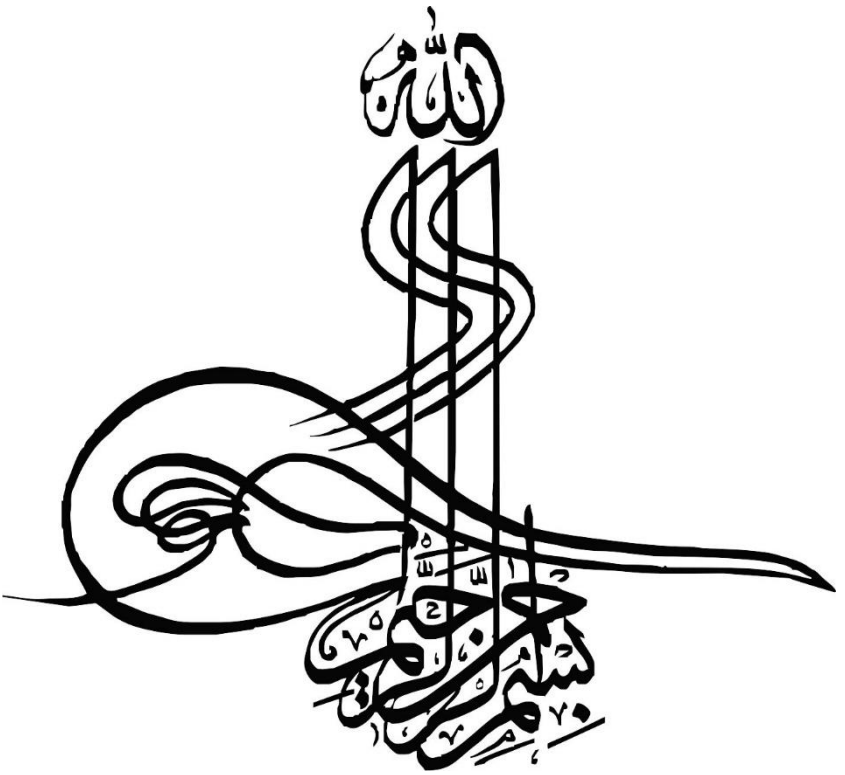
پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه تربیت مدرس

فصلنامه علمی
پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
سال بیست و چهارم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۳

شاپا چاپی: ۶۷۶۸-۱۷۳۵
شاپا الکترونیکی: ۷۸۳۲-۲۹۸۰

- **جایگاه سیاست مالی به‌عنوان مکانیسم انتشار پویایی‌های قیمت نفت در اقتصاد ایران: شواهدی از آنالیز موجک چندگانه و جزئی**
احمد پورمحمدی، زهره طباطبایی‌نسب، سید یحیی ابطحی و محمدعلی دهقان تفتی.....۲۶-۱
- **تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رد پای اکولوژیکی در کشورهای صادرکنندهٔ نفت**
فاطمه آریان‌فر و زهرا (میلا) علمی.....۵۸-۲۷
- **همبستگی اقتصاد، انرژی و محیط زیست (۳E) در کشورهای منتخب آسیایی: کاربردی از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل**
سمیه اعظمی، فاطمه حسینی و کیومرث سهیلی.....۸۹-۵۹
- **تحلیل تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه**
نجمه محمدی، بهرام سحابی، حسن حیدری و حسین صادقی سقدل.....۱۱۴-۹۱
- **واکاوی اثرات نامتقارن ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم بر توسعهٔ صنعت گردشگری در ایران**
سید کمال صادقی، امیرعلی فرهنگ، علی محمدپور و میلاد حاجی‌بلند.....۱۴۲-۱۱۵
- **تأثیر کووید۱۹- بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها با سطوح درآمدی مختلف: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی**
صدیقه حسینی، سامان قادری، زانا مظفری و رامین امانی.....۱۷۳-۱۴۳
- **تخمین سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص سرمایه: شواهدی از کارگاه‌های صنعتی در اقتصاد ایران**
سید مهدی حسینی معصوم، امینه محمودزاده و سید علی مدنی‌زاده.....۲۰۰-۱۷۵
- **بررسی نحوهٔ اثرگذاری اجزای منابع نقدینگی در اقتصاد ایران: رهیافت DSGE**
حسین صمصامی مزرعه آخوند و احمد بختیاری.....۲۳۱-۲۰۱
- **تحلیل مقایسه‌ای تأثیر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک‌ها در بانک‌های اسلامی و متعارف**
سعید صمدی، لیلا ترکی و سحر مهدیان.....۲۶۳-۲۳۳
- **نقش سوگیری‌های شناختی در سیاست‌گذاری تغییر اقلیم با استفاده از نظریه‌های اقتصاد رفتاری**
مجتبی پناهی، روح‌اله شهنازی، کریم اسلاملوییان و علی عسگری.....۲۹۸-۲۶۵
- **اثر تحریم‌های اقتصادی بر عرضه و تقاضای مسکن از کانال نرخ ارز**
مهرداد محمودیان زمانه، مرتضی عزتی و محمد جعفری.....۳۲۰-۲۹۹
- **تحلیل وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و بورس اوراق بهادارِ تهران: رویکرد ترکیبی تجزیه مود متغیر و کاپولا** (VMD– Copula)
رقیه محسنی‌نیا، علی رضازاده، یوسف محمدزاده و شهاب جهانگیری.....۳۵۲-۳۲۱


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

فصلنامه پژوهشـــهای اقتصـــادی (رشد و توسعه پایدار)

فصلنامه علمی ـ پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و چهارم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۳

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

مدیر مسوول: دکتر پرستو محمدی

سردبیر: دکتر مجید صامتی

مشاوران علمی سردبیر: دکتر علی‌محمد احمدی، دکتر لطفعلی عاقلی، دکتر مرتضی عزتی و دکتر امیرحسین مزینی

مدیر داخلی : مریم طالبی

هیأت تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر حسین اصغرپور
(استاد دانشگاه تبریز)

دکتر حسین صادقی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر مجید احمدیان
(استاد دانشگاه تهران)

دکتر مجید صامتی
(استاد دانشگاه اصفهان)

دکتر عبدالمجید جلایی
(استاد دانشگاه شهید باهنر)

دکتر عباس عصاری آرانی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر یداله دادگر
(استاد دانشگاه شهید بهشتی)

دکتر مرتضی عزتی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر سعید راسخی
(استاد دانشگاه مازندران)

دکتر مصطفی عمادزاده
(استاد دانشگاه اصفهان)

دکتر منصور زراءنژاد
(استاد دانشگاه شهید چمران)

دکتر کاظم یاوری
(استاد دانشگاه یزد)

دکتر مصطفی سلیمی‌فر
(استاد دانشگاه فردوسی مشهد)

Dr Srdjan Redzepagic
(Full Professor of Economics)

ویراستار فارسی: فاطمه هادی

ویراستار انگلیسی: دکتر محمد منصوری

صفحه آرایی: مریم طالبی - مرضیه ارغوانی

پروانه انتشار این فصلنامه طبق مجوز شماره ۱۲۴/۱۲۰۸۶ مورخ ۱۳۷۸/۹/۲ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی با روش پژوهشی، اطلاع رسانی در زمینه علوم انسانی (علوم اقتصادی، جغرافیا، مدیریت، حسابداری، به زبان فارسی و انگلیسی با گستره بین‌المللی صادر گردیده است. مقاله‌های چاپ شده در این فصلنامه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

این فصلنامه هم اکنون در پایگاههای زیر نمایه می گردد:

DOAJ
AEA Electronic Indexes (e-JEL & Econlit)
Google Scholar
International Standard Serial Number (ISSN)
ICI Journals Master List (Index Copernicus)

پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC)
پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)
پایگاه مجلات تخصصی نور وابسته به مرکز تحقیقاتی علوم اسلامی (CRCIS)
پایگاه مجلات تخصصی نور (Noor mags)
بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)

در پنجمین جشنواره بین المللی فارابی(سال ۱۳۹۰)، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) به عنوان فصلنامه علمی-پژوهشی شایسته تقدیر انتخاب شده، و مفتخر به دریافت لوح افتخار از وزیر محترم علوم، تحقیقات و فناوری و نیز سازمان های بین المللی یونسکو و آیسسکو گردیده است

نشانی:تهران، تقاطع بزرگراه‌های شهیدچمران و جلال آل‌احمد، دانشگاه تربیت مدرّس، پژوهشکده اقتصاد دفتر فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، کد پستی ۱۴۱۱۷۱۳۱۱۶
تلفن : ۸۲۸۸۳۹۰۷ دورنگار:۸۲۸۸۳۹۲۳ پست‌الکترونیکی: jerc@modares.ac.ir
آدرس اینترنتی: http://ecor.modares.ac.ir

راهنمای تنظیم و ارسال مقالات

۱- مقاله ارسالی از **۲۵** صفحه **۳۰** سطری با طول سطر **۱۲** سانتیمتر (هر صفحه **۳۵۰** کلمه) تجاوز نکند.
حاشیه مقاله: بالا **۳** سانتیمتر، پایین **۱** سانتیمتر، راست **۲,۵** سانتیمتر و چپ **۲** سانتیمتر
قلم متن فارسی B Nazanin معمولی با اندازه **11.5** و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه **10.5** باشد.
قلم پاورقی فارسی B Nazanin معمولی با اندازه **10.5** و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه **9** باشد.
تمام عددهای داخل متن (به جز پانویس انگلیسی) و جدولها به فارسی باشند.
۲- فایل اصل مقاله در قالب word و مطابق با فرمت نشریه به راهنمای نویسندگان در سایت فصلنامه مراجعه فرمایید.
۳ـ جهت ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی فصلنامه http://ecor.modares.ac.ir/ و یا www.jecon.ir مراجعه و پس از ثبت نام و دریافت شناسه کاربری نسبت به ارسال مقاله خود اقدام فرمایید
۴ـ مقاله ارسالی باید دارای بخشهای زیر باشد:
الف) چکیده فارسی مقاله، حداکثر در **۲۵۰** کلمه و چکیده انگلیسی آن مبسوط (**۷۵۰** تا **۱۰۰۰** کلمه) باشد.
ب) واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آنها (حداکثر ۵ واژه).
ج) معرفی نویسنده (نام و نام خانوادگی، مدرک تحصیلی، رشته و گرایش، رتبه علمی، آدرس محل کار، تلفن تماس محل کار، نمابر و پست الکترونیکی برای درج در فصلنامه).
د) درج معادل لاتین اسامی و اصطلاحات مهجور در پایین هر صفحه ضروری است.
ه) درج JEL (طبقه‌بندی موضوعی) در انتهای واژگان کلیدی؛ برای طبقه‌بندی JEL می‌توانید از آدرس اینترنتی https://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html استفاده نمایید.
۵ـ در سازماندهی مقاله، این ترتیب رعایت شود: عنوان مقاله، نام نویسندگان، چکیده فارسی، واژگان کلیدی، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، متن مقاله، نتیجه‌گیری، فهرست منابع و مآخذ و چکیده انگلیسی مبسوط.
۶ـ روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این شکل نوشته شود: نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار و شماره جلد و شماره صفحه (مظفر ۱۳۷۵، ج۱، ص ۱۱) در صورت تکرار بلافاصله همان منبع، کلمه همان با شمارهٔ جلد و صفحه آورده شود.
تمامی منابع باید براساس استاندارد رفرنس‌نویسی APA باشد. لیست منابع باید ابتدا به‌ترتیب الفبایی مرتب و به زبان انگلیسی نوشته شوند.
الف) برای کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.
ب) برای مقاله: نام خانوادگی، نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه و شماره مجله.
ج) پی‌نوشتهای توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.
درج شناسه DOI (درصورت وجود) در انتهای هر رفرنس الزامی است.
در انتهای منابع فارسی که به انگلیسی برگردان شده است ضروری است عبارت **(In Persian)** در انتهای منبع داخل پرانتز ذکر شود.
۷- سپاسگزاری: یکی از بخش‌های مقاله سپاسگزاری از تأمین کنندگان بودجه و امکانات و اشخاص دیگر که در انجام تحقیق کمک کرده‌اند، می‌باشد. اسامی سازمان‌های تامین‌کننده باید به‌طور کامل و مطابق با معیارهای سازمان مورد نظر ذکر شود.

سایر نکات

مقاله ای که فرمت نشریه را دارا نباشد در جلسه هیات تحریریه نشریه مطرح نمی‌شود.
مسئولیت صحت مطالب به عهده نویسنده(گان)است.
هیأت تحریریه در رد و ویرایش مقالات مجاز است.

فصلنامه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس
سال بیست و چهارم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۳

فهرست مطالب

عنوان **صفحه**

جایگاه سیاست مالی به‌عنوان مکانیسم انتشار پویایی‌های قیمت نفت در اقتصاد ایران: شواهدی از آنالیز موجک چندگانه و جزئی
احمد پورمحمدی، زهره طباطبایی‌نسب، سید یحیی ابطحی و محمدعلی دهقان تفتی..... ۱

تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رد پای اکولوژیکی در کشورهای صادرکنندهٔ نفت
فاطمه آریان‌فر و زهرا (میلا) علمی..... ۲۷

همبستگی اقتصاد، انرژی و محیط زیست (E۳) در کشورهای منتخب آسیایی: کاربردی از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل
سمیه اعظمی، فاطمه حسینی و کیومرث سهیلی ۵۹

تحلیل تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه
نجمه محمدی، بهرام سحابی، حسن حیدری و حسین صادقی سقدل ۹۱

واکاوی اثرات نامتقارن ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم بر توسعهٔ صنعت گردشگری در ایران
سید کمال صادقی، امیرعلی فرهنگ، علی محمدپور و میلاد حاجی‌بلند ۱۱۵

تأثیر کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها با سطوح درآمدی مختلف: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی
صدیقه حسینی، سامان قادری، زانا مظفری و رامین امانی..... ۱۴۳

تخمین سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص سرمایه: شواهدی از کارگاه‌های صنعتی در اقتصاد ایران
سید مهدی حسینی معصوم، امینه محمودزاده و سید علی مدنی‌زاده..... ۱۷۵

بررسی نحوهٔ اثرگذاری اجزای منابع نقدینگی در اقتصاد ایران: رهیافت DSGE
حسین صمصامی مزرعه آخوند و احمد بختیاری ۲۰۱

تحلیل مقایسه‌ای تأثیر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک‌ها در بانک‌های اسلامی و متعارف
سعید صمدی، لیلا ترکی و سحر مهدیان..... ۲۳۳

نقش سوگیری‌های شناختی در سیاست‌گذاری تغییر اقلیم با استفاده از نظریه‌های اقتصاد رفتاری
مجتبی پناهی، روح‌اله شهنازی، کریم اسلاملوییان و علی عسگری..... ۲۶۵

اثر تحریم‌های اقتصادی بر عرضه و تقاضای مسکن از کانال نرخ ارز
مهرداد محمودیان زمانه، مرتضی عزتی و محمد جعفری..... ۲۹۹

تحلیل وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و بورس اوراق بهادارِ تهران: رویکرد ترکیبی تجزیه مود متغیر و کاپولا (VMD- Copula)
رقیه محسنی‌نیا، علی رضازاده، یوسف محمدزاده و شهاب جهانگیری..... ۳۲۱

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۱-۲۶

جایگاه سیاست مالی به‌عنوان مکانیسم انتشار پویایی‌های قیمت نفت در اقتصاد ایران: شواهدی از آنالیز موجک چندگانه و جزئی

احمد پورمحمدی[۱]
زهره طباطبایی‌نسب[۲]
سید یحیی ابطحی[۳]
محمدعلی دهقان تفتی[٤]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/۲/۹ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/۳/۲۹

چکیده

با وجود مجادلات روزافزون در مورد نقش منابع انرژی تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی و هسته‌ای، نفت همچنان برای بخش وسیعی از کشورهای جهان نقش محوری دارد. از این‌رو، قیمت نفت یکی از قیمت‌های کلیدی در اقتصاد بین‌الملل است که تأثیر و مکانیسم‌های اثرگذاری آن بر متغیرهای اقتصاد کلان موضوع مهم تحقیقات اقتصادی بوده است. در کشورهای صادرکنندهٔ نفت، نوسانات قیمت نفت بر کلیهٔ سیاست‌های کلان اقتصادی و احتیاطی تأثیر دارد، اما به دلیل مالکیت دولت بر منابع طبیعی، سیاست مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و می‌تواند مکانیسمی اصلی برای انتقال این نوسانات به اقتصاد باشد. بدین منظور، هدف پژوهش حاضر تحلیل حرکت‌های مشترک پویا بین قیمت نفت و متغیرهای اقتصاد کلان با تأکید بر نقش سیاست مالی در یک رویکرد زمان-فرکانس طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۹ است. برای این منظور، در این پژوهش دو رویکرد نوین تجزیه‌وتحلیل موجک، یعنی همدوسی موجک چندگانه (MWC) و همدوسی موجک جزئی (PWC) که برای کشف رابطهٔ واقعی بین متغیرها استفاده می‌شود، پیاده‌سازی شده است. نتایج تحلیل موجک نشان‌دهندهٔ وجود همبستگی قوی بین قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی در فرکانس‌های مختلف است. به‌علاوه، نتایج انسجام موجک جزئی، شواهدی از انتقال پویایی‌های قیمت نفت توسط سیاست مالی را در افق کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. از این‌رو، توصیه می‌شود سیاست‌گذارانی که طرح‌های مختلف تثبیت اقتصادی را برای ثبات بیشتر تنظیم می‌کنند، ضمن توجه به کانال‌های اصلی سرازیر شدن منابع مالی نفت به اقتصاد، لازم است دامنه‌های فرکانسی متفاوت را نیز در نظر بگیرند.

واژگان کلیدی: پویایی‌های قیمت نفت، سیاست مالی، متغیرهای کلان اقتصادی، همدوسی موجک جزئی

طبقه‌بندی JEL: C32 ، H3، Q38

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران ahmad_p.m@yahoo.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران (نویسندهٔ مسئول) tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران abtahi@iauyazd.ac.ir
٤. استادیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران dehghantafti@iauyazd.ac.ir

۱. مقدمه

نفت خام به‌عنوان عنصر حیاتی تمامی اقتصادهای جهان محسوب می‌شود، زیرا به‌محض مدرن شدن و شهرنشینی کشورها، نیاز آن‌ها به نفت خام نیز به میزان قابل‌توجهی افزایش‌یافته است (سرینو[1]، ۲۰۲۲) و به دلیل این نقش حیاتی در تولید و سایر صنایع، قیمت آن همواره معیارسنجی پیشرو در اقتصاد جهانی بوده است (سان[2]، ۲۰۲۲). از این‌رو، تغییرات قیمت نفت می‌تواند توانایی ایجاد پیامدهای اقتصادی کلان چشمگیری برای کشورهای واردکننده و صادرکننده داشته باشد (عبدالسلام[3]، ۲۰۲۰). در کشورهای واردکنندهٔ نفت با افزایش قیمت نفت انتظار می‌رود هزینه‌های کالاهای داخلی و عدم اطمینان اقتصادی افزایش یابد و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری‌ها و به‌طور کلی انتقال ثروت به کشورهای صادرکنندهٔ نفت گردد (همیلتون[4]، ۲۰۱۱). از طرفی، در کشورهای صادرکننده انتظار این است که افزایش قیمت نفت بر خالص صادرات و درآمد بودجهٔ این دولت‌ها تأثیر مثبت داشته باشد که درنتیجه از طریق مخارج انبساطی مالی بر اقتصاد اثرگذار است (گالادیما و امینو[5]، ۲۰۱۹؛ نصیر[6] و همکاران، ۲۰۱۹). در مقابل انتظار می‌رود با کاهش قیمت نفت، اثر معکوس مشاهده شود (شرف‌الدین و برکت[7]، ۲۰۲۰).

در حالی‌که بسیاری از کشورهای صادرکنندهٔ نفت تلاش‌های قابل‌توجهی برای تنوع بخشیدن به اقتصاد خود انجام داده‌اند، این کشورها همچنان به درآمد نفت وابسته هستند و هرگونه تغییر در قیمت نفت تأثیرات اساسی بر عملکرد اقتصادی آن‌ها دارد (هثروبی و الویی[8]، ۲۰۲۲). به‌عنوان مثال، کشورهای نفتی شورای همکاری خلیج‌فارس[9] (GCC) باوجود تفاوت‌هایشان، ساختارهای اقتصادی مشترک منحصربه‌فردی دارند. از دههٔ ۱۹۶۰، این کشورها استراتژی‌های توسعهٔ اقتصادی خود را به‌گونه‌ای اتخاذ نموده‌اند که نفت خام و فرآورده‌های نفتی پالایش‌شده را به‌عنوان مهم‌ترین منابع صادرات و درآمد دولت قرار داده است. یکی از ویژگی‌های کلیدی ساختار اقتصادی آن‌ها وابستگی بیش‌ازحد به درآمدهای حاصل از نفت است. درنتیجه، متأثر از نوسانات قیمت نفت هستند.

1. Sreenu (2022)
2. Sun (2022)
3. Abdelsalam (2020)
4. Hamilton (2011)
5. Galadima & Aminu (2019)
6. Nasir et al. (2019)
7. Charfeddine & Barkat (2020)
8. Hathroubi & Aloui (2022)
9. Gulf Cooperation Council

در همین حال، علی‌رغم سطح درآمد بالای این کشورها، شوک‌های تجاری متعاقب نوسانات قیمت نفت می‌تواند باعث تغییرات سطح تولید و همچنین کاهش درآمد واقعی‌شان شود (شهابی[1]، ۲۰۲۲).

وابستگی به این درآمدهای متزلزل، توسعهٔ اقتصادی کشور را با چالش‌های اساسی روبه‌رو می‌کند. تحقق نیافتن درآمدهای پیش‌بینی‌شدهٔ دولت از صادرات نفت به‌سبب آنکه دولت مالک انحصاری این بخش است، نه‌تنها بر اجرای پروژه‌های ملی توسعهٔ عمران و سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی، بلکه بر رفاه اجتماعی نیز تأثیر منفی دارد (شانگل و سلیمانی[2]، ۲۰۲۰). از این‌رو، به‌دلیل این بی‌ثباتی در درآمدهای نفتی، جهت برنامه‌ریزی جامع برای ثبات اقتصادی، آگاهی از مکانیسم انتشار نوسانات نفتی و شناخت کانال‌های اصلی آن در اقتصاد ایران ضروری است.

در اقتصاد ایران مطالعات محدودی به بررسی سیاست مالی به‌عنوان مکانیسم انتشار نوسانات قیمت نفت در حوزهٔ زمانی پرداخته است. ازآنجایی‌که غیرخطی بودن ارتباط قیمت نفت و متغیرهای اقتصاد کلان در مطالعات کشورهای توسعه‌یافته (به‌عنوان‌مثال مطالعات همیلتون[3] (۲۰۰۳) و رودریگز و سانچز[4] (۲۰۰۵)) اثبات‌شده است (هشروبی و الویی، ۲۰۲۲)، بررسی پویایی‌های این ارتباط غیرخطی در مطالعات قبلی کمتر موردتوجه قرار گرفته است. از این‌رو، هدف این پژوهش تجزیه‌وتحلیل این ارتباط غیرخطی از طریق روش‌های موجک[5] و ابزارهای مرتبط با آن که قابلیت تجزیه‌وتحلیل هم‌زمان در هر دو بُعد زمانی و فرکانسی را فراهم می‌سازد، جهت بررسی انسجام خالص بین دو متغیر و همچنین شناخت مکانیسم‌های انتقال نوسانات قیمت نفت است. برای نیل به این هدف از رویکرد نوین همدوسی موجک چندگانه[6] (MWC) و همدوسی موجک جزئی[7] (PWC) استفاده‌شده است. براساس دانش ما از مطالعات پیشین، تاکنون هیچ پژوهشی چهارچوب موجک را در ایران برای این موضوع، به‌کار نگرفته است که این از نوآوری‌های پژوهش حاضر است. مقالهٔ پیش‌رو مشتمل بر شش بخش است. پس از مقدمه، بخش دوم به مبانی نظری، بخش سوم به پیشینهٔ پژوهش و بخش چهارم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد. در ادامه در بخش پنجم یافته‌های پژوهش و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده‌اند.

1. Shehabi (2022)
2. Shangle & Solaymani (2020)
3. Hamilton (2003)
4. Jiménez-Rodríguez & Sánchez (2005)
5. Wavelet
6. Multiple Wavelet Coherence
7. Partial Wavelet Coherence

۲. مبانی نظری

در ادبیات اقتصاد انرژی، کانال‌های مختلفی برای توضیح چگونگی انتقال تغییرات قیمت نفت و تأثیر آن بر اقتصاد کلان، معرفی شده است؛ اگرچه این کانال‌ها به‌طور گسترده‌ای در مورد کشورهای واردکنندهٔ نفت معرفی و اثبات‌شده‌اند (همیلتون، ۲۰۰۳؛ کروسن و بارلت[1]، ۲۰۰۹؛ همیلتون، ۲۰۱۶ و باومایستر و کیلیان[2]، ۲۰۱۶). قیمت نفت از طریق این کانال‌های مختلف، اقتصاد کلان کشورهای واردکنندهٔ نفت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این کانال‌ها شامل اثرات جانبی عرضه[3] (افزایش هزینه‌های تولید)، انتقال ثروت[4] (کاهش تقاضا)، اثر تورم[5]، اثر تعادل واقعی[6] و تأثیر روان‌شناختی[7] است (شرف‌الدین و برکت، ۲۰۲۰). در طرف مقابل، اطلاعات کمی در مورد این کانال‌ها درخصوص کشورهای صادرکنندهٔ نفت وجود دارد (امامی و ادیب‌پور[8]، ۲۰۱۲؛ الکساندروا[9]، ۲۰۱۶ و ویکتوریا و ناویوکی[10]، ۲۰۱۸).

تأثیر نوسانات قیمت نفت و سازوکارهای انتقال متناظر با این اثرات در کشورهای واردکننده و صادرکننده متفاوت است. برای کشورهای واردکنندهٔ نفت، ادبیات موجود از اثر طرف عرضه[11] حمایت می‌کنند که براساس آن افزایش قیمت نفت منجر به کاهش تولید و افزایش قیمت‌ها می‌شود. در این راستا، همیلتون[12] (۲۰۱۱) اظهار می‌دارد که کشش درآمد (GDP) نسبت به قیمت نفت برای این کشورها از دههٔ ۱۹۸۰ کاهش یافته است. در حالی‌که در کشورهای صادرکنندهٔ نفت، طرف تقاضا[13] معمولاً سازوکار انتقال تأثیرات قیمت نفت بر عملکرد اقتصادی را توضیح می‌دهد. مدل بیماری

1. Crusson & Barlet (2009)
2. Baumeister & Kilian (2016)
3. Supply-Side Effects
4. Wealth Transfer
5. Inflation Effect
6. Real Balance Effect
7. Psychological Effect
8. Emami and Adibpour (2012)
9. Aleksandrova (2016)
10. Victoria and Naoyuki (2018)
11. supply-side
12. Hamilton (2011)
13. Demand-side

هلندی[1] یکی از اصلی‌ترین چهارچوب‌های نظری پدیدهٔ «نفرین منابع»[2] است که چنین تأثیراتی را توضیح می‌دهد (هثروبی و الویی[3]، ۲۰۲۲).

به‌علاوه، با توجه به ساختار اقتصادی کشورهای صادرکنندهٔ نفت، این کشورها طی فرآیندهای مختلفی از قیمت نفت تأثیر می‌پذیرند و قیمت نفت از مکانیسم‌های متفاوتی بر اقتصاد این کشورها اثر می‌گذارد. در اقتصادهای وابسته به نفت، افزایش قیمت نفت می‌تواند سبب تحریک هر دو طرف عرضه و تقاضا شود، ولی به دلیل سیستم‌های حمایتی بخش انرژی و پرداخت یارانه دولت در این بخش و کالاهای اساسی، موجب افزایش هزینه‌ها در فعالیت‌هایی نخواهد شد که انرژی (نفت و فرآورده‌های نفتی) به‌عنوان نهادهٔ تولید منظور می‌شود، درنتیجه منحنی عرضه کلان را انتقال نمی‌دهد و تنها تحریک‌کنندهٔ تقاضاست (توکلی قوچانی و همکاران، ۱۳۹۶).

از این‌رو براساس استدلال‌های ذکرشده، کشورهای صادرکنندهٔ نفت به دلیل تقلیل درآمدهای ناشی از افت قیمت نفت مجبور به کاهش هزینه‌ها و مخارج خود هستند. لذا، معمولاً این کشورها قادر به پس‌انداز در سال‌های با درآمد بالای نفت نیستند. آن‌ها تنها می‌توانند کسری‌های مالی را با کاهش مخارج متأثر از کمبود درآمدهای نفتی جبران نمایند. این ویژگی‌ها مدیریت و برنامه‌ریزی‌های مالی را در چنین کشورهایی با چالش مواجه می‌کند و پیامدهای بسیار مهمی بر عملکرد اقتصادی صادرکنندگان نفت دارد (هثروبی و الویی، ۲۰۲۲). بنابراین، چالش‌های موجود در اقتصادهای متکی به نفت، اهمیت سیاست مالی را که مبتنی بر بی‌ثباتی و نااطمینانی درآمدهای نفتی است به‌عنوان مکانیسمی نشان می‌دهد که از طریق آن نوسانات قیمت نفت به اقتصاد منتقل می‌کند. در این راستا، با بررسی نظریه‌های اقتصادی و مطالعات تجربی می‌توان چهار کانال اصلی و عمده را برای توضیح چگونگی تأثیر قیمت نفت بر فعالیت اقتصادی در این کشورها معرفی نمود که در ادامه به آن‌ها پرداخته می‌شود.

الف) کانال سیاست مالی: کانال اول، کانال مالی است و به این موضوع اشاره می‌کند که چگونه به‌دنبال افزایش قیمت نفت، کشورهای صادرکنندهٔ نفت شاهد افزایش مازاد بودجهٔ خود خواهند بود. دلارهای انباشته‌شده از طریق هزینه‌های دولت برای تحریک سرمایه‌گذاری‌ها و رشد اقتصادی مورداستفاده قرار خواهد گرفت (امامی و ادیب پور، ۲۰۱۲؛ ویکتوریا و ناویوکی، ۲۰۱۸)، در طرف مقابل، کاهش شدید قیمت نفت بر درآمد دولت تأثیر منفی می‌گذارد و منجر به افزایش کسری بودجه می‌شود. سقوط قیمت نفت به‌طور غیرمستقیم دسترسی به اعتبار را به‌طور عمده برای بخش خصوصی محدود می‌کند و باعث کاهش واردات محصولات واسطه‌ای می‌شود. همهٔ این‌ها تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی واقعی کشور خواهد داشت.

1. Dutch Disease Model
2. Resource Curse
3. Hathroubi and Aloui (2022)

ب) کانال نرخ ارز: کانال دوم، کانال نرخ ارز است که به افزایش ارزش پول داخلی در پی افزایش قیمت نفت اشاره دارد. درواقع، افزایش قیمت نفت موجب انتقال ثروت از کشورهای واردکنندهٔ نفت به کشورهای صادرکنندهٔ نفت از طریق تراز تجاری می‌شود. این ورودی‌های سرمایه‌ای، به‌صورت ارز خارجی، موجب افزایش ارزش پول داخلی می‌شود و باعث کاهش رقابت تولیدکنندگان داخلی می‌گردد. علاوه بر این، در نتیجهٔ این تقویت پول ملی، قیمت وارداتی کالاهای خارجی کاهش می‌یابد. ازآنجاکه نسبت کالاهای خارجی در سبد مصرف‌کنندگان در اکثر کشورهای صادرکنندهٔ نفت زیاد است، انتظار می‌رود تورم کاهش یابد (ویکتوریا و ناویوکی، ۲۰۱۸). با این‌حال، تورم همچنین می‌تواند در نتیجهٔ فشار تقاضای کل ناشی از یک سیاست مالی انبساطی افزایش یابد.

ج) کانال بیماری هلندی: عبارت «بیماری هلندی» برای اولین‌بار در مقاله‌ای در مجلهٔ *اکونومیست* استفاده شد تا توسط آن وضعیت اقتصادی پیچیده‌ای را که هلند پس از رونق‌بخشی گاز طبیعی خود تجربه کرده است نشان دهد. این اصطلاح در مقالات دانشگاهی دههٔ ۱۹۸۰ رایج شد که برای معرفی شرایط اقتصادی دشوار و نابسامان ناشی از بهره‌برداری بیش‌ازحد از منابع طبیعی مورداستفاده قرار می‌گرفت (مویزه[1]، ۲۰۲۰). طبق نظریهٔ کلاسیک بیماری هلندی، قیمت‌های بالاتر نفت به‌طور کلی منجر به تغییر در ساختار اقتصادی (تعدیل در بخش‌های مختلف اقتصاد) در کشورهای صادرکنندهٔ نفت شده و فعالیت اقتصادی را بیشتر در صنعت نفت متمرکز می‌کند. همچنین همان‌طور که در کانال دوم بحث شد، افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش ارزش پول داخلی می‌شود که ممکن است باعث کاهش واردات کالاها و درنتیجه کاهش رقابت تولید داخلی در بلندمدت شود. این دو اثر در کنار هم باعث کند شدن فعالیت اقتصادی خواهند شد.

د) کانال نفرین منابع: از دههٔ ۱۹۹۰، محققین شروع به استفاده از عبارت «نفرین منابع» کردند تا نشان دهند که علی‌رغم دارا بودن ثروت‌های طبیعی، کشورهای غنی از منابع نسبت به کشورهایی که از این موهبت‌های طبیعی محروم هستند با سرعت کمتری رشد کرده‌اند. این مسئله به پدیده‌ای اشاره دارد که در آن اقتصادهای وابسته به منابع عملکرد اقتصادی ضعیف‌تری نسبت به اقتصادهایی دارند که منابع طبیعی ندارند. فرانکل[2] (۲۰۱۰) برای توضیح این پدیده، شش استدلال را بررسی کرد:

اول، روند طولانی‌مدت قیمت‌های انرژی، به‌عنوان‌مثال قیمت‌های انرژی ممکن است در معرض دوره‌های قابل‌توجهی از کاهش قیمت قرار بگیرند؛ دوم، نوسانات زیاد قیمت‌های نفت بی‌ثباتی و عدم اطمینان را افزایش می‌دهد که بر سرمایه‌گذاری‌ها و رشد اقتصادی در کشورهای صادرکنندهٔ نفت تأثیر منفی می‌گذارد؛ سوم، فراوانی منابع طبیعی نه‌تنها انگیزهٔ توسعهٔ بخش‌های غیرنفتی را کاهش می‌دهد، بلکه می‌تواند عامل ممانعت از ترقی برخی از بخش‌های غیرنفتی گردد (آوتی[3]،

1. Moisé (2020)
2. Frankel (2010)
3. Auty (2001)

۲۰۰۱)؛ چهارم، رانت‌های مربوط به منابع طبیعی ممکن است منشأ نهادهای ضعیفی مانند عدم حاکمیت قانون و عدم تمرکز تصمیم‌گیری باشد؛ پنجم، وفور منابع طبیعی می‌تواند منشأ جنگ‌ها، بی‌ثباتی سیاسی و فساد در مناطق بهره‌مند از ذخایر طبیعی باشد و ششم، نوسانات قیمت منابع باعث بی‌ثباتی بیش‌ازحد اقتصاد کلان از طریق نرخ واقعی ارز و افزایش هزینه‌های غیرضروری دولت‌ها می‌شود (شرف‌الدین و برکت، ۲۰۲۰).

پس از معرفی مکانیسم‌های انتشار نوسانات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای صادرکنندهٔ نفت باید به این نکته اشاره کرد که اکثر مطالعات مرتبط با این کشورها اظهار داشته‌اند که سیاست‌های مالی، عمده‌ترین مکانیسم انتقال شوک‌های قیمت نفت در اقتصاد کشورهای صادرکنندهٔ نفت است. ازجملهٔ این مطالعات می‌توان به حسین و همکاران[1] (۲۰۰۸) و انشاسی و برادلی[2] (۲۰۱۲) اشاره نمود. در بخش بعدی برخی از این مطالعات ارائه می‌شود.

۳. پیشینهٔ پژوهش

۳ – ۱. مطالعات داخلی

محمدی و برات‌زاده (۱۳۹۲) تأثیر شوک‌های حاصل از کاهش قیمت نفت بر مخارج دولت و نقدینگی در ایران را با استفاده از مدل خودتوضیحی برداری طی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۸۹ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های درآمد نفتی چه به دلیل کاهش قیمت نفت و چه کاهش صادرات نفت بر مخارج جاری، مخارج عمرانی و نقدینگی اثرگذار است که بیانگر وابستگی قابل‌توجه درآمدهای دولت و صادرات ایران به درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام و فرآورده‌های آن است.

متین و احمدی شادمهر (۱۳۹۴) در مطالعهٔ خود به بررسی آثار نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر ترکیب مخارج دولت در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۴۴-۱۳۹۰ در چهارچوب یک الگوی خودبازگشت برداری می‌پردازند. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر تأثیر نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر مخارج دولت است، همچنین نویسندگان اظهار می‌دارند که رفتار مخارج دولت، همسو و هم‌جهت با تغییر در افزایش و کاهش قیمت نفت بوده است. آن‌ها با توجه به نتایج مطالعه استدلال می‌کنند که نامتقارن بودن آثار نوسانات قیمت نفت بر مخارج دولت تأیید می‌شود.

توکلی قوچانی و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای به بررسی مکانیسم اثرگذاری درآمدهای نفتی بر متغیرهای اقتصادی از کانال مخارج دولت در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری طی دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج محققین بیانگر آن است که یک شوک مثبت درآمد نفتی منجر به افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی شده است و از این‌رو تعدیل نوسانات اقتصادی را از مجرای کنترل مخارج دولت امکان‌پذیر می‌دانند.

---

1. Husain et al. (2008)
2. ElAnshasy and Bradley (2012)

ایزدخواستی (۱۳۹۷) در مطالعهٔ خود به تجزیه‌وتحلیل اثرات پویای درآمدهای نفتی بر رفتار دولت در تخصیص هزینه‌های مصرفی در ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و تکنیک‌های توابع عکس‌العمل تحریک[1] (IRF) و تحلیل تجزیه واریانس[2] (VD) برای دورهٔ ۱۳۴۰-۱۳۹۱ می‌پردازد. نتایج حاکی از اثر مثبت شوک درآمدهای نفتی در تخصیص هزینه‌های مصرفی دولت در کوتاه‌مدت بر مخارج اجتماعی، دفاعی و عمومی است. همچنین، بیشترین سهم شوک درآمدهای نفتی در تغییر مخارج اقتصادی است.

محمدی‌پور و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر شوک‌های پایه پولی و درآمدهای نفتی دولت بر اقتصاد ایران از طریق یک الگوی جامع نئوکینزی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که تکانهٔ درآمدهای ارزی نفتی با افزایش مخارج عمرانی و جاری دولت، طرف تقاضای اقتصاد را به‌صورت مقطعی منبسط نموده و تولید غیرنفتی را به میزان ۰/۸ درصد افزایش می‌دهد. از سویی، تأثیر وقوع شوک‌های نفتی را با تقویت اثر برون‌رانی، هم‌زمان با افزایش هزینه‌های عمرانی دولت و کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در اقتصاد ایران نشان می‌دهند.

۳ - ۲. مطالعات خارجی

حسین و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعهٔ خود با تجزیه‌وتحلیل توابع ضربه-واکنش[3] دریافتند که تغییرات قیمت نفت در درجهٔ اول از طریق تأثیر بر سیاست‌های مالی بر چرخهٔ اقتصادی صادرکنندگان نفت مؤثر است. علاوه بر این، نویسندگان بررسی کردند که آیا تغییرات قیمت نفت در جهان تأثیر مستقلی بر فعالیت اقتصادی دارد یا کانال مربوطه از طریق تأثیرگذاری بر سیاست‌های مالی بر فعالیت اقتصادی است. یافته‌های آن‌ها تصدیق می‌کند که سیاست‌های مالی در کشورهای صادرکنندهٔ نفت، مهم‌ترین مکانیسمی است که از طریق آن شوک‌های قیمت نفت به اقتصاد غیرنفتی منتقل می‌شود.

انشاسی و برادلی (۲۰۱۲) در مطالعهٔ خود با استخراج و تخمین نوعی مدل سیاست مالی که هزینه‌های دولت را نه‌تنها به شوک‌های قیمت نفت، بلکه به نوسانات قیمت نفت و چولگی تغییرات قیمت نفت مرتبط می‌کند، دریافتند که در بلندمدت، قیمت‌های بالاتر نفت باعث بزرگ‌تر شدن اندازهٔ دولت می‌شود. با این‌حال، در کوتاه‌مدت، هزینه‌های دولت نسبت به افزایش درآمدهای نفتی کمتر افزایش می‌یابد که بیانگر افزایش احتیاط در سیاست‌های مالی در کشورهای تولیدکنندهٔ نفت است. نتایج این پژوهش نشان داد که سیاست مالی مکانیسم اصلی انتشار این شوک‌ها به اقتصاد است.

کولوگنی و مانرا[4] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی شوک‌های نفتی برون‌زا، سیاست‌های مالی و تخصیص‌های مجددبخشی در کشورهای منتخب صادرکنندهٔ نفت می‌پردازند. آن‌ها اظهار می‌دارند که

1. Impulse Response Functions
2. Variance Decomposition Analysis
3. Impulse Responses
4. Cologni and Manera (2013)

مدیریت ناصحیح در به‌کارگیری درآمدهای نفتی موجب برهم زدن تعادل در بازارهای داخلی این کشورها می‌شود و همچنین بیان می‌کنند که در اثر افزایش درآمدهای نفتی، دولت‌ها مخارج خود را در زیرساخت‌ها گسترش می‌دهند، درنتیجه شوک‌های مثبت نفتی باعث کاهش سهم بخش خصوصی و کاهش سرمایه‌گذاری این بخش در اقتصاد می‌شود.

شرف‌الدین و برکت (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های قیمت نفت و تغییرات درآمدهای نفت و گاز بر کل تولید ناخالص داخلی غیرنفتی و سطح تنوع اقتصادی در کشور قطر با بهره‌گیری از دو رویکرد اقتصادسنجی خودرگرسیون بردار ساختاری[1] ($SVAR$) و NARDL می‌پردازند. آن‌ها می‌گویند که در کوتاه‌مدت، واکنش‌های تولید ناخالص داخلی واقعی کل و تولید ناخالص داخلی واقعی غیرنفتی به شوک‌های منفی بر قیمت‌های واقعی نفت و درآمدهای واقعی نفت و گاز بیشتر از تأثیر شوک‌های مثبت است که نشان‌دهندهٔ شواهدی برای وجود تأثیر نامتقارن شوک‌ها در کوتاه‌مدت است. همچنین یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که بخش غیرنفتی در بلندمدت در برابر شوک‌های منفی کاملاً مقاوم است، زیرا تأثیر شوک‌های منفی بر تولید ناخالص داخلی واقعی غیرنفتی ناچیز است.

گارسیا آلبان و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای چهارچوبی را برای برآورد اثرات سیاست‌های مالی برون‌زا و شوک‌های درآمد نفتی بر فعالیت‌های کلان اقتصادی کشورهای تولیدکنندهٔ نفت پیشنهاد می‌کنند. آن‌ها با استفاده از یک مدل خودرگرسیون بردار ساختاری[3] که با روش‌های بیزین[4] برآورد شده، اثرات تغییرات پیش‌بینی‌نشده در مالیات‌ها، مخارج مصرفی دولت، مخارج سرمایه‌گذاری دولت و درآمدهای نفتی را بر فعالیت اقتصادی کشور اکوادور بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شوک‌های درآمد نفتی بر سیاست مالی انبساطی و سایر متغیرهای مدل تأثیر می‌گذارد که آسیب‌پذیری اقتصاد را در برابر نوسانات درآمدهای نفتی نشان می‌دهد. همچنین محققین اظهار می‌دارند که شوک‌های درآمد نفتی مهم‌ترین نیروی محرکه برای حرکت تولید به بالا یا پایین‌تر از روند بوده است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

روش‌های استاندارد و مرسوم اقتصادسنجی تنها رویکردهای حوزهٔ زمانی را به‌جای حوزه‌های زمان و فرکانس در نظر می‌گیرند (مناگی و همکاران[5]، ۲۰۲۲)، در حالی‌که بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی ایستا نیستند و همین امر باعث می‌شود روش‌های سنتی در تحلیل آن‌ها بی‌تأثیر

1. Structural Vector Autoregressive
2. García-Alban et al. (2021)
3. Structural Vector Autoregressive
4. Bayesian Methods
5. Managi et al. (2022)

باشند. در مقابل، تجزیه‌وتحلیل موجک بر این چالش غلبه می‌کند، زیرا به فرض داده‌های ایستا نیاز ندارد (کسوری و همکاران[1]، ۲۰۲۲). از سویی، ازآنجایی‌که متغیرها ویژگی‌های مختلفی را در طول زمان و در فرکانس‌های متفاوت از خود به نمایش می‌گذارند (پورمحمدی و همکاران، ۱۴۰۱)، برخلاف تجزیه‌وتحلیل سری‌های زمانی و تحلیل طیفی[2] که به ترتیب تنها اطلاعات مربوط به حوزهٔ زمان و حوزهٔ فرکانس را ارائه می‌دهند، تحلیل موجک هم در حوزهٔ زمان و هم در حوزهٔ فرکانس اطلاعاتی را ارائه می‌دهد.

آنالیز موجک این ظرفیت را دارد تا با تفکیک سری‌های زمانی اصلی با توجه به حوزه‌های زمان و فرکانس، به‌طور هم‌زمان آن‌ها را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار دهد. این امر در بررسی روابط متغیرهای اقتصادی اهمیت حیاتی دارد، چراکه بسیاری از این متغیرها بسته به مقیاس‌های زمانی ناهمسان می‌توانند به‌طور متفاوتی عمل کرده و با هم تعامل داشته باشند (مگزینو و همکاران[3]، ۲۰۲۲).

با شروع از «موجک مادر»[4] $\psi(t)$ می‌توان پیش‌شرط لازم جهت تحقق تابع $\psi(t) \in L^2(\mathbb{R})$ را که به‌عنوان شرط مقبولیت[5] شناخته می‌شود، به‌صورت زیر ارائه کرد:

$$0 < C_\psi := \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|\Psi(\omega)|}{|\omega|} d\omega < \infty \qquad (۱)$$

که برای برقراری شرط مقبولیت می‌بایست رابطهٔ زیر برقرار باشد:

$$\Psi(0) = \int_{-\infty}^{\infty} \psi(t) dt = 0 \qquad (۲)$$

در روابط فوق $\Psi(\omega)$ تبدیل فوریه موجک و C_ψ ثابت مقبولیت است. اگیر-کانرارا و سوارز[6] (۲۰۱۴) اظهار می‌دارند که در رابطهٔ (۲) تابع ψ (با مقدار میانگین صفر) باید حول محور زمان (t) شبیه به یک موج کوچک در نوسان باشد که این موضوع انتخاب عنوان موجک را برای تابع ψ تصدیق می‌کند. تبدیل موجک گسسته[7] (DWT) و تبدیل موجک پیوسته[8] (CWT) دو نسخه از تبدیل‌های موجک است که موجک گسسته غالباً برای فشرده‌سازی داده‌ها و همچنین کاهش سیگنال‌های ناخواسته (نویز) به‌کار می‌رود، در حالی‌که موجک پیوسته برای استخراج ویژگی و

1. Kassouri et al. (2022)
2. Spectral Analysis
3. Magazzino et al. (2022)
4. Mother Wavelet
5. Admissibility Condition
6. Aguiar-Conraria and Soares (2014)
7. Discrete Wavelet Transforms
8. Continuous Wavelet Transforms

تشخیص همگونی[1] داده‌ها مفید است (لوه[2]، ۲۰۱۳). بارونیک و واچا[3] (۲۰۱۵) تبدیل موجک پیوسته $W_x(u,s)$ برای سری زمانی $x(t) \in L^2(\mathbb{R})$ با طرح‌ریزی موجک ویژه $\psi(.)$ را به‌صورت زیر نمایش می‌دهند:

$$W_x(u,s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{|s|}} \overline{\psi\left(\frac{t-u}{s}\right)} dt \qquad (۳)$$

در رابطهٔ (۳) s پارامتر اتساع[4] است که پهنای (عرض) موجک را تعیین می‌کند و u پارامتر انتقال[5] است که مکان قرارگیری آن را کنترل می‌کند. یکی از ویژگی‌های اساسی این تکنیک پتانسیل آن برای تجزیه و همچنین بازآفرینی یکپارچهٔ سری زمانی $x(t) \in L^2(\mathbb{R})$ است، به‌نحوی که:

$$x(t) = \frac{1}{C_\psi} \int_0^{\infty} \left[\int_{-\infty}^{\infty} W_x(u,s)\, \psi_{u,s}(t) du \right] \frac{ds}{s^2}, \qquad s > 0 \qquad (۴)$$

همدوسی (همبستگی) موجک[6] بخش‌های خاصی را در حوزهٔ زمان-فرکانس مشخص می‌کند که در آن تغییرات غیرمنتظره و عمده در الگوهای حرکتی سری‌های زمانیِ مشاهده‌شده پدیدار می‌شود (مناگی و همکاران، ۲۰۲۲). منگاکی[7] (۲۰۲۰) با معرفی همدوسی موجک به‌عنوان ضریب همبستگی موضعی بین سری‌ها در فضای زمان-فرکانس، آن را به‌صورت زیر نشان می‌دهد:

$$R^2(u,s) = \frac{\left| \mathcal{S}\left(s^{-1} W_{xy}(u,s)\right) \right|^2}{\mathcal{S}\left(s^{-1}|W_x(u,s)|^2 \mathcal{S}\left(s^{-1}\left|W_y(u,s)\right|^2\right)\right)} \qquad (۵)$$

که در آن $\mathcal{S}$ پارامتر هموارساز[8] را مشخص می‌کند. ضریب همبستگی موجک عددی بین صفر و یک خواهد بود. مقدار صفر نشان‌دهندهٔ عدم همبستگی است، در حالی‌که مقدار ۱ نشان‌دهندهٔ همبستگی کامل است.

1. Data Self-Similarity
2. Loh (2013)
3. Barunik and Vacha (2015)
4. Dilation Parameter
5. Translation Parameter
6. Wavelet Coherence
7. Menegaki (2020)
8. Smoothing Parameter

۴ – ۱. همدوسی موجک چندگانه

تکنیک همدوسی موجک می‌تواند بخش‌های خاصی در حوزهٔ زمان-فرکانس تعیین کند که در آن تغییرات غیرمنتظره و عمده در الگوهای حرکتی را که بین دو متغیر رخ می‌دهد نشان دهد. بنابراین، جهت تجزیه‌وتحلیل ارتباط هم‌زمان بیش از دو متغیر بهره‌برداری از این تکنیک امکان‌پذیر نیست. از این‌رو، در این پژوهش برای گسترش تحلیل از حالت دو متغیره به حالت چند متغیره از همدوسی موجک چندگانه (MWC) استفاده می‌شود. با استفاده از همدوسی موجک چندگانه، همبستگی کلیهٔ متغیرها با یکدیگر محاسبه می‌شود.

همدوسی موجک چندگانه روشی مشابه همبستگی‌های چندگانه را اجرا می‌کند که می‌توان از آن برای جست‌وجوی انسجام چندین متغیر مستقل در یک متغیر وابسته استفاده کرد. مربع همدوسی موجک چندگانه میان سری زمانی‌های y و سری‌های x_1 و x_2 را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$(RM)^2(y,x_2,x_1) = \frac{RM^2(y,x_1)+RM^2(y,x_2)-2Re[R(y,x_1).R(y,x_2)^*.R(x_2,x_1)^*]}{1-R^2(x_2,x_1)} \quad (۶)$$

معادلهٔ فوق مجذور همدوسی موجک را از طریق نسبت توان موجک متغیر وابستهٔ y که با دو سری زمانی مستقل x_1 و x_2 در یک دامنهٔ زمان- فرکانس معین قابل‌توضیح است فراهم می‌سازد (هشروبی و الویی، ۲۰۲۲).

۴ – ۲. همدوسی موجک جزئی

همدوسی موجک، همبستگی‌های متناوب را نشان می‌دهد و هنگام وجود یک همبستگی واقعی، تجزیه‌وتحلیل مهمی را ارائه می‌دهد، اما در موردی که اثری مداخله‌گر از متغیری متفاوت وجود دارد، انسجام موجک قادر به ارائهٔ همبستگی دقیق نیست. همبستگی موجک جزئی (PWC) تکنیکی شبیه به همبستگی جزئی است که به یافتن همبستگی کل خالص بین دو سری زمانی x و y کمک می‌کند. این روش اجازه می‌دهد تا انسجام موجک بین دو سری زمانی y و x_1 را پس از حذف تأثیر سری زمانی سوم x_2 شناسایی شود. بر این اساس، ضرایب انسجام موجک بین (y و x_1)، (y و x_2) و (x_1 و x_2) به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$R(y,x_1) = \frac{\varsigma[w(y,x_1)]}{\sqrt{\varsigma[w(y)].\varsigma[w(x_1)]}} R^2(y,x_1) = R(y,x_1).R(y,x_1)^* \quad (۷)$$

$$R(y,x_2) = \frac{\varsigma[w(y,x_2)]}{\sqrt{\varsigma[w(y)].\varsigma[w(x_2)]}} R^2(y,x_2) = R(y,x_2).R(y,x_2)^* \quad (۸)$$

$$R(x_2,x_1) = \frac{\varsigma[w(x_2,x_1)]}{\sqrt{\varsigma[w(x_2)].\varsigma[w(x_1)]}} R^2(x_2,x_1) = R(x_2,x_1).R(x_2,x_1)^* \quad (۹)$$

در روابط فوق، علامت * مربع مختلط و عملگر W تبدیل موجک پیوسته است. اگر این عملگر دارای مقدار یک و دو باشد، نشان‌دهندهٔ تبدیل موج متقاطع[1] است. همچنین برای عملگر ς رابطهٔ $\varsigma = SS^{-1}$ برقرار است که عملگر هموارساز بوده و باعث ایجاد تعادل بین وضوح (رزولوشن) و معنی‌داری می‌شود. بر اساس مفهوم همبستگی خطی ساده، مربع همبستگی موجک جزئی (پس از حذف اثرات سری زمانی x_2) را می‌توان با معادله‌ای مشابه مجذور همبستگی جزئی به‌صورت زیر به‌دست آورد:

$$(RP)^2(y,x_1,x_2) = \frac{|R(y,x_1) - R(y,x_2).R(y,x_1)^*|^2}{[1-R(y,x_2)]^2[1-R(x_2,x_1)]^2} \qquad (۱۰)$$

که در آن $(RP)^2$ مربع همدوسی موجک جزئی (PWC) و عددی بین صفر و یک است و می‌توان آن را به‌عنوان همبستگی جزئی مجذور بین سری $y(t)$ و $x_1(t)$ پس از کنترل اثر $x_2(t)$ در یک حوزهٔ زمان-فرکانس پذیرفت (هتروبی و الویی، ۲۰۲۲). از این‌رو برای دستیابی به هدف این پژوهش و برای درک همبستگی خالص بین متغیرها از این ابزار استفاده شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

۵ - ۱. معرفی متغیرها

متغیرهای موردبررسی در این پژوهش عبارتند از: مخارج دولتی (GEX)، تولید ناخالص داخلی غیرنفتی (NOGDP)، تراز تجاری (NX) و قیمت نفت (OP) که کلیهٔ آمار و اطلاعات متغیرهای سری زمانی مورداستفاده از سایت بانک مرکزی (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰)، به همراه سری زمانی قیمت سبد نفت خام اُپک برای بازهٔ زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۹ استخراج شده است.

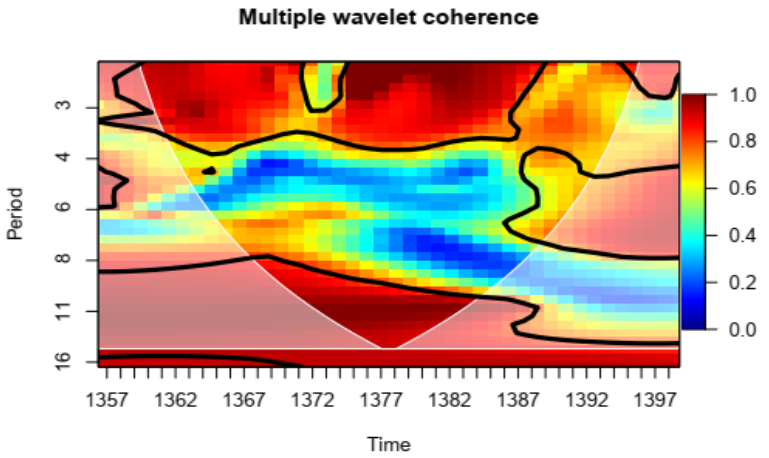
۵ - ۲. نتایج براساس تبدیل موجک

در این پژوهش برای ارزیابی کمی میزان همبستگی میان قیمت نفت و سایر متغیرها در مقیاس‌های زمانی مختلف از همدوسی موجک چندگانه و جزئی[2] استفاده می‌شود که نتایج آن در ادامه ارائه می‌شود. همدوسی موجک چندگانه، مناطقی را که متغیرها با یکدیگر همبستگی دارند در حوزهٔ زمان-فرکانس نشان می‌دهد و قادر به جست‌وجوی انسجام چند متغیر مستقل بر روی یک متغیر وابسته است. از طریق همدوسی چندگانه با مقایسهٔ ترکیبات مختلف متغیرهای مستقل، امکان یافتن ترکیبی که بهترین تناسب با متغیر وابسته را دارد نیز میسر می‌شود. در این نمودارها نواحی معناداری از طریق شبیه‌سازی مونت‌کارلو محاسبه شده است. رنگ قرمز (آبی) نواحی همبستگی و هم‌حرکتی بالا (پایین) بین متغیرها را نشان می‌دهد. فضای قابل‌تفسیر در نمودارها، توسط سهمی سفیدی احاطه شده و نواحی قابل‌اطمینان به لحاظ آماری با خطوط پررنگ مشکی مشخص شده‌اند. محور افقی

1. Cross-Wavelet Transform

۲. جهت رعایت اختصار، تحلیل‌های مربوط به طیف انرژی و همدوسی موجک دوگانه ارائه نشده است.

نشانگر بازهٔ زمانی، محور عمودی سمت چپ مقیاس یا فرکانس زمانی (برحسب سال) و محور عمودی سمت راست، نمایانگر ضریب همبستگی موجک جفت متغیرها است. در این پژوهش به تبعیت از اگیر-کانرارا و همکاران[1] (۲۰۱۸)، مقیاس صفرتا ۴ سال بیانگر دورهٔ کوتاه‌مدت، ۴ تا ۸ سال بیانگر دورهٔ میان‌مدت و بیشتر از ۸ سال برای تفسیر دورهٔ بلندمدت در نظر گرفته شده است. حرکت روی نمودار از سمت بالا به پایین، نشان‌دهندهٔ حرکت از افق‌های زمانی کوتاه‌مدت به میان‌مدت و بلندمدت است. همدوسی موجک چندگانه در شکل (۱) نمایش داده شده است.



شکل ۱: همدوسی موجک چندگانه ارتباط بین متغیرها

(منبع: یافته‌های پژوهش)

شکل (۱) انسجام بالایی را بین چهار متغیر در کلیهٔ دامنه‌های فرکانسی نشان می دهد. به‌طور ویژه در مقیاس کوتاه مدت (۱ تا ۴ سال) از ابتدای دورهٔ بررسی تا سال ۱۳۸۷ هم‌حرکتی و همبستگی شدیدی بین قیمت نفت، مخارج دولتی، تولید ناخالص داخلی غیرنفتی و تراز تجاری قابل‌مشاهده است. این نتایج نشان‌دهندهٔ حقیقت اقتصادی کشور مبنی بر وجود وابستگی شدید به دلارهای نفتی در ادوار گذشته است. در ابتدای این دوره پس از پیروزی انقلاب اسلامی و نیز با آغاز جنگ تحمیلی و همچنین برنامه‌های توسعهٔ اقتصادی، درآمدهای حاصل از صادرات نفت در تأمین مالی اقتصاد کشور سهم عمده‌ای داشته است. در طی برنامه‌های توسعهٔ اقتصادی همواره سیاست‌گذاران بر کاهش وابستگی اقتصاد کشور به نفت در این برنامه‌ها تأکید داشته‌اند. اما با افزایش قیمت نفت طی این سال‌ها این سهم همیشه افزایش‌یافته است که می‌تواند همبستگی شدید این دوره را توجیه نماید. در این بازهٔ زمانی ،ارتباطی قوی و پایدار در فرکانس بلندمدت (بیشتر از ۸ سال) نشان داده شده که ضریب همبستگی بیش از ۰/۸ است. این در حالی است که طی این دوره در مقیاس میان‌مدت این ارتباط بین متغیرها مشاهده نمی‌شود، اما از سال ۱۳۸۸ تا انتهای دورهٔ بررسی این ارتباط در مقیاس

1. Aguiar-Conraria et al. (2018)

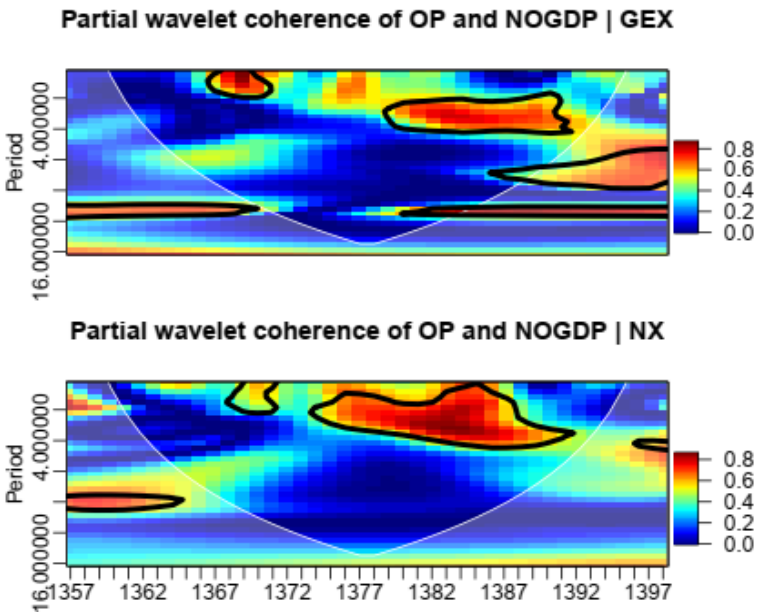
میان‌مدت (۴ تا ۸ سال) وجود دارد، اما در مقیاس‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت دیده نمی‌شود. در این دوره تأسیس صندوق توسعهٔ ملی به‌منظور بهره‌برداری مناسب از درآمدهای نفتی در سال ۱۳۹۰ می‌تواند در کاهش ضرایب همبستگی اثرگذار باشد. از سویی دیگر، به دلیل تشدید تحریم‌های اعمال‌شدهٔ بین‌المللی از سال ۱۳۸۷ و همچنین هم‌زمان با تشدید و اعمال تحریم خرید نفت ایران و تحریم‌های بانکی از زمستان ۱۳۹۰ (خسروسرشکی و کیخا، ۱۴۰۱) و به‌تبع آن کاهش محسوس درآمدهای نفتی طی این سال‌ها، کاهش همبستگی متغیرها با نوسانات قیمت نفت در این مقیاس‌های مشخص قابل‌مشاهده است.

همدوسی چندگانه میان متغیرها نشان می‌دهد که همواره ارتباط بین متغیرها در طول زمان و مقیاس‌های متفاوت با ضرایب مختلف وجود دارد. درحقیقت، همدوسی چندگانه، هم‌بستگی‌های متناوب بین سری‌های زمانی را نشان می‌دهد و از این‌رو تصویر مهمی از میزان و نحوهٔ ارتباط بین متغیرها ارائه می‌دهد، اما در موردی که یک اثر مداخله‌گر از یک متغیر متفاوت وجود دارد، انسجام موجک قادر به ارائهٔ همبستگی دقیقی نیست. لذا، جهت تفکیک و تشخیص اثرگذاری و همبستگی خالص بین متغیرها با حذف تأثیر سایر متغیرها در ادامه از همدوسی موجک جزئی استفاده‌شده است.

۵ – ۲ – ۱. نتایج همدوسی موجک جزئی

همان‌طور که در بخش روش پژوهش به آن اشاره شد، در این تحقیق، برای تجزیه‌وتحلیل پویایی‌های قیمت نفت و بررسی سیاست مالی به‌عنوان مکانیسم انتشار آن از ابزار موجک گسترش‌یافتهٔ انسجام موجک جزئی استفاده می‌کنیم. همبستگی موجک جزئی این امکان را فراهم می‌کند تا تعامل با سایر متغیرهای کنترلی در مدل را هنگام ارزیابی ارتباط بین دو سری زمانی محاسبه کنیم. درواقع انسجام موجک جزئی، تعمیم ساده‌ای از مفاهیم متناظر انسجام جزئی چندگانه (فوریه) به صفحهٔ زمان-فرکانس است (مگزینو و همکاران، ۲۰۲۲). همبستگی موجک جزئی، تکنیکی شبیه به همبستگی جزئی خطی است که به یافتن همبستگی کلی موجکی حاصل بین دو سری زمانی x_1 و y پس از حذف تأثیر سری زمانی x_2 کمک می‌کند. به‌طور مشابه، در کاربردهای موجک، یک همدوسی موجکی جزئی با حذف اثرات سری زمانی x_2 بر همبستگی موجکی بین سری‌های x_1 و y می‌تواند به درک بهتر ارتباط میان دو متغیر در فضای زمان-فرکانس کمک کند؛ چراکه اگر همبستگی (انسجام) به متغیر سوم وابسته باشد، ممکن است گمراه‌کننده باشد (هثروبی و الویی، ۲۰۲۲). لذا در ادامه جهت کشف همبستگی خالص بین پویایی‌های قیمت نفت و متغیرهای پژوهش و به‌خصوص درک جایگاه کانال سیاست مالی در انتقال نوسانات قیمت نفت، همبستگی موجک جزئی بین متغیرها با حذف اثرات هرکدام از متغیرهای دیگر در شکل‌های (۲) تا (۴) ارائه می‌شود.

در شکل (۲) تحلیل ارتباط پویای میان رشد قیمت نفت و ادوار تجاری بدون نفت با ثابت نگه‌داشتن متغیرهای سیاست مالی (نمودار بالا) و تراز تجاری (نمودار پایین) با استفاده از فضای همبستگی موجک جزئی به تصویر کشیده شده است.



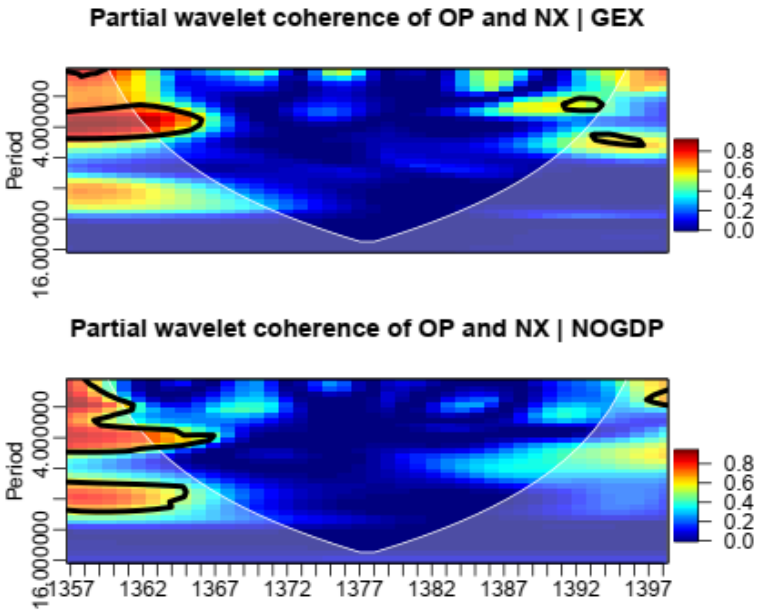
شکل ۲: فضای همدوسی موجک جزئی بین قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی غیرنفتی

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در افق کوتاه‌مدت با ثابت نگه‌داشتن تأثیر نوسان سیاست مالی، زوج متغیر قیمت نفت و ادوار تجاری طی سال‌های ۱۳۶۷ لغایت ۱۳۷۱ و همچنین ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۱ در محدودهٔ معنی‌داری قرار دارد و در سایر نواحی همبستگی موجک جزئی ضعیف بوده است. در سال ۱۳۶۹ ضریب همبستگی موجک جزئی مقدار تقریبی ۰/۸ را نشان می‌دهد که نشان‌دهندهٔ هم‌حرکتی شدید بین متغیرها است. در مقیاس زمانی میان‌مدت تا سال ۱۳۸۷ با حذف نوسانات سیاست مالی ارتباط معنی‌داری بین زوج‌های قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی بدون نفت مشاهده نمی‌شود، اما در مقیاس ۶ تا ۸ سال از سال ۱۳۸۸ ضریب همبستگی جزئی مقدار تقریبی ۰/۶ را نشان می‌دهند که تا پایان دوره در این فرکانس این ارتباط حفظ می‌شود. در مقیاس بیش از ۸ سال، به‌جز سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۰ همبستگی معنی‌دار و پایداری بین متغیرها وجود دارد که در این افق زمانی نشان‌دهندهٔ ارتباط مستقل از سیاست مالی است.

همبستگی موجک جزئی بین رشد قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی بدون نفت با حذف اثرات تراز تجاری در تصویر دوم شکل (۲) نشان از همبستگی ضعیف جفت متغیر تا سال ۱۳۷۴ دارد. در این بازه صرفاً طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۳ در مقیاس ۸ سال، هم‌حرکتی مستقل از نوسان تراز تجاری دیده می‌شود. این در حالی است که همبستگی موجک جزئی بین زوج‌های رشد قیمت نفت و ادوار تجاری بدون نفت از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۱ در افق زمانی کوتاه‌مدت وجود دارد که نشان‌دهندهٔ

ارتباط کمتر نوسان‌های قیمت نفت با تولید ناخالص داخلی بدون نفت، در صورت حذف اثرات مربوط به نوسان تراز تجاری در سال‌های اخیر است.



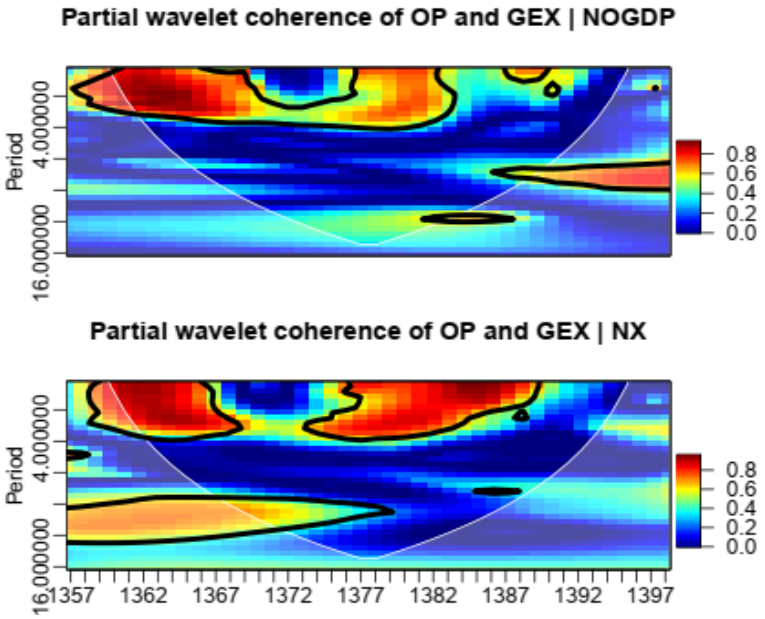
شکل ۳: فضای همدوسی موجک جزئی بین قیمت نفت و تراز تجاری

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در شکل (۳) همدوسی موجک جزئی بین قیمت نفت و تراز تجاری با حذف تأثیر سیاست مالی (تصویر بالا) و نیز با حذف تأثیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت (تصویر پایین) به نمایش گذاشته شده است. همان‌طور که در نمودار مشخص است ارتباط بین زوج‌های قیمت نفت و تراز تجاری با ثابت نگه‌داشتن مخارج دولت در تمامی افق‌های زمانی در طول دورهٔ بررسی محدود است. این ارتباط تنها طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۶ در مقیاس ۴ سال و ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ قابل‌ملاحظه است. در ناحیهٔ اول ضریب همبستگی جزئی موجکی مقدار تقریبی ۰/۸ و در ناحیهٔ دوم مقداری کمتر (نزدیک به ۰/۶) را نشان می‌دهد. این موضوع بیانگر این است که نوسانات زوج‌های قیمت نفت و تراز تجاری در این بازهٔ زمانی، فارق از نوسان مخارج دولت است.

ارتباط زوج‌های رشد قیمت نفت و تراز تجاری با حذف تأثیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت گسترده‌تر از حالت قبل است. فضای همبستگی موجک جزئی بین رشد قیمت نفت و تراز تجاری از ابتدای دوره تا ۱۳۶۷ بیشترین هم‌حرکتی بین آن‌ها را در مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. در این محدوده با حذف اثرات تولید ناخالص داخلی بدون نفت همبستگی موجک جزئی بین متغیرهای موردنظر شدید است. این ناحیه معنی‌داری طی این دوره زمانی در مقیاس ۸ سال تکرار می‌شود که

صرفاً در این سال‌ها هم‌حرکتی بین قیمت نفت و تراز تجاری از نوسانات در تولید ناخالص غیرنفتی مستقل بوده و در سایر نواحی این ارتباط وجود ندارد.



شکل ۴: فضای همدوسی موجک جزئی بین رشد قیمت نفت و مخارج دولت

(منبع: یافته‌های پژوهش)

تحلیل ارتباط پویای بین رشد قیمت نفت و مخارج دولت پس از حذف تأثیر سایر متغیرهای موجود در مدل با استفاده از فضای همدوسی موجک جزئی میان آن‌ها در شکل (۴) نشان داده شده است. در این شکل هم‌حرکتی بین جفت متغیر هدف با ثابت نگه‌داشتن اثرات تولید ناخالص داخلی غیرنفتی در تصویر اول ارائه شده؛ در این شکل بیشترین همبستگی جزئی موجکی بین زوج متغیر پس از حذف متغیر سوم در ناحیهٔ کوتاه‌مدت اتفاق افتاده است. در این افق زمانی طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۷۱ همبستگی موجک شدیدی بین رشد قیمت نفت و مخارج دولت دیده می‌شود، به‌نحوی که ضریب همبستگی در این نواحی معنی‌داری، بیش از ۰/۸ است. این هم‌حرکتی طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۳ و ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۰ نیز در این مقیاس دیده می‌شود، اما در این نواحی ضریب همبستگی مقدار کمتری را نشان می‌دهد. در مقیاس ۸ سال از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان دورهٔ موردبررسی، هم‌حرکتی زوج‌های رشد قیمت نفت و سیاست مالی بدون اثر متغیر سوم پایدار است که نشان‌دهندهٔ مستقل بودن ارتباط دو متغیر طی این سال‌ها است.

تصویر دوم در شکل فوق مربوط به همدوسی جزئی موجک بین قیمت نفت و سیاست مالی باثابت نگه‌داشتن اثرات متغیر تراز تجاری است. بر اساس شکل (۴) همبستگی بین دو متغیر در همهٔ مقیاس‌های زمانی اتفاق افتاده که بیانگر وجود هم‌حرکتی بین رشد قیمت نفت و سیاست مالی مستقل از اثرات تراز تجاری است. در افق زمانی کوتاه‌مدت، همبستگی موجک جزئی دو ناحیه معنی‌داری را

نشان می‌دهد. طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۹ پس از حذف تأثیر تراز تجاری، ضریب همبستگی زوج‌های رشد قیمت نفت و سیاست مالی مقداری تقریبی ۰/۷ دارد. ناحیه بعدی معنی‌داری در فرکانس‌های بیش از ۸ سال (بلندمدت) اتفاق افتاده است. در این افق زمانی، همبستگی جزئی موجک زوج‌متغیرها از ابتدای دورهٔ بررسی تا سال ۱۳۷۷ با ضریب همبستگی نزدیک به ۰/۶ مشاهده می‌شود و در سایر بازه‌های زمانی این ارتباط وجود ندارد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به بررسی ارتباط بین پویایی‌های قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی با تأکید بر نقش سیاست مالی در ایران از طریق تحلیل هم‌حرکتی متغیرها در فضای زمان-فرکانس و رویکرد نوین همدوسی موجک چندگانه و جزئی پرداخته شد. نتایج همدوسی موجک چندگانه نشان‌دهندهٔ حرکت مشترک میان متغیر رشد قیمت نفت و سایر متغیرهای مدل در مقیاس زمانی گوناگون بود، به‌نحوی که این هم‌حرکتی در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشترین شدت را نشان دادند. همچنین نتایج همبستگی موجک جزئی بین متغیرهای قیمت نفت و تولید غیرنفتی و نیز مخارج دولت نشان داد که با حذف اثرات سایر متغیرها، حرکت مشترک بین جفت‌متغیر در کلیهٔ افق‌های زمانی همچنان قابل‌مشاهده است. درحالی که درخصوص تراز تجاری این ارتباط خالص با رشد قیمت نفت مشاهده نشد.

درمجموع براساس نتایج همبستگی موجک جزئی می‌توان نشان داد که کانال‌های اصلی انتقال نوسانات قیمت نفت در این دوره سیاست مالی و رشد تولید هستند که این نتایج هم‌جهت با مطالعات حسین و همکاران (۲۰۰۸) و ال انشاسی (۲۰۰۸) است که نشان داده‌اند سیاست‌های مالی، مکانیسم اصلی انتشار شوک‌های قیمت نفت به اقتصاد است.

بنابراین، کاهش همبستگی قیمت نفت با حذف اثرات سیاست مالی و ادوار تجاری نشان‌دهندهٔ اهمیت کانال سیاست مالی و تولید ناخالص داخلی در انتقال نوسانات قیمت نفت است. از این‌رو پیشنهاد می‌شود در اتخاذ سیاست‌های مالی و نحوهٔ سرازیر شدن منابع مالی نفت به اقتصاد از طریق این کانال‌ها نهایت دقت صورت پذیرد؛ چراکه اتخاذ سیاست‌های نادرست با توجه به درآمدهای حاصل از این مسیر، اثر سوء نوسانات قیمت نفت را بر متغیرهای کلان اقتصادی تشدید خواهد کرد.

References

Aguiar-Conraria, L., & Soares, M. J. (2014). The continuous wavelet transforms: Moving beyond uni-and bivariate analysis. *Journal of Economic Surveys, 28*(2), 344-375. https://doi.org/10.1111/joes.12012.

Aguiar-Conraria, L., Martins, M. M., & Soares, M. J. (2018). Estimating the Taylor rule in the time-frequency domain. *Journal of Macroeconomics, 57*, 122-137. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.05.008.

Aleksandrova, S. (2016). Impact of oil prices on oil exporting countries in the caucasus and Central Asia. *Economic Alternatives, 4*, 447-460.

Auty, R. M. (Ed.). (2001). *Resource abundance and economic development*. Oxford University Press.

Barlet, M., & Crusson, L. (2009). How Have Changes in the Price of Oil Impacted French Economic Growth?. *Economie prevision*, (2), 23-41. https://doi.org/10.3917/ecop.188.0023.

Barunik, J., & Vacha, L. (2015). Realized wavelet-based estimation of integrated variance and jumps in the presence of noise. *Quantitative Finance*, 15(8): 1347-1364. https://doi.org/10.1080/14697688.2015.1032550.

Baumeister, C., & Kilian, L. (2016). Forty years of oil price fluctuations: Why the price of oil may still surprise us. *Journal of Economic Perspectives, 30*(1), 139-160. doi: 10.1257/jep.30.1.139.

Charfeddine, L., & Barkat, K. (2020). Short-and long-run asymmetric effect of oil prices and oil and gas revenues on the real GDP and economic diversification in oil-dependent economy. *Energy Economics*, 86, 104680. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104680.

Cologni, A., & Manera, M. (2013). Exogenous oil shocks, fiscal policies and sector reallocations in oil producing countries. *Energy economics*, *35*, 42-57. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.11.020.

El Anshasy, A. A. & Bradley, M. D. (2012). Oil prices and the fiscal policy response in oil-exporting countries. *Journal of policy modeling*, *34*(5), 605-620. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2011.08.021.

Emami, K., & Adibpour, M. (2012). Oil income shocks and economic growth in Iran. *Economic Modelling*, *29*(5), 1774-1779. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.05.035. [In Persian]

Frankel, J. A. (2010). The natural resource curse: a survey. *National Bureau of Economic Research*. No. 15836.

Galadima, M. D., & Aminu, A. W. (2019). Shocks effects of macroeconomic variables on natural gas consumption in Nigeria: Structural VAR with sign restrictions. *Energy policy*, 125, 135-144. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.10.021.

García-Albán, F., González-Astudillo, M., & Vera-Avellán, C. (2021). Good policy or good luck? Analyzing the effects of fiscal policy and oil revenue shocks in Ecuador. *Energy Economics*, 100, 105321. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105321.

Hamilton, J. (2011). Historical oil shocks. University of California. San Diego *Working Paper*.

Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock?. *Journal of econometrics*, *113*(2), 363-398. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00207-5.

Hamilton, J. D. (2016). Macroeconomic regimes and regime shifts. Handbook of macroeconomics, *2*, 163-201. https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.03.004.

Hathroubi, S., & Aloui, C. (2022). Oil price dynamics and fiscal policy cyclicality in Saudi Arabia: New evidence from partial and multiple wavelet coherences. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 85, 149-160. https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.12.002. [In Persian]

Husain, A. M., Tazhibayeva, K., & Ter-Martirosyan, A. (2008). Fiscal policy and economic cycles in oil-exporting countries. *IMF Working Paper*. No. 08/253.

Izadkhasti, H. (2018). Dynamic Effects of Oil Revenues on the Government Behavior in the Allocation of Consumption Expenditure on Public and Defense Affairs. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *6*(21), 140-160. [In Persian]

Jiménez-Rodríguez, R., & Sánchez, M. (2005). Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied economics*, *37*(2), 201-228. https://doi.org/10.1080/0003684042000281561.

Kassouri, Y., Bilgili, F., & Kuşkaya, S. (2022). A wavelet-based model of world oil shocks interaction with CO2 emissions in the US. *Environmental Science & Policy*, *127*, 280-292. https://doi.org/10.1016/j.envsci.2021.10.020.

