، مدل‌های متناسب را ایجاد کنند. در روش خودرگرسیون برداری بیزین، می‌توان اطلاعات اضافی یا حتی متغیرهای غیر مرتبط را شامل کرد و از طریق روش‌های بیزین، رابطه‌ها را بررسی کرد. رویکرد بیزین به طور طبیعی عدم قطعیت را در تخمین پارامترها در نظر می‌گیرد. این به محققان اجازه می‌دهد تا نه تنها پیش‌بینی‌ها، بلکه توزیع‌های احتمالی پارامترها را هم بررسی کنند. بیزین عموماً در پیش‌بینی‌های آینده بهتر عمل می‌کند، به ویژه وقتی که شامل داده‌های کم و ناپایدار باشد (کیم و نلسون[1]،۱۹۹۹). علت دیگر استفاده از این مدل این است که چون هدف بستر سازی سیاستی می‌باشد و دوره کوتاه مدت هم برای مقام سیاسی مهم است از این مدل در این مطالعه استفاده شده است. محدود بودن دوره انتشار اوراق مرابحه عام و کمبود مشاهدات، دلیل استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بیزین است. از آن جایی که واریانس داده های مورد استفاده دارای پراکندگی زیاد می‌باشند و تفسیر اثر گذاری متغیرها بر یکدیگر بر حسب کشش مناسب‌تر از شیب می‌باشد، متغیرها به صورت لگاریتم به کار می‌روند. به منظور از دست ندادن اطلاعات در مورد رابطه بین متغیرها از تفاضل گیری خودداری شده است.

۴-۱- آزمون مانایی

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول شماره ۱ مشاهده می‌شود که قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) محاسبه شده برای هر یک از متغیرها در سطح از قدر مطلق بحرانی بزرگ‌تر بوده لذا فرضیه صفر یا وجود ریشه واحد را می‌توان رد کرد و این متغیرها در سطح مانا می‌باشند به جز متغیر نرخ رشد و جمعیت که در سطح نامانا هستند. متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، جمعیت و بدهی دولت به شبکه بانکی همان طور که در جدول شماره (۲) نشان داده شده است با یک بار تفاضل مانا می‌باشند و دارای درجه هم جمعی یک می‌باشند. نکته قابل توجه اینکه چون آزمون‌های دیکی-فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته می‌توانند مشخص کنند که یک سری زمانی جمعی است یا نه، به این آزمون‌ها، آزمون‌های جمعی بودن نیز می‌گویند (نوفرستی، ۱۳۹۱).

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای متغیر های مورد بررسی در سطح

متغیر	کمیت بحرانی	آماره آزمون در سطح ۵٪
LMU	-۵/۲۵۵	-۲/۹۴۵
LY	-۲/۴۴۹	-۲/۹۴۸
LP	-۳/۶۱۷	-۲/۹۴۸
LTR	-۳/۳۸۰	-۲/۹۴۵
LM	۱۲/۷۹۶	-۱/۹۵۰

[1] Kim & Nelson

LN	-۱/۸۰۱	-۲/۹۵۱
LBD	۰/۲۶۱	-۲/۹۴۵

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته با یک بار تفاضل گیری

متغیر	کمیت بحرانی	آماره آزمون ۵٪
DLY	-۳/۱۱۷	-۲/۹۴۸
DLN	-۴/۱۷۰	-۳/۵۴۴
DLBD	-۵/۰۰۵	-۲/۹۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲-تعیین وقفه بهینه

در این پژوهش با استفاده از معیار های آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین وقفه بهینه به دست آورده می‌شود. روند کار بدین صورت است که معادلات تک تک و از وقفه یک با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری بیزین تخمین زده می‌شوند و تا چند وقفه این کار ادامه می‌یابد و آن وقفه ای بهینه است که این معیارها را حداقل کند. در این پژوهش با توجه به تعداد داده های مورد استفاده وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز تشخیص داده می‌شود و آن وقفه ای بهینه است که معیار شوارتز را حداقل کند. نتایج برای تشخیص وقفه بهینه در ذیل آورده شده است:

جدول (۳): نتایج تخمین خودرگرسیون برداری بیزین

تعداد وقفه	آماره شوارتز
۰	-۵/۱۵۳
۱	-۱۷/۶۹۰*
۲	-۱۵/۹۷۶
۳	-۵/۱۵۳

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که در نتایج مشاهده می‌شود معیار شوراتز در وقفه اول حداقل است. پس برای این معادله وقفه بهینه یک می‌باشد.

۴-۳-تخمین مدل بیزین

پیش از تخمین مدل بیزین ابتدا لازم است تابع پیشین مناسب برای تخمین، تعیین شود.

یکی از روش های مقایسه کارایی مدل های مختلف و میزان نیکویی برازش آنها در ادبیات اقتصادسنجی بیزین بررسی میزان دقت پیش بینی آن‌ها است.

جدول (۴): نتایج میانگین پیش بینی خطا[1] (RMSE) انواع توابع پیشین

	تابع پیشین مینسوتا	تابع پیشین نرمال فلت	تابع پیشین نرمال ویشارت	تابع پیشین نرمال ویشارت غیروابسته	تابع پیشین گیانون
LY	۰/۴۶۷	۰/۳۱۰	۰/۳۱۸	۰/۳۷۲	۰/۳۸۹
LP	۰/۱۸۵	۰/۱۱۹	۰/۱۲۵	۰/۱۳۶	۰/۱۵۷
LMU	۰/۸۷۵	۰/۷۹۶	۰/۸۰۱	۰/۸۰۳	۰/۷۹۵
LBD	۰/۰۸۸	۰/۰۶۳	۰/۰۶۴	۰/۰۸۱	۰/۰۶۴
LM	۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	۰/۰۴۴	۰/۰۶۶	۰/۰۱۲

[1] Root Mean Square Error

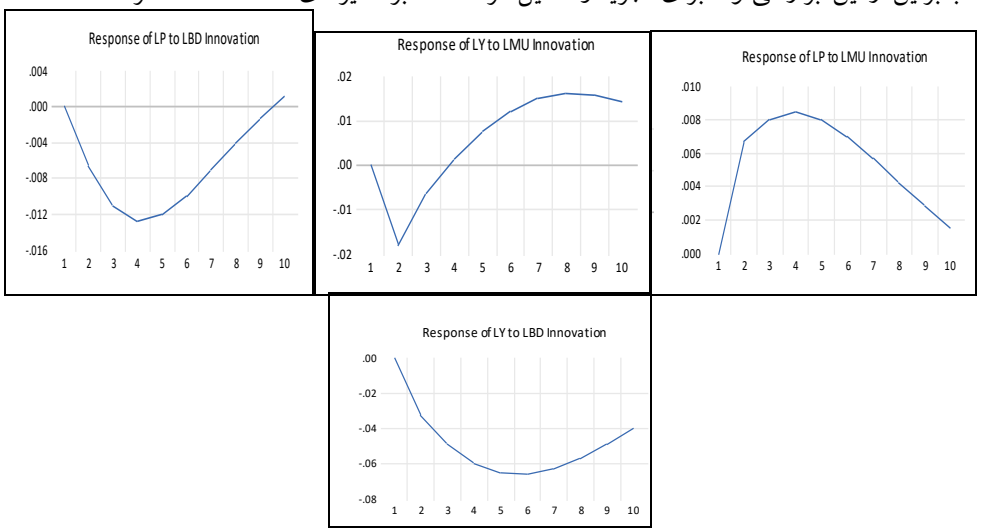
LTR	۰/۶۴۶	۰/۵۵۵	۰/۵۵۷	۰/۵۶۲	۰/۵۹۹
LN	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۸	۰/۰۳۱	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۴
مجموع	۲/۲۸۲	۱/۸۶۳۸	۱/۹۴	۲/۰۲۶	۲/۰۱۶۴

منبع: یافته‌های تحقیق

با بررسی میزان دقت پیش بینی‌های توابع پیشین مختلف با توجه به جدول بالا تابع پیشین مناسب برای مدل، تابع پیشین نرمال ویشارت غیروابسته می‌باشد زیرا کمترین خطا را داراست. در نتیجه تخمین BVAR با این تابع پیشین انجام می‌شود. از آن جایی که در تخمین‌های خود رگرسیون برداری بیزین تفسیر ضرایب از اهمیت کمتری برخوردار است لذا نتایج تخمین برای خودرگرسیون برداری بیزین به صورت پیوست می‌باشد. به منظور تحلیل مناسب‌تر و جامع‌تر از توابع عکس‌العمل آنی(IRF[1]) و تجزیه واریانس (FEVDs[2]) استفاده می‌شود. نتایج به دست آمده از این توابع در ادامه ارائه و تفسیر شده است.

۴-۴- توابع واکنش آنی IRF

توابع واکنش آنی، ابزار مفیدی برای تحلیل رفتار پویای متغیرهای مدل هنگام وقوع تکانه‌های غیرقابل پیش‌بینی در دیگر متغیرهای مدل هستند. این توابع، عکس‌العمل همه متغیرهای موجود در سیستم را در اثر وجود تکانه‌ای به اندازه‌های مختلف در یکی از متغیرها نشان می‌دهند. بنابراین از این ابزار می‌توان برای تجزیه و تحلیل اثر تکانه‌ها بر متغیرهای هدف استفاده کرد.



شکل (۲): توابع واکنش آنی

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده، واکنش رشد اقتصادی (LY) به اوراق مرابحه (LMU) در ابتدا منفی و کاهشی و پس از چهار دوره مثبت می‌شود و دارای اثر واگرا است. این نشان دهنده این است که در ابتدا با انتشار اوراق مرابحه به صورت محدود نرخ رشد اقتصادی کاهش می‌یابد اما مجدد افزایش می‌یابد و اثر آن باقی می‌ماند. واکنش نرخ رشد اقتصادی به بدهی دولت به شبکه بانکی (LBD) منفی می‌باشد یعنی با افزایش بدهی دولت به شبکه بانکی رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. اثر اوراق مرابحه بر نرخ تورم (LP) مثبت است و ابتدا افزایشی و پس از چهار دوره کاهشی می‌باشد و علت این تغییر را نیز می‌توان این چنین بیان کرد که تا وقتی که آثار انتشار این اوراق بر رشد آشکار نشده تورم افزایش می‌یابد اما پس از آن تغییر می‌کند.اثر تورم نسبت به بدهی دولت به شبکه بانکی منفی است.

[1] Impulse Response Functions
[2] Forecast Error Variance Decomposition

۴-۵-توابع تجزیه واریانس

روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برونزایی متغیرها را اندازه‌گیری می‌کند. در این روش سهم تکانه های وارد شده به متغیرهای گوناگون الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه مدت و بلند مدت مشخص می‌گردد. از این رو از تکنیک تجزیه واریانس برای تحلیل اهمیت نسبی تکانه متغیر اوراق مرابحه عام بر متغیرهای رشد اقتصادی و نرخ تورم استفاده می‌شود. نتایج تجزیه واریانس به صورت جدول ذیل می‌باشد:

جدول (۵): تجزیه واریانس نرخ رشد اقتصادی

Period	S.E.	LY	LP	LMU	LBD	LM	LTR	LN
۱	۰/۱۵۰۷۵۵	۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۲۱۷۵۶۲	۸۳/۷۶	۹/۰۵	۳/۲۳	۳/۸۷	۰/۰۰۰۹	۰/۰۶۸	۳/۳۰
۳	۰/۲۸۲۶۷۵	۶۴/۵۷	۲۵/۵۴	۲/۲۰	۷/۴۳	۰/۰۰۱	۰/۲۴	۲/۲۱
۴	۰/۳۴۸۸۳۸	۴۸/۴۱	۳۹/۴۲	۱/۴۴	۹/۹۷	۰/۰۳۱	۰/۷۰	۳/۸۳
۵	۰/۴۱۱۵۱۱	۳۷/۰۳	۴۸/۸۳	۱/۱۶	۱۱/۵۵	۰/۰۸۸	۱/۳۲	۷/۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از تجزیه واریانس نرخ رشد اقتصادی، نشان دهنده این است که در دوره اول همه سهم تکانه مربوط به خود متغیر است. در دوره دوم بعد از خود متغیر بیشترین تأثیر را نرخ تورم، بدهی دولت به شبکه بانکی، نرخ رشد جمعیت و سپس اوراق مرابحه دارد اما تکانه حجم نقدینگی و تراز عملیاتی تأثیرکمی داشته اند. در دوره‌های بعد به نسبت سهم تکانه نرخ تورم و بدهی به شبکه بانکی افزایش بیشتری داشته است اما باز هم بعد از خود متغیر، بیشترین سهم مربوط به نرخ تورم است. سهم اوراق مرابحه در دوره‌های بعد کاهش می‌یابد.

جدول (۶): تجزیه واریانس نرخ تورم

Period	S.E.	LY	LP	LMU	LBD	LM	LTR	LN
۱	۰/۰۶۶۵۶۵۵	۵/۴۶	۹۴/۵۳	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۱۰۲۳۹۶۸	۲/۷۴	۹۲/۳۴	۱/۹۹	۰/۸۳	۰/۲۸	۱/۷۸	۶/۸۴
۳	۰/۱۲۹۴۲۸۳	۱/۷۳	۸۹/۱۰	۲/۹۹	۱/۹۷	۰/۵۳	۳/۶۵	۱/۱۵
۴	۰/۱۴۸۹۳۹۱	۱/۵۹	۸۶/۱۰	۳/۷۳	۲/۸۹	۰/۶۶	۴/۹۹	۱/۵۴
۵	۰/۱۶۱۸۲۷۳	۱/۹۵	۸۳/۵۵	۴/۲۹	۳/۵۱	۰/۷۳	۵/۹۴	۱/۸۳

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از تجزیه واریانس نرخ تورم، نشان دهنده این است که در دوره اول بعد از خود متغیر (نرخ تورم)، نرخ رشد اقتصادی تأثیرگذار است. بقیه متغیرها در دوره اول بی تأثیر هستند. در دوره‌ی دوم، از سهم خود متغیر کاسته می‌شود و بیشترین سهم تکانه بعد از خود متغیر مربوط به نرخ رشد جمعیت است که در دوره های بعد این اثر کمتر و کمتر می‌شود. بعد از آن تکانه نرخ رشد اقتصادی تأثیرگذار است که این تأثیر نیز دوره به دوره کاهش می‌یابد. اما به طور کلی تأثیر تکانه اوراق مرابحه بر تورم بیشتر از تکانه بدهی دولت به شبکه بانکی است.

۵-نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری بیزین و تحلیل داده‌های ماهانه اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱، تأثیر انتشار اوراق مرابحه و بدهی دولت به شبکه بانکی بر رشد اقتصادی و تورم بررسی شده است. نتایج حاصل از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس نشان می‌دهد که مکانیسم‌های مختلف تأمین مالی، تأثیرات متفاوتی بر شاخص‌های کلان اقتصادی دارند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که انتشار اوراق مرابحه می‌تواند با تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، به افزایش سطح سرمایه فیزیکی در

اقتصاد کمک کند. این امر مطابق با مدل سولو، باعث افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی می‌شود. با این حال، تأثیر اوراق مرابحه بر رشد اقتصادی در بلندمدت ممکن است کاهش یابد، زیرا در مدل سولو، رشد پایدار اقتصادی از طریق پیشرفت فناوری امکان‌پذیر است و افزایش سرمایه‌گذاری به تنهایی اثرات کاهنده بازده نزولی دارد. انتشار اوراق مرابحه می‌تواند با کاهش فشار بر نقدینگی و عرضه پول، به کنترل تورم کمک کند. این مکانیسم با کاهش وابستگی دولت به استقراض از شبکه بانکی، از افزایش نقدینگی و تقاضای کل جلوگیری می‌کند.

بدهی دولت به شبکه بانکی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد، زیرا این نوع تأمین مالی باعث کاهش منابع در دسترس بخش خصوصی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. در مدل سولو، کاهش سرمایه‌گذاری به معنای کاهش سطح سرمایه فیزیکی و در نتیجه کاهش تولید ناخالص داخلی است. استقراض دولت از شبکه بانکی می‌تواند با افزایش نقدینگی و تقاضای کل، باعث افزایش تورم شود. در مدل سولو، تورم بالا می‌تواند به بی‌ثباتی اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری بلندمدت منجر شود، که این امر رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مطابق با نتایج، تأثیرات اوراق مرابحه و بدهی به شبکه بانکی در طول زمان متفاوت است. بنابراین، در انتخاب روش تأمین مالی باید به تأثیرات زمانی دقت شود و مطالعات تکمیلی برای بررسی تأثیرات در دوره‌های طولانی‌تر نیز انجام شود که در این مطالعه با توجه به محدودیت دوره انتشار اوراق مرابحه امکان پذیر نیست. این نتایج نشان‌دهنده اثرات پیچیده و متفاوت مکانیسم‌های مالی بر اقتصاد است و بیانگر آن است که سیاست‌های مختلف مالی مانند استقراض و انتشار اوراق تأثیرات گوناگونی بر شاخص‌های کلان اقتصادی دارند. بنابراین، دولت‌ها باید سیاست‌های مالی خود را طوری تنظیم کنند که با توجه به این عوامل، توازن میان رشد اقتصادی و نرخ تورم برقرار شود. بنابراین، توسعه و تقویت نظام مالی، به ویژه بازار اوراق مرابحه، می‌تواند به دولت‌ها کمک کند تا از این ابزارها بهره‌برداری کنند و تأمین مالی خود را بهینه کنند. هرچند این تحلیل قابل تعمیم برای دوره‌های بسیار بلندمدت نیست.

پیشنهادهای سیاستی بر اساس پژوهش عبارتند از:

۱- باتوجه به آثار انتشار اوراق مرابحه عام پیشنهاد می‌شود نظارت مقام اقتصادی بر چگونگی به مصرف رسیدن درآمد حاصل از فروش اوراق مرابحه صورت گیرد.

۲-نتایج حاصل از برآورد الگو نشان می‌دهد که تأمین مالی کسری بودجه دولت از طریق انتشار اوراق مرابحه و چگونگی تأثیر بر رشد اقتصادی و تورم روش مناسب‌تری نسبت به استقراض از شبکه بانکی است. لذا با توجه به این موضوع پیشنهاد می‌گردد از این ابزار تأمین مالی در صورت وجود کسری بودجه بیشتر استفاده گردد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Ahmed, H., & Elsayed, A. H. (2019). Are Islamic and conventional capital markets decoupled? Evidence from stock and bonds/sukuk markets in Malaysia. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *74*, 56-66.
2. Alavi Bajgani, S. A. R., Peikarjoo, K., Hazhbarkiani, K., & Torabi, T. (2019). Investigating the Asymmetric Effects of Fiscal Policy on Economic Growth in Iran: A Quantile Regression Approach. *Economics and Modeling,* 10(4), 158-139 (In Persian).
3. Anisa, D., & Santoso, R. (2020). The role of Islamic bonds (sukuk) toward Indonesia economy. *Journal of Islamic Business and Economic Review*, *3*(1), 43-48.
4. Bayat, S., & Gholich, V. (2019). Studying the effects of different methods of financing the government budget deficit on Iranian macroeconomic variables. *Ravand Journal*, 27(87), 17-46 (In Persian)
5. Begg, D., Vernasca, G., Fischer, S., & Dornbusch, R. (2014). *EBOOK: Economics*. McGraw Hill.
6. Bidabad, B., & Elhayarifard, M. (2010). *Non-interest-bearing bonds (rial-denominated) and interest-free central banking monetary instruments.* research report (In Persian).
7. Gharavi, S. F., Naghilou, A., Rahimzadeh, A. (2019). The Effects of Islamic Bonds (Sukuk) on Economic Growth Based on a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model DSGE. *Quarterly Journal of Financial Economics,* 17(63), 312-273 (In Persian).
8. Habibullah, M. S., Cheah, C. K., & Baharom, A. H. (2011). Budget deficits and inflation in thirteen Asian developing countries. *International Journal of Business and Social Science*, *2*(9).
9. Haj Amini, M., Fallahi, M. A., Ahmadi Shadmehri, M. T., Naji Meydani, A. A. (2016). The relationship between the government budget structure, monetary sector interactions and inflation in the Iranian economy. *Economic Research,* 51(1), 70-41 (In Persian).
10. Hassan, M. K., Aliyu, S., & Hussain, M. (2022). A contemporary review of Islamic finance and accounting literature. *The Singapore Economic Review*, *67*(01), 7-44.
11. Hosseinipour, S. M. R. (2018). A study of the cause and effect relationships between budget deficit, money supply and inflation rate in Iran. *Strategic and Macro Policies,* 6(21), 80-100 (In Persian).
12. Issavi, M., & Gholich, V. (2015). The Ability of Islamic Securities to Compensate for Government Budget Deficits as a Policy Instrument. *Quarterly Journal of Economic Research,* 15(56), 134-105 (In Persian).
13. Islam, M. A., Nabi, M. G., Hoque, M. N., & Hassan, M. S. Financing Infrastructure Projects with Application of Sukuk.
14. Jafari Samimi, A., Zaroki, Sh., & Sadati Amiri, Se. R. (2018). Analysis of economic welfare with emphasis on the dimensions of globalization. *Economic Modeling,* 12(44), 1-23 (In Persian).
15. Javed, A., & Fida, B. A. (2015). Islamic project financing in Pakistan: Current challenges and opportunities ahead.
16. Kadiyala, K. R., & Karlsson, S. (1997). Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models. Journal of Applied Econometrics, 12(2), 99–132
17. Kadiyala, K. R., & Karlsson, S. (1989). *Forecasting with bayesian vector autoregressions*. Purdue University, Department of Economics
18. Karlsson, L. S. (1989). *Bayesian analysis of vector autoregressions*. Purdue University.
19. Kim, C. J., & Nelson, C. R. (2017). *State-space models with regime switching: classical and Gibbs-sampling approaches with applications*. MIT press.
20. Komijani, A., & Varahrami, V. (2012). An Estimation of the Role of Factors Affecting the Budget Deficit in Iran. *Strategy,* 21(64), 27-42 (In Persian).
21. Levine, R. & S. Zervos (1998). Stock Markets, Banks and Economic Growth. *American Economic Review,* 88(3), PP 537-758.
22. Litterman, R. B. (1980). *Bayesian procedure for forecasting with vector autoregressions*. Massachusetts Institute of Technology.
23. Mankiw, N. G. (2013). Macroeconomics fifth edition.
24. Moghaddisi, M. R. (1994). *Monetary Policies: Choosing an Instrument as an Alternative.* Tehran: Deputy of Economic Affairs, Ministry of Economic Affairs and Finance (In Persian).
25. Montazeri Shorkchali, J., Zahedgharavi, M., & Ehsani, M. (1999). Inflation and Budget Deficit in the Iranian Economy: A Granger-Markov Switching Causality Approach. *Applied Economics,* 11(38), 53-69 (In Persian).
26. Musa, M. L., & Joseph, M. (2014). Macroeconomic effects of budget deficits in Uganda: A VAR-VECM Approach.
27. Nofaresti, M. (1992). *Single Root and Cointegration in Econometrics.* Rasa Publications (In Persian).

28. Renelt, D. (1991). Economic growth: A review of the theoretical and empirical literature.
29. Rashidi, D., Vaez Barzani, M. & Bakhshi Dastjerdi, R. (2018). A comparative analysis of the effects of borrowing from the central bank, Islamic bonds and treasury bills to finance the government budget deficit on selected macroeconomic variables. *Economic Research with an Islamic Approach,* 19(38), 237-203 (In Persian).
30. Rehman, W., Khan, R. A., & Kousar, S. (2020). Government revenue and economic growth of Pakistan (1979–2017). *Studies of Applied Economics*, *38*(3).
31. Sill, K. (2005). Do budget deficits cause inflation. *Business Review*, *31*(3), 26-33.
32. Sole, J. (2017). *The role of Islamic finance in the global economy*. Springer.
33. Tayeibi, S. K., Kamalian, A. R., Sarkhosh Sara, A., & Mobini Dehkordi, M. (2019). Analysis of the effects of globalization on government budget deficits: an assimilation approach. *Economics and Modeling,* 10(1), 65-96 (In Persian).
34. Yuliani, I., Qizam, I., Nugroho, A., & Mu'arrif, Z. I. (2022). The impact of Sukuk on the country's economic growth with country governance as a moderating variable. *al-Uqud: Journal of Islamic Economics*, *6*(1), 112-123.
35. Zulkhibri, M. (2015). A synthesis of theoretical and empirical research on sukuk. *Borsa Istanbul Review*, *15*(4), 237-248.

Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics

The Asymmetric Effect of Natural Disasters on Economic Growth in Iran: The NARDL Approach within the Framework of the Solow-Swan Theory

Vahid Azizi[1], Bakhtiar Javaheri[2], Fateh Habibi[3]

1. M.A. in Economics Department of Economics, University of Kurdistan, Kurdistan, Iran. VahidAzizi8@gmail.com
2. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Kurdistan, Iran. B.Javaheri@uok.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Kurdistan, Iran. F.Habibi@uok.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: January 2025
Accepted: May 2025

JEL: O47, Q54, C60.

Keywords:
Economic Growth,
Natural Disasters,
Solow-Swan model,
Iran.

ABSTRACT

Achieving a high economic growth rate during the process of sustainable development has become a crucial criterion for enhancing societal welfare, reducing poverty and inequality, and strengthening national authority. Therefore, identifying the factors that affect economic growth is a primary issue for policymakers. Theoretical literature suggests that unpredictable factors, such as natural disasters, can pose significant obstacles to achieving economic growth objectives. Thus, the present study was conducted to explore how natural disasters affect economic growth and fill the gap in the literature on asymmetric economics in Iran. The theoretical framework for this study is based on the Solow-Swan economic growth theory. In this context, the research model has been estimated using the NARDL method for the period between 1980 and 2023. The results indicate that natural disasters (NDI) asymmetrically reduce economic growth in Iran in both the short and long term. Further results demonstrate that trade liberalization (TO) and the physical capital savings rate (s) have a positive influence on economic growth, while the term $(n + g + \delta)$ negatively impacts economic growth. In light of these findings, it is recommended that suitable policies be implemented to enhance the resilience of society and the nation's productive sectors, thereby effectively addressing natural disasters and ensuring sustainable economic growth for the country.

Cite this article: Azizi, V., Javaheri, B., & Habibi, F. (2025). The Asymmetric Effect of Natural Disasters on Economic Growth in Iran: The NARDL Approach within the Framework of the Solow-Swan Theory. *Applied Theories of Economic*, 12(1), 119-144.
http//doi.org/ 10.22034/ecoj.2025.65103.3382

© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2025.65103.3382

Introduction

Achieving a high economic growth rate within the framework of sustainable development has become a crucial criterion for economic growth in a country. Through economic growth, governments can enhance societal welfare, reduce poverty, mitigate economic and social inequalities, and consequently strengthen national authority. Identifying the factors that influence economic growth is, therefore, a primary concern for policymakers. Theoretical literature suggests that unpredictable factors, such as natural disasters, can pose significant obstacles to achieving economic growth objectives. Addressing questions related to the effects of these disasters on the economic growth of societies is of utmost importance in developing global sustainable development strategies. As such, this study was conducted to investigate the impact of natural disasters on economic growth. Previous research has provided scant evidence on the effects of natural disasters on economic growth in Iran. Therefore, it is probable that no studies have been conducted to analyze the impact of natural disasters on economic growth within the framework of the Solow-Swan economic growth theory. As a result, this study differs from prior empirical literature. In this study, a natural disaster index is utilized to measure the effects of such disasters. Furthermore, it is innovative in proposing that disasters have an asymmetric effect on economic growth, thus demonstrating that this subject stands apart from previous studies.

Methodology

The primary objective of this study is to investigate the asymmetric effects of natural disasters on economic growth in Iran using the Solow-Swan economic growth model. Time series data spanning from 1980 to 2022 were employed, along with the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL), to conduct the research. The empirical model analyzed is specified in Equation (1).

$$\ln y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln s_t + \beta_2 \ln(n+g+\delta) + \beta_3 \ln NDI_t^+ + \beta_4 \ln NDI_t^+ + \beta_5 \ln TO_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

The dependent variable (y) represents the per capita income of the labor force. The independent variables include the physical capital savings rate (s), the term (g+n+δ), (NDI^-) negative changes due to natural disasters, (NDI^+) positive changes due to natural disasters, trade liberalization (TO), and the random error term (ε) for the year (t). To calculate the Natural Disaster Index (NDI), four data points were utilized: the number of severe natural disasters (ND), the number of deaths (DEA), the number of people affected (AFF), and the amount of damage caused by natural disasters (DAM). Given the non-uniformity of the data scale, the data for each component is first normalized separately to produce the NDI. Subsequently, a composite index is obtained by averaging the resulting sub-indices. In general, this index is calculated using Equation (2).

$$\left.\begin{aligned} ND &= \left(\frac{ND_t - ND_{\min}}{ND_{\max} - ND_{\min}}\right) \\ DEA &= \left(\frac{DEA_t - DEA_{\min}}{DEA_{\max} - DEA_{\min}}\right) \\ AFF &= \left(\frac{AFF_t - AFF_{\min}}{AFF_{\max} - AFF_{\min}}\right) \\ DAM &= \left(\frac{DAM_t - DAM_{\min}}{DAM_{\max} - DAM_{\min}}\right) \end{aligned}\right\} \quad NDI_t = \frac{ND + DEA + AFF + DAM}{N} \quad (2)$$

Results and Discussion

Using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) Unit Root Test, it was determined that the degree of reliability of the variables is mixed, with some being I(0) and others being I(1). Additionally, the independent variable of economic growth is an I(1) process. Therefore, the first condition for estimating the NARDL model is satisfied. The optimal interval for estimating the model was determined using the Schwarz-Bayesian Information Criterion (SBIC) with a lag length of one.

It was also confirmed that the model variables have a long-term relationship, as indicated by the bounds test. Consequently, the second condition for estimation is also met. The Wald test indicated that the positive and negative changes in economic growth resulting from natural disasters exhibit asymmetric behavior, thus confirming the appropriateness of using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) estimation method. Finally, by validating the explicit tests, the empirical model of this study was estimated in both short-term and long-term patterns, and the results are reported in Table (1). The findings presented in Table 1 indicate that physical capital savings (s) and the degree of trade openness (to) exert a positive effect on economic growth, while the expression $(n + g + \delta)$ has a negative and significant effect. Based on the results, natural disasters (NDI) have a significant and detrimental impact on Iran's economic growth. The fluctuations, both positive (NDI^{+}) and negative (NDI^{-}), associated with severe natural disasters have led to a decline in economic growth in the country. Notably, the coefficient representing the negative changes is larger than that of the positive changes. Consequently, severe natural disasters have led to a decline in per capita income in Iran. The outcomes demonstrate that the occurrence of severe natural disasters has had an adverse impact on the nation's economic growth and development, resulting in a corresponding decline in economic performance. Therefore, in light of these findings, it is recommended that suitable policies be implemented to enhance the resilience of society and the nation's productive sectors, thereby effectively addressing natural disasters and ensuring sustainable economic growth for the country.

Variables	Short-term relationship			Long-term relationship		
	coefficient	T-statistic	Probability	coefficient	T-statistic	Probability
NDI+	-0.084	-3.37	0.001	-0.095	-3.78	0.000
NDI^{-}	-0.112	-4.37	0.000	-0.128	-5.25	0.000
s	0.132	3.83	0.000	0.151	4.13	0.000
TO	0.070	2.39	0.022	0.080	2.41	0.020
gnδ	-0.027	-2.66	0.011	-0.031	-2.68	0.010
c	14.407	8.84	0.000	16.427	56.89	0.000

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

اثر نامتقارن بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد NARDL در چارچوب نظریه سولو – سوان[1]

وحید عزیزی[1]، بختیار جواهری[2]، فاتح حبیبی[3]

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، کردستان، ایران. رایانامه: VahidAzizi8@gmail.com
۲. نویسنده مسئول، دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، کردستان، ایران. رایانامه: B.Javaheri@uok.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، کردستان، ایران. رایانامه: F.Habibi@uok.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۷

تاریخ پذیرش : ۱۴۰۴/۰۲/۲۹

JEL: Q54،O47،C60.

واژه‌های کلیدی:
رشد اقتصادی،
بلایای طبیعی،
مدل سولو – سوان،
ایران

چکیده

دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا در فرایند توسعه پایدار به معیاری مهم برای افزایش رفاه جامعه، کاهش فقر، نابرابری‌ها و تقویت اقتدار ملی تبدیل شده است. ازاین‌رو، شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی یکی از مسائل اصلی سیاست‌گذاران است. ادبیات نظری نشان می‌دهد عامل‌های غیرقابل‌پیش‌بینی مانند بلایای طبیعی می‌توانند موانع مهمی برای دستیابی به اهداف رشد اقتصادی باشند. بنابراین، مطالعه حاضر برای بررسی این سؤال که بلایای طبیعی چگونه بر رشد اقتصادی تأثیر دارد؟ انجام شده است و خلأ ادبیات نامتقارن در اقتصاد ایران را پر می‌کند. از این‌رو، چارچوب نظری این مطالعه، بر پایه نظریه رشد اقتصادی سولو – سوان بنا شده است. در این راستا مدل پژوهش با استفاده از رویکرد خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی طی دوره زمانی (۱۴۰۱-۱۳۵۹) برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که بلایای طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌صورت نامتقارن باعث کاهش رشد اقتصادی در ایران شده است. سایر نتایج نیز نشان داد که آزادسازی تجاری و نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی اثر مثبت و عبارت $(n+g+\delta)$ اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند. باتوجه‌به نتایج، توصیه می‌شود که سیاست‌های مناسب جهت افزایش تاب‌آوری جامعه و بخش‌های تولیدی کشور برای مقابله با بلایای طبیعی اجرا شود تا جریان رشد پایدار اقتصادی کشور تضمین شود.

استناد: عزیزی، وحید، جواهری، بختیار و حبیبی، فاتح (۱۴۰۴). اثر نامتقارن بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد NARDL در چارچوب نظریه سولو – سوان. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۱(۱۲)، ۱۱۹-۱۴۴.

DOI: 10.22034/ecoj.2025.65103.3382

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

[1] این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی‌ارشد نویسنده اول در دانشگاه کردستان است.

۱-مقدمه

توسعه فرآیندی است که با سازماندهی مجدد و تغییرات کل نظام اقتصادی - اجتماعی همراه است. این مفهوم شامل بهبود نرخ تولید و درآمد، تحولات اساسی در ساختارهای نهادی، اجتماعی و تغییر در نگرش عمومی است. توسعه اقتصادی به معنای رشد اقتصادی همراه با تغییرات بنیادین در اقتصاد و افزایش ظرفیت‌های تولیدی، اعم از فیزیکی، انسانی و اجتماعی است (فوروئوکا[1]، ۲۰۱۶). برنامه‌ریزی توسعه با هدف تجهیز منابع ملی به‌منظور رشد بیشتر تولید کالا و خدمات انجام می‌شود. بنابراین، تولید بیشتر با بهره‌برداری گسترده‌تر و فشرده‌تر از همه منابع اعم از منابع انسانی، فیزیکی و طبیعی همراه است، زیرا زمانی که نرخ رشد اقتصادی به طور محسوس افزایش یابد، فشار فزاینده‌ای بر منابع وارد می‌شود (فاخر و گلدانسا[2]، ۲۰۱۵). بااین‌حال، رشد اقتصادی پایدار تنها زمانی قابل تحقق است که توسط یک سیاست توسعه پایدار هدایت شود که شامل حفاظت از محیط زیست، کاهش فقر، توسعه متوازن منطقه‌ای و تأکید بر توسعه روستایی باشد (جاشوا[3]، ۲۰۱۷). از طرفی دستیابی به توسعه اقتصادی از اهداف کلیدی کشورها است. زیرا می‌تواند منجر به بهبود کیفیت زندگی، کاهش فقر و افزایش رفاه اجتماعی شود (لاورده_ روخاس و همکاران[4]، ۲۰۲۱). بنابراین، تداوم رشد اقتصادی پایدار در بلندمدت شرط لازم برای توسعه اقتصادی کشورها به شمار می‌آید (روزبهان، ۱۳۹۲).

اقتصاد ایدئال به‌عنوان سیستمی دائماً در حال رشد تصور می‌شود، اما در واقعیت با عوامل تصادفی و غیرسیستمی مواجه است. این عوامل که غیرقابل پیش‌بینی هستند، به‌طور ناگهانی و در دوره‌های زمانی متفاوت بروز می‌کنند. یکی از مهم‌ترین این عوامل، بلایای طبیعی است که به‌عنوان شوک‌هایی خارج از کنترل بشر، همه ساله خسارات جانی و مالی قابل توجهی در سطح کره زمین به بار می‌آورند. بلایای شدید طبیعی می‌تواند آسیب‌های زیادی به زیرساخت‌ها، اموال و صنایع وارد کنند و در نتیجه باعث توقف کسب‌وکارها، اختلال در تأسیسات تولیدی، سیستم‌های حمل‌ونقل و کاهش تولیدات اقتصادی می‌شوند (ایدروس و همکاران[5]، ۲۰۲۳). همچنین این حوادث ممکن است باعث از دست دادن جان، جراحت، آسیب‌های بهداشتی، اجتماعی، اقتصادی و زیست-محیطی شود. بنابراین، اثر بلایای طبیعی به اشکال مختلف ظاهر می‌شود و می‌تواند محدود به یک مکان و دوره خاص باشد، اما ممکن است محدوده جغرافیایی بزرگ‌تری را در برگیرد و برای مدت طولانی ادامه یابد (والیکا و همکاران[6]، ۲۰۲۳).

حوادث شدید طبیعی باعث کاهش ناگهانی در دسترسی به عوامل تولید مانند سرمایه و نیروی کار می‌شوند و سیستم اقتصادی را به تعدیلاتی وادار می‌کنند که ممکن است شامل انتقال به تعادل جدید یا بازگشت به تعادل قبل از وقوع بلایا باشد (خان و همکاران[7]، ۲۰۲۳). پیامدهای فوری بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت به وضوح قابل مشاهده است و برخی از این اثرات احتمالاً به طور پیامدهای ماندگار باقی می‌مانند (هوکراینر[8]، ۲۰۰۹). از جمله این تأثیرات، می‌توان به بحران‌های مالی اشاره کرد که می‌توانند به دلیل فشارهای تورمی، رشد اقتصادی را مختل کنند. همچنین، ممکن است تأثیرات روانی بر افراد آسیب‌دیده داشته باشند و به طور بالقوه، بهره‌وری آنها را کاهش دهند (ایدروس و همکاران، ۲۰۲۳؛ برلمانن و ونزل[9]، ۲۰۱۵). بااین‌حال، در برخی موارد نادر، بلایا

[1] Furuoka
[2] Fakher & Goldansaz
[3] Joshua
[4] Laverde-Rojas et al.
[5] Idroes et al.
[6] Walika et al.
[7] Khan et al.
[8] Hochrainer
[9] Berlemann & Wenzel

ممکن است منجر به اثرات مثبت بر رشد اقتصادی شود (ساوادا و همکاران[1]، ۲۰۰۹). به‌ویژه اگر بازسازی و توسعه زیرساخت‌ها پس از بلایا صورت گیرد. این فرایند باعث جذب منابع برای بازسازی و توسعه زیرساخت‌ها می‌شود (چیبر و لااجاج[2]، ۲۰۱۳). بنابراین جذب سرمایه‌گذاری و افزایش مخارج برای بازسازی ممکن است فعالیت‌های اقتصادی را تحریک کرده و به رشد اقتصادی بلندمدت کمک کند (پانوار و سن[3]، ۲۰۱۹).

در طول زمان، تعداد بلایای شدید طبیعی و خسارات ناشی از آن افزایش یافته است (جوزف[4]، ۲۰۲۲). به طوری‌که تا به امروز ۱۳۳۸۶ بلایای طبیعی جهانی گزارش شده که ۳/۶ میلیون جان انسان، ۷/۷ میلیارد نفر آسیب‌دیده و ۳/۳ تریلیون دلار خسارت اقتصادی را به همراه داشته است (خان و همکاران، ۲۰۲۳). سرزمین ایران نیز به میزان زیادی در معرض مخاطرات طبیعی متعدّد قرار دارد. وقوع حدود ۳۱ نوع حوادث طبیعی در ایران ثبت شده است. از این بین، زلزله و سیل بیشترین فراوانی و صدمات را به بار آورده‌اند. به طور مثال کشته شدن حدود ۲۰ هزار نفر در زمین لرزه‌های بویین زهرا سال ۱۳۴۱، طبس با ۱۹/۶ هزار کشته در سال ۱۳۵۷، رودبار و منجیل در سال ۱۳۶۹ با حداقل ۴۰ هزار کشته، بم در سال ۱۳۸۲ با حداقل ۳۰ هزار کشته، سیل‌های استان گلستان در سال ۱۳۸۰ با حدود ۵۰۰ کشته، سال ۱۳۹۸ با حدود ۷۷ نفر کشته و بیش از هزار زخمی و میلیاردها ریال خسارات مالی تعدادی از بلایای طبیعی بزرگ در ایران هستند. به طورکلی، بر اساس گزارش پایگاه بین‌المللی بلایای طبیعی (EM-DAT)[5] از سال ۱۹۰۹میلادی در مجموع طی ۱۱۳ سال گذشته، ۲۵۸ بلایای شدید طبیعی در ایران اتفاق افتاده است که در مجموع ۱۶۳۴۵۳ نفر کشته و ۶۰۵۵۰۰۴۹ نفر هم آسیب دیده‌اند. لذا به طور متوسط ایران حدود ۶ درصد خسارات ناشی از مخاطرات طبیعی در جهان را به خود اختصاص داده است و خسارات ناشی از حوادث طبیعی و انسان ساخت در ایران، سالانه به طور متوسط ۵ میلیارد دلار برآورد شده است که ایران را جزء ۱۰ کشور حادثه خیز جهان و چهارمین کشور آسیا قرار می‌دهد. با این وجود، بررسی اثرات بلایای طبیعی بر شاخص‌های کلان اقتصادی و رفاه اجتماعی در ایران کمتر پرداخته شده است.

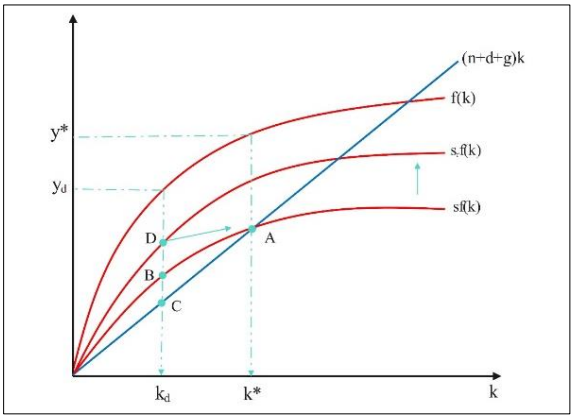
بنابراین با توجه به این‌که، بلایای طبیعی به‌عنوان رویدادهایی غیرقابل‌پیش‌بینی و تصادفی شناخته می‌شوند، اما تأثیرات واقعی و قابل‌توجهی بر اقتصاد دارند، بررسی این موضوع که آیا این بلایای طبیعی مانع واقعی برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی کشورها هستند یا خیر، سؤال اصلی این پژوهش است و دارای اهمیت مطالعاتی زیادی می‌باشد. لذا، این مطالعه به تحلیل اثر بلایای شدید طبیعی بر رشد اقتصادی در کشور ایران می‌پردازد. علاوه بر این، فرض بر این است که تأثیر بلایای شدید طبیعی بر رشد اقتصادی ممکن است به‌صورت نامتقارن باشد؛ به‌عبارت دیگر، تغییرات مثبت و منفی ناشی از حوادث طبیعی اثرات متفاوتی را درجامعه و اقتصاد بر جای خواهند گذاشت. همچنین، این مطالعه شواهد جدیدی از اندازه‌گیری معیارهای کمی برای بلایای شدید طبیعی ارائه می‌کند و نقش این حوادث در کاهش رشد اقتصادی ایران را در چارچوب نظریه رشد اقتصادی سولو – سوان نشان می‌دهد. به همین منظور، در ادامه به مرور ادبیات مربوطه پرداخته می‌شود که شامل مبانی نظری و پیشینه‌های تجربی مرتبط با موضوع است. سپس، روش‌شناسی پژوهش تشریح شده و یافته‌های حاصل از آزمون‌ها و برآورد مدل پژوهش ارائه می‌شود. در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی برای تحقیقات آتی مطرح خواهد شد.

[1] Sawada et al.
[2] Chhibber & Laajaj
[3] Panwar & Sen
[4] Joseph
[5] EM-DAT: The International Disaster Database

۲-ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

ادبیات مربوط به ارتباط نظریه‌های رشد اقتصادی با بلایای طبیعی هنوز محدود و در حال توسعه است. بحث و نتایج ذکر شده تا به حال متناقض و متفاوت بوده است (بایگ و همکاران[1]، ۲۰۱۸). در بین نظریه‌های رشد اقتصادی، تئوری سولو[2] – سوان[3] برای آشکار کردن اثرات اقتصادی بلایای طبیعی مناسب است. این مدل به دلیل قدرت مفهومی و وضوح آن در توضیح تغییر وضعیت به حالت پایدار بلندمدت به طور گسترده در ادبیات تجربی استفاده می‌شود. در این نظریه، بلایای طبیعی از طریق سه کانال؛ عرضه مواد و نهاده‌های واسطه‌ای، بهره‌وری کل (A) و میزان نسبی سرمایه (K) و نیروی کار (L) بر بهره‌وری اقتصادی تأثیر می‌گذارد. شکل (۱) تأثیر بلایای طبیعی را با درنظرگرفتن مدل سولو – سوان نشان می‌دهد. اقتصاد در یک حالت ثابت در نقطه A قرار دارد. فرض می‌شود که یک حادثه طبیعی بر موجودی سرمایه تأثیر نامطلوب بگذارد؛ اما نیروی کار بدون تغییر باقی بماند (خان و همکاران، ۲۰۲۳). به همین دلیل سرمایه سرانه کاهش می‌یابد و به k_d می‌رسد. تولید از حالت پایدار y^* به تولید پس از فاجعه y_d کاهش می‌یابد. اقتصاد پس از یک حادثه شدید طبیعی به نقطه B می‌رسد. فاصله بین نقاط B و C فضای موجود برای بازیابی را نشان می‌دهد. اقتصاد به سمت سرمایه حالت پایدار k^* همگرا می‌شود.



شکل (۱): اثر بلایای طبیعی بر اقتصاد با درنظرگرفتن نظریه سولو – سوان

منبع: خان و همکاران (۲۰۲۳)

افزایش سرمایه با نرخ پس‌انداز بالاتر s_r نسبت به نرخ پس‌انداز قبل از فاجعه s مرتبط است. نرخ پس‌انداز بازیابی s_r انباشت سرمایه را تسریع می‌کند و اقتصاد به نقطه D حرکت می‌کند. اقتصاد به‌تدریج بهبود می‌یابد (نقطه D تا A) و موجودی سرمایه برابر با سرمایه حالت ثابت k^* می‌شود. نرخ پس‌انداز نیز به نرخ پس‌انداز قبل از فاجعه باز می‌گردد (اوکویاما[4]، ۲۰۲۳). حال مشخص می‌شود که بلایای طبیعی ممکن است باتوجه‌به نظریه سولو – سوان بر محرک‌های پیشرفت اقتصادی تأثیر بگذارد.