Khosrosereshki, M., keikha, A. (2022). The Effects of Sanctions and Oil Revenues on Exchange Rate Pass-Through. *The Economic Research*. *22*(4), 119-142. [In Persian]

Loh, L. (2013). Co-movement of Asia-Pacific with European and US stock market returns: A cross-time-frequency analysis. *Research in International Business and Finance*, *29*, 1-13. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2013.01.001.

Magazzino, C., Forte, F., & Giolli, L. (2022). On the Italian public accounts' sustainability: A wavelet approach. *International Journal of Finance & Economics*, *27*(1), 943-952. https://doi.org/10.1002/ijfe.2184.

Managi, S., Yousfi, M., Zaied, Y. B., Mabrouk, N. B., & Lahouel, B. B. (2022). Oil price, US stock market and the US business conditions in the era of COVID-19 pandemic outbreak. *Economic Analysis and Policy*, *73*, 129-139. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.11.008.

Matin, S., Ahmadi Shadmehri, M. T., & falahi, M. A. (2015). An Investigation of the Asymmetric Effects of Oil Price Fluctuations on the Composition of the Government's Expenditures in Iran (The application of Mork and Hamilton Definitions). *Monetary & Financial Economics*, *22*(10), 22-58. [In Persian] https://doi.org/10.22051/ieda.2021.13740.1261.

Menegaki, A. (2020). A Guide to Econometric Methods for the Energy-Growth Nexus. Academic Press.

Mohammadi, H., & Baratzadeh, A. (2013). The Effect of Oil Revenue Shocks on Government Expenditure and Liquidity in Iran Economy. *Iranian Energy Economics*, *2*(7), 129-145. [In Persian]

Mohammadipour, A., salmanpour znouz, A., & Fakhrhosseini, S. F. (2020). The Effect of Shocks in Monetary Base and Government Oil Revenues on the Iranian Economy Using Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Economic Growth and Development Research*. *10*(39), 93-112. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1399.10.39.5.2. [In Persian]

Moisé, G. M. (2020). Corruption in the oil sector: a systematic review and critique of the literature. *The Extractive Industries and Society*, 7(1), 217-236. https://doi.org/10.1016/j.exis.2020.01.002.

Nasir, M. A., Al-Emadi, A. A., Shahbaz, M., & Hammoudeh, S. (2019). Importance of oil shocks and the GCC macroeconomy: A structural VAR analysis. *Resources Policy*, *61*, 166-179.

Pourmohammadi, A., tabatabaienasab, Z., Abtahi, Y., Dehqantafti M. A. (2022). Dynamics of Causality Relationships between Fiscal Policy Components: New Evidence from Wavelet Approach. *The Economic Research*, *22*(3), 103-128. [In Persian]

Shangle, A., & Solaymani, S. (2020). Responses of monetary policies to oil price changes in Malaysia. *Energy*, *200*, 117553. https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.117553.

Shehabi, M. (2022). Modeling long-term impacts of the COVID-19 pandemic and oil price declines on Gulf oil economies. *Economic Modelling*, *112*, 105849. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105849.

Sreenu, N. (2022). Impact of crude oil price uncertainty on indian stock market returns: Evidence from oil price volatility index. *Energy Strategy Reviews*, *44*, 101002. https://doi.org/10.1016/j.esr.2022.101002.

Sun, J., Ren, X., Sun, X., & Zhu, J. (2022). The influence of oil price uncertainty on corporate debt risk: Evidence from China. *Energy Reports*, *8*, 14554-14567. https://doi.org/10.1016/j.egyr.2022.10.446.

Tavakoli, S., hoshmand, M., salimifar, M., & ghorji, E. (2017). Study the Impact of Fiscal Policy as a Transmission Mechanism of Oil Shocks on Iranian Economy Using a Structural Vector Autoregressive Model. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *6*(22), 77-98. https://doi.org/10.22084/aes.2017.12127.2312. [In Persian]

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 1-26

Fiscal Policy and Transmission Mechanism of Oil Price Dynamics in Iran Evidence from Multiple and Partial Wavelet Analysis

Ahmad Pourmohammadi[1]

Zohreh TabatabaieNasab[2]

Seyed Yahya Abtahi[3]

Mohammad Ali Dehqan Tafti[4]

Received: 2023/04/29 Accepted: 2023/06/19

Introduction

Despite the increasing debate around the role of alternative renewable sources of energy such as solar and nuclear power, oil still has a central role for a vast portion of the world's countries. Therefore, oil price is one of the key prices in the international economy, and its effects and mechanisms on macroeconomic variables has been an important topic of economic research. In oil-exporting countries, oil price fluctuations have implications for all macroeconomic and prudential policies but due to the government ownership of natural resources, fiscal policy is especially important and can be a main mechanism for transferring these fluctuations to the economy. In this regard, this study aims to analyze the complex relationships and dynamic co-movements between international oil price movements and macroeconomic variables, emphasizing the role of fiscal policy in a time-frequency approach in the years 1978-2020. For this purpose, we implement two novel wavelet analysis techniques, namely, multiple wavelet coherence (MWC) and partial wavelet coherence (PWC), which are used to explore the real relationship between variables. The use of the wavelet tool is superior to traditional tools because it allows the analyst to determine how the series interact at different frequencies and how they evolve over time. To the best of our knowledge, the current is the first paper to implement the wavelet framework to analyze the effects of oil price dynamics on macroeconomic variables in Iran. Therefore, this study makes a modest contribution to the empirical literature by unveiling the main transmission mechanism of oil prices at different time horizons.

Methodology

The econometrics techniques that have been previously used are focused on time domain analysis. This analysis may return incomplete and ambiguous information

1. Ph.D. Candidate, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran Email: ahmad_p.m@yahoo.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran (Corresponding Author), Email: tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Email: abtahi@ iauyazd.ac.ir
4. Assistant Professor at Economics, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Email: dehghantafti@iauyazd.ac.ir

on the relationship between economic variables. Therefore, this study is focused on time and frequency domain analysis using the wavelet transformation approach that has been left out for the relationship dynamics among these variables.

The origin of wavelets can be traced back to Fourier analysis, which is the foundation of modern time-frequency analysis. Fourier transform, examine the periodicity of phenomena by assuming that they are stationary in time. But most economic and financial time series exhibit quite complicated patterns over time. The wavelet transform approach was introduced to overcome the limitations of the Fourier transform. In fact, if the frequency components are not stationary traditional spectral tools may miss such frequency components. The wavelet analyses do not follow the initial checks to observe if the series have unit root or not. The superior feature of the wavelet analysis is related to its flexibility in monitoring several non-stationary signals.

Wavelet Analysis is a method that allows simultaneous decomposition of original time series according to both time and frequency domains. This is very important for economics and finance, as many of the variables in this field can operate and interact differently on dissimilar time scales. So, in this paper, we used two innovative wavelet approaches to study and compare the interdependence between oil prices, non-oil GDP, public expenditure, and trade balance. This approach implements the estimation of the spectral features of time series as a function of time, displaying how the various periodic components of time series vary through time. To check the relevance of the coherence of multiple independents on a dependent one, we use multiple wavelet coherence (MWC), a similar method to the multiple correlations. The partial correlation is one of the tools that can be used in a simple correlation concept. In the wavelet, the researchers can attain this using partial wavelet coherence (PWC). This approach is able to identify the partial wavelet coherence between the two-time series y and x_1 after eliminating the influence of the third time series x_2. Hence, we use partial wavelet coherence to identify the wavelet coherence between oil prices and government expenditure when canceling out the effect of non-oil GDP and trade balance.

Results and Discussion

The results of the wavelet analysis show that there is a strong coherence between oil prices and the macroeconomic variables at different frequencies. multiple wavelet coherence, shows a high coherency between the four variables in the short-run (1-4 years) and in the long-run horizons (8-16 years). In fact, multiple wavelet coherence between variables shows that there is always a relationship between variables over time and different scales with different coefficients.

Partial wavelet coherence between oil and non-oil GDP has been significant by removing the effects of government expenditure in the short term during the years 1988 to 1992 and also 2000 to 2012. In the scale of 6 to 8 years from 2010, the partial coherence shows an approximate value of 0.6, which is maintained at this frequency until the end of the period. This issue shows the greater correlation

between oil price fluctuations and non-oil GDP by removing the effects of fiscal policy fluctuations in these years. Also, by removing the effects of the trade balance, there is a partial wavelet coherence between the pairs of oil price and non-oil GDP from 1996 to 2012 in the short-term time horizon.

The partial wavelet coherence between oil price and trade balance by removing the effect of fiscal policy and also by removing the effect of non-oil GDP indicates a limited relationship between the pair of oil price and trade balance by removing the effects of other two variables during the study period. In both cases, the relationship between the two variables is limited to the early years of the study period, and there is no independent relationship in other areas.

The results of the partial wavelet coherence between oil price and government expenditure showed that by removing the effect of non-oil GDP, the highest correlation of the variable occurred in the short-term and medium-term region. In the short-term time horizon, during the years 1979 to 1992, a strong wavelet coherence can be seen between the oil prices and government expenditure, which was repeated during the years 2010 to 2011. Also, by keeping the variable effects of the trade balance constant until the end of the 80s, there is a co-movement between oil price and government expenditure independent of the effects of the trade balance. This net correlation between the two variables well indicates the role of fiscal policy in the transmission of oil price fluctuations in multiple time scales.

Conclusion

The most important effective factor in increasing oil price fluctuations is the unforeseen and increasing risks related to oil and its related industries. Since the world has seen rapid and successive developments in recent years (including the spread of disease, war, etc.), severe fluctuations have been observed in the global oil markets during these years. Therefore, in a fluctuating environment, oil prices have forced governments and policymakers to formulate policies to deal with the uncertainty of oil prices. To implement such policies, it will be useful to examine the relationship between oil price dynamics and its transmission mechanisms in the economy. In this regard, the present article analyzes the relationship between oil price dynamics and macroeconomic variables, emphasizing the role of fiscal policy in Iran through time-frequency analysis and the new approach of multiple and partial wavelet coherence.

The results of multiple wavelet coherence show the co-movement between oil price and other variables of the model in different time scales. In such a way that this co-movement shows the greatest intensity in short and long-time horizons. Also, the partial wavelet correlation results between the variables of oil price and non-oil GDP as well as government expenditures showed that by removing the effects of other variables, the co-movement between the pair of variables can still be observed in all time horizons. While regarding the trade balance, this net relationship with oil price was not observed.

In general, based on the partial wavelet coherence results, it can be shown that fiscal policy and economic growth are the main channels of oil price fluctuations transmission in this period, which are in line with the studies of Hossein et al. (2008) and El Anshasi (2008) who showed that Fiscal policies are the main propagation mechanism that transmits the oil price shocks to the economy.

Therefore, the reduction of oil price correlation by removing the effects of fiscal policy and business cycles shows the importance of the channel of fiscal policy and GDP in the transmission of oil price fluctuations. Therefore, it is recommended that the policymakers who adjust various economic stabilization schemes for greater stability, while paying attention to the main channels of oil financial resources flowing into the economy, should consider different frequency bands as well.

Keywords: Oil Price Dynamics, Fiscal Policy, Macroeconomic Variables, Partial Wavelet Coherence
JEL Classification: C32, H3, Q38

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۲۷-۵۸

تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رد پای اکولوژیکی در کشورهای صادرکنندۀ نفت[۱]

فاطمه آریان‌فر[۲]
زهرا (میلا) علمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۳/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۴/۱۲

چکیده

رشد چشمگیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) جنبه‌های مختلف زندگی ازجمله محیط زیست را تحت تأثیر قرار داده است. با توجه به اهمیت کیفیت محیط زیست و درهم‌آمیختگی زندگی بشر با فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، این مطالعه به بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات، شاخص پیچیدگی اقتصادی، تولید ناخالص داخلی سرانه، توسعۀ مالی، صادرات و رشد جمعیت بر رد پای اکولوژیکی سرانه (EF) به‌عنوان شاخصی جامع‌تر برای کیفیت محیط زیست نسبت به CO2 در کشورهای منتخب صادرکنندۀ نفت طی دورۀ ۲۰۰۶-۲۰۲۰ می‌پردازد. نتایج برآورد با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نشانگر وجود رابطه U معکوس بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و رد پای اکولوژیکی سرانه است. همچنین، نتایج حاکی از رابطۀ مثبت و معنی‌دار بین تولید ناخالص داخلی سرانه، توسعۀ مالی و رشد جمعیت با رد پای اکولوژیکی است. طبق بررسی شاخص پیچیدگی اقتصادی و صادرات کالاها و خدمات با رد پای اکولوژیکی رابطۀ منفی و معنی‌دار داشته است.

واژگان کلیدی: فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، رد پای اکولوژیکی سرانه، تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص پیچیدگی اقتصادی، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته
طبقه‌بندی JEL: C23, O32, Q43, Q51

---

۱. مقالۀ حاضر از پایان‌نامۀ کارشناسی ارشد نویسندۀ اول به راهنمایی دکتر زهرا (میلا) علمی استخراج شده است.

۲. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشکدۀ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
fatemeh.s.arianfar@gmail.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدۀ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. (نویسنده مسئول)
z.elmi@umz.ac.ir

۱. مقدمه

پایداری اقتصادی از طریق فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) موضوعی پیچیده است که بحث‌های جالبی را در میان محققان ایجاد می‌کند. اهمیت فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار مشخص است. با توجه به مسیر رشد اقتصادی که کشورهای سراسر جهان به آن دست یافته‌اند، نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌عنوان نوآوری‌ای توانمندساز شناخته می‌شود. استفادهٔ مؤثر از این فناوری، پایه‌های اقتصادهای درحال توسعه را برای تقلید از دانش و اطلاعات، بهبود اتصال در سراسر جهان ـکه رقابت‌پذیری آن‌ها را از طریق سرریزهای فناوری افزایش می‌دهدـ تعیین می‌کند (سینها و همکاران[1]، ۲۰۲۰). اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر محیط زیست یکی از موضوعات پیچیده و چندوجهی است که می‌تواند هم اثر مثبت و هم اثر منفی بر پایداری محیط زیست داشته باشد. درواقع این فناوری همانند چاقویی دولبه است. از یک‌سو به‌کارگیری تجهیزات ICT موجب کاهش نیاز به منابع زیست‌محیطی و همچنین کاهش خسارت به محیط زیست می‌شود. از سوی دیگر، تجهیزات فناوری اطلاعاتی و ارتباطی مانند کامپیوتر، معمولاً از مواد زیان‌آور شیمیایی ساخته می‌شود که می‌تواند آثار مخربی بر محیط زیست داشته باشد. بر این اساس، این تحقیق تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات را بر تخریب یا عدم تخریب محیط زیست کشورهای منتخب صادرکنندهٔ نفت اوپک و اوپک پلاس بررسی می‌کند.

هدف نهایی توسعهٔ پایدار بهبود رفاه انسان و همچنین جلوگیری از بدتر شدن کیفیت محیطی و بهره‌برداری بی‌رویه از منابع طبیعی است (دا سیلوا و همکاران[2]، ۲۰۲۰). با وجود این، علی‌رغم سهم غیرقابل‌انکار رفاه اکولوژیکی به‌عنوان بخش حیاتی از رفاه انسان، چالش‌های زیست‌محیطی با تقاضای انسان برای استانداردهای زندگی بالاتر تشدید شده است (لی و همکاران[3]،۲۰۲۲؛ آبید و همکاران[4]،۲۰۲۰). بنابراین، در کشورهای درحال توسعه که عملکرد زیست‌محیطی کمتر مورد توجه قرار می‌گیرد، نیاز فوری به تعادل پایداری زیست‌محیطی با فعالیت‌های اقتصادی وجود دارد.

کشورهای صادرکنندهٔ نفت عضو اوپک و اوپک پلاس ازجمله کشورهایی هستند که کمترین عملکرد زیست‌محیطی را دارند. این کشورها دارای منابع طبیعی فراوان همچون ذخایر گاز و نفت هستند که صادرات آن بخش قابل‌توجهی از نقدینگی بودجهٔ آن‌ها را تأمین می‌کند. این امر باعث ایجاد پتانسیل بالایی برای رقابت در میان کشورهای صادرکنندهٔ نفت برای صادرات بیشتر منابع طبیعی خود به منظور مدیریت اقتصاد خود می‌شود (آقا حسینی و همکاران[5]،۲۰۲۰؛ گوروس و

1. Sinha et al. (2020)
2. Da Silva et al. (2020)
3. Li et al. (2022)
4. Abid et al. (2020)
5. Aghahosseini et al. (2020)

آیدین[1]، ۲۰۱۹). از این‌رو، تخریب محیط زیست در کشورهای صادرکنندهٔ نفت وخیم‌تر و هشداردهنده بوده که اگر عوامل تعیین‌کننده تخریب محیط زیست شناسایی و مدیریت نشوند، آن جوامع در آیندهٔ نزدیک با کمبود شدید منابع زیست‌محیطی مواجه خواهند شد. اگرچه به‌نظر می‌رسد مطالعات متعددی که برای تعیین تخریب محیط زیست انجام شده، در پرداختن به مسائل زیست‌محیطی در کشورهای صادرکنندهٔ نفت مفید واقع شده باشد، هنوز هم نتیجه‌گیری یکسانی از مطالعات انجام‌شده به‌دست نیامده است که می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد. نخست اینکه عوامل زیادی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم در شرایط محیطی دخالت دارند. در حالی‌که برخی از آن عوامل، به‌ویژه عوامل اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی به‌خوبی مورد مطالعه و بحث قرار گرفته‌اند، برخی دیگر مانند پیچیدگی اقتصادی و گسترش فناوری کمتر مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. به‌ندرت می‌توان مطالعاتی را یافت که متغیرهایی در ابعاد مختلف مانند رد پای اکولوژیکی سرانه و فناوری اطلاعات و ارتباطات در تبیین تخریب محیط زیست داشته باشد. بنابراین، بررسی چگونگی تأثیر آن عوامل بر محیط زیست کشورهای اوپک و اوپک پلاس ضروری است. دوم، از آنجایی که مناطق مختلف دارای فراوانی، در استفاده از منابع طبیعی دارای عملکرد متفاوتی هستند، عواملی که بر شرایط محیطی در کشورهای مختلف تأثیر می‌گذارند متفاوت است. سوم، اثرات زیست‌محیطی عوامل به خوبی تعریف شده، از جمله باز بودن تجارت و شهرنشینی، به‌طور متفاوتی مورد بررسی قرار گرفته است. بنابراین، مطالعات قبلی را نمی‌توان برای روشن کردن چگونگی تأثیر منحصر به فرد این عوامل بر کشورهای صادرکنندهٔ نفت اوپک و اوپک پلاس استفاده کرد.

علاوه بر این، تلاش پژوهشی ما با مطالعات موجود متفاوت است. اول، علی‌رغم بسیاری از مطالعات قبلی، در این مطالعه از رد پای اکولوژیکی(EF) که توسط واکرناگل و ریس[2](۱۹۹۸) به‌عنوان شاخص تخریب محیطی معرفی شده، استفاده شده است که شاخصی کلی‌نگر برای اندازه‌گیری اثرات فعالیت‌های انسانی بر محیط زیست است. از دلایل انتخاب این مسئله می‌توان به این نکته اشاره کرد که شاخص‌های دیگر تخریب محیط زیست مانند آلودگی هوا، آلودگی آب، جنگل‌زدایی و ... فقط جزء کوچکی از تخریب محیط زیست می‌باشند، در حالی‌که شاخص رد پای اکولوژیکی از مؤلفه‌های مختلفی مانند زمین‌های زراعی، چراگاه‌ها، مناطق ماهیگیری، جنگل‌ها، رد پای کربن و زمین‌های ساخته شده که به نسبت شاخص جامع‌تری است. رد پای اکولوژیکی شاخصی است که نرخ مصرف منابع و تولید ضایعات توسط انسان را با نرخ بازتولید منابع و دفع ضایعات توسط زیست‌کره مقایسه می‌کند که براساس مقدار زمین موردنیاز برای نگه‌داشتن این چرخه تعریف می‌شود. درواقع این شاخص نشان می‌دهد که چه مقدار آب و زمین‌های حاصلخیز استفاده شود تا منابع مصرفی موردنیاز

1. Gorus & Aydin (2019)

2. Wackernagel and Rees (1998)

انسان‌ها تولید و همچنین ضایعات حاصل از آن‌ها دفع شود (مونفردا و همکاران[1]، ۲۰۰۴). معمولاً این متغیر در هکتار جهانی (gha) سرانه اندازه‌گیری می‌شود.

بنابراین با توجه به دیدگاه‌های متفاوت درخصوص تأثیر ICT بر کیفیت محیط زیست کشورهای درحال توسعه، در این مطالعه به آزمون فرضیه U معکوس بین ICT و سرانه رد پای اکولوژیکی در کشورهای منتخب اوپک و اوپک پلاس (براساس حداکثر داده) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته می‌شود. برای این منظور در بخش دوم مطالعه، ادبیات موضوع و پیشینه تحقیقات مرتبط با موضوع تحقیق ارائه می‌گردد. در بخش سوم ضمن ارائهٔ الگوی تحقیق، آمار توصیفی متغیرهای مدل ارائه می‌شود. سپس نتایج تخمین الگو به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفسیر می‌شود. پایان بخش این مقاله جمع‌بندی و ارائهٔ پیشنهاد است.

۲. مبانی نظری

عصر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) از اوایل دهه ۱۹۹۰ آغاز شد و به‌طور مداوم تمام جنبه‌های زندگی انسان را تغییر داد. این فناوری به‌عنوان ابزاری نیرومند در جهت توسعهٔ زندگی آینده با نزدیک کردن فرهنگ‌ها و جوامع به یکدیگر، حذف مرزهای جغرافیایی و افزایش فعالیت‌های اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، پیچیدگی‌های اقتصادی و باز بودن تجارت ظاهر شد (آتسو و همکاران[2]، ۲۰۲۱؛ آووم و همکاران[3]، ۲۰۲۰). همچنین نقشی که ICT در رشد درآمد سرانه، افزایش کارایی بازارها و مؤسسات، افزایش درآمدزایی، کاهش نوسانات قیمت، کاهش هزینه‌های مبادله و کاهش بیکاری دارد غیرقابل‌انکار است (بالسالوبر-لورنته و همکاران[4]، ۲۰۲۲).

بهره‌گیری از قابلیت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات در عرصه‌های مختلف و فزونی روزافزون استفاده از آن در فعالیت روزمره انسان، تبعات قابل‌توجهی در حوزهٔ محیط زیست از خود به‌جای گذاشته و می‌گذارد. بنابراین، درک پیامدهای زیست‌محیطی استفاده از اینترنت، تلفن‌های همراه و کالاهای پیچیده در عصر دیجیتال حیاتی است. فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند الگوی مصرف و تولید را با در نظر گرفتن شرایط اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و بهداشتی تغییر دهد تا به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای کمک کند. علاوه بر این، ICT می‌تواند آگاهی عمومی را در مورد مسائل تخریب محیط زیست افزایش دهد، زیرا می‌تواند بر تصمیم‌گیرندگان و عموم مردم تأثیر بگذارد (پوری و هیلتی،[5] ۲۰۱۸؛ بیزر و هیلتی[6]، ۲۰۱۸).

---

1. Monfreda et al. (2004)
2. Atsu et al. (2021)
3. Avom et al. (2020)
4. Balsalobre-Lorente et al. (2022)
5. Pouri and Hilty (2018)
6. Bieser and Hilty (2018)

در ادبیات محیط زیست و مطالعات تجربی، رابطه ICT و انتشار کربن به‌عنوان شاخص تخریب محیط زیست، دو رویکرد متضاد وجود دارد و این رویکردهای متضاد با سه نتیجه متفاوت شکل می‌گیرند. در رویکرد اول بیان شده است که ICT باعث کاهش مصرف انرژی و درنتیجه کمک مثبت به محیط زیست می‌شود. به‌عنوان مثال، تعداد ایمیل‌های ارسالی، مصرف کاغذ را کاهش می‌دهد و به محیط زیست کمک می‌کند. به‌طور مشابه، تجارت الکترونیک و شیوه‌های بانکداری الکترونیکی آسیب‌های زیست‌محیطی را کاهش می‌دهد (بکارو و همکاران[1]، ۲۰۱۶). با توجه به این اثر که به‌عنوان اثر جایگزینی بیان می‌شود، عملیات انجام‌شده از طریق اینترنت باعث کاهش مصرف انرژی و درنتیجه کاهش انتشار کربن می‌شود (شعبانی و شهبازی[2]، ۲۰۱۹). با توجه به اینکه نرخ گسترش اینترنت در آینده افزایش خواهد یافت، بنابراین، تعیین اثرات زیست‌محیطی ناشی از استفاده از اینترنت در رویکرد دوم بیان می‌شود که فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌عنوان تولید بر محیط زیست تأثیر منفی می‌گذارد و استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات مستلزم مصرف انرژی خواهد بود.

آخرین اثر این رویکرد که بیان می‌کند ICT باعث افزایش مصرف انرژی و انتشار کربن می‌شود، اثر هزینه مربوط به اثر افزایش تقاضای فناوری اطلاعات و ارتباطات بر روی سایر محصولات است. بر این اساس، استفاده گسترده از فناوری اطلاعات و ارتباطات باعث افزایش تقاضا برای محصولات در سایر بخش‌ها و درنتیجه افزایش مصرف انرژی و انتشار کربن در این بخش‌ها می‌شود (شعبانی و شهنازی، ۲۰۱۹). به‌طور کلی، سرمایه‌گذاری‌های ICT دو پیامد متناقض بر مصرف انرژی دارند. اولین مورد کاهش مصرف انرژی با شکل‌گیری فرآیندهای تولید فناوری جدید و جایگزینی با فناوری قدیمی است. بنابراین این فرآیند نوآوری، باعث کاهش مصرف انرژی می‌شود. نتیجه دوم وجود تجهیزات ICT مستلزم استفاده از انرژی و تخریب محیط زیست است. اینکه آیا این نتایج متناقض به سطح توسعه کشورها بستگی دارد و اینکه چگونه استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات در آینده بر محیط زیست تأثیر می‌گذارد، همچنان از موضوعات بحث‌برانگیز در مطالعات عصر حاضر می‌باشد.

ازجمله عوامل تأثیرگذار دیگر بر روی کیفیت محیط زیست می‌توان به پیچیدگی اقتصادی اشاره کرد.

یکی از جدیدترین شاخص‌های منعکس‌کننده میزان دانش و تکنولوژی به‌کار رفته در ساختار تولید هر کشور، شاخص پیچیدگی اقتصادی است. این شاخص در تلاش برای توضیح تفاوت در رشد اقتصادی کشورهای مختلف توسط هیدالگو و هاسمن[3] (۲۰۰۹) ارائه شد.

برخلاف نظریات متفاوت رشد که تفاوت رشد اقتصادی کشورها را در میزان تولید کالاها و خدمات، بدون توجه به ساختار تولید آن در نظر می‌گیرد، به عقیده هیدالگو و هاسمن، ثروت کشورها ارتباط نزدیکی با ساختار اقتصادی آن‌ها دارد. مشاهدات تجربی در سال‌های گذشته مخالف با نظریات متداول

1. Bekaroo et al. (2016)
2. Shabani & Shahnazi (2019)
3. Hidalgo & Hausmann (2009)

رشد اقتصادی بوده است. به‌عنوان مثال، کشورهایی که از نظر منابع طبیعی بسیار غنی هستند، نتوانسته‌اند بیشتر از کشورهایی با منابع محدود، شاهد رشد اقتصادی باشند. در مقابل، کشورهایی مثل کره جنوبی و تایوان با صادرات کالاهایی که دارای ماهیت متفاوت از صادرات ونزوئلا و نیجریه بوده‌اند، توانسته‌اند به رشد بالایی دست یابند. بنابراین نوع کالای تولیدشده می‌تواند دارای اهمیت باشد (هیدالگو[1]، ۲۰۰۹).

برای حل این مشکل، آن‌ها با استفاده از اطلاعات تجارت خارجی کشورها، شاخص پیچیدگی اقتصادی را برای هر کشور محاسبه کردند. این شاخص میزان سطح تکنولوژی، دانش و مهارتِ در اختیار یک کشور را با استفاده از متنوع بودن و پیچیده بودن محصولات صادراتی نشان می‌دهد (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹). شاخص پیچیدگی اقتصادی، نشان‌دهندۀ ظرفیت‌های موجود در ساختار تولید هر کشور می‌باشد (هاسمن و همکاران[2]، ۲۰۱۴). به همین دلیل در گروهی از مطالعات در سال‌های اخیر به‌عنوان معیار پیشرفت فناوری از آن استفاده می‌شود (نیگو و تئودور[3]، ۲۰۱۹). بسیاری از محققان بر این باورند که نوآوری‌های تکنولوژیکی و استفاده از عوامل تولید با تکنولوژی بالاتر، می‌تواند کارایی انرژی را بهبود ببخشد. همچنین یک ساختار پیچیده‌تر تولید، کشور را قادر می‌سازد که در فعالیت‌های تولیدی خود، بهره‌وری بالاتری را تجربه کند. درنتیجه می‌تواند مصرف انرژی را برای مقدار مشخصی از تولید کاهش دهد و انتشار آلایندگی را کمتر کند (احمد و ارشدخان[4]، ۲۰۰۹).

مطالعات بسیاری تاکنون اثر عواملی نظیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، تجارت خارجی و همچنین رشد جمعیت را بر روی میزان انتشار آلاینده‌های ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی، به‌ویژه کربن دی‌اکسید مورد بررسی قرار دادند. توسعه مالی یکی دیگر از عواملی است که چنانچه اثر آن توأم با رشد اقتصادی بر روی میزان انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی مورد بررسی قرار گیرد، می‌توان شاهد تفاوت معناداری در نتایج تحقیق بود. تمازیان و همکاران[5](۲۰۰۹) نشان دادند که با توسعه مالی تمایل بیشتری به تأمین بودجه فناوری‌های سبز برای حفاظت از انرژی و کاهش انتشار وجود دارد. از یک‌سو به‌عنوان بخش مهمی از توسعه اقتصادی، بازارهای مالی توسعه‌یافته به شرکت‌ها این امکان را می‌دهند که از منابع مالی برای خرید تسهیلات تولیدی و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های جدید، افزایش استفاده از انرژی و گسترش انتشار کربن بهره کامل ببرند. از سوی دیگر هرچه بازار مالی توسعه‌یافته‌تر باشد، مصرف انرژی سنتی بیشتر و بهبود کیفیت محیط زیست کمتر می‌شود.

1. Hidalgo (2009)
2. Hausmann et al. (2014)
3. Neagu & Teodoru (2019)
4. Ahmed & ArshadKhan (2009)
5. Tamazian et al. (2009)

جهانی‌شدن منابع طبیعی را برای دستیابی به رشد اقتصادی از بین خواهد برد. به‌طور مثال زکریا و بی بی[1] (۲۰۱۹) با مطالعه بر کشورهای جنوب آسیا دریافتند که توسعه مالی باعث تخریب محیط زیست در منطقه شده است که نشان می‌دهد در کشورهای جنوب آسیا گسترش توسعه مالی در جهت بهبود فناوری استفاده نشده، بلکه برای سرمایه‌گذاری بیشتر استفاده شده است.

در ادبیات اقتصاد محیط زیست، جمعیت یکی از عوامل آلوده‌کننده محیط زیست به‌شمار می‌رود. زیرا با افزایش جمعیت، تقاضا برای زمین‌های کشاورزی، منابع انرژی، منابع آبی و ... افزایش یافته و این امر از بین رفتن جنگل‌ها و مراتع، کاهش حاصلخیزی زمین‌های کشاورزی و آلودگی محیط زیست را در پی خواهد داشت. رشد سریع جمعیت شهرنشینی سبب گسترش فعالیت‌های اقتصادی و افزایش روند روزافزون مصرف منابع و انرژی می‌شود. جمعیتِ بیشتر به محصولات بیشتر نیازمند است، تولید بیشتر به ایجاد مشاغل بیشتر می‌انجامد و افزایش اشتغال و تولید، به افزایش گازها و آلاینده‌های زیست‌محیطی منجر می‌شود (فطرس، ۱۳۸۵).

۳. پیشینه پژوهش

در مورد تأثیر ICT بر عملکرد زیست‌محیطی در داخل و خارج از کشور مطالعاتی صورت گرفته است. در برخی از این مطالعات از CO2 و در برخی از EF به‌عنوان عملکرد زیست‌محیطی استفاده شده است. در ارتباط تأثیر ICT بر انتشار کربن دی‌اکسید به‌عنوان شاخص عملکرد زیست‌محیطی براساس نتایج حاصل، سه دسته‌بندی می‌توان انجام داد:

دستهٔ اول مطالعاتی هستند که بر رابطهٔ مثبت بین ICT و انتشار کربن دی‌اکسید صحه می‌گذارند. به‌عنوان مثال، رحیم و همکاران[2] در سال ۲۰۲۰ برای کشورهای G7 نشان دادند که ICT در بلندمدت اثر مثبتی بر انتشار کربن دارد. خان و همکاران[3] در سال ۲۰۱۸ با استفاده از برآوردگرهای میان‌گروهی و میان‌گروهی تعمیم‌یافته نتیجه گرفتند که ICT تأثیر آلوده‌کننده‌ای بر محیط زیست کشورهای نوظهور با درآمد بالا دارد. کیم[4] در سال ۲۰۲۲ با مطالعه کشورهای OECD، پیشرفت ICT را به‌عنوان عاملی در افزایش انتشار CO2 در بلندمدت می‌داند. از مطالعات انجام‌گرفته در ایران می‌توان به مطالعه سعدی‌پور در سال ۱۳۹۰ برای کشورهای منتخب OECD اشاره کرد، طبق نتایج این بررسی تعداد خطوط تلفن ثابت اثر مثبت و معناداری بر انتشار CO2 داشته است. براساس مطالعه فلاحی و همکاران در سال ۱۳۹۱ با استفاده از روش هم‌انباشتگی ARDL، خطوط تلفن ثابت و همراه بر کیفیت محیط زیست اثر مثبت دارد. همچنین مطالعهٔ مشایخی و همکاران در سال ۱۴۰۰، با

1. Zakaria& Bibi (2019)
2. Raheem et al. (2020)
3. Khan et al. (2018)
4. Kim (2022)

استفاده از آزمون هم‌جمعی جوهانسون- جوسیلوس نشان‌داد که شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شاخص بهره‌وری سبز در ایران اثر مثبت دارد.

دستهٔ دوم مطالعاتی هستند که بر رابطهٔ منفی بین ICT و انتشار کربن دی‌اکسید صحه می‌گذارند. برای مثال مطالعه هالدر و ستی[1] در سال ۲۰۲۲ برای ۱۶ کشور در حال ظهور از این دسته مطالعات است. از مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه دیزجی و همکاران در سال ۱۳۹۱ برای کشورهای منا با استفاده از داده‌های تابلویی اشاره کرد. طبق این بررسی اثر خطوط تلفن ثابت بر کیفیت محیط زیست منفی است. همچنین پروین شعار گنگچین (۱۳۹۳)، در پایان‌نامهٔ خود اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط‌زیست کشورهای عضو منا با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا و ایستا طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ را بررسی نمود. نتایج به‌دست آمده نشان‌دهندهٔ تأثیر منفی ICT بر انتشار آلودگی در این کشورها می‌باشد.

سومین دسته، مطالعاتی هستند که اثری غیرقطعی از فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار کربن دی‌اکسید را مستند می‌کنند. برای مثال، امیری و همکاران[2] در ۲۰۱۹ نتیجه گرفتند که ICTها تأثیر ناچیزی بر انتشار کربن دی‌اکسید در تونس دارند. در سال ۲۰۱۸ آسونگو و همکاران[3] نشان دادند که ICTها تأثیر ناچیزی بر انتشار کربن دی‌اکسید در ۴۴ کشور جنوب صحرای آفریقا دارند. در سال ۲۰۱۹ شعبانی و شهبازی با مطالعهٔ تأثیربخشی فناوری اطلاعات و ارتباطات بر CO2 در ایران نتیجه گرفتند که فناوری اطلاعات و ارتباطات، انتشار کربن دی‌اکسید را در بخش صنعت هدایت می‌کند، در حالی‌که عکس این موضوع در بخش حمل و نقل وجود دارد. نتایج مطالعه تجربی هیگون و همکاران[4] (۲۰۱۷) با استفاده از نمونه‌ای از ۱۴۲ کشور تأیید می‌کند که رابطه بین ICT و انتشار CO2 رابطه‌ای U شکل معکوس است. ندری و همکاران[5] (۲۰۲۱) مدل ARDL پانل را بر روی نمونه‌ای از ۵۸ کشور درحال توسعه اجرا کردند و دریافتند که ICT کیفیت زیست‌محیطی را در کشورهای درحال توسعهٔ کم درآمد بهبود می‌بخشد، در حالی‌که در کشورهای درحال توسعه با درآمد بالا تأثیر ناچیزی دارند. در سال ۲۰۲۰ خان و همکاران[6] تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار کربن دی‌اکسید را برای گروهی متشکل از ۹۱ کشور توسعه‌یافته و درحال توسعه در بازهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی کردند و نشان دادند که فناوری اطلاعات و ارتباطات، پایداری زیست‌محیطی را در کشورهای توسعه‌یافته بهبود می‌بخشد، در حالی‌که کیفیت زیست‌محیطی را در کشورهای درحال توسعه بدتر می‌کند. در مطالعات داخلی جعفری پرویزخانلو و

1. Haldar and Sethi (2022)
2. Amiri et al. (2019)
3. Asongu et al. (2018)
4. Higón et al. (2017)
5. N'dri et al. (2021)
6. Khan et al. (2020)

همکاران (۱۳۹۹) دریافتند رابطه بین ICT و CO2 در کشورهای حوزه خلیج فارس با استفاده از روش داده‌های تابلویی، به شکل U معکوس بوده است.

در هر سه دسته از مطالعات انجامگرفته در داخل کشور برای بررسی اثرگذاری ICT بر انتشار CO2 از یک بُعد فناوری اطلاعات و ارتباطات (به‌طور مثال ضریب نفوذ اینترنت) استفاده کرده‌اند، در حالی‌که در مطالعهٔ حاضر از شاخص ترکیبی فناوری اطلاعات و ارتباطات که از روش مؤلفه اصلی به‌دست آمده استفاده می‌شود که درواقع محاسبهٔ این شاخص ترکیبی به‌جای استفاده تکی از هریک از مؤلفه‌های مورد استفاده ICT از نوآوری‌های این مطالعه است.

در ادامه مروری کوتاه بر اثرگذاری ICT بر رد پای اکولوژیکی به‌عنوان شاخصی برای عملکرد زیست‌محیطی ارائه می‌شود.

۳ – ۱. مطالعات انجام‌شده در داخل کشور

مولائی و بشارت (۱۳۹۴) به بررسی ارتباط بین تولید ناخالص داخلی و رد پای اکولوژیکی به‌عنوان شاخص زیست‌محیطی پرداختند. هدف بررسی رابطهٔ بلندمدت و کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی سرانه و رد پای سرانهٔ اکولوژیکی در ایران در بازهٔ زمانی ۱۹۶۵-۲۰۱۱ بوده، بدین‌منظور از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده استفاده شده است. نتایج نشان داد افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبتی بر رد پای اکولوژیکی سرانه دارد.

اتحاد (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۱ پرداخته است. همچنین در این مطالعه ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان ردِ پای اکولوژیکی و توسعه اقتصادی نیز بررسی شده است. نتایج برآورد به روش OLS نشان داد ضریب مجذور تولید ناخالص داخلی کشور منفی بوده، اما نظر آماری معنی‌دار نبوده است. به عبارتی، فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای ایران برقرار نمی‌باشد. نتایج برآورد مجدد بعد از حذف متغیر مجذور تولید ناخالص داخلی نشان داد تولید ناخالص داخلی، کل مصرف انرژی و جمعیت شهرنشینی با تأثیر مثبت خود بر رد پای اکولوژیکی سبب افزایش آسیب‌های زیست‌محیطی می‌شوند و توسعهٔ اعتبارات اعطایی داخلی به بخش خصوصی، تخریب محیط زیست را کاهش می‌دهد.

طرازکار و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «اثر رشد اقتصادی بر پایداری محیط زیست در ایران: کاربرد شاخص رد پای بوم‌شناختی» اثر رشد اقتصادی بر پایداری محیط زیست را در ایران برای دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۳ بررسی کردند و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت رد پای اکولوژیکی و تولید ناخالص داخلی سرانه، مصرف سرانه انرژی، تراکم جمعیت و آزادسازی تجاری را با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) بررسی کردند. طبق نتایج، رابطه رشد اقتصادی و رد پای بوم‌شناختی به‌صورت U معکوس بوده است. همچنین ۱۰ درصد افزایش در تراکم جمعیت منجر به افزایش ۱۱/۲ و ۹/۶ درصدی رد پای بوم‌شناختی به ترتیب در کوتاه و بلندمدت می‌شود. علاوه بر این، آزادسازی تجاری در بلندمدت تأثیر مثبتی بر رد پای بوم‌شناختی دارد، حال آنکه در کوتاه‌مدت

تأثیر این متغیر معنی‌دار نیست. علاوه بر این، ۱۰ درصد افزایش در مصرف انرژی موجب افزایش ۴/۶ و ۳/۹ درصدی شاخص رد پای بوم‌شناختی در کوتاه و بلندمدت می‌شود.

مولائی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی عوامل مؤثر بر رد پای اکولوژیکی و آزمون فرضیه پناهگاه آلودگی و فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس طی دوره ۱۹۶۵-۲۰۱۱ پرداختند. نتایج حاصل از برآورد به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی نشان داد که درآمد سرانه، آزادسازی تجاری، توسعه بازارهای مالی و شهرنشینی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار و شاخص توسعه انسانی تأثیر منفی و معنی‌دار بر رد پای اکولوژیک سرانه دارند. همچنین نتایج فرضیه پناهگاه آلودگی را تأیید می‌کنند، ولی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس تأیید نمی‌شود و رابطه بین درآمد و رد پای اکولوژیکی به شکل N می‌باشد.

پارسا شریف و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، مصرف انرژی، درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی با رد پای اکولوژیکی سرانه با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تابلویی پرداختند. این مطالعه برای کشورهای منتخب عضو آسیا و اروپا در بازه زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۳، بوده است. براساس نتایج، بین رد پای اکولوژیکی سرانه و متغیرهای مصرف انرژی، توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه مثبت و متغیرهای تجارت و توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه منفی برقرار است. همچنین، وجود منحنی محیط زیستی کوزنتس نیز تأیید گردید.

اصفهانی و همکاران (۱۴۰۱) به تحلیل ارتباط بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، نرخ رشد فناوری و رد پای اکولوژیکی در ۲۷ کشور درحال توسعه و ۲۷ کشور توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۱۹۹۰- ۲۰۱۸ به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که در هر دو دسته از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه، رشد اقتصادی با مصرف انرژی و شاخص رد پای اکولوژیکی، ارتباط متقابل داشته‌اند. مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، نرخ شهرنشینی در هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی، اثر مثبت و متغیرهای انرژی‌های تجدیدپذیر، نرخ رشد فنّاوری و سرمایه انسانی، اثر منفی بر رد پای اکولوژیکی داشته‌اند. رشد اقتصادی بر رد پای اکولوژیکی کشورهای توسعه‌یافته، اثر منفی و بر رد پای اکولوژیکی کشورهای درحال توسعه، اثر مثبت داشته است که حاکی از اتکای بیشتر کشورهای توسعه‌یافته به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر است. از طرفی، رد پای اکولوژیکی، اثر منفی و متغیرهای رشد اقتصادی، نرخ شهرنشینی و توسعه مالی، اثر مثبت بر مصرف انرژی هر دو گروه کشورهای مورد بررسی داشته‌اند. رد پای اکولوژیکی بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته، اثر منفی و بر رشد اقتصادی کشورهای درحال توسعه، اثر مثبت داشته است.

۳ – ۲. مطالعات انجام‌شده در خارج از کشور

مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) با استفاده از رد پای اکولوژیکی به‌عنوان شاخصی برای تخریب محیط زیست» برای ۹۳ کشور منتخب با سطح درآمد

متفاوت، توسط آل-مولایی و همکاران[1] در سال ۲۰۱۵ انجام شد. این مطالعه با استفاده از روش اثرات ثابت و گشتاورهای تعمیم‌یافته برای دورهٔ ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ تجزیه و تحلیل شد. نتایج برآورد به وجود رابطه U شکل معکوس بین رد پای اکولوژیکی و رشد تولید ناخالص داخلی تأکید می‌کند که نشان‌دهنده تأیید فرضیه EKC در کشورهای با سطح درآمد متوسط و بالا است.

مقاله‌ای با عنوان «تجزیه و تحلیل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای کشورهای اتحادیه اروپا: نقش رد پای اکولوژیکی» توسط دستک و همکاران[2] در سال ۲۰۱۸ نگارش یافت. هدف از آن بررسی اعتبار فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بر روی رد پای اکولوژیکی و بررسی مقایسه اثر نسبی مصرف انرژی تجدیدپذیر و غیرقابل‌تجدید بر آلودگی محیط زیست برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ در پانزده کشور اتحادیه اروپا بوده است. طبق روش برآورد میانگین گروهی تعمیم‌یافته[3] و روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات پویا رابطه U شکل بین درآمد سرانه و رد پای اکولوژیکی وجود دارد. علاوه بر این، نتایج حاکی از کاهش رد پای زیست‌محیطی در نتیجهٔ مصرف انرژی تجدیدپذیر و باز بودن تجارت است در حالی‌که مصرف انرژی غیرقابل‌تجدید آلودگی محیط زیست را افزایش می‌دهد.

اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و غیرقابل‌تجدید، توسعه مالی و رشد اقتصادی بر محیط زیست در ده کشور (چین، برزیل، آلمان، اندونزی، هند، ژاپن، مکزیک، روسیه، ایالات متحده آمریکا و بریتانیا) با بیشترین تخریب محیط زیست توسط چائلار و همکاران[4] (۲۰۲۱) بررسی شد. نتایج برآورد به روش Panel ARDL نشان می‌دهد که افزایش مصرف انرژی تجدیدناپذیر منجر به زوال زیست‌محیطی می‌شود، در حالی‌که مصرف انرژی تجدیدپذیر، فناوری اطلاعات و ارتباطات و توسعه‌های مالی وخامت محیط زیست در این کشورها را کاهش می‌دهد. در این مطالعه، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مورد تأیید قرار نگرفت.

بررسی اثر انرژی‌های تجدیدپذیر، فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات، ثبات دولت و تولید ناخالص داخلی بر روی رد پای زیست‌محیطی در کشورهای G11 در بازهٔ زمانی ۱۹۹۰-۲۰۲۰ توسط محمود و همکاران[5] (۲۰۲۲) انجام گرفت. نتایج نشان داد که انرژی‌های تجدیدپذیر، فناوری اطلاعات و ارتباطات و ثبات دولت از عوامل ضروری در کاهش آلودگی زیست‌محیطی در کشورهای مورد مطالعه هستند. طبق بررسی استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر کیفیت هوا را بهبود می‌بخشد و محیط طبیعی را از تخریب بیشتر نجات می‌دهد.

---

1. Al-Mulali et al. (2015)
2. Destek et al. (2018)
3. Augmented Mean Group
4. Caglar et al. (2021)
5. Mehmood et al. (2022)

تأثیر فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات، انرژی سبز (انرژی‌های تجدیدپذیر و مصرف برق الکتریکی) و فعالیت‌های اقتصادی (بهره‌وری کل عوامل TFP) بر کیفیت محیطی (EFP) در عربستان سعودی توسط کاهولی و همکاران[1] (۲۰۲۲) بررسی شد. نتایج با استفاده از تکنیک هم‌جمعی جوهانسن و روش تصحیح خطای برداری نشان داد ارتباط منفی و معنی‌دار بلندمدتی بین انرژی‌های تجدیدپذیر، مصرف برق، تجارت فناوری، بهره‌وری کل عوامل و EFP وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بین ICT و EFP در کوتاه‌مدت رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

تأثیر پیچیدگی اقتصادی، فناوری اطلاعات و ارتباطات، نرخ باروری بر رد پای اکولوژیکی کشورهای درحال ظهور با استفاده از رگرسیون پانل چندکی طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ توسط کاظم‌زاده و همکاران[2] در سال ۲۰۲۳ بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که ICT در همهٔ چندک‌ها از نظر آماری اثر منفی معنی‌داری بر رد پای اکولوژیکی دارد. هرچند در مقایسه با سایر متغیرها چون پیچیدگی اقتصادی و نرخ باروری تأثیر کمتری بر رد پای اکولوژیکی دارد. پیچیدگی اقتصادی، برای تمام سطوح کمیت به جز چندک دهم، تأثیر منفی و معنی‌دار آماری بر رد پای اکولوژیکی دارد.

در جمع‌بندی مطالعات انجام‌گرفته در ارتباط با تأثیر ICT بر عملکرد زیست‌محیطی می‌توان به دو دسته اثرات مثبت و منفی ICT بر رد پای اکولوژیکی اشاره کرد. در مطالعات داخل کشور اصفهانی و همکاران (۱۴۰۱) اثر نرخ رشد فنّاوری بر رد پای اکولوژیکی را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی بررسی کردند. طبق این بررسی رابطه‌ای منفی بین این دو متغیر وجود دارد. در مطالعات خارجی، چائلار و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از روش ARDL نشان دادند فناوری اطلاعات و ارتباطات وخامت محیط زیست در ده کشور چین، برزیل، آلمان، اندونزی، هند، ژاپن، مکزیک، روسیه، ایالات متحده آمریکا و بریتانیا را کاهش می‌دهد. مطالعهٔ محمود و همکاران (۲۰۲۲) نشان می‌دهد که فناوری اطلاعات و ارتباطات باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی در کشورهای G11 می‌شود. همچنین کونگبوامای و همکاران[3] در سال ۲۰۲۲ رابطه‌ای مثبت بین فناوری اطلاعات و ارتباطات با رد پای اکولوژیکی در کشورهای N-11 مشاهده کردند. در مقابل در کاهولی و همکاران (۲۰۲۲) نشان دادند که در کشور عربستان سعودی بین ICT و کیفیت محیطی در کوتاه‌مدت رابطه منفی و معناداری وجود دارد. همچنین کاظم‌زاده و همکاران در سال ۲۰۲۳ تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رد پای اکولوژیکی کشورهای درحال ظهور را مطالعه کردند. طبق این بررسی فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر منفی و معنی‌داری بر رد پای اکولوژیکی دارد.

تفاوت مقالهٔ حاضر با مطالعات پیشین، این است که رابطهٔ فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رد پای اکولوژیکی سرانه به‌صورت غیرخطی بررسی شده است. همچنین، متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات از روش مؤلفه اصلی به‌دست آمده است.

1. Kahouli et al. (2022)
2. Kazemzadeh et al. (2023)
3. Kongbuamai et al. (2022)

۴. روش شناسی پژوهش

در این بخش پژوهش، جهت بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رد پای اکولوژیکی کشورهای منتخب صادرکننده نفت در بازۀ زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰ (با استفاده از حداکثر داده‌های موجود) مدل و متغیرهای آن معرفی می‌شود. این مدل (رابطه ۱) برگرفته از مبانی نظری و مطالعات پیشین مانند مطالعه هیگون و همکاران (۲۰۱۷) و چائلار و همکاران(۲۰۲۱) است. البته گفتنی است براساس جست‌وجوی نویسندگان، در مطالعات گذشته رابطه غیر خطی میان ICT و رد پای اکولوژیکی بررسی نشده است. به عبارتی در این مطالعه فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ICT بررسی و آزمون شده است.

$$EF_{it} = \alpha i + \beta_1 EF_{it-1} + \beta_1 ICT_{it} + \beta_2 ICT^2{}_{it} + \beta_3 GDPPC_{it} + \beta_4 FDB_{it} + \beta_5 ECI_{it} + \beta_6 UPOP_{it} + \beta_7 EX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن:

EF_{it}: سرانه رد پای اکولوژیکی (هکتار جهانی به ازای هر نفر)، متغیر وابسته و برگرفته از داده‌های وبگاه رد پای اکولوژیکی جهانی[1] است.

EF_{it-1}: وقفه اول متغیر وابسته.

ICT_{it} : شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات (ساخت شاخص ترکیبی فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق روش مؤلفه اصلی: خطوط تلفن ثابت به‌ازای صد نفر، اشتراک تلفن همراه به ازای صد نفر، کاربران اینترنت، مشترکان پهنای باند اینترنت ثابت به ازای هر صد نفر). این شاخص ترکیبی در این مطالعه محاسبه شده است.

$ICT^2{}_{it}$: مجذور شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات که جهت بررسی رابطه غیرخطی فناوری اطلاعات و ارتباطات رد پای اکولوژیکی وارد مدل شد. براساس مطالعه هیگون و همکاران (۲۰۱۷) که در آن CO2 به‌عنوان شاخص زیست‌محیطی بوده است، انتظار بر این است که یک رابطه U معکوس بین ICT و رد پای اکولوژیکی وجود داشته باشد.

$GDPPC_{it}$: تولید ناخالص داخلی سرانه[2] (برابری قدرت خرید، به قیمت ثابت ۲۰۱۷) برگرفته از داده‌های بانک جهانی. انتظار بر این است طبق مطالعه سیکدر و همکاران[3] (۲۰۲۲) رابطه‌ای مستقیم بین این دو متغیر وجود داشته باشد. درواقع رشد اقتصادی (افزایش درآمد در مراحل اولیه رشد) با ایجاد آلودگی و تشدید تخریب محیط‌زیست همراه باشد.

1. https://www.footprintnetwork.org/
2. GDP per capita, PPP (constant 2017 international $)
3. Sikder et al. (2022)

FDB_{it}: توسعه مالی[1] (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی توسط بانک‌ها (درصد تولید ناخالص داخلی)) برگرفته از داده‌های بانک جهانی. انتظار بر این است طبق مطالعه پارسا شریف و همکاران (۱۴۰۱)، رابطه‌ای مثبت بین توسعه مالی و رد پای اکولوژیکی وجود داشته باشد.

ECI_{it}: شاخص پیچیدگی اقتصادی[2] برگرفته از داده‌های وبگاه اطلس پیچیدگی اقتصادی[3]. انتظار بر این است طبق مطالعه اکرام و همکاران[4] (۲۰۲۱) افزایش پیچیدگی اقتصادی منجر به کاهش رد پای اکولوژیکی شود.

$UPOP_{it}$: رشد جمعیت شهری[5] برگرفته از داده‌های بانک جهانی. با توجه به جی و همکاران[6] (۲۰۲۳) انتظار بر آن است که رشد جمعیت بر رد پای اکولوژیکی اثر مثبت داشته باشد.

EX_{it}: صادرات کالاها و خدمات (درصدی از تولید ناخالص داخلی)[7] برگرفته از داده‌های بانک جهانی. با توجه به مطالعه بوزنیت و پابلو رومرو[8] (۲۰۱۶) انتظار بر آن است که صادرات باعث کاهش تخریب محیط زیست شود.

شانزده کشور منتخب صادرکننده نفت (اوپک و اوپک پلاس) مورد بررسی براساس حداکثر داده موجود شامل الجزایر، آنگولا، آذربایجان، بحرین، گینه استوایی، گابن، ایران، قزاقستان، کویت، مالزی، مکزیک، نیجریه، عمان، روسیه، عربستان سعودی و امارات متحده عربی می‌باشند. این بررسی برای دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰ و برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته گسترش‌یافته توسط آرلانو و باند انجام گرفته است. قبل از برآورد الگو و ارائهٔ آزمون‌های مرتبط با آن، توصیفی داده‌ای برای واکاوی بهتر متغیرها صورت می‌گیرد.

۵. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

جهت توصیف آماری، جدول (۱) ارائه شده است. براساس جدول (۱)، متوسط رد پای اکولوژیکی سرانه برای کشورهای مورد مطالعه ۴/۴۵ (هکتار جهانی به‌ازای هر نفر) بوده است. برای کشورهای بحرین، کویت، قزاقستان، عمان روسیه، عربستان سعودی و امارات متحده عربی ارقامی بالاتر از میانگین در پانل ثبت شده است. متوسط رد پای اکولوژیکی سرانه در دوره مورد بررسی برای ایران ۳/۱۷ هکتار جهانی بوده است. کمترین و بیشترین میانگین مقادیر مربوط به کشورهای نیجریه و

1. Domestic credit to private sector by banks (% of GDP)
2. Economic Complexity Index
3. The Atlas of Economic Complexity
4. Ikram et al. (2021)
5. Urban population growth (annual %)
6. Jie et al. (2023)
7. Exports of goods and services (current US$)
8. Bouznit & Pablo-Romero (2016)

امارات متحده عربی بوده است. بنابراین می‌توان گفت نیجریه از نظر آلایندگی در کشورهای مورد بررسی کمترین و امارات متحده عربی بیشترین نقش‌آفرینی را داشته‌اند.

متوسط تولید ناخالص داخلی سالانه سرانه (به هزار دلار، برابری قدرت خرید ۲۰۱۷) در کشورهای مورد بررسی ۲۷/۳۳ هزار دلار بوده است. متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای بحرین، کویت، عمان، عربستان سعودی، امارات متحده عربی بالاتر از متوسط گروه بوده است. براساس داده‌های استخراج‌شده از بانک جهانی، متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه در دوره بررسی برای ایران ۱۴/۵۵ هزار دلار بوده است.

متوسط شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات در کشورهای مورد بررسی ۹۲/۹ بوده است. این عدد در کشورهای بحرین، قزاقستان، مالزی، کویت، عمان، روسیه، عربستان سعودی و امارات متحده عربی بالاتر از متوسط بوده است. متوسط شاخص ICT ایران معادل ۸۰/۶۱ بوده است.

متوسط صادرات کالاها و خدمات برای کشورهای مورد بررسی ۵۱/۱۸ درصد بوده است. کشورهای مالزی، کویت، گابن، گینه استوایی، مکزیک، عمان و امارات بیشتر از متوسط بوده است. متوسط صادرات برای ایران در دوره مورد مطالعه ۲۴/۲۳ درصد بوده است.

متوسط رشد جمعیت شهری برای کشورهای مورد بررسی ۳/۲۸ درصد بوده است. کشورهای آنگولا، بحرین، کویت، نیجریه، عمان و امارات بیشتر از متوسط بوده است. متوسط رشد جمعیت شهری برای ایران در دوره مورد ۲/۲۲ درصد بوده است.

جدول ۱: توصیف آماری متغیرهای الگو

	EF سرانه (هکتار جهانی به ازای هر نفر)	GDP سرانه (به هزار دلار)	ICT (شاخص ترکیبی محاسبه شده)	FDB توسعه‌مالی (درصدی از GDP)	ECI شاخص پیچیدگی اقتصادی	UPOP (رشد جمعیت شهری)	EX صادرات (درصدی از GDP)
میانگین	۴/۴۵۰	۲۷/۳۳۹	۹۲/۹۰۹	۴۱/۰۳۳	-۰/۶۱۶	۳/۲۸۵	۵۱/۱۸۲
میانه	۳/۴۸۰	۲۱/۲۳۳	۹۶/۰۰۱	۳۴/۱	-۰/۶۸۴	۲/۶۴۱	۴۹/۴۹۲
بیشترین	۱۲/۵۱	۹۲/۳۲۳	۱۹۵/۱۴۵	۱۳۳/۸۳	۱/۳۹۳	۱۸/۵۸۰	۱۱۲/۱۸
کمترین	۰/۸۰	۴/۰۷۹	۸/۰۲۱	۲/۳۷۲	-۲/۶۹۵	-۱/۸۳۲	۸/۱۱۸
انحراف معیار	۲/۸۶	۱۸/۵۳۸	۴۳/۳۱	۳۰/۵۲۴	۰/۹۴۵	۲/۶۴۲	۲۲/۹۹
چولگی	۰/۷۵	۰/۹۹۶	-۰/۰۵۶۸	۱/۰۶۵۰	۰/۳۹۱	۲/۳۷۰	۰/۴۴۵
کشیدگی	۲/۶۳	۳/۲۸۲	۲/۱۶۶	۳/۴۸۵	۲/۳۳۷	۱۲/۴۲۸	۲/۴۴۹
Jarque-Bera	۲۳/۹۸	۴۰/۵۴۸	۷/۰۷۱	۴۵/۱۴	۱۰/۵۱۲	۱۱۱۳/۶۶	۱۰/۹۳
Prob…	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵ – ۱. شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات

در این مطالعه شاخص ترکیبی فناوری اطلاعات و ارتباطات محاسبه شده است که نوآوری مطالعهٔ حاضر نسبت به سایر مطالعات انجام‌شده در ایران است. جهت محاسبه و سنجش کشورها براساس شاخص ترکیبی فناوری اطلاعات و ارتباطات، ابتدا آمار و اطلاعات لازم از بانک جهانی و اتحادیه بین‌المللی مخابرات (ITU) جمع‌آوری شد. پس از گردآوری و پردازش اطلاعات و داده‌های موردنیاز، در ساخت شاخص ICT از رویکردی مشابه با مطالعه لی و برهماسرین[1](۲۰۱۴) استفاده شده است. یکی از موارد نادیده انگاشته در مطالعات داخل این است که فناوری را با یک بعد آن مانند استفاده از اینترنت برآورد کرده‌اند، همانند مطالعه اصفهانی و همکاران (۱۴۰۱). اما این مطالعه به جای محدود کردن از معیارهای متنوع و جدید فناوری اطلاعات و ارتباطات استفاده می‌کند. شاخص ترکیبیICT مورد استفاده در این مطالعه از هر دو مرحله توسعه ترکیب شده است: (۱) آمادگی ICT و (۲) استفاده و شدت ICT. شاخص‌های سنجش آمادگی ICT در این مطالعه شامل مشترکین تلفن ثابت به‌ازای هر صد نفر، اشتراک تلفن همراه به‌ازای هر صد نفر و رایانه شخصی است. کاربران اینترنت به‌ازای هر صد نفر و مشترکین اینترنت پهن‌باند ثابت به‌ازای هر صد نفر به‌عنوان پروکسی برای استفاده شدت فناوری اطلاعات و ارتباطات است. برای ساخت شاخص ترکیبی با ترکیب هر دو مرحله توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات، میانگین نمرات چهار شاخص، شاخص ICT است که با استفاده از نفوذ تلفن همراه (اشتراک های تلفن همراه)، نفوذ اینترنت (کاربران انفرادی اینترنت) و اشتراک تلفن ثابت محاسبه می‌شود. برای ساختن یک شاخص از تحلیل مؤلفه اصلی استفاده شد. چهار متغیر ذکرشده با استفاده از PCA به جای استفاده جداگانه در یک شاخص ترکیب می‌شوند. این رویکردی مفید برای درک بهتر تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و پیشنهاد سیاست‌های کاربردی است.

۵ – ۲. بررسی سایر متغیرها در کشورهای منتخب اوپک و اوپک پلاس

میانگین سرانه رد پای اکولوژیکی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت در جدول (۲) ارائه شده است. طبق این جدول، امارات متحده عربی با عدد ۹/۷۸ (بر حسب هکتار جهانی به‌ازای هر نفر) بالاترین میانگین سرانه رد پای اکولوژیکی را دارد. بحرین با عدد ۹/۰۳ هکتار سرانه در رتبه دوم و کشور کویت با میانگین ۸/۶۹ هکتار سرانه در جایگاه سوم قرار دارد. نیجریه از نظر میانگین سرانه رد پای اکولوژیکی با عدد ۰/۹۹ هکتار سرانه در پایین‌ترین رتبه قرار می‌گیرد. ایران در این بررسی با میانگین ۳/۱۷ هکتار سرانه رتبه نهم را دارد.

1. Lee & Brahmasren (2014)

جدول (۲) همچنین نشان‌دهندۀ متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه (بر حسب برابری قدرت خرید، به قیمت ثابت ۲۰۱۷) در کشورهای منتخب صادرکننده نفت در بازۀ زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰ می‌باشد. براساس این جدول، امارات با میانگین ۶۷/۸۹ هزار دلار بالاترین میانگین تولید سرانه را در بین کشورهای مورد مطالعه دارا می‌باشد. کویت و بحرین به ترتیب در جایگاه دوم و سوم قرار دارند. ایران در این بررسی با میانگین ۱۴/۵۵ هزار دلار رتبه یازدهم را در بین سایر کشورها دارد.

براساس این جدول، مکزیک با میانگین ۱/۲۶ بالاترین میانگین شاخص پیچیدگی اقتصادی را در بین کشورهای مورد مطالعه دارد. کشورهای مالزی و روسیه به ترتیب ۰/۹۸ و ۰/۰۷ در رتبۀ دوم و سوم قرار دارند. ایران در این بررسی با میانگین ۰/۶۳- در جایگاه نهم قرار دارد. همچنین طبق بررسی، مالزی با میانگین ۱۱۴/۶۴ درصد در رتبه اول توسعه مالی قرار دارد. کشورهای کویت و امارات متحده عربی به ترتیب با میانگین ۷۸/۶۱ و ۶۹/۷ در جایگاه دوم و سوم قرار دارند. ایران در این بررسی با میانگین ۴۹/۷۷ رتبه پنجم را در بین سایر کشورها دارا می‌باشد.

جدول (۲) همچنین نشان‌دهندۀ متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه (بر حسب برابری قدرت خرید، به قیمت ثابت ۲۰۱۷) در کشورهای منتخب صادرکننده نفت در بازۀ زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰ می‌باشد. براساس این جدول، امارات با میانگین ۶۷/۸۹ هزار دلار بالاترین میانگین تولید سرانه را در بین کشورهای مورد مطالعه دارد. کویت و بحرین به ترتیب در جایگاه دوم و سوم قرار دارند. ایران در این بررسی با میانگین ۱۴/۵۵ هزار دلار رتبه یازدهم را در بین سایر کشورها دارا می‌باشد.

براساس این جدول، مکزیک با میانگین ۱/۲۶ دارای بالاترین میانگین شاخص پیچیدگی اقتصادی در بین کشورهای مورد مطالعه است. کشورهای مالزی و روسیه به ترتیب ۰/۹۸ و ۰/۰۷ رتبه دوم و سوم را در بین سایر کشورها دارند. ایران در این بررسی با میانگین ۰/۶۳- در جایگاه نهم قرار دارد. همچنین طبق بررسی، مالزی با میانگین ۱۱۴/۶۴ درصد در رتبه اول توسعه مالی قرار دارد. کشورهای کویت و امارات متحده عربی به ترتیب با میانگین ۷۸/۶۱ و ۶۹/۷ در جایگاه دوم و سوم قرار دارند. ایران در این بررسی با میانگین ۴۹/۷۷ رتبه پنجم را در بین سایر کشورها دارا می‌باشد.

جدول۲: میانگین رد پای اکولوژیکی، تولید سرانه، شاخص پیچیدگی اقتصادی و توسعه مالی طی دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰

نام کشور	میانگین EF سرانه (بر حسب هکتار جهانی)	میانگین GDP سرانه (به هزار دلار)	میانگین پیچیدگی اقتصادی	میانگین توسعه مالی (درصدی از GDP)
الجزایر	۲/۳۰۱	۱۱/۲۶۶	-۱/۳۱۵	۱۸/۷۳۸
آنگولا	۱/۰۷۷	۷/۴۱۶	-۱/۶۶۲	۱۶/۶۹۲
آذربایجان	۲/۱۶۹	۱۳/۶۳۳	-۱/۲۹۰	۲۱/۹۳۹
بحرین	۹/۰۳۸	۴۷/۶۷۱	۰/۰۱۱	۶۴/۷۴۴
گینه استوایی	۱/۸۶۳	۲۶/۳۳۸	-۱/۶۰۸	۸/۶۷۶۲
گابن	۲/۳۰۷	۱۴/۲۶۹	-۱/۳۷۰	۱۱/۵۴۶
ایران	**۳/۱۷۲**	**۱۴/۵۵۶**	**-۰/۶۳۳**	**۴۹/۷۷۳**
قزاقستان	۴/۷۶۱	۲۲/۷۴۱	-۰/۵۵۸	۳۶/۰۳۹
مالزی	۴/۱۷۳	۲۲/۶۹۶	۰/۹۸۵	۱۱۴/۶۴
مکزیک	۲/۸۴۸	۱۸/۹۵۹	۱/۲۶۳	۲۲/۱۰۳
کویت	۸/۶۹۱	۵۸/۷	-۱/۰۸۱	۷۸/۶۱۰
نیجریه	۰/۹۹۰	۴/۹۱۰	-۱/۸۲۲	۱۲/۷۹۰
عمان	۶/۴۶۱	۳۶/۸۸۴	-۰/۶۲۳	۴۸/۷۵۰
روسیه	۵/۸۶۱	۲۵/۱۹۲	۰/۰۷	۴۷/۴۳۰
عربستان سعودی	۵/۶۹۸	۴۴/۲۹۳	-۰/۰۷۳	۴۳/۰۱۹
امارات متحده عربی	۹/۷۸۹	۶۷/۸۹۴	-۰/۱۴۸	۶۹/۷۰۸
رتبه ایران	**نهم**	**یازدهم**	**نهم**	**پنجم**

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

۶. برآورد الگو و ارائهٔ نتایج

در داده‌های تابلویی، فرض بر این است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی دارند؛ پیش‌فرضی که می‌تواند برقرار نباشد. در این صورت نسل اول آزمون‌های ریشه واحد (مانند لوین، لین و چو، و ایم، پسران و شین) از اعتبار لازم برخوردار نیستند. بنابراین در داده‌های تابلویی، ابتدا لازم است وابستگی یا استقلال مقطعی آزمون شود. آزمون‌های متفاوتی وجود دارد که در این مطالعه از آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۳) استفاده شده است. با توجه نتایج آزمون وابستگی مقطعی مندرج در جدول (۳)، فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود وابستگی مقطعی رد و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود؛ یعنی متغیرهای مطالعه دارای وابستگی مقطعی هستند.

جدول۳: آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۳)

متغیر	آماره	احتمال
رد پای اکولوژیکی سرانه	۳/۶۶۷	۰/۰۰۰۲
فناوری اطلاعات و ارتباطات	۳۷/۹۴۷	۰/۰۰۰۰
تولید ناخالص داخلی سرانه	۵/۳۴۷	۰/۰۰۰۰
توسعه مالی	۱۷/۵۲۱	۰/۰۰۰۰
پیچیدگی اقتصادی	۵/۲۳۴	۰/۰۰۰۰
رشد جمعیت شهری	۱۸/۱۵۹	۰/۰۰۰۰
صادرات کالاها و خدمات	۱۵/۵۵۵	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

برای اجتناب از مشکل رگرسیون کاذب، آزمون ریشه‌واحد پسران و آزمون هم‌انباشتگی کائو برای متغیرهای الگو انجام گرفت که نتایج آن در جدول‌های (۴) و (۵) ارائه شده است. با توجه به جدول (۴)، همهٔ متغیرها به‌جز متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات در سطح نامانا هستند.

جدول۴: آزمون ریشه‌واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	آماره	احتمال
رد پای اکولوژیکی	-۲/۳۲۷۷۰	>=۰/۱۰
فناوری اطلاعات و ارتباطات	-۳/۲۱۳۷۲	<۰/۰۱
تولید ناخالص داخلی سرانه	-۱/۶۲۱۰۳	>=۰/۱۰
توسعه مالی	-۱/۶۱۹۰۷	>=۰/۱۰
پیچیدگی اقتصادی	-۲/۴۸۰۶۳	>=۰/۱۰
رشد جمعیت شهری	-۲/۲۲۴۱۵	>=۰/۱۰
صادرات کالاها و خدمات	-۱/۹۱۱۴۳	>=۰/۱۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌انباشتگی در جدول (۵)، آزمون کائو (۱۹۹۹) نشان می‌دهد میان متغیرها رابطهٔ هم‌انباشتگی وجود دارد. می‌توان نتیجه گرفت میان متغیرهای الگو هم‌انباشتگی و رابطهٔ بلندمدت وجود دارد. بنابراین، احتمال برآورد با مشکل رگرسیون جعلی وجود نخواهد داشت.

جدول۵: آزمون هم‌انباشتگی میان متغیرها

آزمون هم‌انباشتگی	آماره	احتمال
آزمون کائو (براساس انگل-گرنجر)	-۶/۱۰۲	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج حاصل از برآورد الگوی مورد مطالعه برای کشورهای مورد بررسی طی دورهٔ ۲۰۰۶-۲۰۲۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در جدول (۶) ارائه شده است. آزمون‌های سارگان، آزمون آرلانو - باند و آزمون والد به‌ترتیب برای بررسی اعتبار ابزارها، همبستگی پسماند مرتبه دوم ((AR(2)) و معنی‌داری کلی برآورد، درستی نتایج الگوی برآوردشده را تأیید می‌کنند.

نتایج برآورد الگوی پژوهش نشان می‌دهد به‌جز متغیر رشد جمعیت شهری، حضور متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد تأیید می‌شود. سطح معنی‌داری برای متغیر رشد جمعیت شهری ۱۰ درصد بوده است. طبق بررسی متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات رابطه مثبت و مجذور آن رابطهٔ منفی و معنی‌دار با رد پای اکولوژیکی سرانه دارد. به عبارتی ارتباط ICT با رد پای اکولوژیکی به‌صورت U معکوس است. بنابراین در کشورهای منتخب صادرکننده نفت وجود یک رابطه غیرخطی بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و رد پای اکولوژیکی سرانه را نمی‌توان رد کرد. این رابطه غیرخطی بدین مفهوم است که در ابتدا افزایش ICT موجب افزایش رد پای اکولوژیکی می‌شود، اما پس از رسیدن به سطح آستانه توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات، رد پای اکولوژیکی شروع به کاهش می‌کند. این نتیجه با نتایج مطالعات هیگون و همکاران (۲۰۱۷) و احمد و لی[1] (۲۰۲۱) که در رابطه با انتشار CO2 کار شده همسو است. بنابراین انتظار بر این است که گسترش ICT بعد از عبور از سطح آستانه به کاهش انتشار رد پای اکولوژیکی کمک کند.

ضریب مثبت و معنی‌دار تولید ناخالص داخلی سرانه نشان‌دهندهٔ افزایش رد پای اکولوژیکی سرانه به‌ازای افزایش تولید سرانه در کشورهای مورد مطالعه است. درواقع آلودگی به‌ازای افزایش درآمد روند صعودی داشته است. اندازهٔ این ضریب نشان می‌دهد اگر تولید ناخالص داخلی سرانه هزار دلار افزایش یابد، رد پای اکولوژیکی سرانه به اندازه ۰/۰۷۸ هکتار افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه پارسا شریف و همکاران(۱۳۹۹) همسو است.

ضریب مثبت و معنی‌دار توسعه مالی (اعتبارات داخلی به بخش خصوصی توسط بانک‌ها (درصد تولید ناخالص داخلی)) نشان‌دهندهٔ افزایش رد پای اکولوژیکی سرانه به‌ازای افزایش توسعه مالی در کشورهای مورد مطالعه است. اندازهٔ این ضریب نشان می‌دهد اگر توسعه مالی یک درصد افزایش یابد، رد پای اکولوژیکی سرانه به اندازه ۰/۰۱۵ هکتار افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه پارسا شریف و همکاران (۱۳۹۹) همسو است.

ضریب منفی و معنی‌دار شاخص پیچیدگی اقتصادی نشان‌دهندهٔ کاهش رد پای اکولوژیکی سرانه به‌ازای افزایش پیچیدگی اقتصادی است. طبق برآورد، اگر پیچیدگی اقتصادی یک واحد افزایش یابد، رد پای اکولوژیکی سرانه به اندازه ۰/۲۹ هکتار کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه سپهوند و همکاران (۱۳۹۹) همسو است.

1. Ahmed & Le (2021)

سهم صادرات کالاها و خدمات از تولید داخلی اثر منفی و معنی‌دار با رد پای اکولوژیکی دارد. با یک درصد افزایش در صادرات کالا و خدمات با فرض ثبات سایر شرایط انتظار می‌رود رد پای اکولوژیکی سرانه در کشورهای مورد مطالعه ۰/۰۱۲ هکتار کاهش پیدا می‌یابد. این نتیجه با مطالعهٔ رحمان و ولایوم[1] (۲۰۲۲) همسو است.

رشد جمعیت شهری اثری مثبت و معنی‌دار با رد پای اکولوژیکی دارد. با یک درصد افزایش در رشد جمعیت شهری، انتظار می‌رود رد پای اکولوژیکی سرانه در کشورهای منتخب صادرکننده نفت ۰/۰۴ هکتار افزایش یابد. این نتیجه با مطالعهٔ اتحاد (۱۳۹۶) همسو است.

جدول۶: نتایج برآورد الگوی مطالعه با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر	ضرایب	آماره	احتمال
EF(-1)	۰/۱۳۳۵۴۹	۱/۹۰۶۲۴۵	۰/۰۵۸۲
ICT	۰/۰۲۳۷۲۶	۲/۹۱۱۴۵۳	۰/۰۰۴۰
ICT^2	-۰/۰۰۰۱۶۰	-۴/۷۰۶۵۰۱	۰/۰۰۰۰
GDPPC	۰/۰۷۸۱۵۶	۳/۹۳۸۸۴۵	۰/۰۰۰۱
FDB	۰/۰۱۵۰۷۹	۲/۴۳۴۲۵۴	۰/۰۱۵۹
ECI	-۰/۲۹۶۷۴۳	-۷/۱۷۶۰۶۴	۰/۰۰۰۰
UPOP	۰/۰۴۰۵۲۱	۲/۴۲۲۸۴۸	۰/۰۹۲۸
EX	-۰/۰۱۲۰۷۵	-۱/۶۸۹۳۱۹	۰/۰۱۶۴
آماره سارگان		۸/۶۳۳۳۵۸	۰/۳۷۴۱۶۳
آزمون آرلانو - باند ((AR(2)		-۰/۰۳۸۰۶۲	۰/۹۶۹۶
آزمون والد (کای دو)		۸۰۰۲/۶۵۲	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۷. بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات، تولید سرانه، پیچیدگی اقتصادی، توسعه مالی، رشد جمعیت شهری و صادرات کالاها و خدمات بر رد پای اکولوژیکی سرانه، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته در شانزده کشور صادرکننده نفت طی دوره ۲۰۰۶-۲۰۲۰ انجام شده است.

1. Rahman & Velayutham (2022)

براساس آمار توصیفی داده‌های متغیرهای مورد پژوهش، کشورهای بحرین، امارات متحده عربی، کویت و عربستان سعودی در شاخص ICT و میانگین دورهٔ بررسی بالاتر از سایر کشورها بودند، اما ایران با توجه به سرعت گسترش فناوری، در سال ۲۰۲۰ بعد از کویت، در جایگاه چهارم قرار گرفت. در ارتباط با سرانه رد پای اکولوژیکی امارات متحده عربی، بحرین و کویت در جایگاه اول تا سوم بودند. میانگین درآمد سرانه کشورهای بحرین، کویت، عمان، عربستان سعودی و امارات متحده عربی بالاتر از متوسط گروه بوده است. در ارتباط با پیچیدگی اقتصادی، ایران بعد از کشور عمان در رتبه نهم از بین شانزده کشور مورد بررسی قرار دارد.

جهت برآورد الگوی تحقیق، برگرفته از مبانی نظری و مطالعات پیشین، در ابتدا وابستگی مقطعی داده‌ها با آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۳) بررسی شد. با توجه به وجود وابستگی مقطعی، جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه‌واحد پسران (۲۰۰۷) استفاده شد. به‌دلیل وجود متغیرهای مانا و نامانا، هم‌انباشتگی میان متغیرها با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کائو (۱۹۹۹) برای اجتناب از رگرسیون جعلی بررسی شد. بعد از تأیید هم‌انباشتگی متغیرها، الگوی مطالعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد گردید. براساس نتایج حاصل از برآورد، در کشورهای منتخب صادرکننده نفت، وجود رابطه‌ای غیرخطی به صورت U معکوس میان شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات و رد پای اکولوژیکی سرانه را نمی‌توان رد کرد. یعنی در ابتدا افزایش شاخص ICT یا به عبارت دیگر فناوری اطلاعات و ارتباطات موجب افزایش سرانه رد پای اکولوژیکی می‌شود. اما پس از رسیدن به نقطه آستانه متوسط سالانه حدود ۷۴/۱۴ (که از مشتق متغیر وابسته نسبت به ICT محاسبه گردید)، شروع به کاهش می‌کند. با توجه به میانگین سرانه پانل ۹۲/۹۰ و میانه ۹۶ می‌توان اظهار کرد که ۲۵ درصد کشورها هنوز به سطح آستانه نرسیده‌اند و انتظار بر این است که گسترش و توسعه ICT برای این کشورها منجر به افزایش آلودگی شود. از آنجا که کشورهای امارات متحده عربی، عربستان سعودی، روسیه، عمان، مالزی، آذربایجان، گابن، ایران، کویت، قزاقستان و بحرین از مقدار آستانه عبور کرده‌اند انتظار می‌رود که گسترش ICT به کاهش سرانه رد پای اکولوژیکی در این کشورها کمک کند. با توجه به نتیجه حاصل توصیه می‌شود عنایت ویژه‌ای به تکنولوژی‌های پاک و کمتر آلاینده در فرایند انتقال تکنولوژی در دستور کار قرار گیرد.

ضریب مثبت و معنی‌دار تولید ناخالص داخلی سرانه نشان‌دهندهٔ افزایش رد پای اکولوژیکی سرانه به‌ازای افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه است. این نتیجه حاکی از آن است که فعالیت‌های اقتصادی مانند صنعتی‌سازی و توسعه باعث بهره‌برداری از منابع طبیعی می‌شود که آلودگی بیشتری ایجاد می‌کند و البته براساس مطالعه لی و برهماسرین[1] (۲۰۱۴) رشد اقتصادی منجر به افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌شود که به معنای مصرف بیشتر برق و افزایش انتشار

1. Lee, & Brahmasrene (2014)

CO_2 و رد پای اکولوژیکی است. توصیه می‌شود دولت‌ها با اختصاص بخشی از درآمدهای حاصل از صادرات نفت به حمایت از محیط‌زیست و کنترل آلودگی بپردازند. ازجمله راهکارهای دیگر واقعی‌سازی قیمت حامل‌های انرژی و نیز وضع عوارض و مالیات‌های زیست‌محیطی بر مصارف غیرمجاز آن می‌باشد.

توسعهٔ مالی اثر مثبت و معنی‌دار بر رد پای اکولوژیکی داشته است. یعنی توسعهٔ مالی باعث تخریب محیط زیست در منطقه شده است که نشان می دهد کشورهای منتخب اوپک و اوپک پلاس از توسعه مالی برای سرمایه‌گذاری بیشتر استفاده کرده‌اند و نه برای بهبود فناوری. برای جلوگیری از تأثیر مخرب توسعه مالی بر محیط زیست، دولت‌ها در کشورهای منتخب صادرکننده نفت باید بازارهای مالی را به‌گونه‌ای توسعه دهند که منابع مالی برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی که به معرفی فناوری‌های انرژی پاک کمک می‌کند تخصیص یابد.

شاخص پیچیدگی اقتصادی اثری منفی و معنی‌دار بر رد پای اکولوژیکی سرانه داشته است. درواقع گسترش پیچیدگی اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه منجر به کاهش رد پای اکولوژیکی خواهد شد. با توجه به نتیجهٔ به‌دست آمده می‌توان شاخص پیچیدگی اقتصادی را یکی از عوامل کنترل رد پای اکولوژیکی در نظر گرفت. بنابراین تولید بیشتر کالاهای پیچیده که فناوری بالاتری را در خود نهفته دارد، می‌تواند به کاهش مصرف انرژی و رد پای اکولوژیکی منجر شود؛ از این‌رو، دولت‌ها می‌توانند با انجام معافیت‌های مالیاتی و اعطای یارانه برای آن دسته از شرکت‌هایی که از تکنولوژی جدید و انرژی پاک استفاده می‌کنند و همچنین حمایت از محصولات دانش‌بنیان و برطرف کردن موانع صادرات این کالاها، در جهت کاهش آلودگی زیست‌محیطی و کاهش خطرات ناشی از آن گام بردارند. همچنین، افزایش کارایی انرژی و استفاده از انرژی‌های پاک با توجه به اثری که بر کاهش شدت انرژی دارد باید در راستای کاهش رد پای اکولوژیکی مد نظر قرار گیرد.

اثر صادرات کالاها و خدمات بر رد پای اکولوژیکی منفی و معنی‌دار بوده است. با توجه به مطالعهٔ دوگان و همکاران[1] (۲۰۲۰) اهمیت کیفیت محصولات صادراتی و تنوع آن در زمینهٔ تخریب محیط زیست هنوز به‌طور گسترده مورد توجه قرار نگرفته است. درواقع باید بهبود کیفیت محصولات صادراتی از طریق تولید محصولات پاک‌تر در کشورهای با سطوح متفاوت درآمدی در اولویت قرار گیرد. همچنین باید درکل مصرف انرژی در کشورها کاهش یابد. به‌ویژه، سیاست‌گذاران باید با اولویت دادن و تشویق به استفاده بیشتر از منابع انرژی تجدیدپذیر و نیز کاهش محصولات صادراتی با انرژی سوخت فسیلی به افزایش کیفیت محیط زیست کمک کنند.

اثر رشد جمعیت شهری بر رد پای اکولوژیکی در سطح معناداری ده درصد مثبت و معنی‌دار بوده است. درواقع رشد بی رویه جمعیت، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه، باعث ایجاد مشکلاتی جدی

1. Dogan et al. (2020)

ازجمله کمبود مواد غذایی، کیفیت پایین هوا و آب، آلودگی محیط زیست، تخریب ساختار اکولوژیکی، مشکلات دفع زباله و مصرف بالای انرژی می‌شود. ازجمله راهکارها در این زمینه می‌توان به تصحیح الگوی مصرف انرژی، آگاهی بخشی به نسل آینده، تغییر در سبک زندگی و تغییر در شیوه‌های سنتی کشاورزی در جهت حفظ منابع زیست‌محیطی اشاره کرد.

درنهایت از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به در دسترس نبودن برخی از داده‌ها در کشورهای مورد مطالعه اشاره کرد.

References

Abid, N., Wu, J., Ahmad, F., Draz, M. U., Chandio, A. A., & Xu, H. (2020). Incorporating environmental pollution and human development in the energy-growth nexus: a novel long run investigation for Pakistan. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *17*(14), 5154.

Aghahosseini, A., Bogdanov, D., & Breyer, C. (2020). Towards sustainable development in the MENA region: Analysing the feasibility of a 100% renewable electricity system in 2030. *Energy Strategy Reviews*, *28*, 100466.

Ahmed, U., & ArshadKhan, M. (2009). Energy demand in Pakistan: A disaggregate analysis. *The Pakistan Development Review, 47*(4), 437-455.

Ahmed, Z., & Le, H. P. (2021). Linking Information Communication Technology, trade globalization index, and CO2 emissions: evidence from advanced panel techniques. *Environmental Science and Pollution Research, 28(7)*, 8770-8781.

Al-Mulali, U., Weng-Wai, C., Sheau-Ting, L., & Mohammed, A. H. (2015). Investigating the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis by utilizing the ecological footprint as an indicator of environmental degradation. *Ecological indicators*, *48*, 315-323.

Amri, F., Zaied, Y. B., & Lahouel, B. B. (2019). ICT, total factor productivity, and carbon dioxide emissions in Tunisia. *Technological Forecasting and Social Change*, *146*, 212-217.

Asongu, S. A. (2018). ICT, openness and CO 2 emissions in Africa. *Environmental Science and Pollution Research*, *25*, 9351-9359.

Atsu, F., Adams, S., & Adjei, J. (2021). ICT, energy consumption, financial development, and environmental degradation in South Africa. *Heliyon*, *7*(7), e07328.

Avom, D., Nkengfack, H., Fotio, H. K., & Totouom, A. (2020). ICT and environmental quality in Sub-Saharan Africa: Effects and transmission channels. *Technological Forecasting and Social Change*, *155*, 120028.

Balsalobre-Lorente, D., Ibáñez-Luzón, L., Usman, M., & Shahbaz, M. (2022). The environmental Kuznets curve, based on the economic complexity, and the pollution haven hypothesis in PIIGS countries. *Renewable Energy*, *185*, 1441-1455.

Bekaroo, G., Bokhoree, C., & Pattinson, C. (2016). Impacts of ICT on the natural ecosystem: A grassroot analysis for promoting socio-environmental sustainability. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *57*, 1580-1595.

Bieser, J. C., & Hilty, L. M. (2018). Assessing indirect environmental effects of information and communication technology (ICT): A systematic literature review. *Sustainability*, *10*(8), 2662.

Bouznit, M., & Pablo-Romero, M. D. P. (2016). CO2 emission and economic growth in Algeria. *Energy Policy*, *96*, 93-104.

Caglar, A. E., Mert, M., & Boluk, G. (2021). Testing the role of information and communication technologies and renewable energy consumption in ecological footprint quality: Evidence from world top 10 pollutant footprint countries. *Journal of Cleaner Production*, *298*, 126784.

Da Silva, J. M. C., Li, H., & Barbosa, L. C. F. (2020). The ecological intensity of human well-being at the local level. *Environmental and Sustainability Indicators*, *8*, 100061.

Destek, M. A., Ulucak, R., & Dogan, E. (2018). Analyzing the environmental Kuznets curve for the EU countries: the role of ecological footprint. *Environmental Science and Pollution Research*, *25*, 29387-29396.

Dizji, M. ,Badri, B. Bookstore, A. & Sokhnoor, B. (2013). investigation of the use of information and communication technology on the quality of the environment. the first national conference on environmental protection and planning, Hamedan. [In Persian]

Dogan, E., Ulucak, R., Kocak, E., & Isik, C. (2020). The use of ecological footprint in estimating the environmental Kuznets curve hypothesis for BRICST by considering cross-section dependence and heterogeneity. *Science of the Total Environment*, *723*, 138063.

Esfahani, Qabadi, Azarbaijani & Karim. (1401). Analysis of the relationship between economic growth, energy consumption and ecological footprint in a selection of developed and developing countries. *Economic research (sustainable growth and development)*, *86*(22), 203-232. [In Persian]

Etehad, F. (2016). *Examining the environmental hypothesis of Kuznets (EKC) in Iran using the ecological footprint index as an indicator of environmental quality*. Master's thesis. Islamic Azad University, Shahriar branch. [In Persian]

Fallahi, F., Sojudi, S., & Mamipours, S. (2012). The Impact of Information and Communication Technology (ICT) on the Environmental Quality in Iran. *Iranian Energy Economics*, *1*(2), 149-171. [In Persian]

Fotros, M. H., (2006). *Discussions on environmental economics (collection of articles)*. Hamedan, Bo Ali Sina University Press. [In Persian]

Gorus, M. S., & Aydin, M. (2019). The relationship between energy consumption, economic growth, and CO2 emission in MENA countries: Causality analysis in the frequency domain. *Energy*, *168*, 815-822.

Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement.

Haldar, A., & Sethi, N. (2022). Environmental effects of Information and Communication Technology-Exploring the roles of renewable energy, innovation, trade and financial development. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *153*, 111754.

Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., & Simoes, A. (2014). *The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity*. Mit Press.

Hidalgo, C. A. (2009). The dynamics of economic complexity and the product space over a 42 year period. *CID Working Paper Series*.

Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the national academy of sciences*, *106*(26), 10570-10575.

Higón, D. A., Gholami, R., & Shirazi, F. (2017). ICT and environmental sustainability: A global perspective. *Telematics and Informatics, 34(4)*, 85-95.

Ikram, M., Xia, W., Fareed, Z., Shahzad, U., & Rafique, M. Z. (2021). Exploring the nexus between economic complexity, economic growth and ecological footprint: Contextual evidences from Japan. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, *47*, 101460.

Jafariparvizkhanlou, K., Paytkhati Oskoei, S. A., & Azali, R. (2021). Investigating the Impact of ICT and Economic Growth on Environmental Pollution: Case Study of Persian Gulf Countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *8*(1), 111-138. [In Persian]

Jie, H., Khan, I., Alharthi, M., Zafar, M. W., & Saeed, A. (2023). Sustainable energy policy, socio-economic development, and ecological footprint: The economic significance of natural resources, population growth, and industrial development. *Utilities Policy*, *81*, 101490.

Kahouli, B., Hamdi, B., Nafla, A., & Chabaane, N. (2022). Investigating the relationship between ICT, green energy, total factor productivity, and ecological footprint: Empirical evidence from Saudi Arabia. *Energy Strategy Reviews*, *42*, 100871.

Kazemzadeh, E., Fuinhas, J. A., Salehnia, N., & Osmani, F. (2023). The effect of economic complexity, fertility rate, and information and communication technology on ecological footprint in the emerging economies: A two-step stirpat model and panel quantile regression. *Quality & Quantity*, *57*(1), 737-763.

Khan, N., Baloch, M. A., Saud, S., & Fatima, T. (2018). The effect of ICT on CO2 emissions in emerging economies: does the level of income matters?. *Environmental Science and Pollution Research, 25(23)*, 22850-22860.

Khan, M.A., Ozturk, I., 2020. Examining foreign direct investment and environmental pollution linkage in Asia. *Environmental Science and Pollution Research, 27(7)*, 7244-7255.

Kim, S. (2022). The Effects of Information and Communication Technology, Economic Growth, Trade Openness, and Renewable Energy on CO2 Emissions in OECD Countries. *Energies, 15(7)*, 2517.

Lee, J. W., & Brahmasrene, T. (2014). ICT, CO2 emissions and economic growth: evidence from a panel of ASEAN. *Global Economic Review, 43(2)*, 93-109.

Li, J., Gong, Y., & Jiang, C. (2022). Spatio-temporal differentiation and policy optimization of ecological well-being in the Yellow River Delta high-efficiency eco-economic zone. *Journal of Cleaner Production*, *339*, 130717.

Mashayekhi, B., Hojhabr kiani, K., Khalili, F., & Asgari, F. (2021). The Effect of Information and Communication Technology and Foreign Direct Investment on Green Productivity in Iran. *Journal of Environmental Science and Technology*, *23*(1), 253-266. [In Persian]

Mehmood, U., Agyekum, E. B., Kotb, H., Milyani, A. H., Azhari, A. A., Tariq, S., ... & Velkin, V. I. (2022). Exploring the Role of Communication Technologies, Governance, and Renewable Energy for Ecological Footprints in G11 Countries: Implications for Sustainable Development. *Sustainability*, *14*(19), 12555.

Molaei, M., & Basharat, E. (2015). Investigating Relationship between Gross Domestic Product and Ecological Footprint as an Environmental Degradation Index. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 50*(4), 1017-1033. [In Persian]

Molaei, M., Besharat, E., & Mohammadi, M. (2020). Factors Affecting the Consumption of Ecological Resources in Iran Using Economic Approach. *Journal of Environmental Science and Technology, 22*(8), 377-388. [In Persian]

Monfreda, C., Wackernagel, M., & Deumling, D. (2004). Establishing national natural capital accounts based on detailed ecological footprint and biological capacity assessments. *Land use policy, 21*(3), 231-246.

N'dri, L. M., Islam, M., & Kakinaka, M. (2021). ICT and environmental sustainability: any differences in developing countries? . *Journal of Cleaner Production, 297*, 126642.

Neagu, O., & Teodoru, M. C. (2019). The relationship between economic complexity, energy consumption structure and greenhouse gas emission: heterogeneous panel evidence from the EU countries. Sustainability, 11(2), 497.

Parvin shoar Gangachin, F., Hekmati Farid, S., Zonouzi, J. (2015). *The Effect of Information and Communication Technology (ICT) on environmental quality in MENA Countries*. Master's thesis. Urmia University. [In Persian].

Parsasharif, H., AmirNejad, H., & Taslimi, M. (2021). Investigating and Determining the Factors Affecting the Ecological Footprint of Selected Asian and European Countries. *Agricultural Economics Research*, *13*(2), 155-172. [In Persian]

Pouri, M. J., & Hilty, L. M. (2018). ICT-enabled sharing economy and environmental sustainability—a resource-oriented approach. *In Advances and New Trends in Environmental Informatics (pp. 53-65).* Springer, Cham.

Raheem, I. D., Tiwari, A. K., & Balsalobre-Lorente, D. (2020). The role of ICT and financial development in CO2 emissions and economic growth. *Environmental Science and Pollution Research, 27(2)*, 1912-1922.

Rahman, M. M., Alam, K., & Velayutham, E. (2022). Reduction of CO2 emissions: The role of renewable energy, technological innovation and export quality. *Energy Reports*, *8*, 2793-2805.

Saadi Poor, A., Damankeshideh, M., Shojayi, M. (2012). *The analysis of impact of information and communication technology on CO2 emission; Across-country study*. Master's thesis. Islamic Azad University. [In Persian].

Sepahvand, R., Sayehmiri, A., & Shirkhani, A. (2021). The Impact of Economic Complexity on Environmental Performance in the MENA Countries. *The Economic Research*, *21*(3), 10-10.[In Persian]

Shabani, Z. D., & Shahnazi, R. (2019). Energy consumption, carbon dioxide emissions, information and communications technology, and gross domestic product in Iranian economic sectors: A panel causality analysis. *Energy, 169*, 1064-1078.

Sikder, M., Wang, C., Yao, X., Huai, X., Wu, L., KwameYeboah, F., ... & Dou, X. (2022). The integrated impact of GDP growth, industrialization, energy use, and urbanization on CO2 emissions in developing countries: Evidence from the panel ARDL approach. *Science of The Total Environment*, 155795.

Sinha, A., Sengupta, T., & Saha, T. (2020). Technology policy and environmental quality at crossroads: Designing SDG policies for select Asia Pacific countries. *Technological Forecasting and Social Change*, *161*, 120317.

Tamazian A, Chousa J, Vadlamannati K (2009) Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from BRIC countries. *Energy Policy 37*:246–253.

Tarazkar, M. H., Ghorbanian, E., & Bakhshoodeh, M. (2018). The Effect of Economic Growth on Environmental Sustainability in Iran: Application of Ecological Footprint. *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, *2*(3), 51-70. [In Persian]

Wackernagel, M., & Rees, W. (1996). Our licological/ootprint: Reducing Human impact on the l'arih. *Gabriola lsland, BC, Canada: New Society Publishers*.

Zakaria, M., & Bibi, S. (2019). Financial development and environment in South Asia: the role of institutional quality. *Environmental Science and Pollution Research*, *26*, 7926-7937

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 27-58

ICT and Ecological Footprint in Oil-exporting Countries

Fatemeh Arianfa[1]
Zahra(Mila) Elmi[2]

Received: 2023/05/31 Accepted: 2023/07/03

Introduction

Economic stability via Information and Communication Technology (ICT) has sparked interesting discussions among scholars. ICT plays a crucial role in realizing sustainable development objectives. Globally, the prospective advantages of ICT are widely acknowledged. Some research has solely emphasized its role on mitigating air pollution, but the ecological implications of ICT have largely been overlooked. This article is pioneering in domestic studies of ICT influencing ecological footprint. In addition, the present research uniquely computes the ICT index through the principal component method, distinguishing it from other ICT studies conducted in Iran. In recent times, the ecological footprint has been embraced as a broader gauge for assessing environmental damage. One reason for this choice is that other environmental harm indicators, such as air and water pollution, deforestation, and others, only represent part of total environmental degradation. However, the ecological footprint index incorporates diverse elements like agricultural lands, pastures, fishing areas, forests, carbon footprint, and constructed lands, hence offering a more holistic measure. Concerning the topic in question, it is evident from national studies that there has been little research on identifying the factors contributing to the ecological footprint.

Methodology

In this research, we investigate the impact of the information and communication technology (ICT) index on selected oil-exporting countries' ecological footprint from 2006 to 2020. To do this, we use the generalized moments method. We extracted the model of this research from the studies of Higon et al. (2017) and Caglar et al. (2021) for carbon dioxide emissions. The variables of our study include the ecological footprint (as the dependent variable), the information and communication technology index (an explanatory variable calculated using the principal component analysis (PCA) method), and control variables such as GDP per capita, exports of goods and services, financial development, and economic Complexity Index which is chosen on the review of other studies. The data used for this study are taken from databases such as the World Bank and the Global Resource Footprint Network and the Atlas of Economic Complexity.

1. Master of Economics, Faculty of economic and administrative sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. E-mail: fatemeh.s.arianfar@gmail.com
2. Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of economic and administrative sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. (Corresponding Author). E-mail: z.elmi@umz.ac.ir

Discussion and Conclusion

Given the challenges posed by global warming to current and future generations, this study aims to explore the impact of Information and Communication Technology (ICT) on the ecological footprint in chosen oil-exporting nations. The study focused on the inverse U relationship of the information and communication technology index with the emission of ecological footprints from 2006 to 2020. The ecological footprint is an index of the amount of environmental pollution and a more comprehensive index than CO2. A data description was undertaken before estimating the model. The research model, built on theoretical underpinnings and past studies, was structured, and estimated by the Generalized Moments Method.

The findings showed a non-linear connection between ICT and the ecological footprint in oil-exporting countries. ICT augments the ecological footprint per capita before a certain threshold, but it begins to diminish after that**.**

The positive and significant coefficient of GDP per capita indicates an increase in ecological footprint per capita for the increase of GDP per capita. This result indicates that economic activities such as industrialization and development cause the exploitation of natural resources, which causes more pollution.

Financial development has had a positive and significant effect on the ecological footprint. To prevent the destructive effect of financial development on the environment, governments in selected oil-exporting countries should develop financial markets in such a way that financial resources are available for investing in projects that help introduce clean energy technologies.

The economic complexity index has had a negative and significant effect on the per capita ecological footprint. In fact, the expansion of economic complexity in the studied countries will lead to the reduction of the ecological footprint. According to the obtained result, the economic complexity index can be considered as one of the ecological footprint control factors; Therefore, the production of more complex goods that contain higher technology can lead to a reduction in energy consumption and ecological footprint. Therefore, governments can provide tax exemptions and subsidies for those companies that use new technology and clean energy, and support knowledge-based products as well.

The influence of goods and services exports on the ecological footprint has been negative and substantial. The significance of the quality and diversity of exported goods regarding environmental destruction has not yet been thoroughly considered. Therefore, the focus should be on enhancing the quality of export goods via cleaner production methods. Overall, energy consumption should also be reduced in all countries, with policymakers prioritizing the use of renewable energy resources and promoting the reduction of fossil-fuel energy export products.

The influence of urban population growth on the ecological footprint has been positive and substantial. Essentially, uncontrolled population growth, especially

in developing countries, creates grave issues including scarcity of food, poor air and water quality, environmental contamination, degradation of the ecological structure, waste disposal problems, and high energy usage.

Keywords: Information and Communication Technology (ICT), Ecological Footprint Per Capita, GDP per capita, Economic Complexity Index, Generalized Moments Method
JEL Classification: C23, O32, Q43, Q51

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۵۹-۸۹

همبستگی اقتصاد، انرژی و محیط زیست (3E) در کشورهای منتخب آسیایی: کاربردی از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل[۱]

سمیه اعظمی [۲]
فاطمه حسینی[۳]
کیومرث سهیلی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/٤/۲٦ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/٦/۱

چکیده

بررسی رابطه میان رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی همواره یکی از چالش‌های اصلی کشورهای جهان محسوب می‌شود. هدف از انجام این پژوهش بررسی همبستگی رشد اقتصادی، کیفیت محیط زیست و مصرف انرژی در کشورهای آسیایی با در نظر گرفتن تأثیرپذیری کشورها از یکدیگر است. این همبستگی در دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۸ در قالب الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل (SPSEM) با روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته فضایی (GS2SLS) برآورد می‌شود. همبستگی فضایی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن تأیید می‌شود، ضمن اینکه محیط زیست به‌طور فضایی همبستگی قوی‌تری نسبت به دو سری دیگر دارد. همچنین نتایج، ارتباط رشد اقتصادی و محیط زیست، رشد اقتصادی و مصرف انرژی و نیز مصرف انرژی و محیط زیست را تأیید می‌کند. ثبات سیاسی، اصلاح ساختار نامطلوب شهرها و افزایش کارایی انرژی منجر به بهبود کیفیت محیط زیست کشورها می‌شود. برای اتخاذ سیاست‌های کارآمد در مورد مسائل مربوط به تغییرات آب و هوایی، سیاست‌گذاران باید اثرات سرریز فضایی کشورها را در نظر بگیرند. این نتایج تجربی جدید به سیاست‌گذاران در طراحی سیاست‌های زیست‌محیطی و انرژی مناسب برای تحقق اهداف کشورهای آسیایی برای توسعه اقتصادی و پایداری کمک می‌کند.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی، معادلات هم‌زمان، الگوی فضایی

طبقه‌بندی JEL: Q01, Q56

---

۱. این مقاله مأخوذ از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم فاطمه حسینی با راهنمایی خانم دکتر سمیه اعظمی و مشاورهٔ دکتر کیومرث سهیلی است.

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسنده مسئول) s.azami@razi.ac.ir
۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران 69f.h.hoseiny@gmail.com
۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران ksohaili@razi.ac.ir

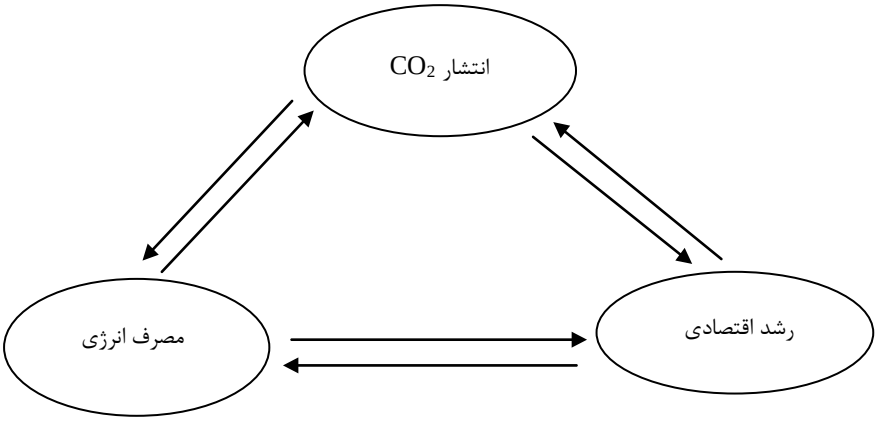
۱. مقدمه

امروزه آلودگی به یکی از چالش‌های اصلی سیاست کشورها تبدیل شده است؛ به‌طوری‌که کشورها علاوه بر سیاست‌ها و اقدامات خود ساماندهی آلودگی را در حوزه‌های بین‌المللی نیز بررسی می‌کنند. انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از سوخت‌های فسیلی و سایر فعالیت‌های انسانی تهدیدی جدی پیشِ روی بسیاری از کشورها است که با توجه به ماهیت آن شیوع بیشتری داشته و در اکثر مناطق جهان محسوس است (شجری و همکاران، ۱۳۹۲). در سه دهۀ اخیر با افزایش گازهای گلخانه‌ای در جو کره زمین، دمای هوا در حال افزایش است و پیش‌بینی می‌شود با ادامۀ این روند تغییرات نامطلوبی در محیط زیست ایجاد شود. براساس گزارش هیئت میان‌دولتی تغییر اقلیم (IPCC)[1]، در سال ۲۰۱۴، ۷۶٪ کل گازهای گلخانه‌ای از دی اکسید کربن تشکیل شده است. بنابراین می‌توان عنوان کرد که انتشار دی اکسید کربن نقش مهمی در محافظت از محیط زیست و توسعۀ پایدار دارد (عمری[2]،۲۰۱۳). بسیاری از مطالعات به شناسایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن و ارتباط آن با سایر مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی، زیست‌محیطی، در جهت رسیدن به توسعه پایدار پرداخته‌اند که از میان این عوامل اثرگذار می‌توان به مصرف انرژی و رشد اقتصادی اشاره کرد.

انرژی به‌عنوان نیروی محرکه‌ای در اکثر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی، نقش مؤثری را ایفا می‌کند. از سوی دیگر، مصرف انرژی به دلیل انتشار کربن و گازهای گلخانه ای منجر به آلودگی هوا می‌شود. مصرف انرژی در کشورهایی که در مرحله اولیه از فرآیند رشد و توسعه اقتصادی قرار دارند، به‌سرعت در حال افزایش است. بنابراین، انرژی در کنار سایر عوامل تولید، پیش‌زمینه رشد اقتصادی محسوب می‌شود و این وابستگی با گذشت زمان همواره در حال افزایش است. با توجه به محدودیت‌های تکنولوژیکی هم‌زمان با رشد اقتصادی که با مصرف انرژی همراه است، آلودگی‌های زیست‌محیطی به‌عنوان محصول فرعی و اجتناب‌ناپذیر تولید؛ اثرات مخربی را بر محیط زیست برای جوامع به دنبال دارد. در طی چند دهۀ گذشته نگرانی‌ها نسبت به روند توسعه ناپایدار و تأثیرات بالقوه آن، نظیر تغییرات اقلیم و استفاده بی‌رویه از منابع افزایش یافته است. با افزایش این نگرانی‌ها نسبت به تغییرات اقلیم و گرمایش جهانی، توجه به میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای از منابع مختلف انرژی و تلاش در جهت کنترل این انتشارها مورد توجه جدی دولت‌ها و سازمان‌های بین‌المللی قرار گرفته است. از طرف دیگر، سیاست‌های محیط زیستی، بخش انرژی و اقتصاد را از طریق تغییرات در قیمت‌های نسبی و فناوری‌های جدید تحت تأثیر قرار می‌دهد. این ارتباط‌های قوی ضرورت استفاده از مدل‌های3E[3] را نمایان می‌کند. ارتباط بین محیط زیست، اقتصاد و بخش انرژی عمیق و پیچیده است. این مدل‌ها به‌طور کلی جهت اهداف سیاست محیطی ایجاد شده‌اند و محققان، آثار و هزینه‌های

1. Intergovernmental panel on climate change (2014).
2. Omri (2013).
3. Economy- Energy -Environment

اقتصادی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی را تحلیل می‌کنند (مهدوی عادلی و نظری، ۱۳۹۳). نمودار (۱) این همبستگی متقابل را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: اثر متقابل رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی

هدف این مطالعه، بررسی همبستگی اقتصاد، انرژی و محیط زیست در کشورهای منتخب آسیایی است. قابل‌توجه است که کشورهای آسیایی مانند چین، هند، ژاپن، ایران، عربستان، کره جنوبی و اندونزی به لحاظ انتشار دی اکسید کربن در میان کشورهای جهان رتبهٔ کمتر از ده دارند (رتبهٔ برخی کشورها هر سال تغییر می‌کند، ولی همچنان جزء آلوده‌کننده‌های بزرگ هستند). تلاش می‌شود این همبستگی با درنظر گرفتن تأثیرپذیری این کشورها از هم بررسی شود. لذا از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل به‌منظور بررسی ارتباطات سه طرفه اقتصاد، انرژی و محیط زیست استفاده می‌شود. الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل این امکان را فراهم می‌کند که همبستگی و ارتباط اقتصاد، انرژی و محیط زیست با در نظر گرفتن تأثیرپذیری کشورها از یکدیگر و اثرات سرریز فضایی تحلیل شود. به‌عبارتی، همبستگی فضایی رشد اقتصادی کشورها، همبستگی فضایی انتشار دی اکسید کربن درنظر گرفته می‌شود. معنی‌دار بودن این تأثیرات پیغام مهمی برای سیاست‌گذاران زیست‌محیطی در حل مسائل زیست‌محیطی و تغییرات اقلیمی دارد. سازماندهی مقاله به این صورت است که در ادامه به ترتیب مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش مطرح می‌شود. روش‌شناسی پژوهش و مروری بر داده‌ها موضوع بخش چهارم است. یافته‌های تجربی و بحث به بخش پنجم و نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی به بخش ششم اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

جریان صنعتی‌شدن و نیز رشد روز افزون دانش بشری، منجر به بهره‌برداری فشرده از منابع انرژی به‌ویژه سوخت‌های فسیلی در راستای تولید و درنتیجه موجب آزاد شدن حجم قابل‌توجهی از گازهای دی اکسید کربن به اتمسفر گردید. چشم‌انداز زیبای رشد اقتصادی در دهه‌های ۵۰ و ۶۰ موجب غفلت

کشورهای جهان نسبت به مسائل زیست‌محیطی شد و درنتیجه صدمات وارد شده به محیط زیست خسارت‌ها و هزینه‌های جبران‌ناپذیری را وارد ساخت. به همین دلیل آثار مخرب گرمایش جهانی و تغییرات آب و هوایی بر روی اقتصاد جهانی از طرف فعالان زیست‌محیطی و محققان به‌صورت گسترده بررسی شده است (جعفری، ۱۳۹۲). به موازات درک ارتباط میان رشد اقتصادی و ابعاد زیست‌محیطی رشد اقتصادی، اقتصاددانان و متخصصان به این نتیجه رسیدند که توجه یک‌طرفه به رشد اقتصادی می‌تواند توسعه ناپایداری را ایجاد کند. دغدغهٔ توسعه در پارادایم جدید، بهتر شدن وضعیت چندجانبهٔ بشر است. در بند پنجم بیانیهٔ سیاسی ژوهانسبرگ[1] (۲۰۰۲)، بر این نکته تأکید شده است که توسعه پایدار میسر نمی‌گردد مگر با توسعه اقتصادی، اجتماعی و همچنین حفاظت از محیط زیست (گزارش اجلاس جهانی توسعه پایدار). بدین‌منظور باید به دنبال توسعه اقتصادی بود که در نتیجهٔ آن علاوه بر رشد، بهبود کارایی انرژی و زیست‌محیطی حاصل گردد. بنابراین، یکی از کارهای مهم متخصصان را می‌توان در یافتن راه‌حل‌هایی به‌منظور کاهش اثرات جانبی ناشی از رشد اقتصادی، مصرف انرژی و محیط زیست دانست (نیکواقبال و همکاران، ۱۳۹۱).

رابطهٔ میان رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی در سه دههٔ گذشته در کشورهای مختلف بررسی شده است. سه شاخهٔ تحقیقاتی در ادبیات مربوط به این متغیرها وجود دارد. اولین رشته از تحقیقات به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن می‌پردازد. این شاخه از تحقیقات به بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس می‌پردازد. براساس این فرضیه میان رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن رابطه U معکوسی وجود دارد. از اولین مطالعات انجام‌شده در این گروه می‌توان به مطالعهٔ گراسمن و کروگر[2] (۱۹۹۱) اشاره کرد. آن‌ها با به‌کارگیری الگوی فرضیه کوزنتس به تأثیر رشد اقتصادی بر آلوده‌کننده‌های محیط زیست پرداختند و به رابطه U معکوسی بین درآمد سرانه و انتشار ذرات معلق در هوا دست یافتند. بسیاری از مطالعات تجربی فرضیه EKC[3] را تأیید می‌کنند، برای مثال آپرگیس[4] (۲۰۱۶)، لاملا[5] (۲۰۰۹)، شفیک[6](۱۹۹۴)، دیندا و کندو[7](۲۰۰۶).

شاخهٔ دوم از تحقیقات به بررسی رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌پردازد. پیش از انقلاب صنعتی، مقدار تولید تابعی از نیروی کار و سرمایه (زمین)، معرفی می‌شد؛ $Q = f(L, K)$، که در آن Q مقدار تولید، L نیروی کار (نیروی انسانی) و K زمین است. اما تابع تولید پس از انقلاب صنعتی تغییر کرد و مقدار مواد اولیه به‌عنوان نهاده جدید به آن افزوده شد؛ $Q = f(L, K, M)$. از دهه ۱۹۷۰ تابع تولید به‌گونه‌ای دیگر بیان شد؛ $Q = f(L, K, M, E)$، که در آن E نهاده انرژی بود.

1. Johannesburg (2002).
2. Grossman & Krueger (1991).
3. Environmental Kuznets Curve
4. Apergis (2016).
5. Lamla (2009).
6. Shafik (1994).
7. Dinda & Coondoo (2006).

اگر تولید را تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی در نظر بگیریم، تابع تولید به این‌صورت خواهد بود.

$$Q=F(K, L, E) \quad (۱)$$

که Q تولید، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E نهاده انرژی است که می‌تواند توسط حامل‌های انرژی تأمین گردد. همچنین فرض بر این است که میان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطهٔ مستقیم وجود دارد، یعنی افزایش در هریک از نهاده‌های مذکور موجب افزایش تولید می‌شود (آل عمران و همکاران، ۱۳۹۱). به بیان ریاضی ما داریم که:

$$\frac{\delta Q}{\delta K} > 0 \ , \ \frac{\delta Q}{\delta L} > 0 \ , \ \frac{\delta Q}{\delta E} > 0 \quad (۲)$$

برنت و وود[1] (۱۹۷۵) در تابع تولید نشان دادند که انرژی یکی از عوامل تولید است که با نیروی کار ارتباط ضعیفی دارد. آن‌ها با ملحوظ کردن انرژی تابع تولید را به این صورت نشان دادند:

$$Q=F(H(K, E), L) \quad (۳)$$

که در آن انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده و عامل تولیدی H را می‌سازند، سپس برای تولید محصول با نیروی کار ترکیب می‌شود. درواقع انرژی در اینجا رابطهٔ تفکیک‌ناپذیر ضعیفی با نیروی کار دارد (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰).

ایدهٔ مربوط به رابطهٔ بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را اولین‌بار کرافت[2](۱۹۸۷) مطرح کرد. وی که رابطهٔ علّی این دو متغیر را برای کشور آمریکا بررسی کرد از آن پس رابطهٔ علّی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی به‌طور جامع در ادبیات اقتصاد انرژی مورد مطالعهٔ بسیاری از محققان نظیر دوگان[3] (۲۰۱۶)، شهباز و همکاران[4](۲۰۱۷) و تاگو و تاپو[5] (۲۰۱۸) قرار گرفته است. می‌توان گفت که یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی که امروزه تأثیر بسزایی در جریان رشد اقتصادی کشورها دارد، مصرف انرژی است. چراکه انرژی به‌عنوان نیروی محرکهٔ فعالی در بیشتر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی به‌کار می‌رود و می‌توان آن را به‌عنوان منبعی کلیدی در فرآیندهای توسعهٔ اجتماعی و به‌ویژه تولیدی در نظر گرفت که به‌منظور تولید بیشتر به انرژی متکی هستند. بنابراین، نقش مؤثری را در توسعهٔ پایدار کشورها ایفا می‌کند. مبانی نظری در جهت رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را به چهار رابطه ممکن معرفی می‌کند: فرضیه‌های رشد، صرفه‌جویی، بازخورد و خنثی. فرضیه رشد همان رابطهٔ علی یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است. این فرضیه بیان می‌کند که مصرف انرژی نقش حیاتی در رشد اقتصادی دارد. به‌طوری‌که می‌توان آن را به‌عنوان نهاده‌ای مستقیم در تولید و همچنین به‌عنوان نهاده‌ای غیرمستقیم و مکمل در کنار نهادهٔ کار و سرمایه به‌کار برد. فرضیه صرفه‌جویی رابطه علّی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی است. فرضیه صرفه‌جویی

1. Berndt and Wood (1975).
2. Kraft (1987).
3. Dogan (2016).
4. Shabazz et al. (2017).
5. Tugcu & Topch (2018).

سیاست‌هایی را که به‌منظور کاهش مصرف انرژی طراحی شده‌اند در رشد اقتصادی بی‌تأثیر می‌داند و بیان می‌کند که افزایش مصرف انرژی در نتیجهٔ افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد. رابطهٔ علیّت دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی، به‌عنوان فرضیهٔ بازخورد مطرح می‌شود. طبق این فرضیه، رشد اقتصادی و مصرف انرژی با یکدیگر مرتبط بوده و هم‌زمان با هم مشخص می‌شوند. فرضیهٔ عدم وجود رابطه علّی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی به فرضیهٔ خنثی معروف است. این فرضیه مصرف انرژی را به‌عنوان یک جزء کوچک تولید می‌داند و درنتیجه تأثیر آن را بر رشد اقتصادی صفر یا بسیار ناچیز در نظر می‌گیرد.

شاخه سوم بر ارتباط رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی تمرکز دارد. در بسیاری از مطالعات تجربی، رشد اقتصادی به‌عنوان عامل کمک‌کننده به آلودگی و مصرف انرژی شناخته می‌شود. از سوی دیگر مصرف انرژی نقش کلیدی در کنترل انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی ایفا می‌کند. از این‌رو، بررسی رابطه میان این متغیرها با در نظر گرفتن رابطهٔ هم‌زمانی آن‌ها ارز شمند است. اقتصاد علم بهینه است فاده از منابع می‌باشد و آگاهی از این علم بشر را قادر می‌سازد تا از منابع کمیاب طبیعت به نحو مطلوب استفاده کند، اما همواره باید این را به‌خاطر داشته باشد که استفادهٔ بهینه از منابع طبیعی باید درجهت منافع جمعی و همچنین با لحاظ نمودن منافع نسل‌های آتی و نیز به حداقل رسیدن تخریب و آلودگی محیط زیست صورت پذیرد (عباسپور، ۱۳۸۶). اقتصاددانان از دههٔ هفتاد به این‌سو با ارائه مدل‌های کمی موسوم به 3E سعی در محاسبه این اثرات داشته‌اند. همانند سایر شاخه‌های اقتصاد، رشد و توسعهٔ این مدل‌ها با مهارت و دقت خاصی همراه بوده است. امروزه تعدادی از مدل‌های کلان 3E در مقیاس‌های منطقه‌ای، ملی و بین‌المللی در پیش‌بینی‌ها و تحلیل‌های سیاست‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. درواقع تمامی کشورها و نیز سازمان همکاری اقتصادی و توسعه OECD اعضای سازمان ملل UN متمایل به توسعه و حمایت از چنین مدل‌هایی هستند و در صورت انگیزه داشتن کشورها به پشتیبانی از این مدل‌ها انتظار همکاری‌های فنی وجود دارد. هدف از ارائهٔ مدل‌های 3E، فراهم کردن چهارچوبی ریاضی و آماری به‌منظور بررسی اثرات متقابل اقتصاد، انرژی و محیط زیست با تأکید بر کاهش تغییرات آب و هوایی بوده است. از دیدگاه اقتصادی و در یک نگاه فراگیر، این مدل‌ها تعمیم‌یافته از مدل‌های رشد اقتصادی با در نظرگرفتن عوامل انرژی و محیط زیست هستند. رهیافت عمومی در این مدل‌ها توجه به تغییرات آب و هوایی در چهارچوب رشد اقتصادی است. عامل سرمایه در مدل‌های رشد نئوکلاسیک در اینجا شامل سرمایه‌گذاری‌های محیط‌زیستی نیز می شود. کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در این مدل تعمیم‌یافته، مشابه با بحث سرمایه‌گذاری در مدل‌های اصلی است. درواقع با در نظر گرفتن گازهای گلخانه‌ای به‌عنوان سرمایه طبیعی منفی، می‌توان کاهش در انتشار آن‌ها را به مثابه پایین آوردن میزان سرمایه طبیعی منفی قلمداد کرد (عسلی، ۱۳۹۲).

۳. پیشینهٔ پژوهش

وانگ و همکاران[1] (۲۰۱۶) رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی در چین را طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۲ بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده رابطه علی دوطرفه‌ای بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در چین است. همچنین رابطه علی یک‌طرفه‌ای از مصرف انرژی با انتشار دی اکسید کربن وجود دارد. هزاره و همکاران[2] (۲۰۱۷) در پژوهش خود به بررسی مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست با استفاده از مدل معادلات هم‌زمان فضایی در کشورهای درحال توسعه آسیایی و در دورهٔ ۲۰۰۰-۲۰۱۱ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست هر کشور تحت تأثیر کشور مجاور قرار می‌گیرد. همچنین مصرف انرژی باعث افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود. مگازینو[3](۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی برای نوزده کشور APEC در طی سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۱۳ با استفاده از مدل PVAR پرداختند. نتایج نشان داد که هیچ رابطه علی‌ای میان تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی نیست. علاوه بر این آزمون‌ها هم‌پوشانی پانل نشان می‌دهد که رابطهٔ بلندمدت برای کشورهای APEC نامعین می‌باشد. میرزا و همکاران[4](۲۰۱۷) وجود علیت دینامیکی بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای را با استفاده از رویکرد ARDL برای کشور پاکستان بررسی کردند. نتیجه رابطهٔ بلندمدت و کوتاه‌مدت قوی گرنجر را نشان می‌دهد که تأییدی بر وجود رابطه دوطرفه بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن است. آدامز و همکاران[5] (۲۰۱۸) در پژوهش خود به مطالعه انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و تأثیر آن بر رشد اقتصادی برای سی کشور آفریقایی با استفاده از آزمون‌های پانل ناهمگن آزمون تصحیح خطا در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۲ می‌پردازند. نتایج نشان داد که هر دو انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر تأثیر بلندمدت بر روی رشد اقتصادی دارند. به این صورت که افزایش ۱۰٪ مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، رشد اقتصادی را به ترتیب به میزان ۲۷٪ و ۲/۱۱٪ افزایش خواهد داد. خان و همکاران[6] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، انتشار دی اکسید کربن و توسعه مالی با استفاده از روش گشتاورها و سیستم دو مرحله‌ای معادلات هم‌زمان در دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۷ پرداختند. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن بر هم تأثیر می‌گذارند و دارای ارتباط معنادار هستند. ناگو[7] (۲۰۱۹) با استفاده از منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در پژوهش خود به کشف ارتباط بین شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) و انتشار دی اکسید کربن پرداختند. در این پژوهش ۲۵ کشور

1. Wang et al. (2016).
2. Hezareh et al. (2017).
3. Magazzino (2017).
4. Mirza et al. (2017).
5. Adams et al. (2018).
6. Khan et al. (2019).
7. Neagu (2019).

منتخب اتحادیه اروپا در سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۷ بررسی شد. وی از متغیر شدت انرژی به‌عنوان تعیین‌کننده اصلی انتشار دی اکسید کربن استفاده کرده است. یافته‌های تحقیق نشان از الگوی U شکل منحنی انتشار دی اکسید کربن دارد. علاوه بر این مشخص شد که افزایش ۱۰٪ شدت انرژی، به افزایش ۲/۹٪ انتشار دی اکسید کربن می‌انجامد. زافر و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مطالعهٔ خود به بررسی انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و تأثیری که بر رشد اقتصادی دارد، پرداختند. آن‌ها این پژوهش را برای کشورهای همکاری اقتصادی آسیا و اقیانوسیه با استفاده از آزمون همسترینگ طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۵ برای بررسی روابط تعادل بلندمدت بین متغیرها و تأیید حضور هم‌زیستی در بلندمدت مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که نقش تحریک‌کننده انرژی در رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. سارکودی و استریزو[2] (۲۰۱۹) به تأثیر مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن در پنج کشور درحال توسعهٔ منتشرکننده آلاینده (چین، هند، اندونزی، ایران و آفریقای جنوبی)، در طی دوره زمانی ۱۹۸۲-۲۰۱۶ پرداختند. نتایج بررسی آن‌ها تأثیر مثبت مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و همچنین تأیید فرضیه پناهگاه آلایندگی را در کشورهای مورد مطالعه، نشان می‌دهد. رادمهر و همکاران[3] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط سه‌طرفه میان رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی با روش حداقل مربعات دومرحله‌ای فضایی (GS2SLS) برای کشورهای اتحادیه اروپا از سال ۱۹۹۵-۲۰۱۴ پرداختند. یافته‌های آن‌ها همبستگی فضایی مثبت متغیرها را در سراسر کشورها تأیید می‌کند. همچنین نتایج رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن و نیز رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن را تأیید می‌کند.

مهدوی عادلی و همکاران (۱۳۹۳) رابطه بین رشد اقتصادی، انرژی و محیط زیست؛ بررسی مدل‌های E3 را با استفاده از روش تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته در طی دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۲ برای ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که اثر متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف انرژی بر آلودگی مثبت و معنادار است. همچنین اثر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی معنادار است و درنهایت مصرف انرژی و رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری را بر آلودگی محیط زیست ایران دارند. کهنسال و شایان‌مهر (۱۳۹۵) رابطه بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست را مورد بررسی قرار دادند، در این مطالعه به منظور اثر متقابل متغیرها از ارتباطات فضایی و الگوی معادلات هم‌زمان فضایی برای داده‌های تابلویی در کشورهای درحال توسعه استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان داد که مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست هر کشور می‌تواند تحت تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست کشورهای مجاور نیز قرار گیرد. علاوه بر این نتایج حاکی از ارتباط علت و معلولی دوطرفه میان رشد اقتصادی و آلودگی

1. Zafar et al. (2019).
2. Sarkodie & Strezov (2019).
3. Radmehr et al. (2021).

محیط زیست و نیز بین آلودگی محیط زیست و مصرف انرژی وجود دارد. ارباب و همکاران (۱۳۹۶) رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر را در کشورهای منتخب عضو اوپک بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که میزان مصرف انرژی تجدیدپذیر علت گرنجری رشد اقتصادی است. شهنازی و همکاران (۱۳۹۶) رابطه علیت میان مصرف حامل‌های مختلف انرژی با رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن را مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه که برای کشور ایران در طی دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۱ مورد بررسی قرار گرفت از روش علیّت تودایاموتو استفاده شد. نتایج حاکی از رابطه علیّت یک‌طرفه از مصرف حامل‌های انرژی به رشد اقتصادی بود. اما وجود رابطه علیّت در مورد انتشار دی اکسید کربن تأیید نشده است. همچنین در بخش‌های حمل و نقل، خانگی، عمومی و تجاری علیّت دوطرفه از متغیر رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن به مصرف انرژی وجود دارد. در بخش صنعت نیز یک رابطه علیّت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف حامل انرژی گاز و برق و نیز رابطه علیّت دوطرفه از رشد اقتصادی به زغال سنگ مورد تأیید است. علاوه بر این در این مطالعه رابطه علیّت یک‌طرفه از انتشار دی اکسید کربن به نفت و رابطه علیّت دوطرفه از انتشار دی اکسید کربن به سایر متغیرها غیر از نفت وجود دارد. قائد و همکاران (۱۳۹۸) رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را براساس استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری، روش جوهانسون- جو سیلیوس و روش تصحیح خطا برای کشور ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست آمده نشان داد که افزایش یک‌درصدی در انرژی تجدیدپذیر مانند باد، خورشید، آب، زمین گرمایی می‌تواند به ترتیب به میزان ۶/۴۴، ۴/۲۹، ۱/۷۸، ۲/۰۹ و ۱/۵۶ درصدی در رشد اقتصادی شود. ناهیدی امیرخیز و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای سازمان همکاری اسلامی در سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۵ پرداختند. نتایج حاکی از تأیید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس و تأثیر مثبت و معنادار مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن دارد. همان‌طور که ملاحظه شد، بررسی ارتباط بین اقتصاد، انرژی و محیط زیست از نظر نظری و تجربی در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش سعی شده است که همبستگی میان اقتصاد، انرژی و محیط زیست را در کشورهای منتخب آسیایی پرداخته شود کشورهایی که در رتبه بندی میزان انتشار آلاینده بیشتری دارند. ضمن اینکه سعی کردیم متغیرهایی را که برای کشورهای آسیایی توضیح‌دهنده‌های مناسبی هستند به صورت معادلات هم‌زمان و در قالب الگوی خطای فضایی مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم. انجام این پژوهش می‌تواند سیاست‌گذاران اقتصادی و کارشناسان زیست‌محیطی را در اتخاذ سیاست‌های مناسب یاری رساند.

۴. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش برای مطالعه رابطه متقابل بین اقتصاد، انرژی و محیط زیست از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل[1] استفاده می‌شود. در ادامه به معرفی هریک از بخش‌های این الگو پرداخته می‌شود.

1. Spatial Panel Simultaneous Equations Model

۴ – ۱. معرفی مدل

وابستگی فضایی پدیده‌ای است که همواره در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد، به‌طوری‌که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک مکان i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های $j \neq i$ وابسته است. سه نسل از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی همواره مورد مطالعه قرار می‌گیرد. نسل اول شامل مدل‌های مبتنی بر داده‌های مقطعی یا زمانی است. نسل دوم شامل مدل‌های غیرپویا مبتنی بر داده‌های ترکیبی فضایی است. این مدل‌ها می‌توانند داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی را ادغام نمایند، اما آن‌ها اغلب فضای تصادفی یا ثابت یا اثرات فضایی دوره زمانی را کنترل می‌کنند. نسل سوم از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی شامل مدل‌های پویا با داده‌های ترکیبی فضایی است. در آغاز این قرن هیچ روش تخمین ساده‌ای برای این نوع از مدل‌ها وجود نداشت. به این دلیل روش‌هایی برای مدل‌های پویا اما غیرفضایی و مدل‌های غیرپویا با داده‌های ترکیبی فضایی به وجود آمد. هنگامی که این روش‌ها به وجود آمدند تخمین زننده‌های تورش‌دار را ایجاد می‌کردند. نمونه‌هایی از مطالعات اخیر پارتریج و همکاران[1] (۲۰۱۲)، گیبونز و اورمن[2] (۲۰۱۲) و کرادو و فینگلتون[3] (۲۰۱۲) به‌خوبی در گسترش این مدل‌های اقتصادسنجی فضایی ترکیبی نقش ایفا کرده‌اند.

۴ – ۱ – ۱. تعیین مجاورت فضایی

در کارهای تحقیقاتی فضایی، معمولاً داده‌هایی وجود دارند که دارای بعد مکانی می‌باشند. بنابراین پیش از مطرح شدن مسئله وابستگی فضایی باید به تعیین کمیت و مقدار عددی جنبه‌های مکانی پرداخته شود. دو منبع اطلاعاتی برای این بررسی وجود دارد. یکی موقعیت در صفحهٔ مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس می‌توان فاصلهٔ هر نقطه در فضا یا فاصلهٔ هر مشاهدهٔ قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه کرد. مشاهداتی که به هم نزدیک‌ترند نسبت به آن‌هایی که از هم دورترند، باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتری باشند. به عبارت دیگر با افزایش فاصله بین مشاهدات، وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهدات کاهش می‌یابد. دومین منبع اطلاعاتی مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس‌کنندهٔ موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهدهشده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد. معیار نزدیکی و مجاورت براساس اطلاعات به‌دست آمده از روی نقشهٔ جامعه مورد مطالعه قابل دسترس خواهد بود و براساس این اطلاعات می‌توان تعیین نمود که کدام مناطق با هم، همسایه یا مجاور هستند، یعنی دارای مرزهایی هستند که به هم می‌رسند. بنابراین واحدهای همسایه یا مجاور نسبت به واحدهای دورتر درجهٔ وابستگی فضایی بالاتری را دارند (رحمانی و امیری، ۱۳۸۶). در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه (مناطقی که از لحاظ جغرافیایی نقاط همجوار داشته باشند) محدود می‌شوند. برای تعیین ماتریس وزن فضایی به روش مجاورت،

1. Partridge et al. (2012).
2. Gibbons and Overman (2012).
3. Corrado and Fingleton (2012).

روش‌های مختلفی وجود دارد. ازجمله مجاورت خطی، رخ مانند، فیل‌مانند، رخ‌مانند دوطرفه و ملکه (نجفی علمدارلو و همکاران، ۱۳۹۱). در روش رخ‌مانند در ماتریس وزن فضایی، عنصر متناظر با نقاط غیرهم‌مرز صفر در نظر گرفته می‌شود. ماتریس وزن را به صورت (۴) نشان می‌دهند:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & w_{2N} \\ \vdots & & \\ w_{N1} & w_{N2} \ \ldots. & 0 \end{bmatrix} \quad (۴)$$

ماتریس وزن فضایی یک ماتریس متقارن است که عناصر قطر اصلی آن صفر و بقیه عناصر در صورتی که دو کشور همسایه باشند یک و در حالتی که دو کشور همسایه نباشند مقدار صفر را به خود می‌گیرد.

۴ – ۱ – ۲. آزمون تشخیص وابستگی فضایی

در تحلیل‌های اقتصادسنجی فضایی، ابتدا به بررسی وابستگی فضایی پرداخته می‌شود. به‌منظور تشخیص وابستگی فضایی از آزمون‌های تشخیصی، مانند موران[1]، گری[2]، گتیس[3] وآزمون ضریب لاگرانژ[4] استفاده می‌شود. اساساً خودهمبستگی فضایی به تحلیل این موضوع می‌پردازد که آیا یک متغیر در یک منطقه بر همان متغیر درمناطق همجوار تأثیرگذار است یا خیر. چنانچه این تأثیرگذاری مثبت باشد، افزایش یک متغیر در یک منطقه باعث افزایش همان متغیر در مناطق همجوار می‌گردد اصطلاحاً به این نوع همبستگی، خودهمبستگی فضایی مثبت می‌گویند. چنانچه وجود متغیر تأثیر منفی بر همان متغیر در مناطق همجوار داشته باشد، اصطلاحاً این نوع خودهمبستگی را خودهمبستگی فضایی منفی عنوان می‌کنند. اگر رابطهٔ خاصی بین متغیرها در مناطق همجوار نباشد، اصطلاحاً گفته می‌شود که خودهمبستگی فضایی وجود ندارد. عموماً در مطالعات تجربی از آزمون موران برای تشخیص خودهمبستگی فضایی استفاده می‌شود. آماره موران برای متغیر x درخصوص مناطق مختلف به صورت (۵) محاسبه می‌شود:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}c_{ij}}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(X_i-\bar{X})(X_j-\bar{X})}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \quad (۵)$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})}{n} \quad (۶)$$

که X_j و X_i مقادیر X در مکان‌های i و j و $\bar{X}$ میانگین ویژگی هر ایستگاه است. s^2 واریانس نمونه است. w_{ij} موقعیت مجاورت i و j نسبت به یکدیگر و به عبارتی نوع ارتباط فضایی آن‌ها است که به‌عنوان ماتریس وزن نام برده می‌شود. اگر i و j در همسایگی هم قرار داشته باشند، مقدار w_{ij} یک و در صورت عدم همسایگی مقدار w_{ij} صفر به‌دست می‌آید. دامنه تغییرات شاخص موران جهانی بین

1. Moran
2. Geary
3. Getis
4. Lagrange Multiplier Test

۱- تا ۱+ است. در صورتی که مقادیر معنی‌دار و بزرگ‌تر از صفر باشد همبستگی فضایی مثبت و معنی‌دار و خوشه‌ای؛ در غیر این صورت همبستگی فضایی منفی و به‌صورت پراکنده می‌باشد. آزمون اهمیت موران توسط z اندازه‌گیری می‌شود تا از آن برای معنی‌داری آماری نتایج استفاده شود. Z توسط رابطه (۷) به دست می‌آید.

$$Z = \frac{I - E(I)}{SD(I)} \quad (۷)$$

که در آن SD و E به ترتیب انحراف معیار و میانگین می‌باشند. E امید شاخص موران است که محاسبه آن در رابطه (۸) نشان داده شده است.

$$E(I) = -1/(n-1) \quad (۸)$$

اگر مقدار احتمال این آماره کمتر از ۱۰ درصد باشد فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود و این بدان مفهوم است که مشاهدات کشوری به‌طور معنی‌داری به هم همبسته هستند.

۴ – ۱ –۳. مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

مدل‌های فضایی بسته به اینکه متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی یا جمله خطا وابستگی فضایی داشته باشند، به صور متفاوتی مطرح می‌شوند که متداول‌ترین آن‌ها مدل خودرگرسیونی‌فضایی (SAR)[1] و مدل خطای فضایی یا خودهمبستگی در جملات اخلال (SEM)[2] است. مدل خودرگرسیونی‌فضایی به‌عنوان کامل‌ترین الگوی خود رگرسیونی فضایی است، به نوعی که سایر مدل‌ها در این الگو قرار می‌گیرند و می‌توان با وارد کردن محدودیت‌هایی بر روی پارامترهای این الگو سایر مدل‌های فضایی را به‌دست آورد. شکل کلی این الگو به صورت رابطه (۹) نشان داده می‌شود.

$$y = \rho w_1 y + \beta x + \mu \quad (۹)$$
$$\mu = \lambda w_2 \mu + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

در این الگو y برداری از متغیر وابسته، x متغیرهای توضیحی و w_1 و w_2 ماتریس وزن‌های فضایی است. β برداری از متغیرها، ρ ضریب خودهمبستگی فضایی و λ ضریب خودهمبستگی فضایی در جملات خطا است. اگر پارامتر ρ برابر با صفر قرار داده شود، الگوی خودرگرسیونی با همبستگی در جملات اخلال (SEM) یعنی رابطه (۱۰) به‌دست می‌آید. این مدل بیانگر آن است که همبستگی فضایی مستقیم بین کشورهای مورد مطالعه وجود ندارد، بلکه همبستگی از طریق جملات اخلال در مناطق همسایه صورت می‌گیرد.

$$y = \beta x + \mu \quad (۱۰)$$
$$\mu = \lambda w \mu + \varepsilon \qquad \varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n)$$

1. Spatial Autoregressive Model
2. Spatial Error Model

۴ – ۱ – ۴. مدل‌های معادلات هم‌زمان فضایی پانل[1] و روش حداقل مربعات دومرحله‌ای تعمیم‌یافته فضایی[2]

با نگاهی سطحی به آثار منتشرشده در علم اقتصاد، می‌توان گفت که بسیاری از روابط اقتصادی به‌وسیله مدل‌های تک‌معادله‌ای قابل‌تبیین هستند. در این‌گونه مدل‌ها یک متغیر به‌عنوان متغیر وابسته تابعی خطی از یک تا چند متغیر توضیحی قرار می‌گیرد و همواره فرض بر این است که رابطه علی (در صورت وجود) بین دو متغیر از نوع یک‌طرفه باشد. اما در مواردی رابطه علی یک‌طرفه جهت تبیین روابط اقتصادی، مناسب نمی‌باشد. در این‌گونه موارد متغیر وابسته نه تنها به متغیرهای مستقل بستگی دارد، بلکه بعضی از متغیرهای توضیحی نیز به‌وسیله متغیر وابسته تعیین می‌شوند. بنابراین می‌توان گفت بین متغیر وابسته و بعضی از متغیرهای توضیحی رابطه هم‌زمان یا دوطرفه وجود دارد. در این مدل‌ها بایستی چند معادله یا یک سیستم معادلات برای آن‌ها تعریف کنیم به‌عنوان مثال فرض می‌کنیم که رابطه Y_1 و Y_2 به‌صورت رابطه (۱۱) باشد.

$$Y_{1t} = \alpha_1 + \beta_1 X_t + \gamma_1 Y_{2t} + \upsilon_{1t} \qquad (۱۱)$$
$$Y_{2t} = \alpha_2 + \beta_2 X_t + \gamma_2 Y_{1t} + \upsilon_{2t}$$

در اینجا دو معادله همراه با دو متغیر وابسته و یک متغیر توضیحی داریم. رابطه Y_1 و Y_2 دوطرفه است. در این سیستم معادلات متغیر وابسته در معادله دیگر به‌صورت توضیحی نیز ظاهر می‌شوند. همچنان‌که در رابطه (۱۳) می‌بینیم، متغیرهای لحاظ‌شده در یک سیستم معادلات هم‌زمان بر دو قسم هستند: متغیرهای درونزا[3] که مقدار عددی آن از داخل مدل تعیین می‌شود (Y_1 و Y_2)؛ و متغیرهای از پیش تعیین‌شده[4] یا متغیرهایی که مقادیر عددی آن‌ها خارج از مدل تعیین می‌شود (X). البته متغیرهای از پیش تعیین‌شده خود از دو گروه، متغیرهای برون‌زا[5] و متغیرهای درون‌زای تأخیری تشکیل شده‌اند. این‌گونه معادلات را که در هر معادله متغیر درون‌زا براساس متغیرهای برون‌زا و درون‌زا بیان می‌شوند، به سیستم معادلات فرم ساختاری[6] معروف هستند.

انواعی از روش‌های اقتصادسنجی با تأکید بر حذف یا وجود جزء اخلال به دلیل انجام بهترین روش برازش ارائه شده‌اند؛ آزمون دوربین- وو – هاسمن[7] به‌منظور تست درون‌زایی مدل معرفی شده است. فرضیه صفر این آزمون برون‌زایی متغیر است. در صورتی که فرضیه صفر رد شود در این صورت درون‌زا بودن متغیرها تأیید می‌شود که در این حالت برآورد مدل به روش OLS معتبر نیست و باید از متغیرهای ابزاری برای غلبه بر این مشکل استفاده شود. در این حالت در صورتی که وجود

1. Simultaneous Equation Models
2. Generalized Spatial Panel Two Stage Least Squares
3. Endogenous
4. Predetermined
5. Exogenous
6. Structural form
7. Durbin – Wu - Hausman

همبستگی فضایی تأیید شود؛ می‌توان به‌منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای فضایی تعمیم‌یافته GS2SLS که یک روش سه‌فازی برای تخمین معادلات فضایی است استفاده کرد. روش GS2SLS برای داده‌های تابلویی روشی سازگار و کارا است و نیازی به آزمون هاسمن جهت سازگاری الگوهای تصادفی در این وجود ندارد (رفعت و بیک‌زاده، ۱۳۹۱). برای برآورد معادلات هم‌زمان فضایی از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای فضایی استفاده می‌شود. این رویکرد شامل سه مرحله است؛ در مرحله اول، مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای ابزاری، به وسیله حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) برآورد می‌شود. در مرحله دوم پارامتر اتورگرسیو ρ از نظر باقیمانده‌های به‌دست آمده از طریق مرحله اول در روش گشتاور تعمیم‌یافته که توسط کلیجان و پروچا[1] (۱۹۹۸) پیشنهاد شده، برآورد می‌شود. درنهایت، در مرحله سوم مدل رگرسیون را مجدداً توسط 2SLS پس از تبدیل مدل از طریق کوکران اورکات به منظور به دست آوردن همبستگی فضایی، برآورد می‌شود. در مقایسه با برآوردکننده حداقل مربعات تعمیم یافته، به این روش برآورد به‌عنوان روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای فضایی تعمیم یافته اشاره می‌شود. برای ادامه بحث رابطه (۱۲) را در نظر بگیرید:

$$y_n = Z_n\delta + u_n \qquad (۱۲)$$

$$u_n = \rho\, M_n u_n + \varepsilon_n\ ,$$

که در آن $Z_n = (X_n, W_n y_n)$ و $\delta = (\acute{\beta}\ , \lambda)$ است. برآوردگر gs2sls با رابطه (۱۳) ارائه می‌شود:

$$\hat{\delta}_{F,n} = \left[\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)'\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)\right]^{-1}\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)'y_{n*}(\hat{\rho}_n) \qquad (۱۳)$$

که در آن $Z_{n*}(\hat{\rho}_n) = P_{Hn}Z_{n*}(\hat{\rho}_n) = Z_n - \hat{\rho}_n M_n Z_n$ و $y_{n*}(\hat{\rho}_n) = y_n - \hat{\rho}_n M_n y_n$ است.

$$\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n) = \left(X_n - \hat{\rho}_n M_n X_n\ , W_n y_n - \widehat{\rho_n M_n} W_n y_n\right) \qquad (۱۴)$$

$$W_n y_n - \widehat{\rho_n M_n} W_n y_n = P_{Hn}(W_n y_n - \hat{\rho}_n M_n W_n y_n) \qquad (۱۵)$$

فرض کنید مفروضات فوق برقرار باشد و $\hat{\rho}_n$ برآوردگر ثابتی برای ρ است و $\hat{\varepsilon}_n = y_{n*}(\hat{\rho}_n) - Z_{n*}(\hat{\rho}_n)\hat{\delta}_{F,n}$ و $\hat{\sigma}^2{}_{\varepsilon,n} = {\hat{\varepsilon}_n\hat{\varepsilon}_n}/{n}$. بنابراین،

$$\sqrt{n}\left(\hat{\delta}_{F,n} - \delta\right) \xrightarrow{D} N(0\ , \Phi) \qquad (۱۶)$$

$$\phi = \sigma^2{}_{\varepsilon}\left[p\lim_{n\to\infty} n^{-1}\hat{Z}_{n*}\left(\hat{\rho}_n\right)'\hat{Z}_{n*}\left(\hat{\rho}_n\right)\right]^{-1} \qquad (۱۷)$$

$$=\sigma^2{}_{\varepsilon}\left[p\lim_{n\to\infty} n^{-1}\hat{Z}_{n*}(\rho)'\hat{Z}_{n*}(\rho)\right]^{-1}$$

$$p\lim_{n\to\infty}\hat{\sigma}^2{}_{\varepsilon,n} = \sigma^2{}_{\varepsilon} \qquad (۱۸)$$

قضیه بالا همواره بیان می‌کند که $\hat{\delta}_{F,n}$ سازگار است. علاوه بر این نشان می‌دهد که استنباط‌های نمونه کوچک در مورد δ را می‌توان براساس تقریب نمونه کوچک؛

$$\hat{\delta}_{F,n} \sim N\left[\delta\ ,\ \hat{\sigma}^2{}_{\varepsilon,n}\left[\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)'\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)\right]^{-1}\right] \qquad (۱۹)$$

1. Kelejian and prucha (1998).

دانست.

سرانجام، الگوی پژوهش که در ادامه تصمیم به برآورد آن است در رابطه (۲۰) خلاصه می‌شود:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln(GDP}_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{Ln}\left(CO_{2_{it}}\right) + \alpha_2 \mathrm{Ln(E}_{it}) + \alpha_3 \mathrm{Ln(L}_{it}) + \alpha_4 \mathrm{Ln(K}_{it}) \\ &\quad + \alpha_5 \mathrm{w}_{it} \ln(\mathrm{GDP}_{it}) + \varepsilon_{it} \\ \mathrm{Ln(E}_{it}) &= \vartheta_0 + \vartheta_1 \mathrm{Ln(GDP}_{it}) + \vartheta_2 \mathrm{Ln}\left(CO_{2_{it}}\right) + \vartheta_3 \mathrm{Ln(Ex}_{it}) + \vartheta_4 \mathrm{Ln(Im}_{it}) \\ &\quad + \vartheta_5 \mathrm{Ln(Ur}_{it}) + \vartheta_6 \mathrm{Ln(K}_{it}) + \vartheta_7 \mathrm{w_{it}\, Ln(E}_{it}) + \pi_{\mathrm{it}} \\ \mathrm{Ln}\left(CO_{2_{it}}\right) &= \varphi_0 + \varphi_1 \ln(\mathrm{E}_{it}) + \varphi_2 \mathrm{Ln(GDP}_{it}) + \varphi_3 \mathrm{Ln(Ps}_{it}) + \varphi_4 Ln(\mathrm{Ur}_{it}) \\ &\quad + \varphi_5 \mathrm{w}_{it}\, \mathrm{Ln}\left(CO_{2_{it}}\right) + \mathrm{v_{it}}\end{aligned} \quad (۲۰)$$

در بخش بعدی به تعریف متغیرهای رابطه (۲۰)، به‌عنوان الگوی مطالعه، می‌پردازیم.

۴ – ۲. داده

متغیرهای الگوی (۲۰) در جدول (۱) توصیف می‌شوند. تعریف متغیر، واحد متغیر و منبع گردآوری داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱: متغیرهای الگو

متغیر	تعریف	واحد	منبع داده
GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه	Constant 2015 US$	بانک جهانی
E	مصرف انرژی سرانه	kg of oil equivalent	بانک جهانی
CO_2	انتشار سالانه دی اکسید کربن سرانه	Metric tons	بانک جهانی
K	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص سرانه	Constant 2015 US$	صندوق بین المللی پول (IMF)
L	نیروی کار	Preson(Total)	بانک جهانی
Ur	جمعیت شهری (شهرنشینی)	%Total of population	بانک جهانی
Ps	ثبات سیاسی و عدم وجود خشونت/ تروریسم	Number of Sources	بانک جهانی
Im	نسبت واردات کالاهای صنعتی به کل واردات	% of import	بانک جهانی
Ex	نسبت صادرات کالاهای صنعتی به کل صادرات	% of exports	بانک جهانی

(منبع: داده‌های پژوهش)

گفتنی است متغیر نیروی کاری (L) به‌صورت نفر گردآوری شده است، ولی در الگو با تقسیم بر جمعیت به‌صورت درصدی از کل جمعیت (l) در نظر گرفته شده است. متغیرهای $\mathrm{w}_{it} \ln(\mathrm{GDP}_{it})$، $\mathrm{w_{it}\, Ln(E}_{it})$ و $\mathrm{w}_{it}\, \mathrm{Ln}\left(\mathrm{CO}_{2_{it}}\right)$ متغیرهای تأخیر فضایی هستند که توسط محققان ساخته می‌شود.

در الگوی (۲۰)، همبستگی میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی در نظر گرفته شده است. همچنین در این مدل با استفاده از مطالعات تجربی از سایر متغیرهای تأثیرگذار نظیر شهرنشینی،

ثبات سیاسی، سهم صادرات و واردات کالاهای صنعتی از صادرات و واردات نیز در جهت بررسی همبستگی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی استفاده شده است. ثبات سیاسی به‌عنوان شاخصی از حکمرانی خوب در دهه‌های اخیر مورد توجه محققان قرار گرفته است. حکمرانی خوب در اتخاذ سیاست‌های پیش‌بینی‌شده، آشکار و صریح دولت تبلور می‌یابد. یکی از عوامل مؤثر بر عملکرد محیط زیست، بی‌ثباتی سیاسی است. به‌طورکلی می‌توان نقطه آغاز بی‌ثباتی را در تقاضا برای تغییرات سیاسی دانست که می‌تواند انرژی که باید صرف بهبود عملکرد محیط زیست گردد را از بین ببرد و روند طبیعی حفاظت از محیط زیست در اثر سوء مدیریت منحرف می‌شود. شهرنشینی یا جمعیت شهری به افرادی اطلاق می‌شود که در مناطق شهری زندگی می‌کنند. پدیده شهرنشینی، پیامدهای اقتصادی گسترده‌ای را در بر خواهد داشت. که مهم‌ترین آن‌ها شتاب بخشیدن به روند کاهش منابع و ذخایر تجدیدناپذیر، انتشار آلاینده‌ها و به‌طورخاص تغییر در روند الگوی مصرف انرژی می‌باشد (فطرس و معبودی، ۱۳۹۰). سهم صادرات کالاهای صنعتی به بخشی از کل کالاهای صادراتی اطلاق می‌شود که به کالاهای صنعتی شامل ماشین‌آلات وتجهیزات حمل و نقل، تولیدات اساسی و مواد شیمیایی مربوط می‌شود. دلایلی مبنی بر تأثیر پذیری صادرات و مصرف انرژی بر هم وجود دارد. گسترش صادرات، تقاضا برای عوامل تولید (انرژی) را افزایش می‌دهد. درواقع برای راه‌اندازی ماشین‌آلات و تجهیزاتی که در جریان تولید برای صادرات استفاده می‌شوند، انرژی مصرف می‌شود. بنابراین با افزایش حجم صادرات تقاضا برای مصرف انرژی نیز افزایش می‌یابد. به دلیل محدودیت‌های زیست‌محیطی، تولید بسیاری از کالاهای صنعتی که مصرف انرژی بالایی دارند، به کشورهای درحال توسعه که دغدغه کمتری نسبت به مسائل زیست‌محیطی دارند، منتقل شده است. به بخشی از کل کالاهای وارداتی که به کالاهای صنعتی مربوط می‌شود، سهم واردات صنعتی نسبت کالاهای صنعتی وارد شده به کل کالاهای وارداتی است. از سه جنبه می‌توان تأثیر واردات بر مصرف انرژی را بررسی کرد. اول اینکه توزیع کالاهای وارداتی در داخل یک کشور براساس حمل و نقل صورت می‌گیرد که این شبکه حمل و نقل به مصرف انرژی نیازمند است. دوم، در مورد کالاهای بادوام وارداتی مانند خودرو، یخچال، سیستم تهویه هوا و .... که نیازمند مصرف انرژی بالایی می‌باشند، افزایش تقاضای کالای وارداتی موجب افزایش مصرف انرژی می‌گردد. سوم، در صورت مصرف بالای کالاهای جانشین، افزایش واردات کالاهای با کارایی بیشتر در مصرف انرژی، مصرف انرژی را کاهش می‌دهد. بنابراین اثر خالص افزایش واردات کالاهای صنعتی بر روی مصرف انرژی در کشورها می‌تواند مثبت یا منفی باشد (سوری و چاپمن[1]، ۱۹۹۸).

داده‌های مورد استفاده در دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۸ گردآوری شده‌اند. معیار انتخاب جامعه آماری ابتدا کشورهای آسیایی در یک محدوده جغرافیایی بودند که از نظر رتبه‌بندی در آسیا میزان انتشار دی اکسید کربن بالایی دارند. در گام بعد برخی کشورها به دلیل عدم دسترسی به داده حذف شدند و درنهایت ۱۵ کشور شامل: چین، هند، اندونزی، ایران، کره جنوبی، عربستان سعودی، ترکیه،

1. Suri & Chapman (1998)

پاکستان، تایلند، ویتنام، مالزی، بنگلادش، فیلیپین، عمان و سریلانکا مورد بررسی قرار گرفتند. رتبه این کشورها بر حسب انتشار دی اکسید کربن در میان کشورهای جهان به ترتیب ۱، ۳، ۷، ۸، ۱۲، ۱۳، ۱۵، ۱۷، ۲۰، ۲۲، ۳۰، ۳۴، ۳۵، ۴۹ و ۸۹ می‌باشد. در ادامه، در جدول (۲) گزارشی از آمار توصیفی متغیرهای الگو ارائه می‌گردد. آمار توصیفی در جهت تجزیه و تحلیل متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۲: توصیف آماری متغیرهای الگو

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
GDP	۷۲۳۰/۱۱۷	۷۳۳۰/۱۴	۶۸۷/۳۸۳	۳۱۰۰/۷
E	۲۴۷۲۷/۹۹	۲۶۴۱۷/۴۱	۱۲۱۱/۶۱	۹۵۵۱۹/۶
CO_2	۵/۰۵۷۱۴۵	۴/۹۲۲۱۵۴	۰/۲۰۷۰۵۳	۱۷/۶۹۱۷
K	۷۷/۲۵۱۷۹	۴۳/۳۴۵۵	۲۵/۳۰۶۲	۲۱۰/۳۷۴
L	$۱/۱۳\times e^{۸}$	$۲/۰۸\times e^{۸}$	۸۲۷۵۴۱	$۸\times e^{۸}$
Ur	۵۴/۳۱۰۶۴	۲۱/۵۹۷۶۹	۱۸/۱۹۶	۸۴/۵۳۹
Ps	۷/۵۱۳۷۲۵	۱/۳۱۵۷۱۷	۴	۱۰
Im	۶۴/۲۸۲۶۹	۱۰/۵۹۷۴	۱۶/۲۹۵۱۲	۸۲/۳۱۱۵۸
Ex	۶۲/۵۳۸۳۳	۲۷/۸۸۵۲۳	۲/۶۱۶۰۴۲	۹۵/۸۱۲۳

(منبع: داده‌های پژوهش)

۵. نتایج تجربی و بحث

در ابتدا مسئله وابستگی مقطعی مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس اصول اقتصادسنجی هنگام استفاده از داده‌های پانلی یک پیش‌فرض وجود دارد که بین داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی برقرار است. اما برقراری این پیش‌فرض همانند سایر فروض باید از قبل اثبات شود، لذا اولین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی قبل از هر آزمون دیگر اثبات وابستگی یا استقلال مقطعی است. بدین منظور از آزمون وابستگی مقطعی فریدمن (۲۰۰۴) استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون استقلال مقطعی و فرضیه مقابل وابستگی مقطعی را تأیید می‌کند. با توجه به نتایج این آزمون که در جدول (۳) گزارش می‌شود برای هر سه معادله و مقادیر بحرانی آن‌ها که از توزیع نرمال برخوردار است وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول ۳: آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴)

معادله	آماره CD	مقدار احتمال
LGDP	-۱/۹۹۰	۰/۰۴۶
LE	-۱/۸۰۰	۰/۰۷۱
LCO2	۲/۲۱۰	۰/۰۲۷

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به تأیید وابستگی مقطعی، نتایج آزمون ریشه واحد سنتی IPS برای بررسی مانایی متغیرها قابل استناد نیست و باید از آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی مانند CIPS که توسط پسران (۲۰۰۷) معرفی شده است استفاده گردد. نتایج این آزمون در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد پسران با وابستگی مقطعی (CIPS)

متغیر	آماره (Z-tbar)	مقدار احتمال	وضعیت
LGDP	۱/۸۰۱	۰/۹۶۴	نامانا
LE	-۱/۱۷۰	۰/۱۲۱	نامانا
LCO2	-۱/۰۸۳	۰/۱۳۹	نامانا
LK	۲/۳۳۹	۰/۹۹۰	نامانا
Ll	-۱/۸۱۷	۰/۰۳۵	مانا
LUr	۸/۲۳۸	۱/۰۰۰	نامانا
LPs	-۰/۲۷۹	۰/۳۹۰	نامانا
LIm	-۱/۴۱۳	۰/۰۷۹	مانا
LEx	۰/۵۶۴	۰/۷۱۴	نامانا

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که مشخص است همه متغیرها (به استثنای Ll و LIm) در سطح نامانا بوده، در این صورت نتایج باعث ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود و تخمین الگو را با مشکل مواجه می‌کند. در این صورت برای نداشتن رگرسیون کاذب، باید از روش‌های از بین بردن نامانایی در متغیرها استفاده کرد یا باید با بررسی هم‌جمعی به‌نوعی استدلال کرد که وجود ریشه واحد در تخمین الگو اشکال ایجاد نمی‌کند و رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. به این ترتیب تنها در شرایط همجمعی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد. در صورت تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از روش‌های مرسوم هم‌انباشتگی پانلی مانند پدرونی و کائو احتمال وقوع نتایج کاذب را افزایش خواهند داد. بنابراین برای رفع این مشکل آزمون‌های هم‌انباشتگی متعددی پیشنهاد شده است که وسترلاند از آن جمله است (صمدی، ۱۳۹۱). فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌باشد. براساس نتایج جدول (۵) می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد و فرضیه مقابل را دال بر وجود هم‌انباشتگی را در هر سه معادله پذیرفت. به این معنی که یک رابطه بلندمدت میان متغیرها در هر سه معادله وجود دارد. این ارتباط بلندمدت اجازه برآورد تأثیر هرکدام از متغیرهای توضیحی بر روی متغیرهای وابسته را می‌دهد.

جدول ۵: نتایج آزمون هم انباشتگی با وابستگی مقطعی وسترلاند

معادله	آماره	مقدار احتمال
LGDP	-۲/۱۱	۰/۰۱
LE	-۱/۸۲	۰/۰۳
LCO2	-۱/۵۵	۰/۰۵

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در ادامه با در نظر گرفتن بعد مکانی در پژوهش و الگوی فضایی، لازم است که ماتریس مجاورت تهیه شده، استاندارد شود و به یک ماتریس مجاورت پانلی تبدیل شود. سپس به بررسی آزمون خودهمبستگی فضایی پرداخته می‌شود. بدین منظور از آزمون‌های موران و ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون‌ها بر عدم وجود خود همبستگی فضایی دلالت دارد. در صورتی که فرضیه صفر رد شود، خودهمبستگی فضایی تأیید می‌شود.

جدول ۶: نتایج آزمون همبستگی فضایی

نوع آزمون	معادله LGDP		معادله LE		معادله LCO_2	
	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال
آزمون موران I	۸/۲۰۵	۰/۰۰۰	۷/۴۳	۰/۰۰۰	۵/۸۶	۰/۰۰۰
آزمون LM وجود وقفه فضایی	۹۶/۹۳	۰/۰۰۰	۷۸/۴۸	۰/۰۰۰	۴۸/۹۰	۰/۰۰۰
آزمون LM وجود خطای فضایی	۱۴/۰۶	۰/۰۰۰	۱۴/۱۶	۰/۰۰۰	۱۴/۱۱	۰/۰۰۰
آزمون LM-Robust وجود وقفه فضایی	۳/۰۶	۰/۰۸۰	۱۹/۶۵	۰/۰۰۰	۱۳/۱۴	۰/۰۰۰
آزمون LM-Robust وجود خطای فضایی	۴۷/۱۹	۰/۰۰۰	۸۲/۸۵	۰/۰۰۰	۲۲/۳۷	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه با نتایج جدول (۶) استفاده از الگوی فضایی در مورد ارتباط بین اقتصاد، انرژی و محیط زیست تأیید می‌شود و برآورد مدل با لحاظ مجاورت فضایی توجیه‌پذیر است. گفتنی است که در ادامه از مدل خود رگرسیونی فضایی(SAR) برای الگوی پژوهش بهره می‌بریم.