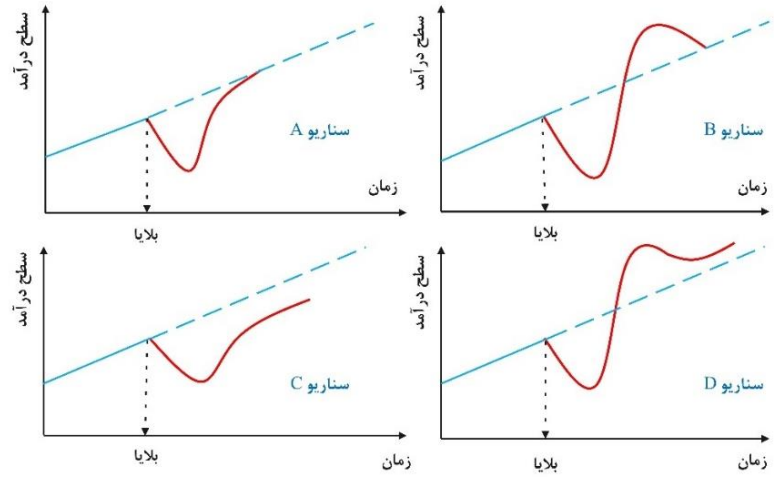
حوادث طبیعی با افزایش هزینه‌های خصوصی برای مراقبت‌های پزشکی و هزینه‌های اضطراری، انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی را از طریق افزایش نرخ استهلاک و کاهش نرخ پس‌انداز کاهش می‌دهند. به‌عنوان‌مثال فانکهاوزر و تول[5] (۲۰۰۵) اشاره می‌کنند که

[1] Baig et al.
[2] Solow
[3] Swan
[4] Okuyama
[5] Fankhauser & Tol

بلایا نیاز به تعدیل بیشتر در مشارکت سرمایه، به‌ویژه باتوجه‌به هزینه‌های دفاعی دارند. از نظر تئوری، میزان سرمایه فیزیکی موجود به‌ازای هر کارگر در یک کشور نیز ممکن است پس از حوادث طبیعی افزایش یابد، زیرا کاهش نیروی کار می‌تواند منجر به کاهش سرمایه کمتر شود. همچنین، انباشت سرمایه انسانی به دلیل ازدست‌رفتن مهارت‌ها و افزایش نرخ ناتوانی و تعداد تلفات ناشی از فاجعه کاهش می‌یابد. همچنین، مهاجرت پس از یک فاجعه ممکن است باعث کاهش بیشتر در موجودی سرمایه انسانی و انباشت آتی آن شود، به‌ویژه کارگران ماهر که منابع بیشتری برای جابه‌جایی دارند. بنابراین، تأثیر کلی بلایای طبیعی بر نسبت سرمایه به کار، بستگی به این دارد که اثر کاهش جمعیت یا خسارات وارده به سرمایه‌های فیزیکی و انسانی کدام یک غالب باشد (کلمپ و والککس، ۲۰۱۴). به طور مشابه، لوایزا و همکاران (۲۰۱۲) و هالگات و دوما (۲۰۰۹) نشان می‌دهند که بلایای شدید احتمالاً اقتصادها را در مسیرهای رشد پایین‌تری قرار می‌دهند و آنها را در تعادل سطح پایین به دام می‌اندازند (کلمپ و والککس[1]، ۲۰۱۴). در نهایت، تأثیر بلایای طبیعی بر پیشرفت تکنولوژی از لحاظ نظری مبهم است. از یک سو، بلایای طبیعی ممکن است امکانات تحقیق و توسعه یا فرصت‌های آموزشی در حین کار را از بین ببرد و تأثیر منفی بر نرخ رشد فناوری داشته باشد. از سوی دیگر، هنگامی که پس از یک حادثه طبیعی، فناوری موجود با فناوری پیشرفته‌تری جایگزین می‌شود، ممکن است تأثیر مثبتی بر سطح فناوری در یک کشور داشته باشد (هالگات و دوما، ۲۰۰۹).

ازآنجایی‌که از نظر تئوری، پیش‌بینی‌ها در رابطه با تأثیرات کلان اقتصادی بلایای طبیعی در مقیاس بزرگ روشن نیستند، چیبر و لااجاج (۲۰۰۸) در ادبیات خود چهار سناریو ممکن را برای تکامل رشد اقتصادی بلندمدت سرانه پس از وقوع چنین فاجعه‌ای بررسی می‌کنند (شکل ۲). یکی از وجوه مشترک در همه سناریوها این است که در کوتاه‌مدت با وقوع بلایای طبیعی، تولید ناخالص داخلی سرانه به طور موقت کاهش می‌یابد، زیرا ظرفیت‌های تولید از بین می‌رود و اختلالاتی در اقتصاد به وجود می‌آید. سناریوهای A و B استدلال می‌کنند که بلایای طبیعی تنها تأثیرات موقت بر رشد اقتصادی دارند و نسبت سرمایه انسانی و فیزیکی به نیروی کار در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. بااین‌حال، پس از فاجعه به دلیل بازده بیشتر سرمایه، پس‌انداز و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش می‌یابد. در این فرایند سرمایه‌گذاری‌های بازسازی رونق می‌گیرد که به‌تدریج نسبت سرمایه به نیروی کار را دوباره افزایش می‌دهد (کلمپ و والککس، ۲۰۱۴). با این حال، هالگات و همکاران[2] (۲۰۰۷) بر این نکته تأکید دارند که به دلیل محدودیت‌های موجود در ظرفیت‌های اقتصادی، بازسازی سرمایه‌گذاری به‌آرامی پیش می‌رود، به‌خصوص در کشورهای درحال‌توسعه، جایی که نیازهای خاصی برای مهارت‌ها وجود دارد و بازار کار پاسخگوی آن نیست. این مسئله باعث می‌شود که سرمایه‌گذاری‌های بازسازی اغلب برای مدت‌زمان طولانی در این کشورها معوق بماند.

[1] Klomp & Valckx
[2] Hallegatte et al.



شکل (۲): سناریوهای احتمالی تأثیر بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی

منبع: خان و همکاران (۲۰۲۳) و چیر و لااجاج (۲۰۰۸)

با توجه به مطالعه لویز و همکاران، (۲۰۱۲) کمک‌های خارجی می‌تواند برخی از این محدودیت‌های مالی و فنی را کاهش دهد. علاوه بر این، در سناریوی B مقداری سرمایه‌گذاری بیش از حد در دوره میانی پس از یک فاجعه وجود دارد. با این حال، در بلندمدت کاهش ارزش سرمایه بیشتر از سرمایه‌گذاری‌های جایگزین است که باعث می‌شود درآمد به مسیر رشد بلندمدت خود بازگردد (آلبلا - برتراند[1]، ۱۹۹۳). توضیح جایگزین برای سناریوی B، ورود موقت کمک‌های خارجی است که در یک مقطع زمانی مشخص متوقف می‌شود. در نتیجه این عمل باعث می‌شود تولید ناخالص داخلی سرانه به مسیر رشد متعادل اولیه خود بازگردد (کلمپ و والککس، ۲۰۱۴). در سناریوی C، نسبت سرمایه به نیروی کار دائمی کاهش یافته است که عمدتاً به دلیل محدودیت‌های مالی که خانوارها و بخش خصوصی با آن مواجه هستند و باعث سرمایه‌گذاری مجدد در سرمایه می‌شود، وجود دارد. کشور به مسیر رشد بلندمدت جدیدی می‌رسد که کمتر از مسیر اولیه است (بنسون و کلی[2]، ۲۰۰۳). در نهایت، در سناریوی D یک تأثیر مثبت بلندمدت بلایای طبیعی بر درآمد وجود دارد؛ زیرا سرمایه مستهلک شده یا از بین رفته با فناوری بهتر جایگزین سرمایه می‌شود (اسکیدمور و تویا، ۲۰۰۲)[3].

۲-۲- مروری بر مطالعات پیشین

صادقی و امامقلی‌پور[4] (۱۳۸۷) در مطالعه خود با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده[5] (ARDL) طی دوره زمانی (۱۳۸۳ - ۱۳۳۸) برای کشور ایران نشان دادند که بلایای طبیعی (خسارات بلایا) اثر منفی و مجذور بلایای طبیعی، سرمایه فیزیکی و متغیر مجازی (زلزله رودبار سال ۱۳۶۹) اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی دارد.

[1] Albala-Bertrand
[2] Benson & Clay
[3] Skidmore & Toya
[4] Sadeghi & ImamQalipour (2008)
[5] Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

هادی‌زنوز و کمالی‌دهکردی[1] (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای برای منتخب ۶۷ کشور مختلف طی دوره زمانی (۲۰۰۴ – ۱۹۹۸) با استفاده از روش داده‌های پانل اثرات ثابت (FE)[2] نشان دادند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، پس‌انداز سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و آزادسازی تجاری اثر مثبت و عبارت (g+n+δ) اثر منفی بر رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی سرانه نیروی کار) دارند.

صابری‌زاده و دقیقی (۱۳۹۸)[3] طی دوره زمانی (۱۳۶۱–۱۳۹۰) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) مشخص کردند که بلایای طبیعی (خسارات ناشی از سیل) اثر منفی و رشد نیروی کار و سرمایه‌گذاری در بخش حمل‌ونقل جاده‌ای و بهره‌وری کل عوامل تولید اثر مثبت بر رشد اقتصادی (ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل جاده‌ای) دارند.

سو و لی‌یو[4] (۲۰۱۶) در مطالعه شهرهای چین طی دوره (۲۰۱۰ – ۱۹۹۱) با استفاده از مدل رشد سولو و روش‌های اثرات ثابت (FE)، حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS)[5] و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[6] نشان دادند که سرمایه انسانی و عبارت (g+n+δ) اثر منفی و پس‌انداز سرمایه و سرمایه‌گذاری خارجی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند.

قریشی و همکاران[7] (۲۰۱۹) برای کشور مالزی طی دوره زمانی (۲۰۱۶ – ۱۹۶۵) با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان دادند که کمک‌های رسمی دریافت شده و سرمایه‌گذاری خارجی اثر مثبت و بلایای طبیعی (سیل، طوفان و اپیدمی) اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند. اما در بلندمدت این نتایج ناپدید می‌شوند، جایی که سیل و طوفان ارتباط مثبتی با رشد اقتصادی نشان می‌دهد.

خان و همکاران (۲۰۲۳) برای ۹۸ کشور منتخب طی دوره زمانی (۲۰۰۹ – ۱۹۹۵) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان دادند که بلایای طبیعی (افراد آسیب‌دیده) اثر منفی و متغیرهای زیرساخت، سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه انسانی، جهانی شدن و سرمایه فیزیکی اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارند.

نائواج[8] (۲۰۲۳) برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه طی دوره (۲۰۱۹ – ۱۹۷۰) با استفاده از روش اثرات ثابت (FE) نشان دادند که بلایای طبیعی (هزینه خسارت) اثر منفی و سرمایه انسانی، تورم و تراکم جمعیت اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند.

گیامفی آکومه و همکاران[9] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای برای ۴۸ کشور آفریقایی طی دوره (۲۰۲۰ – ۲۰۰۰) با استفاده از روش دو مرحله‌ای گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان دادند که بلایای طبیعی (تعداد مرگ و میر، افراد آسیب دیده و کل خسارت ناشی از بلایا)، یک اثر منفی کوتاه‌مدت و یک اثر مثبت بلندمدت بر رشد اقتصادی دارند. سایر نتایج در کوتاه‌مدت نیز نشان داد که سال‌های تحصیلات ابتدایی، اشتراک تلفن همراه، تورم و نرخ ارز تأثیر منفی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و باز بودن تجاری تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی نمونه مورد مطالعه دارند.

[1] Hadi Zonooz & Kamali Dehkordi (2009)
[2] Fixed effects
[3] Saberizadeh & Daghighi (2019)
[4] Su & Liu
[5] Two-Stage least squares (2SLS)
[6] The generalized method of moments (GMM)
[7] Qureshi et al. (2019)
[8] Naoaj
[9] Gyamfi Ackomah et al.

ورسامه و همکاران[1] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای برای کشور سومالی طی دوره (۲۰۱۸ - ۱۹۹۰) با استفاده از روش تکنیک هسته حداقل مربعات منظم شده (KRLS)[2] نشان دادند که وقوع بلایای طبیعی (افراد آسیب‌دیده) اثر منفی و سرمایه فیزیکی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند.

الیاس و همکاران[3] (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای برای ۳۴ استان کشور اندونزی طی دوره زمانی (۲۰۲۲ - ۲۰۱۴) با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLS)[4] نشان دادند که بلایای طبیعی (وقوع سیل) اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین، سایر نتایج نیز نشان داد که نیروی کار، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند.

۲-۳- نوآوری پژوهش

مرور مطالعات تجربی گذشته حاکی از آن است که در رابطه با عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی مطالعات متعددی انجام شده است. اما ادبیات موضوع مطالعه حاضر، هنوز اندک و بی‌نتیجه است. بنابراین احتمالاً تا به حال پژوهشی که به بررسی بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی در چارچوب نظریه رشد اقتصادی سولو - سوان بپردازد، انجام نشده است. ازاین‌رو، این مطالعه با ادبیات تجربی گذشته متفاوت است. از طرفی، در رابطه با بلایای طبیعی مطالعات گذشته بیشتر از متغیرهای مجازی یا تعداد مرگ‌ومیر، افراد آسیب‌دیده و میزان خسارت استفاده کردند. اما در این مطالعه برای اندازه‌گیری بلایای طبیعی از شاخص کمی‌سازی شده بلایای طبیعی استفاده می‌شود. این شاخص توسط چهار داده تعداد حوادث شدید طبیعی، تعداد مرگ‌ومیر افراد، تعداد افراد تحت‌تأثیر قرار گرفته و میزان خسارت وارد شده ناشی از بلایای طبیعی، شاخص‌سازی شده است. این مطالعه علاوه بر این که به پر کردن خلأ ادبیات موضوع کمک خواهد کرد در طرح این موضوع که بلایای طبیعی اثر نامتقارنی بر رشد اقتصادی دارند نیز دارای نوآوری در مسئله تحقیق است و در نتیجه متفاوت بودن موضوع را با مطالعات پیشین نشان می‌دهد.

۳-روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- تصریح الگوی تجربی[5]

در این مطالعه، برای بررسی تأثیر بلایای شدید طبیعی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران از مدل پایه نظریه رشد اقتصادی نئوکلاسیک سولو - سوان در حالت پایدار استفاده شده است. به این منظور، در این مطالعه تابع تولید کاب – داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در نظر گرفته شده است. بر اساس این تابع، بخش اقتصاد مقداری از سه نهاده سرمایه K، نیروی کار L و دانش فنی و سایر عوامل دیگر A را در هر زمان با هم ترکیب و محصول یا کالا تولید می‌کند. در این تابع، حاصل‌ضرب نیروی کار و دانش فنی، نیروی کار مؤثر (AL) خوانده می‌شود (رومر[6]، ۲۰۰۱). بنابراین رابطه اول مدل رشد سولو – سوان در زمان t برابر رابطه زیر خواهد بود.

$$Y_t = f(K_t, A_t L_t) = K_t^{\alpha}(AL_t)^{1-\alpha} \qquad 0 < \alpha < 1 \qquad (۱)$$

دراین‌رابطه، Y تولید کل، K سرمایه، L نیروی کار و A سطح فناوری یا کارایی اقتصادی است. α و ۱-α نیز سهم نهاده سرمایه و نیروی کار در تولید هستند. در این مطالعه، فرض می‌شود عامل A علاوه بر پیشرفت فنی تابعی از سایر عوامل اثرگذار بر کارایی اقتصاد نیز است. بنابراین، وقوع بلایای طبیعی به‌عنوان شوک‌هایی است که به اقتصاد وارد می‌شود و احتمالاً می‌تواند بر کارایی اقتصاد

[1] Warsame et al.
[2] The Kernel Regularized Least Squares (KRLS)
[3] Ilyas et al.
[4] Full Generalized Least Squares (FGLS)
[5] برای مطالعه تفصیلی فرایند انتخاب روش و اثبات رابطه‌ها به مطالعه عزیزی (۱۴۰۳) مراجعه کنید.
[6] Romer

تأثیرگذار باشد. همچنین، به تبعیت از رائو[1] (۲۰۱۰) فرض می‌شود که تکنولوژی علاوه بر این که در شکل بهره‌وری نیروی کار ظاهر می‌شود، ممکن است به صورت انباشته (سرریز) از طریق فرایند تجارت خارجی نیز باعث رشد اقتصادی شود. بنابراین، فرض می‌شود که A(t) تابعی از سطح فناوری یا سایر عوامل، تجارت خارجی و بلایای طبیعی است. حال در رابطه (۱) خواهیم داشت:

$$L(t) = L(0)e^{nt}, \quad A(t) = A(0)e^{gt}NDI(t)^{\beta}TO(t)^{\phi}, \quad \dot{K}_t = sY - \delta K \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، نیروی کار با نرخ رشد n، سرمایه با نرخ رشد δ و عامل A با نرخ رشد g رشد می‌کنند. A(0) مقدار انباشت تکنولوژی در دوره پایه یا سایر عوامل است که عواملی چون آموزش و پرورش بهتر، سلامت و بهداشت، سازمان‌دهی بهتر و سایر را در بر می‌گیرد. لذا، مقدار A برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. همچنین، NDI بلایای شدید طبیعی و TO نیز آزادسازی تجاری یا درجه باز بودن تجاری است.

تقاضای کل در این اقتصاد توسط رابطه Y=C+I مشخص می‌شود. C نشان‌دهنده مصرف و I نشان دهنده مخارج سرمایه‌گذاری است. با فرض بسته بودن اقتصاد، در شرایط تعادل S پس‌انداز با I سرمایه‌گذاری برابر است. علاوه بر این با فرض اینکه بخشی از تولید مصرف می‌شود و بخش ثابتی از تولید، پس‌انداز و سپس سرمایه‌گذاری می‌شود، تابع پس‌انداز را می‌توان به‌صورت رابطه $S_t=sY_t$ نوشت. شرایط تعادل مجدد به صورت زیر خواهد بود.

$$I_t = S_t \xrightarrow{S_t=s_tY_t} I_t = s_tY_t \qquad (۳)$$

که در آن s تمایل به صرفه جویی است. سرمایه‌گذاری ناخالص به عنوان تغییر در موجودی سرمایه به اضافه کاهش ارزش موجودی سرمایه موجود تعریف می‌شود و تشکیل سرمایه در طول زمان توسط رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$I_t = \frac{dK_t}{dt} + \delta K_t \xrightarrow{I_t=s_tY_t} s_tY_t = \frac{dK_t}{dt} + \delta K_t \qquad (۴)$$

که در آن s درصد سهم سرمایه‌گذاری از تولید یا همان نرخ پس‌انداز بوده و σ نرخ استهلاک سرمایه است (راگاوندرا و پیروینن[2]، ۲۰۲۳). حال با درنظرگرفتن فرض بازدهی به مقیاس ثابت برای تابع تولید، تابع تولید و انباشت سرمایه را می‌توان به‌صورت سرانه تبدیل کرد.

$$y_t = \frac{Y_t}{A_tL_t} \Leftrightarrow Y_t = y_tA_tL_t \qquad (۵)$$

$$k_t = \frac{K_t}{A_tL_t} \Leftrightarrow K_t = k_tA_tL_t \qquad (۶)$$

برای تعیین تغییرات K از رابطه (۶) دیفرانسیل گرفته و نتیجه را همراه با رابطه (۵) در رابطه (۴) جایگزین و رابطه نهایی را نسبت به dk حل خواهیم کرد.

$$\frac{dk}{dt} = s_ty_t - (\frac{\frac{dA}{dt}}{A} + \frac{\frac{dL}{dt}}{L} + \delta)k_t \xrightarrow{\frac{\frac{dA}{dt}}{A}=g \; \frac{\frac{dL}{dt}}{L}=n} \dot{k} = \frac{dk}{dt} = s_ty_t - (g + n + \delta)k_t \qquad (۷)$$

رابطه (۷) معادله انباشت سرمایه می‌باشد که دومین معادله نظریه سولو – سوان است. لذا، نرخ تغییر سرمایه سرانه نیروی کار مؤثر $\dot{k}$ برابر است با تفاوت بین سرمایه‌گذاری واقعی sy و سر به سر $(g + n + \delta)k_t$ است. سرمایه‌گذاری واقعی مقدار سرمایه‌گذاری سرانه‌ای است که در عمل در اقتصاد انجام می‌شود. سرمایه سر به سر، مقدار سرمایه‌گذاری لازم برای ثابت نگهداشتن هر مقدار سرمایه سرانه نیروی کار مؤثر است. میزان انباشت سرمایه در نطقه پایدار با مساوی قرار دادن تغییرات k به صورت رابطه (۸) تعیین می‌شود.

[1] Rao
[2] Raghavendra & Piiroinen

$$\dot{k}_t = 0 \rightarrow s_t y_t - (n+g+\delta)k_t^* = 0 \rightarrow k_t^* = \left(\frac{s_t}{(n+g+\delta)}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (۸)$$

در این مدل هر اقتصاد در بلندمدت به مسیر رشد متوازن همگرا می‌شود. وضعیت پایدار زمانی است که در آن k و y با نرخ ثابت صفر رشد می‌کنند. بنابراین، برای رسیدن به حالت پایدار تولید سرانه نیروی کار مؤثر y^*، معادله پایانی رابطه (۸) را در رابطه تابع تولید سرانه جایگزین و با گرفتن لگاریتم، رابطه درآمد سرانه حاصل می‌شود.

$$y_t^* = A(t)(k_t^*)^{\alpha} \xrightarrow{k_t^*=\left(\frac{s_t}{n+g+\delta}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}} \xrightarrow{Ln} ln\, y_t^* = LnA(t) + \frac{\alpha}{1-\alpha} ln\, s_t - \frac{\alpha}{1-\alpha} ln(n+g+\delta) \quad (۹)$$

عبارت کارایی اقتصاد A(t) با توجه به رابطه (۲) به صورت رابطه (۱۰) تعریف شده است.

$$\begin{cases} A(t) = A(0)e^{gt}TO(t)^{\phi}NDI(t)^{\beta} \\ ln\, A_t = ln\, A\,(0) + gt + \phi\, ln\, T\, O_t + \beta\, ln\, N\, DI_t, \quad LnA(0) = a + \varepsilon_t \\ ln\, A_t = a + gt + \varepsilon_t + \phi\, ln\, T\, O_t + \beta\, ln\, N\, DI_t, \qquad a + gt = c \end{cases} \quad (۱۰)$$

بنابراین، با جاگذاری معادله پایانی رابطه (۱۰) در رابطه (۹) و مرتب کردن معادله فوق برای برآورد پارامترهای الگوی رشد سولو – سوان با همراهی بلایای طبیعی و آزادسازی تجاری، رابطه نهایی به صورت رابطه (۱۱) تصریح می‌شود.

$$ln\, y_t{}^* = c + \beta\, ln\, N\, DI_t + \phi\, ln\, T\, O_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} ln\, s_t - \frac{\alpha}{1-\alpha} ln(n+g+\delta) + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

در رابطه فوق y^* تولید سرانه نیروی کار مؤثر، s_t نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی، NDI_t بلایای طبیعی، TO_t آزادسازی تجاری، n نرخ رشد نیروی کار، g نرخ رشد پیشرفت تکنولوژی، δ نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی است. این معادله بیانگر سطح محصول سرانه در وضعیت پایدار است. بر مبنای این الگوی، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بیشتر، رشد اقتصادی را تسریع و نرخ استهلاک، رشد جمعیت و رشد تحولات فنی بیشتر، رشد اقتصادی را از مسیر کاهش سرمایه فیزیکی، محدودتر خواهد کرد.

۳-۲- معرفی مدل و داده‌ها

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی ایران با بهره‌گیری از نظریه رشد اقتصادی سولو–سوان است. به این منظور، مدل پایه به صورت رابطه (۱۱) تصریح شده است. علاوه بر این، در این مطالعه فرض بر این است که رفتار بلایای طبیعی نسبت به رشد اقتصادی ممکن است به‌صورت نامتقارن باشد؛ به عبارتی، تأثیرات مثبت و منفی ناشی از بلایا اثرات متفاوتی بر روی رشد اقتصادی خواهند داشت. از این رو، استفاده از روش‌های متداول اقتصادسنجی برای برآورد پارامترها ممکن است مناسب نباشد. زیرا تکنیک‌های مرسوم هم‌جمعی مانند روش‌های انگل–گرنجر و جوهانسن–جوسیلیوس قادر به لحاظ کردن شکست‌های ساختاری نیستند و الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده خطی (ARDL) نیز برای بررسی روابط پیچیده بین متغیرها در زمان‌های مختلف مناسب نمی‌باشد. در الگوی ARDL، اثرات بلندمدت بین متغیرها به یک اندازه افزایش یا کاهش می‌یابند، اما در صورت وجود اثرات نامتقارن، باید از الگوی غیرخطی و نامتقارن استفاده کرد (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۶). مفهوم عدم تقارن[1] به تغییرات مثبت و منفی در متغیرها اشاره دارد و اسکوردرت (۲۰۰۱)[2] این مفهوم را برای تعریف غیرخطی بودن به کار برد. برهمین اساس، شین و همکاران[3] (۲۰۱۱، ۲۰۱۴) با توسعه مدل ARDL، رهیافت NARDL را معرفی کردند که به شناسایی روابط هم‌جمعی غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی می‌پردازد. این روش تمایز بین اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌کند و برخلاف دیگر

[1] Asymmetry
[2] Schorderet
[3] Shin et al.

الگوهای تصحیح خطا، درجه‌های مختلفی از همبستگی را مجاز می‌داند (وان هونگ و همکاران، ۲۰۱۶)[1]. همچنین، انتخاب طول وقفه مناسب برای متغیرها به حل مسئله همبستگی چندگانه کمک می‌کند (شین و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین، با توجه به هدف و فرضیه این مطالعه، الگوی تجربی پژوهش با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیر خطی (NARDL)[2] و نرم‌افزار ایویوز مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. برای انجام این مطالعه، از داده‌های سری زمانی طی دوره زمانی (۱۴۰۱-۱۳۵۹) به صورت لگاریتمی استفاده شده است. لذا، الگوی نهایی جهت برآورد به صورت زیر بازنویسی و تجزیه و تحلیل می‌شود.

$$ln\, y_t = \beta_0 + \beta_1\, ln\, s_t + \beta_2\, ln(n + g + \delta) + \beta_3\, ln\, NDI_t^+ + \beta_4\, ln\, NDI_t^+ + \beta_5\, ln\, TO_t + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

متغیر وابسته در رابطه (۱۲) y رشد اقتصادی[3] یا درآمد سرانه نیروی کار است. متغیرهای مستقل شامل s نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی، عبارت $(g+n+\delta)$، NDI^- تغییرات منفی و NDI^+ تغییرات مثبت بلایای شدید طبیعی، آزادسازی تجاری TO[4] و جمله خطای تصادفی ε در سال t هستند. همچنین β_0 مقدار ضریب ثابت و β_1 تا β_5 نشان دهنده پارامترهای برآوردی متغیرهای مستقل مدل هستند.

رشد اقتصادی (y): در ارزیابی‌های اقتصاد کلان و برای اندازه‌گیری سلامت و رشد اقتصادی از تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. در این مطالعه، رشد اقتصادی به صورت نسبت تولید ناخالص داخلی به تعداد نیروی کار محاسبه می‌شود. داده تولید ناخالص داخلی و نیروی کار به ترتیب از پایگاه‌داده بانک جهانی و بانک مرکزی ایران استخراج شده است.

نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی (s): این شاخص به میزان درصدی اطلاق می‌شود که برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های فیزیکی مانند ساختمان‌ها، ماشین‌آلات و تجهیزات اختصاص می‌یابد. در این مطالعه، نرخ پس‌انداز سرمایه از تقسیم داده تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به قیمت ثابت بر جمعیت نیروی کار محاسبه شده است. داده‌های تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از پایگاه‌داده بانک جهانی استخراج شده است.

عبارت $(n+g+\delta)$: در مدل رشد اقتصادی سولو - سوان عبارت $(n + g + \delta)$ به ترکیبی از سه عامل اشاره دارد که بر نرخ رشد تولید و سرمایه در یک اقتصاد تأثیر می‌گذارند. عامل n نرخ رشد جمعیت یا نیروی کار است. این عامل نشان می‌دهد که جمعیت درحال رشد است و برآیند این عمل نشان‌دهنده افزایش تعداد نیروی کار در اقتصاد است. عامل g نرخ رشد فناوری است. این نرخ به پیشرفت‌های تکنولوژیکی اشاره دارد که می‌تواند بهره‌وری را افزایش دهد. عامل δ نرخ استهلاک سرمایه است. این نرخ نشان دهنده میزان کاهش سرمایه فیزیکی (مانند ماشین‌آلات، ساختمان‌ها و تجهیزات) در طول زمان است. ترکیب این سه عامل بیانگر میزان نیاز به سرمایه‌گذاری جدید برای حفظ و افزایش سطح سرمایه در اقتصاد است. بنابراین، عبارت $(n + g + \delta)$ به عنوان نرخ کل نیاز به سرمایه‌گذاری برای حفظ رشد پایدار اقتصادی و ظرفیت تولید در نظر گرفته می‌شود. در این مطالعه، برای محاسبه n از داده نرخ رشد نیروی کار (نفر)، g از داده نرخ رشد بودجه تحقیقات و فناوری (درصد از تولید ناخالص داخلی) و δ از داده نرخ رشد استهلاک سرمایه‌های ثابت (میلیارد ریال) استفاده شده است. داده‌های فوق از بانک مرکزی ایران استخراج شده است.

آزادسازی تجاری (TO): به از میان برداشتن کلیه محدودیت‌هایی که معمولاً دولت‌ها و سیاست‌گذاران طی زمان بر سر راه حرکت طبیعی متغیرهای کلان اقتصادی در بازارهای اقتصادی ایجاد می‌کنند گفته می‌شود. در این مطالعه، جهت اندازه‌گیری متغیر آزادسازی تجاری از نسبت ارزش تجارت (مجموع ارزش صادرات و واردات کالا و خدمات به قیمت ثابت) به ارزش تولید ناخالص داخلی به

[1] Van Hoang et al.
[2] Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)
[3] Economic Growth
[4] Trade Openness

قیمت ثابت به دست می‌آید. برای این متغیر از داده تجارت (درصد تولید ناخالص داخلی) پایگاه داده بانک جهانی استفاده شده است.

بلایای طبیعی (ND): بلایا به حوادث طبیعی ناگهانی، تصادفی، غیرقابل پیش‌بینی و خطرناک اطلاق می‌شود که منجر به خسارت‌های جدی برای محیط‌زیست، اقتصاد، جامعه و زندگی انسانی می‌شود. لذا وقوع بلایای طبیعی بر ظرفیت‌های محلی غلبه می‌کند و نیاز به درخواست کمک خارجی در سطح ملی یا بین‌المللی دارد. مرجع پایگاه بین‌المللی بلایای طبیعی (EM-DAT) داده‌های تاریخی در مورد بلایای طبیعی را از سال ۱۹۰۰ تا به امروز ارائه می‌دهد که یک منبع داده باز است. این پایگاه آماری، توسط مرکز تحقیقات اپیدمیولوژی بلایا (CRED)[1] توسعه یافته است. در این مطالعه، به منظور تولید شاخص بلایای طبیعی (NDI)[2] با توجه به عدم یکسانی مقیاس داده‌های مربوط به حوادث طبیعی، از روش موریس (۱۹۹۷)[3] بهره‌گیری شده است. در مرحله اول، داده‌های اولیه استخراج و در چهار زیرشاخص، شامل تعداد حوادث طبیعی اتفاق افتاده در سال، میزان مرگ و میر افراد، تعداد افراد آسیب‌دیده و میزان خسارت ناشی از بلایای طبیعی گروه‌بندی می‌شوند. در مرحله دوم، نرمال‌سازی داده‌های هر مؤلفه به صورت مجزا و با استفاده از روش مین-مکس[4] انجام می‌گیرد. در مرحله سوم، وزن‌دهی به زیرشاخص‌ها صورت می‌پذیرد. با توجه به اهمیت هر یک از زیرشاخص‌ها در ارزیابی نهایی، به هر چهار زیرشاخص مورد استفاده وزن یکسان اختصاص داده شده است. علاوه بر این، نتایج آزمون همبستگی پیرسون بین زیرشاخص‌ها کمتر از ۰/۷۰ بود، که نشان‌دهنده تقریباً استقلال داده‌ها از یکدیگر است. در مرحله چهارم، مقادیر زیرشاخص‌ها با استفاده از روش میانگین حسابی تجمیع شده و در نهایت شاخص ترکیبی بلایای شدید طبیعی محاسبه می‌شود. به‌طورکلی، این شاخص از طریق رابطه (۱۳) محاسبه شده است.

$$NDI_t = \frac{ND+DEA+AFF+DAM}{N} \Big| DAM = \left(\frac{DAM_t - DAM_{min}}{DAMmin_{max}()}\right) \Big| AFF = \left(\frac{AFF_t - AFF_{min}}{AFFmin_{max}()}\right) \Big| DEA = \left(\frac{DEA_t - DEA_{min}}{DEAmin_{max}()}\right) \Big| ND = \left(\frac{ND_t - ND_{min}}{NDmin_{max}()}\right) \quad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳)، NDI شاخص بلایای طبیعی، ND تعداد حوادث شدید طبیعی در سال، DEA تعداد مرگ‌ومیر (نفر)، AFF تعداد افراد تحت‌تأثیر قرار گرفته (نفر) و DAM میزان خسارت وارد شده ناشی از بلایای طبیعی (دلار) است. اندیس t مقدار متغیرهای فوق در سال t، اندیس min مقدار حداقلی و اندیس max مقدار حداکثری متغیرهای فوق در طول دوره مورد مطالعه است. بر اساس فرمول فوق، مقدار شاخص NDI مقداری بین صفر و یک را شامل می‌شود. هر چه این مقدار به یک نزدیک‌تر، اثر بلایای طبیعی بزرگ‌تر و هرچه به صفر نزدیک‌تر، اثر بلایا کوچک‌تر است. کلیه داده‌های مربوط به بلایای طبیعی از پایگاه بین‌المللی بلایای طبیعی (EM-DAT) استخراج شده است.

۴-تحلیل‌های تجربی

۴-۱- آزمون پایایی

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته (ADF)[5] و زیووت ـ اندروز (ZA)[6] برای بررسی ایستایی و شکست ساختاری متغیرها در جدول (۱) گزارش شده است. نتایج هر دو آزمون نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی با یک

[1] The Centre for Research on the Epidemiology of Disasters (CRED)
[2] Natural Disasters Index (NDI)
[3] Morris
[4] Min-Max Normalization
[5] Augmented Dickey–Fuller test
[6] Zivot-Andrews unit root test

بار تفاضل‌گیری و در مرتبه اول پایا هستند. اما آزادسازی تجاری، شاخص بلایای طبیعی و عبارت (n+g+δ) در مرتبه صفر پایا هستند. بنابراین، مرتبه پایایی متغیرها از نوع I(0) و I(1) است. همچنین، با توجه به نتایج آزمون زیووت ـ اندروز، وجود شکست ساختاری و امکان وقوع پدیدهٔ نامتقارن و تابعیت از یک رفتار غیرخطی در داده‌های این پژوهش تأیید شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای پژوهش

متغیرها	آماره ADF		آماره ZA			درجه پایایی
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سال شکست ساختاری	
رشد اقتصادی	-۱/۴۲	-۶/۰۲***	-۳/۹۱	-۶/۱۶***	۲۰۱۲	I(1)
نرخ پس‌انداز سرمایه	-۱/۶۷	-۵/۶۱***	-۲/۸۷	-۶/۲۱***	۲۰۱۲	I(1)
آزادسازی تجاری	-۳/۴۰*	-۵/۰۴***	-۴/۶۵*	-۶/۳۱***	۱۹۹۰	I(0)
شاخص بلایای طبیعی	-۴/۷۹***	-۱۱/۰۷***	-۶/۵۲***	-۷/۲۹***	۲۰۰۶	I(0)
عبارت (n+g+δ)	-۵/۵۳***	-۱۱/۶۵***	-۶/۳۸***	-۶/۶۴***	۱۹۹۹	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

نکته: ***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

۴-۲- تعیین وقفه بهینه

برای تعیین وقفه بهینه، عمدتاً از معیارهای اطلاعات آکائیک (ACI)[1]، شوارتز بیزین (SC)[2] و حنان-کوئین (HQ)[3] استفاده می‌شود. در این آزمون، هرچه مقادیر این معیارها کمتر باشد، انتخاب مدل مناسب‌تر است. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه در جدول (۲) ارائه شده است. براساس معیار آکائیک، کمترین مقدار در وقفه سه و برای حنان-کوئین و شوارتز بیزین در وقفه یک به دست آمده است. بنابراین، با توجه به اینکه تعداد داده‌ها کمتر از ۱۰۰ است، از معیار شوارتز بیزین به عنوان ملاک انتخاب الگوی مناسب استفاده می‌شود؛ زیرا این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند.

جدول (۲): آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه براساس معیارهای اطلاعات

وقفه بهینه	معیار آکاییک (AIC)	معیار شوارتز (SC)	معیار حنان- کوئین (HQ)
۰	۱/۳۹۴	۱/۵۹۸	۱/۴۶۹
۱	-۱/۹۷۹	-۰/۷۵۰*	-۱/۵۲۶*
۲	-۱/۹۷۲	۲/۲۸۰	-۱/۱۴۱
۳	-۲/۲۹۳*	۰/۹۸۲	-۱/۰۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Akaike Information Criterion
[2] Schwarz Information Criterion
[3] Hannan-Quinn Information Criterion

۴-۳-نتایج آزمون هم‌انباشتگی

در این مطالعه، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه‌ها یا آزمون باند[1] استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است. نتایج آزمون کرانه‌های باند در جدول (۳) گزارش شده است. براساس نتایج، مقدار آماره F برابر ۱۳/۸۵۵ محاسبه شده است. مقدار آماره F، بزرگتر از مقدار کرانه بالا و پایین در جدول در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد است. پس، فرضیه صفر رد می‌شود و مدل فوق دارای رابطه بلندمدت است.

جدول (۳): نتایج آزمون باند برای تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی

آماره آزمون F	سطح معنی‌داری	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)	نتیجه آزمون
۱۳/۸۵۵	۱ درصد	۳/۰۶۰	۴/۱۵۰	تأیید وجود رابطه بلندمدت
	۵ درصد	۲/۳۹۰	۳/۳۸۰	
	۱۰ درصد	۲/۰۸۰	۳/۰۰۰	

منبع یافته‌های تحقیق

۴-۴- نتایج آزمون تقارن

در این مطالعه فرض می‌شود که الگوی مورد بررسی به صورت نامتقارن است. یعنی رفتار تغییرات بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی اثرات متفاوتی دارد. لذا، برای بررسی این فرضیه از آزمون والد[2] استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون، متقارن بودن تغییرات مثبت و منفی است. در جدول (۴) نتایج آزمون والد برای دو آماره F و χ^2 ارائه شده است. مقدار آزمون F در بلندمدت، کوتاه‌مدت و مشترک به ترتیب برابر ۴۶/۹۹۸، ۶/۹۸۰ و ۲۸/۴۳۳ برآورد شده است. برای آمار χ^2 نیز به ترتیب برابر ۴۶/۹۹۸، ۶/۹۸۰ و ۵۶/۸۶۷ است. نتایج هر دو آماره در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است و در نتیجه فرضیه صفر آزمون والد رد می‌شود. بنابراین، تغییرات مثبت و منفی بلایای شدید طبیعی رفتار نامتقارنی بر رشد اقتصادی دارند. بنابراین، براساس نتایج رابطه غیرخطی بودن بلایای شدید طبیعی و رشد اقتصادی تأیید می‌شود.

جدول (۴): نتایج آزمون تقارن رفتار بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی

نوع آماره	بلندمدت		کوتاه‌مدت		مشترک	
	مقدار آماره	احتمال	مقدار آماره	احتمال	مقدار آماره	احتمال
آماره F	۴۶/۹۹۸	۰/۰۰۰	۶/۹۸۰	۰/۰۱۲	۲۸/۴۳۳	۰/۰۰۰
آماره χ^2	۴۶/۹۹۸	۰/۰۰۰	۶/۹۸۰	۰/۰۰۸	۵۶/۸۶۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۵- نتایج برآورد مدل به روش NARDL

در بخش‌های قبل مشخص شد که درجه پایایی متغیرها به صورت مختلط I(0) و I(1) است. همچنین، متغیر مستقل رشد اقتصادی نیز I(1) است. پس، اولین شرط برآورد مدل NARDL برقرار است. وقفه بهینه جهت برآورد مدل با استفاده از معیار اطلاعات شوارتز بیزین (SC)[3] یک تعیین شد. زیرا، این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و بهترین الگو را انتخاب می‌کند. همچنین، مشخص شد که متغیرهای مدل با توجه‌به آزمون کرانه‌ها، دارای رابطه بلندمدت هستند. لذا، دومین شرط برآورد نیز برقرار است. با استفاده از

[1] Bounds Test
[2] Wald Test
[3] Schwarz information criterion

آزمون والد نیز مشخص شد که تغییرات مثبت و منفی بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی رفتاری نامتقارن دارند و در نتیجه شرایط برای استفاده از روش برآوردگر NARDL فراهم است. در نهایت، با تأیید آزمون‌های تصریحی در بخش (۴-۶)، مدل تجربی این مطالعه به صورت الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورد و نتایج در جدول (۵) گزارش شده است.

بر اساس نتایج، ضریب تعیین برابر ۰/۷۵۹ است. لذا متغیرهای مستقل حدوداً ۷۶ درصد توانسته‌اند تغییرات رشد اقتصادی را توضیح دهند. آماره آزمون F نیز برای معنی‌داری کل مدل در سطح یک درصد معنی‌دار است. نتایج محاسبه h دوربین برابر ۱/۳۲۲ محاسبه شده است که در فاصله (۱/۹۶+ و ۱/۹۶-) قرار دارد، لذا وجود خودهمبستگی در مدل رد می‌شود. وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) را فراهم می‌کند. در این الگو، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرهای مدل را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. در الگوی فوق، جمله تصحیح خطا (ECT)[1] را به عنوان یک متغیر توضیح دهنده برآورد می‌کنیم. بر اساس نتایج، متغیر جمله تصحیح خطا در سطح یک درصد معنی‌دار است. همچنین، مطابق انتظار علامت آن نیز منفی است. از سوی دیگر، مقدار این ضریب برابر ۰/۸۷۷- محاسبه شده است که نشان می‌دهد در هر سال حدوداً ۰/۸۰ از عدم تعادل یک دوره در رشد اقتصادی در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل نسبتاً با سرعت بالا در مدل صورت می‌گیرد. یافته‌های الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که کلیه متغیرها در سطح احتمال ۱ و ۵ درصد معنادار هستند. در ادامه نتایج جدول (۵) گزارش شده است.

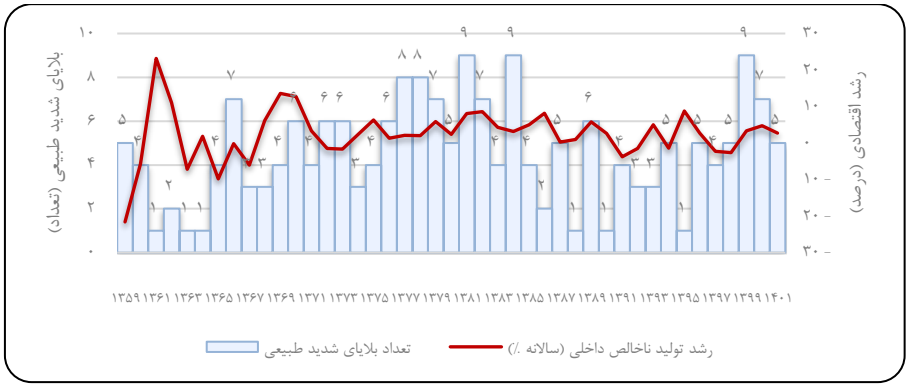
جدول (۵): نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از روش NARDL

متغیرها	رابطه کوتاه‌مدت			رابطه بلندمدت		
	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
تغییرات مثبت شاخص بلایای طبیعی	۰/۰۸۴-	۳/۳۷-	۰/۰۰۱	۰/۰۹۵-	۳/۷۸-	۰/۰۰۰
تغییرات منفی شاخص بلایای طبیعی	۰/۱۱۲-	۴/۳۷-	۰/۰۰۰	۰/۱۲۸-	۵/۲۵-	۰/۰۰۰
نرخ پس‌انداز سرمایه	۰/۱۳۲	۳/۸۳	۰/۰۰۰	۰/۱۵۱	۴/۱۳	۰/۰۰۰
آزادسازی تجاری	۰/۰۷۰	۲/۳۹	۰/۰۲۲	۰/۰۸۰	۲/۴۱	۰/۰۲۰
عبارت $(n+g+\delta)$	۰/۰۲۷-	۲/۶۶-	۰/۰۱۱	۰/۰۳۱-	۲/۶۸-	۰/۰۱۰
ضریب ثابت	۱۴/۴۰۷	۸/۸۴	۰/۰۰۰	۱۶/۴۲۷	۵۶/۸۹	۰/۰۰۰
جمله تصحیح خطا	۰/۸۷۷-	۱۰/۶۸-	۰/۰۰۰	–	–	–
آماره آزمون F	۱۳/۴۴۹	–	۰/۰۰۰	–	–	–
ضریب تعیین	۰/۷۵۹	–	–	–	–	–
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۰۳	–	–	–	–	–
آماره دوربین - واتسون	۱/۶۸۷	–	–	–	–	–
آماره h دوربین - واتسون	۱/۳۲۲	–	–	–	–	–

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] Error Correction Term

تأثیر نامتقارن بلایای طبیعی به صورت دو متغیر تغییرات مثبت و منفی ارزیابی شده است. بر اساس نتایج در کوتاه‌مدت، ضرایب NDI^{+} تغییرات مثبت و NDI^{-} تغییرات منفی شاخص بلایای طبیعی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار هستند. در صورت افزایش یک درصد در متغیر تغییرات مثبت شاخص بلایای طبیعی، آنگاه رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت به میزان ۰/۰۸۴ درصد کاهش خواهد یافت. از سوی دیگر، در صورت افزایش یک درصد در متغیر تغییرات منفی شاخص بلایای طبیعی احتمالاً رشد اقتصادی به میزان ۰/۱۱۲ درصد کاهش خواهد یافت. تغییرات مثبت و منفی از نظر علامت یکسان هستند ولی از نظر اندازه، تغییرات منفی می‌توانند دو برابر بیشتر رشد اقتصادی را کاهش دهند. بر اساس یافته‌های برآورد الگوی بلندمدت، هر دو ضرایب تغییرات مثبت و تغییرات منفی بلایای طبیعی از نظر آماری در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار هستند. ازاین‌رو، در صورت افزایش یک درصد در متغیر NDI^{+} و NDI^{-} رشد اقتصادی به ترتیب ۰/۰۹۶ و ۰/۱۲۸ درصد در بلندمدت کاهش خواهد یافت. طبق نتایج، تغییرات منفی اثر بزرگتری نسبت به تغییرات مثبت دارد. بنابراین، نتایج نشان می‌دهد که وقوع بلایای شدید طبیعی بر اقتصاد کشور آسیب‌زده و باعث کاهش رشد اقتصادی در ایران شده است. همان طورکه در شکل (۳) مشاهده می‌شود، در بیشتر سال‌هایی که تعداد بلایا افزایشی بوده رشد اقتصادی در سال بعد کاهش داشته است. به‌عنوان‌مثال، در سال ۱۳۶۶ تعداد ۷ حادثه شدید رخ داده است. رشد اقتصادی در سال بعد ۶ درصد کاهش یافته است. در ادامه، در سال ۱۳۶۸ تعداد حوادث به ۳ کاهش یافت و رشد اقتصادی در سال بعد حدود ۱۳ درصد افزایش داشته است. همین روند در بیشتر سال‌های مورد بررسی تکرار شده است.