موضوع برونزایی متغیرهای توضیحی، یکی از مسائل مهم در برآورد رگرسیون است. یک متغیر اگر با اجزای اخلال همبستگی معناداری داشته باشد، درون‌زا است. در این صورت برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآوردهای تورشدار و ناسازگاری را نتیجه خواهد داد. برای آزمون درون‌زایی متغیرها از آزمون دوربین- وو- هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون برون‌زایی متغیر را نشان می‌دهد. نتایج این آزمون در جدول (۷) گزارش می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون درونزایی دوربیـن- وو- هاسـمن

معادله	آماره	مقدار احتمال
LGDP	۳۸/۹۶۰۹۱	۰/۰۰۰۰
LE	۲۱/۸۰۶۳۷	۰/۰۰۰۲
LCO2	۱۶/۵۴۹۷۷	۰/۰۰۲۵

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به نتایج به‌دست آمده فرضیه صفر رد می‌شود و نشان‌دهنده این است که برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی مناسب نیستند و باید از تکنیک متغیرهای ابزاری استفاده شود. هم‌زمانی در الگوها به معنی استفاده از متغیرهای ابزاری و روش حداقل مربعات دو مرحله ای (2sls) است، ولی برآورد هریک از معادلات به‌صورت مجزا صورت می‌گیرد. با توجه به تأیید وجود همبستگی فضایی این سه متغیر، به‌منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته (GS2SLS) استفاده می‌شود. نتایج برآورد معادله رشد اقتصادی در جدول (۸) گزارش می‌شود.

جدول ۸: نتایج برآورد معادله $LGDP$ به روش GS2SLS

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	احتمال
WLGDP	۰/۰۴۸	۲/۷۲	۰/۰۰۷
LE	۰/۹۳	۹/۹۲	۰/۰۰۰
LCO2	-۰/۶۲	-۸/۵۲	۰/۰۰۰
Ll	-۰/۰۱	-۲/۷۱	۰/۰۰۷
LK	۰/۶۳	۶/۰۸	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۲/۱۴	۵/۵۶	۰/۰۰۰
$(Buse)R^2$	۰/۹۶		
$(Buse)R^2$ Adj	۰/۹۶		
Raw Moment R^2	۰/۹۸		
Raw Moment R^2 Adj	۰/۹۸		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

ضریب جمله سرریز رشد اقتصادی معنادار و مثبت است (۰/۰۴۸). مثبت بودن ضریب سرریز فضایی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی کشورهای مجاور (اطراف[1]) بر رشد اقتصادی کشور میزبان تأثیرگذار است. افزایش ۱٪ رشد اقتصادی کشورهای همسایه[2] می‌تواند رشد اقتصادی کشور میزبان[3] را به میزان ۰/۰۴٪ افزایش دهد. نتایج به‌دست آمده نشان دهنده تأثیر منفی و معنی‌دار نیروی کار

1. Surrounding countries
2. Adjacent countries
3. Host country

بر رشد اقتصادی دارد. با افزایش ۱٪ نیروی کار رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۱٪ کاهش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های شهباز و همکاران (۲۰۱۱) و عمری (۲۰۱۳) مطابقت دارد و این‌گونه توجیه‌پذیر است که از آنجا که تکنولوژی در کشورهای درحال توسعه غالباً کاربر می‌باشد و استفاده بیشتر از نیروی کار در بسیاری از بخش‌های اقتصادی بازده نزولی به همراه دارد لذا لزوماً رشد اقتصادی به‌همراه نخواهد داشت. سرمایه تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد به‌طوری که با افزایش ۱٪ سرمایه رشد اقتصادی به میزان ۰/۶۳٪ افزایش می‌دهد. افزایش رشد اقتصادی به دلیل افزایش سرمایه به این دلیل است که در کشورهای درحال توسعه ظرفیت لازم برای ورود سرمایه‌گذاری در بخش تولید وجود دارد و می‌تواند رشد اقتصادی را بالا ببرد. همچنین مصرف انرژی رابطه مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی دارد و در بین سایر متغیرها بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی دارد و افزایش ۱٪ در مصرف انرژی می‌تواند به میزان ۰/۹۳٪ رشد اقتصادی را بالا ببرد بنابراین وجود منبع انرژی عامل بسیار بااهمیتی در افزایش رشد اقتصادی است.

نتایج برآورد معادله مصرف انرژی در جدول (۹) گزارش می‌شود.

جدول ۹: نتایج برآورد معادله LE به روش GS2SLS

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	احتمال
WLE	۰/۰۵	۲/۷۰	۰/۰۰۷
LCO2	۰/۱۶	۶/۴۷	۰/۰۰۰
LGDP	۰/۲۱	۳/۷۸	۰/۰۰۰
LEx	۰/۰۶	۳/۶۰	۰/۰۰۰
LIm	-۰/۱۱	-۲/۰۱	۰/۰۴۵
LUr	۰/۰۰۷	۲/۳۳	۰/۰۲۰
LK	۰/۰۱	۵/۱۷	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۱/۰۱۲	۲/۶۶	۰/۰۰۸
$(Buse)R^2$	۰/۹۹		
$(Buse)R^2$ Adj	۰/۹۹		
Raw Moment R^2	۰/۹۹		
Raw Moment R^2 Adj	۰/۹۹		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در این معادله ضریب جمله سرریز انرژی مثبت و معنی‌دار است (۰/۰۵). این بدان مفهوم است که افزایش مصرف انرژی کشورهای مجاور منجر به افزایش معنی‌دار مصرف انرژی کشور میزبان می‌شود. به‌طوری‌که افزایش ۱٪ در مصرف انرژی کشورهای مجاور به میزان ۰/۰۵٪ بر مصرف انرژی کشور میزبان متأثر است. انتشار دی اکسید کربن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مصرف انرژی دارد. رشد

اقتصادی تاثیر مثبت و معنی‌دار بر مصرف انرژی دارد. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد رشد اقتصادی در مقایسه با سایر متغیرها بیشترین تأثیر را بر مصرف انرژی دارد. افزایش ۱٪ در رشد اقتصادی می‌تواند به میزان ۰/۲۱٪ مصرف انرژی را افزایش دهد. شهرنشینی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مصرف انرژی دارد و با افزایش۱٪ شهرنشینی، مصرف انرژی ۰/۰۰۷٪ افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته سبری[1] و همکاران(۲۰۱۴) سازگار است. صادرات کالاهای صنعتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مصرف انرژی دارد و با افزایش ۱٪ صادرات کالاهای صنعتی، میزان مصرف انرژی۰/۰۶٪ افزایش می‌یابد. تولید کالاهای صادراتی با مصرف انرژی بالایی همراه می‌باشد در سال‌های اخیر موج تقاضا برای تولید کالاهای صنعتی از طرف کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای درحال توسعه رو به افزایش است. واردات کالاهای صنعتی تأثیر منفی و معنی‌دار بر مصرف انرژی دارد به‌طوری که با افزایش ۱٪ واردات کالاهای صنعتی مصرف انرژی به میزان ۰/۱۱٪ کاهش می‌یابد. این بدان مفهوم است که واردات در صورتی که بتواند جایگزین محصولات تولیدی مشابه داخلی گردد به دلیل اینکه تولید آن‌ها با مصرف انرژی بالایی همراه است؛ می‌تواند مصرف انرژی را کاهش دهد. همچنین سرمایه نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر مصرف انرژی دارد، به‌گونه‌ای که با افزایش ۱٪ سرمایه، مصرف انرژی ۰/۰۱٪ افزایش می‌یابد.

نتایج برآورد معادله انتشار دی اکسید کربن در جدول (۱۰) گزارش می‌شود.

جدول ۱۰: نتایج برآورد معادله $LCO2$ به روش GS2SLS

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	احتمال
WLCO2	۰/۱۴	۴/۹۳	۰/۰۰۰
LE	۰/۱۸	۹/۰۲	۰/۰۰۰
LGDP	۰/۰۱	۱/۷۶	۰/۰۸۱
LPs	-۰/۰۲	-۲/۱۶	۰/۰۳۲
LUr	۰/۰۱	۶/۴۹	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۲/۹۱	۱۶/۴۳	۰/۰۰۰
$(Buse)R^2$	۰/۹۶		
$(Buse)R^2$ Adj	۰/۹۶		
Raw Moment R^2	۰/۹۸		
Raw Moment R^2 Adj	۰/۹۸		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

ضریب جمله سرریز انتشار دی اکسید کربن مثبت و معنی‌دار است (۰/۱۴). به این مفهوم که افزایش ۱٪ در انتشار دی اکسید کربن کشورهای مجاور می‌تواند به میزان ۰/۱۴٪ در انتشار

1. Sebri (2014).

دی اکسید کربن کشور میزبان متأثر باشد. رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. افزایش ۱٪ در رشد اقتصادی می‌تواند انتشار دی اکسید کربن را به میزان ۰/۰۱٪ افزایش دهد. بنابراین می‌توان گفت رشد اقتصادی تخریب محیط زیست را افزایش می‌دهد. نتایج به‌دست آمده با یافته‌های هالیچیوغلو [1] (۲۰۰۹) برای ترکیه، جایان تاکوماران و همکاران[2] (۲۰۱۲) برای دو کشور چین و هند، صبوری و سلیمانی[3] (۲۰۱۲) برای مالزی، عمری (۲۰۱۳) برای کشورهای منا مطابقت دارد. همان‌طور که انتظار می‌رود افزایش مصرف انرژی سبب افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌گردد به‌طوری‌که افزایش ۱٪ مصرف انرژی میزان انتشار دی اکسید کربن را ۰/۱۸٪ افزایش می‌دهد. بنابراین افزایش مصرف انرژی منجر به تخریب محیط زیست می‌گردد. متغیر شهرنشینی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. افزایش ۱٪ در شهرنشینی میزان انتشار دی اکسید کربن را ۰/۰۱٪ افزایش می‌دهد. ثبات سیاسی به‌عنوان شاخصی از حکمرانی خوب تأثیر منفی و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. افزایش ۱٪ در ثبات سیاسی می‌تواند انتشار دی اکسید کربن را به میزان ۰/۰۲٪ کاهش دهد. به این معنی که با افزایش ثبات سیاسی در کشورهای منتخب انتشار دی اکسید کربن کاهش می‌یابد که می‌تواند در بهبود کیفیت محیط زیست مؤثر باشد.

۶. نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی

از زمانی که رشد اقتصادی به‌عنوان هدف مطلوب جوامع قرار گرفت و نیز از زمان جایگزینی اقتصاد صنعتی به جای اقتصاد سنتی و درنتیجه بهره‌برداری بیشتر از انرژی؛ تخریب محیط زیست نیز مورد توجه طرفداران محیط زیست قرار گرفت. در پژوهش حاضر به مطالعه ارتباط و همبستگی میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست با استفاده از الگوی معادلات هم‌زمان پانل فضایی در کشورهای آسیایی در دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۸ پرداخته شده است. بررسی همبستگی فضایی این امکان را فراهم می‌کند که ارتباط و همبستگی میان متغیرها در شرایطی تحلیل گردد که ارتباط کشورها با یکدیگر در نظر گرفته شود. همچنین برای بررسی دقیق‌تر روابط مذکور متغیرهای کنترلی شامل سرمایه، نیروی کار، شهرنشینی، ثبات سیاسی، سهم صادرات و واردات صنعتی در الگو در نظر گرفته شده است.

نتایج این پژوهش حاکی از تأیید همبستگی فضایی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست است. به عبارتی دیگر، اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست به‌طور معنی‌داری وجود دارد و رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست در هر کشور به ترتیب تحت تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست کشور دیگر قرار می‌گیرد. ضمن اینکه کیفیت محیط زیست به‌طور فضایی همبستگی قوی‌تری نسبت به دو سری دیگر

1. Halicioglu (2009).
2. Jayanthakumaran et al. (2012).
3. Saboori & Sulaimani (2013).

دارد. به عبارت دیگر، کشورهای آسیایی منتخب به‌طور معنی‌داری از شرایط محیط زیستی هم تأثیر می‌پذیرند، در مقایسه با شرایط اقتصادی.

از طرفی رشد اقتصادی و مصرف انرژی، رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست و مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست ارتباط متقابل معنی‌دار دارند. این نتایج با مطالعات لائو و همکاران[1] (۲۰۱۱)، هالیچیوغلو (۲۰۰۹)، هزاره و همکاران[2] (۲۰۱۷)، نجاتی و همکاران (۱۳۹۸) و تقوایی و پارسا[3] (۲۰۱۵) سازگار است. ارتباط دوطرفه رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست بیانگر آن است که ضمن آنکه تولید بیشتر آلودگی بیشتر را به همراه دارد همچنین آلودگی اثرات مستقیم و غیر مستقیم مضر بر رشد اقتصادی از طریق افزایش مخارج درمان و کاهش بهره‌وری نیروی کار دارد. ارتباط دوطرفه رشد اقتصادی و مصرف انرژی نیز مورد تأیید است.

ثبات سیاسی به‌طور معنی‌داری منجر به افزایش کیفیت محیط زیست می‌شود. این نتیجه با مطالعهٔ احمدی‌نیاز و همکاران (۱۳۹۵) سازگار است. رشد شهرنشینی به دلیل ساختار نامطلوب شهرها منجر به کاهش کیفیت محیط زیست می‌گردد. این یافته با مطالعات فرانکو و همکاران[4] (۲۰۱۷) و وانگ و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است. سهم صادرات و واردات صنعتی به ترتیب منجر به افزایش و کاهش معنی‌داری مصرف انرژی می‌شوند. این یافته نشان می‌دهد تولید کالاهای صنعتی قابل صدور به افزایش بیشتر مصرف انرژی منجر می‌گردد. سوری و چاپمن (۱۹۹۸) نشان دادند که صادرات کالاهای صنعتی ساخته شده در اقتصادهای در حال توسعه به سمت کشورهای توسعه یافته رو به افزایش است. نکته جالب توجه آنکه، تقاضا برای این محصولات از این کشورها با نرخ بالایی در حال افزایش است و مشتری اصلی آن‌ها اقتصادهای توسعه یافته‌اند. اگر واردات کالاهای صنعتی به منظور جایگزینی آن‌ها با کالاهای مشابه تولید داخل (که با صرف انرژی بالایی تولید می‌شدند) باشد، افزایش در واردات کالاهای گفته‌شده، مصرف انرژی را کاهش خواهد داد. این یافته‌ها با مطالعه مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰) سازگار است. تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی منجر به افزایش معنی‌دار تولید می‌شود. این نتیجه بدان مفهوم است که در کشورهای در حال توسعه ظرفیت لازم برای ورود سرمایه گذاری در بخش تولید وجود دارد و می‌تواند رشد اقتصادی را بالا ببرد. نتایج به‌دست آمده نشان دهنده تأثیر منفی و معنی‌دار نیروی کار بر رشد اقتصادی است. این نتیجه دلالت بر آن دارد که تکنولوژی در کشورهای در حال توسعه غالباً کاربر می‌باشد و استفاده بیشتر از نیروی کار در بسیاری از بخش‌های اقتصادی بازده نزولی به همراه دارد، لذا لزوماً رشد اقتصادی به همراه نخواهد داشت. این نتیجه با یافته‌های شهباز و همکاران(۲۰۱۱) و عمری (۲۰۱۳) مطابقت دارد.

بر طبق نتایج به دست آمده در بیان پیشنهادات می‌توان به این نکته اشاره کرد که مصرف انرژی و رشد اقتصادی با محیط زیست ناسازگار هستند. مصرف انرژی به‌عنوان عامل ناسازگار با محیط

1. Lau et al. (2011).
2. Hezareh (2017).
3. Taghvaee & Parsa (2017).
4. Franco et al (2017).

زیست محسوب می‌شود. واضح است که مصرف انرژی با تولید دی اکسید کربن منجر به افزایش آلودگی محیط زیست می‌گردد. کاهش انتشار دی اکسید کربن منوط به اصلاح الگوی مصرف انرژی و جایگزین شدن انرژی‌های تجدیدپذیر به جای انرژی‌های فسیلی به طور هم‌زمان در کشورها است. سیاست‌گذاران باید راهکارهایی را در جهت کاهش مصرف انرژی اتخاذ کنند. باید افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی با رویکرد جلوگیری از اتلاف انرژی صورت گیرد و به دنبال منابع انرژی جایگزین نفت مانند انرژی خورشیدی و انرژی‌های نو و تجدیدپذیر برای کاهش انتشار دی اکسیدکربن بود. افزایش ثبات سیاسی(از فاکتورهای حکمرانی خوب) و بهبود ساختار نامطلوب شهرها می‌تواند به بهبود کیفیت محیطی زیست کشورها کمک کند. برای اتخاذ سیاست‌های کارآمد در مورد مسایل مربوط به تغییرات آب و هوایی، سیاستگذاران باید اثرات سرریز فضایی کشورها را در نظر بگیرند. کشورهای آسیایی منتخب به طور معنی‌داری از شرایط محیط زیستی هم تأثیر می‌پذیرند در مقایسه با شرایط اقتصادی. بنابراین کشورها می‌توانند در جهت بهبود مسائل زیست‌محیطی، برنامه‌های رشد و توسعه اقتصادی را با یکدیگر هماهنگ کنند. این همکاری‌ها همچنین می‌تواند به افزایش قدرت اقتصادی، سیاسی و اجتماعی کشورها در منطقه منجر گردد. این نتایج تجربی جدید به سیاست‌گذاران در طراحی سیاست‌های زیست‌محیطی و انرژی مناسب برای تحقق اهداف کشورهای آسیایی برای توسعه اقتصادی و پایداری کمک می‌کند.

References

Adams, S., Apio, A. & Klobodu, E. (2018). Renewable and non- renewable energy, regime type and economic growth. *Renewable energy, 125*, 755-767.

Ahmadi Niyaz, S. Zeinalzadeh, R. (2019). Study of Good Governance Effect on Environment Quality Index in Selected Developing Countries. *Journal of environmental science and technology, 4*, 165-177. [In Persian]

Apergis, N., payane, JE. (2016). Renewable and nan-renewable energy consumption- growth nexus: Evidence from a panel error correction model. *Energy Economics, 34*, 733-738.

Arbab, H. Emami Meibodi, A. Rajabi Ghadi, S. (2017). The relationship between renewable energy use and economic growth in OPEC countries. *Journal of Iranian Energy Economy, 23*, 29-56. [In Persian]

Asali, Mehdi. (2013). Analysis based on modeling and prediction: measurement of mutual effects of Economy, Energy and Environment. *Donya-e- eghtesad, 2892*. [In Persian]

Berndt E.R & Wood D.O. (1975). Technology, Prices and the Derived Demand for Energy. *The Review of Economics and Statistics, 3*, 259-268.

Corrado, S. Fingleton, B. (2012). Where is the economics in spatial econometrics?. *Journal of Regional Science, 52*, 210-239.

Dinda, S. and Coondoo, D. (2006). Income and Emissions: A Panel Based Cointegration Analysis. *Ecological Economics, 57*, 167-181.

Dogan E. (2016). Analyzinng the linkage between renewable and-renewable energy consumption and economic growth by considering structural break in time-series data. *Renew Energy, 99*, 1126-36.

Fotros, M., Maabodi, R. (2011). Air Pollution, Energy Consumption and Economic Growth in Iran. *Iranian Energy Economics, 1*(1), 189-211. [In Persian]

Fotros. M., Aghazadeh, A., Jabraili, S. (2012). Impact of Economic Growth on the Consumption of Renewable Energy: A Comparative Study of Selected OECD and Non-OECD (Including Iran) Countries. *Quarterly journal of economic research and policies, 19*, 81-98. [In Persian]

Franco, S. Mandla, VR, Rao, K. (2017). Urbanization, energy consumption and emissions in the Indian contex a review. *Renew. Sustain. Energy Rev, 71*, 898-907.

Gibbons, S. Overman, H. (2012). Mostly pointless spatial econometrics. *Journal of Regional Science, 52*, 172-191.

Grossman, G. M, Kruger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement, *Working Paper* No. 3914.

Halicioglu, F. (2009). An Econometric Study of co_2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey. *Energy Policy, 3*, 1156-1164.

Hezareh, reza, Shayanmehr, S., Darbandi, E., Scheffier, J. (2017). Energy Consumption and Environmental Pollution: Evidence from the Spatial Panel Simultaneous Equations Model of Developing Countries. *Southern Agricultural Economics Association*, 252818.

IPCC, Climate Change. (2014). Synthesis Report Summary for policymakers.

Jayanthakumaran, K. Verma,R . Liu, Y. (2012). CO2 emissions, energy consumption, trade and income: a comparative analysis of China and India. *Energy Policy, 42*, 450-460.

Khan, S. Zhungzhuang Peng, Z., Li, Y. (2019). Energy consumption, Enviromental degradation, Economic growth and Financial development in globe: Dynamic Simultaneous equations panel analysis. *Energy Reports, 5*, 1089-1102.

Kelejian, H. H. Prucha, L. R. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *J. Real Estate Finance Econ, 17*, 99-121.

Kohansal, M. Shayanmehr, S. (2017). The Interplay Between Energy Consumption, Economic Growth and Environmental Pollution: Application of Spatial Panel Simultaneous-Equations Model. *Journal of Iranian Energy Economy, 19*, 179-216. [In Persian]

Lamla, M. J. (2009). Long-run Determinants of Pollution: A Robustness Analysis. *Ecol. Econ, 69*, 135-144.

Lau, Evan. Hui Chye, Xiao. Choong, Chee- Keong. (2011). Energy- Growth Causality: Asian Countries Revisited. *International Journal of Energy Economics and Policy, 1*, 140-149

Magazzino, Cosimo. (2017). The relationship among economic growth, CO2 emissions, and energy use in the APEC countries: a panel VAR approach. *Environment Systems and Decisions, 37*, 353-366.

Mahdavi Adeli, M.H., Nazari, R. (2014). Economic Growth, Energy and Environmental: The Analysis of E3 Model in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 1*, 19-40. [In Persian]

Mehrara, M. Abrishmi, H. (2012). Non-linear effects of economic growth on energy consumption growth in OPEC member countries and BRIC countries using the threshold method. *Iranian Journal of Economic research, 17*, 177-204. [In Persian]

Mirza, F. M., Kanwal, A. (2017). Energy consumption, carbon emissions and economic growth in Pakistan: Dynamic causality analysis. *Renew. Sustain. Energy Rev, 72*, 1233-1240.

Nahidi Amirkhiz, M. Rahimzadeh, F. ShokouhiFard, S. (2017). Study of the Relation among Economic Growth, Energy Using and Greenhouse Gas Emissions (Case study: Selected Countries of the OIC). *Journal of environmental science and technology, 3*, 13-26. [In Persian]

Najafi Alamdarloo, H. Mortazavi, S, Shemshadi Yazdi, K. (2013). Application of Spatial Econometrics in Agricultural Exports in ECO Members: Panel Data Approach.The *Economic Research (Sustainable Growth and Development), 13*(3), 41-67. [In Persian]

Neagu, O. (2019). The link between Economic Carbon Emissions in the European Union Countries: A Model Based on the Environmental Kuznets Curve (EKC) Approach. *Sustainability, 11*, 1-27.

Nejat, K. and et. Al. (2015). A global review of energy consumption, CO2 emissions and policy in the residential sector (with an overview of the top ten CO2 emitting countries). *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 43*, 843-862.

Niko Iqbal, A., Akhtar, A. Kashani, M. (2012). Economic growth, energy consumption and carbon dioxide emissions, examining causality with a dynamic integrated approach. *Journal of Energy Economics Studies, 33*, 169-197. [In Persian]

Omri, A. (2013). CO2 Emissions, Energy consumption and Economic Growth Nexus in MENA countries: Evidence from Simultaneous Equations Model. *Energy Economics, 40*, 657-664.

Partridge, D. Boarnet, M. Brakman, S. (2012). Introduction: Whither spatial econometrics? *Journal of Regional Science, 52*, 167-171.

Radmehr, R. Rastegari Henneberry, S., Shayanmehr, S. (2021), Renewable Energy Consumption, CO2 Emissions and Economic Growth Nexus: A Simultaneity Spatial Modeling Analysis of Eu Countries. *Structural Change and Economic Dynamic, 57*, 13-27.

Saboori, B. Sulaimani, J. (2013). Enviromental degradation, economic growth and energy consumption: Evidence of the environmental Kuznets curve in Malaysia. *Energy Policy, 60*, 892-905.

Samadi, A. (2012). Recent advances in Pauli cointegration tests. *The first international conference on econometrics, methods and applications*. Islamic Azad University, Sanandaj branch. [In Persian]

Sebri, Maamar. Ben-Sallha. (2014). On the causal dynamics between economic growth, renewable energy consumption, CO2 emissions and trade openness: Fresh evidence from BRICS countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 39*, 14-23.

Shafik, N. (1994). Economic development and environmental quality: an econometric analysis. *Oxford Economic Papers, 46*, 757-773.

Shagari, H. Ostadi, H. Kavoci, N. (2013). Analysis effect trade and financial openness on the government size in selection of OIC members. *Quarterly Journal of Development and Planning Economics, 1*, 67-83. [In Persian]

Shahbaz, M. Lean, H. (2011). Dose financial development increase energy consumption the rol of industrialization and urbanization in Tunisia. *Energy Policy, 41*, 473-479.

Shahbaz, M. Hoang, T. Mahalik, M. Roubaud, D. (2017). Energy consumption, financial development and economic growth in India: new evidence from a nonlinear and asymmetric analysis. *Energy Econ, 63*, 199-212.

Suri, V. Chapman, D. (1998). Economic Growth, Trade and Energy: Implications for the Enviromental Kuznets Curve. *Ecological Economics, 25*, 195-208.

Taghvaee, V. M., Parsa, H. (2015). Economic growth and environmental pollution in Iran: Evidence from manufacturing and services sector. *Working Paper, 67885*.

Tugcu, Can Tansel. Topcu, Mert. (2018). Total, renewable and non- renewable energy consumption and economic growth: Revisiting the issue with an asymmetric point of view. *Energy*, *152*, 64-74.

Wang, Y. Han, R, Kubota, J. (2016). Is there an Environmental Kuznets Curve for SO2 emissions? Asemi-parametric panel data analysis for China. Renewabal & Sustainable. *Energy Reviews*, *54*, 1182-1188.

Zafar, Muhammad. Shahbaz, Muhammad. Hou Fujun. (2019). From nonrenewable to renewable energy and its impact on economic growth: the role of research & development expenditures in Asia- Pacific Economic Cooperation countries. *Journal of Cleaner Production*, *212*, 1166-1178.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 59-89

Economy, Energy and Environment (3E) Nexus in Selected Asian Countries An Application of Spatial Panel Simultaneous Equations Model[1]

Somayeh Azami[2]
Fatemeh Hosseini[3]
Kiomars Soheili [4]

Received: 2023/07/17 Accepted: 2023/08/23

Introduction

The emission of greenhouse gases caused by fossil fuels and other human activities is a serious threat to many countries, which is more prevalent due to its nature and is noticeable in most regions of the world. In the last three decades, with the increase of greenhouse gases in the atmosphere, the air temperature is increasing, and it is expected that with the continuation of this trend, unfavorable changes will be made in the environment. According to the report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), in 2014, 76% of all greenhouse gases are composed of carbon dioxide. Therefore, it can be said that carbon dioxide emissions plays an important role in protecting the environment and sustainable development (Omari, 2013). Many studies have identified the factors affecting carbon dioxide emissions and its relationship with other economic, social and environmental factors in order to achieve sustainable development, among which, energy consumption and economic growth can be mentioned. Energy as a driving force plays an effective role in most production and service activities. On the other hand, energy consumption leads to air pollution due to carbon dioxide emissions. The purpose of this study is to examine economy, energy and environment nexus in Asian countries. It is noteworthy that Asian countries such as China, India, Japan, Iran, Saudi Arabia, and South Korea rank less than 10th in terms of carbon dioxide emissions among the countries of the world. The significance of these effects has an important message for environmental policymakers in solving environmental issues and climate change.

Methodology

This nexus is estimated in the time period of 2002-2018 in the form of Spatial Panel Simultaneous Equations Model (SPSEM) with the Generalized Spatial Panel Two Stage Least Squares (GS2SLS) method. It is tried to analyze this correlation by considering the influence of these countries. Therefore, Spatial Panel Simultaneous Equations Model is used to investigate the three-way communication of economy, energy and environment. The model of simultaneous

1. This article is drawn from the M.A. thesis Fatemeh Hosseini whose supervisor and advisor were Dr. Somayeh Azami and Dr. Kiomars Soheili, respectively.
2. Associate Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author): s.azami@razi.ac.ir.
3. M.A. student, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran. 69f.h.hoseiny@gmail.com
4. Associate Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran. ksohaili@razi.ac.ir

spatial panel equations makes it possible to analyze the correlation and relationship of economy, energy and environment by considering the influence of countries on each other and spatial spillover effects. In other words, the spatial correlation of countries in terms of economic growth is considered to be the spatial correlation of carbon dioxide emissions.

Findings

The results of this research confirm the spatial correlation of economic growth, energy consumption and environmental quality. In other words, the spatial spillover effects of economic growth, energy consumption, and environmental quality exist significantly, and economic growth, energy consumption, and environmental quality in each country are affected by the economic growth, energy consumption, and environmental quality of another country, respectively. In addition, the quality of the environment spatially has a stronger correlation than the other two series. In other words, selected Asian countries are significantly affected by environmental conditions compared to economic conditions.

On the other hand, economic growth and energy consumption, economic growth and environmental quality, and energy consumption and environmental quality have a significant mutual relationship. The two-way relationship between economic growth and environmental quality indicates that while more production brings more pollution, pollution has direct and indirect harmful effects on economic growth through increasing treatment costs and reducing labor productivity. The two-way relationship between economic growth and energy consumption is also confirmed.

Political stability significantly leads to an increase in environmental quality. The growth of urbanization leads to a decrease in environmental quality due to unfavorable structure of the cities. The share of industrial exports and imports leads to a significant increase and decrease in energy consumption, respectively.

Discussion and Conclusion

According to the results obtained, it can be pointed out that energy consumption and economic growth are incompatible with the environment. It is clear that energy consumption with carbon dioxide emissions leads to an increase in environmental pollution. The reduction of carbon dioxide emissions depends on the modification of the energy consumption pattern and the replacement of renewable energies instead of fossil energies simultaneously in the countries. Policymakers should adopt strategies to reduce energy consumption. There should be an increase in investment in energy infrastructure with the approach of preventing energy waste and looking for alternative energy sources such as solar energy and new and renewable energies to reduce carbon dioxide emissions. In order to adopt effective policies on climate change issues, policy makers must consider the spatial spillover effects of countries. These new empirical results will help policymakers in Asian countries to design appropriate environmental and energy policies to meet the goals for economic development and sustainability.

Keywords: Economic Growth, CO2 Emission, Energy Consumption, Simultaneous Equations, Spatial Model
JEL Classification: Q01, Q56

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۹۱-۱۱۴

تحلیل تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه

نجمه محمدی[۱]
بهرام سحابی[۲]
حسن حیدری[۳]
حسین صادقی سقدل[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۳/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۶/۶

چکیده

تأثیر فناوری بر مصرف انرژی یکی از موضوع‌های چالش برانگیز در حوزه سیاستگذاری اقتصاد انرژی است. پیچیدگی اقتصادی معیاری برای محاسبه میزان فناوری در یک کشوراست. فناوری فرصتی را برای اقتصاد فراهم می‌کند تا از منابع آلوده‌کننده پرمصرف و تجدیدناپذیر به منابع تجدیدپذیر برای تأمین نیازهای انرژی حرکت کند. در این مطالعه تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰ با استفاده از روش GMM بررسی شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص پیچیدگی اقتصادی بر توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته تأثیر می‌گذارد و همچنین باعث کاهش استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل در کشورهای توسعه‌یافته و افزایش استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل در کشورهای درحال توسعه می‌شود. در این پژوهش بازبودن تجارت تأثیر مثبت بر مصرف انرژی تجدیدپذیر در هر دو گروه کشورها داشته است و در کشورهای توسعه‌یافته بازبودن تجارت باعث کاهش مصرف انرژی تجدیدناپذیر و کل شده است و در کشورهای درحال توسعه عکس این نتیجه به‌دست آمده است. در هر دو گروه کشورها مصارف انواع انرژی با سطح درآمد رابطه مثبت دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که اگر رشد اقتصادی، همراه با فناوری بالاتر باشد، می‌تواند به افزایش کمتری در مصرف انرژی کل در هر دو گروه کشور منجر شود.

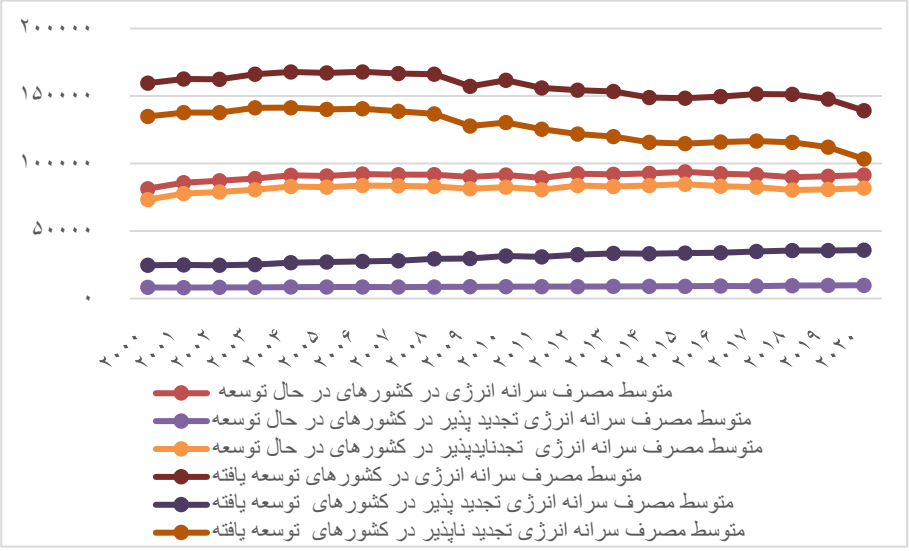
واژگان کلیدی:. پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، مصرف انرژی تجدیدناپذیر، کشورهای توسعه‌یافته، کشورهای درحال توسعه
طبقه‌بندی JEL: Q56 , Q54, O31

۱. دانشجو دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس ، تهران، ایران n.mohamadi@modares.ac.ir
۲. دانشیار، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول) Sahabi_b@modares.ac.ir
۳. استادیار، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران hassan.heydari@modares.ac.ir
۴. دانشیار، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران sadeghih@modares.ac.ir

۱. مقدمه

تقاضای انرژی در سراسر جهان به‌سرعت در حال افزایش است. تقاضای برای انرژی تقریبا ۴۴ درصد طی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۴ در جهان افزایش یافته است (ارن و همکاران ۲۰۱۹)[1]. با وجود اجماع فزاینده جهانی در مورد کاهش مصرف انرژی به‌خاطر محیط زیست پاک، انتظار می‌رود چنین تقاضای فزاینده انرژی تا سال ۲۰۴۰ به مراتب بیشتر شود (آژانس بین المللی انرژی۲۰۱۹)[2]. انرژی نقش مهمی در توسعه کشورها دارد، علاوه بر این دستیابی به رشد پایدار ارتباط نزدیکی با حفظ منابع طبیعی و محیط زیست دارد (کان و همکاران۲۰۲۲)[3].

امنیت انرژی برای کشورها یک ضرورت است زیرا بروز مشکل در جریان انرژی می‌تواند اثر منفی بر کل اقتصاد داشته باشد (کاگلار ۲۰۲۰)[4]. از این رو، سیاستگذاری برای مدیریت بخش انرژی یک امر ضروری است اما در کنار مدیریت انرژی، منابع پاک انرژی یک کلید برای دستیابی به رشد با مشکلات زیست محیطی کمتر است. اهمیت بهره‌وری انرژی برای رشد اقتصادی پس از افزایش قیمت جهانی در سال ۱۹۷۰ افزایش یافت. در حال حاضر تمرکز سیاستگذران بر تولید منابع انرژی جایگزین برای کاهش مصرف انرژی سوخت فسیلی است (احمد و همکاران ۲۰۲۲)[5].



نمودار ۱: روند متوسط مصرف سرانه انرژی های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته در دورهٔ زمانی ۲۰۰۰- ۲۰۲۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

1. Eren et. al (2019)
2. IEA (2019)
3. can et. al (2022)
4. Caglar (2020)
5. ahmed et. al (2022)

در نمودار (۱) روند متوسط مصرف سرانه انرژی های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و همچنین مصرف انرژی کل در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰ نشان داده است.

همانطور که مشاهده می‌شود کشورهای توسعه‌یافته در این سال‌ها مصرف انرژی کل و تجدیدناپذیر را کاهش داده‌اند و مصرف انرژی تجدیدپذیر را افزایش داده‌اند. کشورهای درحال توسعه در انرژی های تجدیدپذیر روند به نسبت خوبی داشته‌اند اما در مورد انرژی‌های تجدیدناپذیر روندشان کاهشی نبوده است. البته باید در نظر داشت این موضوع را که مسیر توسعه کشورهای کم‌درآمد مستلزم افزایش مصرف انرژی است (دوگان و همکاران ۲۰۲۲)[1]نمودار (۱) به‌خوبی گویای این موضوع است که ساختار اقتصادی کشورها تأثیر قابل توجهی بر تقاضای انرژی آن‌ها دارد.

اخیراً محققان تلاش کرده‌اند پارامترهایی را که می‌توانند بر مصرف انرژی تأثیر بگذارند شناسایی کنند در این شرایط، محققان به بررسی اثر پارامترهای مختلف مانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت، جهانی شدن، توسعه مالی بر مصرف انرژی کرده‌اند. یکی از این پارامترها که در تحقیقات اخیر به شدت مورد توجه قرار گرفته است بررسی شاخص پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی است. پیچیدگی اقتصادی شاخصی که در دهه اخیر مطرح شده و بیانگر استفاده از تکنولوژی فناورانه در فرایند تولید کالاها و خدمات یک کشور است که از طرق ایجاد ساختار مولد در ترکیب محصولات تولیدی، افزایش بهره‌وری و تنوع محصولات تولیدی منجر به افزایش رشد و شکوفایی اقتصادی می‌شود (زبیری و موتنمی، ۱۳۹۹) پیچیدگی اقتصادی نمایانگرساختار تولیدی پیچیده و مبتنی بر دانش یک کشور معین است که زمان زیادی طول می‌کشد تا به بلوغ برسد (کان و همکاران ۲۰۲۲)، بنابراین، سیاستگذاران اقتصادی باید نقش این شاخص را در ایجاد رشد پایدار اقتصادی در نظر بگیرند (گوزگور و همکاران ۲۰۱۸)[2].

انتظار می‌رود پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی تأثیر بگذارد، زیرا ساختار اقتصادی یک کشور تأثیر قابل‌توجهی بر تقاضای انرژی دارد (ژانگ و همکاران ۲۰۱۱)[3]. در مراحل اولیه رشد، ساختار اقتصادی ممکن است تغییرات اساسی ناشی از تلاش‌های صنعتی شدن را تجربه کنند. این تغییرات اغلب به مقادیر اضافی انرژی نیاز دارند و متعاقباً تعدادی از مسائل مرتبط با تخریب محیط زیست را به همراه دارند. کشورهایی که درآمد کم دارند، زمانی که پیچیدگی اقتصادی آن‌ها افزایش می‌یابد، تمایل به اجرای سیاست های زیست‌محیطی خاصی دارند. در غیر این صورت، ساختار تولید می‌تواند بر محیط زیست تأثیر منفی بگذارد تا زمانی که سطح مشخصی از درآمد حاصل شود (دوگان و همکاران ۲۰۲۲). علاوه بر این، سطح دانش تکنولوژیکی کشورها به‌طور قابل‌توجهی می‌تواند بهره‌وری انرژی را تحت تأثیر قرار دهد (رفیق و همکاران، ۲۰۲۱)[4]. افزایش پیچیدگی اقتصادی به معنی استفاده

1. Doğan et al (2022)
2. Gozgor et al (2018)
3. zheng et al (2011).
4. Rafique et al (2021)

بیشتر از تکنولوژی های نوآورانه در تولیدات است که ممکن است باعث افزایش استفاده از محصولات فناورانه موثر مانند انرژی های تجدیدپذیر گردد (نیاگو و همکاران ۲۰۱۹)[1].

از این‌رو در این پژوهش به بررسی اثرات پیچیدگی اقتصادی و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر، مصرف انرژی تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰ با استفاده از روش GMM[2] پرداخته شده است.در این مطالعه چندین نوآوری جدید به شرح ذیل صورت گرفته است:

۱. مطالعه حاضر پیشگام بررسی پیچیدگی اقتصادی به‌عنوان شاخص تحول ساختار اقتصادی و ارائه یافته‌های نوآورانه در مورد تأثیر آن بر مصرف انرژی تجدیدپذیر، مصرف انرژی تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته است. برخلاف سایر مطالعات که تنها تأثیر پیچیدگی اقتصادی را بر مصرف کل انرژی بررسی کرده‌اند و همچنین فقط بر روی یک کشور یا یک گروه کشور کوچک تمرکز کرده‌اند در این مطالعه برای بررسی دقیق‌تر مصرف انرژی به دو بخش تجدیدپذیر و ناپذیر تفکیک شده و در دو گروه کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته مطالعات صورت گرفته است. در این زمینه پیچیدگی اقتصادی نشان دهنده سطوح تکنولوژی و فناوری تولیدات در کشورها است. حوزه پژوهشی این مقاله برای کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته است زیرا سطح پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی یک کشور ممکن است به سطح توسعه آن بستگی داشته باشد. بنابراین الگوی مصرف انرژی در آینده را در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته روشن می‌کند. به عبارت دیگر معرفی یک بحث سیاست انرژی تجدیدپذیر و ناپذیر با زمینه ECI و لحاظ نوع توسعه‌یافتگی کشورها احتمالاً کمک مفیدی به سیاستگذاران کشورهای مورد مطالعه ارائه می‌دهد.

۲. برای پر کردن شکاف‌ها در ادبیات تجربی و رسیدن به اجماع در مورد تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی پیامدهای ساختار اقتصادی کشورها بر چنین تأثیری برای اولین بار مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نقش پیچیدگی اقتصادی در رشد اقتصادی کشورها و اثرات سرریز آن بر چگونگی تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی مورد مطالعه قرار گرفته است. این مطالعه توضیح می‌دهد که چگونه پیچیدگی اقتصادی مسیرهای رشد کشورها را تعیین می‌کند.

۳. علاوه بر این، مطالعه حاضر بررسی کاملی از تأثیر بازبودن تجارت، انتشار CO_2، تولید ناخالص داخلی بر انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی‌های تجدیدناپذیر و مصرف کل انرژی برای اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه با استفاده از تکنیک‌های پیشرفته داده‌های تابلویی ارائه می‌کند که برای اولین‌بار این رابطه به این صورت مورد بررسی قرار می‌گیرد .در این زمینه، پژوهش حاضر در تلاش است تا با به‌کارگیری روش‌های تجربی جایگزین، شکاف پژوهشی موجود را پر کند.

1. Neagu et al (2019)
2. Generalized Method of Moments

این مقاله شامل پنج بخش است. پس از مقدمه در بخش اول، در بخش دوم به بررسی پیشینه تجربی موضوع پرداخته شده است. در بخش سوم، مبانی نظری پژوهش و در بخش چهارم مدل مورد برآورد، داده‌ها و منابع آماری معرفی شده است و در بخش پنجم نتایج تجربی به دست آمده از برآورد الگو بررسی شده است. در انتها نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادات حاصل از این پژوهش پرداخته شده است.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

رابطهٔ تکنولوژی با مصرف انرژی یکی از موضوع‌های چالش‌برانگیز در سیاستگذاری اقتصاد انرژی می‌باشد. بسیاری از پژوهشگران بر این باورند که نوآوری‌های فناورانه می‌توانند کارایی انرژی را بهبود بخشند و درنتیجه، باعث کاهش مصرف انرژی شوند. اما پیشرفت فناورانه از مسیرهای مختلفی بر مصرف انرژی تأثیر می‌گذارد. از یک‌سو، ابزارها و تکنیک‌های جدیدی برای کاهش مصرف انرژی ایجاد می‌کند و از سوی دیگر، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد که به دنبال آن مصرف انرژی بیشتر می‌شود (یوآن و همکاران، ۲۰۰۹)[1].

تاکنون پژوهش‌های متعددی به بررسی این رابطه پرداخته‌اند که به نتایج یکسانی دست نیافته‌اند. در پژوهش‌ها از شاخص‌های متفاوتی برای سنجش بهبود تکنولوژی استفاده شده که می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد. ۱. متغیر روند زمانی در مطالعه جورگسن و فرامنی (۱۹۸۱)[2]؛ ۲.میزان ثبت اختراع در مطالعات گریلیچز (۱۹۹۸)[3]، آکز و همکاران (۲۰۰۲)[4]، گوتو (۲۰۱۰)[5]؛ ۳. مخارج تحقیق و توسعه (R & D) در مطالعات کوهن و کلپر[6](۱۹۹۲)، کومن و همکاران (۱۹۹۷)[7]، انگ (۲۰۰۹)[8] و وی و یانگ (۲۰۱۰)[9]؛ ۴. بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) در مطالعات کرفتز (۲۰۰۶)[10]، باسو و فرناندز (۲۰۰۸)[11] و لادو و ملودو[12] (۲۰۱۴) استفاده شده است (عزیزی، ۲۰۲۰).

این شاخص‌ها به علت عدم شمول تمامی دامنه گسترده رشد فناوری و عملیاتی شدن آن محققان را بر آن داشت که به دنبال شاخص‌های مناسب‌تری باشند. شاخص پیچیدگی اقتصادی یکی از جدیدترین شاخص‌هایی است که منعکس‌کننده میزان دانش و تکنولوژی به‌کاررفته در ساختار تولید یک کشور می‌باشد که در سال‌های اخیر در تعدادی از مطالعات به‌عنوان معیار پیشرفت فناوری

1. Yuan et al (2009)
2. Jorgenson & Fraumeni(1981)
3. Griliches (1998)
4. Acs(2002)
5. Goto (2010)
6. Cohen & Klepper (1992)
7. Komen (1997)
8. Ang (2009)
9. Wei & Yang (2010)
10. Crafts (2003)
11. Basu & Fernald (2007)
12. Ladu & Meleddu (2014)

استفاده شده است. علی‌رغم اهمیت رابطه بین پیچیدگی اقتصاد و مصرف انرژی، این موضوع تاکنون بسیار کم مورد توجه قرار گرفته است. این مطالعات در ادامه بررسی خواهد شد.

نواز و همکاران (۲۰۲۰)[1] تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی در پاکستان را ارزیابی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که پیچیدگی اقتصادی مصرف انرژی را کاهش می‌دهد.

فانگ و همکاران (۲۰۲۱)[2] با استفاده از روش AMG برای کشورهای OECD از سال ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۶ نشان دادند که ECI و شاخص قیمت‌های واقعی انرژی در سطح اقتصاد تأثیر منفی و سطح درآمد تأثیر مثبت بر تقاضای انرژی دارد.

رفیق و همکاران (۲۰۲۱)[3] طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی Westerlund و رگرسیون داده‌های تابلویی برای کشورهای پیشرفته (G7) و درحال ظهور (E7) نشان دادند که پیچیدگی اقتصادی و رشد اقتصادی تأثیر مثبت بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر دارند.

دوگان و همکاران[4] (۲۰۲۲) با استفاده از روش ARDL برای سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۸ در یک مجموعه پانل از ۶۳ کشور طبقه‌بندی‌شده تحت عنوان کشورهای با درآمد بالا، با درآمد متوسط بالا و کشورهای با درآمد متوسط پایین به این نتیجه رسیدند که پیچیدگی اقتصادی تقاضای انرژی را در کوتاه‌مدت افزایش می‌دهد، اما تقاضای انرژی را در بلندمدت کاهش می‌دهد.

در مطالعه‌ای دیگر دوگان و همکاران (۲۰۲۲) برای کشورهای G7 و E7 از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۷ نشان دادند که پیچیدگی اقتصادی باعث کاهش شدت مصرف انرژی و انتشار کربن در کشورهای G7 می‌شود و درمقابل در کشورهای E7 تأثیر منفی بر بهره‌وری انرژی و انتشار کربن دارد.

کان و همکاران[5] (۲۰۲۲) برای چهارده کشور اتحادیه اروپا از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ به این نتیجه رسیدند که پیچیدگی اقتصادی باعث افزایش انرژی‌های تجدیدپذیر و کاهش استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر می شود.

چو و همکاران (۲۰۲۳)[6] به بررسی عوامل تعیین‌کننده استفاده از انرژی های تجدیدپذیر در ۲۳ اقتصاد مصرف‌کننده بالا انرژی طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که شاخص پیچیدگی اقتصادی به‌طور قابل‌توجهی بر توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر می‌گذارد .

در ایران مطالعات کمی در این زمینه صورت گرفته است. عزیزی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم طی دوره زمانی ۱۳۵۵-۱۳۹۲ به این نتیجه رسیدندکه پیچیدگی اقتصادی سبب ساختاری دورژیمی شده است، به‌طوری‌که در رژیم اول با سطوح پایین پیچیدگی اقتصادی اثر این متغیر بر مصرف انرژی مثبت است و در رژیم دوم که مربوط به سطوح بالاتر پیچیدگی است، رابطهٔ موردنظر منفی بوده است.

1. Nawaz et al (2020)
2. Fang et al (2021)
3. Rafique et al (2021)
4. Doğan et al (2022)
5. Can et al (2022)
6. Chu et al (2023)

سعیدی و همکاران (۱۴۰۱) نشان دادند که افزایش پیچیدگی محرک مصرف انرژی فسیلی در استان های ایران است و پیچیده تر شدن ساختار فعلی تولید در اقتصاد ایران به کاهش مصرف انرژی فسیلی کمکی نخواهد کرد.

زبیری و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی بر سرانه مصرف انرژی ۶۱ کشور منتخب، طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۸ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته‌اند و نشان دادندکه پیچیدگی اقتصادی اثر منفی و معناداری برمصرف انرژی داشته است.

اگرچه برخی از محققان تلاش کردند تأثیر پیچیدگی اقتصادی را بر مصرف انرژی بررسی کنند، این مطالعات محدود هستند. این مقاله اولین مقاله‌ای است که تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر برای گروه‌های کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه را به‌طور هم‌زمان بررسی می‌کند.

۳. مبانی نظری پژوهش

۳ – ۱. مفهوم پیچیدگی اقتصادی

امروزه اقتصاددانان رشد اقتصادی را نه‌تنها با حجم تولید کالاها و خدمات، بلکه با ساختار تولید کالاها و خدمات بر حسب دانش فنی مورد استفاده (سطح فناوری) می‌سنجند. از این‌رو در دهه‌های اخیر شاخص پیچیدگی اقتصادی مطرح شده است که با محاسبهٔ آن می‌توان به میزان توسعه‌یافتگی کشورها پی برد.

گروهی از محققان از سال ۲۰۰۶ تحقیقات گسترده‌ای را در مورد رشد اقتصادی انجام داده‌اند. تحقیقات این گروه به شناسایی شاخص پیچیدگی اقتصادی منجر شده است. پیچیدگی یک اقتصاد به میزان دانش مفید انباشته‌شده در یک کشور بستگی دارد. اقتصادهای پیچیده، اقتصادهایی هستند که می‌توانند محصولات دانشی متنوعی تولید کنند. برعکس، اقتصادهای ساده‌تر سطح دانش مولد پایینی دارند و محصولات ساده‌تری تولید می‌کنند که به شبکه‌های کوچک‌تری برای تعامل نیاز دارند (هاسمن ۲۰۱۴).[1] پیچیدگی اقتصادی از طریق ایجاد ساختار مولد، امکان استفاده از ظرفیت‌های بلااستفاده تولیدی را فراهم می‌کند و همچنین صرفه‌جویی در منابع تولیدی، تخصیص بهینه منابع تولید، کاهش هزینه‌های تولید و افزایش بهره‌وری و تنوع محصولات تولیدی را ایجاد می‌کند که تمامی این موارد منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی می شود (شاه‌آبادی و ارغند، ۱۳۹۷).

پیچیدگی اقتصاد هر کشور به‌طور محسوسی با پیچیدگی محصولاتی که صادر می‌کند در ارتباط است، درنهایت اینکه کشورها تنها در صورتی می توانند رتبه شاخص پیچیدگی اقتصادی خود را افزایش دهند که بتوانند تعداد صنایع پیچیده خود را افزایش دهند (هاسمن ۲۰۱۷).[2] پیچیدگی اقتصادی مهم است؛ زیرا به توصیف تفاوت در سطح درآمد کشورها کمک می‌کند و مهم‌تر اینکه رشد اقتصادی آتی کشورها را پیش‌بینی می‌کند (شاهمرادی، ۱۳۹۷).

1. Hausmann (2014)
2. Hausmann (2017)

۳ - ۲. روش محاسبهٔ پیچیدگی اقتصادی

محاسبهٔ شاخص پیچیدگی اقتصادی براساس ماتریس M_{cp} است. این ماتریس ساختار یک شبکه را نشان می‌دهد و اگر کشور c محصول p را صادر کند، مقدار ۱ را می‌گیرد (و در غیر این‌صورت ۰). سطرها و ستون های ماتریس M_{cp} متعاقباً به‌صورت زیر جمع می‌شوند.

$$diversity = k_{c,0} = \sum_{p} M_{cp} \quad (۱)$$

$$ubiquity = k_{p,0} = \sum_{c} M_{cp} \quad (۲)$$

تنوع کشور نشان‌دهنده تعداد محصولات صادرشده توسط آن کشور است. فراگیر بودن برعکس تعداد کشورهای صادرکننده محصول را نشان می‌دهد (هاسمن و همکاران، ۲۰۱۴).

برای به‌دست آوردن شاخصی دقیق از تعداد توانمندی‌های موجود در هر کشور، لازم است اطلاعات مربوط به تنوع و فراگیری را تصحیح نمود، به این صورت که از هرکدام برای تصحیح نمودن دیگری استفاده کرد. این امر مستلزم آن است که برای هر کشور، میانگین فراگیری کالاهایی را که صادر می‌کند و نیز میانگین تنوع کشورهایی را محاسبه نمود که آن کالاها را تولید می‌کنند. برای کالاها نیز باید میانگین متوسط تنوع کشورهایی که آن‌ها را تولید می‌کنند و میانگین متوسط فراگیری کالاهای دیگری را که این کشورها تولید می‌کنند محاسبه نمود. این مسئله را می‌توان با استفاده از روابط زیر چنین بیان نمود:

$$K_{C,N} = \frac{1}{K_{C,0}} \sum_{p} M_{cp} . K_{p,N-1} \quad (۳)$$

$$K_{p,N} = \frac{1}{K_{p,0}} \sum_{c} M_{cp} . K_{c,N-1} \quad (۴)$$

با قرار دادن رابطهٔ (۴) در رابطهٔ (۳)، رابطهٔ (۵) را به‌دست می‌آوریم:

$$K_{C,N} = \frac{1}{K_{C,0}} \sum_{p} M_{cp} . \frac{1}{K_{p,0}} \sum_{c} M_{c'p} K_{c,N-2} \quad (۵)$$

$$K_{C,N} = \sum_{c'} K_{C,N-2} \sum_{p} \frac{M_{cp} M_{c'p}}{K_{C,0} K_{p,0}} \quad (۶)$$

اگر $\sum_{p} \frac{M_{cp} M_{c'p}}{K_{C,0} K_{p,0}}$ را $\tilde{M}_{cc'}$ تعریف کنیم، رابطهٔ (۷) را به‌دست می آوریم:

$$K_{C,N} = \sum \tilde{M}_{cc'} K_{c',N-2} \quad (۷)$$

رابطهٔ (۷) زمانی برقرار است که $K_{C,N} = K_{C,N-2} = 1$ این همان بردار ویژه $M_{-}(cc')$ که با بزرگ‌ترین مقدار ویژه مرتبط است. ازآنجایی‌که این بردار ویژه، برداری از عددهای یک، دارای اطلاعات مفیدی نیست؛ از این‌رو به‌جای آن، از بردار ویژه مربوط به دومین مقدار ویژه بزرگ استفاده می‌شود. این بردار ویژه‌ای است که بزرگ‌ترین مقدار واریانس را در سیستم انعکاس می‌دهد و شاخصی برای اندازه‌گیری و سنجش پیچیدگی اقتصادی است؛ بنابراین، شاخص پیچیدگی اقتصادی برابر است با:

$$ECI = \frac{\vec{K} - < \vec{K} >}{se(\vec{K})} \qquad (۸)$$

در این رابطه $< >$ معرف میانگین حسابی، se نشان دهندهٔ انحراف معیار و $\vec{K}$ بردار ویژه ماتریس $M_{c\acute{c}}$ مرتبط با دومین مقادیر بزرگ است، به همین ترتیب شاخص پیچیدگی محصولات (PCI) به‌راحتی می‌توان با جابه‌جایی نماد c که معرف کشور با نماد P که معرف محصول است را محاسبه نمود:

$$PCI = \frac{\vec{Q} - < \vec{Q} >}{se(\vec{Q})} \qquad (۹)$$

۳ – ۳. بررسی وضعیت پیچیدگی اقتصادی

در جدول شمارهٔ (۱) برای کشورهای منتخب مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادی و رتبهٔ آن‌ها در سال ۲۰۲۰ آورده شده است.

جدول۱: رتبه‌بندی کشورهای منتخب در شاخص پیچیدگی اقتصادی سال ۲۰۲۰

کشور	رتبه	ECI	کشور	رتبه	ECI	کشور	رتبه	ECI
ژاپن	۱	۲,۲۷	اسرائیل	۲۱	۱,۱۵	پاکستان	۸۸	۰,۴۹-
سوئیس	۲	۲,۱۴	ترکیه	۴۱	۰,۶۳	الجزایر	۱۰۸	۰,۸۸-
آلمان	۳	۱,۹۶	عربستان	۴۲	۰,۶۲	یمن	۱۰۹	۰,۸۹-
کره جنوبی	۴	۱,۹۵	هندوستان	۴۶	۰,۴۲	آذربایجان	۱۲۱	۱,۲۴-
سنگاپور	۵	۱,۸۷	لبنان	۴۷	۰,۳۳	ونزوئلا	۱۲۵	۱,۳۷-
چک	۶	۱,۷۸	اندونزی	۶۷	۰,۰۷-	گینه نو	۱۲۶	۱,۴۷-
اتریش	۷	۱,۷۰	گرجستان	۶۸	۰,۰۸-	کامرون	۱۲۷	۱,۶۲-
سوئد	۸	۱,۵۹	مصر	۶۹	۰,۰۹-	کنگو	۱۲۸	۱,۶۴-
مجارستان	۹	۱,۵۴	قطر	۷۱	۰,۱۸-	نیجریه	۱۲۹	۱,۷۳-
انگلستان	۱۰	۱,۵۴	ازبکستان	۷۸	۰,۲۶-	گابن	۱۳۰	۱,۸۳-
اسلوونی	۱۱	۱,۵۴	عمان	۷۹	۰,۲۷-	لیبی	۱۳۲	۲,۲۴-
آمریکا	۱۲	۱,۴۷	ایران	۸۵	۰,۳۹-	آنگولا	۱۳۳	۲,۵۱-

(منبع :www.atlas.media.mit.edu)

همان‌طور که در این جدول مشخص است کشورهای مورد مطالعه شامل کشورهای عضو اوپک و منطقه و کشورهای با بالاترین و پایین‌ترین شاخص پیچیدگی اقتصادی است. مطابق جدول ژاپن، سوئیس ، آلمان و کره از نظر پیچیدگی دربین ده کشور برتر قرار دارند. شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران را به هشتاد و پنجمین کشور پیچیده تبدیل کرده است. و این نشانگر سطح پایین استفاده از دانش در تولیدات اقتصادی کشور است. در سال ۲۰۲۰، رژیم اسرائیل با کسب رتبه ۲۱ از میان ۱۳۳ کشور مورد بررسی، نخستین کشور منطقه و ترکیه با کسب رتبه ۴۱، دومین کشور و عربستان سعودی با کسب رتبه ۴۲سومین اقتصاد منطقه از نظر شاخص پیچیدگی اقتصادی بوده است.

علاوه بر رتبه‌بندی پیچیدگی اقتصاد کشورها، پیچیدگی اقتصاد محصولات نیز توسط آزمایشگاه رشد هاروارد در سایت اطلس پیچیدگی اقتصادی، رتبه‌بندی شده است. هرکدام از این محصولات با کدهایی با عنوان کد HS مشخص شده‌اند. طبق داده‌های سال ۲۰۲۰، پنج محصول با بیشترین پیچیدگی در جدول شماره (۲) شرح داده شده‌اند.

جدول ۲: کالاهای با بالاترین پیچیدگی اقتصادی در سال ۲۰۲۰

رتبه	کد HS	نام کالا	pci
۱	۳۷۰۵	صفحات و فیلم های عکاسی به‌غیر از فیلم های متحرک	۲,۳۱
۲	۹۰۱۰	تجهیزات آزمایشگاه‌های عکاسی ازجمله فیلمبرداری، نگاتوسکوپ، صفحه نمایش پروجکشن، قطعات و لوازم جانبی آن	۲,۲۷
۳	۲۸۴۳	فلزات گرانبها کلوئیدی؛ ترکیبات غیر آلی یا آلی فلزات گرانبها	۲,۲۴
۴	۹۰۱۲	میکروسکوپ‌های غیر از میکروسکوپ‌های نوری. دستگاه پراش و قطعات و لوازم جانبی آن	۲,۰۹
۵	۳۸۱۸	عناصر شیمیایی ذوب‌شده برای الکترونیک	۲,۰۶

(منبع: www.atlas.media.mit.edu)

۴. روش‌شناسی تحقیق

۴ – ۱. معرفی مدل

مدل یکپارچه جمعیت، ثروت و فناوری (IPAT) مدلی بسیار معروف برای بررسی عوامل تعیین‌کننده برای مصرف انرژی است دیتز و رزا (۱۹۹۷)[1] این مدل را گسترش دادند و مدل اصلاح‌شده STIRPAT را مطرح کردند این مدل STIRPAT دارای مشخصات زیر است:

$$I_t = \alpha p_t^b A_t^c T_t^d \mu_t \quad (۱۰)$$

1. Ditez & Roza (1997)

در این معادله α جمله ثابت و μ عبارت خطا را نشان می‌دهد. علاوه بر این، P، A و T به‌ترتیب مخفف جمعیت، ثروت و فناوری هستند. I مصرف انرژی است. این مدل توضیح می‌دهد که اندازه جمعیت، ثروت و سطح فناوری یک کشور بر مصرف انرژی تأثیر می‌گذارد (کان، ۲۰۲۲).

این پژوهش با هدف بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و غیرقابل‌تجدید در ۶۰ کشور درحال توسعه و ۳۴ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۹ انجام شده است. مدل تجربی با پیروی از مطالعات انجام‌شده در این حوزه به‌ویژه دو مطالعه رفیق (۲۰۲۱) و کان (۲۰۲۲) و توسعه مدل STIRPAT ایجاد شده است.

در این مطالعه اطلاعات مربوط به مصرف انرژی تجدیدپذیر، مصرف انرژی تجدیدناپذیر، مصرف انرژی کل ،تولید ناخالص داخلی، انتشار دی اکسید کربن، باز بودن تجارت و جمعیت از پایگاه داده‌های بانک جهانی[1]استخراج شده است و درنهایت پیچیدگی اقتصادی از پایگاه اطلس دانشگاه ام ای تی[2] جمع‌آوری شده است.متغیرهای مورد استفاده ذر این پژوهش به شرح ذیل هستند.

GDP تولید ناخالص داخلی به صورت سرانه و به قیمت ثابت سال ۲۰۱۷ و شاخص برابری قدرت خرید نسبی، CO_2 انتشار دی اکسید کربن به صورت سرانه و با واحد تن ، REN مصرف انرژی تجدید پذیر به صورت سرانه و با واحد مگاژول ، NREN مصرف انرژی تجدیدناپذیر به صورت سرانه و با واحد مگاژول به ازائ هر نفر ، TEN مصرف انرژی کل به صورت سرانه و با واحد مگاژول به ازای هر نفر، OPE باز بودن بودن تجارت از تقسیم مجموع واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی و ECI شاخص پیچیدگی اقتصادی، از تمامی متغیرها لگاریتم گرفته شده است و مدل های ۱۱، ۱۲ و ۱۳ برآورد شده است:

$$LREN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LREN_{i,t-1} + \beta_2 ECI_{i,t} + \beta_3 LGDP_{i,t} + \beta_4 LOPE_{i,t} + \beta_5 LCO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$LNREN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNREN_{i,t-1} + \beta_2 ECI_{i,t} + \beta_3 LGDP_{i,t} + \beta_4 LOPE_{i,t} + \beta_5 LCO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$LTEN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LTEN_{i,t-1} + \beta_2 ECI_{i,t} + \beta_3 LGDP_{i,t} + \beta_4 LOPE_{i,t} + \beta_5 LCO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

علاوه بر این، مدل شماره (۱۴) برای تعیین اثرات ضرایب تعاملی شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی برای کشورها با درجات مختلف توسعه اقتصادی در تابع مصرف انرژی کل برآورد شده است.

1. World Bank
2. www.atlas.media.mit.edu

$$LTEN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LTEN_{i,t-1} + \beta_2 LGDP_{i,t} + \beta_3 LOPE_{i,t} + \beta_4 LCO_{i,t} + \beta_5 ECI_{i,t} * LGDP_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱۴)$$

در معادله (۱۴) β_5 می تواند منفی و یا مثبت باشد .ضربب منفی به این معنی است که در اقتصاد پیچیده‌تر اثرات افزایش رشد اقتصادی باعث کاهش مصرف انرژی کل می‌شود.

$$\frac{d(LTEN_{i,t})}{d(LGDP_t)} = \beta_2 + \beta_5 ECI_t \quad (۱۵)$$

با توجه به پیشینه پژوهش، انتظار داریم در کشورهای توسعه‌یافته علامت منفی برای پیچیدگی اقتصادی و در کشورهای درحال توسعه علامت مثبت در تابع مصرف انرژی کل و مصرف انرژی تجدیدناپذیر به‌دست آید و انتظار داریم در هر دو گروه با افزایش پیچیدگی اقتصادی مصرف انرژی تجدیدپذیر افزایش یابد.

۴ - ۲. روش اقتصادسنجی

در مدل‌های پانل پویا به دلیل وجود متغیر وابسته تأخیری نباید دیگر برای برآورد الگو از روش‌های OLS[1] یا GLS[2] برآورد مدل‌های اقتصادی را انجام داد؛ زیرا اجزای اخلال با متغیر وابسته دارای وقفه همبستگی خواهند داشت و نتایج تخمین دیگر مانند قبل بدون تورش و سازگار نخواهد بود، از این‌رو برای رفع این مشکل از روش GMM که در سال ۱۹۹۱ توسط آرلانو و باند[3] پیشنهاد گردیده است استفاده خواهد شد. تخمین زننده GMM زیرمجموعهٔ تخمین‌زن‌های روش متغیرهای ابزاری است. در این روش علاوه بر اینکه مشکل همبستگی متغیر مستقل با اجزای اخلال برطرف می‌شود، درون‌زایی متغیرها و ناهمسانی واریانس مدل هم رفع می‌گردد. باید این امر مورد توجه قرار گیرد که این روش زمانی قابل اجرا است که T (تعداد دوره زمانی) کوچک‌تر از N (تعداد مقاطع) باشد (وربیک ۲۰۱۲)[4] می توان گفت به‌طورکلی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا حداقل به سه دلیل نسبت به روش‌های دیگر مناسب‌تر و بهتر هستند. ۱. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته امکان استفاده وقفه‌های متغیرها به‌عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل درون‌زایی را دارد؛ ۲. در روش GMM می‌توان پویایی‌های موجود متغیرها در مدل لحاظ نمود؛ ۳. روش GMM در همه نوع داده اعم از سری زمانی، مقطعی و پانلی قابل استفاده است (بالتاجی ۲۰۰۵)[5]

1. Ordinary least squares
2. Generalized Least Square
3. Arellano & Bond
4. Verbeek (2012)
5. Baltagi (2005)

۵. برآورد مدل و بررسی نتایج

شرط استفاده از متغیرها و برآورد انجام آزمون های ریشه واحد است. مهم‌ترین و پرکاربردترین آزمون‌های ریشه‌واحد برای داده‌های پانلی آزمون‌های ایم، پسران و شین (IPS)[1]، فیشر- دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[2] و فیشر- فیلیپس پرون (pp)[3] است. این سه آزمون برای بررسی مانایی متغیرهای موجود درمدل‌ها استفاده شده است. در این آزمون‌ها، روند بررسی وجود ریشه واحد مشابه است و با رد فرضیه H_0 نامانایی رد خواهد شد (شاه آبادی و همکاران، ۱۳۹۷).

ازآنجایی‌که متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر از درجات مختلفی I(0) و I(1) ایستا هستند. پس از بررسی مانایی متغیرها از آزمون هم انباشتگی پانلی برای بررسی وجود روابط بلندمدت استفاده می‌شود. چندین آزمون هم انباشتگی داده‌های پانل ازجمله: آزمون کائو[4] پدرونی[5] و فیشر[6] وجود دارد. در این پژوهش از آزمون کائو استفاده شده است؛ استفاده از آزمون پدرونی به دلیل تعداد زیاد متغیرهای مدل و آزمون فیشر به علت ناکافی بودن داده‌ها امکان‌پذیر نیست (علی سوری، ۱۳۹۴). مطابق نتایج جدول (۳) و (۴) فرضیه صفر رد شده است و بین متغیرها، رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو کشورهای توسعه‌یافته

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳	مدل شماره ۴
T - Statistic	-۱۵,۳۷	-۸,۵۴	-۹,۰۰	-۸,۷۱
p-value	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو کشورهای درحال توسعه

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳	مدل شماره ۴
T - Statistic	-۱۵,۲۹	۱۵,۷۳-	۱۶,۸۸-	-۱۷,۱۶
p-value	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

برای بررسی معنی‌دار بودن روش داده‌های پانل از آماره آزمون F لیمر[7] مورد استفاده قرار گرفته است. فرضیه H_0 در این آزمون قابلیت تخمین مدل به صورت داده های تلفیقی و فرضیه مقابل یعنی H_1 قابلیت تخمین مدل به صورت داده های پانل می‌باشد. براساس این آزمون ابتدا مدل به صورت

1. Im ; Pesaran and Shin
2. Fisher-Augmented Deyki Fuller
3. Fisher-Phillips Peron
4. Kao
5. Pedroni
6. Fisher
7. Leamer

مقید و در حالت کلی با عرض از مبدأها و شیب‌های مشترک برآورد می‌شود و سپس مجموع مجذورات پسماندهای مقید[1]محاسبه خواهد شد. سپس مدل را به‌صورت نامقید و با فرض عرض از مبدأهای ناهمگن در بین مقاطع و شیب‌های مشترک تخمین زده خواهد شد و مجموع مجذورات پسماند نامقید[2] محاسبه می‌گردد و F محاسباتی را با F جدول مورد مقایسه قرار می‌گیرد ، در صورتی که مقدار F محاسباتی از مقدار F جدول بزرگ‌تر باشد . فرضیه H_0 رد خواهد گردید. در این صورت می‌توان از روش پانل دیتا جهت برآورد مدل می‌توان استفاده نمود (علی سوری، ۱۳۹۴).

جدول۵: نتایج آزمون F لیمر در کشورهای درحال توسعه طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۰

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳	مدل شماره ۴
F-Statisti	۱۴,۵۶	۱۰,۷۶	۵,۴۱	۵,۴۲
p-value	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

جدول۶: نتایج آزمون F لیمر در کشورهای توسعه‌یافته طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۹

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳	مدل شماره ۴
F-Statisti	۱۴,۹	۱۷,۶۰	۱۵,۱۲۷	۱۵,۰۷
p-value	(۰,۰۴)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

براساس نتایج به‌دست آمده از جدول‌های (۵) و (۶)، باتوجه به اینکه احتمال آماره F تمامی مدل‌ها کمتر از ۰۵٪ می‌باشد، درنتیجه فرضیه صفر رد و مدل به روش داده‌های پانل برآورد خواهد شد.

جدول ۷: نتایج آزمون هاسمن در کشورهای توسعه‌یافته طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۰

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳	مدل شماره ۴
Chi-sq. statitic	۱۹,۲۶	۵۳۱,۵۴	۴۶۳,۵۷	۴۶۳,۳۰
p-value	(۰,۰۰۱)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

جدول ۸: نتایج آزمون هاسمن در کشورهای درحال توسعه طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۰

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳	مدل شماره ۴
Chi-sq. statitic	۵۲۰,۳۴	۵۴۵,۳۶	۲۴۵,۲۶	۲۴۵,۳۰
p-value	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

1. Restrict Residual Sum Squares
2. Un Restrict Residual Sum Squares

مطابق جدول‌های (۷) و (۸) مقدار احتمال آزمون هاسمن[1] محاسبه‌شده در تمامی مدل‌ها، کمتر از ۰/۰۵ است و درنتیجه مدل، دارای اثرات ثابت بر روی مقاطع می‌باشد.

در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده است. در جداول (۹) و (۱۰) نتایج تخمین چهار مدل آورده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری برمصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته دارد، یک واحد افزایش در ECI باعث افزایش ۰,۰۱۹ یا ۰,۰۱۲ در انرژی‌های تجدیدپذیر می‌شود. نتایج با نتایج مطالعات رفیق و همکاران (۲۰۲۱)، کان و همکاران (۲۰۲۲) و چو و همکاران (۲۰۲۳) مطابقت دارد.

نتایج همچنین نشان می دهد که افزایش پیچیدگی اقتصادی به‌طور قابل‌توجهی مصرف انرژی تجدیدناپذیر و کل را در مورد کشورهای توسعه‌یافته کاهش می‌دهد و برای کشورهای درحال توسعه افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، پیچیدگی اقتصادی برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه نقش تعیین‌کننده‌ای در زمینه مصرف انرژی دارد. می‌توان چنین ارزیابی کرد که اگر پیچیدگی اقتصادی یک واحد افزایش یابد، مصرف انرژی تجدیدناپذیر و کل به ترتیب در کشورهای درحال توسعه حدود ۰,۰۰۹ و ۰,۰۰۴ درصد افزایش و در کشورهای توسعه‌یافته ۰,۰۳۹ و ۰,۱۳۱ درصد کاهش می‌یابد. یافته‌ها و نتایج به‌دست آمده (تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی کل) برای کشورهای درحال توسعه با مطالعات نواز و همکاران (۲۰۲۰) و عزیزی و همکاران (۱۳۹۸) مطابقت دارد، البته هر دو این مطالعه نمونه مورد بررسی تنها یک کشور درحال توسعه بوده است و نتایج برای کشورهای توسعه‌یافته با مطالعات فانگ و همکاران (۲۰۲۱)، دوگان و همکاران (۲۰۲۲) و کان و همکاران (۲۰۲۲) که برای کشورهای اروپایی یا پیشرفته بررسی کرده‌اند و مطالعاتشان شامل تمام کشورهای توسعه‌یافته نبوده است یکسان است.

همان‌طور که در قسمت مقدمه ذکر شد، پیچیدگی اقتصادی نمایانگرساختار تولیدی پیچیده و مبتنی بر دانش یک کشور معین است که زمان زیادی طول می کشد تا به بلوغ برسد. هنگامی که پیچیدگی اقتصادی افزایش می یابد، استفاده از انرژی تجدیدناپذیر و تخریب محیط زیست ابتدا در یک کشور معین افزایش می یابد. با این‌حال، با افزایش ترجیحات زیست‌محیطی در یک جامعه، بازیگران اقتصادی انرژی خود را با استفاده از عادات انرژی‌های تجدیدناپذیر تغییر می دهند که در نتایج برآورد مدل‌ها همان‌طور که در بالا توضیح داده شد، این مورد کاملا مطابق است.

1. Hausman

جدول ۹: نتایج برآورد مدل کشورهای درحال توسعه طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۰

نام متغیر	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳	مدل شماره ۴
LREN (-1)	۰,۷۲۸	–	–	–
	(۰,۰۰)	–	–	–
LNREN (-1)	–	۰,۵۰۷	–	–
	–	(۰,۰۰)	–	–
LTEN (-1)	–	–	۰,۵۳۸	۰,۵۳۹
	–	–	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
LECI	۰,۰۱۹	۰,۰۰۹	۰,۰۰۴	–
	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	–
LGDP	۰,۲۲۱	۰,۱۰۰	۰,۱۶۵	۰,۱۶۶
	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
LCO_2	-۰,۵۴۶	۰,۴۱	۰,۰۹۸	۰,۰۹۷
	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
LOP	۰,۰۳۱	۰,۰۰۶	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱
	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
LGDP*LECI	–	–	–	-۰,۰۰۰۴
	–	–	–	(۰,۰۰)
J-statistic	۶۵,۰۴۶	۵۵,۶۹	۶۰,۰۹۲	۶۲,۸۵۳
	(۰,۲۱)	(۰,۴۴)	(۰,۲۹۶)	(۰,۲۱)
Instrumen rank	۶۲	۶۰	۶۰	۶۰

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

(اعداد داخل پرانتز بیانگر p-value است)

طبق نظر سونگ و ژنگ (۲۰۱۲)[1]، درآمد از دو طریق بر مصرف انرژی تأثیر می گذارد. اول اینکه افزایش درآمد باعث افزایش حساسیت اجتماعی در زمینهٔ محیطی می‌شود که منجر به استفاده از فناوری صرفه‌جویی در انرژی در تولید می‌شود. علاوه بر این، مصرف انرژی ممکن است با افزایش درآمد افزایش یابد، زیرا فعالیت‌های اقتصادی برای ایجاد درآمد نیاز به مصرف انرژی دارند که نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که در هر دو دسته کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه با افزایش درآمد مصرف تمامی انواع انرژی افزایش یافته است که برای انرژی های تجدیدپذیر این نتیجهٔ خوبی است. نتایج به‌دست آمده برای تأثیر درآمد بر انرژی‌های تجدیدپذیر با نتایج مطالعات چو و همکاران (۲۰۲۳)، رفیق و همکاران (۲۰۲۱)؛ و برای تأثیر درآمد بر انرژی های تجدیدناپذیر در کشورهای توسعه‌یافته با مطالعات کان و همکاران (۲۰۲۲)، فانگ و همکاران (۲۰۲۱)، دوگان و همکاران (۲۰۲۲) و همچنین برای تأثیر درآمد بر انرژی های تجدیدناپذیر در کشورهای درحال توسعه با مطالعات نواز و همکاران (۲۰۲۰)، دوگان و همکاران (۲۰۲۲) و عزیزی و همکاران (۱۳۹۸) مطابقت دارد.

1. Song & Zheng(2012)

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل کشورهای توسعه‌یافته طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۰

نام متغیر	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳	مدل شماره ۴
LREN(-1)	۰,۸۸۰	-	-	-
	(۰,۰۰)	-	-	-
LNREN(-1)	-	۰,۲۸۸	-	-
	-	(۰,۰۰)	-	-
LTEN(-1)	-	-	۰۲۵۱	۰,۲۴۶
	-	-	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
LECI	۰,۰۱۲	-۰,۳۹	-۰,۱۳۱	-
	(۰,۰۸)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	-
LGDP	۰,۱۶۶	۰,۰۵	۰,۱۵۳	۰,۱۷۴
	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
LCO_2	-۰,۰۶۷	۰,۶۷۴	۰,۴۶۱	۰,۴۶۰
	(۰,۲۴)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
LOP	۰,۰۷۲	-۰,۰۸۰	-۰,۰۶۷	-۰,۰۶۷
	(۰,۹۳)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
LGDP*LECI	-	-	-	-۰,۰۱۳
	-	-	-	(۰,۰۰)
J-statistic	۲۸,۰۳۰	۱۴,۷۴	۳۵,۲۵۴	۳۴,۵۰۷
	(۰,۵۱)	(۰,۹۹)	(۰,۲۳۳)	(۰,۲۲۱)
Instrumen rank	۳۴	۳۵	۳۵	۳۴

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

(اعداد داخل پرانتز بیانگر p-value است)

نتایج این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که انتشار کربن اثر منفی بر انرژی های تجدیدپذیر و اثر مثبت بر انرژی های تجدیدناپذیر دارد و مطابق با یافته‌های رفیق و همکاران (۲۰۲۱) است.

در چهارمین مدل اثرات تعاملی شاخص پیچیدگی اقتصادی بر اثربخشی تولید ناخاص داخلی در کاهش مصرف انرژی کل در هر دو گروه کشورها، سنجش شده است و ضریب منفی و معنادار به‌دست آمده است، یعنی در سطوح بالاتر پیچیدگی رشد اقتصادی باعث کاهش در مصرف انرژی کل می‌شود.

می‌توان گفت علامت این ضریب نشان می‌دهد که اگر رشد اقتصادی، همراه با فناوری بالاتر باشد، می‌تواند به افزایش کمتری در مصرف انرژی منجر شود. با توجه به این نتیجه، پیچیدگی اقتصادی از کانال کاهش ضریب تولید ناخالص داخلی به‌طور غیرمستقیم می‌تواند بر مصرف انرژی اثرگذار باشد و این اثر گذاری برای کشورهای توسعه‌یافته (۰,۰۱۳) بیشتر از درحال توسعه (۰,۰۰۴) است.

در این مطالعه برای بررسی اعتبار ماتریس ابزارها از آزمون سارجنت استفاده شده است. عدم رد فرضیه صفر در آزمون سارجنت نشان‌دهنده عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها است؛ بنابراین همان‌طور که در هر چهار مدل رگرسیون در هر دو گروه کشورها قابل مشاهده است با توجه

به آماره‌های محاسبه‌شده و میزان معنادار بودن آن‌ها عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، درنتیجه ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردار هستند.

۶. نتیجه گیری

در سال‌های اخیر، کشورها با رقابت عظیمی در تولید و صنعتی‌سازی مواجه شده‌اند و همچنین تحت فشار جهانی از سوی تغییرات آب و هوایی و اهداف توسعه پایدار برای ارتقای زیرساخت‌های انرژی‌های تجدیدپذیر و مدیریت انرژی تجدیدناپذیر قرار گرفته‌اند.

همان‌طور که در قسمت مقدمه ذکر شد، پیچیدگی اقتصادی نمایانگرساختار تولیدی پیچیده و مبتنی بر دانش یک کشور معین است که زمان زیادی طول می‌کشد تا به بلوغ برسد. هنگامی که پیچیدگی اقتصادی افزایش می یابد، استفاده از انرژی تجدیدناپذیر و تخریب محیط زیست ابتدا در یک کشور معین افزایش می‌یابد. با این‌حال، با افزایش ترجیحات زیست‌محیطی در یک جامعه، بازیگران اقتصادی انرژی خود را با استفاده از عادات انرژی‌های تجدیدناپذیر تغییر می‌دهند که در نتایج برآورد مدل‌ها همانطور که در این تحقیق توضیح داده شد این موردکاملا مطابق است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهند پیشرفت فناوری که توسط شاخص پیچیدگی اقتصادی منعکس می‌شود، به‌طور قابل‌توجهی بر توسعهٔ انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته تأثیر می‌گذارد و همچنین باعث کاهش استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل در کشورهای توسعه‌یافته و افزایش استفاده از انرژی های تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل در کشورهای درحال توسعه می‌شود. در این پژوهش در کشورهای درحال توسعه بازبودن تجارت تأثیری مثبت بر مصرف انرژی تجدیدپذیر، مصرف انرژی تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل داشته است. در کشورهای توسعه‌یافته بازبودن تجارت تأثیر مثبت بر مصرف انرژی تجدیدپذیر و تأثیر منفی بر مصرف انرژی تجدیدناپذیر و مصرف انرژی کل داشته است. یعنی در هر دو گروه کشورها باز بودن تجارت و ارتباط تجاری با سایر کشورها منجر به وارد شدن فناوری‌های پیشرفته برای افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر می‌شود. در هر دو گروه کشورها مصارف انواع انرژی با سطح درآمد رابطهٔ مثبت دارد. همچنین یکی از مهم‌ترین نتایج این تحقیق اثرات تعاملی شاخص پیچیدگی اقتصادی بر اثربخشی تولید ناخالص داخلی در کاهش مصرف انرژی کل در هر دو گروه کشورها است. بدین معنا که در سطوح بالاتر پیچیدگی اقتصادی، رشد اقتصادی باعث کاهش کمتر در مصرف انرژی کل می‌شود.

براساس نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت که پیچیدگی اقتصادی عاملی سیاستی برای تحول کلی انرژی تجدیدپذیر و تقاضای انرژی سبزتر است. این مطالعه توصیه می‌کند که سیاست‌های پیچیدگی و تغییر ساختاری باید برای رشد پاک‌تر و سبزتر و به‌طور کلی ارتقای انرژی سبزتر در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته اجرایی شود.

با توجه به حرکت کشورهای درحال توسعه به سمت توسعهٔ فناوری، نیاز به انرژی در سال‌های پیشِ رو افزایش خواهد یافت. از این‌رو، نیاز است که سیاستگذاران برای تأمین نیازهای انرژی برنامه‌ریزی اتخاذ نمایند. با توجه به محدودیت‌های موجود در استفاده از انرژی‌های فسیلی که عوارضی

همچون آلایندگی محیط زیست و تخلیه منابع را به دنبال دارد، باید برای توسعهٔ انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر سرمایه‌گذاری‌های لازم صورت پذیرد و به‌منظور کاهش مصرف انرژی از سیاست‌های افزایش‌دهنده کارایی انرژی یا جلوگیری از هدررفت آن، به‌ویژه در بخش‌های اقتصادی استفاده شود

در این‌خصوص توصیه می‌شود که باید سطح مصرف انرژی فسیلی در هر صنعت به طور مشخص برآورد شود و بر اساس آن دولت‌ها قوانین خاص هر صنعت را وضع کنند. دوم؛ به واسطه سیاست‌های مربوط به تسهیل تجارت، هزینه واردات تکنولوژی‌های جدید را کاهش دهند یا با تأمین مالی مؤسسات تحقیق و توسعه، هزینهٔ کشف تکنولوژهای جدید را کاهش دهد.

دولت ها باید مقررات انرژی را برای کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی ترویج کنند.

مطالعات آینده می‌توانند تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تقاضای انرژی را از نظر اقتصاد واردکنندهٔ نفت در مقابل صادرکنندهٔ نفت بررسی کنند. بررسی اثرات پیچیدگی اقتصادی بر جنبه‌های مختلف انرژی (به‌عنوان مثال، انرژی برق و هسته‌ای) می‌تواند سوال تحقیقاتی مهمی برای محققانی باشد که در بررسی استراتژی انرژی کار می‌کنند

References

Ahmed, Z., & Le, H. P. (2020). Linking Information Communication Technology, trade globalization index, and CO2 emissions: evidence from advanced panel techniques. *Environmental Science and Pollution Research, 28*(7), 8770–8781. https://doi.org/10.1007/s11356-020-11205-0

Ahmed, Z., Nathaniel, S. P., & Shahbaz, M. (2021). The criticality of information and communication technology and human capital in environmental sustainability: Evidence from Latin American and Caribbean countries. *Journal of Cleaner Production, 286*, 125529. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.125529

www.atlas.media.mit.edu Atlas of Economic Complexity (2020). Available online: https://atlas.cid.harvard.edu/countries.

Azizi, Z. (2020), The Threshold Effect of Economic Complexity on Energy Consumption in Iran Using Smooth Transition Regression Model. *Applied Economics Studies*. Iran (AESI) *7*(32).

Baltagi B H, (2005). Econometric Analysis of Panel Data. John Wiley & Sons Ltd, the Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO198SQ, England.

Can, M., & Ahmed, Z. (2022). Towards sustainable development in the European Union countries: Does economic complexity affect renewable and non-renewable energy consumption? *Sustainable Development, 31*(1), 439–451. https://doi.org/10.1002/sd.2402

Can, M., & Doğan, B. (2020). The Effect of Knowledge and Skill-Based Production on Agricultural Employment: An Empirical analysis in the sample of South Korea. In *Springer eBooks* (pp. 223–234). https://doi.org/10.1007/978-981-15-4206-017

Can, M., Doğan, B., & Saboori, B. (2020). Does trade matter for environmental degradation in developing countries? New evidence in the context of export product diversification. *Environmental Science and Pollution Research, 27*(13), 14702–14710.https://doi.org/10.1007/s11356-02008000-2

Caglar A, Yavuz E, Mert M, Kilic E (2022). The ecological footprint facing asymmetric natural resources Challenges: Evidence frome the USA. *Environmental scince and pollution Research, 29*(7), 10521-10534.

Chu, L. K., Ghosh, S., Doğan, B., Nguyen, N. H., & Shahbaz, M. (2023). Energy security as new determinant of renewable energy: The role of economic complexity in top energy users. *Energy, 263*, 125799. https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.125799

Doğan, B., Ghosh, S., Shahzadi, I., Balsalobre-Lorente, D., & Nguyen, C. P. (2022). The relevance of economic complexity and economic globalization as determinants of energy demand for different stages of development. *Renewable Energy, 190*, 371-384. https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.03.117

Doğan, B., Ghosh, S., Hoang, D. P., & Chu, L. K. (2022). Are economic complexity and eco-innovation mutually exclusive to control energy demand and environmental quality in E7 and G7 countries? *Technology in Society, 68*, 101867. https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2022.101867

Eren, B. M., Taspinar, N., & Gokmenoglu, K. K. (2019). The impact of financial development and economic growth on renewable energy consumption: Empirical analysis of India. *Science of the Total Environment, 663*, 189–197. https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.01.323

Fang, J., Gozgor, G., Mahalik, M. K., Padhan, H., & Xu, R. (2021). The impact of economic complexity on energy demand in OECD countries. *Environmental Science and Pollution Research, 28*(26), 33771–33780. https://doi.org/10.1007/s11356-020-12089-w

Hausmann, R.; Hidalgo, C. A.; Bustos, S.; Coscia, M.; Simoes, A., & Yildirim, M. A. (2014). *The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity*. MIT Press.

Gozgor, G., Lau, C. K. M., & Lu, Z. (2018). Energy consumption and economic growth: new evidence from the OECD countries. *Energy, 153*, 27–34. https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.03.158

IEA. 2019. Global energy & CO2 status report: The latest trends in energy and emissions in 2018. IEA Publications

Neagu, O., & Teodoru, M. C. (2019). The Relationship between Economic Complexity, Energy Consumption Structure and Greenhouse Gas Emission: Heterogeneous Panel Evidence from the EU Countries. *Sustainability, 11*(2), 497. https://doi.org/10.3390/su11020497

Nawaz, K., Lahiani, A., & Roubaud, D. (2020). Do natural resources determine energy consumption in Pakistan? The importance of quantile asymmetries. *The Quarterly Review of Economics and Finance. In press*. https:// doi.org/10.1016/j.qref.2020.10.003.

Shah abadi, A., Arghand, H. (2018). The Impact of Economic Complexity (ECI) on Social Welfare in Selected Developing Countries. *Business Journal, 23*(89), 89-122. [In persian]

Shahmoradi B, (2018). Atlas of Economic Complexity, First edition, Commercial Printing and Publishing Company. [In persian]

Sori, A., (2016). Econometrics (advanced) with the application of Eviews & Stata, 5th edition. *cultural publication*. [In persian]

Saeedi, R., Nessabian, Sh., Moghaddasi, R., Damankeshideh M (2022). Economic Complexity and Fossil Energy Consumption: An Empirical Analysis for Iranian Provinces. *Journal of Economic Research, 22(85)*, 155-188. [In persian]

Rafique, M. Z., Doğan, B., Husain, S., Huang, S., & Shahzad, U. (2021). Role of economic complexity to induce renewable energy: contextual evidence from G7 and E7 countries. *International Journal of Green Energy, 18*(7), 745–754. https://doi.org/10.1080/15435075.2021.1880912

UN. Country classification. Retrieved. 2020. from, http://www.un.org/en/ development/desa/policy/wesp/wesp_current/20202wesp_country_ classification.pdf

Yuan, C., Liu, S., & Wu, J. (2009). Research on energy-saving effect of technological progress based on Cobb Douglas production function. *Energy Policy, 37*(8), 2842–2846. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.04.

Verbeek Marno (2012), A Guide to Modern Econometrics, 4nd edition

WB. World development indicators. Online database, World Bank. 2020. Retrieved from, https://data.worldbank.org/indicator

Zoundi, Z. (2017). CO2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach. *Renewable & Sustainable Energy Reviews*, *72*, 1067–1075. https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.10.018

Zobiri, H., Motmani, M., (2020). Human capital and economic complexity in Iran. *Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development), 20(*3), 145-166. [In persian]

Zobiri, H., & Ghafarinia, H., Seyedah Sahar, 2020. economic complexity and energy consumption (a case study of selected countries using the GMM method). the first international conference of the Laboratory of Management and Innovative Approaches in Management and Economics. [In persian]

Zeren, F., & Akkuş, H. T. (2020). The relationship between renewable energy consumption and trade openness: new evidence from emerging economies. *Renewable Energy, 147*, 322–329. https://doi.org/10.1016/j.renene.2019.09.006

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 91-114

Economic Complexity, Renewable and Non-renewable Energy Consumption A Comparative Study of Developed and Developing Countries

Najme Mohammadi[1]
Bahram Sahabhi[2]
Hassan Heydari[3]
Hossein Sadeghi Saqdel[4]

Received: 2023/06/13 Accepted: 2023/08/28

Introduction
Economic complexity is an index that has been raised in the last decade and indicates the use of technology in the process of producing goods and services of a country, which leads to increased economic growth and prosperity by creating a productive structure in the composition, increased productivity and diversity of manufactured products. Economic complexity is expected to affect energy consumption because the type of products produced is an important determinant of energy consumption. If countries operate in energy-intensive industries such as metals, chemicals, and forest products, energy consumption will be high, and if they specialize in low energy and highly complex products, energy consumption in these countries will decrease. In addition, the level of technological knowledge of countries can significantly affect energy efficiency. Therefore, in this research, the effects of economic complexity and economic growth on renewable, non-renewable and total energy consumption in developing and developed countries in the period of 2000-2020 have been investigated by GMM method.

Methodology
GMM estimator is a subset of instrumental variable method estimators. In this method, in addition to solving the problem of correlation of the independent variable with disturbance components, the endogeneity of the variables and the heterogeneity of the variance of the model are also solved. It should be noted that this method is applicable when T is smaller than N (number of segments).

Results
The results of this research show that the economic complexity index affects the development of renewable energy in developing and developed countries and also causes a decrease in the use of non-renewable energy and total energy consumption in developed countries and an increase in the use of non-renewable and total energy consumption in developing countries. It is currently being developed. In this research, the opening of trade has had a positive effect on the

1. PhD student in Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: n.mohamadi@modares.ac.ir
2. Associated Professor, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: Sahabi_h@modares.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics Department, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: hassan.heydari@modares.ac.ir
4. Assistant Professor of Economics Department, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: sadeghih@modares.ac.ir

consumption of renewable energy in both groups of countries, and in developed countries, the opening of trade has reduced the consumption of non-renewable and total energy, and in developing countries, the opposite result has been obtained. In both groups of countries, energy consumption has a positive relationship with income level. Also, the results show that if economic growth is accompanied with higher technology, it can lead to a lower increase in total energy consumption in both groups of countries.

Conclusion and Discussion

As mentioned in the introduction, economic complexity represents a complex and knowledge-based production structure of a given country that takes a long time to mature. When economic complexity increases, the use of non-renewable energy and environmental degradation increases first in a given country. However, with the increase of environmental preferences in a society, the economic actors change their energy by using non-renewable energy habits. This is completely consistent with the results of the estimation models as explained above. Based on the obtained results, it can be said that economic complexity is a policy factor for the overall transformation of renewable energy and demand for greener energy. The study recommends that complexity and structural change policies should be implemented for cleaner and greener growth and overall promotion of greener energy in developing and developed countries. Due to the movement of developing countries towards the development of technology, the need for energy will increase in the coming years. Hence, there is a need for policymakers to plan to meet energy needs. Considering the existing limitations in the use of fossil energy, which leads to complications such as environmental pollution and resource depletion, necessary investments should be made for the development of clean and renewable energy. In order to reduce energy consumption, policies that increase energy efficiency or prevent any form of waste should be formulated, especially in economic sectors. In this regard, Can and Guzgur recommend that the level of fossil energy consumption in each industry should be clearly estimated and based on that, governments should establish specific laws for each industry. Through developing policies related to trade facilitation, they should also reduce the cost of importing new technologies, or decrease the cost of discovering new technologies via financing research and development institutions. Governments should promote energy regulations to reduce fossil fuel dependence and energy intensity. Future studies could examine the impact of economic complexity on energy demand in terms of oil-importing versus oil-exporting economies. Examining the effects of economic complexity on different aspects of energy (e.g., electric and nuclear energy) can be an important research question for researchers working on energy strategy.

Keywords: Economic Complexity, Renewable Energy Consumption, Non-renewable Energy Consumption, Developed Countries, Developing Countries
JEL Classification: O31, Q56, Q54

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۱۱۵-۱۴۲

واکاوی اثرات نامتقارن ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم بر توسعهٔ صنعت گردشگری در ایران

سید کمال صادقی[۱]
امیرعلی فرهنگ[۲]
علی محمدپور[۳]
میلاد حاجی‌بلند[٤]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/٤/۱۹

چکیده

گردشگری به‌عنوان یکی از صنایع رو به رشد در جهان شناخته می‌شود. بر پایهٔ گزارش سازمان جهانی گردشگری پس از سوخت، مواد غذایی و محصولات شیمیایی، صنعت گردشگری بزرگ‌ترین بخش صادرات در جهان می‌باشد. صنعت گردشگری دارای مزایای بالقوه برای رشد اقتصادی بوده و توسعهٔ آن برای بسیاری از کشورها، امری ضروری به‌نظر می‌رسد. بنابراین درک عوامل تعیین‌کننده و ارائهٔ راهکار جهت توسعه صنعت گردشگری، امری مهم تلقی می‌شود. بر این اساس، هدف از مطالعهٔ حاضر، تبیین و بررسی اثرات عوامل کلان اقتصادی و سیاسی نرخ ارز، نرخ تورم و ریسک سیاسی بر توسعهٔ گردشگری با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۹-۱۴۰۰ در کشور ایران می‌باشد. یافته‌ها حاکی از آن است که شوک مثبت نرخ ارز، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، موجب افزایش توسعهٔ گردشگری شده؛ درحالی‌که شوک منفی نرخ ارز موجب کاهش آن شده است. در مورد نرخ تورم و ریسک سیاسی نتایج متفاوت با نرخ ارز می‌باشند، به‌طوری‌که شوک مثبت ریسک سیاسی و نرخ تورم، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، موجب کاهش توسعهٔ گردشگری شده است، در حالی‌که شوک منفی ریسک سیاسی و نرخ تورم، موجب افزایش آن شده است. همچنین جهت بررسی استحکام نتایج از روش اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفهٔ توزیعی چندکی (QARDL) استفاده شده است. نتایج هر دو روش با هم سازگار است.

واژگان کلیدی: صنعت گردشگری، ریسک سیاسی، نرح ارز، نرخ تورم، QARDL، NARDL
طبقه‌بندی JEL : C22 ،E31، E42 ،H56، O1

۱. استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
sadeghiseyedkamal@gmail.com
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران s_farhang@pnu.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)
a_mohammadpour.tabriz@yahoo.com
٤. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
miladhajiboland13751016@gmail.com

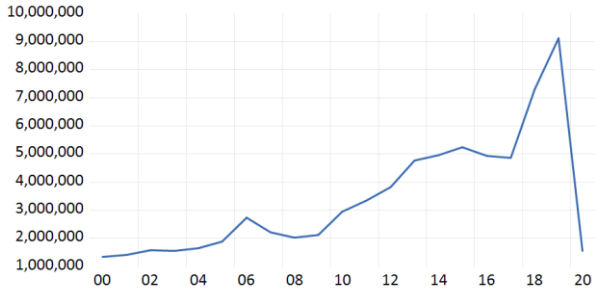
۱. مقدمه

صنعت گردشگری به‌عنوان یکی از عوامل اصلی رشد اقتصادی و بهبود رفاه اجتماعی در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه، تحریک سرمایه‌گذاری خارجی، درآمد ارزی، توسعه زیرساخت‌ها، ایجاد فرصت‌های شغلی و تعامل اجتماعی بین گردشگران و جوامع میزبان ظاهر شده است (خان و همکاران[1]، ۲۰۲۰؛ پولات و همکاران[2]، ۲۰۲۱). سهم صنعت گردشگری؛ فراتر از مزایای اجتماعی - اقتصادی می‌باشد. گردشگری مسبب ترویج جهانی‌شدن و همکاری‌های بین‌المللی بین کشورها و افزایش آگاهی حفاظت از محیط زیست می‌گردد (چن و همکاران[3]، ۲۰۲۲؛ جیا[4]، ۲۰۱۸). عملکرد گردشگری بستگی به میزان توسعهٔ صنعت دارد. کشورهای دارای گردشگری توسعه‌یافته، رشد اقتصادی زیادی را نسبت به کشورهایی که گردشگری کمتر توسعه‌یافته دارند، تجربه می‌کنند (پولات و همکاران[5]، ۲۰۲۱). عوامل متعددی بر توسعهٔ صنعت گردشگری تأثیر می‌گذارند. به‌عنوان مثال، گردشگری نیاز به شبکه حمل و نقل پیشرفته و سایر امکانات دارد تا جابه‌جایی گردشگران از کشورهای خود به کشورهای میزبان و همچنین در داخل کشور میزبان، تسهیل گردد. از این‌رو، زیرساخت فیزیکی به‌عنوان عامل تعیین‌کننده مهمی در ورود گردشگران، تلقی می‌شود (کاتودان[6]، ۲۰۱۶). پژوهش حاضر از زوایای دیگر به بررسی عوامل تأثیرگذار بر توسعهٔ صنعت گردشگری می‌پردازد. ادبیات موجود نشان می‌دهد که گردشگری؛ آسیب‌پذیر و مستعد اثرپذیری خطرات سیاسی مرتبط با حکمرانی بد، جنایت، درگیری‌ها، بی‌ثباتی سیاسی، فساد و تروریسم است (چولافان[7]، ۲۰۲۱؛ گاریدزیرا[8]، ۲۰۲۱؛ تیواری و همکاران[9]، ۲۰۱۹). سطوح بالای ریسک سیاسی، مانع از توسعهٔ گردشگری می‌شود؛ چراکه توانمندی‌های کشور آسیب‌دیده، جهت فراهم نمودن زیرساخت‌های گردشگری و امکانات موردنیاز گردشگران را از بین می‌برد. زیرساخت‌ها و امکانات گردشگری، جریان صنعت گردشگری را تسهیل می‌نمایند. زیرساخت‌ها و امکانات ضعیف گردشگری، جریان ورود گردشگر را کاهش داده و از ورود گردشگران خارجی، جلوگیری می‌کند. علاوه بر این، سطوح بالای ریسک سیاسی، کشورها را برای گردشگران بین‌المللی، غیرقابل‌دسترس نموده، چراکه این موارد،

1. Khan et al.(2020)
2. Polat et al.(2021)
3. Chen et al.(2022)
4. Jia(2018)
5. Polat et al.(2021)
6. Catudan(2016)
7. Chulaphan(2021)
8. Garidzira(2021)
9. Tiwari et al.(2019)

بازدید از آن‌ها را پرخطر، گران و با ریسک توأم می‌کند (گولمبسکی و ماژوسکا[1]، ۲۰۱۸). علاوه بر موارد مذکور؛ عوامل دیگری همانند نرخ تورم، نوسانات نرخ ارز و نرخ ارز حقیقی بر صنعت گردشگری اثرگذارند (اطهاری و همکاران[2]، ۲۰۲۱؛ انگان و گزگور[3]، ۲۰۱۸؛ وو و وو[4]، ۲۰۱۹). اگر ارزش پول یک کشور در برابر ارزهای دیگر کشورها، کاهش یابد، ممکن است تقاضای زیادی از سوی گردشگران داشته باشد، زیرا محصولات و خدمات گردشگری در کشور برای گردشگران کشورهای دارای ارز قوی، نسبتاً ارزان می‌گردد (منیر و افتخار[5]،۲۰۲۱؛ سرچمی و همکاران[6]، ۲۰۲۱). مقوله تورم ارتباط مستقیمی با قدرت خرید مصرف‌کنندگان داشته و با افزایش تورم، قدرت خرید گردشگران، کاهش می‌یابد و آن‌ها به چنین مقاصدی که زندگی و سفر برایشان پرهزینه است، سفرنمی‌کنند. با این‌حال، زمانی که تورم کاهش می‌یابد، گردشگران بیشتری از کشور میزبان بازدید می‌کنند، جایی که هزینهٔ زندگی و حمل و نقل ارزان‌تر است (رالستون[7]، ۱۹۹۹؛ تانگ و لین[8]، ۲۰۰۷؛ تلس[9]، ۲۰۰۴).

شکل (۱) تعداد ورودی‌های گردشگری بین‌المللی را در کشور ایران نشان می‌دهد. محور عمودی بیانگر تعداد ورودی‌ها و محور افقی دورهٔ زمانی را نمایش می‌دهد. با عنایت به نمودار مزبور از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹، تقریباً سیر صعودی داشته، ولی بعد از آن، سیر نزولی پیدا می‌کند.



شکل ۱: تعداد ورودی‌های گردشگری بین‌المللی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

1. Gołembski & Majewska(2018)
2. Athari et al.(2021)
3. Ongan & Gozgor(2018)
4. Wu & Wu(2019)
5. Munir & Iftikhar(2021)
6. Sarchami et al.(2021)
7. Ralston(1999)
8. Tang & Lean(2007)
9. Teles(2004)

با توجه به مطالب مطرح‌شده گردشگری در بسیاری از کشورهای کم‌درآمد، نقش حیاتی را ایفا نموده و در تحقیقات پژوهشگرانی ازجمله میو و همکاران[1] (۲۰۱۸)، دوگرو و همکاران[2] (۲۰۱۹) و آکادیری[3] (۲۰۲۱)، این موضوع، بررسی و تأیید شده است. همچنین در سال های اخیر کشور ایران نوساناتی در نرخ ارز و نرخ تورم داشته است، پژوهش و ارائهٔ راهکار در زمینه سیاست‌های باثبات‌کننده نرخ ارز، نرخ تورم و ریسک سیاسی نه‌تنها در زمینه دانشگاهی مهم تلقی می‌شود، بلکه برای سیاست‌گذاران نیز برای حمایت از فعالیت‌های گردشگری و مدنظر قرار دادن توصیه‌های سیاستی به‌خصوص درکشورهای درحال توسعه و کشورمان ضروری است. پژوهش حاضر از لحاظ موضوع و روش‌های اقتصادسنجی به‌کاررفته دارای نوآوری است. فرضیه‌های تحقیق به‌صورت ذیل می‌باشند: ۱. بین ریسک سیاسی و توسعه گردشگری رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد؛ ۲. بین نرخ ارز و توسعه گردشگری رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد؛ ۳. بین نرخ تورم و توسعه گردشگری رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. در بخش دوم مطالعه، به مروری بر ادبیات تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم، مطالعهٔ الگو و روش تحقیق و در بخش چهارم، نتایج حاصل از برآوردهای الگو ارائه شده است. درنهایت، بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و ارائهٔ پیشنهادهای سیاست‌گذاری اختصاص یافته است.

۲. پیشینهٔ پژوهش

خو و همکاران[4] (۲۰۲۲)، به بررسی موضوعی با عنوان «آیا سیاست‌های عمومی تأثیر ریسک سیاسی بر گردشگری بین المللی را کاهش می دهد؟» با کمک رویکرد اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و یک نمونه بین‌المللی از ۱۳۸ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که ریسک سیاسی، تأثیر منفی قابل‌توجهی بر گردشگری بین‌المللی داشته است.

تانگ[5] (۲۰۲۲) در مطالعه خود به بررسی تأثیر نرخ ارز بر تقاضای گردشگران خارجی: شواهدی از کشورهای درحال توسعه، از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۰ پرداخته است. نتایج وی برای ۴۷ کشور منتخب با استفاده از روش خطاهای استاندارد (The Driscoll-Kraay standard errors method) حاکی از آن است که که افزایش نرخ ارز، منجر به افزایش ورود تعداد بیشتری از گردشگران بین‌المللی به این کشورها می‌شود. بنابراین اگر سیاست‌گذاران در این کشورها، ارزش پول داخلی خود را کاهش دهند، تأثیر تقویتی بر تعداد گردشگران خارجی خواهد داشت.

1. Meo et al.(2018)
2. Dogru et al.(2019)
3. Akadiri(2021)
4. Xu et al.(2022)
5. Thang (2022)

مانالیو[1] (۲۰۲۲) به تجزیه و تحلیل موضوعی با عنوان ارزیابی اثرات ریسک سیاسی و نرخ ارز بر ورودی گردشگران در آفریقای جنوبی با استفاده از داده‌های سری زمانی پرداخته است. نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۸ و با استفاده از رویکرد مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان می‌دهد که ریسک سیاسی و نرخ ارز در کوتاه‌مدت، تأثیری بر توسعهٔ گردشگری نداشته است، درحالی‌که در بلند مدت، افزایش نرخ ارز، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر توسعهٔ گردشگری داشته و ریسک سیاسی تأثیر منفی و معنی‌داری بر آن داشته است.

کریمی و همکاران[2](۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای که با عنوان «تأثیر درگیری‌های منطقه‌ای بر گردشگری در کشورهای خاورمیانه و آفریقا: یک رویکرد داده‌های پانل فضایی(The spatial Durbin model)، طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۷» انجام داده‌اند، نتایج پژوهش آن‌ها در ۳۹ کشور منتخب، بیانگر آن است که رشد اقتصادی و باز بودن تجارت، تأثیر مثبت و معنی‌دار برگردشگری داشته، در حالی‌که ریسک سیاسی، تأثیر منفی و معنی‌دار بر آن داشته است.

لی و چن[3] (۲۰۲۱)، به بررسی موضوعی با عنوان «آیا ریسک کشور برای توسعهٔ گردشگری اهمیت دارد؟» با استفاده از داده‌های تابلویی از ۱۰۶ کشور در دورهٔ زمانی ۲۰۰۶-۲۰۱۷ پرداخته‌اند. روش مورد استفاده در این پژوهش، خودرگرسیونی با وقفهٔ توزیعی چندکی (QARDL) می‌باشد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که ثبات بالاتر کشور (ریسک سیاسی و مالی پایین‌تر) به توسعهٔ گردشگری بالاتر منجر می‌شود.

خالد و همکاران[4] (۲۰۲۰)، در تحقیقی اثرات بحران‌های اقتصادی و مالی بر توسعهٔ گردشگری بین‌المللی با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) در دویست کشور منتخب را بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که تمامی متغیرهای مستقل تحقیق که شامل بحران تورم، سقوط بازار سهام، بحران بدهی و بحران بانکی می‌باشد، تأثیر منفی و معنی‌دار بر توسعهٔ گردشگری داشته است.

غالیا و همکاران[5] (۲۰۱۹)، پژوهشی با موضوع کیفیت نهادی، ریسک سیاسی و گردشگری، با استفاده از روش داده‌های تابلویی و اثرات ثابت (Fixed effects) در کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۰-۲۰۱۵ پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که ریسک سیاسی، موجب کاهش توسعه گردشگری و کیفیت نهادی موجب افزایش آن شده است.

شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با موضوع تأثیر شاخص نهادی ریسک سیاسی بر جذب گردشگران خارجی در کشورهای حوزه منا (MENA)، طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۶ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تعدیل‌شده کامل

1. Manaliyo (2022)
2. Karimi et al.(2022)
3. Lee & Chen(2021)
4. Khalid et al.(2020)
5. Ghalia et al.(2019)

(FMOLS) انجام شده است نشان داد که ریسک سیاسی به‌عنوان شاخص کل، اثری تعیین‌کننده بر جذب گردشگران دارد.

تمییزی و شهبازی (۱۳۹۷)، درتحقیقی به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بخش گردشگری ایران، طی دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. برای وجود نوسانات در نرخ ارز و تخمین آن از آزمون ناهمسانی واریانس شرطی (ARCH-GARCH) بهره گرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد که با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) انجام شده است، بیانگر آن است که بین نوسانات نرخ ارز و گردشگری ورودی، رابطهٔ منفی و معنی‌دار وجود دارد.

وجه تمایز و جنبهٔ نوآوری پژوهش حاضر با مطالعات داخلی و خارجی، هم در متغیرهای به‌کار رفته و هم در روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده در آن می‌باشد، بدین‌ترتیب که از دو روش غیرخطی استفاده شده است و شوک‌های مثبت و منفی و چندک را در کوتاه‌مدت و بلندمدت تجزیه و تحلیل می‌کند، به بررسی استحکام نتایج می‌پردازد و سه متغیر نرخ ارز، ریسک سیاسی و نرخ تورم را در نظر می‌گیرد، درحالی‌که در مطالعات داخلی و خارجی، روش اقتصادسنجی NARDL ملاحظه نشده و اکثراً از یک روش اقتصادسنجی خطی با یک متغیر مربوط به این پژوهش استفاده شده است و استحکام نتایج تحقیق در آن بررسی نشده است.

۳. مبانی نظری

ریسک سیاسی عامل تعیین‌کننده تقاضا برای یک کشور به‌عنوان مقصد گردشگری می‌باشد. مطالعات تجربی نشان می‌دهد که عوامل خطر سیاسی همانند فساد، ناآرامی‌های‌سیاسی، درگیری‌ها، تروریسم، جرم و جنایت و نهادهای ضعیف بر انتخاب مقصد گردشگران تأثیر می گذارد (چولافان[1]، ۲۰۲۱؛ لی و همکاران[2]، ۲۰۲۰). افزایش عوامل خطر سیاسی در بسیاری از نقاط جهان، امنیت و ایمنی گردشگران و متعلقات آن‌ها را تهدید می‌کند. این امر، گردشگران را تشویق می‌کند تا در هنگام تصمیم‌گیری برای سفر، انتخاب مقصد و تعیین زمان و مدت سفر، سطح ریسک سیاسی را در نظر بگیرند (بران[3]، ۲۰۱۵). کشورهایی که ریسک سیاسی بالایی را تجربه می‌کنند، در مقایسه با کشورهایی که ریسک سیاسی پایینی دارند، پذیرای تعداد کمی گردشگر می‌شوند (حداد و همکاران[4]، ۲۰۱۵).

گردشگران خواهان سفر به مقاصدی هستند که در آن، امن هستند و متعلقاتشان، محافظت می‌شود. بررسی‌ها بیانگر آن است که بین میزان جرم و جنایت و ورود گردشگران، رابطه منفی وجود دارد. با افزایش نرخ جرم و جنایت، ورود گردشگران به‌شدت کاهش می‌یابد و با کاهش جرم و جنایت،

1. Chulaphan(2021)
2. Lee et al.(2020)
3. Brown(2015)
4. Haddad et al.2015)

ورود گردشگران افزایش می‌یابد (گاریدزیرای[1]، ۲۰۲۱؛ پریدا و همکاران[2]، ۲۰۱۸). درگیری‌های داخلی یا خارجی کشورها، مانعی جهت ورود گردشگر محسوب می‌شوند. در میان درگیری‌ها، گردشگران از کشور آسیب‌دیده، اجتناب نموده و کشورهای جایگزینی را انتخاب می‌کنند که محصولات و خدمات گردشگری مشابهی را ارائه می‌کنند (مانالیو[3]، ۲۰۲۲). گردشگران خارجی از کشورهای دارای آمار فساد دوری می‌کنند؛ زیرا به امنیت خود و دارایی‌های همراه اهمیت می‌دهند. علاوه بر این، استدلال می‌شود که فساد، توانایی یک کشور را برای رقابت با گردشگری در سایر کشورها کاهش می‌دهد. کشوری با سطح فساد پایین، دارای رقابت‌پذیری گردشگری قوی در مقایسه با کشوری با سطح فساد بالا می‌باشد. بنابراین، معرفی سیاست‌هایی که هدفشان، کاهش سطح فساد است، ممکن است رقابت‌پذیری گردشگری کشور را بهبود بخشیده و منجر به افزایش ورود گردشگران شود (دومارسکی-روئیز و همکاران[4]، ۲۰۲۰).

در کنار ریسک سیاسی، نرخ ارز عامل تأثیرگذار دیگری بوده که ورود گردشگران به یک کشور را تعیین می‌کند. نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری گردشگری و تقاضای گردشگری در کشورهای میزبان تأثیر می‌گذارد و تأثیر مستقیمی بر توسعه گردشگری دارد (اوبی و اوگبیده[5]، ۲۰۲۲). هم‌چنین نقش مهمی در تأثیرگذاری جهت تصمیم‌گیری گردشگران برای انتخاب کشور مقصد برای بازدید ایفا می‌نماید. پژوهش‌ها و مطالعات در نقاط مختلف جهان، مبین آن بوده است که گردشگران هنگام برنامه‌ریزی جهت سفر، نرخ مبادله بین کشور خود و کشور میزبان را در نظر می‌گیرند (مایر[6]، ۲۰۲۱؛ کوچوکساکاریا[7]، ۲۰۲۱). برخی از گردشگران، به هرگونه تغییر در نرخ ارز حساس هستند تا جایی‌که اگر تغییر نرخ ارز منجر به افزایش هزینه سفر شود، برنامه سفر خود را لغو یا تغییر می‌دهند. گردشگران اغلب به افزایش نرخ ارز واکنش مثبت نشان می‌دهند (به معنای کاهش ارزش پول کشور میزبان). برای مثال، گردشگران کشورهای اروپایی (فرانسه، ایتالیا، اسپانیا، سوئد و بریتانیا) که قصد بازدید از ایالات متحده آمریکا را دارند، زمانی که ارزهای اصلی آن‌ها در برابر دلار آمریکا ارزش پیدا می‌کند، پاسخ مثبت می‌دهند (مانالیو، ۲۰۲۲؛ اونگان و همکاران[8]، ۲۰۱۷). این نشان می‌دهد که گردشگران بیشتر به کشورهایی سفر می‌کنند که ارز آن‌ها در مقایسه با ارزهای داخلی آن‌ها، ضعیف‌تر است. کاهش ارزش پول محلی، محصولات و خدمات گردشگری محلی را برای کشورهایی که ارزهای قوی

1. Garidzirai(2021)
2. Parida et al.(2018)
3. Manaliyo(2022)
4. Domareski-Ruiz et al.(2020)
5. Obi & Ogbeide(2022)
6. Meyer(2021)
7. Küçüksakarya(2021)
8. Ongan et al.(2017)

دارند، نسبتاً مقرون به صرفه‌تر می‌کند (اوپستاد[1]، ۲۰۲۱). هم‌چنین مشخص شده است که گردشگران کشورهای مختلف، به نرخ ارز به‌صورت یکسان، پاسخ نمی‌دهند. گردشگران برخی از کشورها، به نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند، در حالی‌که گردشگران سایر کشورها، تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند. به‌عنوان مثال، گردشگران از ایالات متحده آمریکا و آلمان به مصر، کمتر تحت تأثیر کاهش یا افزایش ارزش پول مصر هستند، در حالی‌که ورود گردشگران چینی، هندی و روسی به مصر با کاهش یا افزایش ارزش پول مصر تعیین می‌شود. با توجه به اینکه چین، هند و روسیه، اقتصادهای نوظهور هستند، گردشگران این کشورها، احتمالاً به کشورهای نسبتاً ارزان‌تری در مقایسه با گردشگران کشورهای پیشرفته سفر می‌کنند (آنتر و نگی[2]، ۲۰۱۸).

بحران‌های اقتصادی و مالی اغلب تأثیرات اقتصادی کلان پایدار و مخربی دارند. به‌عنوان مثال، وقوع چنین پدیده‌هایی، معمولاً منجر به کاهش رشد تولید ناخالص داخلی و افزایش بیکاری می‌شود (اندرسون[3]، ۲۰۱۶). بحران‌هایی که در یک بخش از اقتصاد شکل می‌گیرند به بخش‌های مختلف اقتصادی سرایت می‌کنند. با این‌حال، تأثیر بحران‌ها بر بخش‌های مربوطه هر اقتصاد، منحصر به فرد است (اندرسون و کارپستام[4]، ۲۰۱۴). گردشگری یکی از بخش‌هایی بوده که اغلب، تحت تأثیر بحران‌های اقتصادی و مالی قرار می‌گیرد. در سال‌های اخیر، بحران‌های عمده‌ای که بخش گردشگری را تحت تأثیر قرار داده است، شامل بحران مالی آسیا (AFC) در سال ۱۹۹۷ و بحران مالی جهانی (GFC) در سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۸ می‌باشند (پاپاتئودورو و همکاران[5]، ۲۰۱۷). تأثیر این بحران‌ها بر بخش گردشگری، هنوز در ادبیات تحقیق، در دست بررسی است. برخی از مطالعات، اثرات فلج‌کننده بحران‌ها را بر گردشگری، گزارش می‌نمایند (شیائو[6]، ۲۰۱۰؛ وانگ[7]، ۲۰۰۹). با این‌حال، برخی مانند هال[8] (۲۰۱۰)، این سوال را مطرح می‌کنند که بحران‌ها چگونه مفهوم‌سازی و اندازه‌گیری می‌شوند؛ مانند تلفیق بحران‌های اقتصادی و مالی با رویدادهای دیگر نظیر حملات تروریستی، بحران‌های نفتی و تغییرات آب و هوایی. در مقابل، دیگران ازجمله شلدون و دوایر[9] (۲۰۱۰)، بر این باورند که بحران‌ها فرصت‌هایی برای شکل‌گیری و رقابتی‌شدن بخش گردشگری هستند. بحران‌های اقتصادی و مالی را به انواع مختلفی ازجمله بحران‌های تورم، بحران بدهی‌های دولتی، بحران‌های

1. Opstad et al.(2021)
2. Anter & Nagy(2018)
3. Andersson(2016)
4. Andersson and Karpestam(2014)
5. Papatheodorou et al.(2017)
6. Xiao(2010)
7. Wang(2009)
8. Hall(2010)
9. Sheldon and Dwyer(2010)

بانکی و سقوط بازار سهام، متمایز می‌کنند. در برخی موارد، یک بحران فقط به یکی از این مقوله‌ها مرتبط است، اما در بیشتر موارد، به بیش از یک دسته، مربوط می‌شود. به‌عنوان مثال، بحران بدهی دولتی اغلب توسط یک بحران بانکی ایجاد می‌شود و دولت ملی را مجبور می‌کند تا بدهی‌های بخش بانکی را به عهده بگیرد. درنتیجه، تأثیر بحران اقتصادی یا مالی بر گردشگری بین‌المللی، درنهایت به ماهیت بحران بستگی خواهد داشت، مانند سقوط بازار سهام، تورم، بدهی یا بحران بانکی یا تلفیقی از بحران‌ها. مسلماً برخی از انواع بحران‌های اقتصادی یا مالی، می‌توانند تأثیر شدیدتر یا حتی تحریک‌کننده‌تری بر گردشگری بین‌المللی نسبت به سایرین داشته باشند. به‌عنوان مثال، بحران بدهی ممکن است منجر به کاهش ارزش پول شود و خدمات گردشگری را ارزان‌تر کند و درنتیجه جریان گردشگری را افزایش دهد. درمقابل، بحران تورم؛ ممکن است خدمات گردشگری را گران‌تر کند و درنتیجه، جریان‌های گردشگری کمتر شود. بحران تورم با کاهش قدرت خرید مصرف‌کننده همراه است، بنابراین ارتباط منفی بین بحران تورم و گردشگری بین‌المللی را تبیین می‌نماید (خالد و همکاران، ۲۰۲۰).

۴. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش به تجزیه و تحلیل اثرات ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم بر توسعهٔ گردشگری در مورد کشور ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۷۹-۱۴۰۰ و با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL) جهت برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پردازد. همچنین جهت بررسی استحکام نتایج از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی چندکی (QARDL)، در چندک‌های مختلف استفاده می‌شود. به‌منظور انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری و اقتصاد سنجی، از نرم‌افزار Eviews 13 استفاده شده است. هدف از رتبه‌بندی ریسک سیاسی، ارائهٔ ابزاری برای ارزیابی ثبات سیاسی کشور می‌باشد. شاخص ریسک سیاسی شامل دوازده متغیر، یعنی مناقشات خارجی، مناقشات داخلی، نمایه سرمایه‌گذاری، ثبات دولت، شرایط اقتصادی اجتماعی، فساد، پاسخگویی دموکراتیک، تنش‌های قومی، حاکمیت قانون، نظامی‌گری، تنش‌های مذهبی و کیفیت بروکراسی بوده که رتبه‌بندی این شاخص بین صفر (کمترین ریسک) و صد (بیشترین ریسک) است، در مطالعه داخلی از تحقیقات زارع و همکاران (۱۴۰۰) نیز استفاده شده است.

با توجه به مبانی نظری و مطالعات انجام‌شده قبلی در زمینه پژوهش حاضر و به پیروی از مطالعات اطهاری و همکاران[1] (۲۰۲۱) و موزیندوتسی و همکاران[2] (۲۰۲۱)، این پژوهش براساس مدل NARDL و متغیرهای ریسک سیاسی، نرخ ارز، نرخ تورم و گردشگری انجام گرفته شده است. از دلایل دیگر، می توان به این موضوع اشاره کرد که مدل‌های NARDL و QARDL (جهت بررسی استحکام نتایج)، از خانواده مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) است و درواقع

1. Athari et al.(2021)

2. Muzindutsi et al.(2021)

شکل توسعه‌یافتهٔ آن می‌باشند که به ترتیب شوک‌های مثبت و منفی و چندک را در نظر می‌گیرند و در صورت وجود شرایط زیر از مدل ARDL استفاده می‌شود: متغیر وابسته در سطح مانا نباشد، متغیرهای مستقل می‌توانند در سطح یا با یک تفاضل، مانا باشند، محقق قصد داشته باشد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌صورت هم‌زمان مطالعه کند، وجود روابط بلندمدت به اثبات برسد، فروض کلاسیک نقض نشود (الرفاهی و همکاران[1]، ۲۰۲۱؛ منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷).

متغیرهای پژوهش در جدول (۱)، ارائه شده است.

جدول۱: معرفی متغیرها

متغیرها	نماد	توضیحات	منبع
گردشگری	tor	گردشگری بین‌المللی، تعداد ورودی‌ها[3]	بانک جهانی[2]
ریسک سیاسی	pol	-	راهنمای ریسک بین‌المللی کشور[4]
نرخ ارز	exc	شاخص نرخ ارز حقیقی مؤثر[5]	بانک جهانی
نرخ تورم	inf	تورم، قیمت مصرف‌کننده[6] (%) سالانه	بانک جهانی

مدل غیر خطی NARDL را که شکل توسعه‌یافته مدل ARDL است، گرنجر و یون (۲۰۰۲) ابداع نمودند. این روش تکنیکی جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. در این شیوه، نوسان متغیرها به دو گروه نوسان مثبت (B^+) و منفی (B^-) تقسیم می‌شوند. اگر فرض شود که Y و X متغیر وابسته و توضیحی یک مدل هستند، گرنجر و یون؛ رابطهٔ بلندمدت مدل را به‌صورت زیر تعریف می‌کنند.

$$Y_t = B^+ X_t^+ + B^- X_t^- \quad (۱)$$

که X و Y انباشته از مرتبه (۱) هستند. اگر $B^- = B^+$ باشند، در این صورت Y و X متقارن هستند. پس از جداسازی اثرات مثبت و منفی مدل NARDL به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = \sum_{j=1}^{p} W_j Y_{t-1} + \sum_{ij=0}^{q} (\Upsilon_i^+ X_{t-1}^+ + \Upsilon_j^- X_{t-1}^- + \varepsilon_t) \quad (۲)$$

1. Al Refai et al.(2021)
2. World Development Indicators DataBank (Wdi Data Bank)
3. International tourism, number of arrivals
4. The International Country Risk Guide (ICRG)
5. Real effective exchange rate index
6. Inflation, consumer prices (annual %)

که W_j وابسته متغیر وقفه‌های ضرایب، Υ_i^{+} و Υ_j^{-} ضرایب نامتقارن (مثبت و منفی) وقفه‌های متغیر توضیحی و ε_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. در مدل NARDL الگوی تصحیح خطای برداری به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta Y_t = \mu + p\,\Delta Y_{t-1} + \Upsilon_i^{+} X_{t-1}^{+} + \Upsilon_j^{-} X_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} W_j\,\Delta Y_{t-1} + \sum_{ij=0}^{q-1} (g_i^{+}\Delta X_{t-1}^{+} + g_j^{-}\Delta X_{t-1}^{-}) + \varepsilon_t \quad (۳)$$

تعدیل کوتاه‌مدت به شوک‌های مثبت و منفی با پارامترهای g_i^{+} ، g_j^{-} ، Υ_i^{+} ، Υ_j^{-} ، X_{t-1}^{+} نوسانات مثبت متغیر توضیحی و X_{t-1}^{-} نوسانات منفی متغیر توضیحی نشان داده می‌شود (منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷).

با عنایت به مبانی نظری و مطالعات صورت‌پذیرفته در این‌خصوص؛ مدل مورد استفاده در پژوهش حاضر به‌صورت ذیل تصریح می‌گردد:

$$(\mathrm{tor})_{it} = (B_0)_{it} + (\mathrm{pol})_{it} + (\mathrm{exc})_{it} + (\mathrm{inf})_{it} + (U)_{it} \quad (۴)$$

با نوشتن معادله (۴) به‌صورت تصحیح خطا و تفکیک متغیرهای مستقل به نوسانات مثبت و منفی، می‌توان به تخمین غیرخطی (نامتقارن) اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم بر توسعه صنعت گردشگری پرداخت و بدین‌ترتیب مدل پژوهش حاضر که از مطالعات اطهاری و همکاران (۲۰۲۱) و موزیندوتسی و همکاران (۲۰۲۱) گرفته شده است و به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\Delta(\mathrm{tor})_t = \mu + p\,\Delta tor_{t-1} + \Upsilon_i^{+} pol_{t-1}^{+} + \Upsilon_j^{-} pol_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} W_j \Delta tor_{t-1} + \sum_{ij=0}^{q-1} (g_i^{+}\Delta pol_{t-1}^{+} + g_j^{-}\Delta pol_{t-1}^{-}) + B_i^{+} exc_{t-1}^{+} + B_j^{-} exc_{t-1}^{-} + \sum_{ij=0}^{q-1} (g_i^{+}\Delta exc_{t-1}^{+} + g_j^{-}\Delta exc_{t-1}^{-}) + C_i^{+} inf_{t-1}^{+} + C_j^{-} inf_{t-1}^{-} + \sum_{ij=0}^{q-1} (g_i^{+}\Delta inf_{t-1}^{+} + g_j^{-}\Delta inf_{t-1}^{-}) + \varepsilon_t \quad (۸)$$

Δ: تغییرات (تفاضل)

$\Delta(\mathrm{tor})_t$: تغییرات توسعه صنعت گردشگری (متغیر وابسته) در زمان

μ : عرض از مبدأ

$p\,\Delta tor_{t-1}$: ضریب تغییرات باوقفه توسعه صنعت گردشگری

$\Upsilon_i^{+} pol_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت ریسک سیاسی (متغیر مستقل)

$\Upsilon_j^{-} pol_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی ریسک سیاسی

$W_j \Delta tor_{t-1}$: ضریب تغییرات با وقفه توسعه صنعت گردشگری

$g_i^{+} \Delta pol_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت تغییرات با وقفه ریسک سیاسی

$g_j^{-} \Delta pol_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی تغییرات با وقفه ریسک سیاسی

$B_i^{+} exc_{t-1}^{+} +$: ضریب شوک مثبت با وقفه نرخ ارز (متغیر مستقل)

$B_j^{-} exc_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی با وقفه نرخ ارز

$g_i^{+} \Delta exc_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت تغییرات با وقفه نرخ ارز

$g_j^{-} \Delta exc_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی تغییرات با وقفه نرخ ارز

$C_i^{+} inf_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت با وقفه نرخ تورم (متغیر مستقل)

$C_j^{-} inf_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی با وقفه نرخ تورم

$g_i^{+} \Delta inf_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت تغییرات با وقفه نرخ تورم

$g_j^{-} \Delta inf_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی تغییرات با وقفه نرخ تورم

ε_t : جزء خطا

۵. نتایج

۵ – ۱. آمار توصیفی

قبل از اعمال تکنیک‌های برآورد، تحلیل توصیفی متغیرها در جدول (۲) جهت درک رفتار داده‌ها، تکمیل شده است. جدول مزبور تصویری از نحوهٔ توزیع داده‌ها را که شامل میانگین، میانه، ماکزیمم، مینیمم، انحراف معیار، ضریب چولگی، ضریب کشیدگی و مجموع آن‌ها می‌باشد ارائه نموده است.

بیشترین مقدار میانگین، میانه، ماکزیمم، مینیمم و مجموع داده‌ها مربوط به گردشگری و کمترین آن‌ها در موارد گفته‌شده مربوط به نرخ تورم می‌باشد. در مورد انحراف معیار بیشترین مقدار مربوط به گردشگری و کمترین آن ریسک سیاسی؛ ضریب چولگی بیشترین مقدار شامل نرخ ارز و کمترین آن ریسک سیاسی؛ ضریب کشیدگی بیشترین مقدار مربوط به نرخ ارز و کمترین آن ریسک سیاسی را شامل می‌شود.

جدول۲: آمار توصیفی

آمارمتغیرها	tor	pol	exc	inf
میانگین	۳۳۹۹۴۲۹	۴۹/۸۰۹۵۲	۱۱۷/۲۵۲۵	۱۸/۲۹۵۶۴
میانه	۲۷۳۵۰۰۰	۵۰	۹۹/۲۹۰۰۵	۱۴/۷۶۱۵۱
ماکزیمم	۹۱۰۷۰۰۰	۵۷	۲۹۶/۳۰۵۵	۳۹/۹۰۷۳۵
مینیمم	۱۳۴۲۰۰۰	۴۵	۷۰/۳۰۲۹۱	۷/۲۴۵۴۲۵
انحراف معیار	۲۱۱۴۵۸۳	۳/۶۵۵۳۹۴	۵۸/۷۴۷۰۷	۹/۱۹۴۰۳۰
ضریب چولگی	۱/۱۵۸۷۰۹	۰/۳۷۰۱۳۱	۲/۰۹۲۷۸۴	۱/۰۰۱۸۵۶
ضریب کشیدگی	۳/۷۱۲۲۱۸	۲/۴۲۷۲۸۴	۶/۵۱۳۳۰۷	۲/۹۸۹۸۲۱
مجموع	۷۱۳۸۸۰۰۰	۱۰۴۶	۲۴۶۲/۳۰۲	۳۸۴/۲۰۸۴

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵ - ۲. آزمون ریشه واحد

این مطالعه در اولین مرحلهٔ تخمین از آزمون دیکی- فولر و فیلیپس- پرون تعمیم‌یافته برای ارزیابی مانایی متغیرها استفاده می‌کند. فرضیه صفر هر دو آزمون بیان می‌کند که یک ریشه واحد در برابر فرضیه جایگزین وجود دارد. اگر ارزش احتمال کمتر از ۵٪ باشد؛ فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود. نتایج گزارش‌شده جدول (۳) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح مانا نمی‌باشند و با یکبار تفاضل‌گیری، مانا می‌شوند. از آنجایی‌که هیچ متغیری در مرتبه دوم مانا نیست، می‌توانیم با مدل NARDL ادامه دهیم.

جدول۳: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	دیکی فولر تعمیم‌یافته		فیلیپس و پرون	
	سطح	یکبار تفاضل‌گیری	سطح	یکبار تفاضل‌گیری
tor	۰/۲۴۶	*-۷/۰۰۵	-۲/۰۶۷	*۵/۹۸۶
pol	۱/۱۲۷	*۳/۹۱۴	-۲/۵۶	*-۳/۷۹۳
exc	-۱/۹۷۵	*-۳/۹۵۱	-۱/۰۴۷	*-۳/۹۹۵
inf	-۱/۵۲۳	*-۴/۳۷۶	-۲/۶۵۰	*-۴/۴۶۰

* نشانگر معنی‌دار بودن در سطح خطای کمتر از ۵٪

t اعداد، آماره

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵ - ۳. آزمون هم‌خطی

هم‌خطی وضعیتی است که نشان می‌دهد یک متغیر مستقل تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. اگر هم‌خطی در یک معادله رگرسیون بالا باشد، بدین معنی است که بین متغیرهای مستقل، همبستگی بالایی وجود دارد که سبب تورش ضرایب برآوردی خواهد شد. مشکل هم‌خطی را می‌توان از طریق متغیر جایگزین یا از طریق افزایش تعداد نمونه (مشاهدات) حل کرده و در مرحلهٔ آخر از سر ناچاری، یکی از متغیرهایی را که سبب هم‌خطی شده است حذف نمود. گفتنی است در واقعیت، همیشه ما با مشکل هم‌خطی مواجه هستیم، ولی آنچه‌که اهمیت دارد شدت هم‌خطی است نه وجود آن. جهت بررسی هم‌خطی از آزمون عامل تورم واریانس[1] استفاده شده است. در صورتی که میزان VIF بیشتر از ۱۰ باشد، رأی به وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل داده می‌شود (کابیگون و همکاران[2]، ۲۰۰۱؛ اوبرایان[3]، ۲۰۱۷). با توجه به نتایج جدول (۴) که مقادیر همگی آن‌ها کمتر از ۱۰ می‌باشد، هم‌خطی بین متغیرهای مستقل تحقیق وجود ندارد.

1. Variance Inflation Factor (VIF)
2. Cabigon et al. (2021)
3. O'Brien (2017)

جدول۴: آزمون هم‌خطی

متغیرهای مستقل	عامل تورم واریانس
Pol	۱/۳۲۴
Exc	۱/۷۰۶
Inf	۱/۴۱۴

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵ - ۴. آزمون کرانه‌ها

برای وجود رابطهٔ بلندمدت از آزمون کرانه‌ها[1] استفاده می‌شود. در این مرحله با استفاده از روشی که توسط پسران و همکاران[2] (۱۹۹۶) ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی با استفاده از آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار گرفته است. برای تعیین اینکه آیا رابطه بلندمدت وجود دارد، فرضیه صفر می‌گوید با توجه به مقدار آماره F، مورد اول، هیچ رابطه بلندمدتی وجود ندارد، اگر این مقدار کمتر از I(0) باشد، فرضیه صفر را رد نمی‌کنیم و رابطه بلندمدت وجود ندارد؛ دومی، اگر این مقدار بیشتر از I(1) باشد، فرضیه صفر را رد می‌کنیم و می‌توانیم نشان دهیم که رابطهٔ طولانی وجود دارد؛ آخرین مورد، اگر این مقدار بین دو کران باشد، نمی‌توانیم قضاوت کنیم. با توجه به نتایج جدول (۵) ما در حالت دوم به‌عنوان مقدار آماره F بیشتر از حد بالایی هستیم که شامل این است که یک رابطه بلندمدت در تمام سطوح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ وجود دارد.

جدول۵: آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی)

آماره F	۶/۶۰۵	
	مقادیر بحرانی	
سطح معنی‌داری	باند پائین(I(0)	باند بالا(I(1)
٪۱۰	۱/۹۵	۳/۰۶
٪۵	۳/۳۹	۲/۲۲
٪۲/۵	۳/۷	۲/۴۸
٪۱	۴/۱	۲/۷۹

(منبع: یافته‌های تحقیق)

1. Bound Test
2. Pesaran & et al. (1996)

۵ - ۵. آزمون عدم تقارن

پس از اعتبارسنجی آزمون هم‌انباشتگی برای مدل NARDL و تأیید آن، مرحلهٔ بعدی شامل بررسی عدم‌تقارن‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت است. آزمون والد برای تأیید عدم‌تقارن اعمال می‌شود و نتایج آزمون در جدول (۶) بیان شده است. از آنجایی‌که مقدار احتمال آماره‌های F کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول (۵)، کمتر از۰/۰۵ است، ما فرضیه صفر اثرات متقارن را رد می‌کنیم که به ما امکان می‌دهد اثر شوک‌های منفی و مثبت ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم را بر روی توسعهٔ گردشگری تجزیه و تحلیل کنیم. بنابراین می‌توان ادعا نمود که فرضیه صفر مبنی بر اثرات متقارن شوک مثبت و منفی ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم بر توسعهٔ گردشگری در بلندمدت و کوتاه‌مدت، رد شده است؛ یعنی اثر شوک مثبت ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم بر توسعهٔ گردشگری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، متفاوت از اثر شوک منفی آن می‌باشد.

جدول۶: آزمون معنی‌داری اثرات نامتقارن در بلند مدت و کوتاه مدت

کوتاه‌مدت		
متغیر	آماره F	ارزش احتمال
رسیک سیاسی	۹/۶۷۱	۰/۰۰۱
نرخ ارز	۵/۲۳۱	۰/۰۰۰
نرخ تورم	۷/۴۳۶	۰/۰۲۰
بلند مدت		
رسیک سیاسی	۱۲/۰۸۱	۰/۰۰۴
نرخ ارز	۱۳/۶۷۸	۰/۰۱۱
نرخ تورم	۴/۶۶۵	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵ - ۶. تخمین NARDL

ارزیابی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل NARDL در جدول (۷) گزارش شده است. برآوردها نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت نرخ ارز هم در کوتاه‌مدت و بلند مدت بر توسعه گردشگری مثبت و معنی‌دار می‌باشد، درحالی‌که تأثیر شوک منفی نرخ ارز هم در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر توسعه گردشگری، منفی و معنی‌دار می‌باشد. به طوری‌که افزایش یک واحدی نرخ ارز در کوتاه‌مدت باعث افزایش ۰/۴۲۷ توسعه گردشگری شده است، درحالی‌که کاهش یک واحدی نرخ ارز باعث کاهش ۰/۳۲۹ آن شده است. در بلند مدت افزایش یک واحدی نرخ ارز موجب افزایش ۰/۵۱۱ توسعه گردشگری شده است، درحالی‌که کاهش یک واحدی نرخ ارز باعث کاهش ۰/۲۶۴ آن شده است. در مورد ریسک سیاسی و نرخ تورم، نتایج برعکس نرخ ارز می‌باشند، به طوری‌که تأثیر شوک مثبت ریسک سیاسی و نرخ تورم هم در کوتاه‌مدت و بلند مدت بر توسعه گردشگری منفی و معنی‌دار

می‌باشد، درحالی‌که تأثیر شوک منفی ریسک سیاسی و نرخ تورم بر آن، مثبت و معنی‌دار می‌باشد. نتایج برآوردهای بلندمدت با کوتاه‌مدت؛ همخوانی دارند و فقط در اندازه تأثیرگذاری از نظر ضرایب، متفاوت است و فرضیه مطالعه حاضر را موردتأیید قرار می‌دهند. بیشترین تأثیرگذاری در کوتاه‌مدت با ضریب کاهشی ۰/۶۱۱ مربوط به نرخ تورم است. در بلندمدت، بیشترین تأثیرگذاری با ضریب کاهشی ۰/۷۹۰ واحدی، مربوط به شوک مثبت ریسک سیاسی می‌باشد.

ریسک سیاسی کشور مقصد، ملاحظه‌ای حیاتی در صنعت گردشگری به‌شمار می‌رود. بنابراین، کیفیت ضعیف حکمرانی همراه با فشار سیاسی بالا، برای رشد صنعت گردشگری مضر است. ادبیات همچنین استدلال می‌کند که ریسک سیاسی و حکمرانی ضعیف بر طرف عرضه صنعت گردشگری تأثیر منفی می‌گذارد. شیوع آشفتگی سیاسی می‌تواند مسبب آن گردد که تعداد قابل‌توجهی از ارائه‌دهندگان خدمات و اپراتورها در بخش گردشگری، فعالیت‌های تجاری خود را به حالت تعلیق درآورند. افزایش ریسک سیاسی مانع رشد گردشگری می‌شود. تهدید و تروریسم، خشونت خانگی یا درگیری‌های داخلی آشکار، تأثیر منفی ویژه‌ای بر ورود گردشگران دارد (غالیا و همکاران[1]، ۲۰۱۹).

در کنار رسیک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم نیز بر توسعه گردشگری تأثیر می‌گذارد. گردشگری صنعتی خدماتی است که احتمالاً تحت تأثیر نوسانات نرخ ارز قرار می‌گیرد (چادری و همکاران[2]، ۲۰۲۲). نرخ ارز می‌تواند بر انتخاب مقصد گردشگری بین‌المللی تأثیر بگذارد، زیرا گردشگران تمایل دارند، کشورهایی را با نرخ ارز مطلوب‌تری را انتخاب نمایند (شارما و پال[3]، ۲۰۲۰). وقتی ارزش پولی یک مقصد کاهش می‌یابد، گردشگران بین‌المللی، پول بیشتری برای خرج‌کردن دارند و بنابراین می‌توانند، سفرهای خود را طولانی‌تر نموده و هزینه‌های خود را در مقاصد محلی افزایش دهند. علاوه بر این، کاهش ارزش پول محلی منجر به کاهش هزینهٔ کلی سفر برای گردشگران با ارزهای قوی می‌شود (تانگ[4]، ۲۰۲۲). کاهش ارزش پول محلی، به‌طور مثبتی با تقاضای گردشگری مرتبط است (شارما و پال[5]، ۲۰۲۰)، زیرا هنگام بازدید از یک کشوری که ارزش پول محلی آن کاهش یافته، هزینه کمتری در بر خواهد داشت. درنتیجه، تعداد گردشگران خارجی به‌سرعت افزایش خواهد یافت (دی ویتا و کیاو[6]، ۲۰۱۳). برخی از مطالعات دیگر نیز نشان داده‌اند که نرخ ارز می‌تواند یک

1. Ghalia et al. (2019)
2. Chaudhry et al. (2022)
3. Sharma and Pal (2020)
4. Thang (2022)
5. Sharma and Pal (2020)
6 De Vita and Kyaw (2013)

عامل کلیدی در تعیین تقاضای گردشگری باشد (بالاگر و کانتاولا-جوردا[1]، ۲۰۰۲؛ اوه[2]، ۲۰۰۵). هزینه‌های گردشگری شامل دو عنصر کلیدی همانند هزینه‌های اقامت و هزینه‌های حمل و نقل رایج در کشور مورد بازدید می‌باشند. سطح بالای تورم؛ منجر به هزینه‌های بالای زندگی و سفر می‌شود که باعث کاهش ورود گردشگران اعم از خارجی و داخلی برای افرادی می‌گردد که به خاطر تفریح یا تجارت آمده‌اند. افزایش تورم؛ منجر به افزایش هزینه‌های زندگی می‌شود که درنهایت منجر به کاهش قدرت خرید شده و همهٔ این موراد، تأثیر منفی بر ورود گردشگران می‌گذارند (میو و همکاران[3]، ۲۰۱۸). همچنین مطالعات گوش[4] (۲۰۲۲)، تأثیر منفی افزایش نرخ تورم بر توسعه گردشگری را تأیید نموده است.

جدول۷: برآوردهای کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل NARDL

متغیر وابسته	توسعه گردشگری		
برآورد کوتاه‌مدت			
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	احتمال
D(POL_POS)	-۰/۱۶۰	-۲/۲۳۱	۰/۰۳۹
D(POL_NEG)	۰/۱۰۷	۲/۱۷۹	۰/۰۰۵
D(EXC_POS)	۰/۴۲۷	۳/۰۸۶	۰/۰۱۱
D(EXC_NEG)	-۰/۳۲۹	-۲/۷۷۹	۰/۰۰۰
D(INF_POS)	-۰/۶۱۱	-۲/۳۰۴	۰/۰۰۳
D(INF_NEG)	۰/۴۱۲	۵/۰۹۹	۰/۰۳۲
C	۱/۲۷۲	۶/۳۸۵	۰/۰۰۱
برآورد بلندمدت			
POL_POS	-/۷۹۰	-۲/۴۲۹	۰/۰۳۵
POL_NEG	۰/۲۸۴	۵/۴۲۴	۰/۰۰۰
EXC_POS	۰/۵۱۱	۲/۶۱۲	۰/۰۲۵
EXC_NEG	-۰/۲۶۴	-۶/۸۸۷	۰/۰۰۵
INF_POS	-۰/۶۷۱	-۲/۳۲۹	**۰/۰۰۸**
INF_ NEG	۰/۵۴۹	۳/۹۰۱	۰/۰۰۰

POS _شوک مثبت، NEG_ شوک منفی، C عرض از مبدأ

(منبع: یافته‌های تحقیق)

1. Balaguer and Cantavella- Jordá (2022)
2. Oh (2005)
3. Meo et al (2018)
4. Ghosh (2022)

۵ – ۷. آزمون حساسیت برآوردگر

جهت بررسی استحکام نتایج تحقیق از روش اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی چندکی (QARDL) که از تلفیق روش ARDL و تخمین چندک می باشد نیز استفاده شده است. با توجه به نتایج جدول (۸)، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت افزایش نرخ ارز موجب افزایش توسعهٔ‌گردشگری شده است، درحالی‌که افزایش نرخ تورم و ریسک سیاسی تأثیر منفی و معنی‌داری بر آن داشته است. نتایج روش QARDL با NARDL همخوانی دارند و فرضیات مطالعهٔ حاضر را تأیید می‌کنند و نشان‌دهنده استحکام نتایج می‌باشد. درضمن تخمین QARDL، در سه چندک۰/۲۵، ۰/۵۰ و ۰/۷۵ بررسی شده است.

جدول۸: برآوردهای کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل QARDL

متغیر وابسته	توسعه گردشگری								
برآورد کوتاه‌مدت									
چندک	۰/۲۵			۰/۵۰			۰/۷۵		
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
POL	-۰/۲۷۴	-۲/۶۳۶	۰/۰۰۸	-۰/۱۵۴	-۶/۱۱۸	۰/۰۰۰	-۰/۱۵۹	-۳/۶۰۵	۰/۰۱۱
EXC	۰/۱۶۸	۳/۲۸۳	۰/۰۰۴	۰/۲۵۰	۴/۲۲۳	۰/۰۰۲	۰/۳۱۳	۵/۰۷۷	۰/۰۰۵
INF	-۰/۴۹۷	-۴/۲۲۶	۰/۰۰۰	-۰/۳۲۵	-۸/۶۷۶	۰/۰۰۰	-۰/۳۷۷	-۷/۰۰۸	۰/۰۰۰
برآورد بلندمدت									
POL	-۰/۳۷۲	-۲/۱۷۱	۰/۰۰۵	-۰/۱۵۲	-۳/۶۷۹	۰/۰۰۰	-۰/۳۹۰	-۴/۳۸۳	۰/۰۰۶
EXC	۰/۲۵۲	۳/۱۸۴	۰/۰۰۶	۰/۳۲۴	۵/۲۲۳	۰/۰۰۳	۰/۳۴۵	۲/۳۸۸	۰/۰۰۰
INF	-۰/۴۸۵	-۳/۳۲۶	۰/۰۰۱	-۰/۳۵۵	-۶/۴۶۱	۰/۰۰۰	-۰/۱۰۵	-۲/۰۵۹	۰/۰۰۳

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵ – ۸. فروض کلاسیک

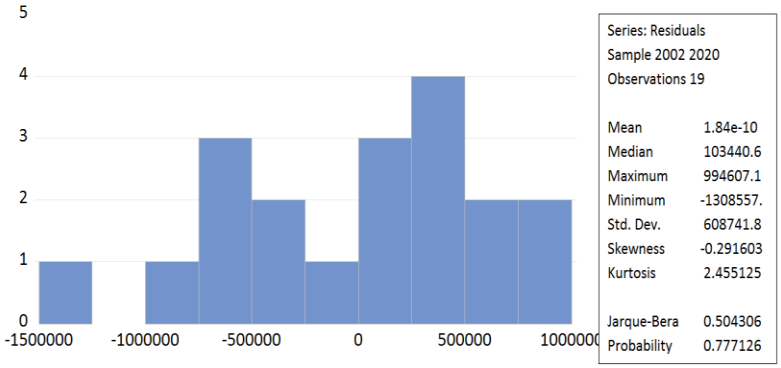
به‌منظور اطمینان از قابل‌اتکا بودن نتایج حاصل‌شده، لازم است که آزمون‌های تشخیصی مدل شامل عدم‌خودهمبستگی، واریانس همسانی و نرمال‌بودن انجام شوند. آزمون‌های LM و $ARCH$ به‌ترتیب برای عدم‌خودهمبستگی، واریانس همسانی مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به آماره F و سطح احتمال آن که بالای ۰/۰۵ است، نبود خود همبستگی و ناهمسانی واریانس تأیید می‌گردند و نتایج آن در جدول (۹) گزارش شده است. براساس آماره جارکو-برا[1] (JB) و سطح احتمال آن که بالاتر از ۰/۰۵ است و در شکل (۲) نشان داده شده است، فرضیه صفر نرمال‌بودن، نمی‌تواند رد شود. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده؛ ۰/۹۸ است که مبین آن است که ۹۸ درصد از تغییرات در توسعه صنعت گردشگری توسط متغیرهای مستقل مدل توضیح داده می‌شوند.

1. Jarque-Bera

جدول ۹: آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌ها	آماره F	احتمال
عدم خودهمبستگی (LM Test)	۲/۶۰۲	۰/۱۳۴
ناهمسانی واریانس (ARCH)	۰/۱۶۹	۰/۶۸۵
ضریب تعیین (R-squared)	۰/۹۷	
ضریب تعیین تعدیل‌شده (Adjusted R-squared)	۰/۹۸	

(منبع: یافته‌های تحقیق)



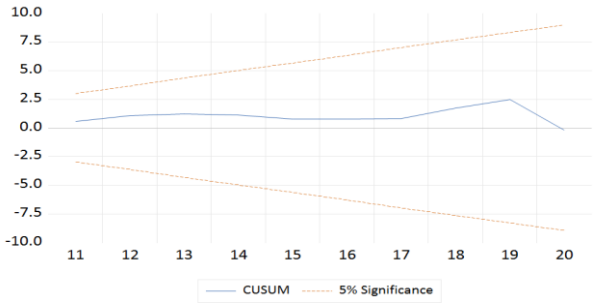
شکل۲: آزمون نرمال‌بودن اجزای اخلال

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵ – ۹. آزمون پایداری مدل

در این مطالعه، تکنیک رایج مجموع تجمعی جملات پسماند بازگشتی [1] که توسط براون[2] و دیگران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است، جهت بررسی پایداری مدل استفاده شده است. آزمون ثبات ساختاری؛ منعکس‌کننده ثبات و پایداری پارامترهای مدل در طول دوره هستند، همان‌طور که درشکل (۳) نشان داده شده است، مسیر حرکت آماره آزمون‌های پسماند تجمعی، برای دوره‌های مختلف، پیوسته بین دو خط بحرانی قرار دارد و بر بی‌ثباتی مدل دلالت نمی‌کند. از این‌رو، فرضیه صفر، پایداری مدل را در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌کند.

1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
2. Brown (1975)



شکل۳: مجموع تجمعی جملات پسماند بازگشتی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۶. بحث

ادبیات اقتصاد گردشگری به‌طورقاطع ثابت کرده است که گردشگری ورودی به یک کشور، منجر به گسترش اقتصادی در کشور مقصد می‌شود. براساس گزارش‌های سازمان جهانی گردشگری (۲۰۱۸)، گردشگری سومین صنعت بزرگ از نظر درآمدهای صادراتی جهانی است. از این‌رو، پژوهش حاضر به بررسی و تبیین عوامل مهم تأثیرگذار بر توسعهٔ صنعت گردشگری ازجمله ریسک سیاسی، نرخ ارز و نرخ تورم در کشور ایران در طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۴۰۰ پرداخته است. از رویکرد اقتصادسنجی NARDL جهت تجزیه و تحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده شده است و همچنین جهت بررسی استحکام نتایج از روش دیگر QARDL بهره گرفته شده است. جهت وجود رابطهٔ بلندمدت از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است.

۷. نتیجه‌گیری

یافته‌ها با استفاده از روش NARDL نشان می‌دهند که شوک مثبت نرخ ارز، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلند مدت، تأثیر افزایشی بر توسعهٔ گردشگری داشته است، درحالی‌که شوک منفی نرخ ارز، تأثیر کاهشی بر آن داشته است. در مورد ریسک سیاسی و نرخ تورم نتایج با نرخ ارز متفاوت است، به‌طوری‌که شوک مثبت ریسک سیاسی و نرخ تورم هم در کوتاه‌مدت و و هم در بلند مدت، موجب کاهش توسعه گردشگری شده است، درحالی‌که شوک منفی آن‌ها، موجب افزایش آن شده است. نتایج روش NARDL با QARDL سازگاراست و فقط در اندازهٔ تأثیرگذاری ضرایب، متفاوت است و نشان‌دهندهٔ استحکام نتایج می‌باشد و فرضیات مطالعه حاضر را تأیید می‌کنند. همچنین، نتایج پژوهش حاضر در مورد تأثیر ریسک سیاسی بر توسعهٔ گردشگری با مطالعات خو و همکاران (۲۰۲۲)، لی و چن (۲۰۲۱)، کریمی و همکاران (۲۰۲۲)، غالیا و همکاران (۲۰۱۹)، شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۷) و تأثیر نرخ تورم بر توسعهٔ گردشگری با پژوهش‌های خالد و همکاران (۲۰۲۰) سازگار است. در زمینهٔ تأثیر نرخ ارز بر توسعهٔ گردشگری نیز با تحقیقات تانگ (۲۰۲۲) و مانالیو (۲۰۲۲) در بلندمدت، همخوانی داشته و در کوتاه‌مدت، همخوانی ندارد.

تعارض منافع

مقالهٔ حاضر فاقد هر گونه تضاد منافع بوده است.

مشارکت نویسندگان

تمامی نویسندگان، در همه‌ی بخش‌های نگارش مقاله حاضر، نقش و سهم برابر دارند.

سپاسگزاری‌ها

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از نظرات ارزشمند داوران محترم این مقاله و همچنین زحمات کلیهٔ عوامل فصلنامه که زمینهٔ به اشتراک گذاشتن تحقیقات علمی را فراهم آورده‌اند، تقدیر و تشکر نمایند.

References

Akadiri, S. S., & Akadiri, A. C. (2021). Examining the causal relationship between tourism, exchange rate, and economic growth in tourism island states: evidence from second-generation panel. *International Journal of Hospitality & Tourism Administration, 22*(3), 235-250.

Al Refai, H., Eissa, M. A., & Zeitun, R. (2021). The dynamics of the relationship between real estate and stock markets in an energy-based economy: The case of Qatar. *The Journal of Economic Asymmetries, 23*, e00200.

Andersson, F. N. (2016). A blessing in disguise? Banking crises and institutional change. *World Development, 83*, 135-147.

Andersson, F. N., & Karpestam, P. (2014). Short and long term growth effects of financial crises. *Wavelet applications in economics and finance*, 227-248.

Anter, M., & Nagy, S. A. E. (2018). The effect of the Egyptian Pound exchange rate change on the international tourist demand to Egypt. *International Journal of Heritage, Tourism and Hospitality, 12*(2/2), 160-181.

Athari, S. A., Alola, U. V., Ghasemi, M., & Alola, A. A. (2021). The (Un) sticky role of exchange and inflation rate in tourism development: insight from the low and high political risk destinations. *Current Issues in Tourism, 24*(12), 1670-1685.

Athari, S. A., Alola, U. V., Ghasemi, M., & Alola, A. A. (2021). The (Un) sticky role of exchange and inflation rate in tourism development: insight from the low and high political risk destinations. *Current*

Balaguer, J., & Cantavella-Jorda, M. (2002). Tourism as a long-run economic growth factor: the Spanish case. *Applied economics, 34*(7), 877-884.

Brown, C. B. (2015). Tourism, crime and risk perception: An examination of broadcast media's framing of negative Aruban sentiment in the Natalee Holloway case and its impact on tourism demand. *Tourism Management Perspectives, 16*, 266-277.

Catudan, J. M. J. (2016). The impact of tourist arrivals, physical infrastructures, and employment, on regional output growth. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 219*, 175-184.

Chaudhry, I. S., Nazar, R., Ali, S., Meo, M. S., & Faheem, M. (2022). Impact of environmental quality, real exchange rate and institutional performance on tourism receipts in East-Asia and Pacific region. *Current Issues in Tourism, 25*(4), 611-631.

Chen, Y., Zhang, D., & Ji, Q. (2022). Impacts of regional cooperation agreements on international tourism: Evidence from a quasi-natural experiment. *International Review of Economics & Finance, 82*, 663-676.

Chulaphan, W. (2021). Tourism demand and corruption: Are the impacts of relative corruption on international tourist arrivals in Thailand relevant?. *Southeast Asian Journal of Economics, 9*(2), 101-121.

Chulaphan, W. (2021). Tourism demand and corruption: Are the impacts of relative corruption on international tourist arrivals in Thailand relevant?. *Southeast Asian Journal of Economics, 9*(2), 101-121.

Dogru, T., Isik, C., & Sirakaya-Turk, E. (2019). The balance of trade and exchange rates: Theory and contemporary evidence from tourism. *Tourism Management, 74*, 12-23.

Domareski-Ruiz, T. C., Chim-Miki, A. F., Añaña, E., & Dos Anjos, F. A. (2020). Impacts of mega-events on competitiveness and corruption perception in South American countries. *Tourism & Management Studies*, *16*(2), 7-15.

Garidzirai, R. (2021). An autoregressive distributive lag analysis of crime & tourism in the Western Cape province, South Africa. *GeoJournal of Tourism and Geosites*, *35*(2), 304-308.

Ghalia, T., Fidrmuc, J., Samargandi, N., & Sohag, K. (2019). Institutional quality, political risk and tourism. *Tourism Management Perspectives, 32*, 100576.

Ghosh, S. (2022). Geopolitical risk, economic growth, economic uncertainty and international inbound tourism: an Indian illustration. *Review of Economics and Political Science, 7*(1), 2-21.

Gołembski, G., & Majewska, J. (2018). The impact of transport infrastructure on international inbound tourism–A gravity model for Poland. *International Journal of Contemporary Management*, (17 (4)), 135.

Haddad, C. H. U. C. R. A. L. L. A. H., Nasr, A. N. T. O. I. N. E., Ghida, E. L. H. A. S. S. A. N., & Ibrahim, H. A. (2015). How to re-emerge as a tourism destination after a period of political instability. *The Travel & Tourism Competitiveness Report*, 53-57.

Hall, C. M. (2010). Crisis events in tourism: Subjects of crisis in tourism. *Current issues in Tourism*, *13*(5), 401-417.

Jia, X. (2018, May). Consideration of the role of tourism environmental protection on the sustainable development of Tourism. In *2018 7th International Conference on Energy, Environment and Sustainable Development (ICEESD 2018)*. (pp. 1642-1646). Atlantis Press.

Karimi, M. S., Khezri, M., & Razzaghi, S. (2022). Impacts of regional conflicts on tourism in Africa and the Middle East: a spatial panel data approach. *Current Issues in Tourism*, *25*(10), 1649-1665.

Khalid, U., Okafor, L. E., & Shafiullah, M. (2020). The effects of economic and financial crises on international tourist flows: A cross-country analysis. *Journal of Travel Research*, *59*(2), 315-334.

Khan, A., Bibi, S., Lorenzo, A., Lyu, J., & Babar, Z. U. (2020). Tourism and development in developing economies: A policy implication perspective. *Sustainability*, *12*(4), 1618.

Lee, C. C., & Chen, M. P. (2021). Do country risks matter for tourism development? International evidence. *Journal of Travel Research, 60*(7), 1445-1468.

Lee, C. C., Olasehinde-Williams, G., & Akadiri, S. S. (2021). Geopolitical risk and tourism: Evidence from dynamic heterogeneous panel models. *International Journal of Tourism Research*, *23*(1), 26-38.

Manaliyo, J. C. (2022). An assessment of the effects of political risk and exchange rate on the tourist inflows to South Africa using time series data and the ARDL model. *Artha Journal of Social Sciences*, *21*(4),1-31.

Muzindutsi, P. F., Dube, F., & Manaliyo, J. C. (2021). Impact of economic, financial and political risks on tourism performance: a case of South Africa. *GeoJournal of Tourism and Geosites*, *38*(4), 1309-1316.

Meo, M. S., Chowdhury, M. A. F., Shaikh, G. M., Ali, M., & Masood Sheikh, S. (2018). Asymmetric impact of oil prices, exchange rate, and inflation on tourism demand in Pakistan: new evidence from nonlinear ARDL. *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, *23*(4), 408-422.

Meo, M. S., Chowdhury, M. A. F., Shaikh, G. M., Ali, M., & Masood Sheikh, S. (2018). Asymmetric impact of oil prices, exchange rate, and inflation on tourism demand in Pakistan: new evidence from nonlinear ARDL. *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, *23*(4), 408-422.

Meyer, D. F. (2021). The tourism sector in Malaysia: an analysis of the impact of economic growth, political instability and the exchange rate. *Internal Journal of Innovation and Change*, *5*(2), 658-678

Munir, K., & Iftikhar, M. (2021). Asymmetric impact of FDI and exchange rate on tourism: evidence from panel linear and nonlinear ARDL model. *SAGE Open*, *11*(3), 21582440211046589.

Obi, P., & Ogbeide, G. C. (2022). The mediating effects of implied volatility and exchange rate on the US Tourism-Growth Nexus. *Journal of Risk and Financial Management*, *15*(3), 112.

Oh, C. O. (2005). The contribution of tourism development to economic growth in the Korean economy. *Tourism management*, *26*(1), 39-44.

Ongan, S., & Gozgor, G. (2018). Tourism demand analysis: The impact of the economic policy uncertainty on the arrival of Japanese tourists to the USA. *International Journal of Tourism Research*, *20*(3), 308-316.