شکل (۳): بلایای شدید طبیعی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره (۱۴۰۱-۱۳۵۹)

منبع: یافته‌های این پژوهش

بر اساس یافته‌های پژوهش، در کوتاه‌مدت متغیر نرخ پس‌انداز اثر مثبت و در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است. در صورت ثبات سایر شرایط، اگر یک درصد نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی افزایش یابد، رشد اقتصادی معادل ۰/۱۳۲ درصد رشد خواهد کرد. در بلندمدت نیز ضریب نرخ پس‌انداز سرمایه فزیکی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار و باعث بهبود رشد اقتصادی می‌شود. در صورت ثبات سایر شرایط، اگر یک درصد نرخ پس‌انداز افزایش یابد؛ رشد اقتصادی ۰/۱۵۱ درصد در بلندمدت افزایش می‌یابد.

یافته‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت متغیر آزادسازی تجاری در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار است. طبق نتایج، اگر یک درصد درجه باز بودن تجاری افزایش یابد در آن صورت رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۷۰ درصد در کوتاه‌مدت افزایش خواهد یافت. در رابطه بلندمدت نیز، آزادسازی تجاری در سطح احتمال پنج درصد با علامت مثبت معنی‌دار است. لذا، در صورت افزایش یک درصد در متغیر آزادسازی تجاری، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۸۰ درصد در بلندمدت افزایش خواهد یافت.

در نهایت، نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت عبارت (n+g+δ) طبق انتظار با علامت منفی اثر معنی‌داری در سطح احتمال پنج درصد دارد. یعنی اگر مجموع نرخ پیشرفت تکنولوژی (g)، نرخ استهلاک سرمایه (δ) و نرخ رشد نیروی کار (n) یک درصد افزایش یابد، آنگاه رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت معادل ۰/۰۲۷ درصد کاهش خواهد یافت. همچنین، عبارت (n+g+δ) در بلندمدت نیز دارای اثر منفی و در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار است. لذا در صورت افزایش یک درصد در عبارت (n+g+δ) در بلندمدت، مقدار رشد اقتصادی معادل ۰/۰۳۱ درصد کاهش می‌یابد.

۴-۶- نتایج آزمون‌های تشخیصی

نتایج آزمون‌های تشخیصی به منظور بررسی فروض کلاسیک و اعتبار مدل در جدول (۶) گزارش شده است. به منظور بررسی عدم خودهمبستگی از آزمون بروش - گادفری استفاده شده است. مقدار آماره F این آزمون معادل ۱/۱۴۲ است که در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار نیست و لذا فرضیه صفر آن مبنی بر عدم خودهمبستگی پذیرفته می‌شود و مدل پژوهش، دارای خودهمبستگی نیست. برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون آرچ استفاده شده است. آماره F آزمون فوق برابر ۱/۵۰۲ برآورد شده است که در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار نیست. لذا فرضیه صفر مبنی بر ثابت بودن واریانس پذیرفته می‌شود و در مدل پژوهش، ناهمسانی واریانس وجود ندارد. برای بررسی فرض نرمال بودن جملات پسماند الگوی برآورد شده از آزمون جارک - برا استفاده شده است. در جدول (۶)، نتایج آماره جارک - برا معادل ۰/۹۴۸ برآورد شده است که در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار نیست. لذا فرضیه صفر این آزمون (جملات پسماند (u) نرمال است) پذیرفته می‌شود. در نتیجه، مدل با احتمال ۹۵ درصد دارای توزیع نرمال جملات پسماند است. علاوه بر این، برای فرض فرم تابعی الگوی برآورد شده، از آزمون تصریح غلط شکل تبعی ریست رمزی استفاده شده است. آماره F آزمون رمزی برابر ۱/۰۷۵ برآورد شده است که از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار نیست. مقدار F برآورد شده از مقدار بحرانی کوچک‌تر است و در نتیجه، فرضیه صفر (فرم تابعی درست است) رد نمی‌شود و مشکلاتی از قبیل فرم تبعی غلط الگو و حذف برخی از متغیرهای مهم و سایر مشکلات در الگو وجود ندارد. بنابراین، نتایج بررسی جدول (۶) نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده با استفاده از روش NARDL، مشکل عدم تصریح صحیح مدل، ناهمسانی و خودهمبستگی وجود ندارد و الگوی پژوهش دارای توزیع نرمال است.

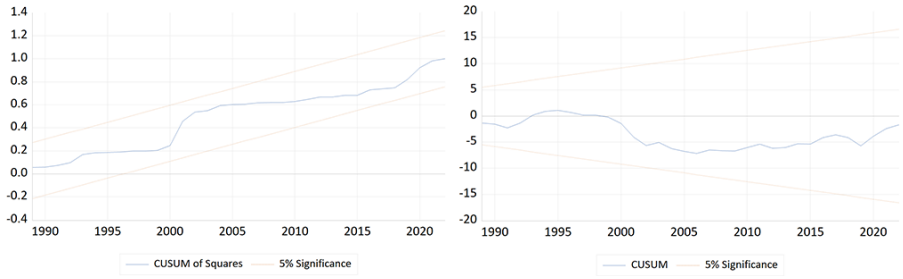
جدول (۶): نتایج آزمون‌های تشخیصی در الگوی NARDL

آزمون‌های تشخیصی	نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال
آزمون عدم خود همبستگی	بروش - گادفری[1]	۱/۱۴۲	۰/۲۹۲
آزمون واریانس همسانی	آرچ[2]	۱/۵۰۲	۰/۲۲۷
آزمون توزیع نرمال جملات پسماند	جارک - برا[3]	۰/۹۴۸	۰/۶۲۲
آزمون تصریح غلط شکل تبعی	ریست رمزی[4]	۱/۰۷۵	۰/۳۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
[2] Heteroskedasticity Test: ARCH
[3] Jarque & Bera
[4] Ramsey Reset Test

به منظور بررسی ثبات ضرایب الگو، از آزمون‌های مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUM)[1] و مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUMSQ)[2] استفاده شده است. در این آزمون‌ها، برای مقدار هر آماره مرزهایی تعیین می‌شود که اگر نمودارها خارج از ناحیه حد دو خط بحرانی، در سطح ۵ درصد قرار گیرد، رابطه بلندمدت ناپایدار خواهد بود. نتایج آزمون‌های فوق در شکل (۴) نشان می‌دهد، مقدار آنها از مرزهای تعیین شده در سطح معنی‌داری ۵ درصد خارج نشده‌اند و لذا این آزمون هیچ‌گونه تغییر ساختاری را نشان نمی‌دهد. در نتیجه پایداری مدل تخمینی مورد تأیید است.



الف - آزمون مجمع تجمعی ب - آزمون مجموع مجذور تجمعی

شکل (۴): نتایج آزمون‌های ثبات ضرایب در الگوی NARDL

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-نتیجه‌گیری

توسعه پایدار اقتصادی، بهبود سطح زندگی و افزایش رفاه جامعه مدنی، از اصلی‌ترین مسائل حکومت‌ها در جهان امروز است که از پیش نیازهای آن، محقق ساختن رشد پایدار اقتصادی است. ازاین‌رو، دست‌یابی به نرخ رشد بالا و پایدار از اهداف مهم نظام‌های اقتصادی به شمار می‌رود. به‌طوری‌که، رشد اقتصادی پایدار علاوه بر اینکه راه‌حل بسیاری از دشواری‌های اقتصادی و اجتماعی (فقر، توزیع نامناسب درآمد، بیکاری، اعتیاد، فساد و غیره) تعبیر می‌گردد، نشانه‌ای از قدرت حکمرانی نظام سیاسی کشورها نیز تلقی می‌شود. بنابراین، یکی از سؤالات بنیادی در ادبیات نظری و تجربی نظریه‌های رشد اقتصادی، شناسایی عامل‌های مؤثر بر رشد اقتصادی و بررسی واکنش شاخص تولید ناخالص داخلی به شوک‌های نشئت گرفته از آنها است. لذا، شناسایی عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی و اندازه‌گیری سهم هر یک این عوامل از اهمیت بالایی برخوردار است. ازاین‌رو، این مطالعه با پیروی از مدل پایه رشد اقتصادی سولو - سوان، به طور تجربی ارزیابی می‌کند که چگونه بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر می‌گذارند.

نتایج این مطالعه نشان داد که، نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی در ایران دارد و افزایش نرخ پس‌انداز سرمایه باعث افزایش درآمد سرانه در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده است. این نتایج، بر اهمیت عامل سرمایه در فرایندهای تولید تأکید می‌کند. از یک‌سو، پس‌انداز بالا می‌تواند منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد شود. هنگامی که افراد و شرکت‌ها پس‌انداز بیشتری داشته باشند، این منابع مالی می‌توانند به بانک‌ها و مؤسسات مالی منتقل شوند و سپس به پروژه‌های سرمایه‌گذاری اعطا شوند. ازاین‌رو، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها، تکنولوژی و صنایع جدید می‌تواند به افزایش تولید و بهره‌وری منجر شود که در نهایت رشد اقتصادی را تسریع می‌کند. از سوی دیگر، با افزایش سرمایه‌گذاری، ظرفیت تولید کالاها و خدمات افزایش می‌یابد که می‌تواند به رشد اقتصادی کمک کند. همچنین، سرمایه‌گذاری‌های جدید معمولاً منجر به ایجاد شغل‌های جدید می‌شود. با افزایش

[1] Cumulative Sum of Recursive Residuals (CUSUM) Test
[2] Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMSQ) Test

اشتغال، درآمد خانوارها افزایش یافته و تقاضا برای کالاها و خدمات نیز بالا می‌رود. در نهایت افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌تواند به تحقیق و توسعه کمک کند که در نتیجه به نوآوری و پیشرفت‌های تکنولوژیکی منجر می‌شود. این نوآوری‌ها معمولاً باعث افزایش بهره‌وری و کاهش هزینه‌ها می‌شوند. نتایج این بخش با مطالعات کمالی دهکردی و همکاران (۱۳۹۸) هم‌سو است. همچنین، مطالعات سو و لی‌یو (۲۰۱۶) برای کشور چین، هادی‌زنوز و کمالی‌دهکردی (۱۳۸۸) برای منتخب ۶۷ کشور نیز نشان دادند که نرخ پس‌انداز در مدل‌های رشد با جامعه آماری مختلف، اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. ازاین‌رو، این نتایج نیز، نتایج ما را تأیید می‌کنند. در رابطه با عبارت $(n+g+\delta)$ یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که این عامل مطابق انتظار در مدل رشد اقتصادی سولو – سوان با علامت منفی ظاهر شده است و اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. نتایج مطالعات سو و لی‌یو (۲۰۱۶) برای کشور چین و هادی‌زنوز و کمالی دهکردی (۱۳۸۸) برای ۶۷ کشور منتخب نیز نتایج مطالعه ما را تأیید می‌کند.

نتایج نشان داد که درجه بازبودن تجاری اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. لذا، افزایش آزادسازی تجاری می‌تواند باعث بهبود درآمد سرانه در ایران شود. آزادسازی تجاری به معنای کاهش یا حذف موانع تجاری مانند تعرفه‌ها و سهمیه‌ها است که به کشور اجازه می‌دهد تا به‌راحتی کالاها و خدمات را با دیگران مبادله کند. ازاین‌رو، آزادسازی تجاری، انتقال فناوری‌های جدید را توسعه می‌بخشد و بهبود بهره‌وری را تسهیل می‌کند. تجارت انگیزه‌های اقتصادی ایجاد می‌کند. تخصیص نادرست، استفاده از منابع را در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد و در بلندمدت با تسهیل انتشار دانش و فناوری از واردات کالاهای با فناوری پیشرفته باعث رشد اقتصادی شود. آزادسازی تجاری می‌تواند با ایجاد فرصت‌های جدید، افزایش رقابت و بهبود کارایی اقتصادی، به رشد اقتصادی کمک کند.

یافته‌ها نشان می‌دهد که بلایای طبیعی اثر معنی‌دار و منفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های (۱۴۰۱–۱۳۵۹) دارد. ازاین‌رو، حوادث شدید طبیعی باعث کاهش درآمد سرانه در ایران شده است. سرزمین ایران در جنوب غربی آسیا واقع شده است و حدوداً بیش از ۶۰ درصد آن با قرار گرفتن بر روی کمربند خشک جهان پوشیده از کوه و قسمت باقیمانده را بیابان و اراضی خشک تشکیل می‌دهد. ایران به دلیل موقعیت مکانی خود کشوری بلاخیز است. به‌عنوان‌مثال، بر اساس گزارش سازمان مدیریت بحران کشور، سیل در سال ۱۳۹۸ حدود ۹۰ هزار میلیارد ریال به اقتصاد کشور خسارت وارد نموده است. خسارت زلزله سال ۱۳۹۶کرمانشاه نیز حدود ۸۰ هزار میلیارد ریال توسط سازمان برآورد گردیده است. اثرات نامطلوب بلایا از طریق خسارات قابل توجه به اموال، زیرساخت‌ها و سرمایه انسانی منعکس می‌شود. زیرساخت‌ها را تخریب می‌کند، همزمان هزینه‌های بازسازی، کاهش تولید را درپی دارد و در نتیجه باعث کاهش بهره‌وری می‌شود. وقوع بلایای طبیعی درآمدهای دولت را کاهش و هزینه‌های آنها را افزایش می‌دهد. کاهش درآمد دولت با کاهش رشد اقتصادی به‌ویژه ناشی از اختلال در بخش‌های تأمین انرژی، گردشگری، کشاورزی و حمل و نقل به دلیل اختلالات ناشی از بلایای طبیعی شدید همراه است. به طور کلی مکانیسم اثر بلایای طبیعی بر اقتصاد به این صورت است که این حوادث با کاهش تولید ناخالص داخلی، اشتغال و سرمایه‌گذاری از قدرت اقتصادی کشورها کاسته و زمینه بروز مشکلات پیاپی در رشد اقتصادی را فراهم می‌کند. بنابراین، یافته‌های این مطالعه برای ایران با مطالعات صادقی و امامقلی‌پور (۱۳۸۷) و صابری‌زاده و دقیقی (۱۳۹۸) هم‌سو است. همچنین، مطالعات قریشی و همکاران (۲۰۱۹) برای کشور مالزی (سیل، طوفان و بلایای همه‌گیر)، ورسامه و همکاران (۲۰۲۴) برای کشور سومالی (افراد آسیب‌دیده)، نائواج (۲۰۲۳) برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه (هزینه خسارت)، خان و همکاران (۲۰۲۳) برای منتخب ۹۸ کشور (کل افراد آسیب‌دیده) و الیاس و همکاران (۲۰۲۵) برای کشور اندونزی (سیل) نیز نشان دادند که بلایای طبیعی با توجه به داده‌های مختلف اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. اما مطالعه

گیامفی آکومه و همکاران (۲۰۲۴) در کشورهای افریقایی نشان داد که داده‌های مختلف بلایای طبیعی (مرگ و میر، افراد تحت تأثیر و هزینه خسارت) در بلندمدت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است. بنابراین، نتایج این مطالعه نشان داد که وقوع بلایای شدید طبیعی بر رشد و توسعه اقتصادی کشور آسیب‌زده است و در نتیجه باعث کاهش رشد اقتصادی در ایران شده است. لذا، لزوم توجه و افزایش تاب‌آوری در مقابل بلایای طبیعی ضروری است. برای مقابله با این چالش‌ها، پیشنهاد می‌شود که توجه ویژه‌ای به اقدامات پیشگیرانه مانند توسعه فناوری‌های جدید، شامل رادارها و تصاویر ماهواره‌ای، صورت گیرد که می‌تواند به بهبود پیش‌بینی، هشدارهای اولیه، و افزایش آگاهی و آمادگی جامعه کمک کند. علاوه بر این، سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و نوآوری در زمینه مدیریت بلایای طبیعی برای کاهش خسارات و اثرات منفی این حوادث حیاتی است. تقویت زیرساخت‌های لازم برای مدیریت بحران، مانند سیستم‌های هشداردهی و طراحی طرح‌های عملیاتی، باعث افزایش تاب‌آوری می‌شود. همچنین، ایجاد نهادهای مبتنی بر جامعه که به تقویت حاکمیت محلی کمک کنند و آموزش‌های لازم را ارائه می‌کنند، به بهبود مدیریت بلایا می‌انجامد. دولت‌ها باید به کیفیت نهادی و حکمرانی محلی توجه داشته و برنامه‌ریزی مالی بلندمدت برای تأمین مالی فعالیت‌های بازسازی و کاهش خسارت‌ها در دوره‌های پس از فاجعه انجام دهند. همچنین، بهبود همکاری بین‌المللی برای به اشتراک‌گذاری دانش و تجربیات از الزامات کاهش اثرات منفی بلایای طبیعی است.

در بررسی‌های پژوهشی مرتبط با بلایای طبیعی، یکی از چالش‌های عمده، محدودیت داده‌ها و عدم دسترسی به آمارهای دقیق و به‌روز است. این مشکل به‌ویژه در کشورهایی که زیرساخت‌های اطلاعاتی قوی ندارند، مشهودتر است. در این مطالعه، محققان به دلیل عدم دسترسی به آمارهای به‌روز و دقیق در داخل کشور، ناگزیر به استفاده از داده‌های گزارش شده توسط پایگاه بین‌المللی بلایای طبیعی (EM-DAT) شدند. این پایگاه داده‌ها را بر اساس فاجعه‌های شدید و گزارش شده به صورت بین‌المللی جمع‌آوری می‌کند. لذا یکی از محدودیت‌های اصلی این نوع داده‌ها، عدم پوشش کامل بلایای طبیعی است. بلایایی که توسط کشور مبداء گزارش نمی‌شوند، در این پایگاه ثبت نمی‌شوند و این امر می‌تواند منجر به نا دیده گرفتن برخی از فاجعه‌ها و تأثیرات آن‌ها بر روی جوامع محلی گردد. همچنین، ممکن است که برخی از بلایا به دلیل کم اهمیت تلقی شدن یا عدم توانایی در ثبت دقیق، به‌طور کامل مستند نشوند. این موضوع می‌تواند به تحریف واقعیت‌های موجود و ارائه تصویری نادرست از شدت و فراوانی بلایا منجر شود. در نهایت، با توجه‌به پیچیدگی و ابعاد جهانی بلایای طبیعی، یک رویکرد جامع و بین‌المللی در این حوزه ضروری است. به‌طوری‌که پیشنهاد می‌شود یک پروژه تحقیقاتی چند وجهی طراحی شود که شامل مراحل زیر باشد:

۱. ایجاد پایگاه داده جامع: راه‌اندازی یک پایگاه اطلاعاتی ملی که شامل آمار و اطلاعات مربوط به حوادث طبیعی، خسارات اقتصادی و تأثیرات اجتماعی باشد. این پایگاه می‌تواند شامل داده‌های تاریخی و به‌روز در زمینه بلایای طبیعی، میزان خسارات و واکنش‌های اجتماعی و اقتصادی باشد.

۲. مطالعه تخصصی بر روی هر نوع بلای طبیعی: انجام تحقیقات مستقل و تخصصی برای بررسی اثرات هر یک از بلایای طبیعی (مانند سیل، زلزله، تغییرات اقلیم و غیره) بر شاخص‌های کلان اقتصادی و رفاهی. این مطالعات می‌توانند به شناسایی نقاط ضعف و قوت در سیاست‌های موجود کمک کنند.

۳. تحلیل مقایسه‌ای استانی: بررسی و انجام مطالعات موردی اثرات بلایای طبیعی بر استان‌های مختلف می‌تواند به شناسایی تفاوت‌ها در تاب‌آوری و پاسخگویی بین استان‌ها کمک کند و سیاست‌گذاران را در اتخاذ تصمیمات بهتر یاری دهد.

۴. بررسی تاب‌آوری اجتماعی و طبیعی: مطالعات ارزیابی میزان تاب‌آوری جوامع محلی در برابر بلایای طبیعی در شهرهای بزرگ و کوچک می‌توانند به شناسایی عوامل مؤثر بر تاب‌آوری کمک کرده و راهکارهایی برای تقویت آن ارائه دهند.

۵. مدل‌سازی اقتصادی: توسعه مدل‌های اقتصادی برای پیش‌بینی تأثیرات بلندمدت بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی می‌توانند به سیاست‌گذاران کمک کنند تا سناریوهای مختلف را بررسی کرده و اقدامات پیشگیرانه مناسبی را طراحی کنند. در پایان، این رویکرد جامع می‌تواند به گسترش دانش موجود در زمینه اثرات بلایای طبیعی بر اقتصاد ایران کمک کند و زمینه را برای سیاست‌گذاری‌های مؤثرتر فراهم آورد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Albala-Bertrand, J. M. (1993). Natural disaster situations and growth: A macroeconomic model for sudden disaster impacts. *World Development*, *21*(9), 1417-1434.
2. Azizi, V. (2024). *Severe Natural Disasters and Economic Growth in Iran*.Master's thesis, University of Kurdistan (In Persian).
3. Azarbayjani, K., Mobini Dehkordi, M., & Kamalian, A. (2018). Analyzing the Asymmetric Effects of Exchange Rate on the Stock Price Index of Tehran Stock Exchange: the NARDL Approach. *Journal of Economics and Modelling*, *8*(32), 59-91 (In Persian).
4. Baig, N., Khan, S., Gilal, N. G., & Qayyum, D. A. (2018). Do natural disasters cause economic growth? An ARDL bound testing approach. *An ARDL Bound Testing Approach (April 3, 2018). Baig, N., Khan, S., Gilal, NG, & Qayyum, A*, 5-20.
5. Benson, C., & Clay, E. J. (2006). Disasters, vulnerability and the global economy: Implications for less-developed countries and poor populations. In *Developmental Entrepreneurship: Adversity, Risk, and Isolation* (pp. 115-145). Emerald Group Publishing Limited.
6. Berlemann, M., & Wenzel, D. (2015). *Long-term growth effects of natural disasters-empirical evidence for droughts* (No. 5598). CESifo Working Paper.
7. Chhibber, A., & Laajaj, R. (2007). Natural disasters and economic development impact, response and preparedness. *Global Development Network*, *1000*.
8. Chhibber, A., & Laajaj, R. (2013). The interlinkages between natural disasters and economic development. *The economic impacts of natural disasters*, 28-56.
9. Fakher, H. A., & Goldansaz, S. A. (2015). Investigating the impact of growth of petroleum products consumption on economic development with a systematic dynamics approach in developing countries. *Iranian Economic Review*, *19*(3), 279-293.
10. Fankhauser, S., & Tol, R. S. (2005). On climate change and economic growth. *Resource and Energy Economics*, *27*(1), 1-17.
11. Furuoka, F. (2016). Natural gas consumption and economic development in China and Japan: An empirical examination of the Asian context. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *56*, 100-115.
12. Gyamfi Ackomah, H., Mensah, L., & Kuttu, S. (2024). Natural disaster and economic growth in Africa: the role of insurance. *Cogent Economics & Finance*, *12*(1), 2328480.
13. Hadi Zonooz, B., & Kamali Dehkordi, P. (2009). The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth in Host Countries. *Iranian Journal of Economic Research*, *13*(39), 136-113 (In Persian).
14. Hallegatte, S., & Dumas, P. (2009). Can natural disasters have positive consequences? Investigating the role of embodied technical change. *Ecological economics*, *68*(3), 777-786.
15. Hallegatte, S., Hourcade, J. C., & Dumas, P. (2007). Why economic dynamics matter in assessing climate change damages: illustration on extreme events. *Ecological economics*, *62*(2), 330-340.
16. Hochrainer, S. (2009). Assessing the macroeconomic impacts of natural disasters: are there any?. *World Bank policy research working paper*, (4968).
17. Idroes, G. M., Hardi, I., Nasir, M., Gunawan, E., Maulidar, P., & Maulana, A. R. R. (2023). Natural disasters and economic growth in Indonesia. *Ekonomikalia Journal of Economics*, *1*(1), 33-39.
18. Ilyas, I. S., Rahardi, C. S., & Kurniawan, A. (2025). The Influence of Flood Disasters on Economic Growth and Poverty in Indonesia. *Ganaya: Jurnal Ilmu Sosial dan Humaniora*, *8*(1), 98-108.
19. Idroes, G. M., Maulana, A., Suhendra, R., Lala, A., Karma, T., Kusumo, F., ... & Noviandy, T. R. (2023). TeutongNet: A fine-tuned deep learning model for improved forest fire detection. *Leuser Journal of Environmental Studies*, *1*(1), 1-8.
20. Joseph, I. L. (2022). The effect of natural disaster on economic growth: Evidence from a major earthquake in Haiti. *World Development*, *159*, 106053.
21. Joshua, J. (2017). *China's Economic Growth: Towards Sustainable Economic Development and Social Justice: Volume II: The Impact of Economic Policies on the Quality of Life*. Springer.
22. Khan, M. T. I., Anwar, S., Sarkodie, S. A., Yaseen, M. R., & Nadeem, A. M. (2023). Do natural disasters affect economic growth? The role of human capital, foreign direct investment, and infrastructure dynamics. *Heliyon*, *9*(1).
23. Klomp, J., & Valckx, K. (2014). Natural disasters and economic growth: A meta-analysis. *Global Environmental Change*, *26*, 183-195.

24. Laverde-Rojas, H., Guevara-Fletcher, D. A., & Camacho-Murillo, A. (2021). Economic growth, economic complexity, and carbon dioxide emissions: The case of Colombia. *Heliyon*, *7*(6).
25. Loayza, N. V., Olaberria, E., Rigolini, J., & Christiaensen, L. (2012). Natural disasters and growth: Going beyond the averages. *World Development*, *40*(7), 1317-1336.
26. Naoaj, M. S. (2023). From catastrophe to recovery: the impact of natural disasters on economic growth in developed and developing countries. *European Journal of Development Studies*, *3*(2), 17-22.
27. Panwar, V., & Sen, S. (2019). Economic impact of natural disasters: An empirical re-examination. *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, *13*(1), 109-139.
28. Qureshi, M. I., Yusoff, R. M., Hishan, S. S., Alam, A. F., Zaman, K., & Rasli, A. M. (2019). Natural disasters and Malaysian economic growth: policy reforms for disasters management. *Environmental Science and Pollution Research*, *26*, 15496-15509.
29. Rao, B. B. (2010). Estimates of the steady state growth rates for selected Asian countries with an extended Solow model. *Economic Modelling*, *27*(1), 46-53.
30. Romer, D. H. (2001). *Advanced Macroeconomics*. New York, McGraw-Hill
31. Rezaei, H., Alizadeh, M., & Nademi, Y. (2017). Effective factors on per capita healthcare expenditure: a comparison of spatial models in selected developing countries. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *4*(2), 1-26.
32. Saberizadeh, M., & Daghighi, A. R. (2019). Investigating the effects of natural disasters (floods) on the value added of the road transport sector. *Journal of transportation research (Tehran)*, *16*(1), 337-346.
33. Sadeghi, H., & Emamgholipour, S. (2008). The natural disasters effect on non-oil GDP in Iran.
34. Sawada, Y., Bhattacharyay, M., & Kotera, T. (2019). Aggregate impacts of natural and man-made disasters: A quantitative comparison. *International Journal of Development and Conflict*, *9*(1), 43-73.
35. Schorderet, Y. (2001). Revisiting Okun's law: an hysteretic perspective.
36. Skidmore, M., & Toya, H. (2002). Do natural disasters promote long-run growth?. *Economic inquiry*, *40*(4), 664-687.
37. Skidmore, M., & Toya, H. (2002). Do natural disasters promote long-run growth?. *Economic inquiry*, *40*(4), 664-687.
38. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314.
39. Su, Y., & Liu, Z. (2016). The impact of foreign direct investment and human capital on economic growth: Evidence from Chinese cities. *China Economic Review*, *37*, 97-109.
40. Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic record*, *32*(2), 334-361.
41. Walika, M., De Almeida, M. M., Delgado, R. C., & González, P. A. (2023). Outbreaks following natural disasters: a review of the literature. *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, *17*, e444.
42. Warsame, A. A., Mohamed, J., & Sarkodie, S. A. (2024). Natural disasters, deforestation, and emissions affect economic growth in Somalia. *Heliyon*, *10*(6).

Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics

Comparative Analysis of the Impact of Oil Market Developments on European and Asian Natural Gas Markets in Light of the Russia-Ukraine War

Amirhossein Hakimipour[1], Asgar Khademvatani[2]

1. Student in Oil and Gas Economics, Department of Energy Economics and Management, Petroleum University of Technology, Tehran, Iran. amirhosseinhakimi752@gmail.com
2. Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Energy Economics and Management, Petroleum University of Technology, Tehran, Iran, akhademv@put.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: March 2025
Accepted: May 2025

JEL: C22, F3, Q41, Q43.

Keywords:
Oil and Gas Market,
Russia-Ukraine War,
Geopolitical Developments,
Dynamic Time Series.

ABSTRACT

The supply and production of energy, particularly fossil fuels, have reshaped the global balance of power. The ongoing crisis resulting from the Russia-Ukraine war and subsequent international sanctions against Russia highlights the critical importance of controlling the energy production and distribution cycle. This study examines the impact of recent fluctuations in crude oil prices—specifically, Brent crude and Russian Urals crude—on natural gas prices in the European Union and liquefied natural gas (LNG) prices in Asia within the context of the Russia-Ukraine conflict. Utilizing dynamic time-series regression models, including Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), Canonical Cointegrating Regression (CCR), and a short-term dynamic Error Correction Model (ECM), the analysis employs daily data from March 1, 2021, to January 26, 2024. The findings reveal that both European and Asian gas markets are highly sensitive to gas price volatility, geopolitical factors, and oil prices in the short term. Notably, the short-term model estimation reveals that the Asian LNG price index and the ongoing conflict are the most influential factors affecting the European gas market. Conversely, the Asian gas market is significantly influenced not only by these elements but also by fluctuations in European gas prices. Long-term model results indicate a strong positive correlation between European and Asian gas price indices, underscoring the importance of this relationship in shaping global energy markets. While the Russia-Ukraine war serves as a significant geopolitical variable with substantial impacts on both gas markets, the influence of Brent crude and Russian Urals crude oil prices appears limited and largely insignificant in the short term. Overall, this study highlights the crucial role of international factors and price linkages in shaping gas market dynamics, demonstrating the rapid adjustment of deviations from long-term equilibrium in both the European and Asian natural gas markets.

Cite this article: Hakimipour, A. H., & Khademvatani, A. (2025). Comparative Analysis of the Impact of Oil Market Developments on European and Asian Natural Gas Markets in Light of the Russia-Ukraine War**.** *Applied Theories of Economic,* 12(1), 145-184.
http//doi.org/ 10.22034/ecoj.2025.66245.3415

© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2025.66245.3415

Introduction

The Russia-Ukraine war has emerged as one of the most disruptive geopolitical crises of recent decades, significantly altering the global energy landscape. Energy security, a long-standing concern for nations, has been further exacerbated by this conflict, resulting in unprecedented fluctuations in oil and natural gas markets. The European Union, which historically relied heavily on Russian gas imports, has faced severe supply constraints, forcing a strategic shift towards alternative energy sources, including liquefied natural gas (LNG) imports from the United States and Qatar. Simultaneously, Asian gas markets, particularly those in China, Japan, and South Korea, have also been affected by changes in trade flows and price volatility resulting from these disruptions.

Historically, energy market fluctuations have been influenced by a variety of factors, including geopolitical instability, economic sanctions, supply chain disruptions, and macroeconomic conditions. The linkage between crude oil and natural gas prices has been widely studied, with researchers emphasizing the role of oil price shocks in determining gas market dynamics. However, the extent to which oil price fluctuations influence regional gas prices, particularly in light of the Russia-Ukraine conflict, remains an area of ongoing research.

This study aims to provide a comprehensive analysis of how oil price volatility affects natural gas markets in Europe and Asia, with a particular focus on the role of geopolitical events. While prior research has extensively examined the European energy crisis, fewer studies have provided a comparative analysis that includes Asian gas markets. By incorporating both regions into our study, we seek to bridge this research gap and provide valuable insights into the interdependence of these markets. To achieve this objective, we employ a rigorous econometric approach that leverages time-series models to assess the long-run and short-run relationships between oil prices and natural gas prices. Our analysis considers key factors, including Brent and Urals crude oil prices, as well as a geopolitical dummy variable that captures the impact of the ongoing war. Through this framework, we aim to contribute to the growing body of literature on energy market dynamics by offering empirical evidence on the interplay between oil and gas prices amid global geopolitical uncertainty.

Methodology

This study employs advanced econometric methods to examine the impact of oil price changes on gas markets in Europe and Asia, utilizing cointegration, error correction models, and robustness tests. The dataset comprises daily observations of oil and gas prices from March 1, 2021, to January 26, 2024. The empirical strategy follows these key steps:

1) Stationarity and Unit Root Tests: Prior to model estimation, the stationarity properties of the variables are tested using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests to determine the order of integration. Ensuring stationarity is crucial for avoiding spurious regressions.
2) Cointegration Analysis: Given the likely presence of long-run relationships between the variables, the Johansen cointegration test is employed to examine whether Brent crude oil prices, Urals crude oil prices, and natural gas prices in Europe and Asia share a stable long-term equilibrium relationship.
3) Long-Run Estimation Methods: To estimate the long-run equilibrium relationships, we utilize:
   - *Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS):* Addresses endogeneity and serial correlation to provide unbiased estimates.
   - *Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS):* Incorporates leads and lags of the explanatory variables to correct for simultaneity bias.
   - *Canonical Cointegration Regression (CCR):* Provides efficient long-run parameter estimates.
4) Short-Run Dynamics and Error Correction Model (ECM): The ECM is employed to analyze short-term fluctuations and the speed of adjustment towards equilibrium following a shock to oil prices or geopolitical factors. The coefficient of the error correction term (ECT) provides insight into how quickly natural gas markets adjust to long-run equilibrium.
5) Diagnostic Tests: To ensure the robustness of the model, a set of diagnostic tests were conducted, including the Jarque-Bera test (for residual normality), the Breusch-Godfrey test (for serial correlation), the Breusch-Pagan test (for heteroskedasticity), the Variance Inflation Factor (for multicollinearity), and the Ramsey RESET test (for model specification validity).

Results and Discussion

Findings reveal significant short- and long-term links between oil and gas prices in Europe and Asia. Key insights include:

1) Short-Term Effects: The error correction model indicates that natural gas prices in both regions respond asymmetrically to oil price shocks. In the European market, short-run price movements are heavily influenced by LNG market conditions in Asia, as well as geopolitical disruptions stemming from the Russia-Ukraine war.
2) Long-Term Relationships: Cointegration tests confirm the existence of a stable long-run relationship between oil and natural gas prices. The FMOLS and DOLS estimates indicate that while Brent and Urals crude oil prices play a role in short-term fluctuations, their long-run impact on gas prices is statistically insignificant. Instead, the dominant forces shaping long-run natural gas prices are regional supply-demand balances and geopolitical developments.
3) Impact of Geopolitical Events: The geopolitical dummy variable representing the Russia-Ukraine war shows a strong positive effect on natural gas prices, particularly in Europe. The war has led to structural changes in global gas markets, with European nations diversifying their energy imports and increasing LNG purchases from alternative suppliers. This shift has, in turn, created price linkages between European and Asian gas markets as competition for LNG cargoes has intensified.
4) Policy and Market Implications: The findings highlight the need for policymakers and market participants to enhance energy security by diversifying energy sources, investing in storage infrastructure, and promoting renewable alternatives. The increasing interdependence of European and Asian gas markets suggests that disruptions in one region can have far-reaching effects on global energy stability.

This research highlights the significant impact of geopolitical events on shaping global energy markets. The findings emphasize the necessity for policymakers to implement strategies that enhance energy security and market resilience. Diversification of energy sources, investment in renewable alternatives, and improved regional cooperation are key measures that can mitigate the adverse effects of geopolitical disruptions on energy markets.

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

مقایسه تطبیقی تاثیر تحولات بازار نفت بر بازارهای گاز طبیعی اروپا و آسیا با توجه به جنگ روسیه و اوکراین

امیرحسین حکیمی‌پور[۱]، عسگر خادم وطنی[۲]

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد نفت و گاز، دانشگاه صنعت نفت، تهران، ایران. رایانامه: amirhosseinhakimi752@gmail.com
۲. نویسنده مسئول، استادیار گروه اقتصاد و مدیریت انرژی، دانشگاه صنعت نفت تهران، ایران. رایانامه: akhademv@put.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۲۸

JEL: C22 ،F3 ،Q41 ،Q43.

واژه‌های کلیدی:
بازار نفت و گاز،
جنگ روسیه و اوکراین،
تحولات ژئوپلیتیکی،
سری‌های زمانی پویا.

چکیده

بحث تأمین و تولید انرژی، به ویژه در زمینه سوخت‌های فسیلی، توازن جدیدی در قدرت جهانی ایجاد کرده است. بحران جنگ روسیه و اوکراین و تحریم‌های بین‌المللی علیه روسیه اهمیت تسلط بر چرخه تولید و توزیع انرژی را نشان می‌دهد. این مطالعه اثر تحولات اخیرقیمت بازار نفت خام (برنت دریای شمال و نفت خام اورال روسیه) را بر قیمت گاز در بازار اتحادیه اروپا و گاز طبیعی مایع (LNG) در بازار آسیا را تحت تاثیر جنگ روسیه و اوکراین مورد بررسی قرار می‌دهد. بدین منظور، در مقاله حاضر از برآورد مدل‌های رگرسیون سری‌های زمانی پویا شامل مدل بلندمدت حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)، حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و رگرسیون هم‌انباشته کانونی (CCR) و الگوی پویای کوتاه‌مدت تصحیح خطا (ECM) با استفاده از داده‌های روزانه از ۱ مارس ۲۰۲۱ تا ۲۶ ژانویه ۲۰۲۴، بهره گرفته شده است. نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که بازارهای گاز اروپا و آسیا در کوتاه‌مدت به شدت تحت تأثیر نوسانات قیمت گاز، عوامل ژئوپلیتیکی نظیر جنگ روسیه و اوکراین و قیمت نفت قرار دارند. برآورد و تحلیل مدل کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که شاخص قیمت گاز مایع طبیعی در آسیا و وضعیت جنگ مزبور، تأثیرگذارترین عوامل بر بازار گاز اروپا هستند، در حالی که بازار گاز آسیا علاوه بر این عوامل، از تغییرات قیمت گاز اروپا نیز به‌شدت تأثیر می‌پذیرد. بررسی نتایج الگوی بلندمدت نمایانگر آن است که ارتباط قوی و مثبت میان شاخص‌های قیمت گاز اروپا و آسیا تأیید شده و اهمیت این ارتباط در تنظیم بازارهای جهانی انرژی برجسته می‌نماید. جنگ روسیه و اوکراین به عنوان یک متغیر کلیدی ژئوپلیتیکی، تأثیرات معنادار و قابل توجهی بر هر دو بازار گاز داشته است، اما نقش قیمت نفت برنت دریای شمال و نفت اورال روسیه در هر دو بازار مزبور محدود بوده و عمدتاً در کوتاه‌مدت معنادار نیستند. در مجموع، یافته های این پژوهش بر اهمیت عوامل بین‌المللی و پیوندهای قیمتی در پویایی بازارهای گاز تأکید دارد و نشان‌دهنده نقش تعدیل سریع انحرافات از تعادل بلند مدت در هر دو بازار گاز طبیعی اروپا و آسیا می‌باشد.

استناد: حکیمی‌پور، امیرحسین و خادم وطنی، عسگر (۱۴۰۴). مقایسه تطبیقی تاثیر تحولات بازار نفت بر بازارهای گاز طبیعی اروپا و آسیا با توجه به جنگ روسیه و اوکراین. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۱۱(۱۲)، ۱۴۵-۱۸۴.

DOI: 10.22034/ecoj.2025.66245.3415

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱-مقدمه

از اوایل دهه ۱۹۷۰میلادی، زمانی که انرژی در نتیجه اولین بحران نفتی توجه سیاست‌مداران را به خود جلب کرد، تحقیق و بررسی برروی تقاضای انرژی به منظور غلبه بر فهم محدود از ماهیت آن به شدت گسترش یافت (پیندیک[۱]، ۱۹۷۹). امروزه، مسائلی همچون استقلال انرژی، امنیت تأمین انرژی، شوک‌های قیمتی انرژی و ویژگی‌های تجدیدناپذیر نفت و گاز طبیعی به عنوان منابع انرژی سنتی و همچنین گرمایش زمین به عنوان اساسی‌ترین مسائل جهانی در کانون توجه قرار گرفته‌اند (سادورسکی[۲]، ۲۰۰۹). از سوی دیگر، همه‌گیری کووید-۱۹[۳]و بحران ناشی از درگیری روسیه و اوکراین باعث از بین رفتن تعادل عرضه و تقاضای انرژی شده و منجر به نوسان قیمت انرژی و برهم‌خوردن نظم اقتصادی جهان شده‌اند. این رویدادها تأثیرات عمیقی بر مسیرهای سیاسی و اقتصادی جهان در درازمدت خواهند داشت (شینگ و همکاران[۴]، ۲۰۲۳).

روسیه و اوکراین، به عنوان بازیگران کلیدی در عرصه جهانی، تأثیرات قابل توجهی بر بخش انرژی در اروپا و آسیا داشته و شکنندگی زنجیره‌های تأمین انرژی جهانی را آشکار ساخته‌اند (میلوف[۵]، ۲۰۲۲). اهمیت درک تاثیرات این درگیری بر ثبات اقتصادی، سیاست‌گذاری و امنیت انرژی جهانی که موجب افزایش چشمگیر قیمت نفت شد، غیرقابل انکار است. در ۷ مارس ۲۰۲۲، قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدییت[۶] و برنت دریای شمال[۷] به بالاترین سطح ژوئیه ۲۰۰۸ رسید. این افزایش قیمت‌ها تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله تشدید درگیری‌های مابین روسیه و اوکراین، تحریم روسیه از سوی کشورهای موسوم به گروه هفت و واکنش‌های متفاوت کشورهای اروپایی و آمریکایی بوده است (ژانگ و همکاران[۸]، ۲۰۲۴). عدم قطعیت ژئوپلیتیکی ناشی از جنگ مزبور، منجر به ارزیابی مجدد استراتژی‌های امنیت انرژی در سراسر جهان شده است.

اوکراین محل ترانزیت بیش از ۸۰ درصد گاز وارداتی اروپا از روسیه است و بدون حضور اوکراین و شاه‌راه عبوری انرژی روسیه به غرب، تلاش‌های روسیه فاقد نفوذ و تأثیر ژئوپلیتیک خواهد بود (تسیگانکوف[۹]، ۲۰۱۵). اتحادیه اروپا در واکنش به کاهش تحویل گاز از روسیه، واردات گاز طبیعی مایع (LNG)[۱۰] از ایالات متحده را افزایش داده است، که این میزان توانسته بیش از ۴۰ درصد از کمبود ناشی از قطع گاز روسیه را جبران کند (چشم انداز جهانی انرژی، آژانس بین المللی انرژی، ۲۰۲۲)[۱۱]. جنگ تأثیر عمیقی بر ساختار و پویایی بازارهای جهانی انرژی گذاشته است. این امر به جهانی‌تر شدن، انعطاف‌پذیرتر شدن و قابلیت جایگزینی بیشتر بازار انرژی کمک کرده، اما رقابت اروپا و آسیا برای محموله‌های گاز مایع، ناپایداری را افزایش داده است. درگیری‌های جاری و تأثیر آن بر بازارهای انرژی، نیاز فوری کشورها به تطبیق سیاست‌های انرژی خود برای افزایش انعطاف‌پذیری در برابر اختلالات ژئوپلیتیکی را آشکار می‌سازد. این نیاز شامل ایمن‌سازی منابع متنوع انرژی و تسریع گذار سوی به انرژی‌های تجدیدپذیر برای کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی است (آیسان و همکاران[۱۲]، ۲۰۲۳).

---

[1] Pindyck
[2] Sadorsky
[3] Covid-19
[4] Xing et al.
[5] Milov
[6] West Texas Intermediate
[7] Brent North Sea
[8] Zhang et al.
[9] Tsygankov
[10] Liquefied Natural Gas
[11] International Energy Agency (IEA), World Energy Outlook
[12] Aysan et al.

روسیه به عنوان اولین تولید کننده گاز طبیعی، دومین تولید کننده زغال سنگ طبیعی، سومین تولید کننده نفت خام و چهارمین تولید کننده انرژی هسته‌ای درجهان، نقش فعالی در رقابت‌های منطقه‌ای و جهانی در سال‌های اخیر داشته است (امبا و واسوم[1] ،۲۰۲۲). با توجه به پیشینه تاریخی شوروی سابق، می‌توان دریافت که مسئله تأمین مداوم جریان انرژی به اروپا یکی از عوامل همگرایی و واگرایی در حوزه‌های امنیتی بین طرفین بوده است. نگرانی‌های امنیت انرژی ناشی از درگیری اوکراین ممکن است از منظر تأثیر جنگ بر قابلیت اطمینان عرضه گاز و اقداماتی که کشورهای اروپایی برای افزایش امنیت انرژی برداشته‌اند، منجر به ارزیابی مجدد امنیت انرژی اروپا شود. اتحادیه اروپا در سند سبز انرژی خود در سال ۲۰۰۶ و در استراتژی انرژی اروپایی خود که در سال ۲۰۰۷ ارائه داد، دسترسی مطمئن، پایدار و مقرون به صرفه انرژی را منوط به تحقق سه هدف اعلام نمود (پیبالگز[2]، ۲۰۰۶). راهکارهایی که کشورهای اروپایی ممکن است پس از جنگ اوکراین در بازار گاز اتخاذ کنند عبارت‌اند از: ۱) تنوع بخشی به کشورهای عرضه‌کننده انرژی برای کاهش وابستگی به تأمین‌کنندگان خاص، به‌ویژه در صورت اختلال عرضه از روسیه؛ ۲) توسعه زیرساخت‌ها مانند ساخت یا گسترش خطوط لوله برای تسهیل حمل گاز؛ ۳) تجدید نظر در سیاست‌ها و مقررات امنیت انرژی اتحادیه اروپا؛ ۴) تسریع در حرکت به سوی انرژی‌های تجدیدپذیر و بررسی تأثیر جنگ بر پذیرش انرژی پاک‌تر. نحوه اجرای سیاست‌ها در مورد این‌که چگونه جنگ بر پذیرش استفاده از انرژی پاک‌تر و پایدارتر در اروپا تأثیر خواهد گذاشت، قابل بحث می‌باشد.