Ongan, S., Işik, C., & Özdemir, D. (2017). The effects of real exchange rates and income on international tourism demand for the USA from some European Union countries. *Economies*, *5*(4), 51.

Opstad, L., Hammervold, R., & Idsø, J. (2021). The influence of income and currency changes on tourist inflow to Norwegian Campsites: The case of Swedish and German visitors. *Economies*, *9*(104), 1-13.

Papatheodorou, A., & Arvanitis, P. (2014). Tourism and the economic crisis in Greece: Regional perspectives. *Région et développement*, *39*, 183-203.

Papatheodorou, A., Rosselló, J., & Xiao, H. (2010). Global economic crisis and tourism: Consequences and perspectives. *Journal of Travel Research*, *49*(1), 39-45.

Parida, Y., Bhardwaj, P., & Roy Chowdhury, J. (2018). Effects of economic development and crime on tourism in India. *Anatolia*, *29*(1), 63-73.

Polat, M., Alptürk, Y., & Gürsoy, S. (2021). Impact of geopolitical risk on BIST tourism index and tourist arrivals in Turkey. *Journal of Tourism Theory and Research*, *7*(2), 77-84.

Ralston, R. W. (1999). Economy and Race: Interactive Determinants of Property Crime in the United States, 1958-1995: Reflections on the Supply of Property Crime. *American Journal of Economics and Sociology*, *58*(3), 405-434.

Sarchami, A., Zayandehrodi, M., & Jalaee, S. A. (2021). Impacts of Exchange Rate and Economic, Political, Cultural, Infrastructural, and Environmental Indicators on Tourism in Iran. *Revista Eletrônica em Gestão, Educaçãoe Tecnologia Ambiental, 25*, e11-e11.

ShahAbadi, A. Mehri Taliabi ,F., & Omidi, V. (2018). The effect of the political risk institutional index on the attraction of foreign tourists in MENA countries. *Scientific Quarterly Journal of Tourism Management Studies, 15*(51), 257-235. [In Persian]

Sharma, C., & Pal, D. (2020). Exchange rate volatility and tourism demand in India: Unraveling the asymmetric relationship. *Journal of Travel Research, 59*(7), 1282-1297.

Sheldon, P., & Dwyer, L. (2010). The global financial crisis and tourism: Perspectives of the academy. *Journal of travel research, 49*(1), 3-4.

Tang, C. F., & Lean, H. H. (2007). Will inflation increase crime rate? New evidence from bounds and modified Wald tests. *Global Crime, 8*(4), 311-323.

Teles, V. K. (2004). The effects of macroeconomic policies on crime. *Economics Bulletin, 11*(1), 1-9.

Temeizi, Al., & Shahbazi., S. (2017). Investigating the impact of exchange rate fluctuations on Iran's tourism sector. *Tourism and Development Scientific Research Quarterly, 7(*4), 1-17. [In Persian]

Thang, P. N. (2022). IMPACT OF EXCHANGE RATE ON FOREIGN TOURIST DEMAND: EVIDENCE FROM DEVELOPING COUNTRIES. *Geo Journal of Tourism and Geosites, 45*, 1579-1585.

Tiwari, A. K., Das, D., & Dutta, A. (2019). Geopolitical risk, economic policy uncertainty and tourist arrivals: Evidence from a developing country. *Tourism Management, 75*, 323-327.

Vita, G. D., & Kyaw, K. S. (2013). Role of the exchange rate in tourism demand. *Annals of Tourism Research, 43*, 624-627.

Wang, Y. S. (2009). The impact of crisis events and macroeconomic activity on Taiwan's international inbound tourism demand. *Tourism management, 30*(1), 75-82.

Wu, T. P., & Wu, H. C. (2019). The link between tourism activities and economic growth: Evidence from China’s provinces. *Tourism and Hospitality Research, 19*(1), 3-14.

Xu, Q., Zhong, M., Cheng, H., & Li, X. (2022). Does public policy alleviate the impact of political risks on international tourism?. *Journal of Policy Research in Tourism, Leisure and Events*, 1-23.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 115-142

The asymmetric Effects of Political Risk, Exchange Rate and Inflation Rate on the Development of Tourism Industry in Iran

Seyedkamal Sadeghi[1]
Amir Ali Farhang[2]
Ali Mohammadpour[3]
Milad Hajiboland[4]

Received: 2023/06/07 Accepted: 2023/07/10

Introduction

The tourism industry is one of the main factors of economic growth and improvement of social welfare in many developed and developing countries, stimulation of foreign investment, foreign exchange income, development of infrastructure, creation of job opportunities, and social interaction among tourists. Tourism promotes globalization and international cooperation between countries and increases awareness of environmental protection. The performance of tourism depends on the level of development of the industry. Countries with developed tourism, experience a much greater economic growth compared to the countries with less developed tourism industry. Several factors affect the development of tourism industry. For example, tourism needs an advanced transportation network and other facilities to facilitate the movement of tourists from their own countries to the host countries and also within the host country. Therefore, the physical infrastructure is considered an important determining factor in the arrival of tourists. The current research examines the factors influencing the development of the tourism industry from other perspectives. The existing literature shows that tourism is vulnerable and prone to political risks related to poor governance strategies, crime, conflicts, political instability, corruption, and terrorism. High levels of political risk make countries inaccessible to international tourists, making visiting those countries seem highly risky and expensive at the same time. In addition to the mentioned items, other factors such as inflation rate, exchange rate fluctuations and real exchange rate affect the tourism industry. In case of currency devaluation in the host country, the visiting rate will increase as tourism products and services in the country become relatively cheap for tourists from countries with strong currencies. Another parameter in this regard is inflation

1. Professor, Department of Development Economics and Planning, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran, Email: sadeghiseyedkamal@gmail.com
2. Assistant Professor , Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran, Email:s_farhang@pnu.ac.ir
3. P. hd student, Economic Science, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran (Corresponding Author), Email: a_mohammadpour.tabriz@yahoo.com,
4. P. hd student, Economic Science, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran, Email: miladhajiboland13751016@gmail.com

category where there is a close correlation between the purchasing power of consumers, and rampant inflation rate. When the purchasing power of tourists decreases, they lose interest to travel to such destinations where life and travel expenditures are rather expensive and hardly affordable. However, when inflation decreases, more tourists visit the host country, where the cost of living and transportation is far cheaper.

The research findings have shown that tourism has played a vital role in many low-income countries like Iran. Over the recent years, the country has experienced severe fluctuations in the exchange rate and inflation rate. The accurate validation of exchange rate policies, inflation rate, and political risk is not only useful in the academic field but also for policymakers in practice to support the activity. The current research is innovative in terms of the subject and the econometric methods used. The research hypotheses are as follows: 1- There is a negative and significant relationship between political risk and tourism development. 2- There is a positive and significant relationship between the exchange rate and tourism development. 3- There is a negative and significant relationship between the inflation rate and tourism development.

Methodology

This research analyzes the effects of political risk, exchange rate, and inflation rate on the development of tourism in the case of Iran in the period of 2000-2021 and uses the non-linear econometric approach (NARDL) to estimate the short-term and long-term coefficients. To perform statistical and econometric analysis, Eviews 13 software was used. The QARDL method is also used to check the robustness of the results.

Findings

Short-term and long-term evaluations of NARDL model shows that the effect of a positive exchange rate shock on tourism development is positive and significant both in the short and long term, while the effect of a negative exchange rate shock on tourism development in both the short and long term is negative and significant. In the case of political risk and inflation rate, the results are the opposite of the exchange rate, so the impact of the positive shock of political risk and inflation rate on the development of tourism is negative and significant both in the short and long term, while the effect of the negative shock of political risk and inflation rate on it is positive and significant. The results of long-term and short-term estimates are consistent and differ only in the size of influence in terms of coefficients, and they confirm the hypothesis of the present study. The biggest impact in the short term, with a reduction factor of 0.611, is related to the inflation rate. In the long term, the greatest impact with a reduction factor of 0.790 units is related to the positive shock of political risk.

Discussion and Conclusion

The tourism economics literature has conclusively proved that tourism entering a country leads to economic development in the destination country. According to

the reports of the World Tourism Organization (2018), tourism is the third largest industry in terms of global export earnings. Based on the results of this research, the following recommendations are suggested: Institutional reforms can help strengthen the economy of countries with low-quality institutions, and policymakers should consider the conditions of the tourism industry when setting country stabilization strategies. The increase in the inflation rate in recent years destroys the advantage of being cheap to travel to Iran due to the increase in the exchange rate, so policymakers should consider controlling the inflation rate.

Keywords: Tourism Industry, Political Risk, Exchange Rate, Inflation Rate, ARDL, NARDL
JEL Classification: O1, H56, E42, E31, C22

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۱۴۳-۱۷۳

تأثیر کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها با سطوح درآمدی مختلف: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی

صدیقه حسینی[۱]
سامان قادری[۲]
زانا مظفری[۳]
رامین امانی[٤]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/٤/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/٥/۱۳

چکیده

همه‌گیری کووید-۱۹ به‌عنوان یکی از بحران‌های اخیر جهان، هزینه‌هایی را به اقتصاد کشورها وارد کرده که توجه محققان و سیاستمداران را برای ارزیابی این شوک خارجی به مفهوم آسیب‌پذیری اقتصادی در قالب شاخص هشداردهنده موردتوجه قرار داده است. درنتیجه، هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها با سطوح درآمدی بالا، متوسط و پایین است. این بررسی برای ۱۵۰ کشور و با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی در بازهٔ زمانی ۲۰۲۰-۲۰۲۱ صورت گرفته است. بدین‌منظور، برای محاسبهٔ شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی از روش بریگوگلیو استفاده شده است. نتایج نشان‌دهندهٔ رابطهٔ غیرخطی بین متغیرهای پژوهش است. همچنین با درنظر گرفتن یک تابع انتقال با یک پارامتر آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است و برای تصریح رابطهٔ غیرخطی بین متغیرهای الگو برای سه گروه کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین کافی است. پارامتر شیب برای سه گروه کشور به ترتیب برابر ۵/۹۸۷۶، ۶/۱۵۶۹ و ۳/۹۹۸۷ است. نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که در هر دو رژیم خطی و غیرخطی، کووید-۱۹ تأثیر مثبت و معنی‌دار در گروه کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین دارد. بدین معنی که افزایش در پاندمی کووید-۱۹ منجر به افزایش آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها می‌شود؛ بنابراین، کشورها بایستی با اجرای سیاست‌های محکم و تدابیر مؤثر، مانندِ تنوع در اقتصاد، سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌های بهداشتی، توسعه برنامه حمایتی، حفظ تجارت بین‌المللی و تاب‌آوری اقتصادی در مقابل آسیب‌پذیری اقتصادی ناشی از پاندمی کووید-۱۹ و بلایای طبیعی به ارتقا و پایداری خود بپردازند.

واژگان کلیدی: همه‌گیری، کووید-۱۹، آسیب‌پذیری اقتصادی، مدل انتقال ملایم پانلی، سطوح درآمدی
طبقه‌بندی JEL: O10 ،C33 ،I18

۱. دانش‌آموختهٔ کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، ایران sdihossaini@gmail.com
۲. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، ایران (نویسندهٔ مسئول) s.ghaderi@uok.ac.ir
۳. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، ایران z.mozaffari@uok.ac.ir
٤. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران r.amani@modares.ac.ir

۱. مقدمه

همه‌گیری[1] کووید-۱۹ در سال ۲۰۱۹ باعث ایجاد محیطی پرتلاطم و پرهرج‌ومرج جهانی شد که در آن دولت‌ها نه‌تنها محدودیت‌های موقتی را برای جابه‌جایی مردم اعمال کردند؛ بلکه محدودیت‌های را برای فعالیت‌های تجاری نیز اجباری کردند. کووید-۱۹ بیماری‌ای عفونی ناشی از سندرم حاد تنفسی شدید ویروس کرونا[2] است که به‌عنوان بیماری‌ای همه‌گیر اعلام شد و در ۱۱ مارس ۲۰۲۰، تعداد موارد تأیید شده کووید-۱۹ در سراسر جهان به بیش از ۲/۱۱ میلیون نفر رسید؛ ۲۱۲ کشور و منطقه ویروس کرونا را تأیید و گزارش کرده‌اند (سازمان بهداشت جهانی، ۲۰۲۱). در پاسخ به رشد سریع موارد تأیید شده، ۳۴ اقدام پیشگیرانه و کاهش‌دهنده در برابر همه‌گیری کووید-۱۹ به پنج دستهٔ اصلی طبقه‌بندی شدند که شامل قرنطینه، محدودیت تردد، حکومت و اقدامات اقتصادی، فاصله‌گذاری اجتماعی و اقدامات بهداشت عمومی است (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[3]، ۲۰۲۰). در نتیجه اجرای اقدامات و خط‌مشی‌های مربوطه شوک این بیماری همه‌گیر هزینه‌هایی را به بخش اقتصاد خرد و کلان تحمیل کرد (آتاگوبا[4]، ۲۰۲۰). علاوه بر این، ماهیت سریع و پیش‌بینی نشده همه‌گیری کووید-۱۹ مانع از این شد که دولت‌ها اقداماتی که می‌تواند اثرات نامطلوب کووید-۱۹ را که موجب تعطیلی اقتصاد می‌شود کاهش دهند (دانیلسون و همکاران[5]، ۲۰۲۰). سیاست‌های سخت‌گیرانه قرنطینه و محدودیت تجارت موجب ضررهای اقتصادی می‌شود. یک رابطه جایگزین و متقابل بین سیاست‌های سخت‌گیرانه برای محافظت از جان انسان‌ها و آسیب‌های اجتماعی و اقتصادی وجود دارد (آگبه[6]، ۲۰۲۰). این مبادله بسیار مهم است؛ زیرا بدون اقدامات مهار بیماری همه‌گیر رکود اقتصادی می‌توانست عمیق‌تر باشد (کوریا و همکاران[7]، ۲۰۲۰؛ گورینچاس[8]، ۲۰۲۰). تشدید بیماری همه‌گیر در اقتصادهای توسعه‌یافته و نوظهور منجر به قرنطینه‌های شدید و اختلالات بزرگ در فعالیت‌های اقتصادی با سرعت و مقیاس فوق‌العاده‌ای شد و آسیب‌پذیری اقتصادی زیادی را به همراه داشت و آشکار است که کووید-۱۹ با سرعت و مقیاس بی‌سابقه‌ای باعث اختلال در اقتصاد می‌شود (بالدوین و همکاران[9]، ۲۰۲۰).

---

1. pandemic
2. SARS-COV-2
3. OECD (2020)
4. Ataguba (2020)
5. Danielsson et al. (2020)
6. Agbe (2020)
7. Correia et al. (2020)
8. Gourinchas (2020)
9. Baldwin et al. (2020)

تأثیرپذیری سیستم‌های اقتصادی در برابر شوک بیماری همه‌گیری کووید -۱۹ بستگی به درجه آسیب‌پذیری آن‌ها دارد که اشاره به استعداد هر کشور برای در معرض زیان قرارگرفتن از جانب فشارهای اقتصادی است (بریگوگلیو[1]، ۲۰۱۴). میزان آسیب‌پذیری اقتصادی هر کشور می‌تواند نشأت‌گرفته از ویژگی‌های دائمی، ذاتی و اتخاذ تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌های اقتصادی باشد. به‌رغم تأثیر آسیب‌های اقتصادی که بیماری همه‌گیری کووید-۱۹ بر اقتصاد کشورها گذاشته است، به‌طورقطع سیاست‌ها و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی نیازمند شاخص‌هایی است که تأثیر و روند چنین مخاطراتی را مورد بررسی قرار دهد و شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی از جملهٔ این شاخص‌ها است که سیاست‌گذاران همواره باید به این شاخص و بخش‌های اثرپذیری آن توجه ویژه‌ای داشته باشند. همه‌گیری‌ها تأثیر بسزایی بر اقتصاد جهانی دارند؛ زیرا به‌واسطهٔ ایجاد شوک هم‌زمان در عرضه و تقاضا، اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. باتوجه به تحقیقات انجام‌شده، تعطیلی کارخانه‌ها و ایجاد اختلال در زنجیره تأمین، یک شوک منفی به عرضه در اقتصاد جهان وارد می‌کند (فونارو و ولف[2]، ۲۰۲۰). علاوه بر این، بخش‌های مختلف اقتصاد که به تقاضا بستگی دارند؛ مانند حمل‌ونقل، رستوران، مسافرت و گردشگری و سینما به دلیل محدودیت‌های تردد، فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه کاهش پیدا کرده‌اند. کاهش تقاضا در این بخش‌ها باعث کاهش درآمد برخی از مصرف‌کنندگان شده و درنتیجه باعث کاهش تقاضای مصرف می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، اقتصاد به‌طور هم‌زمان تحت‌تأثیر یک شوک عرضه و تقاضا قرار می‌گیرد. در سمت عرضه، قرنطینه به کاهش تولید منجر می‌شود؛ زیرا سرمایه تا حد زیادی استفاده نشده و کارگران بیکار هستند. در سمت تقاضا نیز کاهش تقاضای جهانی وجود دارد. کاهش تولید باعث کاهش تقاضای نیروی کار از سوی صنایع می‌شود و درنتیجه، نرخ بیکاری برای همهٔ گروه‌های مختلف کارگران به‌شدت در حال افزایش است. به‌عبارت‌دیگر، پاندمی کووید-۱۹ نشان‌دهندهٔ یک شوک منفی هم برای عرضه نیروی کار به‌شمار می‌رود (چیتیگا مابوگ[3]، ۲۰۲۱)؛ بنابراین، با توجه به اثرگذاری پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها، در این پژوهش ابتدا به محاسبه شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی برای مجموعه گسترده‌ای از کشورها با توجه به سطوح درآمدی پرداخته و سپس اثر پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها مورد ارزیابی قرار گرفته است.

مقالهٔ حاضر در شش بخش سازماندهی شده است؛ در بخش اول مقدمه‌ای از موضوع ارائه می‌گردد و در بخش دوم، ضمن مروری مختصر بر مفاهیم آسیب‌پذیری اقتصادی و تأثیرگذاری کووید -۱۹ بر اقتصاد، مبانی نظری مربوط به آسیب‌پذیری اقتصادی و کانال‌های تأثیرگذار پاندمی کووید-۱۹ بر اقتصاد ارائه می‌شود. بررسی مطالعات پیشین صورت‌گرفته در این زمینه، محور بخش سوم را تشکیل

1. Briguglio (2014)
2. Fornaro & Wolf (2020)
3. Chitiga -Mabugu (2021)

می‌دهد. بخش چهارم به ارائهٔ الگوی مدل اختصاص دارد. در بخش پنجم، نتایج پژوهش و پایه‌های آماری تبیین شده و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲ – ۱. آسیب‌پذیری اقتصادی

واژهٔ آسیب‌پذیری از ریشه لاتین Vulnerare به‌معنی «زخمی‌شدن» گرفته شده است. این واژه با کلماتی همچون قرارگرفتن در برابر آسیب و نیز تزلزل ارتباط معناداری دارد. آسیب‌پذیری اقتصادی حالتی است که در آن فرآیند توسعه اقتصادی یک کشور به دلیل وقوع حوادث غیرقابل‌پیش‌بینی (شوک)، به تعویق بیفتد (گویلامونت[1]، ۲۰۰۹). در اقتصاد، مفهوم آسیب‌پذیری از دو دیدگاه اقتصاد خرد و کلان هم موردبحث قرار می‌گیرد. در اقتصاد خرد این مفهوم به‌معنای تکانه (شوک) نامطلوبی که بر درآمد خانوارها وارد می‌گردد تعریف می‌شود که این تکانه‌ها باعث کاهش سطح کمتر از آستانه‌های تعریف‌شده، مانند خطر فقر مطلق می‌گردد (آلوانگ و همکاران[2]، ۲۰۰۱)، اما آسیب‌پذیری وقتی در زمینهٔ اقتصاد کلان به‌کار برده می‌شود، به مفهوم مستعد بودن یک کشور در برابر آسیب‌دیدن از نیروهای خارجی هنگام مواجهه با این نیروها است (بریگوگلیو، ۲۰۱۴؛ لی و همکاران[3]، ۲۰۱۷).

۲ – ۱ – ۱. شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی بریگوگلیو

آسیب‌پذیری اقتصادی بیانگر ویژگی‌های ذاتی، پایدار و شبه‌پایدار یک کشور است که آن کشور را در معرض درجهٔ بالایی از شوک‌های اقتصادی خارج از کنترل قرار می‌دهد (بریگوگلیو، ۱۹۹۵؛ بریگوگلیو و گالیا، ۲۰۰۳). برخی از این ویژگی‌های ذاتی شامل درجهٔ باز بودن اقتصادی، تمرکز صادرات و وابستگی به واردات کالاهای استراتژیک است.

۲ – ۱ – ۲. باز بودن اقتصادی[4] (درجه باز بودن اقتصادی)

باز بودن اقتصاد یکی از ویژگی‌های ذاتی یک اقتصاد است که به‌صورت نسبی تجارت بین‌المللی به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌گردد. باز بودن تجاری از دو بخش تشکیل شده است: ۱) اندازه بازار داخلی یک کشور که تابعی از میزان صادرات است که بر تولید ناخالص داخلی مؤثر است؛ ۲) توانایی یک کشور در استفاده از منابع در جهت تولید طیف وسیعی از کالاها و خدمات برای تأمین تقاضای جامعه که به میزان وارداتی که بر تولید ناخالص داخلی اثرگذار خواهد بود وابسته است. هرچه میزان باز بودن تجاری بیشتر باشد، بیانگر آن است که یک کشور در برابر شرایط مختلفی قرار گرفته است که نمی‌تواند کنترل مستقیمی بر آن داشته باشد (بریگوگلیو، ۲۰۰۸).

---

1. Guillaumont (2009)
2. Alwang et al. (2001)
3. Lee et al. (2017)
4. Economic Openness

۲ – ۱ – ۳. تمرکز صادرات[1]

وابستگی به طیف محدودی از صادرات، ریسک‌های مربوط به عدم تنوع را افزایش می‌دهد و باعث تشدید آسیب‌پذیری مرتبط با باز بودن اقتصادی می‌شود. این شرایط تا حد زیادی به دلیل ویژگی‌های ذاتی در پایه‌های تولید یک اقتصاد است (بریگوگلیو، ۲۰۰۸). متغیری که بیشتر برای این منظور مطرح می‌شود، شاخص تمرکز صادرات است. بریگوگلیو استدلال می‌کند که تمرکز صادرات می‌تواند در تجارت خدمات به‌ویژه در خدمات مالی وگردشگری نیز مشاهده شود (بریگوگلیو، ۱۹۹۷). شایان‌ذکر است که در شاخص تمرکز صادرات، صادرات خدمات نیز در نظر گرفته می‌شود (بریگوگلیو و گالیا، ۲۰۰۳).

۲ – ۱ – ۴. وابستگی به واردات استراتژیک[2]

وابستگی به واردات کالاهای استراتژیک ممکن است یک اقتصاد را در معرض شوک‌های ناشی از دسترسی و هزینه‌های واردات قرار دهد. این شرایط تا حد زیادی ذاتی است و به عواملی همچون اندازه کشور، منابع و امکان جایگزینی واردات بستگی دارد (بریگوگلیو، ۲۰۰۸). در تجارت بین‌الملل، اصل بر این است که هر کشور شرکای تجاری خود را توسعه دهد و سطح تعاملات تجاری آن با هر کشور از حد معینی بالاتر نرود تا در صورت تحریم یا بروز تکانه، اقتصاد داخلی دچار تلاطم شدید نشود و بتواند به‌راحتی به دنبال جایگزین مناسب باشد.

۲ – ۱ – ۵. قرارگرفتن در معرض بلایایی طبیعی

این شاخص نشان‌دهندهٔ میزان آمادگی و توانایی یک کشور در مقابله با حوادث طبیعی ناگهانی، مانند زلزله‌ها، سیل‌ها، طوفان‌ها و بلایای طبیعی دیگر است. می‌توان ادعا کرد که بلایای طبیعی اثرات منفی شوک‌های اقتصادی خارجی را تشدید می‌کنند و به‌نوعی خود منجر به ایجاد شوک‌های اقتصادی می‌شوند. متغیری که برای این شاخص به‌کار برده می‌شود به‌عنوان بلایای طبیعی درصدی از تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. هدف اصلی این شاخص، ارزیابی سطح آمادگی کشورها برای مواجهه با این رخدادهای ناگوار و ارائهٔ اطلاعات مفید برای اتخاذ تصمیمات اقتصادی و مدیریت بحران‌های مرتبط با آسیب‌پذیری است.

بریگوگلیو و همکاران با استفاده از فرمول نرمال‌سازی، مقیاس داده‌ها را تغییر داده و با استفاده از میانگین‌گیری ساده و درنظرگرفتن وزن برابر برای همهٔ داده‌ها شاخص آسیب‌پذیری را برای کشورهای مختلف محاسبه کرده‌اند. طبق پژوهش‌های انجام‌شده، همه‌گیری کووید-۱۹ تأثیر بسزایی بر اقتصاد کشورها داشته و آن‌ها را آسیب‌پذیر کرده است (امانی و همکاران[3]، ۲۰۲۲). شناسایی این آسیب‌ها بر بخش‌های مختلف اقتصاد لازم و ضروری است که علاوه بر اقدامات پیشگیرانه بین‌المللی

1. Export Concentration
2. Dependence on strategic imports
3. Amani et al. (2022)

نه‌تنها برای جان افراد، بلکه برای افزایش تاب‌آوری و حفاظت از رونق اقتصاد هم لازم است. اگر همه‌گیری کووید-۱۹ به‌عنوان شوک بیرونی در نظر گرفته شود، می‌تواند از طریق کانال‌های اقتصادی مستقیم و غیرمستقیم، اقتصادها را آسیب‌پذیر کند و میزان تاب‌آوری آن‌ها را نشان دهد (دیوپ و همکاران[1]، ۲۰۲۱). براین‌اساس تأثیرپذیری اقتصاد برای شناسایی آسیب‌های وارد شده به بخش‌های اقتصاد کلان و اقتصاد خرد و اثرپذیری بخش‌ها از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم، مورد بررسی و تأکید قرار می‌گیرد.

۲ - ۲. کانال‌های اثرگذاری مستقیم کووید-۱۹ بر اقتصاد

۲ – ۲ – ۱. کانال تولید و زنجیره تأمین

انتشار اختلالات در سراسر زنجیره‌های تأمین (معروف به اثرات امواج) بر انعطاف‌پذیری و پایداری آن‌ها تأثیر می‌گذارد (ایوانو[2]، ۲۰۲۰). شیوع بیماری همه‌گیر کووید-۱۹ ازجمله اختلالاتی است که می‌تواند اثرات منفی قابل‌توجهی بر مشاغل و زنجیره‌های تأمین داشته باشد که باعث کاهش کارایی و عملکرد آن‌ها می‌شود (گوان و همکاران[3]، ۲۰۲۰؛ ایوانو، ۲۰۲۰؛ سوداهی[4]، ۲۰۱۶). همه‌گیری کووید-۱۹ از طریق دو کانال بر زنجیرهٔ تأمین جهانی اثر می‌گذارد: یکی شوک تولید و دیگری شوک‌های ناشی از جریان‌های تجاری برای حمل‌ونقل که با چالش‌های متعددی روبه‌رو است که ظرفیت‌های آن‌ها را کاهش می‌دهد. این چالش‌ها شامل قرنطینه در بازار عرضه، کمبود نیروی کار و حفظ فاصله فیزیکی در تأسیسات تولیدی، بسته‌شدن مرزها و وقفه در حرکت وسایل نقلیه است (پوجاوان و باه[5]، ۲۰۲۲). با توجه به این تأثیرات چندبعدی بر زنجیره تأمین، همراه با سایر چالش‌های اقتصادی و مالی، این بیماری همه‌گیر تأثیر شدیدی بر تجارت بین‌المللی جهانی خواهد داشت (دونتو و همکاران[6]، ۲۰۲۱)؛ بنابراین عملکرد زنجیره تأمین برای عملکرد روان اقتصادها بسیار مهم است. این آسیب‌پذیری می‌تواند گلوگاه‌هایی با پیامدهای نامطلوب برای بهره‌وری و رشد اقتصادی را ایجاد کند (سالواتوره[7]، ۲۰۲۰).

۲ – ۲ – ۲. کانال تجارت بین‌الملل و جریان سرمایه

به‌دلیل تأثیر همه‌گیری بیماری کووید-۱۹ تجارت و جریان سرمایه به میزان قابل‌توجهی کاهش‌یافته است. کشورها علاوه بر کاهش جریان‌های تجاری نگران عوارض بیشتری مانند سلامت و ایمنی زیستی

1. Diop et al. (2021)
2. Ivanov (2020)
3. Guan et al. (2020)
4. Sodhi (2016)
5. Pujawan & Bah (2022)
6. Donto et al. (2021)
7. Salvatore (2020)

به‌دلیل وجود شیوع کووید-۱۹ هستند. این بدان معناست که اشکال جدیدی از موانع تجاری سخت‌گیرانه در بین اقتصادهای جهان به وجود می‌آید. درنتیجه محدودیت در اقتصادها و بسته‌شدن مرزها از طریق راه‌آهن، جاده و هوا مسیرهای حمل‌ونقل از زمان شیوع همه‌گیری کووید-۱۹، شورای جهانی سفر و گردشگری[1] در زمینه گردشگری، کاهش ۲۵ درصدی سفرهای جهانی را در سال ۲۰۲۰ برآورد کرد. همچنین در بسیاری از کشورها، تعطیلی مانع از انجام فعالیت‌های تجاری عادی ازجمله پیشرفت در کسب‌وکار می‌شود. در بسیاری از اقتصادها طرح‌های سرمایه‌گذاری بیشتر بر مبارزه با بیماری همه‌گیر کووید-۱۹ تمرکز دارند. بحران شیوع بیماری باعث به عقب انداختن تمام فعالیت‌های اقتصادی ازجمله برنامه‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، به‌ویژه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود (سازمان توسعه و همکاری اقتصادی، ۲۰۲۰؛ بوون[2]، ۲۰۲۰). از دیدگاه مارو و بالدوین (۲۰۲۰) همه‌گیری کووید-۱۹ می‌تواند تأثیر بسزایی بر تجارت و با روش نسبتاً مشابه بر صادرات و واردات داشته باشد، اما تأثیر کلی آن بر صادرات خالص نامشخص است.

۲ – ۲ – ۳. کانال اشتغال و درآمد

شوک‌های عرضه و تقاضای کل احتمالاً باعث رکود در فرصت شغلی می‌شوند. این شوک‌ها اگرچه ممکن است شغل جدیدی ایجاد نکنند، منجر به اخراج کارکنان به‌دلیل کاهش تولید و تعطیلی مشاغل در سراسر اقتصادها خواهند شد (لی و چو[3]، ۲۰۱۶). در دوران همه‌گیری کارگرانی که با مرخصی به حقوق و حمایت اجتماعی دسترسی ندارند، ممکن است قرنطینه به طور نامناسبی بر جریان درآمد آن‌ها تأثیر بگذارد. شوک‌های درآمدی درنهایت به کاهش تولید و درنتیجه به کاهش شغل و دستمزد خواهد انجامید. همچنین سازمان‌های تجاری و غیرتجاری به‌طور قابل‌توجهی دستمزدها را کاهش داده‌اند که درمجموع دستمزدها را به تأخیر انداخته و پرداخت به کارمندان را متوقف کرده‌اند (چن و هونگ[4]، ۲۰۲۰). فقدان پول کافی سازمان‌ها برای پوشش حقوق و دستمزد موجبات اخراج در بخش‌های آسیب‌دیده را فراهم می‌کند و نیز باعث کاهش درآمد و سرکوب تقاضا می‌شود که این شرایط در بحران‌های اقتصادی به‌عنوان اثر چندبرابر منفی شناخته می‌شود. در مواجهه با بحران همه‌گیری بیماری کووید-۱۹، حمایت مالی مستقیم در انتقال درآمد، بر افزایش پرداخت‌های رفاهی و یارانه‌های دستمزد به افراد جامعه متمرکز است تا تأثیر کاهش تحرک بر بیکاری کوتاه‌مدت را به حداقل برساند (ولدا[5]، ۲۰۲۱).

---

1. WTTC
2. Boone
3. Lee & Cho (2016)
4. Chen & Hong (2020)
5. Velde (2021)

۲ – ۲ – ۴. کانال ثبات مالی و ریسک اعتباری

سیستم‌های مالی احتمالاً در برابر شوک‌های داخلی و سیستم‌های اقتصادی بین‌المللی آسیب‌پذیر هستند (بک[1]، ۲۰۲۰؛ سکچتی و سچونهولتزان[2]، ۲۰۲۰). بازارهای مالی جهانی در مواجهه با بحران همه‌گیری کووید-۱۹ پاسخ منفی دادند. بورس‌های بزرگ تا پایان ماه مارس حدود ۳۰-۴۰ درصد ارزش خود را از دست دادند. سقوط شاخص‌ها از زمان سقوط بزرگ در سال ۱۹۲۹ بی‌سابقه بوده است (همان). مؤسسات مالی نیز به‌دلیل اثرات همه‌گیری کووید-۱۹ در معرض خطر زیادی قرار گرفتند، به‌عنوان‌مثال، بانک‌ها در سطح جهانی با افزایش ریسک اعتباری مواجه شده‌اند.

۲ – ۳. کانال‌های اثرگذاری غیرمستقیم کووید-۱۹ بر اقتصاد

۲ – ۳ – ۱. کانال سطح عمومی قیمت‌ها

کاهش عرضه و تقاضا برای محصولات پیامدهای مستقیمی را در سطح قیمت‌ها در هر دو بازار ملی و بین‌المللی ایجاد می‌کند. در کوتاه‌مدت در فاصله همه‌گیری کووید-۱۹، تقاضای مازاد برای کالاهای اساسی نسبت به عرضهٔ آن‌ها در یک کشور افزایش می‌یابد که احتمالاً باعث افزایش قیمت کالاهای مربوطه می‌گردد؛ درحالی‌که کاهش تقاضا برای کالاهای غیرضروری نسبت به عرضه آن‌ها احتمالاً قیمت آن‌ها را کاهش می‌دهد. اما ازآنجایی‌که تقاضا برای کالای غیرضروری نسبت به کالاهای اساسی کاهش زیادی دارند، کاهش اولی احتمالاً افزایش مورد دوم را جبران می‌کند؛ این می‌تواند به‌دلیل شوک تقاضا و عرضه به وقفه‌های تجاری، نه‌تنها در سطح ملی، بلکه در سطح بین‌المللی هم به‌شدت باعث کاهش قیمت شود (مچکیبین و فرنادو[3]، ۲۰۲۰).

۲ – ۳ – ۲. کانال نرخ ارز

شروع بیماری همه‌گیری کووید-۱۹ باعث ایجاد آشفتگی قیمت ارزهای خارجی در بازارهای محلی و بین‌المللی شد. ارزهای اصلی مانند پوند، یوان، یورو و ین همه از اول ژانویه تا هفتهٔ چهارم مارس ۲۰۲۰ در برابر دلار آمریکا تضعیف شدند. این امر می‌تواند باعث استهلاک در کاهش جریان تجاری و تراکنش‌های کمتر بین‌المللی شود (باروا[4]، ۲۰۲۰).

۲ – ۳ – ۳. کانال رشد اقتصادی

بیماری‌های عفونی انباشت سرمایه انسانی را تضعیف کرده و بهبود بهره‌وری را محدود می‌کنند (هولدینگ و سنو، ۲۰۰۱[5]؛ نوکس و همکاران[6]، ۱۹۹۲). تأثیر انتشار ویروس بر سلامت انسان درنهایت

1. Beck (2020)
2. Cecchetti & Schoenholtzon (2020)
3. Mckibbin & Fernando (2020)
4. Barua (2020)
5. Holding & Snow (2001)
6. Nokes et al. (1992)

از طریق کانال‌های سرمایه انسانی به فرآیند تولید اقتصادی منتقل می‌شود. شیوع بیماری همه‌گیری کووید-۱۹ به طور مستقیم توانایی فعالیت فرد مبتلا را تضعیف و حتی سلب می‌کند و باعث کاهش سطح درآمد و عرضه نیروی کار می‌شود. درنتیجه کمبود سرمایه‌گذاری و سایر عوامل ورودی را به‌همراه خواهد داشت که درنهایت موجب کاهش و سرکوب رشد اقتصادی می‌شود.

۳. پیشینهٔ پژوهش

۳ – ۱. پیشینهٔ خارجی

برزیسکا و سزامرج[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به ساخت شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی کووید-۱۹ برای کشورهای اتحادیه اروپا باهدف رتبه‌بندی کشورها از نظر سطح آسیب‌پذیری اقتصادی پرداخته‌اند. این پژوهش در بازهٔ زمانی ۲۰۱۸-۲۰۲۰، برای ۲۷ کشور و با استفاده از روش‌های چندمتغیره، ازجمله خوشه‌بندی تجمعی و روش‌های چندویژگی ارزیابی برای تحلیل اثرات همه‌گیری تخمین صورت گرفته است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که کشورهای جنوب اروپا (اسپانیا، کرواسی، یونان و ایتالیا) که تولید ناخالص داخلی آن‌ها وابسته به صنعت گردشگری است، شکننده‌ترین هستند و آلمان و کشورهای اسکاندیناوی حساسیت کمتری نسبت به تأثیر منفی همه‌گیری دارند.

آسونگو و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مطالعهٔ خود به بررسی اثربخشی و ارتباط اقدامات مختلف و سیاست‌گذاری‌های مرتبط در جهت پیشگیری و کاهش بیماری کووید-۱۹ پرداخته و همچنین روابط بین اقدامات مربوطه و اثرات اقتصادی را بررسی کرده‌اند. براساس داده‌های ۱۸۶ کشور و استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته در بازهٔ زمانی ۲۰۱۹-۲۰۲۰ به این نتیجه رسیدند که تنها کشورهای اروپایی از اقدامات مربوطه به نحو مطلوب بهره‌مند شده‌اند و همچنین اقدامات قرنطینه در سطح جهانی در کاهش همه‌گیری نقش چندانی نداشته است. محدودیت حرکت در مهار گسترش بیماری در قاره آمریکا تأثیرگذار بوده است و اجرای اقدامات فاصله‌گذاری اجتماعی در اروپا مولد و در آفریقا غیرمولد بوده است.

دیوپ و همکاران[3] (۲۰۲۱) در پژوهشی با ساختن شاخص‌های آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی، کووید-۱۹ را با استفاده از داده‌های ۱۵۰ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۴-۲۰۱۸ بررسی کرده‌اند. شاخص آسیب‌پذیری این پژوهش دارای ۷ متغیر و شاخص تاب‌آوری آن براساس ۹ متغیر است که با استفاده از روش‌های چندمتغیره و حداقل مربعات معمولی تخمین زده شده است. نتایج بیانگر این مطلب است که کشورها براساس چهار سناریوی مربوط به آسیب‌پذیری و تاب‌آوری، به مواردِ حساس (آسیب‌پذیری کم و انعطاف‌پذیری کم)، شدید (آسیب‌پذیری بالا و انعطاف‌پذیری کم)، بدون

1. Brzyska & Szamrej (2021)
2. Asongu et al. (2021)
3. Diop et al. (2021)

علامت (آسیب‌پذیری بالا و انعطاف‌پذیری بالا) و بهترین موارد (آسیب‌پذیری کم و تاب‌آوری بالا) نسبت به تأثیرپذیری از بیماری همه‌گیر دسته‌بندی می‌شوند.

مارتی و پوراتس[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای آسیب‌پذیری را در دوران همه‌گیری کووید ۱۹ برای کشورهای اتحادیه اروپا اندازه‌گیری کرده‌اند. با استفاده از ۱۵ شاخص کشورها را در سه حوزهٔ سلامت، اجتماعی و مشاغل منطبق با محیط‌زیست دسته‌بندی کرده و در هریک از این حوزه‌ها کشورها را از نظر آسیب‌پذیری در دوران همه‌گیری کووید ۱۹ رتبه‌بندی کرده‌اند. درنهایت به این نتایج دست پیدا کردند که میزان سطح ثروت بر آسیب‌پذیری در حوزهٔ بهداشتی و اجتماعی تأثیرگذار بوده و دارای رابطهٔ معناداری است. نکتهٔ قابل‌توجه این است که رابطهٔ معنادار بین آسیب‌پذیری شغل و سطح ثروت چندان واضح نبود.

بلوم و همکاران[2] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات همه‌گیری بیماری‌های عفونی مدرن بر اقتصاد کلان پرداخته‌اند و با استفاده از روش آمار توصیفی و تحلیل داده‌ها، نقش سلامت را به‌عنوان محرک رشد اقتصادی بررسی کرده و چهارچوبی نظری برای ارزیابی سیاست‌گذاران ترسیم کرده‌اند. همچنین پیامدهای اقتصادی ناشی از پنج بیماری عفونی ایدز، مالاریا، سل، آنفولانزا و کووید-۱۹ را مقایسه کرده و متفاوت‌بودن سطح آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها در مورد بیماری‌های همه‌گیر را به ضعف محیط نهادی کشورها و سطح تاب‌آوری اقتصاد آن‌ها نسبت داده‌اند.

۳ - ۲. پیشینهٔ داخلی

متنی (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات ویروس کووید-۱۹ بر اقتصاد جهانی پرداخته است. وی با بررسی آمار و اطلاعات معتبر جهانی دربارهٔ اپیدمی کووید-۱۹ اثرات همه‌گیری بر بخش‌های مهم اقتصاد (بازارهای مالی، بازار نیروی کار، بازار انرژی و صنعت گردشگری) را موردبحث قرار داده است. متنی براساس آمارها بیان می‌کند که همه‌گیری کووید-۱۹ بر تولید ناخالص داخلی آمریکا و چین به‌اندازهٔ ۲/۴ درصد و بر مشاغل مستقیم بخش گردشگری به‌اندازهٔ ۰/۷- درصد تأثیر کاهشی را داشته است.

طاهری‌نیا و حسنوند (۱۳۹۹) در مطالعهٔ خود به بررسی پیامدهای اقتصادی ناشی از بیماری کووید-۱۹ بر اقتصاد ایران با تأکید بر اشتغال می‌پردازند. در این مطالعه با استفاده از نتایج آمار توصیفی نیروی کار در روند بیماری کووید-۱۹ برای دورهٔ زمستان ۱۳۹۸ و بهار ۱۳۹۹ نسبت به فصول مشابه سال قبل، به این نتیجه رسیدند که اشتغال روندی کاهشی و بیکاری روندی افزایشی داشته است. این تغییرات دال بر تغییرات بازار نیروی کار و سایر بخش‌های حوزه اقتصادی است که این بازار را تحت‌تأثیر قرار داده است.

سخائی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای اثر شوک منفی این بیماری را بر اقتصاد ایران و ۳۴ کشور منتخب با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری بررسی کردند. بدین‌منظور از داده‌های سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۹ میلادی و به‌صورت فصلی با استفاده از الگوی خودرگرسیون‌برداری جهانی

1. Puertas & Marti (2021)

2. Bloom et al. (2022)

استفاده کردند. آن‌ها به این نتیجه دست پیدا کردند که شوک جهانی این بیماری باعث کاهش رشد اقتصادی برای کشورهای هند، اروپا، آمریکا و چین به ترتیب معادل ۰/۱۸، ۰/۵، ۰/۲ و ۰/۷ خواهد بود و این میزان برای کشور چین تا سه سال پایدار است. شوک منفی باعث ریزش بازار سرمایه در کشورهای منتخب شده است؛ ولی بر بازار سرمایهٔ ایران تأثیر نداشته است. همچنین شوک ناشی از بیماری بر کاهش تولید ناخالص ایران تأثیر داشته و چون اثر شوک بر تولید است، اثر ماندگار بوده و در مرحلهٔ اول باعث کاهش ۱/۹ درصدی تولید ناخالص شده است.

کولیوند و کاظمی (۱۴۰۰) در پژوهشی با استفاده از روش پرسش‌نامه از دویست هزار شهروند، شاخص‌های کیفی را براساس جنبه‌های اجتماعی - اقتصادی بیماری کووید-۱۹ بررسی کرده‌اند و دریافتند پاسخ افراد بسته به نوع شغل (خصوصی، دولتی، غیررسمی و خوداشتغالی) متفاوت بوده است و نوع استخدامی افراد تعیین‌کنندهٔ جواب به پرسش‌هایی از قبیل بیکاری در دوران کووید-۱۹ و بعد از آن است، دورانی که در آن استانداردهای زندگی و هزینه‌های کالاهای لوکس کاهش یافت. آنان به این نتیجه رسیدند که سازمان‌های مردمی و نهادهای دولتی موظف هستند برای کاهش مخاطرات اجتماعی، برنامه‌هایی در جهت امنیت شغلی، ایجاد انگیزهٔ پس‌انداز، ایجاد صندوق‌های ذخیره و فرصت‌های شغلی ساختاریافته برای مردم و توسعهٔ مهارت‌ها را اجرا نمایند.

رحیمی (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای تأثیر ویروس کرونا را بر توسعهٔ اقتصادی و صنعت گردشگری بررسی کرده است. در این پژوهش با استفاده از تکنیک TOPSIS و رویکرد پنل دیتا تأثیر ویروس کرونا را بر مشاغل و درآمدهای وابسته به صنعت گردشگری برای مناطق جغرافیایی مختلف جهان در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۲۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که این ویروس بر شاخص تولید ناخالص داخلی، ضریب تکاثری درآمدی مشاغل مستقیم و بر فعالیت‌های فرعی بخش گردشگری به ترتیب با ضریب‌های ۲/۴۸- ، ۲/۲۷- و ۰/۱۲- تأثیر منفی داشته است؛ بنابراین بایستی زیان و آسیب‌های این بحران بر صنعت گردشگری که یکی از مهم‌ترین صنعت‌های درآمدزا در کشورهای درحال توسعه است، مورد اهمیت قرار گیرد.

نخعی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی مقایسه‌ای بحران مالی جهانی و بحران کرونا بر بازار سرمایه‌ای ایران به‌صورت توصیفی در بازهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۹ پرداخته‌اند. نتایجی که از این پژوهش به‌دست‌آمده است بیان می‌دارد که ویروس کرونا تأثیر منفی بر اقتصاد جهانی داشته است. آنان شوک منفی تأثیر کرونا بر سیستم اقتصادی و حسابداری بنگاه‌های اقتصادی و بازار سرمایه ایران را مورد ارزیابی قرار داده و دریافتند که در مقایسه، شوک منفی بر بازارهای سهام فقط بر بازار سهام ایران تأثیر نداشته و باعث ریزش بازار سرمایه در کشورهای مختلف شده است.

با توجه به موارد ذکرشده، پژوهش‌های متعددی در زمینهٔ تأثیر ویروس کرونا بر آسیب‌پذیری اقتصادی انجام شده است، اما آنچه پژوهش حاضر را از سایر پژوهش‌ها متمایز می‌کند تفکیک کشورها به گروه‌های درآمدی مختلف و مدل‌سازی غیرخطی اثرگذاری کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

در این بخش ابتدا رگرسیون انتقال ملایم داده‌های ترکیبی شرح داده شده و سپس به معرفی متغیرهای پژوهش و روش گردآوری داده‌ها و درنهایت در قسمت تصریح مدل، الگوی تأثیر پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری این پژوهش به‌طور کامل تشریح خواهد شد.

۴ – ۱. روش رگرسیون انتقال ملایم داده‌های ترکیبی

در مدل رگرسیون ساده داده‌های ترکیبی، مدل اثرات ثابت یا تصادفی تعیین‌کننده اثرات زمانی و مقطعی ناهمگن داده‌ها است، به همین جهت پژوهشگران در جهت ایجاد رویکردی متفاوت در داده‌های ترکیبی به این امکان دست یافته‌اند تا ضرایب رگرسیون در طول زمان برای مقاطع مختلف تغییر یابند. یکی از ابتدایی‌ترین نگرش‌ها مدل رگرسیون آستانه‌ای داده‌های ترکیبی[1] است که توسط هانسن[2](۱۹۹۹) ارائه شده است که در آن مشاهدات پانلی با توجه به مقادیر متغیر آستانه‌ای که کمتر یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند به چند رژیم همگن[3] تقسیم می‌شوند (حیدری و علی‌نژاد، ۱۳۹۸). نکتهٔ قابل‌توجه این است که در این مدل، مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای موجود است که به لحاظ اختلاف اندک، در دو گروه متفاوت قرار می‌گیرند و نحوهٔ اثرگذاری آن‌ها با یک جهت شدید مواجه است (چیو و همکاران[4]، ۲۰۱۱). فوک و همکاران[5] (۲۰۰۴) برای رفع ایراد موجود در مدل هانسن، مدل (PSTR) را ارائه نموده‌اند. درواقع فرم گسترش‌یافته مدل PTR با لحاظ نمودن تابع انتقال شناخته شده است، به‌طوری‌که PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال توسط گونزالز و همکاران[6] (۲۰۰۵) به‌صورت رابطهٔ زیر تصریح می‌شود:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0' X_{it} \sum_{j=1}^{r} [\beta_j' X_{it}]\, g_j(q_{it}^j; \gamma_j; c_j) + u_{it} \qquad (۱)$$

i= 1,… , N, t = 1, …, T

دراین‌رابطه Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جزء خطا است که $\text{i.d.iN}(0,\sigma_\varepsilon^2)$ در نظر گرفته شده است و به ترتیب مقاطع و زمان داده‌های پانلی را نشان می‌دهند. تابع $g_j(q_{it}^j; \gamma_j; c_j)$ یک تابع پیوسته و کراندار در بین بازه صفر و یک است که توسط مقادیر آستانه تعیین می‌شود و براساس روش گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به‌صورت تابع لجستیکی به صورت رابطهٔ (۲) تصریح می‌شود:

$$G(q_{it}; \gamma. c) = \left[1 = exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^{m} (q_{it} - c_j)\right)\right]^{-1} \qquad (۲)$$

---

1. Panel Threshold Regression (PTR)
2. Hansen (1992)
3. Homogenous
4. Chio et al. (2011)
5. Fok et al. (2004)
6. Gonzalez et al. (2005)

$\gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \cdots \leq c_m$, i= 1,… , N, t = 1, …, T

در این معادله G_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای است که می‌تواند یک متغیر از متغیرهای توضیحی، وقفه‌ای متغیر وابسته یا متغیری مستقل و خارج از مدل باشد که از حیث مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطهٔ غیرخطی باشد. γ بیان‌کننده پارامتر شیب و درواقع سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است. $c = (c_1 \cdots c_m)$ نیز برداری از پارامترهای حد آستانه‌ای یا معادلهٔ مکان‌های وقوع رژیم است. گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) بیان می‌دارند که قراردادن یک یا دو نقطه آستانه (m=۱ و m= ۲) برای بررسی تغییرپذیری کفایت می‌کند. با فرض اینکه m=1 یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین‌ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، در صورتی $q_{it} \geq c_1$ باشد. تابع انتقال مقدار عددی یک (G=1) دارد و در حالتی $q_{it} \leq c_1$ تابع انتقال مقدار عددی صفر (G=0) دارد. با فرض m=2 در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم بود که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. بدین‌معنی که برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال مقدار عددی یک داشته و در غیر این صورت مقدار عددی صفر خواهد داشت. گفتنی است که در صورت میل کردن پارامتر شیب با سرعت انتقال میان رژیمی به سمت صفر، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت تبدیل می‌شود. بنابراین تابع انتقال مطابق رابطهٔ زیر خواهد بود:

$$G_{(\gamma\, c\, q_{it})} = \begin{cases} 1 & if \quad q_{it} \geq c \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (۳)$$

درنهایت، شکل تعمیم‌یافته مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی با بیش از یک تابع انتقال به‌صورت رابطهٔ زیر تصریح می‌شود:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0' X_{it} \sum_{j=1}^{r} \left[\beta_j' X_{it}\right] g_j\left(q_{it}^j; \gamma_j; c_j\right) + u_{it} \qquad (۴)$$

در این فرمول r بیانگر تعداد رژیم‌های حدی (توابع انتقال) به‌منظور تصریح رفتار غیرخطی است. سایر موارد از قبل تعریف شده‌اند (خداوردیزاده و همکاران، ۱۳۹۸). مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی با حذف اثرات ثابت از طریق حذف‌کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[1] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی[2] (ML) است برآورد می‌شود.

۴ - ۲. تصریح مدل و معرفی متغیرهای پژوهش

با توجه به هدف اصلی پژوهش حاضر که بررسی پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی است، با جستجوی گسترده در منابع و داده‌های موجود کووید-۱۹ و داده‌های مربوط به متغیرهای اقتصادی در ساخت شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی موردنظر این پژوهش، تعداد ۱۵۰ کشور براساس اهداف تحلیلی بانک جهانی کشورها براساس سطوح درآمدی به سه گروه درآمد بالا، متوسط و پایین در بازه زمانی ۲۰۲۰-۲۰۲۱ طبقه‌بندی شده و انتخاب گردید. به‌طورکلی ملاک انتخاب اصلی کشورها و دورهٔ

1. Non-Linear Least Squares
2. Maximum Likelihood

زمانی در این پژوهش، در دسترس‌بودن اطلاعات بوده است. پایگاه‌داده‌های پژوهش عبارتند از بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، سازمان همکاری ملل توسعه و در صورت لزوم از سایت بانک مرکزی و سایت آمار کشورها استفاده شده است.

متغیر آسیب‌پذیری اقتصادی در این پژوهش که به‌عنوان متغیر وابسته است؛ براساس روش بریگوگلیو از چهار مؤلفه به نام باز بودن تجاری، تمرکز صادرات، وابستگی به واردات استراتژیک و قرار گرفتن در معرض بلایای طبیعی تشکیل شده است. برای به‌دست آوردن شاخص آسیب‌پذیری براساس مؤلفه‌های ذکرشده از رویکرد بریگوگلیو (۲۰۱۴) پیروی خواهد شد که این فرآیند شامل سه مرحله است:

الف) نرمال‌سازی مشاهدات

ابتدا بایستی تمامی متغیرهای خام مربوط به هرکدام از مؤلفه‌ها استاندارد شوند. براساس رابطهٔ زیر، مشاهدات مربوط به هر شاخص از میانگین آن شاخص کسر خواهد شد و بر انحراف معیار مربوطه تقسیم می‌شود.

$$I_{qc} = \frac{X_{qc} + \bar{X}_{qc}}{se(X_{qc})} \quad (۵)$$

براساس این فرآیند و همچنین ویژگی فرم استاندارد داده‌ها مشاهدات هرکدام از شاخص‌ها بدون واحد می‌شوند و با هم قابل‌قیاس هستند و سپس با استفاده از رابطهٔ (۶) حداقل مقدار به‌دست آمده از مشاهدات مرتبط با هرکدام از شاخص‌ها از آن شاخص کسر می‌شود و سپس بر دامنهٔ تغییرات آن تقسیم خواهد شد.

$$I_{qc} = \frac{X_{qc} - min_{c(xq)}}{max_{c(xq)} - min_{c(xq)}} \quad (۶)$$

که در آن I_{qc} بیانگر مقدار استانداردشدهٔ مؤلفهٔ q برای کشورc وX_{qc} مقدار واقعی‌شدهٔ همان مشاهده است. $max_{c(xq)} - min_{c(xq)}$ بیانگر بیشترین و کمترین مقدار مشاهده‌شدهٔ همان مؤلفه q می‌باشد. پس از اتمام این محاسبه برای تمامی اجزا از میانگین جبری همهٔ شاخص‌ها، شاخص تاب‌آوری به‌دست می‌آید.

$$sc^T = \frac{1}{N}\sum_{qc=}^{N} I_{qc} \text{ , t = 1, 2...T} \quad (۷)$$

ب) هم‌جهت‌سازی

برای مؤلفه‌هایی که رابطهٔ عکس با شاخص تاب‌آوری دارند از رابطهٔ زیر استفاده خواهد شد.

$$I_{qc} = (-1)\frac{X_{qc} - min_{c(xq)}}{max_{c(xq)} - min_{c(xq)}} \quad (۸)$$

ج) وزن‌دهی

برای میانگین‌گیری مؤلفه‌های شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی میانگین ساده به‌کار برده می‌شود و به همهٔ مؤلفه‌ها وزنی برابر داده خواهد شد. این تعدیل مقادیر مشاهدات در یک متغیر خاص طیفی از مقادیر صفر تا یک را به خود می‌گیرد. هرچه عدد به‌دست‌آمده به یک نزدیک‌تر باشد، آن متغیر به ترتیب تأثیر نامطلوب‌تر یا مطلوب‌تر در محاسبهٔ شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی خواهد داشت.

سایر متغیرهای به‌کار رفته در مدل شامل تعداد مرگ‌ومیر بیماری کووید-۱۹ که معرف متغیر کووید-۱۹ است، تولید ناخالص داخلی سرانه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و متغیر وجوه ارسالی که به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی است که از سایت بانک جهانی گردآوری شده است. این متغیرها نیز به‌عنوان متغیرهای توضیحی مدل در نظر گرفته شده است.

در پژوهش حاضر با الهام از مطالعات بریگوگلیو (۲۰۱۴)، مارتی و پوراتس (۲۰۲۱) و بلوم و همکاران (۲۰۲۲) الگوی اقتصادسنجی مدل به‌صورت رابطهٔ (۹) تصریح شده است:

$$LOGEVI_{it} = \beta_0 LOG\ COVID-19_{it} + \beta_1 LOGGDPP_{it} + \beta_2 LOGREM_{it} + \beta_3 LOGFDI_{it} + G(q_{it}\cdot\gamma\cdot C) * [\alpha_0 LOGCOVID-19_{it} + \alpha_1 LOGGDPP_{it} + \alpha_2 LOGREM_{it} + \alpha_3 LOGFDI_{it}] + u_{it} \quad (۹)$$

که در آن $LOGERI_{it}$ نشان دهندهٔ شاخص تاب‌آوری اقتصادی، $LOG\ COVID-19_{it}$ نشان دهندهٔ تعداد مرگ و میر کووید-۱۹، $LOGGDPP_{it}$ نشان دهندهٔ تولید ناخالص داخلی سرانه، $LOGREM_{it}$ نشان دهنده وجوه ارسالی دریافتی (درصدی از تولید ناخالص داخلی)، $LOGFDI_{it}$ نشان دهندهٔ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور iام در سال t است.

۵. نتایج

۵ – ۱.آزمون‌های تشخیصی

به پیروی از مباحث مطرح‌شده در بخش روش‌شناسی، برای تصریح یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی، ابتدا بایستی آزمون خطی بودن در مقابل وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی انجام شود. در این آزمون فرضیه صفر بیانگر خطی‌بودن مدل و فرضیه مقابل نشانگر وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی است. همان‌طور که قبلاً بیان شده است، متغیر لگاریتم کووید-۱۹(مرگ و میر) به‌عنوان متغیر آستانه‌ای (انتقال) در نظر گرفته می‌شود. در صورت رد فرضیه صفر (مبنی بر اینکه بین متغیرها رابطهٔ خطی وجود دارد) و قبول فرضیه مقابل، روابط بین متغیرها از الگویی غیرخطی پیروی خواهد کرد و در این شرایط باید تعداد توابع آستانه‌ای (انتقال) موردنیاز برای تصریح کامل رفتار غیرخطی بین متغیرهای الگو مشخص شود.

جدول ۱: آزمون‌های وجود رابطهٔ غیرخطی در مدل آسیب‌پذیری اقتصادی

$H_0: r=0$ vs $H_1: r=1$	m=1			m=2		
آماره – سطح درآمدی	LM_F	LM_w	LRT	LM_F	LM_w	LRT
درآمد بالا	***۲۹/۷۴۳	***۵/۰۱۴	***۳۵/۹۱۴	***۳۱/۷۲۳	**۲/۵۰۰	***۳۸/۹۰۱
درآمد متوسط	***۱۵/۸۳۹	***۱۷/۰۸۱	***۱۶/۶۲۶	***۲۵/۸۶۴	*۱/۷۲۷	***۲۸/۰۵۷
درآمد پایین	**۱۱/۳۶۳	***۲۶/۲۲۲	***۱۳/۵۰۱	***۱۸/۸۳۴	*۱/۳۵۱	***۲۶/۰۰۹

(منبع: نتایج پژوهش)

یادداشت: ***، ** و * به‌ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد تابع انتقال (رژیم‌های حدی) است.

در پژوهش حاضر نتایج آزمون در جدول (۱) آورده شده است، با توجه به نتایج آزمون‌های سه گروه کشور با درآمد (بالا، متوسط، پایین)، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد[1]، ضریب لاگرانژ فیشر[2]، و نسبت درست‌نمایی[3] نشان می‌دهند که برای حد آستانه‌ای (m=1) و (m=2)، رابطهٔ بین متغیرها از یک الگوی غیرخطی تبعیت می‌کند. بر این اساس فرضیه صفر با توجه به احتمالات مربوط به هر آماره (در سطح ۵ درصد) رد شده و فرضیه مقابل r=1 پذیرفته می‌گردد، بنابراین رابطه غیرخطی بین متغیرها برقرار است.

پس از نتیجه‌گیری و اثبات وجود یک رابطه غیرخطی بین متغیرهای پژوهش، برای تعیین تعداد توابع انتقال (رژیم‌های حدی)، وجود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها بررسی می‌شود. در این جهت، فرضیه صفر، وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه مخالف، و وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی با دو تابع انتقال مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون سه گروه کشور درآمد بالا، متوسط و پایین در جدول (۲) گزارش شده است. بدین‌منظور، یک‌بار مدل را با m=1 و r بهینه مربوط به سه گروه کشور را برآورد کرده و مقادیر مربوط به آماره‌های اطلاعاتی ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست‌نمایی را در جدول (۲) قرار داده و بار دیگر مدل را با m=2 و r بهینه مربوط به آن برآورد و آماره‌های اطلاعاتی مذکور در جدول (۲) ثبت می‌گردد. با توجه به جدول (۲)، بنابراین در این الگو، یک تابع انتقال برای هر سه گروه کشور با درآمد بالا، متوسط و پایین و کشورهای منتخب قابل‌قبول است و هیچ نوع رابطهٔ غیرخطی باقیمانده‌ای وجود نخواهد داشت. درواقع، نتایج آماره‌های والد، فیشر و نسبت درست‌نمایی بیان می‌دارند که لحاظ کردن دو تابع انتقال از نوع LSTR1 برای توضیح رابطهٔ غیرخطی میان متغیرهای مدل در هر سه گروه کشور درآمد بالا، متوسط، پایین و منتخب کافی است.

جدول ۲: آزمون‌های وجود رابطهٔ غیرخطی باقیمانده در مدل آسیب‌پذیری اقتصادی

$H_0: r = 1$ vs $H_1: r = 2$	m=1			m=2		
	LM_F	LM_w	LRT	LM_F	LM_w	LRT
درآمد بالا	۱۴/۴۱۹**	۱۳/۰۵۶**	۱۵/۱۰۲***	۱۸/۲۰۲***	۰/۹۲۵*	۲۰/۲۸۲***
درآمد متوسط	۲۲/۷۱۹***	۱۶/۱۶۹***	۱۸/۹۸۹***	۵/۸۷۴*	۰/۳۰۹*	۵/۹۷۹*
درآمد پایین	۱۲/۸۴۱**	۲۱/۲۶۸***	۱۵/۶۷۱***	۱۷/۲۹۵***	۰/۳۱۱*	۰/۹۲۵*

(منبع: نتایج پژوهش)

یادداشت: ***، ** و * به‌ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

در ادامه پس از تعیین مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی با دو رژیم حدی، بایستی حالت بهینه میان دو رژیم حدی با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب گردد. در این مطالعه، دو مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی یا یک و دو حد آستانه‌ای برآورد شده و برای هرکدام از گروه کشورها مقادیر مجموع مجذور

1. Wald tests (LMW)
2. Fisher tests (LMF)
3. LRT tests (LRT)

باقیمانده‌ها، معیارهای شوارتز و آکائیک به‌عنوان معیارهایی که تعداد مکان‌های آستانه‌ای لازم برای تبیین بهتر مدل محاسبه شده است. تعیین تعداد حد آستانه‌ای بدین‌گونه است که برای هرکدام از حد آستانه‌های (m=1) و (m=2) حد آستانه‌ای که معیار مجذور باقیمانده‌ها، معیارهای شوارتز و آکائیک کمتری داشته باشد به‌عنوان آستانه انتخاب می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک رژیم حدی (تابع انتقال)

معیار	m=1			m=2		
	مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک
درآمد بالا	۰/۲۰۸	-۵/۱۸۴	-۵/۴۵۸	۰/۲۰۸	-۵/۱۱۱	-۵/۴۱۳
درآمد متوسط	۰/۱۲۶	-۷/۰۰۱	-۷/۰۱۴	۰/۱۲۷	-۶/۷۹۸	-۶/۵۸۸
درآمد پایین	۰/۰۰۷	-۷/۲۴۰	-۷/۶۷۱	۰/۰۰۵	-۷/۱۹۰	-۷/۱۶۴

(منبع: نتایج پژوهش)

با توجه به معیارهای مجذور باقیمانده‌ها و شوارتز و آکائیک، تعداد بهینه حد آستانه‌ای مشخص می‌شود. یک مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی با یک رژیم حدی است و نتایج حاصل از جدول (۳) حاکی از آن است که براساس معیارهای عنوان‌شده مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای، m=1 یعنی یک حد آستانه‌ای، مدل بهینه‌ای برای کشورهای منتخب است.

۵ - ۲. نتایج برآورد مدل

پس از تعیین تعداد تابع انتقال و حد آستانه‌ای بهینه، مدلی دو رژیمی برآورد می‌شود. نتایج این مدل در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد الگو **PSTR** برای آسیب‌پذیری اقتصادی

متغیر وابسته: آسیب‌پذیری اقتصادی		درآمد بالا	درآمد متوسط	درآمد پایین
متغیر توضیحی	رژیم	ضرایب رگرسیون	ضرایب رگرسیون	ضرایب رگرسیون
لگاریتم کووید-۱۹	بخش خطی	۰/۰۲۴۰***	۰/۰۳۷۶***	۰/۵۸۴۶***
	بخش غیرخطی	۰/۰۲۶۶***	۰/۱۸۹۴***	۰/۰۷۵۸**
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	بخش خطی	۰/۰۰۶۳***	۰/۷۹۳۱***	۵/۷۴۹۵***
	بخش غیرخطی	۰/۰۱۶۳*	-۰/۸۷۸۹***	۰/۷۳۲۷***
لگاریتم وجوه ارسالی	بخش خطی	۰/۰۶۸۴**	۰/۱۰۸۰***	۰/۰۱۴۶***
	بخش غیرخطی	-۰/۳۳۶۷***	-۰/۱۶۴۰***	-۰/۰۲۳۱***
لگاریتم سرمایه‌گذاری خارجی	بخش خطی	۰/۰۱۲۰**	۰/۱۷۶۴***	۰/۱۷۹۴***
	بخش غیرخطی	-۰/۱۰۳۷***	-۰/۲۴۶۳***	-۰/۱۹۶۵***
مقدار متغیر آستانه: لگاریتم کووید-۱۹		۵/۹۸۷۶	۶/۱۵۶۹	۳/۹۹۸۷
سرعت آستانه		۱/۰۸۸۶	۰/۷۲۹۱	۳/۲۰۸۰

(منبع: نتایج پژوهش)

یادداشت: ***، ** و * به‌ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، پارامتر شیب (سرعت انتقال) که بیانگر میزان سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است در کشورهای با درآمد بالا، متوسط، پایین و به‌ترتیب برابر ۰/۷۲۹۱،۱/۰۸۸۶، ۳/۲۰۸۰ برآورد شده است. همچنین مکان وقوع تغییر رژیم در کشورهای با درآمد بالا برابر ۵/۹۸۷۶، درآمد متوسط برابر ۶/۱۵۶۹ و درآمد پایین مقدار ۳/۹۹۸۷ است و مقدار آنتی‌لگاریتم هرکدام به‌ترتیب برابر ۹۷۱۸۵۱/۷، ۱۴۳۵۱۵۹/۹، ۹۹۷۰/۱ نفر مرگ‌ومیر است؛ لذا تا زمانی که مقدار پاندمی کووید-۱۹ (مرگ‌ومیر) در هرکدام از گروه کشورها کمتر از مقادیر آنتی‌لگاریتم به‌دست‌آمده باشد، رفتار متغیرها مطابق رژیم اول خواهد بود. درصورتی‌که مقدار پاندمی کووید-۱۹ بیشتر از مقادیر آنتی‌لگاریتم هر کدام از گروه کشورها باشد، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود.

ازآنجایی‌که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال و پارامتر شیب تغییر پیدا می‌کند و برای کشورهای مختلف در طول زمان یکسان نیست، درنتیجه مقادیر عددی جدول (۴) را به‌طور مستقیم نمی‌توان تفسیر کرد و صرفاً باید علامت‌ها را مورد تجزیه‌وتحلیل و بررسی قرارداد؛ لذا به‌منظور ارائهٔ درک روشن‌تری از نتایج حاصل‌شده، دو رژیم حدی برای کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین اثرات پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی بررسی می‌شوند.

رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال (کووید-۱۹) کمتر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر را دارا است و به‌صورت زیر مدل‌ها تصریح می‌گردد.

رژیم حدی اول برای کشورهای با درآمد بالا:

$$LOGEVI_{it} = +0/024LOG0COVID - 19_{it} + 0/0063LOGGDPP_{it} + 0/0684LOGREM_{it} + 0/0120LOGFDI_{it}$$

رژیم حدی اول برای کشورهای با درآمد متوسط:

$$LOGEVI_{it} = +0/0376LOGCOVID - 19_{it} + 0/7931LOGGDPP_{it} + 0/1080LOGREM_{it} + 0/1764LOGFDI_{it}$$

رژیم حدی اول برای کشورهای با درآمد پایین:

$$LOGEVI_{it} = +0/5846LOGCOVI - 19_{it} + 5/7495LOGGDPP_{it} + 0/1146LOGREM_{it} + 0/2965LOGFDI_{it}$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، اما مقدار متغیر انتقال (کووید-۱۹) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به‌صورت زیر مدل‌ها تصریح می‌شوند:

رژیم حدی دوم برای کشورهای با درآمد بالا:

$$LOGEVI_{it} = +0/0506LOGCOVID - 19_{it} + 0/0226LOGGDPP_{it} - 0/2683LOGREM_{it} - 0/917LOGFDI_{it}$$

رژیم حدی دوم برای کشورهای با درآمد متوسط:

$$LOGEVI_{it} = +0/227LOGCOVID-19_{it} - 0/0858LOGGDPP_{it} - 0/056LOGREM_{it} - 0/0699LOGFDI_{it}$$

رژیم حدی دوم برای کشورهای با درآمد پایین:

$$LOGEVI_{it} = +0/6604LOGCOVI-19_{it} + 6/4822LOGGDPP_{it} - 0/0085LOGREM_{it} - 0/0171LOGFDI_{it}$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود با توجه به نتایج دو رژیم، مشخص می‌گردد که متغیر پاندمی کووید-۱۹ (مرگ‌ومیر) در هر دو رژیم خطی و غیرخطی تأثیر مثبت (مستقیم) و معنادار در گروه کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین داشته است. بدین‌معنی که افزایش در پاندمی کووید-۱۹ (مرگ‌ومیر) منجر به افزایش میزان آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها شده است. این نتیجه در پژوهش‌های دیگر مانند برزیسکا و سزامرج[1] (۲۰۲۱) اثبات شده است که پاندمی کووید-۱۹ اثری مثبت و معنی‌دار بر آسیب‌پذیری کشورهای حوزۀ اتحادیه اروپا داشته است که بیشتر شامل کشورهای پردرآمد است.

در مورد متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه در گروه کشورهای با درآمد بالا نتیجه نشان می‌دهد که در هر دو رژیم خطی و غیرخطی علامت این متغیر مثبت (مستقیم) است. بدین معنی تولید ناخالص داخلی سرانه در طی سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ در این گروه کشورها با توجه به اثر به‌دست‌آمده، موجب افزایش آسیب‌پذیری اقتصادی شده است. زاگوسسکا و همکاران[2] (۲۰۲۰) در پژوهشی دربارۀ تأثیر پاندمی کووید-۱۹ بر تولید ناخالص داخلی سرانه برای شش‌ماهه اول ۲۰۲۰ اتحادیه اروپا اثبات کرده‌اند که همه‌گیری کووید-۱۹ باعث کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه شده است. علامت متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای با درآمد متوسط در رژیم خطی مثبت (مستقیم) بوده است و بیانگر این حقیقت است که همه‌گیری کووید-۱۹ تا قبل از مقدار آستانه منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه شده که در نتیجۀ این عملکرد، آسیب‌پذیری اقتصادی در این گروه کشورها افزایش پیدا کرده است. اما با عبور از مقدار آستانه ۱۴۳۵۱۵۹/۹ نفر مرگ‌ومیر اثر منفی شده است و تأثیر عکس بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی داشته است؛ یعنی با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه میزان آسیب‌پذیری این گروه کشورها کاهش پیدا کرده است. متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای با درآمد پایین در هر دو رژیم خطی و غیرخطی دارای اثری مثبت و معنادار بر آسیب‌پذیری اقتصادی است و نکتۀ قابل‌توجه اینکه بعد از آستانه ۹۹۷۰/۱۱ نفر مرگ‌ومیر، اثر مثبت کاهش پیدا کرده است؛ ولی همچنان کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه، اثر مثبت بر آسیب‌پذیری اقتصادی را در این گروه کشورها به‌همراه داشته است. در مورد سایر متغیرهای توضیحی مانند متغیر وجوه ارسالی در رژیم خطی در گروه کشورهای

1. Brzyska & Szamrej

2. Zagurska et al.

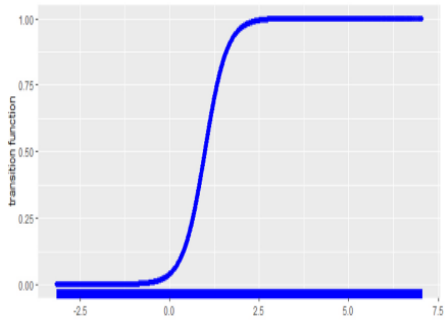
با درآمد بالا، متوسط، پایین و منتخب دارای اثری مثبت و مستقیم است. در کشورهای با درآمد بالا قبل از مقدار آستانه ۹۷۱۸۵۱/۷ به دلیل افزایش ارسال وجوه به کشورهای عاملان و کارگران مهاجر تا حدی آسیب‌پذیری اقتصادی این گروه کشورها را افزایش داده است. کشورهای با درآمد متوسط و پایین و منتخب، چون بر اقتصاد آن‌ها تأثیر می‌گذارد، به دلیل کاهش فعالیت‌های اقتصادی عاملان و کارگران مهاجر که نتیجهٔ اجرای اقدامات دولت‌ها ازجمله سیاست‌های قرنطینه، فاصلهٔ اجتماعی، محدودیت تردد و ... در جهت کاهش پاندمی کووید-۱۹، دارای اثری مثبت بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی این گروه کشورها داشته است؛ یعنی آسیب‌پذیری اقتصادی آن‌ها را افزایش داده است. اما در هر سه گروه کشور با عبور از مقدار آستانه، افزایش وجوه ارسالی دارای اثری عکس بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی بوده و منجر به کاهش آسیب‌پذیری در گروه کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین شده است. کپودار و همکاران[1] (۲۰۲۲) این نتیجه را اثبات کرده‌اند که پاندمی کووید-۱۹ اثری مثبت و معنادار بر وجوه ارسالی در ۵۲ نمونه کشور درحال توسعه داشته است و پاندمی کووید-۱۹ مقدار آن را کاهش داده است و افزایش قرنطینه و محدودیت‌های تردد در بلندمدت وجوه ارسالی را میرا خواهد کرد.

متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رژیم خطی برای کشورهای با درآمد بالا، متوسط، پایین و منتخب دارای اثری مثبت و مستقیم بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی بوده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده قبل از مقدار آستانه، پاندمی کووید-۱۹ و مرگ‌ومیر ناشی از آن، موجب کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شده است و این کاهش، یکی از عوامل افزایش آسیب‌پذیری اقتصادی در این گروه کشورها است. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت، بحران پاندمی کووید-۱۹ باعث متوقف‌شدن تمام فعالیت‌های اقتصادی ازجمله برنامه‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، به‌ویژه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. حق ریسک بیمه سرمایه‌گذاری در هر سه گروه کشور در نیم‌سال اول ۲۰۲۰ هزینهٔ سرمایه را افزایش و سرمایه‌گذاری را به میزان قابل‌توجهی کاهش داده است. اما بعد از عبور از مقدار آستانه در سه گروه کشور در رژیم غیرخطی علامت متغیر منفی شده و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثری عکس را بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها داشته است. یعنی با کاهش پاندمی کووید-۱۹ میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش پیدا کرده و اثری کاهشی را بر آسیب‌پذیری اقتصادی گروه کشورها فراهم کرده است.

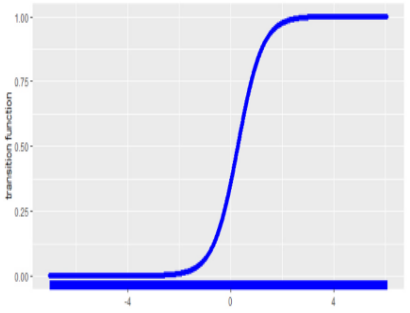
درنهایت از مقایسه سه گروه کشور از حیث تأثیر پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری چنین برمی‌آید که همه‌گیری بیماری اثری مثبت (مستقیم) و معنادار بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورهای با درآمد بالا، متوسط، پایین و منتخب داشته است و منجر به افزایش آسیب‌پذیری اقتصادی شده است. دیگر متغیرها با توجه به نوع گروه کشورها از نظر شرایط اقتصادی و اجرای سیاست‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی در دوران پاندمی کووید-۱۹، میزان آسیب‌پذیری آن‌ها و توان مقابله در برابر این

1. Kpodar et al.

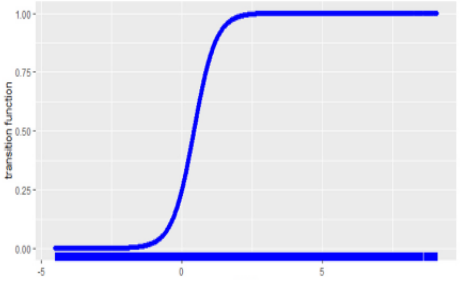
شوک، دارای اثرگذاری مثبت یا منفی بوده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده، فرضیهٔ پژوهش دال بر اینکه پاندمی کووید-۱۹ دارای اثری معنادار بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین می‌شود را مورد تأیید قرار می‌دهد.



درآمد بالا



درآمد متوسط



درآمد پایین

شکل ۱: نمودار تابع لاجستیک مربوط تغییر رژیم

(منبع: نتایج پژوهش)

نمودار شکل (۱) تابع انتقال کووید-۱۹ را نشان می‌دهد که در کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین با شیب ملایم به ترتیب ۱/۰۸۸۷، ۰/۷۲۹۱ و ۳/۲۰۸ تغییر رژیم مشاهده می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری

ازآنجایی‌که سیستم‌های بهداشت عمومی در جهان به‌طور مداوم تکامل و بهبود می‌یابند، همچنان جهان می‌تواند در معرض شوک‌های ناشی از بیماری‌های واگیر قرار گیرد که اقتصادها را در توقف ناگهانی فرومی‌برد. هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها با سطوح درآمدی بالا، متوسط و پایین است. این بررسی برای ۱۵۰ کشور و با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی در بازهٔ زمانی ۲۰۲۰-۲۰۲۱ صورت‌گرفته است. بدین‌منظور، برای محاسبهٔ شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی از روش بریگوگلیو استفاده شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، تأثیر پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی برای کشورهای با درآمد بالا، متوسط، و پایین مقادیر سرعت آستانه که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است، به ترتیب برای

هر سه گروه کشور برابر با ۱/۰۸۸۶، ۰/۷۲۹۱ و ۳/۲۰۸۰ است و نشان‌دهندهٔ آن است که انتقال از رژیم خطی به غیرخطی در گروه کشورهای با درآمد پایین با سرعت بالاتری نسبت به کشورهای درآمد بالا و کشورهای درآمد متوسط صورت می‌گیرد. مقدار آستانه به‌ترتیب برای سه گروه کشور برابر با ۵/۹۸۷۶، ۶/۱۵۶۹ و ۳/۹۹۸۷ که مقادیر آنتی‌لگاریتم هرکدام به‌ترتیب برابر ۹۷۱۸۵۱/۷، ۱۴۳۵۱۵۹/۹ و ۹۹۷۰/۵ نفر مرگ‌ومیر است. تا زمانی که مقدار پاندمی کووید-۱۹ (مرگ‌ومیر) کمتر از مقدار آستانه‌های موردنظر باشد رفتار متغیرها براساس رژیم خطی خواهد بود و اگر مقدار پاندمی کووید-۱۹ بیشتر از مقدار آستانه باشد رفتار متغیرها مطابق رژیم غیرخطی خواهد بود.

نتایج حاصل از تخمین اثر پاندمی کووید-۱۹ بر آسیب‌پذیری اقتصادی براساس رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی برای سه گروه کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین نشان می‌دهد که دارای اثری مثبت و معنادار در هر دو رژیم خطی و غیرخطی بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی است. بدین معنی که افزایش پاندمی کووید-۱۹ (مرگ‌ومیر)، افزایش آسیب‌پذیری اقتصادی را به همراه خواهد داشت. متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای با درآمد بالا و پایین در هر دو رژیم خطی و غیرخطی دارای اثر مثبت و معنادار بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی است که به کاهش میزان تولید ناخالص داخلی سرانه این دو گروه کشور در دوران همه‌گیری بیماری اشاره دارد. در کشورهای با درآمد متوسط، متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه در رژیم خطی دارای اثری مثبت و معنادار بر آسیب‌پذیری اقتصادی بوده است، اما با عبور از مقدار آستانه در هر دو گروه کشورهای با درآمد متوسط دارای اثری منفی و کاهشی بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی در این گروه کشورها است. متغیر وجوه ارسالی در گروه کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین تا قبل از مقدار آستانه دارای اثری مثبت بر آسیب‌پذیری اقتصادی بوده،؛ ولی با گذر از مقدار آستانه تأثیر منفی و معنادار بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی داشته است. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌دلیل کاهشی که در دوران پاندمی کووید-۱۹ داشته است در سه گروه کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین در رژیم خطی دارای اثری مثبت و معنی‌دار بر روی آسیب‌پذیری اقتصادی است، اما با عبور از مقدار آستانه تغییر علامت داده و اثری منفی بر آسیب‌پذیری اقتصادی خواهد گذاشت.