سورورویلو[3](۲۰۲۳) و پریسکارو[4](۲۰۲۲) اهمیت گذار به منابع انرژی محلی تجدیدپذیر را برجسته می‌کنند، اما با توجه به شرایط موجود در کوتاه‌مدت این امکان فوراً امکان‌پذیر نبوده و گذار انرژی به آهستگی در حال انجام است. علاوه بر این، با توجه به مطالعه بوهم و ویلسون[5](۲۰۲۳)، اکنون زمان گذار از سیاست سنتی مصرف انرژی فسیلی به یک سیاست جدید برای امنیت بلندمدت انرژی در آینده می‌باشد. همچنین، توقف عرضه انرژی در سال های ۲۰۰۶ و ۲۰۰۹ نیز نگرانی‌هایی در مورد امنیت عرضه انرژی در اروپا و تردیدهایی در مورد روسیه به عنوان یک شریک قابل اعتماد ایجاد کرد؛ اما در طی ۲۰ سال گذشته، وابستگی بیش از حد اروپا به منابع انرژی روسیه با کاهش دائم سهم گاز روسیه در واردات کشورهای عضو اتحادیه اروپا، روند نزولی پیدا کرده است (پیارانی و همکاران[6]، ۲۰۰۹). در حالی که کشورهای آسیایی کمتر از اروپا به انرژی روسیه وابسته‌اند، این درگیری بر وابستگی کشورهای نوظهور آسیایی به نفت روسیه تأثیر گذاشته و باعث افزایش قیمت و اختلال در عرضه می‌شود.

این بحران، فرصت‌هایی را برای کشورهای تولیدکننده نفت مانند آذربایجان، قزاقستان و منطقه خاورمیانه ایجاد کرده تا از تغییر مسیر تجارت نفت به اتحادیه اروپا سود ببرند. کشورهای آسیایی تاثیر اقتصادی این بحران را احساس کرده‌اند؛ اما این اثر در کشورهای مختلف آسیایی بسته به روابط آن‌ها با روسیه و اروپا می‌تواند متفاوت باشد (عارفین و همکاران[7]، ۲۰۲۲). مقاله حاضر به بررسی تأثیر تحولات بازار نفت ناشی از جنگ روسیه و اوکراین بر قیمت گاز طبیعی در بازار اروپا به عنوان مشتری اصلی و سنتی گاز روسیه و بازار گاز آسیا به عنوان بازار موازی گاز اروپا می‌پردازد و اقداماتی که برای جبران کاهش جریان گاز روسیه در دنیا، به‌ویژه اروپا، انجام شده است، تحلیل می‌کند. بیشتر مطالعات قبلی تنها به بررسی این مسئله در بین کشورهای عضو اتحادیه اروپا یا گروه هفت پرداخته‌اند، در حالی که این مقاله بازار گاز آسیا، از جمله چین و هند، را نیز به عنوان مصرف‌کنندگان جدید گاز روسیه در نظر

[1] Mbah &Wasum
[2] Piebalgs
[3] Surwillo
[4] Prisecaru
[5] Boehm & Wilson
[6] Pirani et al.
[7] Ariffin et al.

گرفته است. هدف این مطالعه، مقایسه تطبیقی تأثیرات تحولات بازار نفت بر بازار گاز طبیعی در اروپا و آسیا است که کمتر در ادبیات موجود مورد توجه قرار گرفته است.

با توجه به اهمیت تحولات اخیر در بازارهای انرژی، به‌ویژه در پی جنگ روسیه و اوکراین، پژوهش حاضر به بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر این تحولات بر قیمت گاز در بازارهای اروپا و آسیا می‌پردازد. در این راستا، فرضیه‌های اصلی مورد بررسی عبارتند از: ۱) نوسانات قیمت نفت خام، به‌ویژه قیمت‌های نفت برنت و نفت اورال روسیه، تأثیر معناداری بر قیمت گاز طبیعی در بازار گاز اتحادیه اروپا و نیز بازار گاز آسیا دارد؛ ۲) جنگ روسیه و اوکراین به‌عنوان یک عامل ژئوپلیتیکی، تأثیر قابل توجهی بر قیمت گاز طبیعی در بازارهای اروپا و آسیا دارد؛ ۳) بازار گاز طبیعی آسیا به تغییرات قیمت گاز در بازار اروپا حساسیت دارد و نوسانات قیمت گاز در اروپا بر بازار گاز طبیعی آسیا تأثیر می‌گذارد؛ ۴) در کوتاه‌مدت، قیمت گاز مایع طبیعی در آسیا و وضعیت جنگ روسیه و اوکراین، از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بازار گاز اروپا هستند؛ ۵) در بلندمدت، ارتباط مثبت و معناداری بین قیمت گاز طبیعی در بازارهای اروپا و آسیا وجود دارد که تحت تأثیر تحولات ژئوپلیتیکی و نوسانات قیمت نفت قرار دارد. این فرضیه‌ها به‌طور خاص به تحلیل پویایی‌های بازار انرژی در شرایط ژئوپلیتیکی پیچیده پرداخته و اهمیت پیوندهای قیمتی و تأثیرات عوامل برون زا را در تغییرات قیمت بازارهای گاز بررسی می‌کنند.

بدین منظور، پژوهش حاضر از مدل بلندمدت حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)[1]، حداقل مربعات پویا (DOLS)[2] و رگرسیون هم‌انباشته کانونی (CCR)[3] و نیز الگوی پویای کوتاه‌مدت تصحیح خطا (ECM)[4] با استفاده از داده‌های تاریخی روزانه قیمت نفت، گاز طبیعی و داده‌های مرتبط با تحولات ژئوپلیتیکی (وجود و عدم وجود جنگ) از ۱ مارس ۲۰۲۱ تا ۲۶ ژانویه ۲۰۲۴ بهره گرفته است.

درادامه چارچوب مقاله حاضر به صورت ذیل سازماندهی شده است. در بخش دوم مبانی نظری مربوط به رگرسیون سری‌های زمانی پویا و بررسی شماتیک میان متغیرها و ادبیات موضوع تحقیق مطرح می‌شود. در بخش سوم به بررسی داده‌ها و تصریح مدل تحقیق پرداخته می‌شود. سپس در بخش چهارم برآورد مدل تحقیق و تجزیه و تحلیل یافته‌های تجربی پژوهش ارائه می‌گردد. بخش پنجم از این پژوهش نیز به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- پیشینه پژوهش

به طور کلی، مطالعات پیشین در زمینه تاثیرات جغرافیای سیاسی بر بازار انرژی به دو دسته تقسیم می‌شوند. دسته اول تحقیقات نشان می‌دهد که جنگ‌ها و مناقشات می‌توانند تأثیرات عمده‌ای بر بازار انرژی داشته باشند. این تأثیرات شامل ایجاد ناپایداری در عرضه انرژی، افزایش هزینه‌های تولید و افزایش قیمت‌ها می‌باشد. علاوه بر این، این درگیری‌ها ممکن است منجر به تغییر در الگوهای تجارت بین‌المللی و جستجوی منابع انرژی جایگزین شوند. دسته دوم تحقیقات بر این باورند که تحریم‌های اقتصادی به‌عنوان ابزاری برای اعمال فشار بر کشورهای درگیر جنگ مورد استفاده قرار می‌گیرند و تأثیرات مستقیمی بر بازارهای انرژی دارند. به‌عنوان نمونه، جنگ روسیه و اوکراین منجر به کاهش قابل توجه عرضه گاز از روسیه به اروپا شده است. طبق گزارش‌های سازمان بین‌المللی انرژی

[1] Full Modified Ordinary Least Squares
[2] Dynamic Ordinary Least Squares
[3] Canonical Cointegrating Regression
[4] Error Correction Model

(IEA)[1] در سال ۲۰۲۲، صادرات گاز روسیه به اروپا به دلیل تحریم‌های اعمال شده و تخریب زیرساخت‌ها به شدت کاهش یافته است. این کاهش عرضه منجر به افزایش قیمت گاز در بازارهای اروپایی و آسیایی شده و نگرانی‌های زیادی در مورد کاهش احتمالی ورود گاز از روسیه به اروپا وجود دارد.

ژانگ و همکاران (۲۰۲۴) تأثیرات جنگ روسیه و اوکراین بر بازار نفت خام را با استفاده از روش تحلیل رویداد و مدل تصحیح خطا[2] بررسی کرده‌اند. نتایج نشان‌دهنده تأثیر یک‌طرفه و معنادار جنگ بر قیمت نفت خام است. بر اساس تحلیل‌های واریانس در دوره زمانی ۱ اکتبر ۲۰۲۱ تا ۲۵ آگوست ۲۰۲۲، جنگ عامل ۷۰/۷۲٪ و ۷۳/۶۲٪ از نوسانات قیمت نفت وست تگزاس اینترمدییت و برنت بوده و به افزایش قیمت و نوسانات در بازار نفت منجر شده است. در این مطالعه همچنین، چهار توصیه سیاستی از جمله مدیریت بحران و متنوع‌سازی واردات انرژی ارائه شده است.

بالسالوبر- لورنته و همکاران[3] (۲۰۲۳)، تأثیر درگیری روسیه و اوکراین بر بازده قیمت نفت و گاز برای کشورهای گروه هفت را بررسی کرده‌اند. این مطالعه با تحلیل داده‌های دوره زمانی ۲ آگوست ۲۰۲۱ تا ۳۱ آگوست ۲۰۲۲ و استفاده از روش‌های کوانتیلوگرام متقاطع[4] و کوانتیلوگرام جزئی[5] و همبستگی چندکی متقابل[6] انجام شده است. نتایج نشان می‌دهند که وابستگی کشورهای گروه هفت به نفت و گاز روسیه تأثیر زیادی بر بازده این محصولات داشته است. تأثیر درگیری بر بازده قیمت گاز در کشورهای مختلف متفاوت بوده و در برخی کشورها انسجام بلندمدت در بازار های گاز و نفت مشاهده شده است.

چن و همکاران[7] (۲۰۲۳)، تأثیر جنگ روسیه و اوکراین بر پویایی نوسانات بازار گاز طبیعی در دوره زمانی ۱ ژوئن ۲۰۱۱ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۲۲ را بررسی کرده‌اند. این مطالعه از تحلیل نسبت نوسانات جدید و داده‌های بازده روزانه شاخص گاز طبیعی اس‌اندپی جی‌اس‌سی‌آی[8] برای تحلیل تجربی استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهند که نوسانات بازار قبل از جنگ به طور سریع کاهش یافته‌اند، اما پس از آن، کاهش شاخص گاز طبیعی زمان بیشتری برده است. همچنین، دوره‌های عدم قطعیت باعث تحریک سرمایه‌گذاران برای اتخاذ تصمیمات مستقل و تدوین استراتژی‌های بهتری شده‌اند.

مارتینز گارسیا و همکاران[9] (۲۰۲۳)، تأثیر جنگ روسیه و اوکراین و تحریم‌ها بر اقتصاد اروپا و قیمت انرژی را با مدل داده-ستانده بررسی کردند. این تحقیق به تحلیل اثر افزایش قیمت سوخت‌های فسیلی ناشی از کاهش عرضه نفت و گاز روسیه بر بخش‌های تولیدی اقتصاد اروپا پرداخته است. یافته‌ها نشان داد که کشورهایی با وابستگی بیشتر به نفت و گاز روسیه، بیشترین افزایش قیمت و نوسان را در بخش‌های حمل‌ونقل، صنعت و خدمات تجربه کرده‌اند. بحران انرژی ناشی از جنگ موجب تورم و عدم تعادل عرضه و تقاضا شده و کنترل تورم به عنوان اولویت اصلی مطرح شده است.

انسکو و زلز[10] (۲۰۲۳)، تأثیر درگیری روسیه و اوکراین بر نوسانات قیمت انرژی را با هدف ارائه پیشنهاداتی برای سیاست‌های دولتی در حوزه پولی، انرژی و توسعه پایدار بررسی نموده‌اند. این پژوهش از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خود همبسته تعمیم‌یافته

[1] International Energy Agency
[2] Error Correction Model
[3] Balsalobre-Lorente et al.
[4] Cross-Quantilogram
[5] Partial Cross-Quantilogram
[6] Cross-Quantile Correlation
[7] Chen et al.
[8] S&P GSCI index
[9] Martínez-García et al.
[10] Enescu and Szeles

برای تحلیل تجربی نوسانات قیمت نفت خام برنت، قیمت گاز طبیعی مرکز تجارت تی‌تی‌اف هلند[1] و گاز طبیعی انگلستان استفاده کرده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که نوسانات قیمت حامل‌های انرژی دارای تداوم بالایی بوده و نشان‌دهنده واریانس قابل توجهی در تمامی این بازارها است.

نگری و دینکا[2] (۲۰۲۳)، تأثیر جنگ روسیه و اوکراین بر تولید اقتصادی کشورهای اتحادیه اروپا، به‌ویژه کشورهای وابسته به واردات انرژی روسیه پس از کووید-۱۹ را بررسی کردند. با استفاده از روش‌شناسی اختلاف در تفاضل‌ها و تحلیل داده‌های تابلویی، رابطه جنگ با بحران انرژی، تورم، روابط تجاری، هزینه‌های دولتی و بحران مهاجران تحلیل شد. یافته‌ها نشان می‌دهند که جنگ موجب کاهش تولید ناخالص داخلی در کشورهای وابسته به انرژی روسیه شده و عوامل مانند هزینه‌های نظامی و تورم، رشد اقتصادی را تحت تأثیر منفی قرار داده‌اند. پیشنهاداتی برای کاهش وابستگی به انرژی و بهبود حکمرانی ارائه شده است.

فنگ و شاو[3] (۲۰۲۲)، تأثیر درگیری روسیه و اوکراین بر ریسک نوسانات بازارهای کالایی شامل کشاورزی، فلزات و انرژی را بررسی کرده‌اند. این مطالعه با ایجاد شاخصی برای اندازه‌گیری شدت درگیری، تأثیر آن را از طریق کانال‌های اقتصادی و مالی تحلیل می‌کند. نتایج نشان می‌دهند که افزایش سهم کالایی روسیه در بازار جهانی و وحشت سرمایه‌گذاران، نوسانات را تشدید کرده است. همچنین، ذخایر ارزی بالای روسیه تأثیر بیشتری بر نوسانات بازارهای انرژی و فلزات داشته است. حساسیت بازارهای کشاورزی و فلزات به ریسک درگیری بیشتر از بازار انرژی بوده است.

هوانگ و همکاران[4] (۲۰۲۳)، با استفاده از روش‌های تحلیل نوسان چندبعدی روندزدایی شده (MF-DFA)[5] و تحلیل همبستگی متقابل چندبعدی روندزدایی شده (MF-DCCA)[6]، تأثیر درگیری روسیه و اوکراین بر کارآیی بازار آتی نفت خام برنت و همبستگی‌های بین نفت خام و بازارهای سرمایه کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که کارآیی بازار نفت پس از درگیری کاهش یافته و همبستگی بین بازار نفت و بازار سهام کشورهای واردکننده افزایش یافته است. این همبستگی در کشورهای صادرکننده تغییر زیادی نداشته و تداوم همبستگی برای کشورهای واردکننده ضعیف‌تر بوده است.

شینگ و همکاران (۲۰۲۳) تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ و بحران روسیه و اوکراین را بر بازارهای نفت و گاز از می ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۲ بررسی کردند. این پژوهش با استفاده از مدل خودهمبسته برداری[7]، نشان داده که تأثیر کووید-۱۹ بر بازار انرژی با گذر زمان کاهش یافته و بازار به عوامل ژئوپلیتیکی نظیر جنگ در اوکراین حساس‌تر شده است. یافته‌ها حاکی از عدم تعادل پویا در کوتاه‌مدت و رسیدن به تعادل دینامیکی بلندمدت از طریق مکانیسم تصحیح خطای کوتاه‌مدت است. این تحقیق بر اهمیت بررسی اثرات بلندمدت مسائل جهانی بر بازار انرژی و اقتصاد تأکید دارد.

[1] Dutch Title Transfer Facility (TTF) Virtual Trading Point.
[2] Negri and Dincă
[3] Fang and Shao
[4] Huang et al.
[5] Multifractal Detrended Fluctuation Analysis
[6] Multifractal Detrended Cross-correlation Analysis
[7] Vector Autoregressive Model

ماتی و همکاران[1] (۲۰۲۳)، عملکرد سه مدل پیش‌بینی قیمت نفت خام برنت شامل میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه[2]، میانگین متحرک خوئد همبسته آستانه‌ای[3] و رگرسیون شبکه عصبی مبتنی بر تجزیه حالت تجربی[4] را بررسی کرده‌اند. این پژوهش تأثیر گنجاندن اطلاعات مربوط به جنگ روسیه و اوکراین را بر دقت پیش‌بینی مدل‌ها ارزیابی کرده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که گنجاندن تأثیر جنگ دقت مدل‌ها را بهبود بخشیده و مدل تحلیل مؤلفه‌های تجربی و شبکه عصبی با متغیر موهومی جنگ عملکرد بهتری داشته‌اند. نتایج این تحقیق برای سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران و پژوهشگران مفید است.

آن و همکاران[5] (۲۰۲۲)،تأثیر اطلاعات در مورد افزایش قیمت گاز و جنگ اوکراین بر انتظارات تورمی و رفتار مصرف‌کنندگان چینی را بررسی کرده‌اند. این مطالعه با استفاده از کارآزمایی کنترل‌شده تصادفی و تحلیل متنی نشان داده که اطلاعات مربوط به افزایش قیمت گاز و جنگ باعث افزایش ۳ درصدی انتظارات تورمی و کاهش ۲ درصدی تمایل به خرید کالاهای بادوام در میان پاسخ‌دهندگان شده است. گروه مطلع از جنگ انتظارات و عدم اطمینان بیشتری نسبت به تورم داشته و ویژگی‌های جمعیت‌شناختی و آگاهی از جنگ بر انتظارات مصرف‌کنندگان تأثیرگذار بوده است.

عمر و همکاران[6] (۲۰۲۲)، تأثیر جنگ روسیه و اوکراین بر بازارهای فلزات، انرژی های متعارف و تجدیدپذیر را با استفاده از تکنیک تحقیق رویداد[7] بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که جنگ واکنش منفی در بازارهای فلزات و انرژی‌های متعارف ایجاد کرده، اما سهام بخش انرژی پاک از شروع جنگ افزایش یافته است. تحریم‌های روسیه و وابستگی شدید اروپا به انرژی این کشور، قاره اروپا را در برابر اختلالات آسیب‌پذیر کرده است. همچنین، جنگ تقاضا برای انرژی‌های پاک را افزایش و تغییرات سرمایه‌گذاری به سمت منابع تجدیدپذیر را تسریع کرده است.

عارفین و همکاران (۲۰۲۲) تأثیر درگیری روسیه و اوکراین بر اقتصاد کشورهای آسیایی، به‌ویژه تجارت کالاهای اساسی مانند نفت، گندم، روغن پالم و مواد معدنی را بررسی کرده‌اند. این پژوهش با استفاده از منابع کتابخانه‌ای و گزارش‌های مالی نهادهای بین‌المللی و منطقه‌ای، نشان داده است که اختلال در تجارت جهانی این کالاها ناشی از جنگ، پیامدهای گسترده‌ای بر اقتصاد آسیا داشته است. یافته‌های این پژوهش، بینش‌هایی دقیق و کاربردی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان انرژی فراهم می‌آورد تا بتوانند با درک بهتری از وابستگی‌های متقابل این بازارها، استراتژی‌های کارآمدتری برای مدیریت ریسک‌های ناشی از بحران‌های ژئوپلیتیکی و بهینه‌سازی زنجیره تأمین انرژی تدوین کنند. خلاصه‌ای از پژوهش های انجام شده در رابطه با موضوع پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): جمع بندی و مقایسه تطبیقی پیشینه پژوهش

پژوهشگران (سال)	روش‌شناسی پژوهش	یافته های پژوهش
ژانگ و همکاران (۲۰۲۴)	مدل تصحیح خطا و تجزیه مدل‌های واریانس	ایجاد یک مکانیزم مدیریت بحران برای بازار نفت، متنوع سازی واردات نفت و گاز توسط کشورهای واردکننده انرژی، پیشبرد مستمر تحول انرژی و استفاده محتاطانه از ابزارهای مالی توسط شرکت ها برای پوشش ریسک.

[1] Mati et al.
[2] Autoregressive Integrated Moving Average
[3] Threshold Autoregressive Moving Average
[4] Empirical Mode Decomposition-based Neural Network Regression
[5] An et al.
[6] Umar et al.
[7] Event Research Technique

بالسالوبر- لورنته و همکاران (۲۰۲۳)	کوانتیلوگرام متقاطع و کوانتیلوگرام جزئی همبستگی چندکی متقابل	سناریوهای مختلف، نتایج متفاوتی در بردارد.
چن و همکاران (۲۰۲۳)	سناریو سازی از داده‌های روزانه	دوره‌های عدم قطعیت، قصد سرمایه‌گذاران را برای اتخاذ بهترین تصمیم‌ها و تدوین استراتژی، بدون اینکه لزوماً تمایلی به تقلید از همتایان خود نشان دهند، تحریک می‌کند.
مارتینز گارسیا و همکاران (۲۰۲۳)	مدل قیمت داده – ستانده	کشورهای اروپایی تحت تاثیر کاهش عرضه گاز و نفت روسیه به میزان متفاوتی قرار می‌گیرند.
انسکو و زلز (۲۰۲۳)	واریانس ناهمسانی شرطی خودهمبسته تعمیم یافته	نتایج تجربی نشان‌دهنده‌ی درجه بالایی از تداوم نوسانات است، به این معنی که مقدار ناهمسانی شرطی خودهمبسته دارای نوسانات قابل توجهی برای تمام محصولات انرژی است.
نگری و دینکا (۲۰۲۳)	روش‌شناسی اختلاف تفاضلی و تحلیل رگرسیون پانلی	جنگ تأثیر قابل توجهی بر خروجی اقتصادی اتحادیه اروپا دارد، به ویژه در کشورهایی که وابستگی بیشتری به واردات انرژی از روسیه دارند.
فنگ و شاو (۲۰۲۲)	ارائه شاخص جدیدی برای اندازه‌گیری شدت درگیری روسیه و اوکراین جهت بررسی میزان اثربر ریسک نوسانات بازارهای کالا و شناسایی کانال‌های تأثیرگذار درگیری بر ریسک مزبور	زمانی که درگیری روسیه و اوکراین در دوره‌هایی که ذخایر ارزی روسیه بالاست، تشدید می‌شود، بازارهای کالا و انرژی نوسان بیشتری دارند.
هوانگ و همکاران (۲۰۲۳)	تحلیل نوسان چندبعدی روندزدایی شده تحلیل همبستگی متقابل چندبعدی روندزدایی شده	کارآیی بازار نفت خام، پس از درگیری روسیه و اوکراین نسبت به قبل از آن ضعیف‌تر شده است.
شینگ و همکاران (۲۰۲۳)	مدل خود همبسته برداری	تجزیه و تحلیل نشان می دهد که در کوتاه مدت، عدم تعادل پویا وجود دارد؛ در حالی که تعادل دینامیکی بلندمدت از طریق مکانیسم تصحیح خطای کوتاه‌مدت به دست می‌آید.
ماتی و همکاران (۲۰۲۳)	مدل میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه میانگین متحرک، خود همبسته آستانه‌ای و رگرسیون شبکه عصبی مبتنی بر تجزیه حالت تجربی	یافته‌ها نشان می‌دهد که گنجاندن تأثیر جنگ می‌تواند به طور قابل توجهی دقت پیش‌بینی مدل‌ها را بهبود بخشیده و مدل رگرسیون شبکه عصبی مبتنی بر تجزیه حالت تجربی با در نظر گرفتن متغیر موهومی در طول دوره جنگ از سایر مدل‌ها عملکرد بهتری دارد.

آن و همکاران (۲۰۲۲)	روش کارآزمایی کنترل‌شده تصادفی و تحلیل متنی پاسخ‌های با انتهای باز	مصرف کنندگان با تجدید نظر در انتظارات خود به سمت افزایش قیمت، به اطلاعات جدید در مورد افزایش قیمت گذشته گاز و تأثیر جنگ اوکراین بر اقتصاد چین واکنش نشان می‌دهند.
عمر و همکاران (۲۰۲۲)	تکنیک تحقیق رویداد	یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که چنین درگیری‌هایی می‌توانند بازارهای انرژی را مختل کرده و منجر به تغییرات قابل توجهی در الگوهای سرمایه‌گذاری به سمت منابع انرژی پاک‌تر شود.
عارفین و همکاران (۲۰۲۲)	جمع‌آوری اطلاعات	تأثیرات جنگ بر کالاها در کشورهای مختلف آسیایی به دلیل عواملی مرتبط با وابستگی به کالاها متفاوت است که این عوامل در تأثیر کلی این درگیری نقش دارند.

منبع: یافته‌های تحقیق

مقاله پیش روی، نوآوری‌های قابل توجهی در درک اثرات پویای اختلالات ژئوپلیتیکی، به‌ویژه جنگ روسیه و اوکراین، بر بازارهای جهانی گاز طبیعی در اروپا و آسیا ارائه می‌دهد. در حالی که اکثر مطالعات موجود بر بازار اروپا یا تأثیرات انرژی در مناطق خاص تمرکز داشته‌اند، این مطالعه یک تحلیل مقایسه‌ای از هر دو بازار اروپا و آسیا را در یک زمینه ژئوپلیتیکی مشابه ارائه می‌کند و به شکاف‌های موجود در تحقیقات پیشین پرداخته است. مطالعات قبلی، از جمله تحقیق ژانگ و همکاران (۲۰۲۴) و مارتینز گارسیا و همکاران (۲۰۲۳)، عمدتاً بر پویایی بازار نفت یا تأثیرات بر بازار انرژی اروپا متمرکز بوده‌اند. این در حالی است که آن‌ها به‌طور همزمان اثرات نوسانات قیمت نفت و نوسانات بازار گاز در این دو منطقه کلیدی را بررسی نکرده‌اند.

علاوه بر این، روش‌شناسی به کار رفته در این تحقیق، که ترکیبی از مدل‌های سری زمانی پویای بلندمدت و تصحیح خطای کوتاه‌مدت است، به جای صرفاً استفاده از مدل‌های سنتی ایستا و یا کوتاه‌مدت مانند ARDL[1] به کار گرفته شده است. این رویکرد ترکیبی پویا، درک دقیق‌تری از نحوه واکنش بازارهای انرژی به تغییرات در طول زمان ارائه می‌دهد و امکان بررسی همزمان واکنش‌های فوری و تعدیلات بلندمدت تعادلی بازارها را فراهم می‌آورد. این پیشرفت قابل توجهی نسبت به مدل‌های ایستا در مطالعاتی مانند چن و همکاران (۲۰۲۳) است که بیشتر بر تأثیرات نوسانات تمرکز داشته و به تعاملات بلندمدت قیمت‌ها توجه نکرده‌اند. با استفاده از این روش‌شناسی، می‌توان به تحلیل عمیق‌تری از پویایی‌های بازار دست یافت و تأثیرات متقابل میان تغییرات قیمتی و واکنش‌های بازار های انرژی را به‌طور جامع‌تر بررسی کرد.

در حالی که بیشتر مطالعات پیشین بر تأثیر مستقیم قیمت نفت بر بازار گاز تمرکز کرده‌اند (مانند تحقیق ژانگ و همکاران، ۲۰۲۴)، این تحقیق به‌طور منحصر به فردی جنگ روسیه و اوکراین را به‌عنوان یک متغیر برون زای کلیدی در نظر گرفته و نشان داده است که این جنگ چه تأثیرات عمیق و چندبعدی بر هر دو بازار گاز دارد. این موضوع در سایر مطالعات تنها به‌صورت سطحی مورد توجه قرار گرفته است. گنجاندن هر دو بازار اروپا و آسیا در این تحقیق، همراه با ابعاد ژئوپلیتیکی جنگ، شکاف مهمی را در ادبیات موجود در زمینه ارتباطات بازارهای انرژی جهانی در دوران بحران‌های ژئوپلیتیکی پر می‌کند. در نهایت، برخلاف ادبیات پژوهش، مطالعه حاضر از داده‌های روزانه زمان واقعی استفاده کرده است. بهره گیری از داده‌های روزانه و به‌روز در تحلیل‌های اقتصادسنجی سری زمانی پویا، می‌تواند به نتایج دقیق‌تر و قابل اعتمادتری منجر شود.

[1] Autoregressive distributed lag model

۲-۲- مبانی نظری پژوهش

جنگ روسیه و اوکراین آشکارا برجسته‌ترین جنگ در اروپا از زمان جنگ جهانی دوم است که بازار نفت و سایر بازارهای مرتبط را تحت تأثیر قرار داده است. یکی از انتقال‌دهنده‌های اصلی شوک‌ها در طول جنگ روسیه و اوکراین، تحولات در بازار نفت بوده است (آدکویا و همکاران[1]، ۲۰۲۲). آمریکا و متحدانش با تحریم‌های اعمال‌شده علیه روسیه، دسترسی این کشور به موسسات مالی و سیستم‌های پرداخت بین‌المللی را تحت تأثیر قرار داده که منجر به مشکلاتی در تأمین مالی و تجارت نفت خام روسیه شده است. برخی از شرکت‌ها به دلیل خطرات مرتبط با تحریم‌ها، تمایلی به خرید نفت خام روسیه ندارند. به طور کلی، این بحران باعث ایجاد بی‌ثباتی در بازار نفت شده و این پتانسیل را دارد که بر تقاضای جهانی نفت و رشد اقتصادی تأثیر منفی بگذارد. واکنش بازار انرژی به بحران روسیه و اوکراین با پیامدهای قابل توجهی برای بازار جهانی نفت همراه بوده است. این امر قیمت نفت را به بالاترین میزان چند ساله جدید رساند و بر سیاست‌های کاهش شوک مانند آزادسازی ذخایر نفتی اضطراری از ذخایر استراتژیک تأثیر گذاشته است. شرکت‌های نفتی روسیه ممکن است مشوق‌هایی مانند تخفیف یا تغییر در شرایط قیمت‌گذاری به خریداران ارائه دهند. با توجه به حجم صادرات روسیه و تشدید تحریم‌ها، محدودیت‌هایی برای این استراتژی ها وجود دارد. به طور کلی، این بحران نگرانی‌ها در مورد امنیت انرژی را افزایش داده و تأثیر قابل توجهی بر بازار جهانی نفت داشته است.

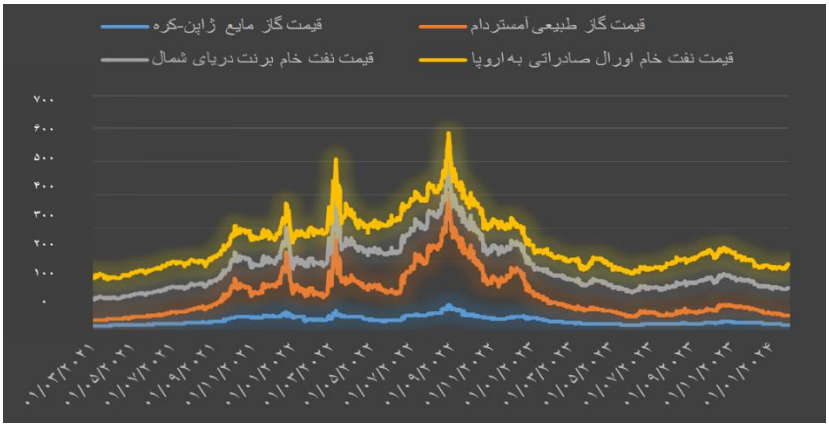
شوک‌های برون‌زا، از جمله نوسانات شدید قیمت در سال‌های ۲۰۱۰ و ۲۰۱۴، از لحاظ تاریخی اثرات قابل‌توجهی بر بازار گاز داشته و بر قیمت‌های انرژی بر اساس رویدادهای جهانی، اختلالات عرضه و شوک‌های تقاضای کل تأثیر گذاشته‌اند (ون دو ون و فوکه[2]، ۲۰۱۷). در سال ۲۰۱۰، اقتصاد جهانی آسیب دیده از بحران مالی ۲۰۰۸ در حال بهبود بود(مرکائیچ و همکاران[3]، ۲۰۱۹) و پس از این سال قیمت نفت به دلیل عوامل مختلفی از جمله افزایش تقاضا از سوی اقتصادهای نوظهور مانند چین، سازمان توسعه و همکاری اقتصادی[4] (OECD) و محدودیت‌های عرضه در مناطق عمده تولیدکننده نفت، افزایش قابل‌توجهی را تجربه کرد (تیان[5]، ۲۰۱۶). این افزایش قیمت نفت، شوک برون زا به اقتصاد جهانی وارد و بخش‌های مختلف از جمله بازار گاز را تحت تأثیر قرار داد (ون دو ون و فوکه، ۲۰۱۷). قیمت‌های بالاتر نفت در کوتاه‌مدت، به دلیل وابستگی شاخص قیمت گاز در بسیاری از قراردادهای گاز طبیعی به قیمت نفت، عموماً به هزینه‌های بالاتر برای تولید و انتقال گاز طبیعی تبدیل می‌شوند. ماهیت درهم تنیده بازار انرژی به این معنی است که نوسانات قیمت نفت می‌تواند مستقیماً بر هزینه‌های تولید و حمل و نقل گاز طبیعی تأثیر بگذارد (دیفیگلیو[6]، ۲۰۱۴). از آن‌جایی که مصرف‌کنندگان و صنایع به دنبال جایگزین‌هایی برای نفت گران قیمت هستند، ممکن است تغییری به سمت مصرف گاز طبیعی برای تولید و حمل و نقل انرژی صورت گیرد که منجر به افزایش تقاضا می‌شود. همچنین نوسانات قیمت نفت می‌تواند به بازار گاز سرایت نموده و باعث نوسانات قیمت گاز و ایجاد عدم اطمینان برای تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران شود.

در سال ۲۰۱۴ نیز، قیمت نفت یک شوک مهم دیگر را تجربه کرد و از بیش از ۱۰۰ دلار در هر بشکه به زیر ۳۰ دلار در اوایل سال ۲۰۱۶ سقوط کرد. این کاهش شدید عمدتاً ناشی از نگرانی‌های مازاد عرضه از جمله افزایش تولید نفت شیل در ایالات متحده و تصمیم اوپک بود، به طوری‌که شوک قیمت نفت در سال۲۰۱۴ ، بازتاب گسترده‌ای در اقتصاد جهانی داشت (گزارش گروه بانک

[1] Adekoya et al.
[2] Van de Ven & Fouquet
[3] Mrkaic et al.
[4] Organization for Economic Co-operation and Development
[5] Tian
[6] Difiglio

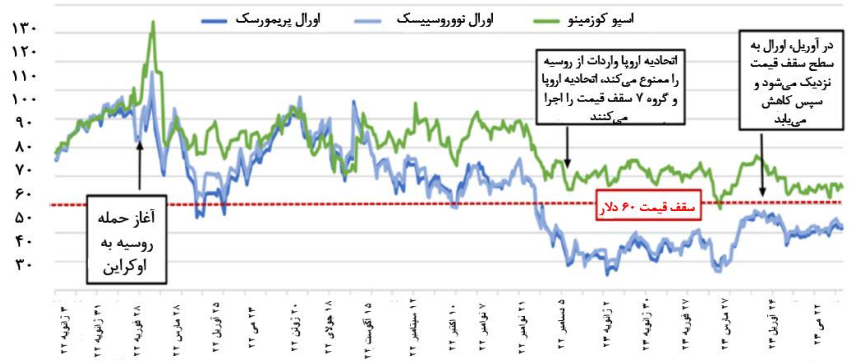
جهانی، ۲۰۱۸). قیمت‌های پایین نفت نیز در کوتاه‌مدت می‌تواند منجر به کاهش هزینه‌های تولید و حمل و نقل گاز طبیعی شود، زیرا که هزینه‌های عملیاتی کاهش می‌یابد.کاهش قیمت نفت ممکن است شرکت‌ها را وادار کند که تصمیمات سرمایه‌گذاری در پروژه‌های گاز طبیعی را مورد ارزیابی مجدد قرار داده و به طور بالقوه برخی سیاست‌ها را مورد بازنگری قرار دهند. همچنین تغییرات در قیمت نفت ممکن است بر رقابت‌پذیری صادرات گاز طبیعی مایع از مناطق مختلف تأثیر بگذارد. بنابراین، شوک‌های قیمت نفت در سال‌های ۲۰۱۰ و ۲۰۱۴ نشان داد که چگونه رویدادهای برون‌زا می‌توانند تأثیرات مهم و گسترده‌ای بر بازار گاز داشته و بر تولید، مصرف، قیمت‌گذاری و سرمایه‌گذاری آن تأثیر بگذارند.

درک این پویایی برای ذینفعان صنعت انرژی برای عبور از عدم قطعیت‌های بازار و کاهش ریسک‌ها بسیار مهم است. پس از اعمال تحریم‌های اتحادیه اروپا، روسیه با جایگزینی مشتریان جدید به جای مشتریان سنتی خود، که اغلب کشورهای اتحادیه اروپا بودند، جریان تجارت جهانی را تغییر داده و نفت خام و فرآورده‌های نفتی خود را عمدتا با تخفیف به کشورهای نوظهور اقتصادی آسیا میانه با محوریت چین و هند می‌فروشد. انتظار می‌رود تحریم‌های اقتصادی علیه روسیه در بلندمدت اثراتی داشته باشد که در نهایت منجر به کاهش و بی‌ثباتی اقتصادی شود، چراکه تحریم‌ها علیه روسیه سخت‌ترین و شدیدترین تحریم‌ها از زمان پایان جنگ سرد بوده که بر یک اقتصاد بزرگ تحمیل شده است. همان‌طور که از شکل (۱) مشخص است با آغاز جنگ در فوریه ۲۰۲۲ بازار نفت خام برنت دچار نوسانات قیمتی شده است که این مسئله را می توان ناشی از وابستگی اتحادیه اروپا به عنوان یکی از بزرگترین مصرف‌کنندگان انرژی دنیا به گاز و فرآورده‌های نفتی روسیه دانست.



شکل (۱): روند نوسان قیمت روزانه نفت خام برنت، نفت خام اورال روسیه، ، گاز طبیعی آمستردام و گاز مایع ژاپن-کره طی دوره ژانویه ۲۰۲۱ تا ژانویه ۲۰۲۴

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل (۲): تاثیرات شروع جنگ، محدویت صادرات نفت روسیه از سوی اتحادیه اروپا و اعمال سقف قیمت نفت گروه هفت بر روند قیمت نفت اورال روسیه و نفت صادراتی روسیه به بازار آسیای میانه طی دوره ژانویه ۲۰۲۲ تا ژوئن ۲۰۲۳

منبع: آرگوس(Argus)

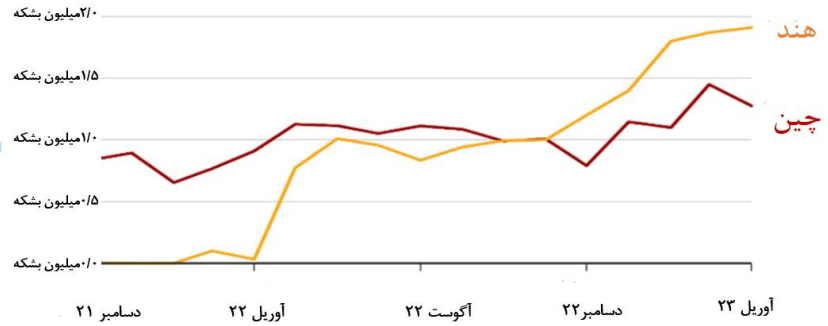
طبق شکل (۱)، تغیرات و نوسانات نسبتا شدیدی در انتهای ماه دوم و ابتدای ماه سوم میلادی ۲۰۲۲ در قیمت گاز طبیعی آمستردام هلند به تبع شوک قیمت نفت مشهود است، از طرفی تغییرات قیمت ناشی از شوک عرضه در بازار گاز مایع-کره بسیار کوتاه و قابل چشم پوشی است چراکه ژاپن و کره که از کشور های نوظهور اقتصادی بوده و مهم‌ترین بازیگران بازار انرژی در بازار آسیا تلقی می‌شوند و بیشتر نیاز وارداتی گاز طبیعی را از طریق قطر و استرالیا به صورت گاز مایع مرتفع می‌کنند. شکل ۲ نیز تاثیرات شروع جنگ، محدویت صادرات نفت روسیه از سوی اتحادیه اروپا و اعمال سقف قیمت نفت گروه هفت به میزان ۶۰ دلار از ۵ دسامبر ۲۰۲۲ را بر روند قیمت نفت اورال روسیه و نفت صادراتی روسیه به بازار آسیای میانه[1] طی دوره ژانویه ۲۰۲۲ تا ژوئن ۲۰۲۳ قیمت‌های بالاتر نفت نشان می‌دهد.

با توجه به شکل (۲)، تحریم‌های اعمال شده توسط کشورهای پیشرو اقتصادی علیه روسیه اگر چه منجر به نوسانات بسیار شدید در بازار نفت نشد، ولی شاخص‌های قیمت نفت اورال روسیه و تا حدودی نفت صادراتی روسیه به بازار آسیای میانه به خصوص پس از تحریم واردات نفت از روسیه توسط اتحادیه اروپا و اعمال سقف قیمت ۶۰ دلار آمریکا بر فروش نفت روسیه از نوامبر ۲۰۲۲ روندکاهشی را تجربه نمود. با این وجود، بخش انرژی روسیه علی‌رغم تحریم‌ها در واقع رونق گرفته و تولید نفت و گاز به سطوح بی‌سابقه‌ای رسید و صادرات گاز طبیعی به اتحادیه اروپا به طور قابل توجهی رشد کرد. محدودیت‌های اعمال‌شده توسط تحریم‌ها مستقیماً تجارت انرژی را هدف قرار نداد، بلکه هدف آن محدود کردن ظرفیت تولید روسیه، به‌ویژه در توسعه ذخایر جدید بود. اگرچه ممکن است هزینه‌های تامین مالی به دلیل تحریم‌ها افزایش یافته باشد، اما با بهبود قیمت نفت و کاهش هزینه‌های عملیاتی، که منجر به عملکرد مثبت در بخش انرژی روسیه شده است(راسل[2]،۲۰۲۲). تحمیل سقف قیمتی توسط گروه هفت به طور مؤثری صادرات نفت روسیه را محدود نکرده است، زیراکه این کشور همچنان به فروش نفت به چین از طریق خط لوله نفت شرق سیبری-اقیانوس آرام با قیمتی بسیار بالاتر از سقف تعیین شده ادامه می‌دهد. علاوه بر این، بخش نفت روسیه با ایجاد یک «ناوگان سایه»[3]

[1] The Eastern Siberia–Pacific Ocean oil pipeline
[2] Russell
[3] Shadow Fleet

برای دور زدن تحریم‌ها سازگار شده است، اگرچه این عملیات به دلیل عدم شفافیت برای مقامات مالیاتی، سهم کمی در بودجه دولت دارد (میلوف، ۲۰۲۲).

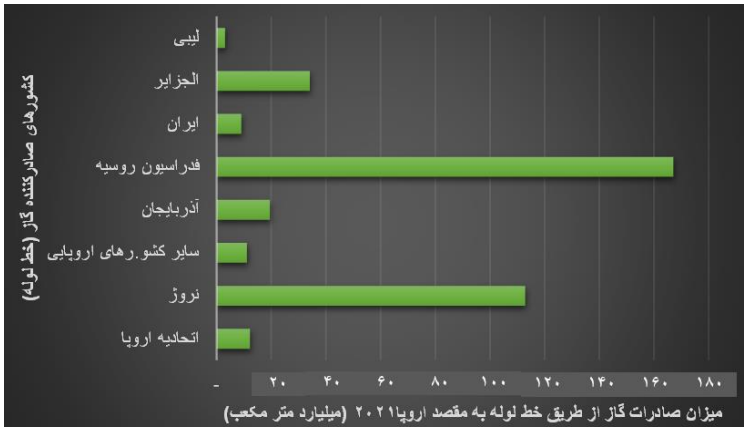
شکل (۳) نیز میزان صادرات نفت روسیه به چین و هند طی بازه زمانی ۲۰۲۳-۲۰۲۱ را نشان می‌دهد. در آسیا، خرید نفت هند از روسیه به شدت افزایش یافته است به طوری‌که در سال ۲۰۲۱ نفت روسیه تنها ۲ درصد از واردات هند را تشکیل می‌داد، اما اکنون نزدیک به ۲۰ درصد از کل واردات سالانه نفت خام آن را تشکیل می‌دهد. به طور مشابه، واردات نفت چین از روسیه در نوسان بوده، اما همچنان چشمگیر و بر پیچیدگی بیشتر چشم انداز ژئوپلیتیک می‌افزاید (میلوف، ۲۰۲۲).



شکل (۳): میزان صادرات نفت روسیه به چین و هند طی بازه زمانی ۲۰۲۳-۲۰۲۱

منبع: کپلر(Kpler)

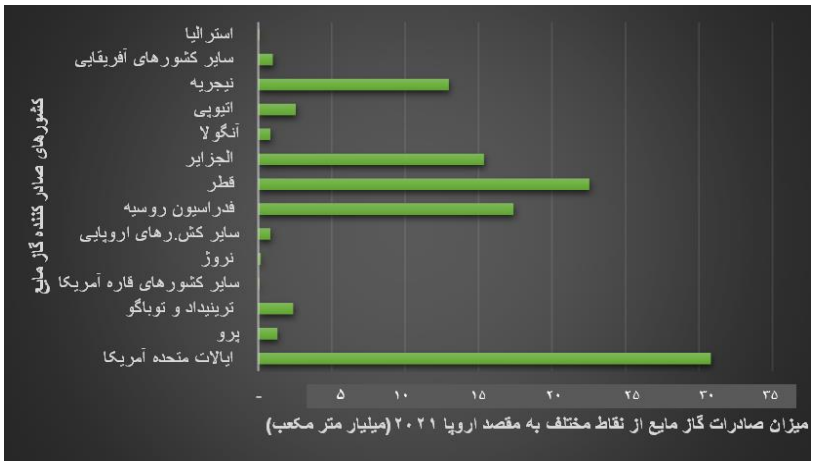
شکل‌های (۴) و (۵) بیانگر میزان صادرات گاز مایع و صادرات گاز از طریق خط لوله به مقصد اروپا در سال ۲۰۲۱ می‌باشند. بر اساس بررسی آماری انرژی جهانی بریتیش پترولیوم[1]، بیشترین سهم واردات گاز از طریق خط لوله و گاز مایع اروپا به ترتیب مربوط به کشورهای روسیه و ایالات متحده بوده و این نشانگر وابستگی اتحادیه اروپا به گاز روسیه و نیز آمریکا می باشد. این نشان می دهد که قیمت‌های بالاتر نفت جنگ روسیه و اوکراین باعث افزایش وابستگی اروپا به واردات گاز از بازار آسیا و آمریکا شده است.



شکل (۴): مقایسه میزان صادرات گازمایع روسیه از طریق خط لوله به اروپا با سایر کشورها در سال ۲۰۲۱ (میلیارد متر مکعب)

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس آمارنامه بریتیش پترولیوم در سال۲۰۲۳

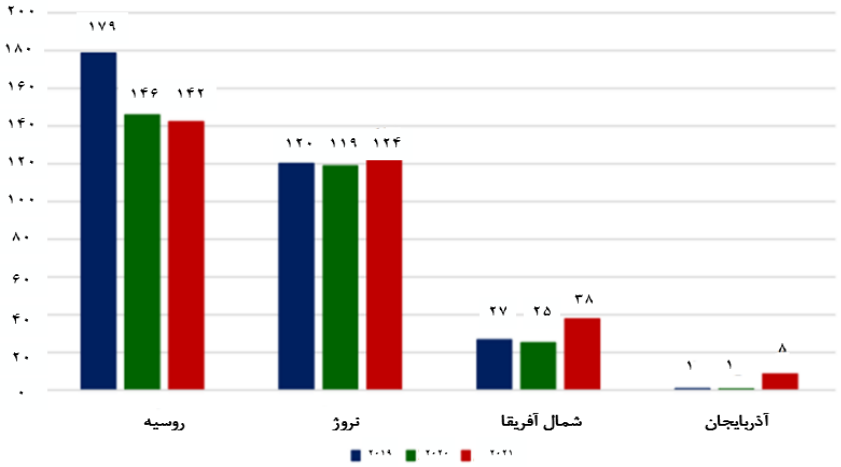
[1] British Petroleum (BP), Energy Outlook 2023



شکل (۵): مقایسه میزان صادرات گاز روسیه از طریق گاز مایع به اروپا با سایر کشورها در سال ۲۰۲۱ (میلیارد متر مکعب)

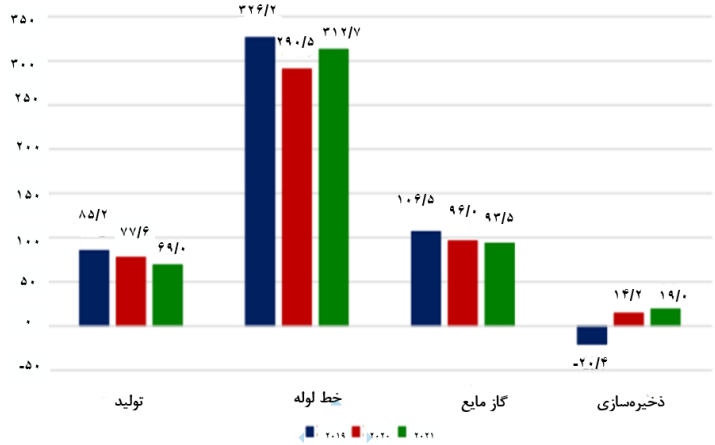
منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس آمارنامه بریتیش پترولیوم در سال۲۰۲۳

شکل‌های (۶) و (۷) نیز میزان وابستگی کشورهای اتحادیه اروپا به انرژی روسیه به خصوص گاز از طریق خط لوله طی سال‌های ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۱ را نشان می دهد. در سال ۲۰۱۹، گازپروم با تامین ۱۷۹ میلیارد متر مکعب (۵۵ درصد کل واردات خط لوله اروپا و ۳۶ درصد از کل عرضه اروپا در آن سال)، رکورد جدیدی را برای صادرات گاز خط لوله خود به اروپا به ثبت رساند. از سوی دیگر، اروپا به دلیل مشکلات زیرساختی همواره عمده واردات گاز خود را از طریق خط لوله انجام می‌دهد.



شکل (۶): مقایسه میزان واردات انرژی اروپا ازروسیه با سایر کشورها (۲۰۲۱-۲۰۱۹)

منبع: آکسفورد انرژی



شکل (۷): مقایسه روش های مختلف واردات گاز به اروپا با تاکید بر نقش گاز وارداتی از روسیه با خط لوله (۲۰۲۱-۲۰۱۹)

منبع: آکسفورد انرژی

در یک مقایسه تطبیقی طی سال های ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۱، انتقال گاز از طریق خط لوله به اروپا نسبت به گاز مایع اختلاف قابل تامل و فاحشی دارد. نکته مهم این است که واردات گاز با خط لوله بیشترین سهم از عرضه اروپا را به خود اختصاص می‌دهد و از مجموع تولید و واردات گاز مایع بیشتر است. همچنین، از جمله سیاست‌های اولویت‌دار روسیه، ایجاد محدودیت در روند عرضه از طریق تحکیم و تثبیت کنترل خود بر زیرساخت‌های انرژی، به ویژه خطوط لوله، در سراسر اروپا و اوراسیاست (اسمیت[1]، ۲۰۰۸). روسیه در حال اقدام برای کنترل اکتشاف، عرضه، فروش و توزیع گاز طبیعی از این مناطق بوده و سعی در خرید زیرساخت‌های بزرگ و مهم انرژی همانند خطوط لوله، پالایشگاه‌ها، شبکه‌های الکتریسیته و بنادر به وسیله شرکت‌های خود دارد (هندرسون و همکاران[2]، ۲۰۲۴). همچنین، مطابق شکل‌های مزبور، واردات گاز از خط به لوله اروپا نشان می‌دهد که قبل از شروع جنگ، به دلیل شیوع بیماری کووید-۱۹، میزان واردات گاز از روسیه به اروپا کاهش یافته است.

کشورها بر اساس میزان وابستگی آن‌ها به واردات از روسیه و اوکراین از یک سو و نزدیکی آن‌ها به کشورهای درگیر در جنگ از سوی دیگر سیاست‌های متفاوتی دارند. طی دو سال گذشته افزایش قیمت انرژی در بازارهای مالی به طرق مختلف بر مصرف‌کنندگان نهایی تأثیر گذاشته که همگی منجر به کاهش قدرت خرید و ایجاد فشار تورمی در اقتصاد شده است. همچنین هزینه گرمایش و سرمایش منازل افزایش یافته که باعث کاهش درآمد قابل تصرف مردم اروپا شده است (براون و همکاران[3]، ۲۰۲۳). علاوه بر این، افزایش قیمت بنزین و گازوئیل باعث افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل شده که منجر به افزایش قیمت مواد غذایی، پوشاک و سایر کالاهای مصرفی گردیده است.

ایران با دارا بودن یکی از بزرگ‌ترین ذخایر گاز طبیعی جهان، پتانسیل بالایی برای ایفای نقش در بازار گاز جهانی دارد. با این حال، محدودیت‌های ناشی از تحریم‌ها و کمبود زیرساخت‌ها مانع از توسعه صادرات گاز این کشور به بازارهای جهانی، به‌ویژه اروپا و آسیا، شده است. ایران علاوه بر تأمین گاز برای مصرف داخلی، به صادرات گاز به کشورهای همسایه و سایر مناطق جهان نیز پرداخته است. با توجه به تحولات اخیر در بازار گاز و کاهش وابستگی اروپا به گاز روسیه به دلیل جنگ روسیه و اوکراین، ایران می‌تواند

[1] Smith
[2] Henderson et al.
[3] Brown et al.

نقش مهم‌تری ایفا کند و صادرات گاز خود را به کشورهای همسایه و حتی اروپا افزایش دهد. این امر مستلزم سرمایه‌گذاری در پروژه‌های زیرساختی، از جمله خطوط لوله و گاز طبیعی مایع (LNG) است.

ایران از طریق خطوط لوله گاز به کشورهای منطقه، به‌ویژه ترکیه و عراق، گاز صادر می‌کند. همچنین، به‌عنوان یک تولیدکننده مهم گاز طبیعی مایع شناخته می‌شود، هرچند که به دلیل مشکلات زیرساختی و تحریم‌ها، به‌طور کامل از ظرفیت‌های خود بهره‌برداری نکرده است. در شرایط بحران‌های ژئوپلیتیکی و کاهش عرضه گاز از منابع سنتی، ایران می‌تواند به‌عنوان یک منبع جایگزین برای تأمین نیازهای گازی در بازارهای جهانی، به ویژه برای کشورهای آسیایی، در نظر گرفته شود. در صورت کاهش تنش‌های ژئوپلیتیکی، ایران می‌تواند از تغییرات تقاضای جهانی بهره‌برداری کرده و نقش خود را در بازار گاز جهانی تقویت کند.

۳- روش‌شناسی و داده‌های تحقیق

۳-۱- تصریح مدل پژوهش

قیمت نفت اورال روسیه یکی از مهم‌ترین شاخص‌های تأثیرگذار بر بازار جهانی انرژی است که به دلیل ماهیت به هم پیوسته بازارهای نفت و گاز می‌تواند بر قیمت گاز در اروپا تأثیر بگذارد (سهین و همکاران[1]، ۲۰۲۳). قیمت نفت خام اورال؛ به عنوان یک متغیر مستقل در مدل این پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است.. قیمت نفت خام شاخص برنت دریای شمال نیز به عنوان یکی از شاخص‌های معتبر جهانی در تعیین قیمت نفت، نقشی کلیدی در بازارهای انرژی ایفا کرده و به عنوان دومین متغیر مستقل در این پژوهش مد نظر قرار گرفته است. قیمت نفت برنت به عنوان یک شاخص مرجع، تأثیر قابل توجهی بر قیمت‌گذاری انرژی در بازارهای جهانی دارد. علاوه بر این، جنگ روسیه و اوکراین به عنوان یک رویداد ژئوپلیتیکی مهم و تأثیرگذار، به عنوان متغیر موهومی[2] مورد بررسی قرار می‌گیرد. این جنگ تأثیرات قابل توجهی بر بازارهای انرژی جهانی داشته و بررسی اثرات آن بر قیمت گاز در مناطق مختلف از جمله اروپا و آسیا، از اهداف اصلی این پژوهش است. جنگ روسیه و اوکراین باعث افزایش نوسانات قیمت در بازارهای انرژی شده است. در نهایت، متغیرهای وابسته در این پژوهش، شاخص قیمت گاز در بازارهای گاز اروپا و آسیا هستند. این متغیرها تحت تأثیر متغیرهای مستقل مذکور و شرایط ژئوپلیتیکی قرار گرفته و تحلیل دقیق این اثرات می‌تواند به درک بهتر پویایی بازارهای انرژی کمک کند. مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که قیمت گاز در مناطق مختلف جهان به شدت تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت و تحولات ژئوپلیتیکی قرار دارد. بنابراین، مدل پژوهش به صورت زیر می‌باشد:

$$Gas_Price = f(Oil_{Price}, WarEffect) \quad (۱)$$

با توجه به مبانی اقتصاد سنجی برای سهولت در تفسیر نتایج معادله‌ی رگرسیون چند متغیره برای تابع ضمنی فوق فرم زیر تصریح شده است:

$$Gas\ price = \beta_0 + \beta_1 Brent\ Oil\ Price + \beta_2 Crude\ Oil\ Urals\ Price + \gamma War\ Effect + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در این رابطه Gas_Price قیمت گاز طبیعی، Brent Oil Price قیمت نفت خام شاخص برنت دریای شمال، Crude Oil Urals Price قیمت نفت خام اورال صادراتی روسیه به اروپا، War Effect اثر متغیر موهومی جنگ و ε_t جز اخلال می باشد؛ β_0 , β_1, β_2 γ, نیز ضرائب تخمین هستند.

[1] Sahin et al.
[2] Dummy Variable

مدل تصحیح خطا[1] (ECM) برای تحلیل روابط پویای کوتاه‌مدت و بازبینی رابطه بلندمدت ما بین متغیرها و بررسی چگونگی تعدیلات عدم تعادل کوتاه‌مدت به سوی رابطه تعادلی بلندمدت استفاده می‌شود؛ درواقع مدل مزبور نشان می‌دهد که چگونه و با چه سرعتی متغیرهای مدل تحقیق در کوتاه‌مدت تعدیل می‌شوند تا به رابطه تعادلی بلند مدت مابین متغیرها دست یابند. برای تخمین مدل پویای کوتاه مدت برای هر بازار گاز از تصریح یک مدل تصحیح خطای نامحدود(UECM)[2]، معادله (۳) بهره گرفته شده است.

$$\Delta y_t = \alpha(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{P-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن y_t نشانگر متغیر قیمت گاز در بازار اروپا (آسیا)؛ x_t بیانگر متغیرهای مستقل و کنترلی شامل قیمت‌های نفت روسیه و برنت، قیمت گاز و متغیر موهومی جنگ و ε_t جزء اخلال می‌باشد.

۳-۲- داده‌ها و متغیرهای تحقیق

متغیرهای مدل پژوهش در این مطالعه عبارت‌اند از: شاخص قیمت گاز اروپا (P_GE) که نشانگر قیمت لحظه‌ای شاخص گاز TTF هلند بر اساس قیمت ثابت دلار آمریکا در سال ۲۰۲۰ است؛ شاخص قیمت گاز آسیا (P_GA) که بیانگر قیمت گاز مایع بر اساس قیمت ثابت دلارآمریکا در سال ۲۰۲۰ می‌باشد؛ شاخص قیمت نفت خام برنت دریای شمال (P_B) که نمایانگر قیمت لحظه‌ای نفت خام برنت بر اساس قیمت ثابت دلار آمریکا در سال ۲۰۲۰ است؛ همچنین قیمت نفت خام اورال روسیه (P_U) که نشانگر قیمت لحظه‌ای نفت خام اورال روسیه بر اساس قیمت ثابت دلار آمریکا در سال ۲۰۲۰ می باشد؛ متغیر جنگ (war) به‌عنوان یک متغیر موهومی (دودویی) در نظر گرفته شده است که وجود یا عدم وجود جنگ را نشان می‌دهد. به طور خاص، این متغیر از روز ۲۴ فوریه ۲۰۲۲، آغاز رسمی جنگ روسیه و اوکراین به بعد مقدار ۱ (نشان‌دهنده وجود جنگ) و در سایر دوره‌ها (قبل از شروع جنگ) مقدار ۰ به‌خود گرفته است. هدف از وارد کردن این متغیر در مدل، ارزیابی تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم جنگ بر بازارهای انرژی، به‌ویژه قیمت گاز در بازارهای گاز اروپا و آسیا است. این متغیر به‌عنوان یک متغیر مستقل در مدل رگرسیونی وارد شده و تأثیر آن بر قیمت گاز در این دو منطقه مورد تحلیل قرار گرفته است. استفاده از این متغیر امکان تفکیک اثرات جنگ مزبور از سایر عوامل تأثیرگذار بر نوسانات قیمت گاز (از جمله قیمت نفت و دیگر تحولات ژئوپلیتیکی) را فراهم می‌آورد.

داده‌های مربوط به متغیرهای شاخص قیمت گاز اروپا، شاخص قیمت گاز آسیا، قیمت نفت خام اورال روسیه و قیمت نفت خام برنت دریای شمال از تارنمای سرمایه‌گذاری[3] (investing) استفاده شده است و جهت تطبیق صحت داده‌های برخی متغیرها از تارنمای اقتصاد تجارت[4] (tradingeconomics) استفاده شده است. برای متغیرهای مدل این مطالعه از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۱ مارس ۲۰۲۱ تا ۲۶ ژانویه ۲۰۲۴ استفاده شده است. دلیل انتخاب این دوره خاص آن است که داده‌های مورد استفاده در این پژوهش دوره زمانی یک سال قبل از آغاز درگیری روسیه و اوکراین و یک سال پس از آن را شامل شود. علت استفاده از قیمت نفت برنت دریای شمال جهت بررسی تاثیر شاخص متعارف جهانی قیمت نفت خام بر قیمت گاز می‌باشد چرا که بیشترین حجم معاملات روزانه نفت از منطقه اروپا صورت می‌گیرد. از طرفی دیگر، به دلیل این که گاز طبیعی از طریق خط لوله گازی نورد استریم[5] از دریای بالتیک[6] از روسیه به آلمان، انتقال می‌یابد و این خط لوله با ظرفیت کل انتقال سالانه ۵۵ میلیارد متر مکعب از تأثیرگذارترین شاه راه‌های انتقال

[1] Error Correction Model
[2] Unrestricted ECM
[3] www.investing.com
[4] www.Tradingeconomics.com
[5] Nord Stream
[6] The Baltic Sea

انرژی در دنیا به حساب می‌آید (چشم انداز جهانی انرژی، آژانس بین المللی انرژی، ۲۰۲۲)، از شاخص قیمت گاز TTF در مدل پژوهش بهره گرفته شده است. شاخص قیمت گاز مذکور یکی از مهم‌ترین شاخص‌های قیمت‌گذاری گاز طبیعی در اروپا و به ویژه هلند بوده و به عنوان معیار اصلی قیمت‌گذاری گاز در معاملات آتی و قراردادهای مختلف استفاده می‌شود؛ همچنین به دلیل گردش مالی بالا و فعالیت تجاری گسترده بر مبنای این شاخص، نقش کلیدی در تعیین قیمت‌های گاز طبیعی در بازارهای اروپایی دارد. در بازار گاز آسیا نیز از شاخص قیمت‌گذاری JKM [1] استفاده شده است؛ چرا که این شاخص، مبنای تعیین قیمت گاز طبیعی مایع در بازارهای شمال شرق آسیا، به ویژه ژاپن و کره جنوبی محسوب می‌گردد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای مدل تحقیق

متغیرها	War	P_U	P_B	P_GA	P_GE
میانگین	۰/۶۶	۷۱/۳۹	۸۵/۱۸	۲۲/۵۱	۷۵/۹۵
میانه	۱/۰۰	۷۰/۹۳	۸۲/۸۶	۱۸/۰۸	۵۲/۰۸
ماکزیمم	۱/۰۰	۱۱۱/۰۱	۱۲۷/۹۸	۶۹/۹۵	۳۳۹/۱۹
مینیمم	۰/۰۰۰	۴۸/۴۱	۶۰/۷۹	۵/۸۷	۱۵/۵۲
انحراف معیار	۰/۴۷	۱۱/۴۲	۱۳/۴۰	۱۲/۳۲	۵۴/۸۲

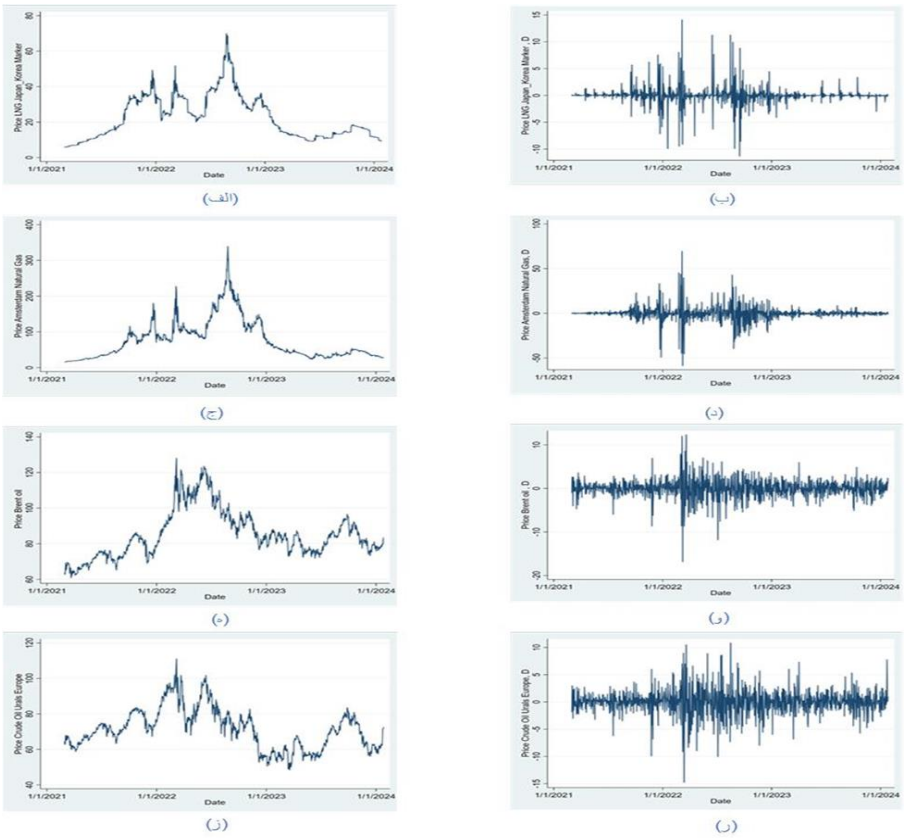
منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۲)، ویژگی‌های مختلفی از پنج متغیر مورد مطالعه قابل مشاهده است که هر یک نقش مهمی در تحلیل و تفسیر داده‌های پژوهش حاضردارند. این توصیفات برای درک بهتری از توزیع و خصوصیات مختلف داده‌های تحقیق مفید بوده و پایه‌ای برای تحلیل‌های بعدی و استنباط‌های آماری فراهم می کنند.

۴- برآورد مدل و تحلیل یافته های تجربی پژوهش

بر اساس مفهوم هم‌انباشتگی، اگر متغیرهای مدل تحقیق غیرایستا بوده و هیچ رابطه بلندمدتی بین آن‌ها وجود نداشته باشد، نتایج رگرسیون مربوطه واقعی نخواهد بود. این بدان معناست که فقط باید از متغیرهای ایستا در تحلیل رگرسیون استفاده شود. از طرف دیگر، اگر هم‌انباشتگی بین متغیرهای غیرایستا وجود داشته باشد، نتایج رگرسیون غیرواقعی نبوده و رابطه رگرسیون مابین آن‌ها را می‌توان به عنوان یک رابطه تعادلی بلندمدت تلقی کرد (انگل و گرنجر[2]، ۱۹۸۷). از آن‌جایی که اکثر متغیرهای اقتصادی در طول زمان ایستا نیستند و حداقل نیاز به یک‌بار تفاضل‌گیری جهت مانایی دارند، ضروری است که ابتدا با استفاده از آزمون های ریشه واحد[3] ایستایی متغیرها بررسی شده تا از نتایج غیرواقعی جلوگیری شود. با توجه به بررسی اولیه و بصری نمودار متغیرهای مدل تحقیق در سطح و تفاضل مرتبه اول در شکل ۸، می‌توان دریافت که متغیرهای مزبور در سطح غیر ایستا اما در تفاضل مرتبه اول ایستا(مانا)به نظر می آیند. جهت اعتبار سنجی این امر آزمونهای ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)[4] و فیلیپس-پرون (PP)[5] را انجام و نتایج آن ها در جدول (۳) گزارش شده است.

[1] Japan Korea Marker
[2] Engle and Granger
[3] Unit Root Test
[4] Augmented Dickey-Fuller
[5] Phillips-Perron



شکل (۸): روند سری‌های زمانی (الف) قیمت گاز آسیا در سطح (ب) قیمت گاز آسیا در تفاضل مرتبه اول (ج) قیمت گاز اروپا در سطح (د) قیمت گاز اروپا در تفاضل مرتبه اول (ه) قیمت نفت برنت در سطح (و) قیمت نفت برنت در تفاضل مرتبه اول (ز) قیمت نفت اورال روسیه در سطح (ر) قیمت نفت اورال روسیه در تفاضل مرتبه اول

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳): نتایج تخمین آزمون ریشه واحد

	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته(ADF)		**آزمون فیلیپس پرون(PP)**	
متغیر	سطح (ارزش احتمال)	تفاضل مرتبه اول (ارزش احتمال)	سطح (ارزش احتمال)	تفاضل مرتبه اول (ارزش احتمال)
P GE	-۲/۳۹ (۰/۳۷۶)	-۳۴/۶۷*** (۰/۰۰۰)	-۲/۰۵ (۰/۲۵۵)	-۳۵/۲۳*** (۰/۰۰۰)
P_GA	-۲/۲۴ (۰/۴۱۷)	-۳۷/۲۰*** (۰/۰۰۰)	-۱/۷۹ (۰/۳۸۳)	-۳۸/۵۰*** (۰/۰۰۰)
P_B	-۲/۸۴ (۰/۲۸۷)	-۳۶/۲۴*** (۰/۰۰۰)	-۲/۴۱ (۰/۱۶۰)	-۳۷/۳۲*** (۰/۰۰۰)
P_U	-۳/۲۸ (۰/۱۴۷)	-۳۶/۵۷*** (۰/۰۰۰)	-۲/۶۶ (۰/۰۸۱)	-۳۷/۸۶*** (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * نشان دهنده رد فرضیه صفر ومعنی‌داری به ترتیب در سطح اهمیت ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.

طبق نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته در جدول (۳)، تمام متغیرها در حالت بدون روند و عرض از مبدا در سطح نامانا بوده و با یک مرتبه تفاضل‌گیری، ایستا می‌شوند، نتایج آزمون فیلیپس-پرون نیز در نتایج موید آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته می‌باشد. برای بررسی هم‌انباشتگی ما بین متغیرهای مدل تحقیق از آزمون جوهانسن _جسلیوس[1] استفاده شده است. این رویکرد به دلیل انعطاف‌پذیری خود، به طور وسیعی توسط محققین مورد توجه قرار گرفته است، زیرا که این آزمون زمانی که مدل تحقیق شامل بیش از دو متغیر با مرتبه پیوستگی‌های یکسان و یا گوناگون باشد، برای بررسی هم‌انباشتگی مابین متغیرها ترجیح داده می‌شود؛ در حالتی که تمام متغیرهای تحقیق (مانند مطالعه حاضر) دارای مرتبه پیوستگی یکسانی هستند، آزمون مزبور نتایج مستحکم و قابل اعتمادتری بدست می‌دهد (چاندیو و همکاران[2]، ۲۰۲۱). چنانچه آماره محاسبه شده در سطح اهمیت مورد نظر بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر را مبنی بر این‌که هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرها برقرار نیست رد کرده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود حداکثر یک رابطه بلند مدت قابل بررسی است. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت ما بین متغیرهای الگوی تحقیق، نتایج آزمون‌های اثر[3] و حداکثر مقادیر ویژه[4] مبتنی بر آزمون مذکور در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس

فرضیه تعداد معادلات هم‌انباشتگی	آماره آزمون اثر (Trace)	آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه (Max-Eigen)	مقدار بحرانی در ٪۵ (Trace)	مقدار بحرانی در ٪۵ (Max-Eigen)
هیچ معادله هم‌انباشتگی (r=۰)	۵۷/۱۹**	۳۰/۶۶**	۴۷/۸۵	۲۷/۵۸
حداکثر یک معادله هم‌انباشتگی (r=۱)	۲۶/۵۲**	۱۴/۴۸**	۲۹/۷۹	۲۱/۱۳
حداکثر دو معادله هم‌انباشتگی (r=۲)	۱۲/۰۴**	۷/۶۶**	۱۵/۴۹	۱۴/۲۶
حداکثر سه معادله هم‌انباشتگی (r=۳)	۴/۳۷**	۴/۳۷**	۳/۸۴	۳/۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * نشان دهنده رد فرضیه صفر و معنی‌داری به ترتیب در سطح اهمیت ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.

طبق نتایج جدول (۴)، آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیرویژه وجود رابطه بلندمدت تعادلی ما بین متغیرهای الگوی تحقیق را تایید می‌کنند. بر اساس نتایج آماره‌های هر دو آزمون، می‌توان نتیجه گرفت که حداقل یک رابطه هم‌جمعی ما بین قیمت گاز در بازارهای گاز اروپا و آسیا وجود دارد؛ این بدین معناست که در بلندمدت، قیمت‌های گاز در این دو منطقه به شکلی پایدار و همگام با یکدیگر حرکت می‌کنند، حتی اگر در کوتاه‌مدت انحرافاتی از رابطه بلندمدت وجود داشته باشد. وجود حداقل یک رابطه تعادلی بلندمدت ما بین متغیرهای مزبور می‌تواند ناشی از عوامل بنیادین مشترک یا تعاملات بازارهای منطقه‌ای و جهانی گاز باشد. این نتیجه‌گیری

[1] Johansen- Juselius
[2] Chandio
[3] Trace
[4] Maximum Eigenvalues

نشان می‌دهد که تغییرات قیمت گاز در یک منطقه می‌تواند به صورت قابل پیش‌بینی و معناداری بر قیمت‌های گاز در منطقه دیگر تأثیر گذاشته و تأثیرات و یا پیامدهای مهمی برای تحلیل‌های اقتصادی و سیاست‌گذاری‌ها در بازار گاز طبیعی داشته باشد. تحلیل روابط بلندمدت در بازارهای انرژی با استفاده از تکنیک‌های پیشرفته اقتصادسنجی مانند FMOLS، DOLS و CCR امکان شناسایی روابط پایدار میان متغیرهای کلیدی نظیر قیمت گاز طبیعی و نفت خام را فراهم می‌کند. این تکنیک‌ها با درک دقیق‌تری از اثرات اختلالات، مبنای مؤثری برای سیاست‌گذاری و مدیریت پایدار در بازارهای انرژی فراهم می‌کنند (حسنوف[1]، ۲۰۱۶). این روش‌ها با رفع مشکلاتی چون هم‌خطی و همبستگی سریالی، تخمین‌هایی بی‌طرفانه و سازگاری ارائه داده و تأثیر شوک‌های خارجی نظیر بحران‌های ژئوپلیتیکی و تغییرات قیمت انرژی بر پویایی‌های بلندمدت بازار را تحلیل می‌کنند. نتایج برآورد روابط بلندمدت میان قیمت گاز طبیعی و نفت در بازارهای گاز اروپا و آسیا با استفاده از روش‌های DOLS، FMOLS و CCR به ترتیب در جداول (۵) و (۶) نشان داده شده است.

جدول (۵): نتایج تخمین رابطه بلند مدت قیمت گاز و نفت در بازار گاز اروپا

روش	P_GA ضریب (خطای استاندارد)	P_U ضریب (خطای استاندارد)	P_B ضریب (خطای استاندارد)	War ضریب (خطای استاندارد)
DOLS	۴/۱۵۹***	۰/۱۲۹	-۰/۱۰۸	۱۷/۵۴۷***
	(۰/۱۲۱)	(۰/۲۹۳)	(۰/۳۰۳)	(۵/۹۴۴)
FMOLS	۴/۱۷۵***	-۰/۱۱۴	۰/۱۱۴	۱۷/۶۵۴***
	(۰/۱۱۸)	(۰/۲۷۷)	(۰/۲۷۷)	(۵/۶۶۸)
CCR	۴/۱۷۵***	۰/۱۱۴	-۰/۱۱۵	۱۷/۶۶۶***
	(۰/۱۱۹)	(۰/۲۸۲)	(۰/۲۹۳)	(۵/۷۶۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * نشان دهنده رد فرضیه صفر و معنی‌داری به ترتیب در سطح اهمیت ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.

طبق نتایج مدل بلندمدت در جدول (۵)، شاخص قیمت گاز آسیا تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت گاز اروپا داشته و نقش مهمی در تبیین تغییرات آن ایفا می‌کند. همچنین، متغیر جنگ روسیه و اوکراین تأثیرقابل‌توجه معناداری برافزایش قیمت گاز در بازار اروپا داشته و نشان‌دهنده اثرات برجسته عوامل ژئوپلیتیکی بر بازار انرژی است. در مقابل، شاخص قیمت های نفت خام اورال روسیه و نفت برنت دریای شمال به ترتیب اثرات مثبت و منفی اما بی معناداری در این مدل نداشته و نقش کمتری در توضیح تغییرات قیمت گاز در بازار اروپا ایفا کرده‌اند. این نتایج بر اهمیت قیمت گاز آسیا و تأثیرات جنگ به‌عنوان عوامل کلیدی در تحلیل بازارانرژی اروپا تأکید دارد.

جدول (۶): نتایج تخمین رابطه بلند مدت قیمت گاز و نفت در بازار گاز آسیا

روش	P_GE ضریب (خطای استاندارد)	P_U ضریب (خطای استاندارد)	P_B ضریب (خطای استاندارد)	War ضریب (خطای استاندارد)
DOLS	۰/۲۱۲***	-۰/۰۵۰	۰/۱۱۶*	-۴/۸۲۱***

[1] Hasanov

	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۶۵)	(۰/۰۶۷)	(۱/۳۱۴)
FMOLS	۰/۲۱۲*** (۰/۰۰۶)	−۰/۰۵۱ (۰/۰۶۲)	۰/۱۲۱* (۰/۰۶۴)	−۴/۹۳۸*** (۱/۲۵۷)
CCR	۰/۲۱۲*** (۰/۰۰۶)	−۰/۰۵۱ (۰/۰۶۳)	۰/۱۲۱* (۰/۰۶۵)	−۴/۹۴۲*** (۱/۲۷۸)

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * نشان دهنده رد فرضیه صفر و معنی‌داری به ترتیب در سطح اهمیت ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که شاخص قیمت گاز اروپا تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت گاز آسیا دارد و به‌عنوان یک عامل کلیدی در تحلیل شناخته می‌شود. در مقابل، شاخص قیمت نفت خام اورال روسیه تأثیر منفی، اما غیرمعنادار داشته و نقش مهمی در توضیح تغییرات قیمت گاز آسیا ایفا نمی‌کند. شاخص قیمت نفت برنت دریای شمال نیز تأثیر مثبت اما به دلیل محدودیت‌های آماری، قدرت تأثیرگذاری کمی بر قیمت گاز آسیا دارد. همچنین، متغیر جنگ روسیه و اوکراین تأثیری منفی و معنادار بر بازار گاز آسیا داشته که نشان‌دهنده اثرات مخرب این رخداد ژئوپلیتیکی بر بازار مورد بررسی است. این نتایج نشان می‌دهد که در کنار تأثیرگذاری قوی شاخص قیمت گاز اروپا، جنگ به‌عنوان یک عامل بیرونی تأثیرات منفی قابل‌توجهی بر بازار گاز طبیعی آسیا داشته است.

نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌های بلند مدت دربازارهای گاز اروپا و آسیا برای روش‌های DOLS، FMOLS و CCR جهت بررسی خوبی برازش مدل‌های مزبور به ترتیب در جداول (۷) و (۸) ارائه شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون های تشخیصی برای مدل بلند مدت بازار گاز اروپا

روش	ارزش احتمال آزمون نرمال بودن	ارزش احتمال آزمون ناهمسانی واریانس (آزمون بروش پاگان)[1]	ارزش احتمال آزمون خود همبستگی(آزمون LM^2)
DOLS	۰/۰۷۲	۰/۱۸۵	۰/۰۹۳
FMOLS	۰/۰۸۹	۰/۲۱۰	۰/۱۱۲
CCR	۰/۰۶۵	۰/۲۵۰	۰/۰۸۰

منبع: یافته‌های تحقیق

فرضیه صفر آزمون‌های تشخیصی نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و خودهبستگی باقی مانده‌ها، به ترتیب عدم وجود توزیع نرمال، همسانی واریانس و عدم وجود همبستگی سریالی در باقی‌مانده‌ها می‌باشد.

جدول (۸): نتایج آزمون های تشخیصی برای مدل بلند مدت بازار گاز آسیا

روش	ارزش احتمال آزمون نرمال بودن	ارزش احتمال آزمون بروش پاگان	ارزش احتمال آزمون LM
DOLS	۰/۱۲۰	۰/۲۰۰	۰/۱۵۴
FMOLS	۰/۰۹۸	۰/۲۳۵	۰/۱۶۸
CCR	۰/۱۳۵	۰/۲۷۰	۰/۰۹۶

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] Breusch–Pagan test
[2] Lagrange Multiplier test

فرضیه صفر آزمون های تشخیصی نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و خودهبستگی باقی مانده‌ها، به ترتیب عدم وجود توزیع نرمال، همسانی واریانس و عدم وجود همبستگی سریالی در باقی‌مانده‌ها می‌باشد.

نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می دهد که توزیع باقیمانده‌ها با فرض نرمال بودن سازگار بوده و ناهمسانی واریانس در مدل مشاهده نمی‌شود. علاوه بر این، بررسی‌ها نشان دادند که همبستگی سریالی در باقیمانده‌ها وجود ندارد. این نتایج بیانگر کفایت مدل از نظر رعایت فرضیات کلاسیک مدل‌های رگرسیون بلندمدت برآورد شده و اعتبار نتایج است. به منظور بررسی هم‌خطی میان متغیرهای توضیحی مدل بلندمدت بازارهای گاز اروپا و آسیا، برآورد شاخص تورم واریانس (VIF)[1]برای متغیرهای توضیحی مدل‌های مذکور در جداول (۹) و (۱۰) ارائه شده است.

جدول (۹): نتایج آزمون هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی برای مدل بلند مدت بازار گاز اروپا

متغیرها	FMOLS	DOLS	CCR
P_GE	۱/۵۱۰	۱/۵۲۳	۱/۵۱۵
P_B	۷/۲۱۲	۷/۸۳۷	۷/۵۷۵
P_U	۵/۹۹۴	۶/۳۵۰	۶/۲۲۹
War	۴/۹۰۲	۵/۲۳۵	۵/۰۷۲
Average VIF	۴/۹۰۴	۵/۲۳۶	۵/۰۹۷

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۰): نتایج آزمون هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی برای مدل بلند مدت بازار گاز آسیا

متغیرها	FMOLS	DOLS	CCR
P_GE	۱/۴۹۲	۱/۵۱۱	۱/۵۰۰
P_B	۷/۳۸۸	۷/۰۶۱	۶/۷۷۱
P_U	۵/۰۱۰	۵/۳۷۸	۵/۲۴۳
War	۳/۰۳۲	۳/۳۷۲	۳/۲۰۹
Average VIF	۴/۲۳۰	۴/۳۳۰	۴/۱۸۰

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۹)، مقادیر شاخص تورم واریانس برای متغیرهای توضیحی مدل‌های مختلف بلندمدت در بازار گاز اروپا نشان‌دهنده وجود هم‌خطی متوسط میان متغیرها است. این مقادیر به‌طور کلی حاکی از آن هستند که هم‌خطی بین متغیرهای مدل چندان شدید نبوده و تأثیر منفی بر دقت نتایج مدل‌ها نداشته است. در مقابل، نتایج آزمون هم‌خطی بازار گاز آسیا در جدول (۱۰) نیز نشان می‌دهد که مشابه بازار گاز اروپا هم‌خطی بین متغیرها در سطحی قابل قبول و متعادل قرار دارد. در این بازار نیز، با وجود افزایش مقادیر در برخی مدل‌ها، این مقادیر به حدی نیستند که به‌طور قابل توجهی بر دقت ضرایب برآورد شده مدل بلندمدت بازار مذکور تأثیر بگذارند. به‌طور کلی، در هر دو بازار گاز، مقادیر شاخص تورم واریانس تأیید می‌کنند که مدل‌های استفاده‌شده از هم‌خطی شدید رنج نمی‌برند و نتایج برآوردی مدل بلندمدت معتبر و قابل اتکا هستند.

مدل ECM شامل یک جزء تصحیح خطا[2] است که اگر از نظر آماری معنادار، منفی و مابین صفر و یک باشد، نشان‌دهنده این است که قیمت‌ها در صورت انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت خویش، با سرعت مشخصی به میزان ضریب جزء تصحیح خطا در طول

[1] Variance Inflation Factor
[2] Error Correction Term(ECT)

دوره زمانی معینی به این تعادل باز می‌گردند. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا بر اساس باقی‌مانده‌های مدل‌های مختلف بلندمدت به تفکیک برای بازارهای گاز اروپا و آسیا به ترتیب در جداول (۱۱) و (۱۲) نشان داده شده‌اند.

جدول (۱۱): نتایج برآورد مدل پویای کوتاه مدت ECM در بازار گاز اروپا

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره تی استیودنت(t)	ارزش احتمال(p-value)
ECT	-۰/۰۳۹***	۰/۰۱۱	-۳/۶۲۲	۰/۰۰۰
Δ P_GE (-1)	-۰/۲۲۴***	۰/۰۳۱	-۷/۲۰۹	۰/۰۰۰
Δ P_GE (-2)	-۰/۲۴۴***	۰/۰۲۹	-۸/۲۷۲	۰/۰۰۰
Δ P_GE (-3)	۰/۰۶۲**	۰/۰۲۴	-۲/۲۵۲	۰/۰۱۱
Δ P_B	۰/۴۷۱***	۰/۱۲۸	۳/۶۶۷	۰/۰۰۰
Δ P_U	۰/۰۵۶	۰/۱۲۱	-۰/۴۶۱	۰/۶۴۴
Δ P_U (-1)	۰/۱۹۵**	۰/۰۸۴	۲/۳۲۴	۰/۰۲۰
Δ P_GA	۲/۶۶۰***	۰/۱۲۲	۲۱/۶۳	۰/۰۰۰
Δ P_GA (-1)	۱/۲۱۲***	۰/۱۴۴	۸/۳۷۳	۰/۰۰۰
Δ P_GA (-2)	۰/۷۰۸***	۰/۱۴۴	۴/۸۸۹	۰/۰۰۰
War	۲۱/۱۱۰***	۶/۱۸۷	۳/۴۱۱	۰/۰۰۰
War (-1)	-۱۳/۶۰۴**	۶/۳۱۴	-۲/۱۵۴	۰/۰۳۱

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * نشان دهنده رد فرضیه صفر و معنی‌داری به ترتیب در سطح اهمیت ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.

طبق نتایج جدول (۱۱)، معناداری آماری ضریب جزء تصحیح خطا مؤید وجود رابطه تعادلی بلندمدت مابین بازار گاز در اروپا و بازارهای نفت و گاز تحت تأثیر بحران روسیه و اوکراین بوده است. به علاوه، ضریب متغیر تصحیح خطا (۰/۰۳۹-) از نظر آماری معنادار و منفی بوده و نشان‌دهنده تعدیل نسبتاً سریع انحرافات از تعادل بلندمدت است، به طوری که درهر دوره (روز) حدود ۴ درصد از انحراف مدل قیمت گاز اروپا از مسیر تعادلی بلندمدت آن در روز آتی توسط تعدیل متغیرهای الگو تصحیح شده و ۲۶ روز طول می‌کشد که انحراف مزبور جبران گردد. همچنین، نتایج برآورد مدل ECM برای بازار گاز اروپا نشان می‌دهد که بازار گاز اروپا به شدت تحت تأثیرات مثبت و معنادار تغییرات کوتاه‌مدت قیمت گاز در آسیا و قیمت نفت برنت می‌باشد؛ همچنین عوامل ژئوپلیتیک نظیر جنگ روسیه و اوکراین اثر معنادار قابل توجهی بر قیمت بازار گاز اروپا داشته است. به‌ویژه، متغیرهای مرتبط با قیمت گاز مایع در آسیا و وضعیت جنگ تأثیرگذاری بالایی دارند.

جدول (۱۲): نتایج برآورد مدل پویای کوتاه مدت ECM در بازار گاز آسیا

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره تی استیودنت(t)	ارزش احتمال(p-value)
ECT	-۰/۰۴۸***	۰/۰۱۰	-۴/۸۷۹	۰/۰۰۰
Δ P_GA (-1)	-۰/۳۱۸***	۰/۰۳۰	-۱۰/۴۷۵	۰/۰۰۰
Δ P_GA (-2)	-۰/۳۰۲***	۰/۰۳۰	-۹/۹۲۷	۰/۰۰۰
Δ P_GA (-3)	-۰/۱۴۳***	۰/۰۲۹	-۴/۸۲۳	۰/۰۰۰

Δ P_U	-۰/۰۱۷	۰/۰۲۷	-۰/۶۴۳	۰/۵۱۹
Δ P_U (-1)	-۰/۰۴۱	۰/۰۳۰	-۱/۳۷۲	۰/۱۷۰
Δ P_U (-2)	۰/۰۰۳	۰/۰۳۰	۰/۱۱۷	۰/۹۰۶
Δ P_U (-3)	-۰/۰۷۵***	۰/۰۲۷	-۲/۷۶۷	۰/۰۰۵
Δ P_B	-۰/۰۰۷	۰/۰۲۹	-۰/۲۳۹	۰/۸۱۰
Δ P_B (-1)	۰/۰۳۱	۰/۰۳۲	۰/۹۸۶	۰/۳۲۴
Δ P_B (-2)	-۰/۰۵۵*	۰/۰۳۲	-۱/۷۱۹	۰/۰۸۵
Δ P_B (-3)	۰/۰۹۸***	۰/۰۲۹	۳/۳۳۱	۰/۰۰۰
Δ P_GE	۰/۱۱۱***	۰/۰۰۵	۲۱/۳۶۱	۰/۰۰۰
Δ P_GE (-1)	۰/۰۴۹***	۰/۰۰۶	۷/۶۶۹	۰/۰۰۰
Δ P_GE (-2)	۰/۰۴۳***	۰/۰۰۶	۶/۷۸۹	۰/۰۰۰
Δ P_GE (-3)	۰/۰۳۳***	۰/۰۰۶	۵/۴۰۵	۰/۰۰۰
War	۳/۸۲۰***	۱/۲۶۴	۳/۰۲۱	۰/۰۰۲
War (-1)	-۴/۶۷۵***	۱/۲۸۵	-۳/۶۳۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * نشان دهنده رد فرضیه صفر و معنی‌داری به ترتیب در سطح اهمیت ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.

نتایج مدل کوتاه‌مدت پویا در بازار گاز آسیا در جدول (۱۲) نیز نشان می‌دهد که این بازار به شدت تحت تأثیر تغییرات قیمت دوره‌های قبل گاز مایع در خود بازار مزبور، قیمت گاز در بازار اروپا، قیمت‌های جهانی بازار نفت و عوامل ژئوپلیتیکی مانند جنگ روسیه و اوکراین قرار دارد. تأثیر منفی و معنادار تغییرات قیمت گاز مایع آسیا در دوره‌های مختلف، نشان‌دهنده حساسیت بالای این بازار به نوسانات داخلی بازار مزبور است. از سوی دیگر، تغییرات قیمت گاز اروپا تأثیر مثبت و معناداری بر بازار گاز آسیا داشته و این ارتباط قوی نشان‌دهنده پیوند نزدیک میان بازارهای جهانی انرژی است. قیمت‌های نفت اورال روسیه و برنت دریای شمال، اثرات کوتاه مدت معنادار اما محدودتری برقیمت بازار گاز آسیا داشته‌اند، اما به‌طور کلی تأثیر آن‌ها کمتر از سایر متغیرها است. همچنین، جنگ روسیه و اوکراین تأثیر مثبت و شدیدی بر بازار گاز آسیا در کوتاه‌مدت داشته، اما اثرات آن در دوره‌های بعدی کاهش یافته است. معناداری آماری ضریب جزء تصحیح خطا تأییدکننده وجود رابطه تعادلی بلندمدت مابین بازار گاز در اروپا و بازارهای نفت و گاز تحت تأثیر بحران روسیه و اوکراین بوده است. به علاوه، ضریب جزء تصحیح خطا (۰/۰۴۸-) از نظر آماری معنادار و منفی بوده و نشان‌دهنده سرعت بالای بازار گاز آسیا (سریع تر از بازار گاز اروپا) در بازگشت به تعادل بلندمدت مابین بازار گاز آسیا و بازار نفت تحت تأثیر بحران روسیه و اوکراین می‌باشد؛ این موضوع می‌تواند انعطاف‌پذیری بازار گاز آسیا را در مواجهه با نوسانات را نشان دهد، به طوری که درهر دوره (روز) حدود ۵ درصد از انحراف مدل قیمت گاز آسیا از مسیر تعادلی بلندمدت آن در روز آتی توسط تعدیل متغیرهای الگو تصحیح شده و حدود ۲۱ روز زمان می‌برد که انحراف مزبور جبران شود. به طور کلی، این نتایج بر اهمیت ارتباطات بین‌المللی، قیمت‌گذاری منطقه‌ای و عوامل ژئوپلیتیکی در پویایی های بازار گاز آسیا تأکید می‌کند.

جهت بررسی خوبی برازش مدل‌های پویای کوتاه‌مدت در بازارهای گاز اروپا و آسیا، نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌های مزبور به ترتیب در جداول (۱۳) و (۱۴) ارائه شده است.

جدول (۱۳): نتایج آزمون های تشخیصی برای مدل ECM بازار گاز اروپا

آزمون نرمال بودن			
شاخص آماری	χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال
چولگی	۴/۰۲۱	۱۰۶۱	۰/۸۸۲
کشیدگی	۳/۶۷۵	۱۰۶۱	۰/۷۶۹
آزمون جارک-برا	۷/۱۴۲	۲	۰/۴۵۳
آزمون ناهمسانی واریانس			
آزمون	χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال
بروش-پاگان	۱۵/۲۳۱	۴	۰/۴۵۰
آزمون همبستگی سریالیLM			
وقفه‌ها	آمارهLM		ارزش احتمال
۱	۰/۱۷۱		۰/۶۷۸
۲	۰/۴۴۶		۰/۷۹۹
۳	۵/۵۳۴		۰/۱۳۶

منبع: یافته‌های تحقیق

فرضیه صفر آزمون‌های تشخیصی نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و خودهبستگی باقی‌مانده‌ها، به ترتیب عدم وجود توزیع نرمال، همسانی واریانس و عدم وجود همبستگی سریالی در باقی‌مانده‌ها می‌باشد.