در پایان با توجه به نتایج پژوهش توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شود:

- ارتقای زیرساخت‌های بهداشتی و درمانی: سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت و درمان باعث افزایش توانایی بیمارستان‌ها، تجهیز مراکز بهداشتی و ایجاد شبکه‌ای مؤثر از مراکز بهداشتی و درمانی می‌شود.
- توسعه و اجرای طرح‌های کنترل عفونت: اجرای طرح‌های کنترل عفونت مثل شست‌وشوی دست‌ها، استفاده از ماسک‌ها و حفظ فاصلهٔ اجتماعی به کاهش انتقال بیماری‌ها کمک می‌کند؛
- توجیه عمومی و آموزش: اطلاع‌رسانی به جامعه و آموزش دربارهٔ رفتارهای بهداشتی می‌تواند آگاهی‌بخشی بیشتری به مردم برای کنترل بیماری‌ها ایجاد کند؛

- بررسی پاسخ‌های مشترک و اقدامات هماهنگ با هدف کاهش آسیب‌پذیری و آمادگی بازیابی مؤثر؛
- پنجره‌های تأمین مالی سریع و کافی برای کالاهای عمومی که در شروع همه‌گیری فعال می‌شوند؛
- ظرفیت تولید منطقه‌ای متنوع برای واکسن‌ها، آزمایش‌ها و داروها و به‌اشتراک گذاشتن فناوری و دانش پزشکی؛
- افزایش سرمایه‌گذاری در نظارت بر بیماری در سطوح جهانی، منطقه‌ای و ملی، در تاب‌آوری و پایداری سیستم‌های ملی، بهداشت عمومی و تحقیق و توسعه برای آماده‌سازی و امکان تحویل سریع‌تر و اقدامات متقابل پزشکی به‌عنوان‌مثال: هدف ساخت واکسن‌های امن و مؤثر در برابر هر ویروس.

تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافعی در تحقیق حاضر ندارند.

مشارکت نویسندگان

همهٔ نویسندگان به یک اندازه در نگارش پژوهش حاضر نقش دارند.

References

Agbe, G. M. (2020). Impact of the COVID-19 pandemic on poverty in MENA countries. *Focus on child poverty https://www. coronavirus. Thu. edu/map*.

Akter, S., & Mallick, B. (2013). The poverty–vulnerability–resilience nexus: Evidence from Bangladesh. *Ecological Economics*, *96*, 114-124

Alwang, J., Siegel, P. B., & Jorgensen, S. L. (2001). Vulnerability: a view from different disciplines. *Social protection discussion paper series*, 115, 60

Amani, R., Ghaderi, S., & Ahmadzadeh, K. (2022). Covid-19 and Inflation Rate: An Evidence for OECD Countries. *Iranian Journal of Economic Studies*, *11*(1), doi: 10.22099/ijes.2023.43481.1825

Amiri, H., Pirdadeh Beyranvand, M., Norouzi Amogin, F., & Alizadeh, S. (2018). Estimation Vulnerability and Resilience Indicators in Iran Economy. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *6*(23), 434-455. doi: 10.32598/JMSP.6.3.434 [In Persian]

Angeon, V., & Bates, S. (2015). Reviewing composite vulnerability and resilience indexes: A sustainable approach and application. *World Development*, *72*, 140-162.

Asongu, S. A., Diop, S., & Nnanna, J. (2021). The geography of the effectiveness and consequences of Covid-19 measures: Global evidence. *Journal of Public Affairs*, *21*, 85-105

Ataguba, J.E. (2020). COVID-19 pandemic, a war to be won: Understanding its economic implications for Africa. *Applied Health Economics and Health Policy* ,*18*, 325–328

Atkins, J. P., Mazzi, S., & Easter, C. D. (2000). A Commonwealth vulnerability index for developing countries. London: *Commonwealth Secretariat, Economic Paper*, *40*.

Baldwin, R., & di Mauro, B. W. (2020). Introduction. In R. Baldwin & B. W. di Mauro (Eds.), Economics in the Time of COVID-19. https://cepr. rg/publications/books-and-reports/economics-time-covid-19

Barua, S. (2020). Understanding Coronanomics: The economic implications of the coronavirus (COVID-19) pandemic. Available at SSRN 3566477.

Basouli, M., & Jabbari, G. (2021). The Relationship between Crisis Management and Community Resilience in Tourism Destination at Corona Crisis Case Study: Hamedan City. *Urban Tourism*, *8*(1), 33-48. doi: 10.22059/jut.2021.318782.884 [In Persian]

Beck, T. (2020). Finance in the times of coronavirus. In Baldwin, R. and di Mauro, B.W. (eds). Economics in the Time of COVID-19. A VoxEU.org Book, Centre for Economic Policy Research, London. Accessed 26 March 2020 at: https://voxeu.org/system/files/epublication/COVID-19.pdf

Bloom, D. E., Kuhn, M., & Prettner, K. (2022). Modern infectious diseases: macroeconomic impacts and policy responses. *Journal of Economic Literature*, *60*(1), 85-131.

Boissay, F., & Rungcharoenkitkul, P. (2020). *Macroeconomic effects of Covid-19: an early review* (No. 7). Bank for International Settlements.

Boone, L. (2020). Coronavirus: the world economy at risk. *OECD economic outlook, 10.*

Booth, S. A. (2015). *Crisis management strategy: Competition and change in modern enterprises*. Routledge.

Briguglio, L (1997). Alternative Economic Vulnerability Indices for Developing Countries. Report prepared for the Expert Group on Vulnerability Index. UN(DESA). 17-19 December 1997.

Briguglio, L. (1995). Small island developing states and their economic vulnerabilities. *World Development*, *23*(9), 1615-1632

Briguglio, L. (2014). *A Vulnerability and Resilience Framework for Small States. Report Prepared for the Commonwealth Secretariat*. Tal-Qroqq: University of Malta.

Briguglio, L., & Galea, W. (2003). Updating and augmenting the economic vulnerability index. Occasional Reports on Islands and Small States, No. 2004/4. Malta: Islands and Small States Institute of the University of Malta. Retrieved from

Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N., & Vella, S. (2008). *Economic vulnerability and resilience*. United Nations University (UNU). World Institute for Development Economics Research (WIDER).

Brzyska, J., & Szamrej-Baran, I. (2021). Covid-19 Economic Vulnerability Index: EU Evidence. *Procedia Computer Science*, *192*, 3551-3559.

Cecchetti, S.G. & Schoenholtz, K.L. (2020). Contagion: Bank runs and COVID-19. Baldwin, R. and di Mauro, B.W. (eds). Economics in the Time of COVID-19. AVoxEU. org Book, Centre for Economic Policy Research, London. Accessed 26 March 2020 at: https://voxeu.org/system/files/epublication/COVID-19.pdf.

Chen, S., Igan, D. O., Pierri, N., Presbitero, A. F., Soledad, M., & Peria, M. (2020). Tracking the economic impact of COVID-19 and mitigation policies in Europe and the United States. *IMF Working Papers*, *2020*(125), 362-386.

Chiou.T. Y, KaiChan.H, Ettice. F, HoChung.S. (2011). The influence of greening the suppliers and green innovation on environmental performance and competitive advantage in Taiwan's Transportation. *Research Part E: Logistics and Transportation Review, 47*(6), 822-836.

Chitiga-Mabugu, M., Henseler, M., Mabugu, R., & Maisonnave, H. (2021). The economic and distributional impact of COVID-19: Evidence from macro-micro modelling of the South African economy. *South African Journal of Economics*, *89*(1), 82-94.

Cochran, J.H. (2020). Coronavirus monetary policy. In Baldwin, R. and di Mauro, B.W. (eds). Economics in the Time of COVID-19. A VoxEU.org Book, Centre for Economic Policy Research, London. Accessed 26 March 2020 at: https://voxeu.org/system/files/epublication/COVID-19.pdf.

Colletaz, G. & Hurlin, C. (2006). Threshold Effects of the Public CapitProductivity: An International Panel Smooth Transition Approach. Working Paper, 1/2006, LEO, Université d'Orléans.

Correia, S., Luck, S., & Verner, E. (2022). Pandemics depress the economy, public health interventions do not: Evidence from the 1918 flu. *The Journal of Economic History*, *82*(4), 917-957.

Danielsson, J., Macrae, R., Vayanos, D., & Zigrand, J. P. D. (2020). We shouldn't be comparing the coronavirus crisis to 2008-this is why. *Global Agenda, 2008*.95, 58-79

Davradakis, E., Zwart, S., Marchitto, B., & Santos, R. (2020). *The EIB Covid-19 economic vulnerability index-An analysis of countries outside the European Union*. European Investment Bank

Diop, S., Asongu, S. A., & Nnanna, J. (2021). Global health pandemics usually impact economies and indicate their degree of vulnerability resilience. *International Social Science Journal*, *71*(S1), 37-50.

Dontoh, A., Elayan, F. A., Ronen, J., & Ronen, T. (2021). Unfair "Fair Value" in illiquid markets: Information spillover effects in times of crisis. *Management Science*, *67*(8), 5163-5193.

Fernandes, N. (2020). Economic effects of coronavirus outbreak (COVID-19) on the world economy. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3557504.

Fok, D., Van Dijk, D. & P. Franses (2004). A Multi-Level Panel STARModel for US Manufacturing Sectors. *Working Paper, University of Rotterdam*.

Fornaro, L., & Wolf, M. (2020). Covid-19 coronavirus and macroeconomic policy. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3560337.

Ghiathund, A., Sadaqat Parast, E., Gholamreza, S. & Sanai Moghadam, M. (2013). The general policy of resistance economy, a review of the world literature on national resilience. Vice President of Economic Research of the Islamic Council. https://rc.majlis.ir/fa/report/download/881024. [In Persian]

Gonzalez, A., Terasvirta, T., Van Dijk, D. (2005). Panel Smooth TransitionRegression Models. *SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, (604), 1-33.

Gourinchas, P. O. (2020). Flattening the pandemic and recession curves. Mitigating the COVID Economic Crisis: Act Fast and Do Whatever, 31 individuals' stature and type 2 diabetes status: propensity score analysis." *Environmental health insights*, *13*, 1178630219836975

Guan, D., Wang, D., Hallegatte, S., Davis, S. J., Huo, J., Li, S., ... & Gong, P. (2020). Global supply-chain effects of COVID-19 control measures. *Nature human behaviour*, *4*(6), 577-587.

Guillaumont, P. (2009). An economic vulnerability index: its design and use for international development policy. *Oxford Development Studies*, *37*(3), 193-228.

Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, *93*, 345-368.

Harjes, T., Hofman, D., Nier, E., & Olafsson, T. (2020). Monetary and financial policy responses for emerging market and developing economies. *IMF Special Series Notes, Washington, DC, June*.

Holding, P. A., & Snow, R. W. (2001). Impact of Plasmodium falciparum malaria on performance and learning: review of the evidence. *The Intolerable Burden of Malaria: A New Look at the Numbers: Supplement to Volume 64 (1) of the American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*.

IMF, 2021a. *Policy Tracker*. https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Policy-Responses-to- COVID-19.

Ivanov, D. (2020). Predicting the impacts of epidemic outbreaks on global supply chains: A simulation-based analysis on the coronavirus outbreak (COVID-19/SARS-CoV-2) case. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, *136*, 101922.

Jude, E. (2010). Financial Development and Growth: A Panel SmoothRegression Approach. *Journal of Economic Development*, 35, 15-33.

Kolivand, P. H., & Kazemi, H. (2021). The Effects of COVID-19 on Mental Health, Socio-Economic Issues, and Social Interactions in Tehran: A Pilot Study [Research --- Open Access, CC-BY-NC]. *The Neuroscience Journal of Shefaye Khatam*, *9*(2), 100-110. https://doi.org/10.52547/shefa.9.2.100. [In Persian]

Kpodar, K., Mlachila, M., Quayyum, S., & Gammadigbe, V. (2022). Defying the odds: Remittances during the Covid-19 pandemic. *The Journal of Development Studies*, 1-18.

Lee, A., & Cho, J. (2016). The impact of epidemics on the labor market: identifying victims of the Middle EastRespiratory Syndrome in the Korean labor market. *International journal Forequity in health*, *15*(1), 196.

Lee, S & Posenau, K & Stebunovs, (2017), The Anatomy of Financial Vulnerabilities and Crises, Federal Reserve Board. At: www. federalreserve.gov/pubs/ifdp/

Marti, L., & Puertas, R. (2021). European countries' vulnerability to COVID-19: Multicriteria decision-making techniques. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *34*(1), 3309-3320.

Matani, H. (2019). Study of the Effects of the Corona Virus on the Global Economy. *Scientific Quarterly Journal of Social Impact Assessment*, *11*(2), 163-181. [In Persian]

McKibbin, W., & Fernando, R. (2021). The global macroeconomic impacts of COVID-19: Seven scenarios. *Asian Economic Papers*, *20*(2), 1-30.

Nokes, C., Grantham-McGregor, S. M., Sawyer, A. W., Cooper, E. S., & Bundy, D. A. P. (1992). Parasitic helminth infection and cognitive function in school children. *Proceedings of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences*, *247*(1319), 77-81.

Novoa, R. I. B. (2021). Macro and Microeconomic Analysis of the Impact of the COVID-19 Pandemic in Chile and the Projections of the Central Banks. *International research journal of management, IT and social sciences*, *8*(3), 236-245.

OECD. (2020c). Evaluating the initial impact of Covid-19 containment Measures on economic activity.

Pujawan, I. N., & Bah, A. U. (2022). Supply chains under COVID-19 disruptions: literature review and research agenda. In *Supply Chain Forum: An International Journal, 23*(1), 91-95.

Rahimi, F. (2022). Investigating the Impact of the Corona Virus (Covid-19) on Economic Development and the Tourism Industry. *Applied Economics Quarterly, 12*(40), 53-65. [In Persian]

Ruiz Estrada, M. A., Koutronas, E., Park, D., Khan, A., & Tahir, M. (2022). The impact of COVID-19 on the economic performance of Wuhan, China (2019–2021). *Quality & quantity*, 1-16.

Sakhaei, E., Khorsandi, M., Mohammadi, T., & Arbab, H. (2020). Investigating the Effects of Shock Caused by Covid-19 Virus on Iran's Economy: A GVAR Approach. *Journal of Economics and Modeling*, *11*(2), 125-153. doi: 10.29252/jem.2021.185229.1492 [In Persian]

Salvatore, D. (2020). Growth and trade in the United States and the world economy: Overview. *Journal of Policy Modeling*, *42*(4), 750-759.

Sodhi, M. S. (2016). Natural disasters, the economy and population vulnerability as a vicious cycle with exogenous hazards. *Journal of Operations* Management, *45*, 101-113.

TAHERINIA, M., & hasanvand, a. (2020). Economic consequences of Covid-19 disease on the Iranian economy; With an emphasis on employment [Research]. *Quarterly Journal of Nursing Management*, *9*(3), 43-58. http://ijnv.ir/article-1-737-en.html [In Persian]

Taherpoor, J. (2018). The Impact of Economic Resilience and Vulnerability on Labor Productivity [Applicable]. *Journal of Economic Modeling Research*, *9*(31), 197-227. https://doi.org/10.29252/jemr.8.31.197 [In Persian]

Taherpoor, J., & A, S. (2018). Position of Iran's Economic Vulnerability and Resilience among Oil-Dependent Countries. *Majlis and Rahbord*, *25*(93), 121-148. [In Persian]

Velde te, W. (2021). The economic impact of coronavirus: five lessons and challenges. In ph, MacCan&, Vorley (eds.). Productivity and the pandemic: challenges and insights from Covid-19 (pp. 1_21) London: Edward Elgar publishing.

Williams, S., & Schaefer, A. (2013). Small and medium-sized enterprises and sustainability: Managers' values and engagement with environmental and climate change issues. *Business Strategy and the Environment, 22*(3), 173-186.

World Health Organization. (2020). Coronavirus disease (COVID-19). *situation report*, 182.

Zagurska-Antoniuk, V., Suprunova, I., & Zavalii, T. (2020). The potential impact of the COVID-19 pandemic on GDP per capita in European countries. *Public Policy and Accounting, 2*(2), 3-12.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 143-173

COVID-19 and Economic Vulnerability in Countries with Different Income Levels A Panel Smooth Transition Regression Approach

Sedigheh Hossaini[1]
Saman Ghaderi[2]
Zana Mozaffari[3]
Ramin Amani[4]

Received: 2023/07/13 Accepted: 2023/08/04

Introduction
The Covid-19 pandemic, as one of the recent world crises, has brought costs to the economies, which has drawn the attention of researchers and politicians to the concept of economic vulnerability in the form of a warning index to evaluate this external shock. The main aim of this study is to investigate the impact of the COVID-19 pandemic on economic vulnerability in high, medium, and low-income levels countries. This study was conducted for 150 countries using the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) approach over 2020-2021. In this regard, the Briguglio method was used to calculate the Economic Vulnerability Index. The results of this research indicate that the COVID-19 pandemic has had a positive and significant effect on the economic vulnerability of countries. The linear test results confirm the non-linear relationship between the variables. Moreover, by considering a transfer function with a threshold parameter (the level of COVID-19 morbidity and mortality), a two-regime model is presented to specify the non-linear relationship between the pattern variables for three groups of high, medium, and low-income countries. The slope parameter (transfer rate) for these three groups of countries is 5.9876, 6.1569, and 3.9987, respectively. The model estimation results show that in both linear and non-linear regimes, COVID-19 has a positive impact on the economic vulnerability of countries with high, medium, and low incomes, meaning that an increase in the COVID-19 pandemic has led to a decrease in the economic vulnerability of these groups of countries.

1. M.Sc. in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Iran. Email: sdihossaini@gmail.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Iran. (Corresponding Author) Email: s.ghaderi@uok.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Iran. Email: z.mozaffari@uok.ac.ir
4. Ph.D. Student in Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, University of Tarbiat Modares, Tehran, Iran. Email: r.amani@modares.ac.ir

Methodology

Through extensive research and data collection, a sample of 150 countries for the period 2020-2021 has been selected. The primary criterion for selecting countries and the period is the availability of data. The research database includes sources such as the World Bank, the International Monetary Fund, and the United Nations Development Organization. The dependent variables in this study are the Vulnerability Index. The Vulnerability Index is constructed based on the Briguglio method using four components: 1) Trade openness 2) Export concentration 3) Dependency on strategic imports, and 4) Exposure to natural disasters. Other variables included in the model are the number of COVID-19 deaths, per capita gross domestic product (GDP), foreign direct investment, and remittances as a percentage of GDP, which have been collected from the World Bank and other reliable sources. This study used Panel Smooth Transition Regression (PSTR) approach. PSTR is a statistical model that is commonly used to analyze the non-linear relationships between economic variables. This model is particularly useful for investigating the behavior of variables that exhibit non-linear patterns or changes in their behavior over time. PSTR is a flexible model that can be used to capture the complex relationships between different variables, making it a popular choice in various fields, such as economics, finance, and social sciences. The PSTR model is an extension of the Smooth Transition Regression (STR) model, which is a non-linear regression model that allows for the specification of the transition function between two different regimes. In the PSTR model, the transition function is extended to include panel data, which allows for the analysis of the non-linear relationships between variables across multiple units, such as countries or firms, over time. PSTR is a powerful tool for analyzing the impact of various economic factors on different regions or countries. For example, it can be used to investigate whether the impact of a particular economic policy or event is uniform across different countries or regions, or whether it varies depending on the level of economic development or other relevant factors. Additionally, PSTR can be applied to different types of data, including cross-sectional, time series, and panel data, making it a versatile tool for analyzing a wide range of economic phenomena.

Results and Discussion

the vulnerability model indicates that the slope parameter, which represents the speed of transition from one regime to another, is equal to 1191.414, and the regime change location is 435.6, with the logarithm of its anti-value being 2213094. Therefore, as long as the COVID-19 pandemic (mortality) value is less than the anti-logarithm values, the variables will behave according to the first regime. If the value of the COVID-19 pandemic exceeds the anti-logarithm values, the variables will follow the second regime. Based on the results of the two regimes, it is evident that the COVID-19 pandemic variable has had a positive and significant impact, both linear and nonlinear on countries. This means that the increase in the COVID-19 pandemic has led to an increase in the economic

vulnerability of countries. In other studies, such as Brzyska & Szamrej (2021), Marti (2021), and Puertas, it has been demonstrated that the COVID-19 pandemic has had a positive and significant effect on the vulnerability of countries in the European Union, which mostly includes high-income countries.

Conclusion

This paper examines the impact of the COVID-19 pandemic on economic vulnerability in 150 countries during 2020-2021. The results obtained from the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model confirm a nonlinear relationship between the variables and the presence of two threshold regimes with a threshold for economic vulnerability and model. It also indicates that the COVID-19 pandemic has a positive effect on vulnerability. This means that an increase in the COVID-19 pandemic has led to an increase in vulnerability and a decrease in economic resilience in these countries.

Keywords: Pandemic, Covid-19, Economic Vulnerability, Panel Smooth Transition Regression Approach, Income Levels
JEL Classification: I18, C33, O10

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۱۷۵-۲۰۰

تخمین سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص سرمایه: شواهدی از کارگاه‌های صنعتی در اقتصاد ایران[۱]

سید مهدی حسینی معصوم[۲]
دکتر امینه محمودزاده[۳]
دکتر سید علی مدنی‌زاده[٤]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/٤/۹ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/٥/۲۰

چکیده

در این پژوهش به تخمین سهم عوامل مختلف مؤثر بر سوءتخصیص سرمایهٔ فیزیکی در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. بدین‌منظور از یک مدل تعادل عمومی استفاده می‌شود که در آن عواملی همچون هزینهٔ تعدیل سرمایه، نااطمینانی (در سطح بنگاه) و ناهمگنی در قدرت بازار و توابع تولید بنگاه‌ها وجود دارند. با تخمین پارامترهای مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، می‌توان سهم هرکدام از این عوامل در سوءتخصیص را محاسبه کرد. در این پژوهش از دادهٔ تابلویی کارگاه‌های صنعتی ایران در آخرین بازهٔ در دسترس (۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲) برای محاسبهٔ گشتاورها و تخمین پارامترهای مدل استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد می‌توان تا بیش از ۸۰ درصد سوءتخصیص مشاهده‌شده در اقتصاد ایران را به سه عامل هزینه‌های تعدیل، ناهمگنی در تابع تولید و ناهمگنی در قدرت بازار بنگاه‌ها نسبت داد. در مقایسه با مطالعات مشابه، نقش هزینه‌های تعدیل در ایران به‌طور قابل‌توجهی بیشتر از سایر کشورها است. همچنین نشان داده می‌شود سوءتخصیص طی بازهٔ زمانی مورد مطالعه افزایش یافته و این امر ناشی از افزایش نقش اختلال‌ها در اقتصاد بوده است.

واژگان کلیدی: اقتصاد ایران، سوءتخصیص، سرمایهٔ فیزیکی، کارگاه‌های صنعتی
طبقه‌بندی JEL: D22, D24, D25, E22, G31

---

۱. این مقاله از پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد سید مهدی حسینی معصوم در دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف استخراج شده است. نویسندگان از ریاست محترم مرکز آمار ایران، دکتر جواد حسین‌زاده و کارکنان این مرکز برای همکاری و در اختیار گذاشتن داده‌ها صمیمانه تشکر می‌کنند. همچنین از داوران پایان‌نامه، آقایان دکتر محمدحسین رحمتی و دکتر حسین جوشقانی برای نظرات مفیدشان قدردانی می‌کنیم. حسینی معصوم از آقای حمیدرضا عظیمی‌نیا برای ارائهٔ راهنمایی‌های راهگشا سپاسگزار است.

۲. دستیار پژوهشی در مقطع پیشادکتری، مدرسه اقتصاد لندن، لندن، انگلستان.
s.m.hosseini-maasoum@lse.ac.uk, (LSE)

۳. استادیار دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
mahmoodzadeh@sharif.edu

٤. استادیار دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران. madanizadeh@sharif.edu

۱. مقدمه

دلیل تفاوت در ثروت، تولید و رفاه سرانهٔ کشورهای مختلف همواره از پرسش‌های مهم علم اقتصاد بوده است. جمع‌بندی کلی ادبیات آن است که نهاده‌های تولید بخش قابل‌توجهی از تفاوت درآمد سرانهٔ بین کشورها را توضیح نمی‌دهد و تفاوت اصلی کشورها در بهره‌وری کلی عوامل تولید (TFP)[1] نهفته است (هال و جونز[2]، ۱۹۹۹). در پاسخ به این سؤال جدید که چه عواملی باعث تفاوت در TFP کشورها می‌شوند ادبیات به دو دستهٔ کلی تقسیم می‌شود. دستهٔ اول ایدهٔ «عدم به‌کارگیری فناوری‌های برتر» را مطرح می‌کنند که در آن بنگاه‌های کشورهای درحال توسعه به دلایل مختلف (از جمله دخالت‌های مخرب دولت مانند اعطای انحصار، محدود کردن تجارت خارجی و عدم حفاظت از حقوق مالکیت) از فناوری‌های به‌روز و کارا استفاده نمی‌کنند و درنتیجه کل اقتصاد بهره‌وری پایین‌تری خواهد داشت (پرنته و پرسکات[3]، ۱۹۹۹ و ۲۰۰۰؛ اشمیتز[4]، ۲۰۰۵). شاخهٔ دوم و جدیدتر ادبیات، به‌جای در نظر گرفتن یک بنگاه نماینده برای هرکشور، بر ناهمگنی و تفاوت بنگاه‌های داخل هر کشور متمرکز می‌شود. ادبیات پیرامون مفهوم «سوءتخصیص[5]» بر پایهٔ این ایدهٔ اساسی شکل گرفته که تفاوت بهره‌وری کل عوامل تولید بین کشورها، علاوه بر بهره‌وری تک‌تک بنگاه‌ها، به نحوهٔ تخصیص نهاده‌های تولید بین بنگاه‌های (ناهمگن) آن کشورها نیز وابستگی مستقیم دارد.

این پژوهش در پی پاسخ به این پرسش است که «سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص سرمایهٔ فیزیکی در اقتصاد ایران چه‌قدر است؟» اهمیت دانستن پاسخ این سؤال در آن است که برای رفع سوءتخصیص، حرکت به سوی تخصیص بهینه و درنتیجه افزایش بهره‌وری، ابتدا باید عوامل موجّد سوءتخصیص را بشناسیم؛ زیرا رفع هریک ازعوامل نیازمند راه‌حل مجزایی است. برخی از عواملی که باعث ایجاد سوءتخصیص می‌شوند اساساً بهینه هستند (مثلا سوءتخصیص[6] ناشی از ناهمگنی در تکنولوژی یا هزینهٔ تعدیل سرمایه بنگاه) و نیازی به اقدامی برای رفع آن‌ها نیست، زیرا به‌نوعی حاصل انتخاب بنگاه هستند. درحالی‌که برخی دیگر از عوامل، ناشی از سیاست‌های اختلال‌زای دولت و فضای نامناسب برای فعالیت اقتصادی هستند و باعث ناکارا شدن اقتصاد می‌شوند. بنابراین کمّی‌سازی و تفکیک سهم عوامل مختلف در ایجاد سوءتخصیص حیاتی است.

---

1. Total Factor Productivity
2. Hall and Jones (1999)
3. Parente and Prescott (1999, 2000)
4. Schmitz (2005)
5. Misallocation

۶. اساساً «سوء» تخصیص در این موارد لفظ دقیقی نیست، ولی مشابه با سنت موجود در ادبیات، برای هرگونه تفاوت در تولید نهایی نهاده‌ها از این واژه استفاده می‌شود. در متن هرکجا که تخصیص ناکارا مدنظر باشد، صراحتاً از واژهٔ «ناکارایی» استفاده می‌کنیم.

برای پاسخ به سؤال پژوهش از یک مدل تعادل عمومی بر مبنای پژوهش دیوید و ون‌کتشواران (۲۰۱۹) با بنگاه‌های ناهمگن استفاده می‌کنیم و پارامترها را با استفاده از دادهٔ تابلویی کارگاه‌های صنعتی و به روش گشتاورهای تعمیم یافته[1] تخمین می‌زنیم. درنتیجه امکان تفکیک سهم پنج عامل ایجادکنندهٔ سوءتخصیص فراهم می‌شود. این پنج عامل عبارتند از: ۱. هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری؛ ۲. سایش‌های اطلاعاتی؛ ۳. اختلال‌های[2] موجود در فضای فعالیت بنگاه[3]؛ ۴. ناهمگنی در مارک‌آپ بنگاه‌ها؛ ۵. ناهمگنی در تکنولوژی بنگاه‌ها. سایش‌های اطلاعاتی در این مدل، صرفاً مربوط به عدم‌اطمینان بنگاه از بهره‌وری ویژه‌اش در آینده است و از نااطمینانی در سطح کلان که برای تمام بنگاه‌ها مشترک است صرف‌نظر شده؛ موضوعی که ممکن است برخی از نتایج کمّی را متأثر کند.

یک ویژگی کلیدی این پژوهش، در نظر گرفتن چندین عامل ایجادکنندهٔ سوءتخصیص در یک مدل است. تمرکز روی یکی از عوامل ایجاد کنندهٔ سوءتخصیص و در نظر نگرفتن سایر عوامل می‌تواند تخمین‌های مرتبط با نقش آن عامل را به‌طور قابل‌توجهی دچار اریب کند. با در نظر گرفتن عوامل مختلف در یک چهارچوب واحد، می‌توان تخمین‌های نااریبی از نقش هرکدام از عوامل به‌دست آورد. چالشی بسیار مهم در این فرآیند، انتخاب گشتاورهای مناسب برای منطبق کردن[4] داده و مدل است. دیوید و ون‌کتشواران (۲۰۱۹) به‌وسیلهٔ محاسبات عددی و نیز با استدلال‌های شهودی نشان می‌دهند با انتخاب پنج گشتاور مشخص، می‌توان پارامترها را به‌صورت یکتا و بدون اریب تخمین زد.

یکی دیگر از مزیت‌های این پژوهش، استفاده از دادهٔ طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی است که از طریق مرکز آمار ایران در اختیار پژوهشگران قرار گرفته است. هرچند به‌روزترین بازهٔ زمانی‌ای که دادهٔ در دسترس نویسندگان پوشش می‌دهد ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ است، تعداد بالای مشاهدات و محدود نبودن این داده به بنگاه‌های بزرگ فهرست‌شده در بورس می‌تواند اطلاعات بسیار ارزشمندی در اختیار پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار دهد. با توجه به تفاوت‌های اساسی بنگاه‌های کوچک و متوسط با بنگاه‌های بزرگ بورسی و همچنین سهم بالای این بنگاه‌ها از اشتغال در ایران، مطالعاتی که صرفاً با اتکا به داده‌های این شرکت‌های بزرگ انجام شوند نمی‌توانند تصویر کامل و بدون اریبی از وضعیت بنگاه‌ها در اقتصاد ایران ارائه دهند. دادهٔ این پژوهش که نمونهٔ نماینده‌ای از تمام جمعیت کارگاه‌های صنعتی بالای ده نفر است با چنین محدودیتی روبه‌رو نیست که برای ارائه تحلیل‌های در سطح اقتصاد کلان بسیار ضروری است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهند هزینه‌های تعدیل سرمایه، ناهمگنی در تابع تولید و ناهمگنی در مارک‌آپ بنگاه سه عامل اصلی ایجادکنندهٔ سوءتخصیص در صنعت ایران هستند که پتانسیل

---

1. Generalized Method of Moments
2. Distortion
۳. به هر عاملی، جز هزینهٔ تعدیل یا نااطمینانی، که بر تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه اثر بگذارد، اختلال می‌گوییم.
4. Matching moments

توضیح بیش از ۸۰ درصد پراکندگی در تولید متوسط سرمایه را دارند. به‌علاوه، سوءتخصیص طی بازهٔ مورد مطالعه افزایش یافته که به‌ویژه پس از سال ۱۳۸۷ به علت افزایش نقش اختلال‌ها بوده است.

ادامهٔ این پژوهش به شرح زیر است. در قسمت ۲ مروری بر ادبیات سوءتخصیص ارائه می‌شود. بخش ۳ مدل ساختاری مورد استفاده و اهمیت انتخاب گشتاورهای مناسب را شرح می‌دهد. بخش ۴ به شرح داده می‌پردازد. نتایج پژوهش در بخش ۵ و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری در بخش ۶ آمده است.

۲. پیشینهٔ پژوهش

شاخه‌ای متأخر در ادبیات توسعه، دلایل تفاوت در بهره‌وری کشورها را در (سوء) تخصیص منابع بین بنگاه‌های ناهمگن در یک کشور جست‌وجو می‌کند. این ادبیات را می‌توان براساس نحوهٔ اندازه‌گیری سوءتخصیص به دو دستهٔ روش مستقیم و غیرمستقیم طبقه‌بندی کرد (رستوچیا و راجرسون[1]، ۲۰۱۷). در روش مستقیم، معمولا در یک مدل ساختاری، یک یا چند عامل ایجادکنندهٔ سوءتخصیص (مانند محدودیت‌های مالی، هزینهٔ تعدیل و ناهمگنی) قرار داده می‌شود و با تخمین پارامترهای مدل سعی می‌شود تا میزان سوءتخصیصی که هر عامل ایجاد می‌کند محاسبه شود. در روش غیرمستقیم، بدون فرض کردن عامل مشخصی برای ایجاد سوءتخصیص، به تخمین اندازهٔ سوءتخصیص و اثرش بر بهره‌وری پرداخته می‌شود. هرچه در یک اقتصاد نابرابری بیشتری در تولید نهایی نهاده‌ها مشاهده شود، سوءتخصیص شدیدتری در آن اقتصاد وجود دارد.

از عوامل مهمی که می‌تواند باعث تفاوت در تولید نهایی سرمایه شود، وجود هزینه‌های تعدیل سرمایه است. این هزینه‌ها باعث می‌شوند بنگاه‌ها به تکانه‌های بهره‌وری با تغییر هم‌زمان سرمایهٔ خود پاسخ ندهند، بلکه سرمایه‌گذاری خود را طی زمان هموار کنند یا در اکثر مواقع واکنشی به تکانه‌ها نشان ندهند و هر چند دوره یک‌بار و به‌صورت یکجا سرمایه‌گذاری کنند. با وجود هزینه‌های تعدیل، برابر نبودن تولید نهایی سرمایه بین بنگاه‌های مختلف لزوماً نشان از ناکارایی و سوءتخصیص ندارد، بلکه حاصل رفتار بهینه برای بنگاه (و کل اقتصاد) خواهد بود.

از پژوهش‌های کلیدی در زمینهٔ هزینه‌های تعدیل سرمایه، مطالعه‌ای است که چند رفتار به‌ظاهر معماگونه در دادهٔ تابلویی بنگاه‌های صنعتی آمریکا را نشان می‌دهد و نویسندگان معتقدند که تمام این موارد با وارد کردن شکل مناسبی از هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری قابل‌توجیه است. کوپر و هلتیونگر[2] (۲۰۰۶) نتیجه می‌گیرند برای منطبق شدن مدل با ویژگی‌های داده، لازم است ترکیبی از هزینه‌های محدب و غیرمحدب در تابع هزینهٔ تعدیل سرمایه لحاظ شود و قسمت عمدهٔ هزینه‌های تعدیل نیز به‌صورت غیرمحدب است. اسکر و همکاران[3] (۲۰۱۴) در پژوهشی در همین زمینه، به‌صورت هم‌زمان در یک مدل، هزینه‌های تعدیل و تکانه‌های بهره‌وری مختص هر بنگاه را در نظر می‌گیرند و

1. Restuccia and Rogerson (2017)
2. Cooper and Haltiwanger (2006)
3. Asker et al (2014)

با تخمین مدل خود برای مجموعه‌ای از کشورها، نشان می‌دهند بخش قابل‌توجهی از ناهمگنی در تولید نهایی سرمایه با این دو عامل قابل توضیح دادن است.

ناهمگنی بنگاه‌ها در قدرت بازار و فناوری از عواملی است که می‌تواند باعث تفاوت در درآمد نهایی سرمایه شود. اگر بنگاه‌ها دارای قدرت بازار باشند، سطح تولید بهینه برای هر بنگاه نه‌تنها به تابع تولید و میزان نهاده، بلکه به میزان انحصارش نیز بستگی دارد. پیترز[1] (۲۰۲۰) با استفاده از دادهٔ تابلویی بنگاه‌های اندونزیایی به بررسی اثر ناهمگنی در قدرت بازار بنگاه‌ها بر سوءتخصیص می‌پردازد. نوآوری اصلی آن است که میزان قدرت بازار به‌صورت درون‌زا تعیین می‌شود. بنگاه‌ها در یک رقابت برتراند با یکدیگر قرار دارند و هر یک سعی می‌کنند با انجام سرمایه‌گذاری، بهره‌وری خود در تولید محصول را افزایش دهند و درنتیجه به مارک‌آپ بالاتری دست یابند. این مطالعه نشان می‌دهد ۱۵ درصد از سوءتخصیص، ناشی از مارک‌آپ است که باعث کاهش ۱ واحد درصدی TFP شده است.

تصمیم بنگاه برای سرمایه‌گذاری ذاتاً دینامیک است. بنگاه باید در هر دوره برای سرمایهٔ دورهٔ بعد خود تصمیم‌گیری کند و برای تصمیم‌گیری بهینه نیازمند دانستن بهره‌وری آتی خود است. اگر تخمین بنگاه‌ها از میزان بهره‌وری خود در دورهٔ بعد دچار نوفه باشد، هنگام بررسی وضعیت بنگاه‌ها در دورهٔ بعد، سوءتخصیص و عدم تساوی تولید نهایی سرمایه مشاهده می‌شود. زیرا بعضی بنگاه‌ها در دورهٔ قبل انتظار بهره‌وری بیشتر/کمتری در این دوره داشته و بر مبنای آن سرمایه‌گذاری کرده‌اند.

دیوید و همکاران[2] (۲۰۱۶) با استفاده از ترکیبی از داده‌های مربوط به تولید بنگاه و قیمت سهام، اثر سایش‌های اطلاعاتی در سوءتخصیص سرمایه و درنتیجه کاهش بهره‌وری را بررسی کرده‌اند. بنگاه‌ها طی یک فرآیند یادگیری بیزی، در هر دوره، تخمین خود از توزیع تکانه وارد به بهره‌وری را به‌روزرسانی می‌کنند. اطلاع بنگاه از بهره‌وری خود در دورهٔ بعد دقیق‌تر باشد، سایش اطلاعاتی سوءتخصیص کمتری ایجاد می‌کند. برای تخمین شدت سایش اطلاعاتی از ترکیب دادهٔ بنگاه و قیمت سهام بنگاه استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد سایش‌های اطلاعاتی باعث کاهش ۷ تا ۱۰ درصدی بهره‌وری در بنگاه‌های چین و هند شده که رقمی قابل‌توجه است.

از نخستین پژوهش‌هایی که چند عامل سوءتخصیص را به‌صورت هم‌زمان در نظر گرفته مقالهٔ سونگ و وو[3] (۲۰۱۵) است که هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری و ناهمگنی در توابع تولید را در نظر می‌گیرد. همچنین خطای اندازه‌گیری به‌صورت نوفه‌ای روی مقادیر سرمایه، سرمایه‌گذاری و تولید مدل می‌شود. این پژوهش نشان می‌دهد با لحاظ عوامل فوق، منافع ناشی از حرکت به سمت تخصیص بهینه را نسبت به نتایج قبلی، به‌ویژه شیه و کلنو (۲۰۰۹)، کمتر می‌کند. در آمریکا تمام سوءتخصیص مشاهده‌شده با این سه عامل توضیح داده می‌شود و با اینکه تولید نهایی سرمایه در بنگاه‌های مختلف

1. Peters (2020)
2. David et al. (2016)
3. Song & Wu (2015)

متفاوت است، اساساً بیانگر سوءتخصیص نیست. در چین، همچنان سوءتخصیص (به معنای تخصیص غیربهینه) وجود دارد و با رفتن به سمت تخصیص بهینه، TFP حدود ۲۰ درصد افزایش می‌یابد.

دیوید و ون‌کتشاواران (۲۰۱۹) روشی برای تفکیک سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص سرمایه ارائه می‌دهند. نویسندگان چندین عامل ایجادکنندهٔ سوءتخصیص، مانند هزینهٔ تعدیل سرمایه، سایش اطلاعاتی، اختلال‌های دائم و موقت، ناهمگنی در قدرت بازار و ناهمگنی در فناوری با هم در یک مدل تعادل عمومی در نظر می‌گیرند و ادعا می‌کنند با تخمین درست پارامترهای مدل، می‌توان سهم عوامل مختلف را به‌صورت نااریب به‌دست آورد. نویسندگان بر اهمیت در نظر گرفتن هم‌زمان تأکید دارند و معتقدند پژوهش‌های قبلی که صرفاً روی یک عامل متمرکز شده‌اند، پارامترهای مدل را به‌صورت اریب به‌دست آورده و درنتیجه اهمیت آن عوامل در سوءتخصیص را بیش/کم برآورد کرده‌اند.

با وجود اینکه همانند هر کشور درحال توسعهٔ دیگری، اندازه‌گیری و فهم میزان و عوامل ایجادکنندهٔ سوءتخصیص اهمیت بالایی برای اقتصاد ایران دارد، مطالعات اندکی پیرامون این موضوع انجام شده‌است. محمودزاده و همکاران (۱۳۹۵) به اندازه‌گیری سوءتخصیص در اقتصاد ایران و بررسی اثر سایش‌های مالی (با تمرکز بر سرمایه در گردش بنگاه) بر سوءتخصیص با استفاده از داده‌های «کارگاه‌های صنعتی» پرداخته‌اند. با افزودن نیاز به سرمایه در گردش به مدل شیه و کلنو (۲۰۰۹)، اثر از بین بردن ناهمگنی در سرمایه در گردش مورد نیاز بنگاه‌های داخل هر صنعت بر TFP را محاسبه کرده و نشان داده‌اند این امر می‌تواند TFP را ۱۰ تا ۲۲ درصد افزایش دهد.

اسحاق‌نیا (۱۳۹۱) با تمرکز بر اثر قدرت بازار بنگاه‌ها بر سوءتخصیص به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر این پیده می‌پردازد. با استفاده از ترکیب دادهٔ کارگاه‌های صنعتی و واردات کالاهای صنعتی در سال ۱۳۸۶، پارامترهای یک مدل رقابت انحصاری چندجانبه را تخمین زده و پادواقع[1] کاهش تعرفه‌های تجاری را محاسبه کرده است. نشان داده می‌شود آزادسازی تجاری و افزایش رقابت، باعث تغییر در حاشیهٔ سود بنگاه‌ها و حرکت به سمت تخصیص کاراتری از منابع در اقتصاد می‌شود.

متوسلی (۱۳۸۸) با استفاده از یک مدل تعادل جزئی با صنایع ناهمگن به بررسی اثر اختلالات قیمتی تبعیض‌آمیز بر بهره‌وری بنگاه‌ها می‌پردازد. پس از تخمین پارامترهای مدل، تولید بنگاه‌ها در حالت فرضی رفع اختلال‌ها به تفکیک هر صنعت محاسبه می‌شود.

این پژوهش با استفاده از یک مدل تعادل عمومی، بر مبنای پژوهش دیوید و ون‌کتشواران (۲۰۱۹) قصد دارد تا سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص را در اقتصاد ایران تخمین بزند. از آنجاکه ضمن محاسبهٔ ناهمگنی تولید نهایی سرمایه (سوءتخصیص) با دادهٔ کارگاه‌های صنعتی، نقش چند عامل مشخص در سوءتخصیص را نیز بررسی می‌کند، می‌توان آن را به‌عنوان ترکیبی از روش‌های مستقیم و غیرمستقیمِ سنجش سوءتخصیص طبقه‌بندی کرد. بنا بر اطلاع نگارندگان، درمورد عوامل موجّد سوءتخصیص در اقتصاد ایران و تفکیک سهم هر یک از آن‌ها تاکنون مطالعه‌ای انجام نشده‌است.

1. Counterfactual

۳. مبانی نظری

این قسمت به شرح مدل پژوهش می‌پردازد که مشابه با مدل دیوید و ون‌کتشواران (۲۰۱۹) است. چهارچوب تعادل عمومی اقتصادی با بنگاه‌های ناهمگن را در نظر می‌گیریم که در آن یک خانوار نمونه با عمر بی‌نهایت وجود دارد. عرضه نیروی کار خانوار ثابت و برابر N است و با نرخ β آینده را تنزیل می‌کند. تمام تحلیل‌ها محدود به تعادل مانا[1] است که در آن متغیرهای کلان تغییری نمی‌کنند، اما هرکدام از بنگاه‌ها حول حالت پایدارشان تکانه وارد می‌شود.

۳ - ۱. توابع تولید و ساختار بازار

پیوستار واحدی از بنگاه‌ها، طبق تابع تولید زیر، کالای واسطه‌ای را تولید می‌کنند:

$$Y_{it} = K_{it}^{\hat{\alpha}_1} N_{it}^{\hat{\alpha}_2} \qquad (۱)$$
$$\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \leq 1$$

سپس یک تولیدکنندهٔ کالای نهایی با استفاده از یک تجمیع‌کنندهٔ کشش جانشینی ثابت (CES)، کالای نهایی را تولید می‌کند:

$$Y_t = \left(\int \hat{A}_{it} Y^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad (۲)$$

که در آن θ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای است و $\hat{A}_{it}$ نشانگر بهره‌وری یا تقاضای مختص هر بنگاه است. $\hat{A}_{it}$ تنها منبع نااطمینانی است و تکانه‌های کلان در نظر گرفته نمی‌شود. کالای نهایی در یک بازار رقابتی تولید می‌شود، تقاضا برای هر کالای واسطه‌ای به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$max: \ P_t Y_t - \int P_{it} Y_{it} di$$

$$max: \ P_t \left(\int \hat{A}_{it} Y_{it}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int P_{it} Y_{it} di$$

با نوشتن شرایط مرتبه اول نسبت به Y_{it} داریم:

$$\frac{P_{it}}{P_t} = \left(\frac{Y_{it}}{Y} \right)^{-\frac{1}{\theta}} \hat{A}_{it}$$

قیمت کالای نهایی (P_t)، را نیز به‌عنوان کالای شمارنده و برابر با ۱ در نظر می‌گیریم. معادلهٔ فوق نشانگر تابع تقاضای بنگاه واسطه‌ای است. با داشتن تابع تقاضا، درآمد هر بنگاه واسطه‌ای به‌صورت زیر قابل‌محاسبه است:

1. Stationary equilibrium

$$P_{it}Y_{it} = \left(\frac{Y_{it}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\theta}} \hat{A}_{it}\, Y_{it} = Y_t^{\frac{1}{\theta}}\, \hat{A}_{it} Y_{it}^{1-\frac{1}{\theta}}$$

با جاگذاری تابع تولید بنگاه کالای واسطه‌ای داریم:

$$P_{it}Y_{it} = Y_t^{\frac{1}{\theta}}\, \hat{A}_{it}\left(K_{it}^{\hat{\alpha}_1} N_{it}^{\hat{\alpha}_2}\right)^{1-\frac{1}{\theta}} = Y_t^{\frac{1}{\theta}}\, \hat{A}_{it} K_{it}^{\alpha_1} N_{it}^{\alpha_2}, \qquad \alpha_j = \left(1-\frac{1}{\theta}\right)\hat{\alpha}_j \ , j = 1,2.$$

۳ - ۲. انتخاب نهاده‌های تولید

بنگاه‌ها نیروی کار را بدون سایش و با دستمزد رقابتی W_t استخدام و در انتهای هر دوره، برای سرمایهٔ دورهٔ بعد تصمیم‌گیری می‌کنند. تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری درجه دو است:

$$\Phi(K_{it+1}, K_{it}) = \frac{\xi}{2}\left(\frac{K_{it+1}}{K_{it}} - (1-\delta)\right)^2 K_{it} \qquad (۳)$$

به‌جز بهره‌وری و هزینه‌های تعدیل، موارد بسیاری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه مؤثرند. این موارد می‌تواند شامل دخالت‌ها و تنظیم‌گری‌های دولت، محدودیت‌های مالی یا قدرت بازار بنگاه باشد. در این قسمت، تمام موارد دیگری که تصمیمات سرمایه‌گذاری را متاثر می‌کنند، به‌صورت مالیات ضمنی بر جریان هزینهٔ سرمایهٔ بنگاه مدل و با T_{it+1}^K نمایش داده شده‌اند. در قسمت‌های بعد نقش ناهمگنی در قدرت بازار و ناهمگنی توابع تولید را از این عوامل تفکیک می‌کنیم. بنگاه به‌دنبال حداکثرسازی ارزش حال سودهای آتی است، بنابراین معادلهٔ بلمن مسئلهٔ بنگاه به شرح زیر است:

$$\begin{aligned} V(K_{it}, I_{it}) = \max\ E_{it}\Big[& Y^{\frac{1}{\theta}}\, \hat{A}_{it} K_{it}^{\alpha_1} N_{it}^{\alpha_2} - W N_{it} \\ & - T_{it+1}^K K_{it+1}\big(1-\beta(1-\delta)\big) - \Phi(K_{it+1}, K_{it})\Big] \\ & + \beta E_{it}[V(K_{it+1}, I_{it+1})] \end{aligned} \qquad (۴)$$

در معادلهٔ فوق، E_{it} نشان‌دهندهٔ انتظارات بنگاه، مشروط به مجموعهٔ اطلاعات آن در دورهٔ t (I_{it}) است. مالیات ضمنی T_{it+1}^K نیز بر هزینهٔ سرمایهٔ بنگاه اعمال می‌شود و با تغییر قیمت نسبی نهاده‌ها، بر تصمیمات بنگاه درمورد نسبت نیروی کار به سرمایه و همچنین مقدار مطلق سرمایه اثر می‌گذارد. با حل مسئله بنگاه (در پیوست الف)، به عبارت زیر می‌رسیم:

$$\begin{aligned} V(K_{it}, I_{it}) = \max\ E_{it}\big[& G A_{it} K_{it}^{\alpha} - K_{it+1}\big(1-\beta(1-\delta)\big) \\ & - \Phi(K_{it+1}, K_{it})\big] + \beta E_{it}[V(K_{it+1}, I_{it+1})] \end{aligned} \qquad (۵)$$

در معادلهٔ بالا G برابر با $Y^{\frac{1}{\theta(1-\alpha_2)}}\left(\frac{\alpha_2}{W}\right)^{\frac{\alpha_2}{1-\alpha_2}}(1-\alpha_2)$ است و اثر متغیرهای کلان را نشان می‌دهد. α برابر با $\frac{\alpha_1}{1-\alpha_2}$ و نشان‌دهندهٔ انحنای تابع سود عملیاتی (تفاضل ارزش افزوده و پرداختی به

نیروی کار) است. A_{it} نیز مساوی $\hat{A}_{it}^{1/1-\alpha_2}$ و نشان‌دهندهٔ میزان سودآوری سرمایهٔ فیزیکی برای هر بنگاه است. در ادامه با مقداری اغماض از A_{it} با نام بهره‌وری مختص هر بنگاه یاد می‌کنیم.

تعادل

تعادل مانا در این مدل شامل موارد زیر است: ۱. یک تابع ارزش $V(K_{it}, I_{it})$ و دو تابع سیاست $N_{it}(K_{it}, I_{it})$ و $K_{it}(K_{it}, I_{it})$ (برای انتخاب نیروی کار و سرمایه) برای هر بنگاه؛ ۲. دستمزد W و ۳. یک توزیع مشترک روی (K_{it}, I_{it}) به گونه‌ای که الف) به ازای هر میزان از دستمزد و قاعدهٔ بروزرسانی مجموعهٔ اطلاعاتی بنگاه[1]، تابع ارزش و تابع سیاست، مسئلهٔ بهینه‌سازی بنگاه را حل می‌کنند، ب) بازار کار تسویه می‌شود و ج) تابع توزیع (K_{it}, I_{it}) طی زمان تغییر نمی‌کند.

معادلهٔ اویلر

با استفاده از روش خطی‌سازی لگاریتمی، مسئله بنگاه را حل می‌کنیم. در پیوست (الف) با نوشتن شرط مرتبهٔ اول و شرط پوش[2] برای معادلهٔ بلمن بنگاه و ترکیب این دو معادله، معادلهٔ اویلر را تشکیل می‌دهیم. سپس با استفاده از روش خطی‌سازی لگاریتمی[3] معادلهٔ اویلر را حول حالت پایدار بدون اختلال ($T_{it}^K = 1$) و بدون تکانه، خطی‌سازی لگاریتمی می‌کنیم، درنتیجه:

$$\hat{k}_{it+1}\left((1+\beta)\tilde{\xi}+1-\alpha\right) = E_{it}[\hat{a}_{it+1}+\tau_{it+1}]+\beta\tilde{\xi}E_{it}[\hat{k}_{it+2}]+\tilde{\xi}\hat{k}_{it} \qquad (۶)$$

تمام متغیرهایی که با حروف کوچک لاتین نمایش داده می‌شوند، برابر با لگاریتم همان متغیر با حروف بزرگ هستند. علامت $\widehat{\ }$ نیز نشان‌دهندهٔ درصد انحراف این متغیرها از حالت پایدار مانا است. $\tilde{\xi}$ و τ_{it+1} نیز به‌ترتیب همان پارامتر ξ در معادلهٔ (۳) و لگاریتم اختلال (T_{it}^K) هستند که طی فرآیند خطی‌سازی در ترکیبی از پارامترهای مدل ظاهر شده‌اند.

۳ – ۳. فرآیندهای تصادفی بهره‌وری و مالیات

بهره‌وری بنگاه ($\hat{a}_{it+1}$) و هم مالیات (اختلال) مربوط به سرمایه (τ_{it+1}) هرکدام از یک فرآیند تصادفی مخصوص پیروی می‌کنند که در ادامه شرح داده می‌شود. لگاریتم بهره‌وری هر بنگاه از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\hat{a}_{it+1} = \rho\hat{a}_{it} + \mu_{it+1} \qquad \mu_{it} \sim N(0, \sigma_\mu^2) \qquad (۷)$$

که μ_{it} یک متغیر تصادفی با توزیع یکسان و مستقل در طی زمان است و ρ نیز نشان‌دهندهٔ میزان پایداری تکانه‌ها طی زمان است. ازآنجاکه این مالیات (اختلال) نقش اساسی در توضیح

1. Law of motion for information set
2. Envelope condition
3. Log-linearization

سوءتخصیص دارد، فرض می‌شود اختلال شامل سه جزء است: جزء همبسته با بهره‌وری بنگاه، جزء مخصوص هر بنگاه (ثابت طی زمان) و جزء کاملا تصادفی (طی زمان و بین بنگاه‌ها). به بیان ریاضی بهره‌وری بنگاه از فرآیند زیر پیروی می‌کند:

$$\tau_{it} = \gamma \hat{a}_{it} + \varepsilon_{it} + \chi_i, \qquad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2),\ \ \chi_i \sim N\left(0, \sigma_\chi^2\right) \tag{۸}$$

در معادلهٔ فوق ε_{it} جزء کاملا تصادفی و χ_i قسمت ثابت در زمان اختلال برای هر بنگاه است. پارامتر γ میزان همبستگی بین اختلال‌ها و بهره‌وری بنگاه را نشان می‌دهد. اختلالات در حالتی که همبستگی مثبت با بهره‌وری بنگاه داشته باشند می‌توانند باعث ایجاد سوءتخصیص و کاهش TFP شوند. در اینجا نیز اگر γ منفی[۱] باشد، اختلال‌ها بنگاه‌های بهره‌ورتر را برای سرمایه‌گذاری جریمه و بنگاه‌های با بهره‌وری پایین را به سرمایه‌گذاری تشویق می‌کنند. به‌طور کلی برای فهم اهمیت اختلال‌ها، لازم است سه پارامتر γ، σ_ε^2 و σ_χ^2 تخمین زده شوند.

۳ – ۴. اطلاعات

نداشتن اطلاعات کامل در مورد بهره‌وری آینده توسط بنگاه نیز می‌تواند باعث ایجاد سوءتخصیص شود. در این قسمت با تمرکز بر مجموعهٔ اطلاعاتی بنگاه، سایش اطلاعاتی بنگاه‌ها را شرح می‌دهیم. در لحظهٔ t و در زمان انتخاب سرمایه برای دورهٔ بعد، بنگاه تمام بهره‌وری‌های محقق‌شده در دوره‌های قبل خودش را می‌داند. از آنجاکه فرض کرده‌ایم بهره‌وری از یک فرآیند AR(1) پیروی می‌کند، تمام این اطلاعات می‌تواند در بهره‌وری دورهٔ کنونی خلاصه شود. بنگاه هم‌چنین از جزء ثابت در زمان مالیات χ_i و قسمت تصادفی مالیات در این دوره (ε_{it+1}) نیز اطلاع دارد. با این‌حال، اطلاع دقیقی از تکانه وارده به فرآیند بهره‌وری خود در دورهٔ بعد (μ_{it+1}) ندارد:

$$s_{it+1} = \mu_{it+1} + e_{it+1}, \qquad e_{it+1} \sim N(0, \sigma_e^2) \tag{۹}$$

که e_{it+1} نوفه‌ای است که باعث کاهش کیفیت اطلاعات بنگاه از تکانه بهره‌وری دورهٔ بعد می‌شود. بنابراین مجموعهٔ اطلاعاتی بنگاه در دورهٔ t، برابر است با $I_{it} = (\hat{a}_{it}, s_{it+1}, \varepsilon_{it}, \chi_i)$. برای محاسبهٔ توزیع بهره‌وری دورهٔ آینده، مشروط به اطلاعات دورهٔ کنونی قاعدهٔ بیز می‌گوید:

$$\hat{a}_{it+1} \mid I_{it} \sim N(E_{it}[\hat{a}_{it+1}], V) \tag{۱۰}$$

که در عبارت فوق:

$$E_{it}[\hat{a}_{it+1}] = \rho \hat{a}_{it} + \frac{V}{\sigma_\mu^2}\, s_{it+1}\,, \qquad V = \left(\frac{1}{\sigma_\mu^2} + \frac{1}{\sigma_e^2}\right)^{-1}$$

---

۱. مطابق پیوست (الف)، در فرآیند خطی‌سازی لگاریتمی یک منفی در کنار ضریب لگاریتم اختلال (T_{it}^K) ظاهر می‌شود. فلذا برای وجود یک همبستگی مثبت بین بهره‌وری و T_{it}^K، باید همبستگی بهره‌وری و τ_{it} منفی باشد.

درواقع بنگاه تخمین خود از پارامترهای توزیع بهره‌وری را در هر دوره طی یک فرآیند یادگیری بیزی[1] به‌روزرسانی می‌کند. شهود کلی این رابطه آن است که انتظار بنگاه از بهره‌وری در دورهٔ بعد، میانگین موزونی از قسمت قطعی بهره‌وری دوره بعد (ناشی از فرآیند AR) و هم‌چنین سیگنالی که از تکانه دورهٔ بعد مشاهده می‌کند (s_{it+1}) است. نحوهٔ وزن‌دهی به این دو قسمت از اطلاعات نیز بسته به دقت سیگنال (معکوس واریانس‌ها) دارد.

۳ - ۵. حل مدل

برای اینکه بتوانیم گشتاورهای مختلف ایجادشده توسط مدل را محاسبه کنیم، لازم است ابتدا تابع سیاست برای سرمایهٔ فیزیکی را به‌دست آوریم. برای حل تابع سیاست از روش حدس و راستی‌آزمایی[2] استفاده می‌کنیم، یعنی یک شکل مشخص برای تابع سیاست فرض می‌کنیم، آن را در معادلهٔ اویلر خطی‌سازی شده قرار می‌دهیم و ضرایب هر متغیر را بر حسب پارامترهای مدل به‌دست می‌آوریم (پیوست الف). تابع سیاست حدس زده‌شده به شکل زیر است:

$$\hat{k}_{it+1} = \psi_1 \hat{k}_{it} + \psi_2(1+\gamma)E_{it}[\hat{a}_{it+1}] + \psi_3 \varepsilon_{it+1} + \psi_4 \chi_i \qquad (۱۱)$$

$$\tilde{\xi}(\beta\psi_1^2 + 1) = \psi_1\Big((1+\beta)\tilde{\xi} + 1 - \alpha\Big),$$

$$\psi_2 = \frac{\psi_1}{\tilde{\xi}(1-\beta\rho\psi_1)}, \quad \psi_3 = \frac{\psi_1}{\tilde{\xi}} \quad , \quad \psi_4 = \frac{1-\psi_1}{1-\alpha} \qquad (۱۲)$$

اگر هزینه‌های تعدیل سرمایه ($\tilde{\xi}$) به صفر میل کند، آنگاه ψ_1 مساوی صفر می‌شود. از طرف دیگر، هنگامی‌که هزینه‌های تعدیل به‌شدت بالا و $\tilde{\xi}$ به بی‌نهایت میل کند، ψ_1 نیز به بی‌نهایت میل می‌کند. به‌عبارت دیگر، هرچه تعدیل سرمایه هزینه‌برتر باشد، تصمیمات بنگاه در مورد سرمایه، بیشتر به سرمایهٔ دورهٔ قبل بستگی دارد و بنابراین خودهمبستگی سرمایه طی زمان افزایش می‌یابد. همچنین، در این شرایط، واکنش سرمایه‌گذاری بنگاه به تغییرات بهره‌وری و اختلال ضعیف‌تر است.

تجمیع

در پیوست (ب) اثبات می‌شود حاصل‌جمع تولید کل بنگاه‌های اقتصاد (Y) از رابطهٔ ۱۳ پیروی می‌کند:

$$logY = a + \hat{\alpha}_1 k + \hat{\alpha}_2 n \qquad (۱۳)$$

در عبارت فوق n و k لگاریتم مجموع نیروی کار و سرمایه، a بهره‌وری کل اقتصاد به شرح زیر است:

$$a = a^* - \frac{(\theta\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2)\hat{\alpha}_1}{2}\sigma^2_{arpk} \qquad (۱۴)$$

1. Bayesian learning

2. Guess and verify.

a^* برابر با بهره‌وری کل اقتصاد در حالتی است که تولید متوسط سرمایه در کل اقتصاد در تمام بنگاه‌ها برابر باشد (نبود سوءتخصیص). با توجه به لگاریتمی بودن متغیرها داریم: $arpk_{it} = p_{it}y_{it} - k_{it}$. پس از آنکه با تخمین پارامترها، نقش هر عامل را در ایجاد سوءتخصیص محاسبه کردیم، می‌توانیم آن را در معادلهٔ ۱۴ جاگذاری کنیم و اثر عوامل را بر TFP به‌دست آوریم.

شناسایی

چالش اصلی این پژوهش تخمین بدون اریب پارامترهای مدل است. از آنجاکه هر گشتاور تابعی از چند عامل مختلف است، نمی‌توان با استفاده از یک گشتاور به‌تنهایی به تخمینی نااریبی از هرکدام از پارامترها دست یافت. بلکه باید از چندین گشتاور به صورت هم‌زمان استفاده کرد و پارامترهای تمام عوامل ایجادکنندهٔ سوءتخصیص (هزینهٔ تعدیل، سایش اطلاعاتی و اختلال) را تخمین زد. در این پژوهش با انتخاب گشتاورهایی که عوامل مختلف اثرات متفاوتی روی آن‌ها می‌گذارند، سعی در تخمین نااریب این پارامترها داریم.

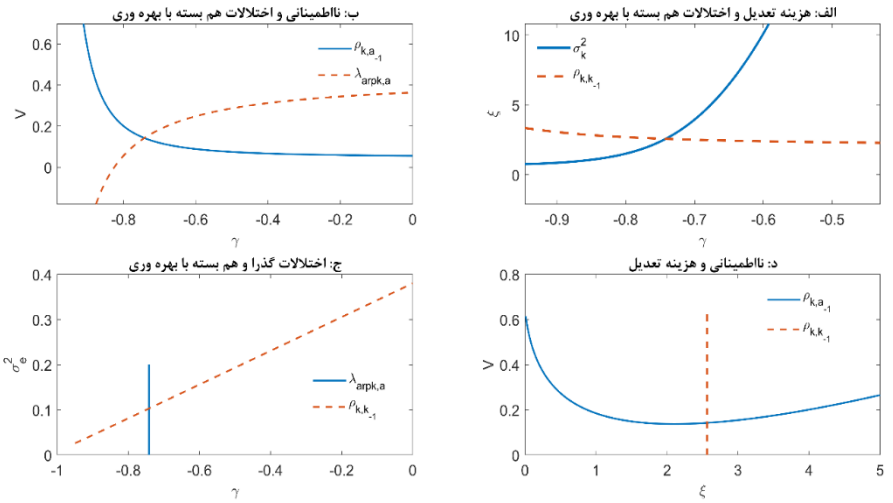
در پیوست (پ)، برای حالتی که بهره‌وری بنگاه یک فرآیند گام تصادفی را طی می‌کند، گشتاورهای مدل را به‌صورت تحلیلی به‌دست آورده و نشان داده‌ایم نگاشت یکتایی بین ۴ گشتاور مشخص و ۴ پارامتر مورد علاقهٔ ما در مدل وجود دارد. در اینجا با استفاده از اثبات به دست آمده، به ارائهٔ شهود پیرامون نحوهٔ شناسایی بدون اریب پارامترها می‌پردازیم.

این پژوهش به‌دنبال تخمین پارامترهای $\gamma, V, \xi, \sigma_\epsilon^2, \sigma_\chi^2$ است. از آنجاکه فرآیند گام تصادفی مانا نیست، در این قسمت با گشتاورهای تغییرات متغیرها کار می‌کنیم و نمی‌توانیم σ_χ^2 که در زمان ثابت است را شناسایی کنیم. در قسمت بعد که فرآیند AR(1) لحاظ گرفته می‌شود این مشکل را حل می‌کنیم. در پیوست (پ) نشان می‌دهیم با استفاده از ۴ گشتاور زیر می‌توان به‌صورت یکتا ۴ پارامتر ذیل را تخمین زد: ۱. خودهمبستگی سرمایه‌گذاری، $\rho_{k,k_{-1}}$ ؛ ۲. واریانس سرمایه‌گذاری، σ_k^2 ؛ ۳. همبستگی سرمایه‌گذاری در دورهٔ t با تکانه وارد به بهره‌وری در دورهٔ $t-1$، $\rho_{k,a_{-1}}$ و ۴. ضریب حاصل از رگرسیون تفاضل تولید متوسط سرمایه $\Delta arpk_{it}$ روی تفاضل بهره‌وری Δa_{it} ($\lambda_{arpk,a}$).

برای ارائهٔ شهود، پارامترها را دو به دو بررسی می‌کنیم. نشان می‌دهیم هر دو پارامتر را می‌توان با استفاده از دو گشتاور، به‌صورت یکتا تخمین زد. شکل (۱) با استفاده از روابط به‌دست آمده در پیوست (پ)، منحنی‌های «گشتاورثابت»[1] را نمایش می‌دهد. در پنل الف، نحوهٔ شناسایی پارامترهای مربوط به هزینه‌های تعدیل سرمایه (ξ) و اختلالات همبسته با بهره‌وری (γ) با استفاده از دو گشتاور واریانس سرمایه‌گذاری و خودهمبستگی سرمایه‌گذاری نشان داده شده است. بسیاری از مطالعات پیشین با توجه به این شهود که هرچه هزینه‌های تعدیل سرمایه بیشتر باشد، واریانس سرمایه‌گذاری کمتر است، از این گشتاور برای تخمین پارامتر مربوط به هزینهٔ تعدیل سرمایه استفاده کرده‌اند (اسکر، ۲۰۱۴). برخی نیز با توجه به اینکه هزینهٔ تعدیل بیشتر، سرمایه‌گذاری بنگاه را هموارتر

1. Isomoments curve

می‌کند، از خودهمبستگی سرمایه‌گذاری برای تخمین پارامترهای مربوط به هزینهٔ تعدیل استفاده کرده‌اند.



شکل ۱: منحنی‌های گشتاور ثابت (برای اقتصاد ایران)

پنل (الف) به‌وضوح نشان می‌دهد در صورت وجود اختلالات همبسته با بهره‌وری بنگاه، هیچ‌کدام از این دو گشتاور به‌تنهایی نمی‌تواند پارامتر هزینهٔ تعدیل را نااریب محاسبه کند. اگر اختلالات همبسته با بهره‌وری بنگاه را لحاظ نکنیم، ($\gamma = 0$ فرض شود)، با استفاده از گشتاور واریانس سرمایه‌گذاری، هزینه‌های تعدیل را بیش از میزان واقعی آن تخمین می‌زنیم.

برای توضیح این مطلب باید گفت دلیل اریب بودن تخمین‌های به‌دست آمده از هر گشتاور، وجود متغیر محذوف است. واریانس سرمایه‌گذاری و خودهمبستگی سرمایه‌گذاری هم تابعی از هزینه‌های تعدیل و هم تابعی از اختلالات هستند و کنترل نکردن یک عامل و تلاش برای تخمین پارامترهای عامل دیگر باعث ایجاد اریب در تخمین می‌شود. نحوهٔ حل مشکل بدین صورت است که هرچند هزینهٔ تعدیل و اختلال هردو باعث کاهش واریانس سرمایه‌گذاری می‌شوند، اما اثر مخالفی روی خودهمبستگی سرمایه‌گذاری دارند. هزینهٔ تعدیل باعث می‌شود تا بنگاه سرمایه‌گذاری خود را هموار کند و درنتیجه، خودهمبستگی سرمایه‌گذاری افزایش یابد. در مقابل، اختلالات باعث پاسخ ضعیف‌تر بنگاه به تغییرات بهره‌وری می‌شوند. از آنجاکه بهره‌وری از یک فرآیند AR(1) پیروی می‌کند، اختلالات باعث کاهش خودهمبستگی سرمایه‌گذاری می‌شوند. اثرات متضاد این امکان را به ما می‌دهند که با در نظر گرفتن هر دو عامل، پارامترها را بدون اریب تخمین بزنیم.

در ادامه برای تخمین پارامترهای مدل در حالتی‌که بهره‌وری بنگاه به جای گام تصادفی از یک فرآیند AR(1) پیروی می‌کند از این گشتاورها استفاده می‌کنیم: همبستگی رشد سرمایه‌گذاری و رشد بهره‌وری در دورهٔ قبل، ($\rho_{\iota,a_{-1}}$)، خودهمبستگی رشد سرمایه‌گذاری، ($\rho_{\iota,\iota_{-1}}$)، واریانس رشد

سرمایه‌گذاری (σ_ι^2)، همبستگی تولید متوسط سرمایه و بهره‌وری ($\rho_{arpk,a}$) و واریانس تولید متوسط سرمایه (σ_{arpk}^2). این گشتاورها بسیار مشابه قسمت قبل هستند، اما برای مهار اثر ثابت بنگاه، از نرخ رشد به جای سطح متغیر استفاده می‌شود.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴ – ۱. داده

این پژوهش براساس دادهٔ تابلویی طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی که توسط مرکز آمار ایران گردآوری می‌شود انجام شده‌است. بازهٔ زمانی این داده از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ و دادهٔ خام شامل ۱۸۰۸۷۶ مشاهدهٔ کارگاه-سال و ۳۷۴۸۱ کارگاه یکتا است.

۴ – ۲. تمیزکردن و ساخت متغیرها

چهارچوب مدل به‌گونه‌ای است که با داشتن دو متغیر ارزش افزوده و سرمایهٔ بنگاه، می‌توان هر پنج پارامتر مدل را تخمین زد. برای به‌دست آوردن سهم ناهمگنی مارک‌آپ و تابع تولید در سوءتخصیص، نیازمند هزینهٔ بنگاه روی نهاده‌های واسطه‌ای و دستمزد پرداختی به نیروی کار نیز هستیم. مهم‌ترین متغیر مورد استفاده در این پژوهش، انبارهٔ سرمایهٔ فیزیکی است که آن را به پنج روش متفاوت حساب کرده و در ادامه نشان داده‌ایم که تخمین گشتاورهای مدل نسبت به این روش‌ها حساس نیست. برای مشاهده جزئیات داده و روش‌ها به پیوست (ج) مراجعه کنید.

۴ – ۳. گشتاورها و روش تخمین پارامترها

در این پژوهش به‌دنبال تخمین ۵ پارامتر $\gamma, V, \xi, \sigma_\epsilon^2, \sigma_\chi^2$ هستیم. برای این منظور از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده می‌کنیم. جزییات در پیوست (ت) آمده‌است. برای کالیبره کردن پارامترها برای اقتصاد ایران از پژوهش مدنی‌زاده و ابراهیمیان (۱۳۹۶) استفاده کرده‌ایم. نرخ تنزیل (β) مساوی ۰/۹۵ و توان سرمایهٔ فیزیکی در تابع تولید ($\hat{\alpha}_1$) را نیز برابر با ۰/۶۶ قرار داده‌ایم. کشش جانشینی در تابع مطلوبیت (θ) را برابر با ۶ (میانهٔ مقادیری معمول در ادبیات) قرار داده‌ایم.

برای محاسبهٔ گشتاورهای داده، ابتدا از ارزش افزوده و سرمایه لگاریتم گرفته و سپس از طریق رابطهٔ $arpk_{it} = y_{it} - k_{it}$، لگاریتم تولید متوسط سرمایه و از رابطهٔ $a_{it} = y_{it} - \alpha k_{it}$ لگاریتم بهره‌وری بنگاه را محاسبه کرده‌ایم. سپس اثرات ثابت صنعت-سال (در سطح آیسیک ۴ رقمی) را از تمام متغیرها حذف کرده‌ایم[۱]. این کار باعث می‌شود تا تمام روندهای کلان صنایع مختلف (ازجمله تغییرات قیمت‌ها) از متغیرها حذف شود و فقط تغییرات مختص هر بنگاه باقی بماند. پارامترهای مربوط به فرآیند بهره‌وری (ρ و σ_μ^2) نیز مستقیماً از داده و با تخمین یک فرآیند خودرگرسیون مرتبهٔ

۱. برای حذف اثرات شوک‌های کلان در داده، در هنگام محاسبهٔ گشتاورها، ابتدا اثرات ثابت صنعت-سال از تمام متغیرها (ارزش افزوده، انباره سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای) حذف می‌شود تا تغییرات ناشی از شوک‌های کلان و صنعت حذف شود و تغییرات مختص هر بنگاه باقی بماند.

اول محاسبه می‌شوند. جدول (۱)، گشتاورهای محاسبه‌شده از داده را نمایش می‌دهد. در پیوست (ج)، گشتاورها با ۵ شاخص سرمایهٔ دیگر که پیش‌تر شرح داده شد نیز محاسبه و گزارش شده‌اند. تفاوت ناچیزی در گشتاورهای حاصل از روش‌های مختلف وجود دارد.

جدول ۱: گشتاورهای مورد استفاده برای تخمین پارامترهای مدل

نماد	شرح	مقدار	خطای معیار
ρ	خودهمبستگی رشد بهره‌وری	۰/۷۷	۰/۰۰۴۰
σ_{μ}^{2}	واریانس تکانه رشد بهره‌وری	۰/۴۴	۰/۰۰۴۲
$\rho_{a,i_{-1}}$	همبستگی رشد بهره‌وری و رشد سرمایه‌گذاری دورهٔ قبل	۰/۰۳۱۲	۰/۰۰۴۷
$\rho_{i,i_{-1}}$	خودهمبستگی رشد سرمایه‌گذاری	-۰/۳۸۰	۰/۰۰۵۶
$\rho_{arpk,a}$	همبستگی رشد بهره‌وری و تولید متوسط سرمایه	۰/۹۱۱	۰/۰۰۳
σ_{i}^{2}	واریانس رشد سرمایه‌گذاری	۰/۰۰۹۳۱	۰/۰۰۰۲
σ_{arpk}^{2}	واریانس تولید متوسط سرمایه	۱/۰۴۱۳	۰/۰۱۲

۵. نتایج

در این قسمت پارامترهای تخمین‌زده‌شده برای مدل، سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص و اثر هریک بر بهره‌وری کل عوامل تولید گزارش می‌شود. در آزمایش‌های پادواقع، برای محاسبهٔ سهم هر عامل در سوءتخصیص، پارامترهای عوامل دیگر را مساوی صفر و میزان سوءتخصیص ایجادشده توسط مدل را محاسبه می‌کنیم.

ابتدا نتایج را برای مدل اصلی گزارش می‌کنیم. این مدل هر بخش از سوءتخصیص را به پنج عامل هزینه‌های تعدیل، نااطمینانی، اختلالات همبسته با بهره‌وری، اختلالات تصادفی و اختلالات ثابت در زمان برای هر بنگاه نسبت می‌دهد. در پیوست (ح)، نقش ناهمگنی در مارک‌آپ و توابع تولید بنگاه‌ها را از سایر موارد تفکیک می‌کنیم. سپس با استفاده از پژوهش‌های پیشین، نتایج به‌دست آمده برای اقتصاد ایران را با تعدادی از کشورها مقایسه می‌کنیم. به‌علاوه، با استفاده از این روش، سوءتخصیص را طی زمان بررسی می‌کنیم تا دریابیم سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص طی سال‌های مختلف چه تغییری کرده است.

۵ - ۱. سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص

در جدول (۲) پارامترهای تخمین‌زده‌شده از روش GMM گزارش شده[۱]، خطای استاندارد نیز به روش بوت‌استرپ و با استفاده از توزیع تجربی پارامترها به‌دست آمده است. ازآنجاکه پارامترها با تعداد مشاهدات زیادی تخمین زده می‌شوند، خطای استاندارد نسبتاً کوچکی برای آن‌ها به‌دست می‌آید.

جدول ۲: پارامترهای تخمین‌زده‌شده برای اقتصاد ایران

عامل	نماد پارامتر	تخمین پارامتر	خطای استاندارد
هزینهٔ تعدیل	ξ	۲/۵۶	۰/۲۷۳
نااطمینانی	$\frac{V}{\sigma_{\mu}^2}$	۰/۳۲	۰/۰۰۸۱
اختلال همبسته با بهره‌وری	γ	-۰/۷۴	۰/۰۱۴۳
اختلال تصادفی	σ_{ε}^2	۰/۱۰	۰/۰۱۵۶
اختلال ثابت در زمان	σ_{χ}^2	۰/۱۸	۰/۰۰۶۶

در جدول (۳) نیز میزان مطلق سوءتخصیص تولیدشده توسط هریک از عوامل (پادواقع) و سهم هر عامل از مجموع سوءتخصیصِ تولید شده توسط تمام عوامل گزارش شده است. در ستون آخر، میزان بهره‌وری ازدست‌رفته به‌خاطر هرکدام از این عوامل (با استفاده از رابطهٔ ۱۴) گزارش شده است.

مشاهده می‌شود در اقتصاد ایران، هزینهٔ تعدیل سرمایه و اختلالات همبسته با بهره‌وری بنگاه، نقش کلیدی در ایجاد سوءتخصیص دارند. به ترتیب ۳۳ و ۳۸ درصد از سوءتخصیص ایجادشده مربوط به این دو مورد است. در مقایسه با این دو مورد، نااطمینانی (مربوط به تخمین بنگاه از بهره‌وری دورهٔ بعد خود) نقش کوچک‌تری دارد و حدود ۱۰ درصد از سوءتخصیص را می‌توان به آن نسبت داد. ازآنجاکه اقتصاد ایران با تکانه‌های کلان بزرگ و با اهمیتی روبه‌رو است (مانند جهش نرخ ارز، تحریم، افزایش تورم)، طبیعی است که نااطمینانی در مورد تکانه‌های کلان در سرمایه‌گذاری بنگاه اثر بیشتری داشته باشد و نااطمینانی در مورد تکانه‌های مختص هر بنگاه اهمیت کمتری داشته باشد. تکانه‌های کلان به‌قدری شدید و بااهمیت هستند که تکانه‌های مختص هر بنگاه در مقابل آن ناچیز است.

---

۱. در تخمین پارامترها با کمینه کردن تابع هدف به روش GMM، رسیدن به حداقل گلوبال و هم‌چنین خوش‌رفتار بودن تابع (مانند نبود ناپیوستگی در اطراف نقطه‌ی بهینه) مهم است. بررسی‌های انجام‌شده پیرامون این موارد در پیوست (ت) آمده است.

جدول ۳: سوءتخصیص ایجادشده و بهره‌وری ازدست‌رفته به‌خاطر هرکدام از عوامل

عامل	سوءتخصیص ایجاد شده (پادواقع)	سهم از سوءتخصیص کل	رشد بهره‌وری در صورت حذف
هزینهٔ تعدیل	۰/۵۱	٪ ۳۳/۵	٪ ۷۲/۲
نااطمینانی	۰/۱۴	٪ ۹/۳	٪ ۱۹/۸۱
اختلال همبسته با بهره‌وری	۰/۵۹	٪ ۳۸/۶	٪ ۸۳/۵۳
اختلال تصادفی	۰/۱۰	٪ ۶/۸	٪ ۱۴/۱۶
اختلال ثابت در زمان	۰/۱۸	٪ ۱۱/۸	٪ ۲۵/۴۸

۵ - ۲. نقش ناهمگنی در قدرت بازار و تابع تولید

در این قسمت نقش ناهمگنی در تابع تولید و مارک‌آپ بنگاه‌ها را از سایر عوامل، که در قالب اختلال‌ها مدل شده بودند، تفکیک می‌کنیم (جزییات حل در پیوست (ح) آمده است). طبق بحثی که در قسمت مدل ارائه گردید، برای این منظور به چهار گشتاوری که در جدول (۴) ارائه شده‌اند نیازمندیم.