جدول (۱۴): نتایج آزمون های تشخیصی برای مدل ECM بازار گاز آسیا

آزمون نرمال بودن			
شاخص آماری	χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال
چولگی	۳/۸۸۷	۱۰۶۱	۰/۶۳۲
کشیدگی	۳/۷۲۱	۱۰۶۱	۰/۷۷۱
آزمون جارک-برا	۸/۲۵۳	۲	۰/۲۸۹
آزمون نا همسانی واریانس			
آزمون	χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال
بروش-پاگان	۲۱/۵۴۱	۴	۰/۳۸۷
آزمون همبستگی سریالیLM			
وقفه ها	آمارهLM		ارزش احتمال
۱	۰/۰۹۹		۰/۷۵۲
۲	۰/۴۹۰		۰/۷۸۲
۳	۶/۲۵۶		۰/۰۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

فرضیه صفر آزمون‌های تشخیصی نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و خودهبستگی باقی‌مانده‌ها، به ترتیب عدم وجود توزیع نرمال، همسانی واریانس و عدم وجود همبستگی سریالی در باقی‌مانده‌ها می‌باشد.

نتایج آزمون‌های تشخیصی در جداول (۱۳) و (۱۴) نشان می‌دهد که توزیع باقیمانده‌های مدل‌های ECM بازارهای گاز اروپا و آسیا با فرض نرمال بودن سازگار بوده و ناهمسانی واریانس در مدل‌های مزبور مشاهده نمی‌گردد. علاوه بر این، یافته‌های آزمون‌های مزبور

بیانگر آن است که همبستگی سریالی در باقیمانده‌های هر دو مدل وجود ندارد. این نتایج بیانگر کفایت مدل‌های پویای کوتاه‌مدت از نظر رعایت فرضیات کلاسیک و اعتبار نتایج است. جهت بررسی هم خطی مابین متغیرهای توضیحی مدل پویای کوتاه مدت بازارهای گاز اروپا و آسیا، برآورد شاخص تورم واریانس برای متغیرهای توضیحی مدل‌های مزبور درجدول ۱۵ آورده شده است.

جدول (۱۵): نتایج آزمون هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی مدل پویای کوتاه مدت ECM بازار های گاز آسیا و اروپا

	بازار گاز آسیا	بازار گاز اروپا
متغیر	ضریب تورم واریانس	ضریب تورم واریانس
P_GA	-	۶/۸۶۷
P_GA (-1)	۷/۴۷۸	۴/۶۲۳
P_GA (-2)	۲/۲۳۶	۹/۵۱۴
P_GA (-3)	۱/۳۲۴	۱/۹۴۹
P_GA (-4)	۴/۳۹۷	-
P_U	۷/۰۶۱	۷/۲۳۶
P_U (-1)	۹/۹۰۶	۳/۴۴۵
P_U (-2)	۶/۵۸۳	۶/۸۴۸
P_U (-3)	۹/۰۱۱	-
P_U (-4)	۸/۰۶۵	-
P_B	۷/۶۶۰	۷/۷۰۵
P_B (-1)	۹/۵۸۷	۷/۶۲۴
P_B (-2)	۷/۷۷۳	-
P_B (-3)	۴/۶۷۱	-
P_B (-4)	۱/۵۶۳	-
P_GE	۷/۶۵۲	-
P_GE (-1)	۴/۰۹۸	۱/۳۰۱
P_GE (-2)	۵/۲۰۷	۲/۱۲۵
P_GE (-3)	۵/۷۰۹	۳/۸۲۰
P_GE (-4)	۲/۱۷۰	۴/۰۸۵
War	۸/۸۱۹	۶/۵۵۲
War (-1)	۵/۰۳۵	۹/۶۹۸
War (-2)	۶/۵۷۴	۸/۳۳۴
Average VIF	۶/۰۲۶	۵/۷۳۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون هم‌خطی برای بازار گاز آسیا و بازار گاز اروپا در جدول (۱۵) نشان می‌دهد که مقادیر تورم واریانس برای برخی از متغیرهای با وقفه تا حدودی بالا است؛ اما این مقادیر به اندازه‌ای نیست که برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت را تحت تأثیر قرار دهد. به‌طور

متوسط، در هر دو بازار، تورم واریانس نمایانگر هم‌خطی قابل کنترل و متعادل است و مدل‌ها قادر به برآورد دقیق روابط بین متغیرها می‌باشند.

وجود هم‌خطی متعادل، به‌ویژه برای متغیرهای وقفه‌دار در مدل‌های سری زمانی پویا، ناشی از پویایی‌های پیچیده و تعاملات بین‌زمانی میان متغیرها در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. در مدلARDL، به دلیل وجود پویایی میان متغیرها و تأثیرات کوتاه‌مدت، روابط پیچیده‌ای بین متغیرهای مدل برقرار است. این پویایی به دلیل استفاده از وقفه های متغیرهای وابسته و توضیحی در معادلات به وجود می‌آید. همچنین، مدل ECM به‌عنوان یک حالت خاص ازARDL، برای تحلیل تصحیح خطا و حرکت سیستم به سمت تعادل بلندمدت طراحی شده است. این مدل‌ها به‌طور معمول روابط هم‌زمانی و پویای متغیرها را در برمی‌گیرند (هیل و همکاران[1]، ۲۰۱۸).

در آزمون هم‌خطی، مشاهده مقادیر هم‌خطی بین ۵ تا ۱۰ در برخی از متغیرهای وقفه دار، به‌ویژه در مدل‌های ARDL و ECM تا حدودی امری طبیعی است. این پدیده به دلیل وجود روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرها و همچنین وجود متغیرهای تأخیری در مدل‌ها قابل‌توجیه است. به‌ویژه، زمانی که از تأخیرهای مختلف برای تحلیل پویایی‌های سیستم استفاده می‌شود، ممکن است هم‌خطی در برخی از متغیرها بروز کند که این مسئله ناشی از تعاملات پیچیده و هم‌زمانی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت است. در نتیجه، هم‌خطی‌های مشاهده‌شده بین ۵ تا ۱۰ در این شرایط نه تنها از نظر آماری قابل‌پذیرش است، بلکه نشان‌دهنده اثرات پویای سیستم و روابط پویای میان متغیرها می‌باشد.

نتایج آزمون علیت گرنجر برای بررسی وجود رابطه علی بین دو به دو متغیرها در جدول (۱۶) آورده شده است. آزمون علیت گرنجر یک آزمون فرضی آماری است که برای تعیین اینکه آیا یک سری زمانی در پیش‌بینی سری زمانی دیگری مفید است یا خیر، طراحی شده است؛ این آزمون برای اولین بار در سال ۱۹۶۹ کلایو گرنجر[2] پیشنهاد شد. معمولاً رگرسیون‌ها نشان‌دهنده تنها رابطه همبستگی هستند، اما کلایو گرنجر استدلال کرد که می‌توان علیت در اقتصاد را با اندازه‌گیری توانایی پیش‌بینی مقادیر آینده یک سری زمانی با استفاده از مقادیر قبلی یک سری زمانی دیگر مورد آزمون قرارداد. تفسیر نتایج آزمون علیت گرنجر به درک عمیق‌تری از رابطه بین متغیرها می‌انجامد.

جدول (۱۶): نتایج آزمون علیت گرنجر

فرضیه صفر	تعداد مشاهدات	آماره آزمون	ارزش احتمال	نتیجه
P_U علت P_ GA نیست.	۱۰۶۰	۳/۸۹۷***	۰/۰۲۰	رد
P_GA علت P_U نیست.	۱۰۶۰	۰/۲۹۴	۰/۷۴۵	قبول
P_B علت P_GA نیست.	۱۰۶۰	۰/۹۵۲	۰/۳۸۵	قبول
P_GA علت P_B نیست.	۱۰۶۰	۲/۸۸۶*	۰/۰۵۶۲	قبول
P_GE علت P_GA نیست.	۱۰۶۰	۷/۰۲۴***	۰/۰۰۰	رد
P_GA علت P_GE نیست.	۱۰۶۰	۷/۳۴۸***	۰/۰۰۰	رد
War علت P_GA نیست.	۱۰۶۰	۱۴/۰۳۸***	۰/۰۰۰	رد
P_GA علت War نیست.	۱۰۶۰	۱/۸۲۱	۰/۱۶۲	قبول

[1] Hill et al.
[2] Clive Granger

P_B علت P_U نیست.	۱۰۶۰	۱۵/۲۵۶***	۰/۰۰۰	رد
P_U علت P_B نیست.	۱۰۶۰	۰/۴۱۲	۰/۶۶۱	قبول
P_GE علت P_U نیست.	۱۰۶۰	۶/۱۸۴***	۰/۰۰۲	رد
P_U علت P_GE نیست.	۱۰۶۰	۲/۸۶۷*	۰/۰۵۷	قبول
War علت P_U نیست.	۱۰۶۰	۱/۶۳۹	۰/۱۹۴	قبول
P_U علت War نیست.	۱۰۶۰	۱/۷۷۲	۰/۱۷۰	قبول
P_GE علت P_B نیست.	۱۰۶۰	۴/۵۳۶***	۰/۰۱۰	رد
P_B علت P_GE نیست.	۱۰۶۰	۱/۳۷۱	۰/۲۵۴	قبول
War علت P_B نیست.	۱۰۶۰	۰/۱۷۵	۰/۸۳۸	قبول
P_B علت War نیست.	۱۰۶۰	۱/۷۸۱	۰/۱۶۸	قبول
War علت P_GE نیست.	۱۰۶۰	۱۱/۵۴***	۰/۰۰۰	رد
P_GE علت War نیست.	۱۰۶۰	۰/۷۸۶	۰/۴۵۵	قبول

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * نشان دهنده رد فرضیه صفر و معنی‌داری به ترتیب در سطح اهمیت ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.

نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول (۱۶) نشان می‌دهد که رابطه علّی میان متغیرهای مرتبط با قیمت انرژی و شاخص جنگ، به شکل‌های متفاوتی در مدل مشاهده می‌شود. ابتدا، شاخص قیمت گاز اروپا به‌عنوان یک عامل کلیدی، رابطه علیتی دوسویه با شاخص قیمت گاز آسیا دارد، به‌طوری‌که هر دو متغیر می‌توانند بر یکدیگر تأثیرگذار باشند. این یافته حاکی از تعامل متقابل در بازارهای گاز منطقه‌ای است که ممکن است به دلیل وابستگی متقابل تقاضا و تأمین انرژی در این دو منطقه باشد. همچنین، شاخص قیمت گاز اروپا به‌طور یک‌طرفه بر قیمت های نفت خام برنت و اورال روسیه اثرگذار است، اما تأثیر معناداری از سوی این متغیرها بر قیمت گاز اروپا مشاهده نمی‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت گاز اروپا، به‌عنوان یک متغیر پیشرو در بازار انرژی عمل می‌کند. در عین حال، جنگ نیز تأثیر معناداری بر قیمت های گاز آسیا و اروپا داشته است، که این نتیجه نشان‌دهنده حساسیت این بازارها به بحران‌های ژئوپلیتیکی است. بااین‌حال، اثر علّی معناداری از قیمت‌های نفت و گاز بر وقوع جنگ مشاهده نمی‌شود، که این امر بر نقش برون زای متغیرهای ژئوپلیتیکی در مدل تأکید دارد. علاوه بر این، روابط علّی یک‌طرفه از سوی قیمت نفت خام برنت به قیمت نفت اورال و از قیمت نفت اورال به قیمت گاز آسیا شناسایی شده است، که نشان‌دهنده وابستگی‌های ساختاری میان قیمت‌های جهانی انرژی است. این نتایج به‌طور کلی حاکی از پیچیدگی روابط میان بازارهای انرژی و تأثیرگذاری متفاوت متغیرها در شرایط مختلف بازار و رویدادهای ژئوپلیتیکی است.

جهت تشخیص خطی یا غیرخطی بودن مدل‌های تحقیق در این پژوهش، از آزمون خطای تصریح رمزی (Ramsey RESET)[1] استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل تحقیق است. طبق نتایج آزمون مذکور، مقدار آماره آزمون F برای مدل بازار گاز اروپا برابر با ۱/۷۴ و ارزش احتمال(p-value) آن برابر با ۰/۱۸۷ می‌باشد. این بیانگر آن است که در سطح اهمیت ۱ درصد، شواهد آماری کافی برای رد فرضیه خطی بودن مدل بازار گاز اروپا وجود ندارد؛ بنابراین، مدل مزبور به صورت خطی در نظر گرفته می‌شود. برای مدل بازار گاز آسیا نیز، آماره آزمون F و ارزش احتمال آن به ترتیب برابر با ۱/۷۶ و ۰/۰۷۴ بوده که نشان‌دهنده عدم

[1] Ramsey Regression Equation Specification Error Test (RESET) test

رد فرضیه صفر در سطح اهمیت ۱ درصد و عدم وجود رابطه غیرخطی در مدل مزبور است. بنابراین، مدل بازار گاز آسیا نیز به عنوان یک مدل خطی در نظر گرفته شده است.

مطالعات پیشین تأثیرات جنگ روسیه و اوکراین بر بازار انرژی را در ابعاد مختلف بررسی کرده‌اند و نتایج تحقیق حاضر در برخی موارد با این مطالعات همسو و در برخی دیگر متفاوت است(مانند مطالعه انسکو و زلز، شینگ و همکاران، ۲۰۲۳). برای مثال، یافته‌های این پژوهش با نتایج پژوهش‌هایی که تأثیر معنادار بحران‌های ژئوپلیتیکی بر قیمت انرژی را تأیید کرده‌اند، همخوانی دارد. در این مطالعات، تأکید بر افزایش نوسانات قیمت گاز و نفت در نتیجه عوامل ژئوپلیتیکی مطرح شده است. همچنین، مشابه با نتایج پژوهش‌هایی که بر وجود یک رابطه بلندمدت و پایدار مابین بازارهای منطقه‌ای گاز تأکید دارند، تحقیق حاضر نیز نشان می‌دهد که قیمت گاز در هر دو بازار منطقه‌ای گاز اروپا و آسیا به صورت معناداری تحت تأثیر بحران‌های ژئوپلیتیکی با تأکید بر جنگ اوکراین و روسیه و تغییرات بازار نفت ناشی از جنگ مزبور قرار داشته است.

با این حال، برخی تفاوت‌های کلیدی نیز با تحقیقات موجود مشاهده می‌شود. در حالی که برخی پژوهش‌ها بر تأثیرات معنادار بلندمدت نوسانات حامل‌های انرژی تأکید کرده‌اند، نتایج این پژوهش نشان داد که تأثیر بلندمدت قیمت نفت اورال روسیه بر قیمت گاز در بازارهای اروپا و آسیا چندان معنادار نبوده و این اثرات بیشتر از سوی قیمت نفت برنت دریای شمال و شرایط ناشی از جنگ روسیه و اوکراین مشاهده می‌گردد. همچنین، برخلاف پژوهش‌هایی که بر تفاوت تأثیرات جنگ بر اقتصاد کشورهای وابسته به انرژی تأکید دارند، مطالعه تحقیقی حاضر نشان می‌دهد که تغییرات قیمتی در بازارهای گاز اروپا و آسیا به دلیل وابستگی متقابل، به شکلی هم‌جهت حرکت می‌کنند. این تفاوت‌ها و شباهت‌ها حاکی از آن است که تحقیق حاضر با ارائه چارچوبی بومی‌تر، بینش‌هایی دقیق‌تری برای تحلیل روابط میان بازارهای انرژی در شرایط بحران روسیه و اوکراین ارائه می‌دهد.

۵- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

مقاله حاضر با در نظر گرفتن نقش متغیر جنگ روسیه و اوکراین، اثرات شاخص جهانی قیمت نفت خام برنت دریای شمال و قیمت نفت خام اورال صادراتی روسیه به اروپا را بر قیمت های بازار گاز طبیعی در اتحادیه اروپا و نیز بازار گاز مایع در آسیا در دوره زمانی یک سال قبل از بحران جنگ مزبور و یک سال پس از آغاز آن؛ با استفاده از مدل بلندمدت و الگوی پویای کوتاه‌مدت تصحیح خطا مورد بررسی قرار داده است. به عبارت دیگر، پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر جنگ جاری روسیه و اوکراین بر قیمت بازارهای منطقه‌ای گاز انجام شده است.

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که بازارهای گاز طبیعی اروپا و آسیا به‌شدت تحت تأثیر عوامل ژئوپلیتیکی، به‌ویژه جنگ روسیه و اوکراین، قرار دارند. در کوتاه‌مدت، نوسانات قیمت گاز مایع طبیعی در آسیا و تحولات ژئوپلیتیکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بازار گاز اروپا محسوب می‌شوند، در حالی که بازار گاز آسیا علاوه بر این عوامل، به تغییرات قیمت گاز اروپا نیز واکنش قابل‌توجهی نشان می‌دهد. در بلندمدت، همبستگی مثبت و معناداری بین قیمت گاز اروپا و آسیا مشاهده می‌شود که بر نقش کلیدی ارتباطات بین‌المللی در تنظیم پویایی بازارهای گاز تأکید دارد. همچنین، تأثیر جنگ روسیه و اوکراین بر قیمت‌های گاز در هر دو بازار تأیید شده است، اما نقش قیمت نفت برنت و نفت اورال روسیه در این ارتباط محدود بوده و عمدتاً در کوتاه‌مدت معنادار نمی‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد که تحولات بازار نفت، برخلاف اثرات شدید ژئوپلیتیکی، نقش کم‌رنگ‌تری در تعیین قیمت‌های گاز ایفا می‌کنند. به‌طور کلی، این مطالعه اهمیت پیوندهای قیمتی بین بازارهای گاز و تأثیرپذیری آن‌ها از شوک‌های خارجی را

برجسته می‌سازد. علاوه بر این، سرعت تعدیل انحرافات کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت در هر دو بازار نشان می‌دهد که قیمت‌های گاز تمایل دارند به‌سرعت به سطح تعادلی بازگردند. یافته‌های این پژوهش می‌تواند به سیاست‌گذاران انرژی در تدوین استراتژی‌های کاهش ریسک و مدیریت بهینه بازارهای گاز طبیعی کمک کند.

در تحلیل نتایج مدل و یافته‌های تجربی، به‌ویژه با توجه به هم‌انباشتگی قیمت گاز و نفت در بازارهای اروپا و آسیا، پیشنهادات سیاستی می‌توانند بر تاثیر بحران‌های ژئوپلیتیکی تمرکز نموده و بر اساس تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل‌ها ارائه شوند. از آن‌جایی که قیمت گاز در بازارهای اروپا و آسیا تحت تأثیر مستقیم قیمت گاز مایع آسیا و تحولات ناشی از جنگ روسیه و اوراین قرار دارد، پیشنهاد می‌شود که کشورهای مصرف‌کننده و تولیدکننده گاز به‌ویژه در آسیا، توافقات تجاری بلندمدت‌تری با تولیدکنندگان اصلی گاز برقرار کنند تا از نوسانات بازار جلوگیری شود. برای تقویت دیپلماسی انرژی، کشورهای اروپایی باید مذاکرات خود را با تأمین‌کنندگان جدید گاز غیر از روسیه افزایش دهند. ایجاد توافقات بلندمدت با این تأمین‌کنندگان می‌تواند به ثبات قیمت و تأمین پایدار انرژی کمک کند. همچنین، تقویت روابط دیپلماتیک و اقتصادی با تولیدکنندگان غیر روسی مانند قطر و ایالات متحده ضروری است. کشورهای اروپایی باید زیرساخت‌های لازم برای تنوع بخشی به منابع تأمین انرژی و واردات گاز را تقویت کنند، که شامل ساخت خطوط لوله جدید و افزایش ظرفیت پایانه‌های LNG می‌شود. شناسایی تأمین‌کنندگان جدید مانند قطر، ایالات متحده و آذربایجان برای کاهش وابستگی به روسیه نیز حیاتی است.

همچنین، وجود وابستگی متقابل قیمت‌ها بین بازارهای گاز اروپا و آسیا بر اساس تحلیل بلندمدت مدل تحقیق نشان می‌دهد که سیاست‌های انرژی در این مناطق باید هماهنگ‌تر و با توجه به هم‌گرایی قیمت‌ها در بلندمدت تدوین شود. در سطح سیاست‌گذاری داخلی، توجه به افزایش تنوع منابع تأمین انرژی و کاهش وابستگی به بازارهای خارجی، به‌ویژه نفت و گاز، می‌تواند به عنوان یکی از استراتژی‌های کلیدی مطرح گردد. کشورهای اروپایی باید برای تسریع در گذار به انرژی‌های تجدیدپذیر، اقداماتی اساسی انجام دهند. این اقدامات شامل افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر و کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی است. حمایت از تحقیق و توسعه در زمینه فناوری‌های پاک، مانند هیدروژن و ذخیره‌سازی کربن، به بهبود امنیت انرژی کمک خواهد کرد. همچنین، سرمایه‌گذاری در منابع انرژی تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی و بادی ضروری است تا به سمت یک آینده پایدار و کم‌کربن حرکت نمایند.

همچنین، بر اساس نتایج مدل‌های برآوردی، جنگ‌ها و بحران‌های ژئوپلیتیکی به‌طور معناداری بر نوسانات قیمت انرژی تأثیر می‌گذارند، لذا، پیش‌بینی بحران‌های ژئوپلیتیکی و آماده‌سازی بازارهای انرژی با ابزارهای مدیریتی و مالی مناسب، نظیر ایجاد ذخایر استراتژیک انرژی و تقویت شبکه‌های تأمین انرژی داخلی، باید در دستور کار قرار گیرد. مدیریت ریسک‌های ژئوپلیتیکی و بهینه‌سازی زنجیره تأمین انرژی نیازمند استراتژی‌های مؤثر است. کشورهای وابسته به انرژی باید ذخایر استراتژیک گاز ایجاد کنند تا در برابر نوسانات قیمت و اختلالات عرضه مقاوم‌تر شوند. همچنین، توسعه استراتژی‌های مدیریت بحران و استفاده از مدل‌های پیش‌بینی برای تحلیل بازار به بهبود تصمیم‌گیری کمک می‌کند. آموزش و آگاهی‌بخشی در زمینه امنیت انرژی نیز اهمیت دارد و می‌تواند به سیاست‌گذاران در تحلیل بازار کمک کند. این اقدامات به ایجاد محیطی پایدارتر و مقاوم‌تر در برابر چالش‌های انرژی منجر می‌شود. به علاوه آنکه، برای پیش‌بینی نوسانات قیمت انرژی و تأثیرات بحران‌های ژئوپلیتیکی، استفاده از مدل‌های پیشرفته و تحقیقات بیشتر ضروری است. این رویکردها به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا تصمیمات بهتری اتخاذ کنند و دقت پیش‌بینی‌ها را بهبود بخشند.

آمارها موید آن است که میزان واردات گاز در اتحادیه اروپا از مبدا روسیه، در نتیجه آغاز جنگ کاهش یافته است (زو و همکاران[1]،۲۰۲۴). نتایج به‌دست‌آمده از پردازش آماری مدل بلندمدت و مدل کوتاه مدت الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که حل مسئله وابستگی به انرژی در اتحادیه اروپا باید در اولویت دستور کار رهبران کشورهای اروپایی باشد. به نظر می‌رسد که اتحادیه اروپا باید با اتخاذ بسته‌های سیاستی و اقتصادی در یک منبع انرژی قابل اعتماد، گسترده و پاک با در نظر گرفتن ویژگی‌های منحصر به فرد کشورهای عضو اتحادیه سرمایه‌گذاری کند. در عین حال، سرمایه‌گذاری در انرژی باید منابع انرژی محلی و تجدیدپذیر را در بلندمدت، در راستای اهداف زیست‌محیطی اتحادیه اروپا، با در نظر گرفتن تأثیر چشمگیر منابع تجدیدپذیر بر اقتصاد و محیط زیست، هدف قرار دهد.

با توجه به سیاست‌های ایالات متحده و بررسی داده‌های آماری، می‌توان دریافت که آمریکا، می‌تواند بازار گاز اروپا را تصاحب کرده و جریان تجارت جهانی گاز را به نفع خود تغییر دهد. به نظر می‌رسد که ادامه دار شدن این جنگ بیش از همه به سود آمریکا جهت یافتن مشتری‌های جدید اروپایی در بازار گاز مایع باشد. از سوی دیگر پس از تعیین سقف قیمت نفت و فرآورده های نفتی روسیه در سال ۲۰۲۳ و تبعیت کشورهای آسیایی مانند ژاپن نشان داد که کشورهای آسیایی به دلیل مسائل جغرافیایی بیش از کشورهای اروپایی سبد انرژی گاز خود را متنوع کرده و می توانند فروشندگان دیگر نظیر قطر و استرالیا را جایگزین روسیه کنند. جنگ نه تنها از طرق مختلف بر مصرف کنندگان نهایی انرژی تأثیر گذاشته است، بلکه به عنوان یک نقطه عطف مهم در مورد آینده اهداف مرتبط با سیاست‌های آب و هوایی مبتنی برکنفرانس تغییرات اقلیمی ملل متحد ۲۰۱۵ پاریس[2] می‌باشد. تهدیدات علیه اهداف توسعه پایدار سازمان ملل در بحبوحه درگیری روسیه و اوکراین، در مطالعه پریرا و همکاران[3] (۲۰۲۲) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت و مشخص شد که کاهش وابستگی به واردات روسیه در میان مدت برای دستیابی به اهداف خالص صفر و امنیت غذایی ضروری است. بنابراین، از نظر ژئوپلیتیکی ممکن است به عنوان فرصتی برای تغییرات اساسی در سیاست ها برای دستیابی به سناریوی صفر خالص[4] باشد. برای تضمین تامین انرژی ایمن و مقرون به صرفه برای اتحادیه اروپا و مشتریان سنتی انرژی روسیه نظیر برخی از کشورهای آسیایی راهکارهای مختلفی وجود دارد. مجموعه سیاست‌های انرژی موجود بر کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای از طریق ترویج استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و افزایش بهره‌وری انرژی تمرکز دارد.

تنوع بخشیدن به عرضه انرژی برای کاهش وابستگی اتحادیه اروپا به محصولات انرژی، به ویژه گاز طبیعی، که ممکن است با سرمایه‌گذاری در خطوط لوله جدید گاز از کشورهای دیگر محقق شود، از اهمیت بالایی برخوردار است. به عنوان مثال، کریدور گاز جنوبی و ابتکار کمیسیون اروپا برای ایجاد یک مسیر تامین گاز برای واردات گاز از مناطق خزر و خاورمیانه ممکن است روش قابل اعتمادی برای تنوع بخشیدن به عرضه انرژی باشد. کشورهای اروپایی فعالانه به دنبال تنوع بخشیدن به تامین‌کنندگان گاز خود برای کاهش وابستگی به واردات روسیه هستند. تقویت دیپلماسی انرژی در اروپا برای تقویت روابط با کشورهای تولیدکننده گاز غیر از روسیه و مذاکره برای شرایط مطلوب برای واردات گاز یکی از مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی موجود است. از دیگر توصیه‌های سیاستی برای دیپلماسی انرژی اتحادیه اروپا، سرمایه‌گذاری در پایانه‌های گاز طبیعی مایع است که ممکن است ظرفیت موجود برای واردات و ذخیره گاز مایع از تامین‌کنندگان دیگر مانند استرالیا و ایالات متحده را افزایش دهد. از نظر ژئوپلیتیکی و سیاسی، هر دو

[1] Zhu et al.
[2] COP 2015
[3] Pereira et al.
[4] Net Zero Scenario

تامین‌کننده فوق الذکر ممکن است متحدین قابل اعتماد اتحادیه اروپا باشند. نکته منفی جایگزینی این دوکشور به جای روسیه این است که قیمت انرژی ممکن است با توجه به هزینه‌های حمل و نقل افزایش یابد. با این همه اطمینان از تامین پایدار گاز یک اولویت بوده و می‌تواند پرداخت هزینه‌های افزایش یافته حمل و نقل را توجیه کند.

یکی دیگر از توصیه‌های سیاستی سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر است که در حال حاضر برای هر کشور عضو اتحادیه اروپا از طریق دستورالعمل انرژی‌های تجدیدپذیر الزام‌آور است. افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر اقدام خوبی برای کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی سنتی از جمله محصولات انرژی وارداتی است. طبق آمارهای بریتیش پترولیوم هدف تعیین شده توسط اتحادیه اروپا در رابطه با سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در مصرف انرژی نهایی ۳۲ درصد تا سال ۲۰۳۰ است. منابع انرژی تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی، بادی و برق آبی و سرمایه‌گذاری در این حوزه‌ها مخصوصاً در قاره اروپا به عنوان قاره سبز، وابستگی به سوخت‌های فسیلی را کاهش داده و مزایای قابل توجهی برای کاهش آلودگی و اثرات زیست محیطی نظیر انتشار گازهای گلخانه‌ای دارند. یکی دیگر از توصیه‌های سیاستی که در کشور های وابسته به انرژی روسیه قابل اجرا است، بهبود بهره‌وری انرژی در ساختمان‌ها، صنایع و حمل و نقل با ارائه مشوق‌های مالی و صرفه‌جویی در انرژی است. این هدف در بسته انرژی پاک (CEP)[1] گنجانده شده است که به پنج بعد اصلی مرتبط با سیاست انرژی می‌پردازد: امنیت انرژی، بازارهای انرژی داخلی، بهره‌وری انرژی، کربن‌زدایی از اقتصاد، تقویت تحقیق، نوآوری و رقابت.

علاوه بر این، یکی دیگر از توصیه‌های سیاستی برای اتحادیه اروپا و مشتریان آسیایی گاز روسیه، حمایت و تامین مالی تحقیقات و نوآوری در فناوری‌های انرژی نو است. به عنوان مثال، بهبود امکانات و تکنولوژی جذب و ذخیره کربن (CCUS)[2]، ایجاد سلول‌های سوختی هیدروژن، که امروزه هند یک بسته سیاستی در این راستا ارائه کرده است، افزایش ظرفیت باتری‌ها و پیشرفت در راکتورهای هسته‌ای ممکن است به عنوان ابزارهایی در دوران گذار انرژی عمل کنند. هدف این اقدامات در مجموع تقویت امنیت انرژی اروپا و کشورهای وابسته به انرژی روسیه نظیر کره و ژاپن است که منجر به کاهش وابستگی آنان به منابع انرژی روسیه شده و در نتیجه خطرات مرتبط با تنش های ژئوپلیتیکی و اختلالات احتمالی عرضه را کاهش می‌دهد.

درنهایت؛ یافته‌های مقاله پژوهشی حاضر، نه تنها ضرورت بازنگری در سیاست‌های موجود انرژی را تأیید می‌کنند، بلکه بر اهمیت پیاده‌سازی استراتژی‌هایی تأکید دارند که بتوانند با پویایی‌های تغییر قیمت‌های جهانی همگام شوند. سیاست‌گذاران باید به این نکته توجه نمایند که تحولات قیمتی در بازار نفت می‌تواند تأثیرات گسترده‌ای بر اقتصادهای وابسته به انرژی داشته باشد و بنابراین، طراحی اقدامات تطبیقی برای کاهش آسیب‌پذیری به نوسانات این بازارها ضروری است. روابط پیچیده و چند وجهی، بر لزوم توجه به سیاست‌های انرژی که به طور همزمان قادر به مدیریت واکنش‌های بازار و تضمین امنیت انرژی در دوره‌های تنش‌زا باشند، تأکید دارند.

در ذیل پیشنهاداتی برای پژوهش‌های آتی جهت تعمیم پژوهش حاضر ارائه می‌گردد.

۱-اثر جنگ روسیه و اوکراین بر نوسانات بازار انرژی به تفکیک بازار گاز کشورهای وارد کننده بررسی شود.

[1] Clean Energy Package
[2] Carbon Capture, Utilization and Storage

۲-پژوهش‌های آتی می‌تواند سناریوهای مختلف پیش‌بینی آینده جنگ روسیه و اوکراین را در نظر گرفته و تاثیر شوک عرضه و نوسانات قیمت را با رویکرد مدل‌های نوسانات تصادفی مانند روش‌های ARCH[1] و GARCH[2] مورد بررسی قرار دهند.

۳-این پژوهش را می‌توان با در نظر گرفتن شوک عرضه، موقعیت دیگر صادرکنندگان نظیر کشورهای خاورمیانه و شرق مدیترانه (غیر از روسیه) و همچنین میزان واردات مصرف‌کنندگان انرژی به روش داده‌های تلفیقی نیز مورد بررسی قرار داد.

۴-در نهایت استفاده از شاخص‌های دیگر مانند میزان تغیرات صادرات فرآورده‌های نفتی نظیر زغال سنگ و گازوئیل و میزان نوسانات قیمتی می‌تواند به نتایج قوی‌تری در زمینه وابستگی اروپا به انرژی روسیه منجر شود.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

[1] AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
[2] Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

فهرست منابع

1. Adekoya, O. B., Ghaemi, M., Oliyide, J. A., & Izadi, P. (2023). Multifractality and cross-correlation between the crude oil and the European and non-European stock markets during the Russia-Ukraine war. *Resources Policy*, *80*(November 2022), 103134.
2. An, Z., Binder, C., & Sheng, X. S. (2022). Impact of the Ukraine War on Gas Price Expectations: New Survey Evidence from Chinese Households. *SSRN Electronic Journal*, 1–27.
3. Ariffin, K., Abdul Rahman, Z., & Hadiyatan Ismail, S. (2022). Russia-Ukraine Conflict (2022) and the Impact on the Economy of Asian Countries. *5*(1), 27–54.
4. Aysan, A. F., Ullah, M., & Mayburov, I. A. (2025). Geopolitical Shocks and Market Resilience : Evidence from Commodity , Crude Oil , Natural Gas , and Gold Markets Geopolitical Shocks and Market Resilience : Evidence from Commodity , Crude Oil , Natural Gas , and Gold Markets. *Environment and Society Centre,* 0–21.
5. Balsalobre-Lorente, D., Sinha, A., & Murshed, M. (2023). Russia-Ukraine conflict sentiments and energy market returns in G7 countries: Discovering the unexplored dynamics. *Energy Economics*, *125*(May), 106847.
6. BBC News. (2023, May 23). Ukraine crisis: Who is buying Russian oil and gas? BBC News. https://www.bbc.com/news/world-asia-india-60783874.
7. Boehm, L., & Wilson, A. (2023). EU energy security and the war in Ukraine: From sprint to marathon. *European Parliament*, *February*.
8. British Petroleum. (2023). BP Energy Outlook 2023 edition 2023 explores the key trends and uncertainties. *Statistical Review of World Energy*, July, 1–53.
9. Brown, O., Froggatt, A., Gozak, N., Katser-Buchkovska, N., & Lutsevych, O. (2023). *The consequences of Russia's war on Ukraine for climate action, food supply and energy security*. Chatham House, Environment and Society Centre & Russia and Eurasia Programme.
10. Chandio, A. A., Gokmenoglu, K. K., & Ahmad, F. (2021). Addressing the long- and short-run effects of climate change on major food crops production in Turkey. *Environmental Science and Pollution Research*, *28*(37), 51657–51673.
11. Chen, S., Bouteska, A., Sharif, T., & Abedin, M. Z. (2023). The Russia–Ukraine war and energy market volatility: A novel application of the volatility ratio in the context of natural gas. *Resources Policy*, *85*(PA), 103792.
12. Chen, W., Mrkaic, M., & Nabar, M. (2019). The Global Economic Recovery 10 Years After the 2008 Financial Crisis. *IMF Working Papers*, *2019*(083), 1.
13. Difiglio, C. (2014). Oil, economic growth and strategic petroleum stocks. *Energy Strategy Reviews*, *5*, 48–58.
14. Enescu, A. G., & Szeles, M. R. (2023). Discussing energy volatility and policy in the aftermath of the Russia–Ukraine conflict. *Frontiers in Environmental Science*, *11*(August), 1–13.
15. Engle, R. F., & Granger, W. J. (1987). EngleGranger1987.pdf. In *Econometrica* (Vol. 55, Issue 2, pp. 251–276).
16. Fang, Y., & Shao, Z. (2022). The Russia-Ukraine conflict and volatility risk of commodity markets. *Finance Research Letters*, *50*(August), 103264.
17. Fulwood, M., Sharples, J., & Henderson, J. (2022). *Ukraine Invasion:What This Means for the European Gas Market*. *March*.
18. Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*. 37 (3): 424–438.
19. Hasanov, F. J., Hunt, L. C., & Mikayilov, C. I. (2016). Modeling and forecasting electricity demand in Azerbaijan using cointegration techniques. *Energies*, *9*(12), 1–31.
20. Henderson, J. (2024). The Impact of the Russia-Ukraine War on Global Gas Markets. *Current Sustainable/Renewable Energy Reports*, *June 2021*, 1–9.

21. R. Carter Hill, William E. Griffiths, Guay C. Lim (2017) - *Principles of Econometrics, 5th Ed.-Wiley&Sons.pdf*. (n.d.).
22. Huang, M., Shao, W., & Wang, J. (2023). Correlations between the crude oil market and capital markets under the Russia–Ukraine conflict: A perspective of crude oil importing and exporting countries. *Resources Policy*, *80*(November 2022), 103233.
23. International Energy Agency. (2022). *International Energy Agency (IEA) World Energy Outlook 2022*. International Information Administration, 524.
24. Martínez-García, M., Ramos-Carvajal, C., & Cámara, Á. (2023). Consequences of the energy measures derived from the war in Ukraine on the level of prices of EU countries. *Resources Policy*, *86*(September), 1–9.
25. Mati, S., Radulescu, M., Saqib, N., Samour, A., Ismael, G. Y., & Aliyu, N. (2023). Incorporating Russo-Ukrainian war in Brent crude oil price forecasting: A comparative analysis of ARIMA, TARMA and ENNReg models. *Heliyon*, *9*(11), e21439.
26. Mbah, R. E., & Wasum, D. (2022). Russian-Ukraine 2022 War: A Review of the Economic Impact of Russian-Ukraine Crisis on the USA, UK, Canada, and Europe. *Advances in Social Sciences Research Journal*, *9*(3), 144–153.
27. Miller, G. (2023). Price cap on Russian crude could soon face its biggest test. *FreightWaves*.
28. Milov, V. (2024). Oil, gas, and war: The effect of sanctions on the Russian energy industry. *Atlantic Council*.
29. Negri, C., & Dincă, G. (2023). Russia's military conflict against Ukraine and its impact on the European Union's wealth. Can good governance counteract the effects of the war? *Frontiers in Environmental Science*, *11*(July), 1–16.
30. Pereira, P., Zhao, W., Symochko, L., Inacio, M., Bogunovic, I., & Barcelo, D. (2022). The Russian-Ukrainian armed conflict will push back the sustainable development goals. *Geography and Sustainability*, *3*(3), 277–287.
31. Piebalgs, A. (2006). Green paper: A European strategy for sustainable, competitive and secure energy. *CESifo Forum*, 7(2), 8–20.
32. Pindyck, R. S. (1979). The Sstructure of World Energy Demand, *The MITPress,Cambridge,Massachusetts*..
33. Pirani, S., Stern, J., & Yafimava, K. (2009). The Russo-Ukrainian gas dispute of January 2009: a comprehensive assessment. *Oxford Institute for Energy Studies*:Vol. NG 27 (Issue February 2009). TheRussoUkrainianGasDisputeofJanuary2009AComprehensiveAssessment-JonathanSternSimonPiraniKatjaYafimava-2009.pdf.
34. Prisecaru, P. (2022). The War in Ukraine and the Overhaul of EU Energy Security. *Global Economic Observer*, 16–25.
35. Russell, M. (2022). Directorate-General for Parliamentary Research Services. Western sanctions and Russia : what are they? Do they work? : in-depth analysis.
36. Sadorsky, P. (2009). Renewable energy consumption and income in emerging economies. *Energy Policy*, *37*(10), 4021–4028.
37. Sahin, G., Dogan, N., & Berument, M. H. (2023). The effects of two benchmarks on Russian crude oil prices. *Economic Change and Restructuring*, *56*(2), 733–748.
38. Smith, K. C. (2008). Russian Energy Policy and its Challenge to Western Policy Makers . 1–11. *Center for Strategic and International Studies.* https://www.csis.org.
39. Surwillo, I. (2022). Reflections on the energy crisis in Europe. *BIG ISSUES* (pp. 107–113). *European Liberal Forum*.
40. Tian, H. (2016). The Role of China's Real Economic Activity in Oil Price Fluctuations. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, *220*(March), 522–530.
41. Tsygankov, A. (2015). Vladimir Putin's last stand: The sources of Russia's Ukraine policy. *Post-Soviet Affairs*, *31*(4), 279–303.

42. Umar, M., Riaz, Y., & Yousaf, I. (2022). Impact of Russian-Ukraine war on clean energy, conventional energy, and metal markets: Evidence from event study approach. *Resources Policy*, *79*(August), 102966.
43. Van de Ven, D. J., & Fouquet, R. (2017). Historical energy price shocks and their changing effects on the economy. *Energy Economics*, 62, 204–216.
44. World Bank. (2018). *Global economic prospects: Broad-based upturn, but for how long? International Bank for Reconstruction and Development.*
45. Xing, X., Cong, Y., Wang, Y., & Wang, X. (2023). The Impact of COVID-19 and War in Ukraine on Energy Prices of Oil and Natural Gas. *Sustainability (Switzerland),* 15(19).
46. Zhang, Q., Hu, Y., Jiao, J., & Wang, S. (2024). The impact of Russia–Ukraine war on crude oil prices: an EMC framework. *Humanities and Social Sciences Communications*, *11*(1).
47. Zhu, Z., Zhao, J., & Liu, Y. (2024). The impact of energy imports on green innovation in the context of the Russia-Ukraine war. *Journal of Environmental Management*, *349*(217), 119591.

Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics

Parameters affecting crime in Iran with non-parametric Bayesian network approach and spatial causality

Maryam Amini[1], Saman Hatemerad[2], Hossein Mohammadi[3], Elham Nobahar [4], Hossein Asgharpur [5], Ali Afaghi[6]

1. PhD in Economics, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. g.amini29070@gmail.com
2. Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, University of Zanjan, Zanjan, Iran. samanhatamerad@yahoo.com.com
3. PhD Student in Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. h591201m@gmail.com
4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. enobahar@gmail.com
5. Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. asgharpurH@gmail.com
6. PhD in Electrical Engineering, Department of Electrical Engineering, University of Tabriz, Tabriz, Iran. afaghiali@yahoo.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: October 2024
Accepted: May 2025

JEL: O18, C11, C31.

Keywords:
Crime,
Bayesian nonparametric network,
Spatial causality.

ABSTRACT

One of the challenges of the last century, particularly in developing countries, has been the significant increase in crime rates. Iran, as a developing country, is not exempt from this rule. In this regard, this research investigates the socio-economic parameters affecting theft in 429 cities in Iran in 2015. For this purpose, five socio-economic indicators have been used, including the unemployment rate, industrialization rate, economic participation rate, divorce rate, and urbanization rate. In this study, two non-parametric Bayesian network models and spatial causality have been used. The results of Bayesian non-parametric network analysis show that except for the rate of economic participation, other variables have a direct effect on theft. On the other hand, the most important variables affecting theft are the urbanization rate and unemployment rate. The results obtained from the spatial causality method also confirm those of the Bayesian non-parametric network method, taking into account the spatial effects and the neighborhood between cities.

Cite this article: Amini, M., Hatamrad, S., Mohammadi, H., Nobahar, E., Asgharpour, H., & Afaghe, A. (2025). Estimation of Iran's Consumption Function Using Quantile Regression Met Parameters affecting crime in Iran with non-parametric Bayesian network approach and spatial causality. *Applied Theories of Economic*, 12(1), 185-212.
http//doi.org/ 10.22034/ecoj.2025.63639.3354

© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2025.63639.3354

Introduction

The excessive increase in criminal activities in different parts of the world has prompted economic and social policymakers to take a special look at how it is created and formed, to the extent that a concept called the crime economy has been developed. Crime originates from the Latin word "crimen," which refers to a social issue that cannot be excluded from a person's life. Crimes always cause deviance and social insecurity in any society, resulting in a pervasive sense of insecurity among its people. Specifically, a crime is the wrongful commission of an act because it is an attempt to obtain something or commit an act that is prohibited by law.
In recent years, there has been a significant increase in criminal activities in both developing and developed countries, which has been unprecedented. For this reason, taking appropriate measures to reduce and prevent crimes has become a fundamental issue for every country. Therefore, it is often said that no country in the world is unaffected by the destructive effects of crime. However, some countries face more damaging consequences than others. Iran is a developing country with a population of approximately 85 million people, where the crime rate is on the rise. In the past years, various crimes, especially theft, have increased sharply. Iran has not been successful in deterring criminal activities in recent years, as indicated by statistical yearbooks. Considering the importance of the socio-political situation in the country's cities, the gap between studies that examine the socio-economic parameters affecting theft and the type of relationship between these factors is quite evident.

Methodology

Non-parametric Bayesian Networks (NPBN)

Understanding and visualizing multivariate distributions, along with their dependence structure, is one of the most active research approaches. In this regard, Bayesian Networks (BNs) are specifically used to illustrate situations where the problem under investigation has a very complex dependency structure. A relatively simple visualization of complex relationships between random variables is characterized by the conditional distribution features of a BN model. In recent years, BNs have become popular for several reasons, while the information needed to build a BN can be obtained from both data and expert judgment.

Spatial causality

The Granger causality test is a statistical hypothesis test used to detect the causal relationship between time series. This test is based on the principle that the cause precedes its effect in terms of time. In fact, Granger (1969), using the principle that the future cannot be the cause of the present or the past, states that the current values (Yt) can be more accurately predicted using past values (Xt). , in this case, (Xt) is considered the Grangerian cause of (Yt). In the Granger causality test, the vector self-explanatory model (VAR) is used to test the hypothesis that "Xt is not the Granger cause of Yt. However, it is not possible to investigate the causality relationship between variables that have spatial characteristics with conventional methods (Granger causality method), and we need to use the spatial causality method.

Results and Discussion

Based on the non-parametric Bayesian results, it can be seen that, except for economic participation, other variables have a direct relationship with the rate of theft in the country's cities. Additionally, according to the results, among the research variables, the rate of industrialization has the weakest relationship with the rate of theft, while the rate of divorce has the strongest impact on theft. The notable point here is the relationship between the level of urbanization and economic participation; these two variables exhibit a negative correlation with each other.
Also the variables of urbanization and unemployment are also effective factors in committing crimes. The economic participation variable also has no direct relationship with committing theft; however, it has been found to indirectly affect theft in Iranian cities through unemployment. On the other hand, there is a direct relationship between industrialization index and theft.
Socio-economic factors have a profound effect on the level of crime. It is very important to understand these factors and their impact to achieve safer societies.
The difference between these two approaches is in their approach to the problem. The Bayesian non-parametric network method views each variable as a node and, using the available information, forms a Bayesian correlation degree between the nodes, along with the size and type of connection represented by the edges between the nodes. Creates, specifies. However, the spatial causality method emphasizes the effects of neighborhood and spatial flows. In this study, both approaches have been employed to conduct a more detailed and comprehensive investigation of the research problem. The results of both methods show that among the factors affecting the commission of

theft (unemployment rate, urbanization rate, industrialization rate, economic participation rate, divorce rate) in 429 cities of the country in 1395, the economic participation rate is the only one that It does not directly affect the commission of theft.

These findings suggest that a multifaceted approach should be adopted to combat crime effectively. Creating job opportunities, especially in disadvantaged areas, can help reduce the unemployment rate and, consequently, lower the crime rate in society. Investing in education and skills development programs can also empower individuals and create pathways for economic growth, thereby reducing their exposure to criminal temptations.

Regarding urbanization, it can be said that, along with socio-economic initiatives, prioritizing community participation and social integration is crucial. Building strong social bonds can foster a sense of belonging, social cohesion, and collective responsibility for crime prevention.

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

اثر پارامترهای موثر بر جرم و جنایت در ایران با رویکرد شبکه بیزین ناپارامتریک و علیت فضایی

مریم امینی[۱]، سامان حاتم‌راد[۲]، حسین محمدی[۳]، الهام نوبهار[۴]، حسین اصغرپور[۵]، علی آفاقی[۶]

۱. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: g.amini29070@gmail.com
۲. نویسنده مسئول، استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران. رایانامه: samanhatamerad@yahoo.com.com
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: h591201m@gmail.com
۴.دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: enobahar@gmail.com
۵. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: asgharpurH@gmail.com
۶. دکتری برق، گروه برق، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: afaghiali@yahoo.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۲۴
تاریخ پذیرش :۱۴۰۴/۰۲/۱۵

JEL: O18, C11, C31.

واژه‌های کلیدی:
جرم و جنایت،
شبکه ناپارمتریک بیزین،
علیت فضایی.

چکیده

یکی از چالش‌های قرن اخیر به ویژه در کشورهای درحال توسعه، افزایش بی رویه نرخ جرم و جنایت است. ایران نیز به عنوان یکی از کشورهای درحال توسعه از این قاعده مستثنی نیست. در این راستا در این پژوهش به بررسی پارامترهای اقتصادی-اجتماعی موثر بر سرقت در ۴۲۹ شهرستان ایران در سال ۱۳۹۵ پرداخته شده است. برای این منظور از پنج شاخص اقتصادی-اجتماعی شامل نرخ بیکاری، نرخ صنعتی شدن، نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ طلاق و نرخ شهرنشینی استفاده شده است. در این مطالعه از دو مدل شبکه ناپارامتریک بیزین و علیت فضایی استفاده شده است. نتایج حاصل از تحلیل شبکه ناپارامتریک بیزین نشان می‌دهد که به جز نرخ مشارکت اقتصادی، سایر متغیرها به صورت مستقیم بر سرقت تاثیر دارند. از طرفی مهمترین متغیرهای اثرگذار بر سرقت، نرخ شهرنشینی و نرخ بیکاری می‌باشند. نتایج بدست آمده از روش علیت فضایی نیز با در نظر اثرات فضایی و همجواری بین شهرستان‌ها، نتایج روش شبکه ناپارامتریک بیزین را تایید می‌کند.

استناد: امینی، مریم، حاتم‌راد، سامان، محمدی، حسین، نوبهار، الهام، اصغرپور، حسین و آفاقی، علی (۱۴۰۴). پارامترهای موثر بر جرم و جنایت در ایران با رویکرد شبکه بیزین ناپارامتریک و علیت فضایی. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۱(۱۲)، ۱۸۵-۲۱۲.

DOI: 10.22034/ecoj.2025.63639.3354

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱-مقدمه

با رشد روزافزون جمعیت شهری توجه به شهر و مسائل ناشی از آن از اهمیت خاصی برخوردار است. افزایش جمعیت شهری مشکلاتی چون کمبود منابع طبیعی موجود در شهر آلودگی‌های زیست محیطی، نابرابری‌های اقتصادی و... را در پی دارد (حاتم راد و همکاران[1]، ۱۴۰۱). افزایش بی رویه فعالیت‌های مجرمانه در نقاط مختلف جهان باعث شده تا سیاست گذارن اقتصادی و اجتماعی نگاه ویژه ای به چگونگی ایجاد و شکل گیری آن داشته باشند، تا حدی که مفهومی به نام اقتصاد جرم به وجود آمده است. جرم از کلمه لاتین Crimen سرچشمه می‌گیرد که به عنوان یک موضوع اجتماعی مطرح می‌شود که نمی توان آن را از زندگی فرد منتفی کرد. جرایم همواره در هر جامعه‌ای باعث ایجاد انحراف و ناامنی اجتماعی می‌شوند که نتیجه آن احساس ناامنی در افراد جامعه است. به طور خاص، جرم عبارت است از ارتکاب نادرست یک عمل، زیرا تلاش برای به دست آوردن چیزی یا ارتکاب عملی است که قانون آن را ممنوع کرده است.

در سال‌های اخیر افزایش بسیار زیادی در فعالیت های مجرمانه در کشورهای در حال توسعه و همچنین کشورهای توسعه یافته رخ داده است که تا به حال بی سابقه بوده است. به این دلیل انجام اقدامات مناسب برای کاهش و پیشگیری از جرایم به موضوعی اساسی برای هر کشور تبدیل شده است. از این رو همواره گفته می‌شود که هیچ کشوری در جهان نیست که تحت تأثیر آثار مخرب ناشی از جرم و جنایت قرار نگیرد. با این حال، برخی از کشورها با پیامدهای زیانبارتری نسبت به سایرین روبرو هستند. به بیان دیگر سطح توسعه پایین بر مهار جرم و جنایت در دنیای امروز تأثیر می‌گذارد. هرچند همچنان، جنایات در کشورهای توسعه یافته نیز بیداد می‌کند. با این حال، در کشورهای توسعه یافته منابع بیشتری برای محدود کردن فعالیت‌های غیرقانونی و دستگیری مجرمان وجود دارد. از سوی دیگر، اقتصاددانان رفتار مجرمان را یک انتخاب منطقی می‌دانند، زیرا بیان می‌کنند که آنها با تجزیه و تحلیل هزینه و فایده انتخاب‌های قانونی و غیرقانونی که برای آنها در دسترس است، بهترین گزینه‌ها را انتخاب می‌کنند به این دلیل تمرکز عمده اقتصاددانان بر عوامل اقتصادی تعیین کننده جرایم در یک جامعه است (کوستپلی و اونل[2]، ۲۰۰۶، الکساندروس و نیکولاس[3]، ۲۰۱۰). ایران کشوری در حال توسعه با جمعیتی حدود ۸۵ میلیون نفر است که نرخ جرم و جنایت در آن رو به افزایش است. در سال‌های گذشته جرایم مختلف به ویژه سرقت به شدت افزایش یافته است. ایران در سال‌های اخیر به استناد سالنامه‌های آماری، در بازدارندگی از فعالیت‌های مجرمانه موفق نبوده است. آمارها نشان می‌دهند که تعداد کل سرقت‌ها در کشور از ۵۸۵۹۰۶ مورد در سال ۱۳۹۵ به ۹۰۳۹۲۹ مورد در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است، که نشان‌دهنده رشد ۵۴ درصدی تعداد جرائم در کل کشور است (مرکز آمار ایران). آمار جرم و جنایت (از منظر اجتماعی-اقتصادی) در داخل شهرستان‌های ایران نیز متفاوت است. باتوجه به اهمیت وضعیت اجتماعی سیاسی شهرهای کشور، جای خالی مطالعه‌ای که به بررسی پارامترهای اقتصادی-اجتماعی موثر بر سرقت و نوع ارتباط بین این عوامل بپردازد کاملا مشهود است.

شرایط اقتصادی از جمله فقر، نابرابری درآمد و بیکاری از عوامل مهم تعیین کننده جرایم به شمار می‌روند. به این دلیل است که در این مطالعه سعی می شود تا عوامل مختلف اقتصادی- اجتماعی موثر بر سرقت به عنوان یکی از شاخه های جرم و جنایت بررسی گردد. نوآوری این مطالعه در نوع دیدگاه آن به حل مسئله است، به گونه ای که سعی می‌شود ابتدا مسئله برای شهرستان های کشور به صورت یکپارچه مورد بررسی قرار گیرد و رابطه متغیرهای تحقیق با سرقت، بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی (موقعیت جغرافیایی)،

[1] Hatam rad et al. (2022)
[2] Kustepli & Onel
[3] Alexandros & Nikolaos

با استفاده از روش شبکه ناپارامتری بیزین مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد و سپس با استفاده از روش علیت فضایی به بررسی رابطه این متغیرها با شاخص سرقت با در نظر گرفتن بعد فضا و مختصات جغرافیایی پرداخته شود و در نهایت یافته‌های این دو روش با یکدیگر مقایسه می‌شود. در واقع روش های انتخاب شده از چند جهت دارای اهمیت هستند و به ساختار درست تحلیلی این پژوهش کمک می کنند:

- روابط بین متغیرهای اقتصادی-اجتماعی و سرقت ممکن است چندوجهی و غیرخطی باشد. تحلیل این روابط نیازمند روش‌های پیشرفته‌ای نظیر شبکه ناپارامتریک بیزین است که قابلیت شناسایی الگوهای پیچیده را دارد.
- عدم توجه به مختصات جغرافیایی ممکن است به نتایج ناقص و گمراه‌کننده منجر شود. از این رو، تلفیق داده‌ها با بعد فضایی (مدل علیت فضایی) برای ارائه نتایج جامع‌تر یک ضرورت است.

امّا نکته مهم چالش‌های اصلی پیشروی این پژوهش است که می‌تواند بر خروجی نتایج موثر باشد. شرایط اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی در شهرستان‌های مختلف ایران به شدت متفاوت است. این ناهمگنی می‌تواند بر تفسیر نتایج اثر بگذارد و تحلیل‌های دقیق‌تری را ایجاب کند. عواملی نظیر فرهنگ محلی، میزان اعتماد اجتماعی و زیرساخت‌های امنیتی که ممکن است بر نرخ سرقت تأثیر بگذارند، به سختی قابل اندازه‌گیری هستند و ممکن است به عنوان متغیرهای مداخله‌گر عمل کنند. در انتها ادامه مقاله به شرح زیر تدوین شده است. در بخش دوم مبانی نظری تحقیق و در بخش سوم مروری بر ادبیات مربوطه ارائه می‌شود. در بخش چهارم توضیحات مختصری در مورد روش‌های مورد استفاده ارائه می‌گردد و بحث در مورد نتایج تجربی تحقیق نیز موضوع بخش پنجم است.

۲. ادبیات موضوع

حجم وسیعی از ادبیات نظری و تجربی وجود دارد که عوامل تعیین کننده جرایم را در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه توضیح می دهد. بکر[1] (۱۹۶۸) پیشگام در زمینه مطالعات جرم‌شناسی است که نشان می‌دهد برخی افراد پس از مقایسه پاداش‌های مالی ناشی از جرم با کار قانونی، رفتار مجرمانه را اتخاذ می‌کنند. از دیدگاه اقتصادی، بکر پیشنهاد می کند که تصمیم یک فرد برای مشارکت در جرم را می‌توان از طریق نظریه مطلوبیت تحلیل کرد. فرضیه اصلی این نظریه این است که یک فرد یک فایده عقلانی را برای خود از ارتکاب جرم متصور است و براساس آن با سنجیدن جوانب مثبت و منفی جرم تصمیم می‌گیرد که در فعالیت مجرمانه شرکت کند یا مشارکت نداشته باشد (بکر، ۱۹۶۸). از طرفی از نظر اقتصادی، ارتکاب جرم با فرصت‌ها و انتخاب های در دسترس یک فرد مرتبط است. در واقع شرایط اقتصادی برای هر فردی در جامعه می تواند متفاوت باشد؛ به عنوان مثال پتانسیل کسب درآمد، انجام تجارت، فرار مالیاتی توسط پرداخت‌کنندگان، همگی از فردی به فرد دیگر متفاوت‌اند و می‌توانند انگیزه بروز جرم را تقویت کنند (رملکلن و همکاران[2]، ۲۰۲۲). همانطور که گفته شد عوامل متعددی در ارتکاب جرم اثرگذار هستند، به عنوان مثال ارلیش[3] (۱۹۷۳) مطالعه بکر را با ترکیب سطوح درآمد و اثرات توزیع گسترش داد و به این نتیجه رسید که بیکاری یکی از مهمترین عوامل تعیین کننده نرخ جرم و جنایت است (رفیک[4]، ۲۰۲۱). یکی دیگر از عوامل مهم بر بیکاری تورم است که عموماً اثر عکسی بر بیکاری دارد. تورم پایین‌تر باعث بروز بیماری بیکاری در جامعه می شود، هرچه بیکاری در جامعه گسترده‌تر باشد، انگیزه ارتکاب جرم برای

[1] Becker
[2] Remelklene et al.
[3] Ehrlich
[4] Rafique

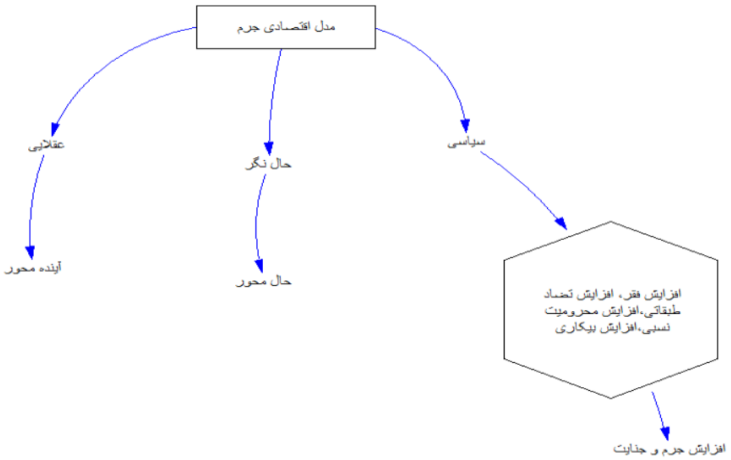
دستیابی به منافع مالی، بیشتر خواهد شد (همان، ۲۰۲۱). همچنین همواره گفته می‌شود، دولت‌ها موظفند با اتخاذ سیاست‌های اجتماعی کارآمد با هدف کاهش اثرات جرم و جنایت بر جامعه، از شهروندان خود محافظت کنند. نکته بعدی این است که زمانی که مخارج عمومی به اندازه کافی رضایت بخش باشد و نرخ مشارکت نیروی کار در سطح مطلوب باشد، جرایم بر رشد اقتصادی آسیب کمتری خواهند داشت (نورباسونی و خویرونوروفیک[1]، ۲۰۲۴). از طرفی شناسایی عوامل تعیین کننده جرم گام مهمی در جهت دستیابی به رشد اقتصادی نیز محسوب می‌شود. اگرچه برخی نیت مجرمانه را عمدتاً یک مشکل شخصی می‌دانند که احتمالا به دلایل شخصیت فرد یا مشکلات روحی و روانی همچون جنون به وجود آمده است، اما این دلایل فقط درصد بسیار جزئی از کل جرایم را شامل می‌شوند. همچنین در سال‌های اخیر مطالعات بسیاری نیز به بررسی ارتباط بین شرایط و محیط زندگی و ارتکاب جرم پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش‌ها حاکی از آن است که افراد از طریق وسوسه‌های محیطی و نه انگیزه‌های درونی، مستعد جرم هستند و بنابراین، با کنترل این تأثیرات بیرونی، می‌توان جرم را کاهش داد. سه نظریه اکولوژیکی برجسته که در طی سال‌های گذشته مشخصاً به بررسی عوامل موثر بر ارتکاب جرم پرداخته‌اند عبارتند از نظریه فشار، نظریه عدم سازماندهی اجتماعی و نظریه اقتصادی جرم. نقطه افتراق این تئوری ها این است که این نظریه‌ها اولویت‌های متفاوتی را برای متغیرهای اقتصادی و اجتماعی مانند رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، شهرنشینی و تحصیلات قائل هستند و هریک از این متغیرها را نه در ارتباط با یک دیگر، بلکه به تنهایی مورد بررسی قرار می‌دهند (اید[2]، ۲۰۰۰). نظریه اقتصادی جرم شاید وزن بیشتری بر بروز جرم در جامعه داشته باشد. بررسی‌های اولیه نشان داده است که در مجموع ۳ نوع رابطه میان اقتصاد و جرم وجود دارد:

- هرچه توسعه اقتصادی بیشتر باشد، میزان جرم و جنایت کمتر خواهد بود؛ لذا توسعه اقتصادی با میزان جرم رابطه معکوس دارد (ساروواریا[3]، ۲۰۱۹؛ سانتوس و همکاران[4]، ۲۰۲۲ و کوسوما وهمکاران[5]، ۲۰۱۸).
- رکود اقتصادی منجر به بد شدن شرایط اقتصادی می شود، در نتیجه جرم به صورت فزاینده افزایش خواهد یافت (وانگ[6]، ۲۰۲۰).
- رشد اقتصادی با افزایش جرم رابطه مستقیم دارد (فریدمن و اوونز[7]، ۲۰۱۶ و استریت[8]، ۲۰۱۹).

چارچوب های نظری عمیقی در زمینه ادبیات اقتصادی جرم توسعه یافته‌اند. جاکوب در سال ۲۰۱۱ بیان کرد که سه چارچوب اقتصادی می‌تواند برای توضیح یک مشکل اجتماعی پایدار در جامعه مدرن، یعنی جنایت و بزهکاری مورد استفاده قرار گیرد، مدل عقلانی، مدل کنونی یا نزدیک‌بین، و مدل رادیکال سیاسی–اقتصادی. براساس تجزیه و تحلیل هزینه و فایده، تصمیم یک فرد برای درگیر شدن در جرم در مدل عقلانی در کوتاه مدت و بلند مدت سازگار است. با این حال، افراد حال‌محور بر منافع کوتاه‌مدت تمرکز می‌کنند، بدون اینکه نگران پیامدهای بلندمدت اقدامات خود باشند. مدل سیاسی–اقتصادی رادیکال نیز بر عوامل کلیدی سیاسی و

[1] Nurbasuni & Khoirunurrofik
[2] Eide
[3] Sarvaria
[4] Santos et al.
[5] Kusuma et al.
[6] Wang
[7] freedman & Owens
[8] Street

اجتماعی-اقتصادی شامل محرومیت نسبی، فقر و نابرابری، بیکاری و تضاد طبقاتی تمرکز دارد که باعث حفظ جرم می شوند. نتیجه‌گیری جاکوب[1] (۲۰۱۱) شامل یک نقشه مفهومی است که در شکل شماره (۱) نشان داده شده است.



شکل (۱): عوامل کلیدی سیاسی و اجتماعی-اقتصادی موثر بر جرم

جاکوب (۲۰۱۱)

این اختلاف نظرها در تئوری‌های یاد شده باعث شده تا در این مطالعه به بررسی اثر پارامترهای اقتصادی-اجتماعی بر سرقت پرداخته شود. در ادامه به طور خلاصه به بیان نظریات موجود در مورد عوامل موثر بر وقوع جرم و جنایت پرداخته شده است.

بر اساس نظریات موجود می‌توان چنین بیان کرد که علی رغم اینکه دستگیری یکی از مهم‌ترین عوامل بازدارنده جرم و جنایت در جامعه است، با این حال بیکاری و جرم نیز همواره دارای یک رابطه مثبت (هرچند ضعیف یا قوی) هستند (کورمن و همکاران[2]، ۱۹۸۷؛ خان و همکاران[3]، ۲۰۱۵؛ گادفری و ماتوو[4]، ۲۰۲۳؛ اسپنگلر و ادمارک[5]، ۲۰۰۵ و انتروف[6]، ۱۹۸۹). از سوی دیگر بررسی جرم و جنایت در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته نشان می‌دهد که الگوهای جرم و جنایت در این جوامع در جهتی که در مراحل اولیه مدرنیزاسیون قرن نوزدهم آغاز شده بود همچنان تا به الان به تکامل خود ادامه داده است (به بیان دیگر جرم و جنایت در مفهوم خود در حال تغییر شکل نیست بلکه روندی اجتماعی-اخلاقی را طی می کند و در طی این روند در حال تکامل خود است) و دلیل عمده آن تمرکز جمعیتی یا همان افزایش میزان شهرنشینی می‌باشد. چرا که در محیط‌های شهری با در دسترس بودن بیشتر کالاها، افزایش احساس محرومیت نسبی به دلیل شکاف بیشتر بین غنی و فقیر و یا آگاهی بیشتر از محرومیت، احتمال ارتکاب جرم افزایش می یابد. از دیگر متغیرهای موثر بر جرم و جنایت می توان به صنعتی شدن اشاره کرد. صنعتی شدن می تواند تاثیر مثبت یا منفی بر جرم و جنایت داشته باشد. بسیاری از محققان استدلال می کنند که افزایش عمومی در پیچیدگی اجتماعی-اقتصادی ناشی از صنعتی شدن دلیل اصلی ظهور دولت بوروکراتیک مدرن بود. صنعتی شدن با پیامدهای جانبی بسیاری همراه بود زیرا (۱) صنعتی شدن به

[1] Jacob
[2] Corman et al.
[3] Khan et al.
[4] Godfrey & Matovu
[5] Spengler & Edmark
[6] Entrof

معنای تشدید، تقویت و تمرکز فضایی مبادلات اقتصادی و تعامل اجتماعی بود و (۲) با فرآیندهای نیرومند منفی همراه بود. پیامد های جانبی ناشی از آن – مانند جرم و جنایت، مسائل گسترده بهداشتی، درگیری های اجتماعی و جابجایی مکرر اجتماعی-اقتصادی کارگران - می تواند آنقدر شدید شود که اغلب ثبات سیستم های سیاسی را تهدیدکند (وگلر[۱]، ۲۰۲۱؛ کاسم و همکاران[۲]، ۲۰۱۹؛ حیدر و علی[۳]، ۲۰۱۵ و شلی[۴]، ۱۹۸۱).

از میان عوامل اجتماعی موثر بر جرم نیز اکثر صاحب نظران و محققان حوزه جرم، در اینکه طلاق رابطه مثبت و قوی با جرم و جنایت دارد توافق نظر دارند (بل و همکاران[۵]، ۲۰۲۲؛ خان و همکاران[۶]، ۲۰۱۵ و استولزنبرگ و دالسیو[۷]، ۲۰۰۷).

این پژوهش به‌طور ویژه اهمیت ارتباط نظریه‌های اقتصادی-اجتماعی با جرم و جنایت را روشن می‌کند و نقش داده‌های محلی و مدل‌های پیشرفته آماری را در درک بهتر این پدیده اجتماعی نشان می‌دهد. استفاده از دو مدل شبکه ناپارامتریک بیزین و علیت فضایی امکان بررسی اثرات فضایی و همبستگی‌های مکانی را فراهم می‌آورند. این امر به‌ویژه برای بررسی پدیده‌های اجتماعی همچون جرم که اغلب الگوهای پیچیده و منطقه‌ای دارند، حیاتی است. تحلیل فضایی به شناسایی خوشه‌های جرایم و تأثیر متغیرهای اجتماعی-اقتصادی در سطوح محلی کمک می‌کند. لذا براساس روش های بالا، به بررسی فرضیات زیر پرداخته خواهد شد:

- نرخ بیکاری، ، نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ طلاق رابطه مستقیمی با سرقت دارد.
- نرخ صنعتی شدن، نرخ شهرنشینی رابطه مستقیمی با سرقت دارند.

ساچسیدا و همکاران[۸] (۲۰۱۰) در مطالعه خود به بررسی عوامل تعیین کننده میزان جرم و جنایت در کشور برزیل با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداختند. نتیجه اصلی این مطالعه نشان می‌دهد که نابرابری درآمد نقش مهمی در تعیین نرخ جرم دارد. علاوه بر این، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد هم نرخ بیکاری و هم نرخ شهرنشینی به طور مثبت با جرم در ارتباط هستند. همچنین در این مطالعه شواهدی مبنی بر تاثیر فقر بر افزایش جرایم خشن یافت نشده است.

تورام و ابور[۹](۲۰۱۴) به بررسی رابطه بین بیکاری، تورم و جرم و جنایت در کشور نیجریه طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۱ با استفاده از رویکرد همجمعی یوهانسن پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه علیت یک طرفه از بیکاری و تورم به جرم و جنایت در نیجریه وجود دارد. همچنین مطابق نتایج، بیکاری موجب افزایش جرم و جنایت در نیجریه می‌شود. دلیل این امر این است که نرخ بیکاری، یک شاخص مکمل فرصت‌های درآمد در بازار کار قانونی است. بنابراین زمانی که نرخ بیکاری افزایش می‌یابد، فرصت‌های کسب درآمد کاهش می‌یابد و به تبع آن جرم و جنایت در جامعه افزایش می‌یابد.

هازارد و کیو (۲۰۱۸) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین جرم، تورم، بیکاری و تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی در کشور هند با استفاده از آزمون هم انباشتگی جوهانسن و آزمون علیت تودا-یاماموتو پرداختند. مطابق نتایج، بر اساس داده‌های سطح ملی، وجود

[1] Vogler
[2] Kassem et al.
[3] Haider & Ali
[4] Shelley
[5] Bell et al.
[6] Khan et al
[7] Stolzenberg & D'Alessio
[8] Sachsida et al.
[9] Torruam & Abur

رابطه هم انباشتگی بین متغیرها تایید می‌شود. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهدکه شاخص‌های کلان اقتصادی، به‌ویژه بیکاری، می‌تواند به طور قابل‌توجهی بر جرم و جنایت در هند تأثیر گذارد.

میرمحمود و نقانی (۲۰۱۹) به بررسی رابطه بین جرم و بیکاری بر اساس تحقیقات قبلی در ایران، با استفاده از روش متاآنالیز پرداختند. در این مطالعه اثرات بیکاری بر جرم در دوره‌های قبل و بعد از سال ۲۰۰۶ مورد مقایسه قرار گرفته است. نتایج نشان دادکه تأثیر بیکاری بر جرم و جنایت در ایران پس از سال ۱۳۸۵، بیشتر از این اثر در سال‌های قبل از ۱۳۸۵ بوده است. آنها همچنین بیان کردندکه بی نظمی اقتصادی در دولت نهم باعث ورشکستگی واحدهای تولیدی و همچنین افزایش نرخ بیکاری شد که در نتیجه باعث افزایش جرم و جنایت گردید.

شاه و همکاران[1] (۲۰۲۲) به مطالعه رابطه بین نرخ جرم، شاخص‌های فلاکت و فقر در پاکستان طی سال‌های (۱۹۶۵–۲۰۱۸)، با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در دوره مورد مطالعه، تمامی متغیرها بر جرم و جنایت در پاکستان اثرگذار هستند. همچنین مطابق نتایج، هر تغییری در شاخص فقر و فلاکت در بلندمدت موجب خشونت مردم شده و در نهایت میزان جرم و جنایت را افزایش می‌دهد.

زمان و خان[2] (۲۰۲۳) در مطالعه خود، بر اساس داده‌های سری زمانی سالانه از سال ۱۹۷۳ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از روش ARDL به تعیین ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین نرخ جرم و جنایت، شاخص فلاکت و شهرنشینی پرداختند. یافته‌های مطالعه آنها رابطه بلندمدت نرخ جرم و جنایت با شاخص فلاکت و شهرنشینی را نشان می‌دهد.

ناگاسوبرامانیان و جوزپ[3] (۲۰۲۴)، به بررسی اثر بیکاری شهری و روستایی بر جرایم خشونت‌آمیز و دارایی‌های مختلف در ۳۵ ایالت و قلمرو اتحادیه هند بین سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۷ پرداختند. برای این منظور از مدل داده‌های پانل پویا (DPD) سیستم استفاده شده است. روش کلی گشتاورها (SGMM) برای دستیابی به نتایج قابل اعتماد و بی طرفانه مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که که بیکاری روستایی یک عامل ناچیز در تعیین میزان وقوع جرم و جنایت در هند است. مقادیر تاخیری متغیرهای وابسته برای قتل، سرقت، دزدی و سرقت معنی‌دار است و تاثیر اینرسی جرم را تایید می‌کند.

بررسی مطالعات صورت گرفته در خصوص عوامل موثر بر جرم و جنایت نشان می‌دهد که در هیچ‌یک از مطالعات، به بررسی رابطه علیت فضایی این متغیرها و همچنین رابطه شبکه‌ای بین آنها پرداخته نشده است. برای مثال در برخی پژوهش‌ها همچون، امیدی، مجیدی و جواهری (۲۰۲۰) بررسی اثرات فضایی بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل داده‌های تابلویی پویا مکانی و مدل داده‌های مقطع فضایی پرداخته شده است و علیت فضایی آنان از دیدگاه شبکه بیزین ناپارمتریک مورد توجه نبوده است. در نتیجه این مطالعه سعی دارد تا رابطه متغیرهای اقتصادی–اجتماعی با سرقت را از دیدگاه شبکه بیزین ناپارامتریک و علیت فضایی مورد بررسی قرار دهد.

صادقی و همکاران[4] (۱۳۸۴) در مطالعه خود با استفاده از روش داده های تابلویی به بررسی عوامل اقتصادی موثر بر جرم اعم از قتل و سرقت در ۲۶ استان کشور طی دوره ۵ ساله (۸۰–۱۳۷۶) پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که متغیرهای نرخ بیکاری، نابرابری

[1] Shah et al.
[2] Zaman & Khan
[3] Nagasubramaniyan & Joseph
[4] Sadeghi et al. (2005)

درآمدی و صنعتی شدن از جمله متغیرهای مهم و تاثیرگذار بر سرقت در کشور بوده است. همچنین مطابق نتایج، به جز صنعتی شدن که رابطه منفی با جرم دارد همه این متغیرها رابطه مستقیمی با جرم داشته‌اند.

مداح و خیرخواهان[1] (۱۳۹۳) به بررسی عوامل موثر بر ارتکاب جرم، در بین مجرمان مواد مخدر و سرقت در سال ۱۳۹۳ پرداختند. جامعه آماری این مطالعه، زندانیان زندان مرکزی سمنان که مرتکب جرایم مواد مخدر و سرقت شده‌اند، می‌باشد. روش مورد استفاده در این تحقیق نیز، روش پرسشنامه مبتنی بر تحلیل واریانس است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر بیکاری بر جرایم مواد مخدر و سرقت تاثیر متفاوتی دارد. مطابق نتایج، کمبودهای اقتصادی در وهله دوم پس از نبود شغل، موجب ارتکاب جرایمی همچون مصرف و توزیع مواد مخدر می‌شود.

ابراهیمی و چاکرزهی[2] (۱۳۹۴) به بررسی اثرات بیکاری و تورم بر جرم و جنایت در ایران در طول سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۹۰ پرداختند. انها در مطالعه خود از روش آزمون هم‌جمعی یوهانسن و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده نمودند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که در طی سال های مورد مطالعه، نرخ بیکاری و تورم اثر مثبتی بر میزان جرم و جنایت در ایران داشته است.

دادگر و نظری[3] (۱۳۹۵) به بررسی جرم و جنایت در ایران، از طریق برخی الگوهای اقتصادی همچون منحنی کوزنتس و شاخص فلاکت پرداختند. در این مطالعه از داده‌های مربوط به قتل عمد و سرقت به‌عنوان متغیرهای جرم، طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است. نتایج بدست آمده از این تحقیق نشان داد که جرم و جنایت در ایران از الگوی منحنی کوزنتس تبعیت می‌کند. همچنین مطابق نتایج، تاثیر رشد اقتصادی و شاخص فلاکت بر وقوع جرم مثبت و معنادار است.

لطفی و همکاران[4] (۱۳۹۵) به بررسی ارتباط میان بیکاری، نابرابری، فقر، شهرنشینی و تورم با جرم و جنایت در ایران طی سال‌های ۷۹ تا ۹۰ با استفاده از روش داده‌های ترکیبی پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که بین متغیرهای نرخ بیکاری، فقر، تورم، نابرابری درآمدی با سرقت و قتل رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. این در حالی است که شهرنشینی فقط با سرقت رابطه مثبت دارد و با قتل رابطه ندارد.

آرمن و همکاران[5] (۱۳۹۶) به مطالعه اثرات عوامل اقتصادی بر ارتکاب جرم و جنایت در استان‌های ایران طی سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ پرداختند. در این پژوهش، برای بررسی روابط بین متغیرها از روش انتقال ملایم پانل استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که در رژیم با سطح تورم پایین، درآمد سرانه واقعی تاثیری بر جرم ندارد اما در سطوح بالاتر تورم، درآمد سرانه رابطه عکسی با جرم دارد. همچنین مطابق نتایج، در تورم پایین، نابرابری تاثیر مثبتی بر جرم دارد اما در تورم بالا، هیچ ارتباطی میان نابرابری درآمدی و وقوع جرم وجود ندارد.

مکیان و همکاران[6] (۱۳۹۷) به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمدی و سرقت با استفاده از روش بیزین طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۱ (به صورت نامتوازن) پرداختند. آنها درمطالعه خود، متغیرهای هزینه‌های آموزشی و تورم را نیز به عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل کردند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که میان نابرابری درآمدی و سرقت یک رابطه مثبت وجود دارد.

[1] Madah & Kheirkhahan (2014)
[2] Ebrahimi & Chakerzhi (2015)
[3] Dadgar & Nazari (2016)
[4] Lotfi et al. (2016)
[5] Arman et al. (2017)
[6] Makian et al. (2018)

فتحی و همکاران[1] (۱۴۰۰) به بررسی عوامل موثر بر سرقت‌های خرد در شهر همدان، با رویکردی جامعه‌شناختی پرداختند. در این پژوهش برای تحلیل داده‌ها از روش توصیفی تحلیلی و آزمون‌های کالموگرف-اسمیرنوف، آزمون t و فریدمن استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که مهم ترین عوامل موثر بر سرقت، بی نظمی فیزیکی، کنترل اجتماعی، همنشینی با افراد خلافکار، دینداری و آنومی (بی‌هنجاری) هستند.

نوبهار و همکاران[2] (۱۴۰۳)، در مطالعه ای بیان کردند که جرم پدیده‌ای چندوجهی است که همواره مورد توجه اقتصاددانان، جامعه‌شناسان، حقوق‌دانان و روان‌شناسان قرار گرفته است. هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رابطه بیکاری با جرم و شناسایی عوامل مؤثر بر جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران است. به این منظور با استفاده از داده های ۴۲۹ شهرستان ایران طی سال ۱۳۹۵ و با به‌کارگیری روش علیت فضایی رابطه بین دو متغیر بیکاری و شاخص جرم بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون علیت فضایی بیانگر وجود رابطهٔ علیت دوطرفه بین شاخص جرم و نرخ بیکاری است. در ادامه مدل جرم با لحاظ متغیر بیکاری و چندین متغیر کنترل با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان دهنده وجود اثرات سرریز فضایی است. به عبارت دیگر تغییر میزان جرم و جنایت در یک شهرستان دارای اثرات سرریز بر شهرستان‌های مجاور است. همچنین نتایج نشان دهنده رابطه مثبت و معنادار متغیر بیکاری با جرم است. مطابق نتایج تحقیق، متغیرهای نرخ بیکاری، شاخص صنعتی‌شدن، نرخ شهرنشینی و نسبت طلاق به ازدواج مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران هستند.

عامری و امانی[3] (۱۴۰۳)، در مطالعه ای به بررسی آثار مخرب جرم و جنایت بر امنیت شهروندان، سرمایه‌گذاری و توسعه اقتصادی در تهران به کمک روش توصیفی پرداختند. هدف پژوهش تحلیل و توصیف چگونگی تأثیرات جرم و جنایت بر ابعاد مختلف زندگی اجتماعی و اقتصادی و سرمایه‌گذاری در کلان‌شهر تهران می‌باشد. بر اساس یافته‌های این مطالعه، باید سیاست‌هایی برای کمک به کاهش مزایای رشد اقتصادی به اقشار ضعیف و کاهش نابرابری درآمد و حذف جرم و جنایت اعمال شود.

۳-طراحی مدل

بر اساس مبانی نظری و مطالعات صورت گرفته در این حوزه، عوامل موثر بر سرقت را می‌توان به سه دسته اقتصادی، اجتماعی، نهادی و سیاسی تقسیم کرد. در شکل شماره (۲)، مدل مفهومی تحقیق ارائه شده است.

[1] Fathi et al. (2021)
[2] Nobahar et al. (2024)
[3] Ameri & Amani (2024)



شکل (۲): عوامل موثر بر جرم و جنایت

متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه شامل سرقت (Robbery)، نرخ بیکاری (ur)، شاخص صنعتی شدن (indp)، نرخ طلاق (dv)، نرخ شهرنشینی (urb) و نرخ مشارکت اقتصادی (pr) است که در ادامه به اختصار به تعریف این متغیرها پرداخته می‌شود. نرخ سرقت به عنوان یک شاخص مهم در معرفی رفتار مجرمانه تعریف شده است (بکر، ۱۹۶۸؛ لویت[1]، ۱۹۹۷ و ارلیچ، ۱۹۷۳).

همچنین متغیرهای نرخ بیکاری(فریدمن، ۱۹۹۹، و ادمارک[2]، ۲۰۰۵)، شاخص صنعتی شدن (گلیسر و ساکردوت[3]، ۱۹۹۹ و کلی[4]، ۲۰۰۰)، نرخ طلاق (لائوب و سمپسون[5]، ۱۹۹۳ و ویلسون[6]، ۱۹۸۷)، نرخ شهرنشینی (ولجر[7]، ۲۰۲۱ و سانتوس و همکاران[8]، ۲۰۲۲)، نرخ مشارکت اقتصادی (کریکاس[9]، ۱۹۸۷) نیز براساس مطالعات ذکر شده و بررسی داده های آماری در دسترس انتخاب شده اند.

سرقت (Robbery): تعداد کل سرقت‌های عادی هر شهرستان، شامل سرقت از اماکن خصوصی، اماکن دولتی، منزل، مغازه، اتومبیل، لوازم خودرو و وسایل داخل آن، موتورسیکلت و احشام، به عنوان شاخص سرقت در نظر گرفته شده است.

نرخ بیکاری (u): برابر است با نسبت جمعیت بیکار ۱۵ ساله و بیشتر هر شهرستان به کل جمعیت فعال ۱۵ ساله و بیشتر آن شهرستان.

شاخص صنعتی شدن (Ind): نسبت تعداد بنگاه‌های صنعتی موجود در هر شهرستان به جمعیت آن شهرستان، به عنوان معیاری برای صنعتی شدن در نظر گرفته شده است.

[1] Levitt
[2] Edmark
[3] Glaeser & Sacerdote
[4] Kelly
[5] Sampson & Laub
[6] Wilson
[7] Volger
[8] Santos et al.
[9] Chiricos

نرخ مشارکت اقتصادی (Pr): عبارت است از نسبت جمعیت فعال (شاغل و بیکار) ۱۵ ساله و بیشتر به کل جمعیت در سن کار (۱۵ساله و بیشتر).

نرخ شهرنشینی (Urb): مقادیر این متغیر از تقسیم تعداد جمعیت شهرنشین هر شهرستان بر تعداد کل جمعیت آن (جمعیت شهری و روستایی) به دست آمده است.

نرخ باسوادی (Lr): عبارت است از نسبت تعداد افراد باسواد هر شهرستان به کل جمعیت ۶ ساله و بیشتر آن شهرستان.

نسبت طلاق به ازدواج (Dm): برابر است با نسبت تعداد طلاق ثبت شده به تعداد ازدواج ثبت شده هر شهرستان.

جامعه آماری مطالعه حاضر، شهرستان‌های ایران و دوره زمانی مورد مطالعه، سال ۱۳۹۵ است. آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای تحقیق از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و داده‌های مربوط به سرشماری استخراج شده است. در این تحقیق از دو روش متفاوت برای بررسی اثر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی بر سرقت استفاده می‌گردد که در ادامه به اختصار به بیان این دو رویکرد پرداخته می‌شود.

۳-۱-شبکه های بیزین ناپارامتریک (NPBN)[1]

درک و نشان دادن توزیع‌های چند متغیره همراه با ساختار وابستگی آن‌ها یکی از نگرش های بسیار فعال تحقیقاتی است. در این راستا شبکه‌های بیزی (BNs) به طور خاص برای نشان دادن وضعیتی به کار می‌رود که در آن مسئله مورد تحقیق دارای ساختارهای وابستگی بسیار پیچیده است. یک BN از یک گراف غیر حلقوی جهت دار[2] (DAG) تشکیل شده است که در آن گره‌ها (نماینده متغیرهای تصادفی) با کمان هایی که وابستگی مستقیم بین گره‌ها را نشان می‌دهند، به هم متصل می‌شوند (کورورویکا و کوک[3]، ۲۰۰۷ و کول[4]، ۱۹۹۹). در این مدل گره‌ها به دو بخش تقسیم می‌شوند. گره‌های والدین[5] و گره‌های فرزند[6]. گره‌های والدین گره‌هایی هستند که جانشین بقیه گره‌ها در مدل هستند و گره‌های فرزند دقیقا عکس این مطلب هستند. هر گره والدین دارای توزیع حاشیه ای مشخصی می‌باشد، در حالی که هر گره فرزند با توزیع شرطی همراه است. قدرت وابستگی بین گره ها توسط توزیع‌های شرطی در BN مشخص می‌شود. تجسم نسبتاً ساده روابط پیچیده بین متغیرهای تصادفی یکی از جذاب‌ترین ویژگی‌های یک مدل BN است. در سالیان اخیر BN ها به دلایل مختلفی محبوبیت پیدا کرده اند. آنها انعطاف پذیر هستند و قادر به ارائه ساختار وابستگی، حتی برای مدل های بسیار بزرگ هستند. انواع مختلفی از BN ها وجود دارد که انواع مختلف داده ها را مدیریت می کنند، در حالی که اطلاعات مورد نیاز برای ساخت یک BN را می توان هم از داده ها و هم از طریق قضاوت متخصص به دست آورد (هنعا و همکاران[7]، ۲۰۱۵ و مورالس-ناپولس[8] و همکاران، ۲۰۰۷).

شبکه بیزین ناپارامتریک استفاده شده در این تحقیق دارای مزیت عمده ای در استفاده از توزیع‌های حاشیه ای تجربی غیرپارامتری متغیرهای پیوسته است. بنابراین، هیچ فرض گسسته‌سازی یا توزیع پارامتری خاصی برای تعریف متغیرهای پیوسته مورد نیاز نیست (اگرچه توزیع‌های پارامتری ممکن است همچنان مورد استفاده قرار گیرند)، که منبع قابل توجهی از عدم دقت را در مدل‌های قبلی

[1] Non-Parametric Bayesian Networks (NPBN)
[2] directed acyclic graph
[3]، Kurowicka & Cooke
[4] Cowel et al.
[5] Parents
[6] children
[7] Hanea et al.
[8] Morales-Nápoles et al.

BN حذف می‌کند. NPBN سعی در انتخاب بهترین ارتباط شرطی بین دو گره مورد مطالعه دارد. این انتخاب بایستی به وسیله توزیع‌های شرطی و گزاره‌های موجود در استقلال شرطی میان گره‌ها انجام گیرد و نتیجه حاصل از آن به وسیله گرافی که یال‌های آن ارتباطات میان گره‌ها را نشان می‌دهد مشخص می‌شود.

برای مدل‌سازی ساختار وابستگی بین متغیرها از توابع کاپولا در NPBN استفاده می‌شود. کاربردهای NPBN بسیار متعدد و متنوع می‌باشد. یکی از اولین کاربردها در علوم مهندسی بود، با مدل‌های اغلب بسیار پیچیده که برای بهبود ایمنی سدهای خاکی، ایمنی هوانوردی و قابلیت اطمینان زیرساخت به کار می‌رفتند. بعدها، NPBN درعلوم زمین، در زیرشاخه‌های متنوعی مانند هیدرولوژی، ژئومورفولوژی ، لرز شناسی و مطالعات پیرامون آتشفشان به کار گرفته شدند. در علوم اجتماعی نیز NPBN در زمینه‌های بسیار مهم و حساسی که دارای پیچیدگی‌های بسیار بالایی هستند مورد استفاده قرار گرفته است. به عنوان مثال می‌توان به کاربرد این روش در سیاست‌های بخش عمومی همچون بهداشت اشاره کرد (ترفنکو و همکاران[۱]، ۲۰۱۹؛ هینکس و همکاران[۲]، ۲۰۱۸؛ جوهنسون و همکاران[۳]، ۲۰۱۹ و گرادوسکا و کوک[۴]، ۲۰۱۴).

۳-۲- علیت فضایی[۵]

آزمون علیت گرنجر، یک آزمون فرضیه آماری است که برای تشخیص رابطه علیت میان سری‌های زمانی به کار می‌رود. این آزمون براساس این اصل که علت از نظر زمانی بر معلولش مقدم است، بنا شده است. در واقع گرنجر (۱۹۶۹) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری (Y_t)، با استفاده از مقادیر گذشته (X_t) با دقت بیشتری قابل پیش‌بینی بش، در این صورت (X_t) را علت گرنجری (Y_t) می‌دانند. در آزمون علیت گرنجر برای آزمون فرضیه « X_t علت گرنجری Y_t نیست» از مدل خود توضیح برداری (VAR)[۶] استفاده می‌شود (آلیاگا و همکاران، ۲۰۱۱). اما بررسی رابطه علیت بین متغیرهایی که دارای خصوصیات فضایی هستند با روش‌های متداول (روش علیت گرنجری) امکانپذیر نیست و نیازمند استفاده از روش علیت فضایی هستیم. در ادامه به اختصار به بیان روش انجام آزمون علیت فضایی و مبنای تئوریک آن پرداخته می‌شود.

سه نکته که هنگام آزمون علیت بین دو متغیر در حالتی که داده‌ها در بستر فضایی و به صورت مقطعی هستند، باید در نظر گرفته شود، عبارتند از:

۱- نقش فضا: اگر متغیرها از نظر فضایی مستقل باشند، بهترین روش برای بررسی علیت همان روش‌های متداول قبلی است (پیارل[۷]، ۲۰۰۹).

۲- رابطه بین متغیرها: اگر دو متغیر مستقل از هم باشند، صحبت در مورد علیت بین دو متغیر بی‌معنی خواهد بود.

۳- با فرض اینکه متغیرها وابستگی فضایی داشته و دو متغیر مستقل از هم نباشند، در اینصورت وجود و جهت رابطه علیت از طریق رویکرد علیت فضایی مورد آزمون قرار می‌گیرد.

با توجه به نکات مطرح شده، برای بررسی علیت بین دو متغیر که دارای بعد مکان هستند سه گام زیر مطرح می‌شود:

---

[1] Terefenko et al.
[2] Hincks et al.
[3] Johnston et al.
[4] Gradowska & Cooke
[5] Spatial Causality
[6] Vector Autoregressive
[7] Pearl

گام اول آزمون فرضیه استقلال فضایی داده‌های مربوط به هر متغیر است. برای این منظور ابتدا ساختار فضایی هر متغیر مشخص می‌شود، این ساختار از طریق ماتریس وزنی فضایی نمایش داده می‌شود. سپس از آزمون‌های شناخته شده‌ای چون آزمون موران تک متغیره، آزمون ضریب لاگرانژ و ... برای بررسی وجود وابستگی فضایی استفاده می‌شود. نتایج حاصل از مرحله اول باید به این شکل باشند: برای هر یک از متغیرها ماتریس وزنی یکسانی در نظر گرفته شود[۱] و فرضیه استقلال فضایی برای هر دو متغیر رد شود. به عبارت دیگر، هر دو متغیر وابستگی فضایی داشته باشند.

گام دوم، بررسی وجود وابستگی بین دو متغیر است. چنانچه اشاره شد وابستگی فضایی بین دو متغیر، شرط لازم برای وجود رابطه علیت فضایی است. بنابراین وابستگی فضایی بین متغیرها باید مورد آزمون قرار گیرد. آماره موران دو متغیره ،I_{xy} ، یک ضریب از نوع مانتل[۲] است (مانتل[۳]، ۱۹۶۷). که توسط وارتنبرگ[۴] (۱۹۸۵) به عنوان شاخص اندازه‌گیری همبستگی فضایی بین دو متغیر ارائه شده است. با فرض اینکه دو متغیر در R موقعیت مکانی متفاوت مشاهده شده‌اند، آماره آزمون موران دو متغیره از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$I_{xy} = \frac{\sum_{j=1}^{R}\sum_{i=1_{i\neq j}}^{R} y_i w_{ij} x_j}{S_0\sqrt{Var(y)Var(x)}} \qquad (۱)$$

که در آن w_{ij} درایه سطر iام و ستون jام ماتریس وزنی W، S_0 مجموع همه درایه‌های ماتریس W ، Var(y) و Var(x) نیز به واریانس (تخمین زده شده) سری‌های y و x اشاره دارد.

هدف گام سوم، یافتن جهت علیت می‌باشد (در صورتی که بین دو متغیر رابطه علیت وجود داشته باشد). به پیروی از روش معمول در تجزیه و تحلیل سری زمانی، در این بخش برای تکمیل آزمون، یک مدل اتورگرسیو برداری فضایی نامقید (Sp VAR)[۵] مورد برآورد قرار می‌گیرد. برای سادگی، فرض می شود که وابستگی فضایی هر دو سری از مرتبه اول است:

$$\begin{aligned}&\left[I_R - \rho_{yy}W\right]y + \left[\beta I_R + \rho_{yx}W\right]x + \eta_y = u_y\\&\left[\theta I_R + \rho_{xy}W\right]y + \left[I_R - \rho_{xx}W\right]x + \eta_x = u_x\end{aligned} \qquad (۲)$$

که در آن W ماتریس وزنی فضایی، $\{\rho_{yy}, \rho_{yx}, \rho_{xy}, \rho_{xx}\}$ پارامترهای وابستگی فضایی، I_R ماتریس همانی[۶] از مرتبه R، y و x بردارهای $(R\times 1)$ از مشاهدات متغیرها، $\{\eta_y; \eta_x\}$ دو بردار $(R\times 1)$ از اجزا قطعی[۷] و $\{u_y, u_x\}$ بردارهای تصادفی هستند. شکل خلاصه شده رابطه ۲ به صورت زیر است:

$$AY + \eta = u \qquad (۳)$$

[۱] به عبارت دیگر، در آزمون استقلال فضایی هر یک از متغیرها، یک ماتریس وزنی یکسان به عنوان ماتریس فضایی بهینه انتخاب شده و به کار گرفته شود (هررا و همکاران، ۲۰۱۱).

[2] Mantel-type coefficient
[3] Mantel
[4] Wartenberg
[5] Unrestricted Spatial Vector Autoregressive Model
[6] Identity Matrix
[7] Deterministic

که در آن Y بردار (2R×1) است، به طوری که $Y' = [y'; x']$. بردار η نیز از مرتبه (2R×1) است: $\eta = [\eta_y; \eta_x]$ ؛ برای سادگی فرض می‌شود که جزء غیرقطعی[1] هر دو سری فقط شامل یک مقدار ثابت است، بنابراین $\eta = m \otimes l$ است که در آن l بردار (R×1) و m بردار (2×1) از میانگین‌ها به صورت $[m_y; m_x]$ است. بردار خطا ترکیبی از دو زیربردار با مرتبه(R×1): $u' = [u'_y; u'_x]$ است، که دارای توزیع نرمال به صورت $u \sim N(0, \Xi)$ است که:

$$\Xi = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 I_R & 0 \\ 0 & \sigma_x^2 I_R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_x^2 \end{bmatrix} \otimes I_R = \Sigma \otimes I_R \quad (۴)$$

A نیز ماتریس (2R×2R) است، ساختار ماتریس A به شکل زیر می‌باشد:

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \rightarrow \begin{cases} A_{11} = I_R - \rho_{yy} W \\ A_{12} = \beta I_R + \rho_{yx} W \\ A_{21} = \theta I_R + \rho_{xy} W \\ A_{22} = I_R - \rho_{xx} W \end{cases} \quad (۵)$$

با فرض اینکه فرض صفر استقلال، در سیستم دومتغیره رابطه ۲ رد شود، گام بعدی آزمون فرضیه عدم علیت است. این آزمون در واقع یک آزمون دو طرفه است. ابتدا متغیر اول در مقابل متغیر دوم آزمون می‌شود (x علت متغیر y نیست). سپس ترتیب را تغییر داده و فرضیه صفر "y علت x نیست"، مورد آزمون قرار می‌گیرد. فرض صفر آزمون اول (x علت y نیست) به شکل زیر است:

$$\left.\begin{array}{l} H_0: A_{12} = 0 \\ H_1: A_{12} \neq 0 \end{array}\right\} \quad (۶)$$

به شکل خلاصه، آماره آزمون ضریب لاگرانژ، تحت فرض صفر رابطه (۶) به شکل زیر است:

$$LM_{NC} = \lambda_0' I^{11} \lambda_0 \sim_{as} \chi^2(2) \quad (۷)$$

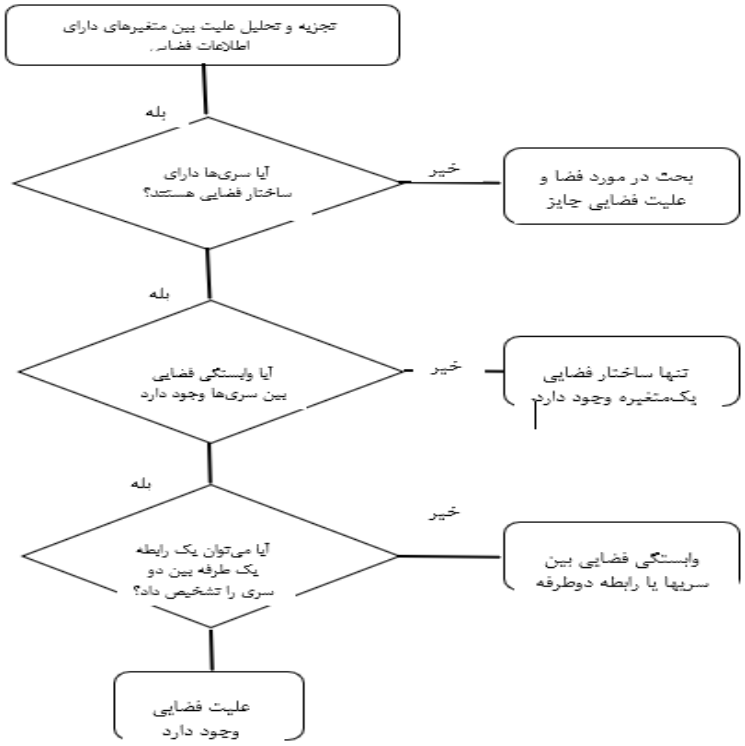
در نهایت برای آزمون فرض صفر $\{x_s\}_{s\in S}$ علت $\{Y_s\}_{s\in S}$ نیست، در سطح اطمینان $100(1-\alpha)\%$ به صورت قاعده زیر تصمیم گیری می‌شود:

-اگر $0 \leq LM_{NC} \leq \chi_\alpha^2(2)$ باشد، فرض صفر رابطه ۶ را نمی‌توان رد کرد.

اگر $LM_{NC} > \chi_\alpha^2(2)$ باشد، فرض صفر رابطه ۶ رد می‌شود.

مراحل آزمون علیت فضایی در شکل شماره ۳ به صورت خلاصه ارائه شده است.

[1] Non-Deterministic



شکل(۳): روند آزمون علیت فضایی بین متغیرها

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-تحلیل‌های تجربی

چنانچه در بخش قبل به تفصیل بیان شد، روش بیزین ناپارامتریک در سال های اخیر برای حل مسائل بسیار پیچیده در اکثر رشته‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. در این راستا، در مطالعه حاضر نیز سعی شده است تا با استفاده از این روش مهم‌ترین عوامل موثر بر سرقت در شهرستان‌های ایران شناسایی شود. لازم به ذکر است که یکی از نکات قوت این روش، ترسیم گرافیکی وضعیت مدل است.

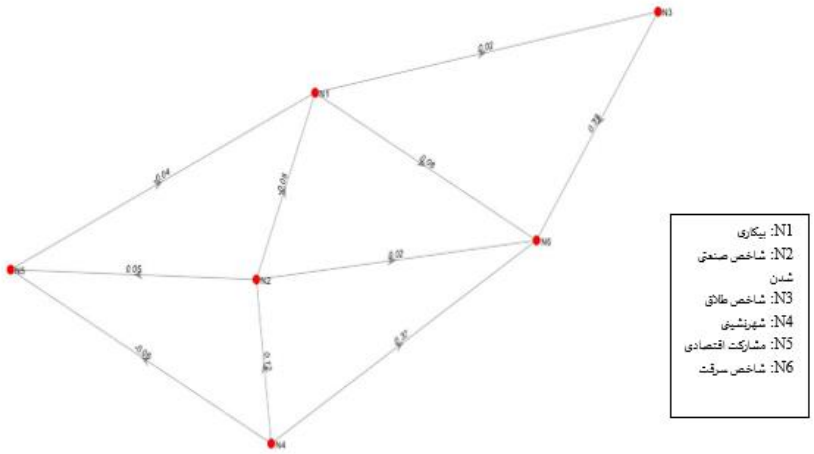
شکل (۴) نتایج حاصل از روش شبکه بیزین ناپارامتریک را در نرم افزار MATLAB نشان می‌دهد. همانطور که گفته شد براساس این شکل می توان در مورد نوع و اندازه ارتباط بین متغیرها قضاوت کرد. این خصیصه یکی از مهمترین ویژگی‌های این روش می‌باشد. زیرا این گراف، مسیرهای اتصال هر گره را نشان می‌دهد. این گراف نه تنها مسیرهای مستقیم، بلکه اگر راه‌های ارتباط غیر مستقیم نیز وجود داشته باشد، آن‌ها را نیز مشخص می کند.

جرم و جنایت یکی از مهم‌ترین چالش‌های اقتصاد شهری است که به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و پویایی‌های رشد شهری تأثیر می گذارد. شهرها به دلیل تمرکز بالای جمعیت، فعالیت‌های اقتصادی متنوع، و تنوع اجتماعی، محیطی پویا اما پیچیده را برای بروز یا کنترل جرم فراهم می کنند. از منظر اقتصادی، جرم نه تنها هزینه‌های مستقیمی بر جامعه تحمیل می کند، بلکه با تضعیف امنیت سرمایه گذاری، کاهش کیفیت زندگی، و ایجاد بی‌اعتمادی عمومی، موجب کاهش کارایی بازارها و اختلال

در عملکرد نظام اقتصادی شهری می‌شود. در این مقدمه، ارتباط جرم و جنایت با عوامل کلیدی اقتصادی شهری، شامل بیکاری، صنعتی شدن، مشارکت اقتصادی، و پایداری ساختارهای اجتماعی، به‌طور یکپارچه بررسی می‌شود.

براساس شکل شماره (۴) می‌توان مشاهده کرد که به جز نرخ مشارکت اقتصادی، سایر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی رابطه مستقیم با نرخ سرقت در شهرستان‌های کشور دارند. در واقع، نتایج بدست آمده نشان می‌دهد متغیرهای صنعتی شدن، نرخ طلاق، بیکاری و نرخ شهرنشینی تاثیر مثبت و مستقیم بر سرقت در استانهای کشور داشته است. این شواهد تجربی دلالت بر این دارد که با گسترش شهرنشینی، افزایش نرخ طلاق، صنعتی شدن استانها و نیز افزایش نرخ بیکاری، سرقت نیز افزایش خواهد یافت. در این ارتباط، نرخ صنعتی شدن کمترین اثرگذاری و نرخ طلاق بیشترین تاثیرگذاری را بر سرقت داشته است. بر اساس شکل(۴) متغیر نرخ مشارکت از کانال‌های نرخ بیکاری، شاخص صنعتی شدن و نرخ شهرنشینی به طور غیرمستقیم بر سرقت تاثیرگذار بوده است. به طوری که نرخ مشارکت اقتصادی از دو کانال نرخ بیکاری و شهرنشینی موجب کاهش سرقت و از طریق صنعتی شدن موجب افزایش سرقت می‌شود. ارتباط منفی بین مشارکت اقتصادی با دو متغیر شهرنشینی و نرخ بیکاری را می توان اینگونه تفسیر کرد که با افزایش مشارکت اقتصادی و تمایل به کار بیشتر نیوری کار، امکان ایجاد خود اشتغالی بیشتر شده و این می تواند در نهایت نرخ بیکاری را کاهش دهد و از این طریق امکان کاهش سرقت فراهم می‌شود. از طرفی، رابطه منفی بین مشارکت اقتصادی با نرخ شهرنشینی دلالت بر این دارد که عمده مشارکت های اقتصادی در مناطق روستایی کشور ایجاد شده است. گسترش مشارکت اقتصادی در مناطق اقتصادی می تواند در نتیجه توجه به صنایع تبدیلی، خلق زنجیره ارزش در فعالیت های بخش کشاورزی و ورود تکنولوژی و تجهیزات نوین در مناطق کشاورزی و در نتیجه افزایش درآمد روستاییان صورت گیرد و از این طریق انگیزه مهاجرت رستاییان به شهرها را کاهش دهد. در نتیجه، با کاهش نرخ شهرنشینی سرقت کاهش پیدا می‌کند.

درحقیقت بیکاری یکی از اصلی‌ترین محرک‌های جرم در شهرها است. در مناطق شهری که نرخ بیکاری بالاست، کاهش درآمد خانوارها و عدم دسترسی به فرصت‌های شغلی مناسب، باعث افزایش فقر و نابرابری اقتصادی می‌شود. این شرایط اقتصادی، انگیزه‌های ارتکاب جرم را در میان اقشار آسیب‌پذیر افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، بیکاری با کاهش حس هویت و تعلق اجتماعی، بستر مناسبی برای فعالیت‌های غیرقانونی فراهم می‌کند. در شهرهایی که سیاست‌های کاهش بیکاری با توسعه زیرساخت‌های اقتصادی هماهنگ شده‌اند، نرخ جرم به‌طور معناداری کاهش یافته است، اما در مناطقی که این سیاست‌ها ناکارآمد بوده‌اند، ارتباط مثبت و قوی میان بیکاری و جرم مشاهده شده است. ازطرفی صنعتی شدن، به‌ویژه در شهرهای در حال توسعه، به‌عنوان عامل کلیدی رشد اقتصادی و اشتغال‌زایی شناخته می‌شود. اما تأثیر صنعتی شدن بر جرم به نحوه توزیع فرصت‌ها و منابع بستگی دارد. در مناطقی که صنعتی شدن موجب تمرکز فرصت‌های اقتصادی در یک طبقه خاص یا افزایش نابرابری شده است، شاهد تشدید جرم و جنایت بوده‌ایم. این امر نشان می‌دهد که صنعتی شدن تنها در صورتی می‌تواند به کاهش جرم منجر شود که توزیع عادلانه درآمد و فرصت‌ها به همراه داشته باشد. همچنین، مهاجرت‌های گسترده به شهرهای صنعتی، اگر بدون مدیریت و ایجاد زیرساخت‌های اجتماعی انجام شود، اغلب موجب ایجاد حاشیه‌نشینی و افزایش جرم می‌شود. طلاق به‌عنوان یکی از شاخص‌های ناپایداری اجتماعی، رابطه مستقیمی با نرخ جرم دارد. از منظر اقتصادی، خانواده به‌عنوان نهادی کلیدی در کاهش هزینه‌های اجتماعی و اقتصادی جرم عمل می‌کند. تضعیف ساختار خانواده به‌واسطه افزایش نرخ طلاق، موجب کاهش نظارت اجتماعی و افزایش بار مالی دولت برای مقابله با پیامدهای اجتماعی جرم می‌شود. همچنین، اثرات روانی و اقتصادی ناشی از فروپاشی خانواده، احتمال گرایش افراد به فعالیت‌های مجرمانه را افزایش می‌دهد.



شکل(۴): گراف جهت دار غیر حلقوی بدست آمده از روش شبکه بیزین ناپارامتریک

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین بر اساس شکل (۴)، متغیرهای شهرنشینی و بیکاری نیز از عوامل موثر بر ارتکاب جرم و جنایت هستند. این متغیرها علاوه بر تاثیر مستقیم، به طور غیرمستقیم نیز بر ارتکاب به سرقت تاثیر می‌گذارند. متغیر مشارکت اقتصادی نیز رابطه مستقیمی با ارتکاب به سرقت ندارد، بلکه تنها از طریق بیکاری توانسته است بر سرقت در شهرستان‌های ایران تاثیر گذارد. همچنین همانطور که در شکل (۴) مشاهده می شود بین شاخص صنعتی شدن و سرقت یک رابطه مستقیم وجود دارد. در حالی که صنعتی شدن اغلب توسعه اقتصادی و فرصت‌های شغلی را به همراه دارد، اما می‌تواند منجر به افزایش فعالیت‌های مجرمانه نیز شود. به عنوان مثال صنعتی شدن موجب حرکت مهاجران روستایی که در جستجوی فرصت‌های شغلی هستند، به سمت مراکز شهری می‌شود. این شهرنشینی سریع می‌تواند زیرساخت های شهری، مسکن و خدمات اجتماعی را تحت فشار قرار دهد و منجر به ازدحام بیش از حد جمعیت و ایجاد سکونتگاه های غیررسمی در مناطق حاشیه نشین شود. تراکم بالای جمعیت و فقر شهری می تواند محیط های مساعد برای فعالیت‌های مجرمانه را به دلیل فرصت‌های محدود، بی نظمی اجتماعی و روابط ضعیف جامعه ایجاد کند و منجر به افزایش جرم و جنایت گردد.

در شکل (۵) نمودار حرارتی روابط بین متغیرهای تحقیق نیز ترسیم شده است. نمودار حرارتی، میزان تاثیرگذاری متغیرهای تحقیق بر یکدیگر را به صورت دقیقتر نشان می‌دهد.



شکل(۵): درجه همبستگی شبکه بیزین

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه به بررسی نتایج حاصل از روش علیت فضایی پرداخته می‌شود. چنانچه در بخش متدولوژی تحقیق به تفصیل بیان شد برای انجام آزمون علیت فضایی بین متغیرها، ابتدا باید فرضیه استقلال فضایی تک تک متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. به بیان دیگر در این روش محقق باید در مرحله اول به بررسی وجود وابستگی فضایی متغیرها بپردازد. در این راستا از آزمون موران که یکی از معروفترین روش‌های مورد استفاده برای سنجش اثرات فضایی است، استفاده شده است. نتایج آزمون موران تک متغیره در جدول شماره (۱) گزارش شده است.

جدول (۱): نتایج ازمون‌های موران

آزمون موران تک متغیره		آزمون موران دو متغیره	
آماره آزمون	متغیر	آماره آزمون	متغیرها
۰/۱۵۷***	سرقت	۰/۰۵۷***	سرقت -بیکاری
۰/۳۱***	بیکاری	-۰/۰۱۷*	سرقت-صنعتی شدن
۰/۱۳۸***	شاخص صنعتی شدن	۰/۰۴۸***	سرقت -شهرنشینی
۰/۲۳۳***	شهرنشینی	-۰/۰۱۲*	سرقت-مشارکت اقتصادی
۰/۲۲۸***	مشارکت اقتصادی	۰/۰۵۵***	سرقت -طلاق
۰/۱۶۵***	نرخ طلاق		

منبع: یافته‌های تحقیق

توجه: $p <$ ۰/۱۰ *، $p <$ ۰/۰۵ **، $p <$ ۰/۰۱ ***

براساس نتایج به‌دست آمده از آزمون موران، فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی برای تمامی متغیرها رد می‌شود. در نتیجه وجود اثرات فضایی برای متغیرهای این مطالعه مورد تایید قرار می‌گیرد. قدم بعدی، استفاده از آزمون موران دو متغیره جهت بررسی وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای تحقیق است. نتایج آزمون موران دو متغیره نیز در جدول (۱) گزارش شده است. مطابق نتایج، فرض صفر آزمون موران دومتغیره مبنی بر عدم وجود وابستگی فضایی بین متغیرها رد می‌شود، بنابراین وابستگی فضایی بین متغیرهای تحقیق وجود دارد.

جدول (۲): نتایج آزمون علیت فضایی

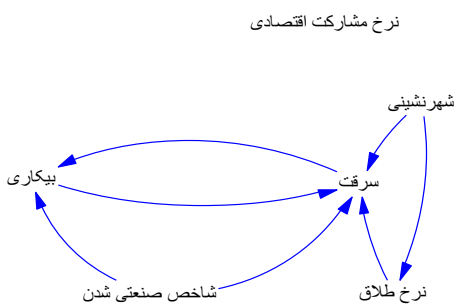
جهت رابطه علیت	$Y \leftarrow X$	$X \leftarrow Y$	نتیجه نهایی
X: بیکاری Y: سرقت	۰/۰۷۱۶ (۰/۰۲۵)	۰/۰۶۸۶ (۰/۰۴۷۵)	علیت فضایی دوطرفه بین بیکاری و سرقت
X: صنعتی شدن Y: سرقت	۰/۰۶۳۴ (۰/۰۸۷۵)	۰/۰۳۰۱ (۰/۹۶۲۵)	علیت فضایی از صنعتی شدن به سرقت
X: شهرنشینی Y: سرقت	۰/۰۶۷۲ (۰/۰۶۲۵)	۰/۰۵۲۴ (۰/۲۸)	علیت فضایی از شهرنشینی به سرقت
X: مشارکت اقتصادی Y: سرقت	۰/۰۲۸۶ (۰/۹۸۵)	۰/۰۴۰۹ (۰/۶۷۵)	عدم وجود رابطه علیت فضایی
X: طلاق Y: سرقت	۰/۰۷۳۹ (۰/۰۱۲۵)	۰/۰۴۹۶ (۰/۴۵)	علیت فضایی از نرخ طلاق به سرقت

منبع: یافته‌های تحقیق

توجه: اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال است.

با توجه به اینکه مطابق نتایج، تمامی متغیرهای مورد بررسی دارای ساختار فضایی بوده و وابستگی فضایی بین آن‌ها نیز مورد تایید قرار گرفت، لذا در گام سوم، به آزمون علیت فضایی پرداخته می‌شود. نتایج این آزمون در جدول شماره (۲) ارائه شده است. فرض صفر آزمون علیت فضایی، مانند آزمون علیت گرنجر، عدم وجود علیت بین دو متغیر است. لازم به ذکر است که آزمون علیت فضایی در نرم افزار MATLAB انجام شده است. جهت نمایش بهتر، نتایج این آزمون در شکل (۶) نیز ترسیم شده است.

چنانچه در شکل (۶) مشاهده می‌شود هنگامی که بحث سرریزهای فضایی و همجواری وارد مدل می‌شود و ارتباط بین گره‌ها بر اساس فاصله جغرافیایی مطرح می شود، تعداد ارتباطات کاهش می یابد. نتایج حاصل از آزمون علیت فضایی نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن ساختار فضایی و موقعیت جغرافیایی، متغیرهای بیکاری، صنعتی شدن، شهرنشینی و طلاق علت ارتکاب سرقت در شهرستان‌های کشور هستند. همچنین از بین متغیرهای تحقیق، تنها مشارکت اقتصادی است که بر سرقت در شهرستان‌های ایران موثر نبوده است.



شکل(۶): نتایج آزمون علیت فضایی

منبع: یافته‌های تحقیق

این یافته‌ها کاملا نتایج روش قبل را تایید می‌کند. زیرا براساس نتایج بیزین ناپارامتریک نیز، تنها عاملی که به صورت مستقیم نمی‌توانست نرخ سرقت را تحت تاثیر قرار دهد، مشارکت اقتصادی بود. همچنین مطابق نتایج آزمون علیت فضایی، بین بیکاری و سرقت رابطه علیت دوطرفه وجود دارد، به این معنی که نه تنها بیکاری علت وقوع سرقت است بلکه سرقت نیز بر روی بیکاری در شهرستان‌های ایران موثر است.

چنانچه اشاره شد، در روش علیت فضایی، رابطه علیت بین متغیرها براساس وابستگی‌های فضایی مورد بررسی قرار می‌گیرد. تفاوت این روش با روش قبل در این است که در روش ناپارامتریک بیزین صرفا ارتباط بین گره ها مهم بود و سعی می‌شد تا صرفا روابط بین گره‌ها با یال‌هایی که از آنها منشعب می شود مورد بحث قرار گیرد. اما در این روش اثرات فضایی و مجاورت مورد بحث قرار می‌گیرد. به این معنی که در این رویکرد اثرات سریز یک متغیر بر متغیر دیگر بر اساس فاصله مکانی مطرح می‌شود. مقایسه نتایج حاصل از این دو روش نشان می‌دهد که علی رغم وجود تفاوت‌های جزیی، نتایج بدست آمده از روش علیت فضایی شباهت‌های بسیار زیادی به نتایج حاصل از روش بیزین ناپارامتریک دارد و آن را تایید می‌کند.

۵-نتیجه‌گیری

عوامل اقتصادی- اجتماعی تأثیر عمیقی بر میزان جرم و جنایت دارند. شناخت این عوامل و نحوه اثرگذاری آنها، درجهت دستیابی به جوامع ایمن‌تر، از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. بدیهی است که فقر و چالش‌های مرتبط با آن، مانند بیکاری، محیطی را برای رشد فعالیت‌های مجرمانه ایجاد می‌کند. رسیدگی به جرم صرفاً از طریق اقدامات تنبیهی ناکافی و کوته‌بینانه است. در مقابل، اتخاذ یک رویکرد جامع که با علل ریشه‌ای مرتبط با عوامل اقتصادی- اجتماعی مقابله کند، ضروری به نظر می‌رسد. سیاست‌گذاران، رهبران جامعه، سازمان‌های مجری قانون و سازمان های اجتماعی باید در تلاش‌های خود برای رسیدگی به این مسائل به طور جامع همفکر باشند.

در این راستا در مطالعه حاضر سعی شده است تا با استفاده از دو رویکرد شبکه ناپارامتریک بیزین و علیت فضایی، عوامل اقتصادی- اجتماعی موثر بر ارتکاب سرقت مورد بحث و بررسی قرار گیرد. تفاوت این دو رویکرد در نوع برخورد آنها با مسئله است. روش شبکه ناپارمتریک بیزین هر متغیر را مانند یک گره می‌بیند و با استفاده از اطلاعات موجود، یک درجه همبستگی بیزین بین گره‌ها تشکیل می‌دهد و اندازه و نوع ارتباط آن را با استفاده از یال‌هایی که بین گره‌ها ایجاد می‌کند، مشخص می‌نماید. اما روش علیت فضایی بر اثرات همجواری و سریزهای فضایی تاکید دارد. در این مطالعه، جهت بررسی دقیقتر و جامع‌تر، از هر دو رویکرد برای

بررسی مساله تحقیق استفاده شده است. نتایج حاصل از هر دو روش نشان می‌دهد که از بین عوامل موثر بر ارتکاب سرقت (نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی، نرخ صنعتی شدن، نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ طلاق) در ۴۲۹ شهرستان کشور در سال ۱۳۹۵، تنها نرخ مشارکت اقتصادی است که به طور مستقیم بر ارتکاب سرقت اثر ندارد. همچنین مطابق نتایج، مهمترین و تاثیرگذارترین متغیرهای موثر بر سرقت، بیکاری و نرخ شهر نشینی هستند. نتایج این مطالعه که نرخ بیکاری یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر سرقت است، با نظریه‌های اقتصادی جرم و مطالعات پیشین مانند بکر (۱۹۶۸)، ارلیش (۱۹۷۳)، و ادمرک (۲۰۰۵) همخوانی دارد. این نظریه‌ها تأکید دارند که بیکاری موجب کاهش فرصت‌های اقتصادی قانونی و افزایش انگیزه برای ارتکاب جرم به‌ویژه در جوامعی با توزیع ناعادلانه درآمد می‌شود. همچنین یافته‌های تحقیق درباره رابطه مثبت بین نرخ شهرنشینی و سرقت، با نظریات مربوط به فشار اجتماعی و نابرابری اقتصادی (ولگر، ۲۰۲۱) و همچنین نتایج مطالعات استریت (۲۰۱۹) و سانتوس و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد.

یافته‌های این پژوهش تأکید دارند که مقابله مؤثر با پدیده جرم و جنایت مستلزم طراحی و اجرای یک استراتژی جامع و چندبُعدی است که به‌طور هم‌زمان ریشه‌های ساختاری و عوامل تسهیل‌کننده وقوع جرم را هدف قرار دهد. بر اساس مبانی نظری و شواهد پژوهشی، ایجاد فرصت‌های شغلی پایدار و متناسب با نیازهای محلی، به‌ویژه در مناطق کمتر توسعه‌یافته، می‌تواند از طریق کاهش نرخ بیکاری و کنترل مهاجرت بی‌رویه از مناطق روستایی به شهرها، زمینه‌های ساختاری وقوع جرایم را کاهش دهد. این اقدام نه‌تنها موجب کاهش فشارهای اجتماعی و اقتصادی ناشی از شهرنشینی می‌شود، بلکه به توزیع عادلانه‌تر منابع و خدمات نیز کمک می‌کند. علاوه بر این، سرمایه‌گذاری هدفمند در توسعه سرمایه انسانی از طریق آموزش‌های مهارتی و حرفه‌ای، می‌تواند با ارتقای توانمندی‌های اقتصادی افراد، مسیرهای مشروع برای دستیابی به اهداف اقتصادی را فراهم آورد و انگیزه‌های ورود به فعالیت‌های غیرقانونی را تضعیف کند. این یافته‌ها با پژوهش‌هایی چون بکر (۱۹۶۸) و ارلیش (۱۹۷۳) هم‌خوانی دارد که بر نقش کلیدی اشتغال‌زایی و کاهش نابرابری اقتصادی در کاهش جرم تأکید دارند. همچنین، راهبردهای مبتنی بر توانمندسازی اجتماعی و اقتصادی در سطح خرد و کلان می‌توانند به تقویت انسجام اجتماعی، افزایش احساس مسئولیت‌پذیری و کاهش شکاف‌های اجتماعی کمک کرده و در نهایت به کاهش آسیب‌های اجتماعی از جمله جرم و جنایت منجر شوند.

با توجه به نتایج تحقیق مبنی بر رابطه مثبت بین شهرنشینی و سرقت، مهمترین توصیه این یافته تجربی کنترل نرخ شهرنشینی است. بدیهی است کنترل نرخ شهرنشینی مستلزم مهاجرت معکوس و یا کنترل مهاجرت روستا به شهر است. برای این منوظر، توجه به افزایش درآمدمناطق روستایی به همراه دسترسی آسان به امکانات آموزشی و درمانی بسایر تاثیرگذار است. از طرفی، در صورتی که بنا به هر دلیلی امکان کنترل شهرنشینی در استانهای کشور میسر نشود، بهترین حالت ممکن برای کاهش اثرات نامطلوب شهرنشینی بر سرقت ایجاد پیوندهای اجتماعی و مسئولیت پذیری قوی بین شهروندان و حرکت به سمت شهر هوشمند، خلاق مبتنی بر اقتصاد دانش بنیان است. این اقدامات می تواند از طریق توانمند سازی و مسئولیت‌پذیر نمودن شهروندان، بشدت در کاهش آسیب‌های شهری از جمله سرقت موثر واقع شود. در نتیجه به طور کلی می‌توان گفت، تأثیر متقابل عوامل اقتصادی- اجتماعی و سرقت غیرقابل انکار است. تلاش‌های اصولی با دیدی باز، نه فقط تصمیمات اقتصادی و یا اجتماعی بلکه ترکیبی از آنها، از سوی دولت‌ها و سیاست گذران موجب ایجاد جوامع ایمن‌تر و انعطاف‌پذیرتر می‌گردد. لذا براساس یافته های پژوهش، پیشنهادات سیاستی زیر ارائه خواهد شد:

- **ایجاد خوشه‌های صنعتی در مناطق محروم:** با توسعه خوشه‌های صنعتی در مناطق روستایی و کم‌درآمد، می‌توان فرصت‌های شغلی پایدار ایجاد کرد. سیاست‌های حمایت از سرمایه‌گذاری در مناطق حاشیه‌ای و اعطای معافیت‌های مالیاتی به کسب‌وکارها در این مناطق می‌تواند محرک اشتغال‌زایی باشد.
- **توسعه کارآفرینی محلی:** ارائه تسهیلات و وام‌های کم‌بهره به کارآفرینان محلی در مناطق روستایی و کم‌درآمد می‌تواند به افزایش فرصت‌های شغلی و کاهش مهاجرت به شهرها کمک کند. تقویت صندوق‌های توسعه منطقه‌ای نیز می‌تواند نقشی کلیدی ایفا کند.
- **حمایت از اقتصاد غیررسمی:** بسیاری از افراد در بخش غیررسمی فعالیت می‌کنند. سیاست‌هایی مانند صدور مجوزهای ساده‌تر و حمایت از دست‌فروشان و کسب‌وکارهای کوچک غیررسمی می‌تواند به افزایش درآمد و کاهش جرم منجر شود.

یکی از محدودیت‌های اصلی این پژوهش، محدودیت دسترسی به داده‌های به‌روز و جامع برای تمامی متغیرهای موردنظر در سطح شهرستان‌های ایران بوده است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه بر اساس آخرین سرشماری رسمی کشور (سال ۱۳۹۵) استخراج شده‌اند. متأسفانه، پس از این سال، داده‌های مشابه و کاملی که بتواند روندهای جدید و تغییرات اخیر را منعکس کند، در دسترس نبوده است. این محدودیت منجر به انتخاب مجموعه‌ای محدودتر از متغیرها و استفاده از داده‌های موجود در بازه زمانی مذکور شده است. در این راستا می توان چنین بیان کرد که محقیقن برای بررسی هرچه بهتر این مدل ها می توانند این الگو را در مقیاس منطقه برای سری های زمانی در سال های آتی با روش های بیزین مورد آزمون قرار دهند..

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Ameri Siahhoui, F., & Amani, A. (2024). An Analysis of the Destructive Effects of Crime on Citizen Security, Investment and Economic Development in the Metropolis of Tehran. *Quarterly Journal of Urban Economics and Management,* 12(46), 217-228 (In Persian).
2. Amidi, S., Fagheh Majidi, A., & Javaheri, B. (2020). Growth spillover: a spatial dynamic panel data and spatial cross section data approaches in selected Asian countries. *Future Business Journal*, *6*, 1-14.
3. Arman, S. A., Kafili, V., Farazmand, H., & Moltafet, H. (2017). Economic factors affecting crime in Iran; Application of panel smooth transition. Economic Research Journal, 17(66), 125-150 (In Persian).
4. Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of political economy*, *76*(2), 169-217.
5. Bell, B., Costa, R., & Machin, S. (2022). Why does education reduce crime?. *Journal of political economy*, *130*(3), 732-765.
6. Corman, H., Joyce, T., & Lovitch, N. (1987). Crime, deterrence and the business cycle in New York City: A VAR approach. *The review of economics and statistics*, 695-700.
7. Cowell, R. G., Dawid, P., Lauritzen, S. L., & Spiegelhalter, D. J. (2007). *Probabilistic networks and expert systems: Exact computational methods for Bayesian networks*. Springer Science & Business Media.
8. Dadgar, Y. A., & Nazari, R. A. (2016). Investigating Crime in Iran Using Several Economic Models. *Quarterly Journal of Legal Research,* 19(73), 59-78 (In Persian).
9. Ebrahimi, M., & Chakarzehi, A. (2015). The relationship between crime rate and inflation and unemployment in Iran. *Strategic Research on Social Issues of Iran*, 4(2), 113-127 (In Persian).
10. Edmark, K. (2005). Unemployment and crime: Is there a connection?. *Scandinavian Journal of Economics*, *107*(2), 353-373.
11. Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of political Economy*, *81*(3), 521-565.
12. Eide, E. (1997). Economics of criminal behavior: Survey and bibliography.
13. Fathi, A. A., Sharifi Rahnamo, S., Sharifi Rahnamo, M., & Hosseinpour, S. (2007). Investigating the factors affecting the phenomenon of petty theft in Hamedan, *Quarterly Journal of Police Science Research*, 23(4), 53-81(In Persian).
14. Freedman, M., & Owens, E. G. (2016). Your friends and neighbors: Localized economic development and criminal activity. *Review of Economics and Statistics*, *98*(2), 233-253.
15. Freeman, R. B. (1999). The economics of crime. *Handbook of labor economics*, *3*, 3529-3571
16. Greene, W. H., Hatamerad, S., Oskoui, H. R., Asgharpur, H., & Adrangi, B. (2025). Rereading a theory: Does the income level of countries affect the consumer behavior?. *The Economics and Finance Letters*, *12*(1), 98-119..
17. Glaeser, E. L., & Sacerdote, B. (1999). Why is there more crime in cities?. *Journal of political economy*, *107*(S6), S225-S258.
18. Godfrey, S., & Matovu, K. (2023). Effect Of Youth Unemployment And Crime Rates In Uganda.
19. Gradowska, P. L., & Cooke, R. M. (2014). Estimating expected value of information using Bayesian belief networks: a case study in fish consumption advisory. *Environment Systems and Decisions*, *34*, 88-97.
20. Haider, A., & Ali, A. (2015). Socio-economic determinants of crimes: a cross-sectional study of Punjab districts. *International Journal of Economics and Empirical Research*, *3*(11), 550-560.
21. Hanea, A., Napoles, O. M., & Ababei, D. (2015). Non-parametric Bayesian networks: Improving theory and reviewing applications. *Reliability Engineering & System Safety*, *144*, 265-284.
22. Hatem Rad, S., Safari, B., & Yarmohammadian, N. (2014). Evaluating the effect of factors affecting city size with an economic approach using a dynamic system model (case study: Isfahan city). *Applied Economic Theories*, 9(3), 171-202 (In Persian).
23. Hatamerad, S., Asgharpur, H., Adrangi, B., & Shahryari, M. (2024). Investigating the Duesenberry's ratch effect hypothesis in Iran using three approaches: ARDL, BMA_ADL and LSTM. *Journal of Iranian Economic Issues*, *10*(2), 105-134(In Persian).
24. Hazra, D., & Cui, Z. (2018). Macroeconomic determinants of crime: Evidence from India. *Journal of Quantitative Economics*, *16*(Suppl 1), 187-198.
25. Hincks, T., Aspinall, W., Cooke, R., & Gernon, T. (2018). Oklahoma's induced seismicity strongly linked to wastewater injection depth. *Science*, *359*(6381), 1251-1255.

26. Jacob, A. (2011). Economic theories of crime and delinquency. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, *21*(3), 270-283.
27. Johnston, S. G., Karimian, N., & Burton, E. D. (2019). Fire promotes arsenic mobilization and rapid arsenic (III) formation in soil via thermal alteration of arsenic-bearing iron oxides. *Frontiers in Earth Science*, *7*, 139.
28. Kassem, M., Ali, A., & Audi, M. (2019). Unemployment rate, population density and crime rate in Punjab (Pakistan): an empirical analysis. *Bulletin of Business and Economics (BBE)*, *8*(2), 92-104.
29. Kelly, M. (2000). Inequality and crime. *Review of economics and Statistics*, *82*(4), 530-539.
30. Khan, N., Ahmed, J., Nawaz, M., & Zaman, K. (2015). The socio-economic determinants of crime in Pakistan: New evidence on an old debate. *Arab Economic and Business Journal*, *10*(2), 73-81.
31. Kurowicka, D., & Cooke, R. M. (2006). *Uncertainty analysis with high dimensional dependence modelling*. John Wiley & Sons.
32. Kustepeli, Y., & Onel, G. (2006). Different categories of crime and their socio-economic determinants in Turkey: Evidence from Vector Error Correction Model. In *Turkish Economic Association, International Conference on Economics* (pp. 11-13).
33. Kusuma, H., Hariyani, H. F., & Hidayat, W. (2019). The relationship between crime and economics growth in Indonesia. *KnE Social Sciences*, 1105-1113.
34. Laub, J. H., & Sampson, R. J. (1993). Turning points in the life course: Why change matters to the study of crime. *Criminology*, *31*(3), 301-325.
35. Levitt, S. D. (1995). Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of policeon crime.
36. Lotfi, E. A., Feizpour, M. A., Saeed Yari, M., Sattar Rostami, H., & Mirzaei, S. (2016). Investigating the effect of socio-economic variables on crime in the country, combined data technique approach (case study of robbery and murder). *Police Management Studies,* 11(3), 415-440 (In Persian).
37. Maddah, M., & Khairkhahan, E. (2014). Investigating the factors affecting the commission of crime among robbery and drug offenders. *Intelligence and Criminal Research*, 9(4), 9-26 (In Persian).
38. Makian, S. N., Rostami, M., & Ramezani, H. (2018). Analyzing the relationship between robbery and income inequality, Bayesian approach (case study of Iran). *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*,18(3), 145-165 (In Persian).
39. Mir Mohamad Tabar, S. A., & Noghani, M. (2019). Unemployment and crime in developing countries: a meta-analysis in Iran. *Crime, Law and Social Change*, *72*, 327-338.
40. Morales-Nápoles, O., Hanea, A. M., & Worm, D. T. H. (2014). *Experimental results about the assessments of conditional rank correlations by experts: Example with air pollution estimates* (pp. 1359-1366). shers.
41. Nobahar, E., Sadeghi, S. K., & Khairollahi Zaki, H. (2024). Investigating the relationship between unemployment and crime in Iranian cities: A spatial econometric approach. *Economic Research (Sustainable Growth and Development),* 24(3), 255-288 (In Persian).
42. Rennó Santos, M., Weiss, D. B., & Testa, A. (2022). International migration and cross-national homicide: considering the role of economic development. *International journal of comparative and applied criminal justice*, *46*(2), 119-139.
43. Nurbasuni, L. E., & Khoirunurrofik, K. (2024). Between crime and economic growth: the asymmetric role of public expenditure and unemployment. *Review of Regional Research*, *44*(1), 21-45.
44. Paprotny, D., & Morales-Nápoles, O. (2017). Estimating extreme river discharges in Europe through a Bayesian network. *Hydrology and Earth System Sciences*, *21*(6), 2615-2636.
45. Rafique, A. (2021). Unemployment, crime & inflation in Pakistan: socio-economic determinants of crime. *Graduate Journal of Pakistan Review (GJPR)*, *1*(1), 29-39.
46. Raphael, S., & Winter-Ebmer, R. (2001). Identifying the effect of unemployment on crime. *The journal of law and economics*, *44*(1), 259-283.
47. Remeikiene, R., Gaspareniene, L., Fedajev, A., Raistenskis, E., & Krivins, A. (2022). Links between crime and economic development: EU classification. *Equilibrium (1689-765X)*, *17*(4).
48. Sachsida, A., de Mendonça, M. J. C., Loureiro, P. R., & Gutierrez, M. B. S. (2010). Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. *Empirical Economics,* 39, 93-109.
49. Sadeghi, H., Shaghaghi Shahri, V., & Asgharpour, H. (2005). Analysis of Economic Factors Affecting Crime in Iran. Quarterly Journal of Economic Research, 40(1), 63-90 (In Persian).
50. Rennó Santos, M., Weiss, D. B., & Testa, A. (2022). International migration and cross-national homicide: considering the role of economic development. *International journal of comparative and applied criminal justice*, *46*(2), 119-139.

51. Remeikiene, R., Gaspareniene, L., Fedajev, A., Raistenskis, E., & Krivins, A. (2022). Links between crime and economic development: EU classification. *Equilibrium (1689-765X)*, *17*(4).
52. Shah, A. H., Khan, A. U., Saboor, A., & Iftikhar-ul-Husnain, M. (2022). Approximation of crime, poverty, and misery index across quasi-democratic and dictatorship regimes in Pakistan: Static and dynamic analysis. *Poverty & Public Policy*, *14*(1), 50-68.
53. Shelley, L. I. (1981). *Crime and modernization: The impact of industrialization and urbanization on crime* (pp. 1-196). Carbondale: Southern Illinois University Press.
54. Stolzenberg, L., & D'Alessio, S. J. (2007). The effect of divorce on domestic crime. *Crime & Delinquency*, *53*(2), 281-302.
55. Street, B. (2025). The Impact of Economic Activity on Criminal Behavior: Evidence from the Fracking Boom. *The Center for Growth and Opportunity*.
56. Terefenko, P., Paprotny, D., Giza, A., Morales-Nápoles, O., Kubicki, A., & Walczakiewicz, S. (2019). Monitoring cliff erosion with LiDAR surveys and Bayesian network-based data analysis. *Remote Sensing*, *11*(7), 843.
57. Torruam, J. T., & Abur, C. (2014). The relationship between unemployment, inflation and crime: An application of cointegration and causality analysis in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, *5*(4), 131-137.
58. Vogler, J. P. (2022). Managing social and economic externalities: Industrialization and the rise of the bureaucratic state. *Unpublished manuscript*.
59. Wang, T. (2020). Fewer women doing more crime: How has the one-child policy affected female crime in China?. *The Sociological Quarterly*, *61*(1), 87-106.
60. Wilson, W. J. (2012). *The truly disadvantaged: The inner city, the underclass, and public policy*. University of Chicago Press.
61. Zaman, S., & Khan, A. U. (2023). Nexus of crime rate, misery index and urbanization in Pakistan. *Iranian Economic Review*, *27*(1), 229-245.
62. Nagasubramaniyan, G., & Joseph, A. (2024). Urban-rural unemployment and crime in India: a panel data analysis. *International Journal of Sustainable Economy*, *16*(1), 1-15.

Quarterly Journal of

Applied Theories of Economics

University of Tabriz, Faculty of Economics and Management

P-ISSN: 2423-6578 E-ISSN: 2423-6586

Vol. 12, No. 1, 2025

❖ **Sustainability of the Fiscal Imbalance and Public Debt Under Fiscal Policy Asymmetries in Opec**
Zahra Farajzade; Ahmad Jafari Samimi; Shahryar Zaroki; Mani Motameni

❖ **Estimation of Iran's consumption function using Quantile regression method**
Mohammadreza Monjazeb; Hosein Amiri; Farshid Vojdani; Akram Movahedi

❖ **Comparison of the Effects of Exogenous Impulses on Iran's Business Cycle under Environmental Policies**
Mahtab Mehrjoo Irani; Mohammad Ali Falahi; Narges Salehnia

❖ **Investigating the Threshold and Nonlinear effects of Non-Interest Income Separation on the financial Performance of US Commercial Banks: A Smooth Transition Regression (STR) Approach**
Salim Fadhil Mohammed; Ali Rezazadeh; Samad Hekmati Farid; Ramin Bashir Khodaparasti

❖ **Comparative Analysis of The Effects of Financing Government Budget Deficits Through General Murabaha Bills Versus Borrowing From The Banking System on Economic Growth And Inflation Variables**
Mohadeseh Aliasgharzadeh; Mohammad vaez; Mohammadreza Ghasemi; Abbas Hoseini Ghafar

❖ **Asymmetric Effect of Natural Disasters on Economic Growth in Iran: The NARDL Approach within the Framework of the Solow-Swan Theory**
Vahid Azizi; Bakhtiar Javaheri; Fateh Habibi

❖ **Analysis of the Impact of Oil Market Developments on European and Asian Natural Gas Markets in Light of the Russia-Ukraine War**
Amirhossein Hakimipour; Asgar Khademvatani

❖ **Parameters affecting crime in Iran with non-parametric Bayesian network approach and spatial causality**
Maryam Amini; Saman Hatemerad; Hossein Mohammadi; Elham Nobahar; Hossein Asgharpur; Ali Afaghi