جدول ۴: گشتاورهای مربوط به ناهمگنی در تابع تولید و مارک‌آپ

گشتاور	شرح	مقدار
$\sigma^2(\log P_{it}Y_{it}/P_t^M M_{it})$	واریانس سهم نهادهٔ واسطه‌ای از ارزش افزوده	۰/۳۲
$cov\left(\widetilde{arpk_{it}}, \widetilde{arpn_{it}}\right)$	کوواریانس تولید متوسط سرمایه و تولید متوسط نیروی کار (اصلاح‌شده برای مارک‌آپ)	۰/۴۵
$\sigma^2(\widetilde{arpk_{it}})$	واریانس تولید متوسط سرمایه (اصلاح‌شده برای مارک‌آپ)	۱/۱۸
$\sigma^2(\widetilde{arpn_{it}})$	واریانس تولید متوسط نیروی کار (اصلاح‌شده برای مارک‌آپ)	۰/۶۳

توان نهادهٔ واسطه‌ای در تابع تولید (ζ) را نیز مساوی متوسط سهم نهادهٔ واسطه‌ای از فروش تعریف می‌کنیم. این پارامتر برای ایران ۰/۷ به‌دست می‌آید. حال می‌توان میزان سوءتخصیص (واریانس در تولید متوسط سرمایه) که توسط ناهمگنی در مارک‌آپ و تابع تولید ایجاد می‌شوند را به دست آوریم. میزان واریانس سهم نهادهٔ واسطه‌ای از ارزش افزوده دقیقا برابر با میزان واریانسی در تولید متوسط سرمایه است که به‌خاطر مارک‌آپ متفاوت ایجاد می‌شود. کران بالای سوءتخصیص ایجادشده به‌خاطر ناهمگنی در تابع تولید نیز با توجه به رابطهٔ (۲۷) و گشتاورهای گزارش شده در جدول (۵) قابل‌محاسبه است. جدول (۵) نقش این دو ناهمگنی در سوءتخصیص را نشان می‌دهد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، ناهمگنی بین بنگاه‌ها، چه از لحاظ قدرت بازار و چه از لحاظ توابع تولید، قابل‌توجه است. ناهمگنی در قدرت بازار ۲۱ درصد و ناهمگنی در توابع تولید (حداکثر)

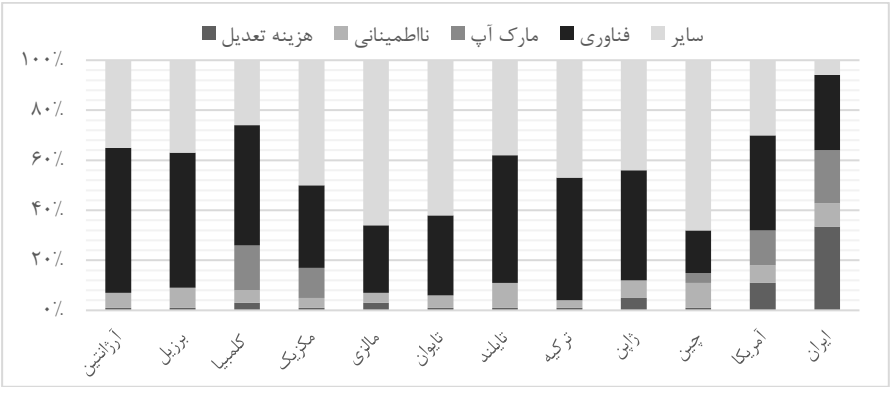
۳۰ درصد از سوءتخصیص مشاهده‌شده را توضیح می‌دهد. بنابراین، بیش از نیمی از واریانس تولید متوسط سرمایه که به‌عنوان سوءتخصیص تفسیر می‌شود، با توجه به این ناهمگنی‌ها قابل‌توضیح است. البته باید توجه داشت که عدد به‌دست آمده برای نقش ناهمگنی در تابع تولید یک کران بالا است. به علاوه، نمی‌توان تمام این واریانس در تولید متوسط را به‌خاطر انتساب به ناهمگنی بنگاه، کارا فرض کرد. به‌ویژه در مورد نابرابری در مارک‌آپ باید گفت این مورد خودش می‌تواند به‌خاطر اختلال‌های ناشی از سیاست دولت به وجود آمده باشد. بنابراین، چنان‌که در فضای نهادی ایران قابل‌تصور است، اگر بنگاه‌ها به دلیل قیمت‌گذاری دستوری یا انواع یارانه‌ها، مالیات‌ها و معافیت‌ها، با قیمت‌های متفاوتی برای نهاده‌ها روبرو باشند، ناهمگن بودن مارک‌آپ نیز نشان از ناکارایی است و «سوء»تخصیص محسوب می‌شود.

جدول ۵: اثر ناهمگنی در تابع تولید ومارک‌آپ بر سوءتخصیص

عامل	سوءتخصیص ایجادشده	سهم از سوءتخصیص کل
ناهمگنی در قدرت بازار	۰/۳۲	٪ ۲۱/۲۳
ناهمگنی در تابع تولید	۰/۴۶	٪ ۳۰/۰۳
جمع	۰/۷۸	٪ ۵۱/۲۶

۵ - ۳. مقایسه با سایر کشورها

برای دستیابی به شهود بهتر پیرامون گشتاورها، پارامترها و همچنین سهم عوامل مختلف، نتایج به ایران با سایر کشورها مقایسه شده‌است (شکل ۲). دیوید و همکاران (۲۰۲۱) همین چهارچوب را به یازده کشور درحال توسعه و توسعه‌یافته اعمال کرده‌اند. دادهٔ لازم برای تخمین سهم مارک‌آپ فقط درکشورهای مکزیک، کلمبیا، چین و آمریکا در دسترس نویسندگان بوده، بنابراین صفر بودن سهم این عامل در سایر کشورها ناشی ازمحدودیت‌های داده در پژوهش دیوید و همکاران (۲۰۲۱) است.

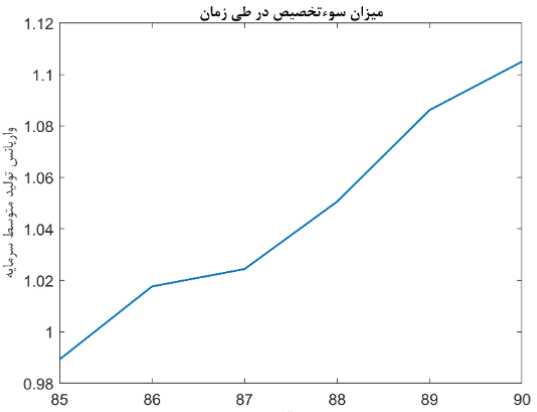


شکل ۲: عوامل مؤثر بر سوءتخصیص، مقایسهٔ ایران و یازده کشور

آنچه اقتصاد ایران را از سایر کشورها متمایز می‌سازد، اهمیت هزینهٔ تعدیل سرمایه است. سهم این مورد در سوءتخصیص از تمام کشورهای دیگر بیشتر است. لازم است بار دیگر به تعداد محدود مشاهدات در سایر کشورها توجه شود و نتایج بااحتیاط تفسیر گردد. نکتهٔ قابل‌ملاحظهٔ دیگر آن است که پس از در نظر گرفتن ناهمگنی در مارک‌آپ و تابع تولید، قسمتی از سوءتخصیص که توضیح داده‌نشده باقی می‌ماند، کوچک‌تر از سایر کشورهاست. سایش اطلاعاتی نقشی تقریبا هم‌اندازه با سایر کشورها دارد و نقش ناهمگنی در مارک‌آپ و تابع تولید همانند اکثر کشورها بسیار مهم است.

۵-۴. سوءتخصیص طی زمان

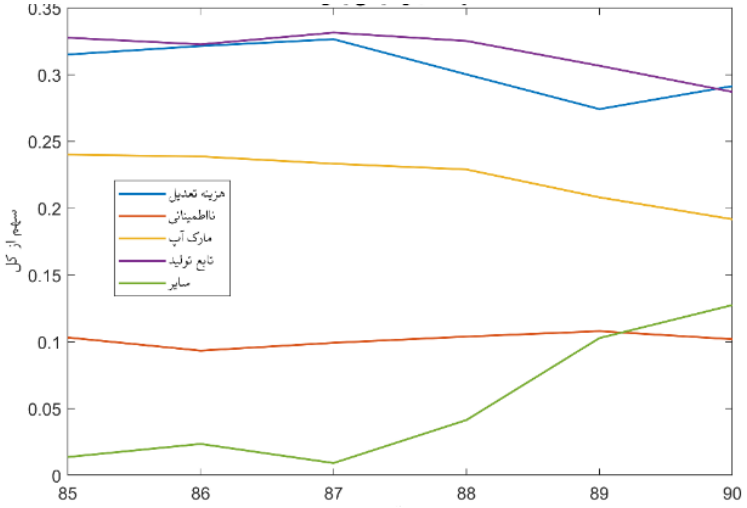
سؤال مهم دیگر تغییر اهمیت عوامل مختلف ایجادکنندهٔ سوءتخصیص طی زمان است. در این قسمت بازهٔ زمانی مطالعه را (۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲) به شش پنجرهٔ متحرک سه‌ساله تقسیم و گشتاورهای داده را جداگانه در هرکدام از این بازه‌های زمانی محاسبه می‌کنیم. همچنین در هر پنجرهٔ زمانی با روش بوت‌استرپ، ماتریس واریانس-کواریانس این گشتاورها را نیز به‌دست می‌آوریم. در شکل (۳) میزان سوءتخصیص طی زمان نشان‌داده‌شده، محور افقی سال ابتدای پنجرهٔ سه‌ساله است.



شکل ۳: میزان سوءتخصیص سرمایهٔ فیزیکی طی زمان

میزان سوءتخصیص در اقتصاد ایران طی این دوره افزایشی بوده و حدود ۱۱ درصد زیاد شده است. برای پاسخ به این پرسش که سهم عوامل مختلف طی این دوره چگونه تغییر کرده، پارامترهای مدل را برای هرکدام از بازه‌های زمانی تخمین می‌زنیم و سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص را تفکیک می‌کنیم. شکل (۴) سهم هر عامل را نشان می‌دهد. از سال ۱۳۸۷، سهم اختلال‌ها (سایر عوامل) در سوءتخصیص افزایش قابل‌توجهی داشته و از ۱/۳۸ به بیش ۱۲/۷ درصد رسیده است. سایر موارد، مانند هزینهٔ تعدیل و ناهمگنی در تابع تولید تقریباً طی زمان ثابت هستند که با شهود اقتصادی همخوانی دارد. زیرا تابع تولید بنگاه‌ها در بازهٔ زمانی نسبتاً کوتاه نباید تغییر قابل‌توجهی بکند.

توجه شود که شکل فوق سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص را نشان می‌دهد و دلیل اینکه سهم عواملی مانند هزینهٔ تعدیل یا مارک‌آپ کاهشی شده، افزایش میزان مطلق سوءتخصیص (مخرج کسر) است. برای مشاهدهٔ میزان مطلق سوءتخصیص ایجادشده توسط هر عامل، بنگرید به پیوست (چ). بنابراین، افزایش سوءتخصیص در سال‌های پس از ۱۳۸۷، توسط عواملی مانند هزینهٔ تعدیل و ناهمگنی بنگاه‌ها قابل‌توضیح نیست، بلکه افزایش اختلال‌ها (که می‌تواند ناشی از دخالت‌های دولت باشد) به‌طور قابل‌توجهی افزایش یافته است.



شکل ۴: سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص در اقتصاد ایران طی زمان

۵ – ۵. آزمون‌های پایداری

در این قسمت پایداری نتایج نسبت به تغییر در روش محاسبهٔ گشتاورها و در نظر گرفتن خطای اندازه‌گیری در متغیرها بررسی می‌شود.

۵ – ۶. گشتاورها از روش‌های مختلف

در جدول (۶)، گشتاورهای حاصل از سرمایه‌های ساخته‌شده به روش‌های متفاوت گزارش شده است. مشاهده می‌شود گشتاورهای به‌دست آمده (و درنتیجه پارامترها و سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص) از تمام روش‌ها بسیار نزدیک به یکدیگرند و تفاوت قابل‌توجهی وجود ندارد.

جدول ۶: گشتاورهای به‌دست آمده از روش‌های متفاوت ساخت سرمایهٔ فیزیکی

روش	ρ	σ_{μ}^{2}	$\rho_{a,i_{-1}}$	$\rho_{i,i_{-1}}$	$\rho_{arpk,a}$	σ_{i}^{2}	σ_{arpk}^{2}
روش PIM	۰,۷۶۶	۰,۴۴۰	۰,۰۳۱	-۰,۳۸۰	۰,۹۱۱	۰,۰۰۹	۱,۰۴۱
نسبت $\frac{i}{k}$	۰,۷۶۸	۰,۴۵۳	۰,۰۳۱	-۰,۳۷۹	۰,۹۱۰	۰,۰۰۹	۱,۰۷۵
رگرسیون	۰,۷۶۹	۰,۴۵۶	۰,۰۳۲	-۰,۳۷۶	۰,۹۰۲	۰,۰۰۹	۱,۰۷۶
روش سلینگر و سامرز	۰,۷۶۶	۰,۴۳۹	۰,۰۲۷	-۰,۳۷۴	۰,۹۱۲	۰,۰۰۸	۱,۰۴۳
فرض سرمایه‌گذاری صفر	۰,۷۵۴	۰,۴۸۲	۰,۰۴۷	-۰,۳۷۷	۰,۹۲۱	۰,۰۱۷	۱,۱۱۲
مقادیر حقیقی	۰,۷۶۶	۰,۴۴۴	۰,۰۳۳	-۰,۳۸۱	۰,۹۱۲	۰,۰۱۰	۱,۰۵۲
پنل متوازن	۰,۷۷۱	۰,۳۶۸	۰,۰۴۷	-۰,۳۷۳	۰,۹۳۱	۰,۰۱۱	۰,۹۲۱۷

عامل مهم دیگری که در قسمت مرور ادبیات نیز به آن اشاره شد، خطای اندازه‌گیری است. طبیعی است که در جمع‌آوری، گزارش و ثبت داده‌های بنگاه‌ها، خطا صورت گیرد. این عامل می‌تواند محاسبات ما در مورد میزان سوءتخصیص را تحت تأثیر قرار دهد. پژوهش بیلز و همکاران (۲۰۲۱) روشی برای تخمین نقش خطای اندازه‌گیری جمع‌شونده ارائه داده که از آن استفاده می‌کنیم. نشان داده می‌شود تحت شرایط مشخصی، ضریب λ در رگرسیون زیر:

$$\Delta va_{it} = \beta_1\, arpk_{it} + \beta_2 \Delta k_{it} - \beta_2(1-\lambda) arpk_{it} \cdot \Delta k_{it} + D_{jt} + \epsilon_{it}$$

نشان‌دهندهٔ نسبت سوءتخصیص واقعی به سوءتخصیص اندازه‌گیری‌شده است. در عبارت فوق، Δva_{it} رشد ارزش افزوده و Δk_{it} رشد سرمایهٔ فیزیکی را نشان می‌دهند. D_{jt} اثرات ثابت صنعت-سال است. با تخمین این رگرسیون λ برابر با ۱/۰۶ به‌دست می‌آید. بنابراین، تخمین‌های ما از شدت سوءتخصیص اولا از خطای اندازه‌گیری جمع‌پذیر کمی رنج می‌برند.، ثانیاً اعدادی که در این قسمت ارائه گردید کران پایین میزان سوءتخصیص در اقتصاد ایران هستند، زیرا به‌نظر می‌رسد خطای اندازه‌گیری باعث اندکی (۶ درصد) کاهش در میزان سوءتخصیص محاسبه‌شده گردیده است.

۶. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، به تخمین سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص سرمایهٔ فیزیکی در کارگاه‌های صنعتی ایران پرداخته شد. سپس نحوهٔ تغییرات سهم این عوامل طی زمان نیز بررسی گردید.

با هدف تفکیک سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص سرمایهٔ فیزیکی در ایران، با استفاده از دادهٔ طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی در سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۹۲ به تخمین پارامترهای یک مدل تعادل عمومی پرداختیم. در این مدل چند عامل ایجادکنندهٔ سوءتخصیص وجود دارد که عبارتند از: هزینهٔ تعدیل سرمایه، نااطمینانی بنگاه‌ها در مورد بهره‌وری دورهٔ بعد، اختلال‌های همبسته با بهره‌وری بنگاه، اختلالات تصادفی و اختلالات ثابت برای هر بنگاه. با استفاده از روش GMM و با نزدیک‌کردن گشتاورهای داده و مدل، پارامترهای مدل تخمین زده می‌شود. پس از به‌دست آمدن پارامترها، امکان محاسبهٔ پادواقع‌ها وجود دارد و از این طریق نقش هر عامل (با صفر گذاشتن پارمترهای سایر عوامل)

به‌دست می‌آید. همچنین روشی برای تخمین نقش ناهمگنی در مارک‌آپ و تابع تولید بنگاه‌ها ارائه گردیده است.

نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سه عامل: ۱. هزینه‌های تعدیل (۳۰ درصد)؛ ۲. ناهمگنی در مارک‌آپ (۲۰ درصد) و ۳. ناهمگنی در تابع تولید بنگاه‌ها (۳۰ درصد) پتانسیل توضیح بیش از ۸۰ درصد نابرابری در تولید متوسط سرمایه در اقتصاد ایران را دارند. نااطمینانی بنگاه در مورد بهره‌وری آیندهٔ خودش و سایر عوامل نیز هرکدام حدود ۱۰ درصد از نابرابری در تولید متوسط سرمایه را توضیح می‌دهند. دقت شود که در این مدل از تکانه‌های کلان صرف‌نظر کرده‌ایم و بنابراین نااطمینانی بنگاه در مورد تکانه وارد به بهره‌وری مختص خود بنگاه است.

همچنین نشان داده شد که میزان واریانس تولید متوسط سرمایه طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ روند کاملاً صعودی را طی کرده است (حدود ۱۱ درصد افزایش). با تقسیم بازهٔ زمانی به پنجره‌های زمانی سه ساله و تخمین مدل در هرکدام از پنجره‌های زمانی، نشان داده شد که از سال ۱۳۸۷ به بعد، سهم اختلال‌ها در سوءتخصیص افزایش یافته، درحالی‌که میزان سوءتخصیصی که عواملی همچون هزینه‌های تعدیل و ناهمگنی بنگاه‌ها ایجاد می‌کرده، ثابت مانده است.

References

Asker, J., Collard-Wexler, A., & De Loecker, J. (2014). Dynamic inputs and resource (mis) allocation. *Journal of Political Economy, 122*(5), 1013-1063.

Asker, J., Collard-Wexler, A., & De Loecker, J. (2019). (Mis) allocation, market power, and global oil extraction. *American Economic Review, 109*(4), 1568-1615.

Bils, M., Klenow, P. J., & Ruane, C. (2021). Misallocation or mismeasurement? *Journal of Monetary Economics, 124*, S39-S56.

Cooper, R. W., & Haltiwanger, J. C. (2006). On the nature of capital adjustment costs. *The Review of Economic Studies, 73*(3), 611-633.

David, J. M., Hopenhayn, H. A., & Venkateswaran, V. (2016). Information, misallocation, and aggregate productivity. *The Quarterly Journal of Economics, 131*(2), 943-1005.

David, J. M., & Venkateswaran, V. (2019). The sources of capital misallocation. *American Economic Review, 109*(7), 2531-67.

David, J. M., Venkateswaran, V., Cusolito, A. P., & Didier, T. (2021). Capital Allocation in Developing Countries. *The World Bank Economic Review, 35*(4), 1102-1121.

De Loecker, J., & Warzynski, F. (2012). Markups and firm-level export status. *American Economic Review, 102*(6), 2437-71.

Eshaqnia, M. S. (2012). *Input misallocation and total factor productivity in Iran's manufacturing sector, the role of trade* (Master's thesis, Sharif University of Technology). [In Persian]

Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2013). Misallocation and financial market frictions: Some direct evidence from the dispersion in borrowing costs. *Review of Economic Dynamics, 16*(1), 159-176.

Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others?. *The Quarterly Journal of Economics, 114*(1), 83-116.

Haltiwanger, J., Kulick, R., & Syverson, C. (2018). Misallocation measures: The distortion that ate the residual. *National Bureau of Economic Research*, (No. w24199).

Hsieh, C. T., & Klenow, P. J. (2009). Misallocation and manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics, 124*(4), 1403-1448.

Madanizadeh, S. A., & Ebrahimian, M. (2018). Designing and Calibrating a Core General Equilibrium Macro Model for the Iran's Economy. *Journal of Economic Research and Policies, 25*(84), 7-42. (In Persian).

Mahmmodzadeh, A., Nili, F., & Nili, M. (2016). *Working capital, misallocation, and total factor productivity* (PhD dissertation, Sharif University of Technology). [In Persian]

Midrigan, V., & Xu, D. Y. (2014). Finance and misallocation: Evidence from plant-level data. *American Economic Review, 104*(2), 422-58.

Moll, B. (2014). Productivity losses from financial frictions: Can self-financing undo capital misallocation? *American Economic Review, 104*(10), 3186-3221.

Motavessli, A. (2009). *The effect of removing price distortions on Iranian industrial firms* (Master's thesis, Sharif University of Technology). [In Persian]

Parente, S. L., & Prescott, E. C. (2002). *Barriers to riches*. MIT Press.

Peters, M. (2020). Heterogeneous markups, growth, and endogenous misallocation. *Econometrica, 88*(5), 2037-2073.

Restuccia, D., & Rogerson, R. (2008). Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments. *Review of Economic Dynamics, 11*(4), 707-720.

Restuccia, D., & Rogerson, R. (2017). The causes and costs of misallocation. *Journal of Economic Perspectives, 31*(3), 151-74.

Schmitz Jr, J. A. (2005). What determines productivity? Lessons from the dramatic recovery of the US and Canadian iron ore industries following their early 1980s crisis. *Journal of Political Economy, 113*(3), 582-625.

Song, Z., & Wu, G. L. (2015). *Identifying capital misallocation*. Work. Pap., Univ. Chicago, Chicago.

Statistical Center of Iran. (2014). Standard statistical definitions and concepts. Statistical Center of Iran, Office of public relations and international cooperations. [In Persian]

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 175-200

Determinants of Capital Misallocation An Evidence from the Iranian Industrial Establishments

Seyed Mahdi Hosseini Maasoum[1]
Dr. Amineh Mahmoudzadeh[2]
Dr. Seyed Ali Madanizadeh[3]

Received: 2023/06/30 Accepted: 2023/08/11

Introduction

The question of why different countries vary in terms of per capita welfare, has always been a fundamental issue in economics. It is generally agreed within the economic literature that the disparity in per capita income among nations cannot be primarily attributed to differences in the production inputs. Instead, it seems that the main discrepancy lies in the total factor productivity (TFP) of each country.

Another crucial question is what factors contribute to the differences in TFP. The related literature generally falls into two categories. The first suggests the problem is the lack of advanced technology usage. According to these theories, various factors, including detrimental government businesses in developing countries fail to utilize the recent technologies, which lead to lower TFP.

The second, more recent line of thought emphasizes the heterogeneity and disparity of firms within each country rather than considering a representative firm for each nation. The "misallocation" literature builds on the idea that differences in TFP among countries not only depend on individual firms productivity but also on how production inputs are distributed among these firms.

This research seeks to answer what factors contribute to the misallocation of physical capital in the Iranian economy. Such an unnderstanding is crucial to address misallocation and move towards optimal allocation, thereby enhancing productivity and welfare. However, it is first necessary to identify what factors cause misallocation as each one demands a distinct solution. Some of these factors are inherently optimal, such as misallocation caused by the firms technology heterogeneity or the presence of physical capital adjustment costs, which do not require any corrective action. In contrast, others result from disruptive government policies and a hostile economic environment that stifle the economy.

Methodology

In order to address this research question, we utilize a general equilibrium model based on the work of David and Venkateswaran (2019), featuring heterogeneous

1. Pre-doctoral research assistant, London School of Economics, London, UK. Email: s.m.hosseini-maasoum@lse.ac.uk
2. Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. (Corresponding Author) Email: mahmoodzadeh@sharif.edu
3. Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. Email: madanizadeh@sharif.edu

firms. We estimate the parameters using panel data from industrial workshops from 2003 to 2013 (the most recent data available) and employ the Generalized Method of Moments (GMM). The estimation of structural parameters allows us to disentangle the influences of five misallocation-causing factors. These are: 1. Investment adjustment costs, 2. Information frictions, 3. Distortions, 4. Heterogeneity in firms mark-ups, and 5. Heterogeneity in firms technology. It should be noted that in this model, information frictions refer only to firm's uncertainty about its own future productivity, not macro-level uncertainty.

One notable feature of this research is its consideration of several misallocation factors within a single model. As will be discussed further, concentrating on one misallocation factor without considering others could significantly bias estimates of that factor role. By incorporating multiple factors into a unified framework, we can obtain unbiased estimates of each factor. Choosing appropriate moments to match the data and the model is a major challenge in this process. David and Venkateswaran (2019) demonstrate that by selecting five specific moments, the model parameters can be estimated uniquely and without bias.

Another strength of this study lies in its use of statistical data from the annual survey of industrial plants. Given the significant differences between smaller businesses and large corporations, along with the former considerable role in employment in Iran, studies based solely on large corporations cannot paint an accurate picture of the Iranian economy.

Results and Conclusion

Our findings indicate that capital adjustment costs, heterogeneity in the production function, and heterogeneity in firms mark-ups are the three primary causes of misallocation in the Iranian economy, accounting for over 80% of the variance in average capital production. Furthermore, the results demonstrate that misallocation has grown during the study period, with a particularly notable increase after 2007 due to the growing impact of disturbances.

Keywords: Misallocation, Physical Capital, Iranian Economy, Manufacturing Establishments
JEL Classification: D22, D24, D25, E22, G31

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۲۰۱-۲۳۱

بررسی نحوهٔ اثرگذاری اجزای منابع نقدینگی در اقتصاد ایران: رهیافت DSGE

حسین صمصامی مزرعه آخوند[۱]
احمد بختیاری[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۴/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۶/۶

چکیده

کنترل مدیریت‌نشدهٔ رشد نقدینگی به‌دلیل پیامدهای منفی آن، همواره مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است. هدف مقالهٔ حاضر تحلیل و بررسی مکانیسم اثرگذاری اجزای منابع نقدینگی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران است. تغییرات نقدینگی منابع مختلفی دارد و ناشی از تغییر در عرضه دارایی‌های متفاوتی است که اجزای مختلف منابع نقدینگی را تشکیل می‌دهند و می‌توانند اثرات متفاوتی بر عملکرد متغیرهای کلان اقتصادی داشته باشند. به این منظور یک الگوی اقتصاد کلان با لحاظ کردن اجزای منابع نقدینگی شامل خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری طراحی شده است که روابط متغیرهای اقتصادی را در چهارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی ارائه می‌دهد. الگوی موردنظر براساس اطلاعات اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۹ شبیه‌سازی شده است. واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به‌ازای رشدهای یکسان نقدینگی براساس توابع عکس‌العمل آنی، نشان می‌دهد اجزای مختلف منابع نقدینگی اثرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند. این نتایج حامل این پیام سیاستی است که علاوه بر مدیریت نقدینگی، توجه به تحولات اجزای منابع نقدینگی نیز از اهمیت بسیاری در حوزهٔ سیاست‌گذاری پولی برخوردار است.

واژگان کلیدی: الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، سیاست‌های پولی، مکانیسم انتقال پولی، منابع نقدینگی

طبقه‌بندی JEL: E47، E52، E58

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول) h-samsami@sbu.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری رشتهٔ اقتصاد پولی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
Ahmadbakhtiyari329@yahoo.com

۱. مقدمه

حجم عرضهٔ پول بیرونی را سیاست‌گذار تعیین می‌کند، ولی حجم پول و نقدینگی متأثر از تصمیم اشخاص بر ترکیب سبد دارایی‌شان و رفتار بانک‌ها (از کانال وام‌دهی و ترازنامه) در عرضه پول درونی خواهد بود. سبد دارایی افراد متشکل از پول بیرونی، وام و سایر دارایی‌هاست. از منظر این دیدگاه، تغییر اولیه در پول بیرونی (پایه پولی) باعث تغییر در عرضه و تقاضای انواع دارایی‌ها (مانند پول بیرونی و درونی) و نرخ بازدهی آن‌ها می‌گردد و رفتار اشخاص و بانک‌ها ترکیب بهینه سبد دارایی‌های اشخاص و بانک‌ها و ترکیب جدید و تعادلی حجم نقدینگی را تعیین می‌کند. به علت تفاوت در ساختار اقتصاد در کشورهای مختلف، پول بیرونی خود می‌تواند از منشأهای متفاوتی ایجاد شود، افزایش برون‌زای هریک از اجزای تشکیل‌دهنده ستون دارایی‌های بانک مرکزی (پایه پولی)، باعث تغییر در عرضه نسبی آن دارایی و نرخ بازدهی آن می‌گردد (چکتی[1]، ۱۹۹۵).

کنترل نقدینگی یکی از رایج‌ترین رویکردهای سیاست پولی در کشورهای مختلف، به‌ویژه قبل از دههٔ ۱۹۹۰ میلادی بوده است. جدا از سؤال اصلی در حوزه سیاست پولی دال بر آثار تکانه نقدینگی، سؤال مهم دیگر آن است که آیا اثرات اجزای منابع نقدینگی شامل خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدهی بخش غیردولتی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری بر عملکرد متغیرهای اقتصاد کلان متفاوت است؟ در یک گام جلوتر این سؤال می‌تواند مطرح شود که آیا تغییر ترکیب دارایی‌های خارجی و داخلی سیستم بانکی از کانال‌های مجزا در نقدینگی نقش تعیین کننده‌ای در زمینه انتقال پولی ایفا می‌نمایند؟

به‌منظور پاسخگویی به این سؤالات، اطلاعات اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۹ شبیه‌سازی شده است. در این مطالعه اجزای منابع نقدینگی از کانال‌های ترازمالی دولت، تراز پرداخت‌ها و ترازنامه بانک‌ها در چهارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در الگوی تحقیق ترازنامه بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و بانک مرکزی، برحسب اجزای منابع نقدینگی تفکیک شده است و تکانه‌های منابع نقدینگی از کانال‌های مربوطه تحلیل می‌شود.

بخش‌های مختلف مقاله پیش‌رِو، بدین شرح ساماندهی شده است: در بخش دوم، به بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش می‌پردازیم. سپس، در بخش سوم، ویژگی‌ها و چهارچوب الگوی پژوهش بیان می‌شود. در بخش چهارم با تعیین مقادیر ورودی الگو و آثار تکانه‌های اجزای منابع نقدینگی بررسی می‌شود. درنهایت، نتایج و پیشنهادات در بخش پنجم و همچنین منابع مقاله در بخش ششم ارائه می‌شود.

1. Cecchetti

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

به منظور بررسی کاربردی‌تر عرضه پول می‌توان آن را با توجه به ترازنامه سیستم بانکی مورد مطالعه قرار داد. با توجه به چندین مطالعه صورت گرفته در کشورهای مختلف، می‌توان به کشور الجزیره و مجموعه‌ای از هفت کشور آفریقایی یا بانک مرکزی مشترک به‌عنوان تجربهٔ موردی در این زمینه اشاره نمود. مطالعهٔ سارنو و تیلور[1] (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که در ترازنامه بانک فدرال سنت لوئیس[2]، ستون دارایی، خالص دارایی خارجی (طلا و ذخایر خارجی) و خالص دارایی داخلی (ضمانت‌نامه‌های دولتی و وام به بانک‌های تجاری و غیره) را شامل شده و ستون بدهی شامل پایه پولی (پول رایج و سپرده نزد بانک‌های تجاری) و خالص ثروت (مازادهای مخارج و مجموع خالص سود و مازاد سرمایه دارایی‌های داخلی و خارجی) می‌باشد. عبدرضاک[3] (۲۰۰۵) به تجزیه و تحلیل رسمی تأثیر تغییر قیمت مشتقات نفتی بر عرضه پول در کشور الجزیره از طریق الگوی حسابداری طراحی‌شده توسط کرانچلیان[4]پرداخته است. بهیتا[5] (۱۹۷۱) تغییرات عرضه پول در بازهٔ زمانی ۱۹۶۲-۱۹۶۸ برای هفت کشور آفریقایی (داهوم، توگو، ولتای بزرگ، ساحل عاج، موریتانی، نیجر و سنگال) که بانک مرکزی مشترک[6] داشتند را مدنظر قرار داده است. پسران[7] (۱۹۹۸) معتقد است با توجه به ماهیت توسعه‌نیافته بازارهای سرمایه و اوراق قرضه (مربوط به دوران مورد بررسی) در ایران، تمام نیازهای مالی بخش خصوصی و دولتی از طریق سیستم بانکی تأمین می‌گردد. ازاین‌رو گسترش اعتبارات بخش خصوصی و دولتی از مهم‌ترین عوامل رشد عرضه پول و به‌دنبال آن تورم می‌باشد. در طول دو دهه اخیر حجم نقدینگی به‌طور متوسط در حدود ۲۷,۷ درصد رشد داشته و عملکرد آن در سال‌های مختلف با نوسانات قابل‌توجهی همراه بوده است. از این منظر می‌توان گفت که معضل رشد بالای نقدینگی، چالشی ساختاری برای اقتصاد ایران بوده و رشد بالا و پرنوسان این متغیر در تمام دولت‌های بیست سال گذشته وجود داشته است.

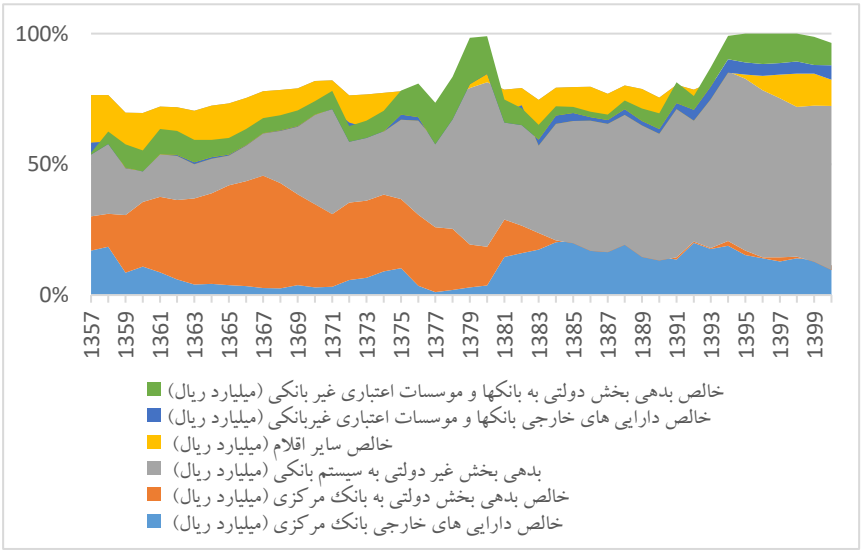
---

1. Sarno and Taylor
2. Federal Reserve Bank of St Louis
3. Abderezak
4. Taim Karanchian
5. Bhatia (1971)
6. The Banque Centrale des Etats de l Afrique de l Ouest (BECAO)
7. Pesaran

شکل ۱: آمار رشد نقدینگی طی سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۹۹)

(منبع: یافته‌های پژوهش)

معضل نرخ رشد نقدینگی مشکل ساختاری بلندمدتی است که بخش عمده آن ناشی از کسری بودجه، مشکل دسترسی به درآمدهای ارزی و وضعیت سلامت مالی بانک‌هاست. منابع نقدینگی شامل: خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی، خالص دارایی‌های داخلی سیستم بانکی و خالص سایر دارایی‌های سیستم بانکی است. خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی به دو بخش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی تقسیم می‌شود. خالص دارایی‌های داخلی سیستم بانکی شامل: خالص بدهی‌های بخش دولتی به بانک مرکزی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدهی بخش غیردولتی بانک‌ها و مؤ سسات اعتباری است. شکل (۲) سهم اجزای منابع نقدینگی را نشان می دهد



شکل ۲: سهم اجزای منابع نقدینگی

(منبع: یافته‌های پژوهش)

سوگو و ویدا[1] (۲۰۰۵) به ارائهٔ یک الگو DSGE [2] برای اقتصاد ژاپن به‌منظور شاخت عوامل مؤثر در به‌وجود آمدن سیکل‌های تجاری و چگونگی تاثیرگذاری سیاست پولی بر تورم، پرداخته است. استراکا[3] (۲۰۰۷) در قالب یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا و با فرض قیمت‌های چسبنده به بررسی اثر پول درونی بر تولید و تورم پرداخته است. باریل و همکاران[4] (۲۰۱۰) بر پایه الگوی تعادل عمومی تصادفی پوبا و رویکرد کینزی جدید، تأثیر تکانه‌های پولی و مال را بر متغیرهای کلان اقتصادی در اسپانیا بررسی کردند. لیو و همکاران[5] (۲۰۱۱) بر پایه الگوی ادوار تجاری حقیقی و الگوی سویچینگ، رابینسون[6] (۲۰۱۳) در قالب تعادل عمومی تصادفی پویا ، کاپورال و همکاران[7] (۲۰۱۵)، دمیرباس و همکاران[8] (۲۰۱۷)، ال در[9] (۲۰۱۸)، دوران و هرناندز[10] (۲۰۱۸) و کاپوچینسکی و پیتریکا[11](۲۰۱۹) در روش VAR تاثیر تکانه‌های پولی را بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کردند. از میان پژوهش‌هایی که به طور مستقیم به مسئله سازوکار انتقال پولی در ایران پرداخته اند، می توان به مقاله‌های قربانی ، شریفی رنانی و همکاران (۱۳۸۹)، مشیری و واشقانی (۱۳۹۰)، کمیجانی و علی نژاد مهربانی (۱۳۹۱)، تبری (۲۰۱۳) ،نائینی و زمان‌زاده (۱۳۹۵)، علایی و بختیاری (۱۳۹۷)، محمد پور و همکاران (۱۳۹۹) اشاره کرد. وجه تمایز مقاله‌های نام برده را می‌توان در نظر گرفتن متغیرهای درون‌زای متفاوت و عمدتا با تکانه پولی، و رویکرد اقتصادسنجی الگوی خودهمبسته برداری (VAR) دانست. در مقاله کمیجانی و علی‌نژاد مهربانی(۱۳۹۱) از خالص دارایی‌های خارجی و در مطالعه شریفی رنانی و همکاران از نرخ ذخیره قانونی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان متغیر ابزار سیاست پولی استفاده شده است. تبری (۲۰۱۳) نیز برای ارزیابی مجراهای انتقال پولی در ایران از یک VECM استفاده کرده است. نائینی و زمان‌زاده (۱۳۹۵) از پول داخلی و خارجی، ترکیب دارایی‌های خارجی و داخلی در پایه پولی و ترکیب پول و شبه پول در چهارچوب یک مدل تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زای نامانا (VECMX)[12] به‌عنوان متغیر ابزار سیاست پولی استفاده کردند. علائی و بختیاری (۱۳۹۷) تأثیر آستانه‌ای پایه پولی را بر تورم در اقتصاد ایران براساس رویکرد

1. Sogo and Vida
2. Dynamic stochastic general equilibrium
3. Stracca
4. Burriel et al
5. Liu et al
6. Robinson
7. Caporale et al. (2015)
8. Demirbas et al. (2017)
9. Elder (2018)
10. Durán & Hernández
11. Kapuściński & Pietryka
12. Vector Error Correction Model with exogenous variables

سیدراسکی بررسی کرده‌اند. محمدپور و همکاران (۱۳۹۹) در یک تحقیق به بررسی تأثیر تکانه‌های پایه پولی بر متغیرهای کالن در اقتصاد ایران پرداخته‌اند.

تفاوت این مطالعه با مقالات چاپ‌شده در این موضوع، توجه به این ایده است که چون اجزای منابع نقدینگی از یک جنس نیستند و از کانال‌های مختلف همچون تراز مالی دولت، ترازپرداخت‌ها و تراز بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی نشأت می‌گیرند اثر همگن بر متغیرهای کلان ندارند.

۳. تصریح الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

ساختار الگوی طراحی‌شده در این پژوهش به‌منظور بررسی تعامل‌بخش حقیقی و پولی یک اقتصاد باز شامل شش بخش اصلی خانوارها، بنگاه‌ها، واسطه‌گر مالی، دولت و مقام پولی است که در ادامه به توضیح مفروضات و ویژگی‌های هر بخش پرداخته می‌شود. مدل ارئه‌شده در این پژوهش مبتنی بر مطالعهٔ یاکوویلو (۲۰۱۵) بوده که با توجه به ویژگی‌های اقتصاد ایران و همچنین مطالعهٔ هادیان و درگاهی (۲۰۲۱) می‌باشد.

۳ – ۱. بخش خانوار

۳ – ۱ – ۱. خانوار پس‌اندازکننده

خانوارهای پس‌اندازکننده مالک بنگاه‌ها هستند و به‌دلیل کسب عایدی سرمایه و سود بنگاه‌ها، دارای مازاد منابع مالی هستند که انتخاب‌های فراتری نسبت به مصرف و نگهداری پول نقد، مانند سپرده‌گذاری ریالی، سپرده‌گذاری ارزی و سرمایه‌گذاری برای آن‌ها به‌همراه دارد.

فرض می‌شود اقتصاد از تعداد زیادی خانوار همگن تشکیل شده است. خانوار نماینده از مصرف کالاها (c_t) و نگهداری دارایی های پولی حقیقی(h_t) مطلوبیت کسب می‌کند و با عرضه کار (n_t) از مطلوبیتش کاسته می‌شود. ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول زندگی خود کسب می کند به شکل رابطه (۱) است:

$$U_0^{\mathrm{i}} = E_0 \sum_{\mathrm{t}=0}^{\infty} \beta^{\mathrm{t}} \{ \frac{(c_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \psi_x \log\left(\frac{X_t}{P_t}\right) - \frac{(n_t)^{1-\sigma_n}}{1-\sigma_n} \} \qquad \mathrm{i=p, I} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، β عامل تنزیل، σ_c و σ_n عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف و عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد حقیقی، p_t سطح عمومی قیمت‌ها براساس شاخص بهای مصرف‌کننده ψ_h کشش بهره‌ای تقاضای دارایی‌های پولی است. مانند اگنور و همکاران[1] (۲۰۱۴)، X_t شاخص ترکیبی دارایی های پولی میانگین هندسی نگهداری اسکناس و مسکوک ($M_{\mathrm{t}}^{\mathrm{c}}$)، ($d_t$) انواع سپرده های ریالی، ($d_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}}$) انواع سپرده ارزی و e_t نرخ ارز است. که به‌صورت حقیقی به شکل رابطه (۲) بیان می شود و μ ε (۰،۱) و γ ε (۰،۱) است:

$$X_t = (M_{\mathrm{t}}^{\mathrm{c}})^{\mu} (d_t)^{\gamma} (e_t . d_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}})^{1-\mu-\gamma} \qquad (۲)$$

1. Agénor et al.

هدف خانوارها این است که با انتخاب بهینه متغیرهای تصمیم، ارزش کنونی مطلوبیت مورد انتظار طی دوره را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر کنند.

خانوار در هر دوره علاوه بر مصارف خصوصی (C_t^p) و نگهداری اسکناس و مسکوک ($m_t^{c,p}$)، مازاد درآمد حاصل از عرضه نیروی کار ($w_t \ n_t^p$) را صرف سرمایه‌گذاری (i_t)، سپرده‌گذاری ریالی (سپرده دیداری و غیر دیداری) (d_t) و سپرده ارزی (d_t^e) در بانک‌ها و مؤسسات اعتباری می‌کند. تمام متغیرهای یادشده به‌صورت حقیقی است. همچنین نرخ بازده اسمی سپرده‌گذاری ریالی R_t^d و نرخ بازده اسمی سپرده‌گذاری ارزی R_t^e است.

بدین ترتیب، با لحاظ خالص مالیات‌های پرداختنی حقیقی (T_t^p)، عایدی ناشی از اجاره موجودی سرمایه ($R_t^k \ k_{t-1}$) و سودهای حقیقی تقسیم‌شده بنگاه‌ها (Div_t) و قید بودجه خانوار بر حسب متغیرهای حقیقی به شکل رابطه (۳) خواهد بود.

$$c_t + \frac{p_t^l}{P_t} i_t + m_t^c + d_t + d_t^e = w_t n_t + \left(1 + R_{t-1}^d\right) \frac{d_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}^c}{\pi_t} + R_t^k \ k_{t-1} - T_t + Div_t + (1 + R_{t-1}^e) \frac{d_{t-1}^e}{\pi_t} \quad (۳)$$

دررابطه فوق، π_t شاخص تورم مصرف‌کننده است که به‌صورت $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ محاسبه می‌شود. همچنین سرمایه‌گذاری i_t به موجودی سرمایه ابتدای دوره k_{t-1} اضافه و موجودی سرمایه ابتدای دوره بعد (انتهای دوره جاری) K_t ایجاد می‌شود. مشابه بوریل و همکاران[1] (۲۰۱۰)، با لحاظ هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری به‌صورت $S(\frac{i_t}{i_{t-1}})$، فرایند انباشت سرمایه از طریق رابطه (۴) تعیین می‌شود:

$$K_t = (1 - \delta_k) k_{t-1} + (1 - S(\frac{i_t}{i_{t-1}}) \ i_t$$

با حداکثرسازی تابع مطلوبیت (۱) نسبت به (۳)، روابط اقتصادی استخراج می شود.

با حداکثر سازی تابع مطلوبیت (۱) نسبت به قید بودجه، روابط اقتصادی برای مصرف، نگهداری پول، سپرده‌گذاری ریالی، سپرده‌گذاری ارزی، عرضه نیروی کار، سرمایه‌گذاری و پویایی‌های قیمت استخراج می‌شود.

$$c_t^{-\sigma_t} = \beta \ E_t \left[\frac{(1 - \mu) C_{t+1}^{-\sigma_c} \ (1 + . R_t^e)}{\pi_{t+1}} \right] \quad (۴)$$

$$m_t^c = \psi_x(\mu) c_t^{\sigma_c} \frac{1 + R_t^e}{R_t^e} \quad (۵)$$

$$d_t = \psi_x(\gamma) c_t^{\sigma_c} \frac{1 + . R_t^e}{R_t^e - R_t^d} \quad (۶)$$

1. Burriel et al.

$$n_{\mathrm{t}}^{\sigma_{\mathrm{n}}}=\frac{1}{C_{\mathrm{t}}^{\sigma_c}}w_t \qquad (۷)$$

$$\frac{P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{I}}}{P_t}\lambda_t=\ Q_t\left[1-\mathrm{S}\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)-\dot{\mathrm{S}}\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right]+ \beta E_t Q_{t+1}\dot{\mathrm{S}}\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \qquad (۸)$$

$$Q_t=\beta E_t\lambda_{t+1}\,R_{\mathrm{t+1}}^{\mathrm{k}}+\beta(1-\delta)E_tQ_{t+1} \qquad (۹)$$

۳ – ۱ – ۲. خانوار وام‌گیرنده

خانوارهای وام‌گیرنده، منبع درآمدی غیر از عرضه نیروی کار ندارند و در نتیجه فرض می‌شود که برای تأمین بخشی از مخارج مصرفی خود نیاز به اخذ وام ($L_{\mathrm{t}}^{\mathrm{h}}$) خواهند داشت. حداکثر وامی که بانک به خانوار اعطا می‌کند براساس نسبتی از درآمد خانوار (ltv^{h}) است که مقدار حقیقی آن به شکل رابطه (۱۰) می‌باشد.

$$l_{\mathrm{t}}^{\mathrm{h}}\leq ltv^{\mathrm{f}}.\left(w_t n_{i,t}\right) \qquad (۱۰)$$

در این شرایط خانوار نماینده در هر دوره علاوه بر مصارف خصوصی ($c_{\mathrm{t}}^{\mathrm{I}}$) و نگهداری اسکناس و مسکوک ($m_{\mathrm{t}}^{\mathrm{C,I}}$)، بخشی از درآمد را صرف بازپرداخت بدهی دوره قبل با نرخ $R_{\mathrm{t-1}}^{\mathrm{h}}$ می‌نماید. همچنین شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی (X_t) برای این گروه با توجه به نداشتن سپرده پس‌انداز، همان میزان نگهداری اسکناس و مسکوک ($M_{\mathrm{t}}^{\mathrm{C,I}}$) خواهد بود. بدین ترتیب با لحاظ خالص مالیات‌های پرداختنی حقیقی ($T_{\mathrm{t}}^{\mathrm{i}}$)، قید بودجه خانوار بر حسب متغیرهای حقیقی به شکل رابطه (۱۱) است.

$$c_{\mathrm{t}}^{\mathrm{I}}+m_{\mathrm{t}}^{\mathrm{C,I}}\left(1+R_{\mathrm{t-1}}^{\mathrm{h}}\right)\frac{l_{\mathrm{t-1}}^{\mathrm{h}}}{\pi_t}=w_t n_{\mathrm{t}}^{\mathrm{I}}+l_{\mathrm{t}}^{\mathrm{h}}-T_{\mathrm{t}}^{\mathrm{I}} \qquad (۱۱)$$

با حداکثر سازی تابع مطلوبیت (۱) نسبت به قید بودجه (۱۱) و محدودیت وام (۱۰)، میزان مخارج مصرفی، نگهداری پول و عرضه نیروی کار استخراج می‌شود.

۳ – ۱ – ۳. تقاضای واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای

فرض می‌شود مصرف کل خانوارها بر حسب قیمت حقیقی (C_t) از کالاهای مصرفی داخلی ($C_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}$) و کالاهای مصرفی وارداتی ($C_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}$) تشکیل شده است که از طریق جمع‌گر دیگسیت- استیگلیتز[1] طبق رابطه (۱۲) با هم ترکیب می‌شوند.

$$C_t=\left[\ \omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}\frac{1}{\mu_c}}\,C_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}+(1-\ \omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}})^{\frac{1}{\mu_c}}\,C_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}\ \right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}} \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲)، $\omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}}$ سهم کالاهای تولیدی داخلی در سبد مصرفی خانوارها و μ_c کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی است. با توجه به قیمت هر گروه از این کالاها، خانوارها میزان

1. Dixit- Stiglitz

مصرف از هر یک را طبق رابطهٔ (۱۳) به‌نحوی انتخاب می‌کنند که هزینهٔ به‌دست آوردن هر سطح مفروض از مصرف کالای ترکیبی حداقل شود.

که در آن $P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}$ و $P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}$ به ترتیب شاخص قیمت کالاهای داخلی و مصرفی وارداتی است. از حل شرایط مرتبه اول، توابع تقاضا برای کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی به دست می‌آید.

$$C_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}} = \omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}} \left(\frac{P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}}{P_t}\right)^{-\mu_c} c_t \qquad (۱۳)$$

$$C_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}} = (1 - \omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}}) \left(\frac{P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}}{P_t}\right)^{-\mu_c} c_t \qquad (۱۴)$$

با جایگزینی روابط (۱۲) و (۱۳) در رابطهٔ (۱۴) (سبد مصرفی خانوارها)، ارتباط بین سطح عمومی قیمت‌های مصرف‌کننده (P_t) با شاخص بهای تولیدات داخلی و کالاهای وارداتی به‌دست می‌آید.

$$P_t = \left[\, \omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}}\, P_{\mathrm{t}}^{d^{1-\mu}} + \left(1 - \omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}}\right) p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{cm}^{1-\mu_c}}\right]^{\frac{1}{1-\mu_c}} \qquad (۱۵)$$

با تکرار این رویکرد برای سرمایه‌گذاری، ترکیب سرمایه‌گذاری از کالاهای داخلی ($i_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}$) و کالاهای وارداتی سرمایه‌ای ($i_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}$) نیز استخراج می‌شود.

$$i_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}} = \omega_{\mathrm{i}}^{\mathrm{d}} \left(\frac{P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}}{P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{I}}}\right)^{-\mu_i} i_t \qquad i_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}} = \left(1 - \omega_{\mathrm{i}}^{\mathrm{d}}\right) \left(\frac{P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{Im}}}{P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{I}}}\right)^{-\mu_i} i_t \qquad (۱۶)$$

$$P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{I}} = \left[\, \omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}}\, P_{\mathrm{t}}^{d^{1-\mu_i}} + \left(1 - \omega_{\mathrm{c}}^{\mathrm{d}}\right) p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{Im}^{1-\mu_i}}\right]^{\frac{1}{1-\mu_i}} \qquad (۱۷)$$

۳ -۲. بنگاه‌های تولیدکننده کالای داخلی

بنگاه‌ها به دو بنگاه نهایی و بنگاه واسطه‌ای تقسیم می‌شود. بنگاه نهایی بنگاه نماینده‌ای است که کالاهای متمایز عرضه‌شده توسط بنگاه‌های واسطه‌ای را خریداری کرده و از ترکیب آن‌ها کالای نهایی تولید می‌کند و لذا فرض می‌شود همانند بنگاه واسطه‌ای، نیاز به نهاده‌های نیروی کار و سرمایه ندارد.

۳ – ۲ – ۱. بنگاه تولیدکننده نهایی

بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که کالاهای متمایز عرضه‌شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده داخلی را به‌عنوان کالاهای واسطه‌ای (۰،۱) $y_t(\mathrm{i}), \mathrm{i} \in$) به قیمت $P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}(\mathrm{i})$ خریداری و از ترکیب آن‌ها، کالای نهایی(y_t) تولید می‌کند و با قیمت $P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}$ به متقاضیان مختلف می‌فروشد. تولیدکننده کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای را که متمایز و با کشش ثابت $\theta>1$ جانشین ناقص همدیگر هستند، براساس یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز به شکل رابطه (۱۸) ترکیب می‌کند و کالای نهایی y_t را عرضه می‌کند:

$$y_t = \left[\int_0^1 (y_t(i))^{\frac{\theta-1}{\theta}} di\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad (۱۸)$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی که در شرایط بازار رقابت کامل عمل می‌کند، سعی می‌کند با توجه به قیمت کالاهای متمایز واسطه‌ای، مقدار خرید از این کالاها را به‌گونه‌ای تعیین کند که سودش در رابطهٔ (۱۹) حداکثر شود.

$$max \quad y_t(i): P_t y_t - \int_0^1 P_t(i) y_t(i) di \qquad (۱۹)$$

با اعمال شرط رقابتی و سود صفر، تقاضا برای هریک از این کالاهای بنگاه‌های واسطه‌ای و همچنین قیمت کالای نهایی تعیین می‌شود.

$$y_t(i) = (\frac{P_t(i)}{P_t})^{-\theta}\, y_t \; P_t = (\int_0^1 (P_t(i))^{1-\theta}\, di)^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۲۰)$$

۳ – ۲ – ۲. بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

برای بنگاه‌های واسطه‌ای نیز فرض می‌شود زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در اقتصاد وجود دارد که با اخذ وام ریالی از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و به‌کارگیری نهاده‌های نیروی کار ($n_{i,t}$) و سرمایه ($k_{i,t}$) و نهاده‌های وارداتی ($f_{\mathrm{i,t}}^{m}$) با ترکیب آن‌ها تحت تکنولوژی مشخصی (a_t)، به تولید کالای واسطه‌ای ($y_{i,t}$) طبق رابطه (۲۱) می‌پردازند.

$$y_{i,t} = a_t[(k_{i,t-1})^{\alpha}\,(n_{i,t})^{1-\alpha}]^{1-\mathrm{x}} \; (f_{\mathrm{i,t}}^{m})^{\mathrm{x}} \quad , \quad i\varepsilon\,[0,1] \qquad (۲۱)$$

مطابق مطالعه راونا و والش[1] (۲۰۰۶) میزان تقاضای وام توسط بنگاه در رابطه (۲۲) نسبتی (ltv^{f}) از مجموع هزینه‌های استخدام نیروی کار و سرمایه است که توسط وجوه مالی تأمین اعتبار می‌شود.

$$l_t \leq ltv^{\mathrm{f}}.\left(w_t n_{i,t} + R_{\mathrm{t}}^{\mathrm{k}}\; k_{i,t-1} + \theta_{\mathrm{t}}^{fm}\, f_{\mathrm{i,t}}^{m}\right) \qquad (۲۲)$$

$$dng_t = l_{\mathrm{t}}^{\mathrm{h}} + l_t$$

(θ_{t}^{fm}) نسبت شاخص قیمت نهاده‌های وارداتی به شاخص قیمت مصرف‌کننده است. بهینه‌یابی بنگاه‌ها در دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول با حداقل‌سازی هزینه بنگاه در هر سطح از تولید، میزان تقاضا برای نهاده‌های تولید، وام بنگاه و همچنین هزینهٔ نهایی تعیین می‌شود.

$$w_t = \frac{1-\alpha}{\alpha}\, R_{\mathrm{t}}^{\mathrm{k}}\, \frac{k_{t-1}}{n_t} \qquad (۲۳)$$

$$mc_t = (1 + ltv^{\mathrm{f}}\, R_{\mathrm{t}}^{\mathrm{l}})\, \frac{1}{a_t}\left(\frac{R_{\mathrm{t}}^{K^{\alpha}}}{\alpha^{\alpha}} \cdot \frac{w_{\mathrm{t}}^{1-\alpha}}{(1-\alpha)^{1-\alpha}}\right)$$

در مرحلهٔ بعد، بنگاه رقابت انحصاری با توجه به تقاضای بازار، قیمت محصول خود ($P_{\mathrm{i,t}}^{*}$) را به‌نحوی انتخاب خواهد کرد که سود وی حداکثر شود. در این مطالعه برای تعدیل قیمت‌ها از روش کالو[2] (۱۹۸۳) استفاده می‌شود. در این روش فرض می‌شود Υ درصد از بنگاه‌ها در هر دوره قادر به تنظیم قیمت جدید نیستند و درنتیجه قیمت خود را طی دورهٔ ثابت نگه می‌دارند. در مقابل ۱ -Υ درصد از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت بهینه محصول خود را با توجه به تقاضای محصول آن (۲۲) تعیین کنند. بنابراین بنگاهی که قیمت خود را تغییر می‌دهد با مسئله رابطه (۲۴) مواجه است.

1. Ravenna and Walsh
2. Kalo

$$max \quad p_t(i)\, E_t \sum \quad {}^{\infty}_{k=0} (\beta\gamma)^k [\frac{p_t(i)}{p_{t+k}} - \quad mc_{t+k}] \quad y_{t+k}(i) \qquad y_t(i) = (\frac{p_t(i)}{p_t})^{-\theta} \quad y_t \tag{۲۴}$$

در صورتی که قیمت انتخاب‌شده توسط این واحدها در زمان t معادل P_t^* فرض شود، شرایط مرتبهٔ اول بهینه‌یابی به شکل رابطه (۲۵) خواهد بود.

$$\frac{P_t^*}{p_t} = (\frac{\theta}{\theta-1}) \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\gamma)^k \lambda_{p,t+k}\, y_{t+k}\, mc_{t+k} (\frac{p_{t+k}}{p_t})^{\theta}}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\gamma)^k \lambda_{p,t+k}\, y_{t+k}\, mc_{t+k} (\frac{p_{t+k}}{p_t})^{\theta-1}} \tag{۲۵}$$

رابطه (۲۵) نشان می‌دهد که بنگاه‌های تنظیم‌کننده قیمت، چگونه قیمت‌های خود را نسبت به قیمت‌های فعلی تعدیل می‌کنند. p_t درواقع متوسطی است از قیمت‌های تنظیم‌شده با نسبت (Y- ۱) از بنگاه‌هایی که قیمت‌های خود را در زمان t تنظیم می‌کنند و نسبت (Y) از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان قبل‌تر تنظیم نموده‌اند. بنابراین شاخص قیمت p_t را می‌توان به صورت رابطهٔ (۲۶) نوشت.

$$p_t = [(1-\gamma)\,(P_t^*)^{1-\theta} + \gamma(\quad p_{t-1})^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{۲۶}$$

با ترکیب دو رابطهٔ (۲۵) و (۲۶)، منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید حاصل می‌شود که رابطهٔ خطی لگاریتمی‌شدهٔ آن به شکل زیر می‌باشد.

$$\pi_t^d = \frac{\beta}{1+\beta} E_t\, \pi_{t+1}^d + \frac{(1-\beta\gamma)(1-\gamma)}{\gamma} mc_t \tag{۲۷}$$

۳ – ۳. بخش خارجی

ارتباط با دنیای خارج نیز از طریق صادرات و واردات وجود دارد. صادرات به دو بخش نفتی و غیرنفتی و واردات به سه گروه کالاهای مصرفی، کالاهای سرمایه‌ای و نهاده‌های وارداتی تفکیک شده است.

۳ – ۳ – ۱. واردات کالاها

فرض می‌شود در هر گروه از کالاهای وارداتی، تعداد زیادی از بنگاه‌ها وجود دارند که کالاهای متفاوتی شامل کالاهای مصرفی(C_t^m)، کالاهای سرمایه‌ای (i_t^m) و نهاده های واسطه ای(f_t^m) را از بازارهای جهانی با قیمت دلاری $P_t^{*,\Xi}$ خریداری می کنند. بنگاه‌های واردکننده اقلام بالا، اقدام به دریافت تسهیلات ارزی از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری می‌کنند و کانال اثرگذاری خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری واردات کالاها می‌باشد. مطابق مطالعه راونا و والش[1] (۲۰۰۶) میزان تقاضای وام ارزی (I_t^e) توسط بنگاه در رابطه (۲۹) نسبتی (ltv^f) از مجموع هزینه‌های استخدام نیروی کار و سرمایه است.

$$m_t = C_t^m + i_t^m + f_t^m \tag{۲۸}$$

1. Ravenna and Walsh

$$\leq ltv^{\mathrm{f}}.\left(w_t n_{i,t} + R_{\mathrm{t}}^{\mathrm{k}}\ k_{i,t-1} + \ \theta_{\mathrm{t}}^{fm}\ f_{\mathrm{i,t}}^{m}\right) I_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}} \qquad (۲۹)$$

خالص دارایی خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی (fb_t) از تفاضل تقاضای وام ارزی توسط بنگاه ($I_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}}$)، وام‌ها و سپرده‌های ارزی ($d_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}}$) و ($u_{\mathrm{t}}^{\mathrm{fb}}$) تکانه خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی، همانند رابطه (۳۰) به‌دست می‌آید.

$$fb_t = e_t.I_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}} - e_t.d_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}} + \ \delta_{\mathrm{t}}^{u_{\mathrm{t}}^{\mathrm{fb}}} \qquad (۳۰)$$

در این شرایط، هزینه نهایی بنگاه‌های وارداتی از حاصل‌ضرب قیمت جهانی کالاهای وارداتی در نرخ ارز بدست می‌آید. با توجه به اینکه واردات بخشی از کالاها براساس نرخ ارز رسمی انجام می شود، در هنگام تبدیل، از نرخ ارز موزون ($\acute{\mathrm{S}}$) که ترکیبی از نرخ ارز بازار آزاد و نرخ ارز رسمی است، استفاده می شود. $R_{\mathrm{t-1}}^{\mathrm{e}}$ نرخ بهره تسهیلات ارزی می‌باشد. بنابراین، هزینه نهایی کالاهای وارداتی برحسب قیمت‌های حقیقی به شکل رابطه (۳۱) است:

$$mc_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}} = \frac{\acute{\mathrm{S}}_t.P_{\mathrm{t}}^{*}}{P_{\mathrm{t}}^{\Xi\mathrm{m}}} + (1 + e_t.R_{\mathrm{t-1}}^{\mathrm{e}})\frac{e_t.d_{\mathrm{t-1}}^{\mathrm{e}}}{\pi_{\mathrm{t}}} \qquad \Xi = \mathrm{c,\ i,\ f} \qquad (۳۱)$$

$P_{\mathrm{t}}^{\Xi\mathrm{m}}$ (i) در مرحله بعد، بنگاه‌های وارداتی با قیمت‌گذاری مجدد کالاها، آن‌ها را با قیمت ریالی به بنگاه جمع‌گر کالاهای وارداتی عرضه می‌کنند که با توجه به فرایند تعدیل قیمت این اثرات دیگر کامل نخواهد بود. بنگاه جمع‌گر نیز با ترکیب آن‌ها براساس تابع دیگسیت-استیگلیتز در رابطه (۳۲)، کالای واردات نهایی را با قیمت $P_{\mathrm{t}}^{\Xi\mathrm{m}}$ به متقاضیان عرضه می کنند:

$$m_t\ = [\int_0^1 (m_t(i))^{\frac{\theta_m - 1}{\theta_m}}\ di)^{\frac{\theta_m}{\theta_m - 1}} \qquad (۳۲)$$

مشابه آنچه در مورد بنگاه‌های داخلی بیان شد، بنگاه جمع‌گر ترکیب کالاهای وارداتی را به نحوی انتخاب می‌کند که سودش در رابطه (۳۳) حداکثر شود:

$$max\quad y_t(i): p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}} m_t - \int_0^1 p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}(i).m_t(i)di \qquad (۳۳)$$

با اعمال شرط رقابتی و سود صفر، تقاضا برای هریک از کالاهای وارداتی و همچنین قیمت کالای نهایی وارداتی، تعیین می‌شود.

$$m_t(i) = (\frac{p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}(i)}{p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}})^{-\theta_m}\ m_t \qquad (۳۴)$$

$$p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}} = \int_0^1 (p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}(i))^{1-\theta_m}\, di)^{\frac{1}{1-\theta_m}}$$

برای مدل‌سازی تعدیل قیمت کالاهای وارداتی با توجه به تقاضاهای کالاها از روش کالو (۱۹۸۳)، استفاده می‌شود که در هر دوره تنها ($1-\mathrm{Y}_{\Xi}$) درصد از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت بهینه محصول خود را با توجه به تقاضای آن تعیین کنند. بنگاهی که قیمت خود را بهینه‌یابی می‌کند، قیمت $P_{\mathrm{t}}^{\Xi\mathrm{m}}(i)$ را به گونه‌ای تعیین می‌کند که ارزش حال جریان سود آتی آن با توجه به تقاضای کالای آن حداکثر شود. در صورتی که فرض شود قیمت انتخاب شده توسط این واحدها در زمان t معادل $P_{\mathrm{t}}^{\#,\Xi}$ باشد، شرایط مرتبه اول آن رابطه (۳۴) به‌دست خواهد آمد.

این رابطه نشان می‌دهد که چگونه بنگاه‌های تنظیم‌کننده قیمت، قیمت‌های خود را نسبت به قیمت‌های کنونی بهینه‌یابی می‌کنند. $P_{\mathrm{t}}^{\Xi \mathrm{m}}$ درواقع، متوسطی است از قیمت‌های تنظیم شده با نسبت ($1-\mathrm{Y}_{\Xi}$) از بنگاه‌هایی که قیمت‌های خود را در زمان t تنظیم می‌کنند و نسبت (Y_{Ξ}) از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان قبل‌تر تنظیم کرده‌اند. بنابراین شاخص قیمت $P_{\mathrm{t}}^{\Xi \mathrm{m}}$ را به‌صورت رابطه (۳۵) خواهد بود.

$$p_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}} = [(1-\mathrm{Y}_m)(p_{\mathrm{t}}^{\#,\mathrm{m}})^{1-\theta_m} + \gamma_m (p_{\mathrm{t}-1}^{\mathrm{m}})^{1-\theta_m}]^{\frac{1}{1-\theta_m}} \quad (۳۵)$$

با در نظر گرفتن دو رابطه بالا، پویایی‌های نرخ تورم وارداتی در هر گروه کالایی به‌دست می‌آید.

۳ – ۳ – ۲. صادرات غیرنفتی

فرض می‌شود با توجه به تقاضای جهانی برای کالاهای داخلی، بخشی از کالاهای نهایی داخلی، توسط بنگاه‌های صادراتی با قیمت $P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}$ خریداری و در خارج با قیمت ($P_{\mathrm{t}}^{*,x}$) عرضه می‌شود با توجه به سهم پایین صادرات غیرنفتی ایران در دنیا، تقاضا برای صادرات ایران (x_t)، براساس رابطه (۳۶) به درآمد جهانی (y_{t}^{*})، کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و صادراتی (θ_x) و همچنین نسبت قیمت کالای صادراتی ایران ($P_{\mathrm{t}}^{*,x}$) به جهان (P_{t}^{*}) بستگی خواهد داشت.

$$x_t = \left(\frac{P_{\mathrm{t}}^{*,x}}{P_{\mathrm{t}}^{*}}\right)^{-\theta_x} y_{\mathrm{t}}^{*} \quad (۳۶)$$

قیمت دلاری کالای صادراتی ایران با توجه به قیمت داخلی آن ($P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}$) و نرخ ارز بازار آزاد ($s_t$) طبق رابطه (۳۷) خواهد بود:

$$P_{\mathrm{t}}^{*,x} = \frac{P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{d}}}{s_t} \quad (۳۷)$$

۳ – ۳ – ۳. صادرات نفتی

با توجه به آنکه جریان تولید نفت به‌طور عمده به ذخایر نفتی یک کشور وابسته است و چندان با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان آن را تغییر داد، تولید نفت به‌صورت برونزا (or_t) تعیین می‌شود. (or_t) حاصل‌ضرب قیمت جهانی نفت در مقدار صادرات نفت است. بخشی از درآمدهای نفتی ($\omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}$) به‌عنوان درآمد به دولت اختصاص می یابد و بقیه آن ($1-\omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}$) نیز سهم شرکت نفت و صندوق توسعه ملی است.

خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (fcb_t) عبارت است از انباشت ذخایر دورهٔ قبلی و میزان

$$fcb_t = \omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}} e_t . or_t - \frac{cb_{t-1}}{\pi_{\mathrm{t}}} + \delta_{\mathrm{t}}^{u_{\mathrm{t}}^{\mathrm{cfb}}} \quad (۳۸)$$

دلاری که دولت به دلیل عدم امکان فروش در بازار به ریال تبدیل می‌کند. ($u_{\mathrm{t}}^{\mathrm{cfb}}$) بیانگر تکانه خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است.

۳ – ۳ – ۴. تراز تجاری

براساس رابطه (۳۹) خالص صادرات غیر نفتی (nx_t^*)، حاصل ارزش خالص صادرات برحسب قیمت‌های دلاری است که با افزوده شدن درآمدهای ارزی حاصل از نفت (or_t) تراز تجاری کشور (z_t^*) براساس رابطه (۴۰) به‌دست می آید. همچنین ارزش حقیقی تراز تجاری برحسب پول داخلی نیز در رابطه (۴۲) آمده است.

$$nx_t^* = P_t^{*,x}.x_t - P_t^{*,m}.m_t \quad (۳۹)$$

$$z_t^* = or_t + nx_t^* \qquad z_t = \frac{s_t z_t^*}{p_t} \quad (۴۰)$$

در رابطه (۴۱)، m_t مجمع وزنی واردات و $P_t^{*,m}$ قیمت موزون واردات برحسب دلار است. که طبق روابط (۳۹) و (۴۰) استخراج می‌شود.

$$m_t = C_t^m + i_t^m + f_t^m \quad (۴۱)$$

$$P_t^{*,m} = (P_t^{*,c})^{\omega_m^c}(P_t^{*,i})^{\omega_m^i}(P_t^{*,f})^{\omega_m^f} \qquad \omega_m^{cm} + \omega_m^{im} + \omega_m^{fm} = 1$$

۳ – ۴. واسطه‌گر مالی

بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به‌عنوان واسطه‌گر وجوه مالی بین پس‌اندازکنندگان و وام‌گیرندگان، فعالیت دارند. آن‌ها سپردهٔ ریالی و ارزی خانوارها (d_t) و (d_t^e) را جذب کرده و پس از تودیع ذخایر قانونی و احتیاطی با نسبت (rr) نزد بانک مرکزی، به خانوارها و به بنگاه‌های واسطه‌ای تسهیلات ریالی (dng_t) و به بنگاه وارداتی تسهیلات ارزی (I_t^e) اعطا می‌کنند. همچنین، ازآنجاکه در نظام بانکی اقتصاد ایران معضلات چشمگیری مانند افزایش مطالبات معوق، انجماد دارایی‌های بانکی و افزایش استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی سبب بروز بی‌ثباتی مالی شده است. بدین منظور فرض می‌شود که میزان (Φ_t) از وام‌های اعطاشده به بنگاه‌ها، با توجه به شرایط کلان اقتصاد به مطالبات غیرجاری تبدیل می‌شود.

$$\Phi_t = (\frac{\Phi_{t-1}}{\Phi})^{\rho\Phi}.(\frac{y_t}{y})^{\psi_y^\Phi} \quad (۴۲)$$

همچنین با توجه به آنکه در حال حاضر به دلیل سرمایه‌گذاری بیش از حد برخی بانک‌ها در دارایی‌های ثابت و عدم گردش آن‌ها در شرایط رکودی، بانک‌ها با محدودیت وام‌دهی مواجه شده‌اند، فرض می‌شود که درصدی از دارایی‌ها (σ_t)، طبق رابطه (۴۳) با توجه به شرایط کلان اقتصاد غیرنقدی بوده و به دلیل عدم‌گردش آن، باعث کاهش قدرت وام‌دهی بانک‌ها می‌شود.

$$\sigma_t = (\frac{\sigma_{t-1}}{\sigma})^{\rho\sigma}.(\frac{y_t}{y})^{\psi_y^\sigma}.(\frac{q_t}{q} \quad (۴۳)$$

از طرف دیگر، در جذب سپرده و اعطای تسهیلات بانک‌ها با قید ترازنامه مواجه هستند که در رابطه (۴۴) تصریح شده است. سمت راست رابطه، مجموع منابع جذب شده است و سمت چپ آن نیز تخصیص منابع را نشان می‌دهد. در صورت افزایش مصارف به منابع داخلی بانک که شامل

مجموع‌سپرده‌ها و سرمایه بانک (k_t^B) می‌شود، برای اعطای تسهیلات کسری منابع رخ می‌دهد و درنتیجه استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی (d_t^c) افزایش می‌یابد.

$$(1+\sigma_t)\, dng_t + (1+\sigma_t) e_t . I_t^e = (1-rr) d_t + (1-rr) e_t . d_t^e + k_t^B + d_t^c \quad (۴۴)$$

همچنین بانک‌ها ملزم به رعایت حداقل نسبت کفایت سرمایه (car) اعلام‌شده توسط بانک مرکزی می‌باشند و در صورت تخلف از آن متحمل هزینه تعدیل (k_{kB}) می‌شوند. با توجه به این مفروضات و در نظر گرفتن مجموع تسهیلات اعطایی ریالی (dng_t) و تسهیلات ارزی (I_t^e)، سود بانک‌ها ($\pi_{B,t}$) و سرمایه بانک، مطابق آنجلینی، نیری و پانتا (۲۰۱۴) به شکل روابط (۴۵) و (۴۶) است.

$$\pi_{B,t} = (1-\Phi_t) R_t^i dng_t + (1-\Phi_t) e_t . R_t^{e,i} I_t^e - R_t^d d_t - e_t . R_t^e d_t^e - R_t^c d_t^c - \frac{k_{kB}}{2} \left(\frac{k_t^B}{dng_t} + \frac{k_t^B}{I_t^e . e_t} - car\right)^2 k_t^B \quad (۴۵)$$

$$k_t^B = (1-\delta_{kB}) k_{t-1}^B + \pi_t^B \quad (۴۶)$$

با حداکثرسازی بانک با توجه به قید ترازنامه، تسهیلات، نرخ‌های بهره سپرده و وام مشخص می‌شود (u_t^{dng}). تکانه خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی است.

$$R_t^d = (1-rr)\, R_t^c \quad (۴۷)$$

$$dng_t = (1-\Phi_t) R_t^i - k_{kB} \left(\frac{k_t^B}{dng_t} + \frac{k_t^B}{e_t . I_t^e} - car\right) \left(\frac{k_t^B}{dng_t} + \frac{k_t^B}{e_t . I_t^e}\right)^2 - (1+\sigma_t) + \delta_t^{u_t^{dng}} \quad (۴۸)$$

$$, u_t^{dng} \approx N\left(0, \sigma_{dng}^2\right)$$

$$R_t^i = \frac{1}{(1-\Phi_t)} \left[R_t^c (1+\sigma_t) - k_{kB} \left(\frac{k_t^B}{dng_t} + \frac{k_t^B}{e_t . I_t^e} - car\right) \left(\frac{k_t^B}{dng_t} + \frac{k_t^B}{e_t . I_t^e}\right)^2\right] \quad (۴۹)$$

۳ – ۵. قید بودجه دولت

بخش دولتی از طریق بودجه به جمع‌آوری درآمدها می‌پردازد و صرف مخارج می‌کند و در صورت کسری بودجه به استقراض از بانک مرکزی و استقراض از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری استفاده می‌کند.

دولت می‌کوشد تا هزینه‌های خود (g_t) را از محل دریافت خالص مالیات‌ها (T_t)، بخشی از درآمد حاصل از فروش نفت ($\omega_g^{or} . e_t . or_t$) و سایر درآمدها ($other_t$) متوازن نگه دارد. بخشی از درآمدهای نفتی (ω_g^{or}) به‌عنوان درآمد به دولت اختصاص می‌یابد و بقیهٔ آن ($1-\omega_g^{or}$) نیز سهم شرکت نفت و صندوق توسعه ملی است. در این شرایط، قید بودجه دولت برحسب ارزش‌های حقیقی به شکل رابطه (۵۰) بیان می شود:

$$g_t = \omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}.e_t.or_t + T_t + other_t \quad (۵۰)$$

در رابطهٔ یادشده، e_t نرخ ارز حقیقی بوده که براساس تعریف به شکل رابطه (۵۱) است. در این رابطه P_{t}^{*} سطح عمومی قیمت های جهانی است.

$$e_t = s_t \frac{P_{\mathrm{t}}^{*}}{p_t} \quad (۵۱)$$

همچنین مالیات ها تابعی از درآمدها و به شکل رابطه (۵۵) بوده که در آن، کشش درآمدی مالیات t و b نرخ مالیات است.

$$T_t = \mathrm{b}.\, y_{\mathrm{t}}^{\tau} \quad (۵۲)$$

در بودجه دولت، علاوه بر تبدیل بخشی از درآمدهای ارزی به ریال، پایه پولی از محل کسری مالی دولت و خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی (gcb_t) متأثر می‌شود. در صورتی که سهم بدهی بانک مرکزی (ω_{fd}^{f}) در نظر گرفته شود و بقیهٔ آن از طریق بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی تأمین خواهد شد. در این شرایط، انباشت خالص بدهی دولت به بانک مرکزی برحسب مقادیر حقیقی براساس رابطه (۵۳) و انباشت خالص بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی (gb_t) برحسب مقادیر حقیقی بر اساس رابطه (۵۴) خواهد بود. ($u_{\mathrm{t}}^{\mathrm{gcb}}$) تکانه خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی و ($u_{\mathrm{t}}^{\mathrm{gb}}$) تکانه خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی است.

$$gcb_t = \left(\omega_{\mathrm{fd}}^{f}\right) fd_t + \frac{gcb_{t-1}}{\pi_t} + \delta_{\mathrm{t}}^{u_{\mathrm{t}}^{\mathrm{gcb}}} \quad (۵۳)$$

$$gb_t = \left(1 - \omega_{\mathrm{fd}}^{f}\right) fd_t + \frac{gb_{t-1}}{\pi_t} + \delta_{\mathrm{t}}^{u_{\mathrm{t}}^{\mathrm{gb}}} \quad (۵۴)$$

۳ – ۶. ترازنامه بانک مرکزی

پایه پولی (MB_t) برحسب منابع شامل خالص دارایی‌های خارجی (CFB_t)، خالص بدهی دولت (GCB_t) و بدهی بانک‌ها (DC_t) است که با تقسیم اجزای آن به شاخص قیمت‌ها، طبق رابطه (۵۵) تعریف می‌شود.

$$mb_t = cfb_t + gcb_t + dc_t \quad (۵۵)$$

پایه پولی بر حسب مصارف نیز مجموع پول در گردش و ذخایر بانک‌ها نزد بانک مرکزی و به شکل رابطه (۵۶) است.

$$mb_t = m_{\mathrm{t}}^{\mathrm{c}} + rr.\, d_t \quad (۵۷)$$

میزان عرضهٔ نقدینگی ($m2_t$) برحسب اجزای منابع نقدینگی معادل خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی (fb_t)، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (fcb_t)، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی (gcb_t)، خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری

غیر بانکی (gb_t)، بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری (dng_t) و خالص سایر دارایی‌های سیستم بانکی(obs_t) است.

$$m2_t = fcb_t + fb_t + gcb_t + gb_t + dng_t + obs_t \quad (۵۸)$$

۳ – ۷. سیاست پولی

در ادبیات مربوط به الگوهای متعارف DSGE برای سیاست‌گذار پولی، از قاعده تیلور نرخ بهره استفاده می‌شود. در صورت وجود این رابطه نرخ بین بانکی مستقیماً در این قسمت مشخص می‌شود. لیکن در اقتصاد ایران به دلیل قانون بانکداری بدون ربا، این نرخ مستقیماً تعیین نمی‌شود. بلکه سیاست‌گذار پولی با تغییر نقدینگی، به‌نوعی غیرمستقیم آن را مشخص می‌کند. به همین جهت قاعدهٔ سیاست‌گذاری برای نرخ رشد پایه پولی در نظر گرفته می‌شود. در این شرایط فرض می‌شود که بانک مرکزی، در جهت رسیدن به اهداف خود، یعنی کاهش شکاف تولید و تورم نرخ رشد پایه پولی را مطابق رابطه (۵۹) تنظیم می‌نماید.

$$rmb_t = \frac{mb_t}{\frac{mb_{t-1}}{\pi_t}} - 1 \quad (۵۹)$$

$$rmb_t = (\frac{rmb_{t-1}}{rmb})^{\rho_{rmb}}.(\frac{y_t}{y})^{\omega^y_{\mathrm{rm2}}}.(\frac{p_t}{p})^{\omega^p_{\mathrm{rm2}}} \quad (۶۰)$$

شرط تسویه بازار دلالت بر این دارد که حاصل تولید غیرنفتی و ارزش افزوده حاصل از فروش نفت، معادل مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، خالص صادرات و تمام هزینه‌های تعدیل (AC_t) است.

$$y_t + e_t.or_t = c_t + i_t + g_t + z_t + AC_t \quad (۶۱)$$

۴. حل و تقریب الگو

با بهینه‌یابی توابع هدف هریک از کارگزاران فوق، نتیجهٔ مجموعه روابط اقتصادی به‌دست آمده، سیستم معادلات تفاضلی غیر خطی تحت انتظارات عقلایی است که در حال حاضر، علی‌الخصوص در الگوهای بزرگ‌تر، قابلیت حل تجربی ندارند. اما می‌توان با استفاده از تکنیک تقریب جواب الگو را در محدوده تقریب به‌صورت کاربردی محاسبه کرد. در این پژوهش، مجموعه معادلات با استفاده از روش اهلیک[1] (۱۹۹۹)، خطی لگاریتمی شده‌اند. در مرحله بعد، مقادیر ورودی الگو و کالیبراسیون[2] پارامترها

1. Uhlig
2. Calibration

و متغیرها با استفاده از اطلاعات اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۹ پیوست، انجام شده است. سپس، با استفاده از نرم‌افزار داینار[1]، سیستم معادلات براساس روش بلانچارد-کان[2] حل شده است.

جدول ۱: اطلاعات پارامترهای ساختاری مدل

نام پارامتر	مقادیر	توضیحات	منبع
β	۰/۳۹	عامل تنزیل	فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)
σ_n	۰/۳۷	کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	موسوی (۱۳۹۲)
σ_c	۰/۳۵	کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد حقیقی	جاویدنیا و احسانی (۱۳۹۰)
α	۰/۴۱۲	سهم سرمایه در تولید	شاهمرادی (۱۳۸۷)

(منبع: یافته‌های پژوهش)

جدول ۲: اطلاعات پارامترهای حالت پایدار مدل

نام پارامترها	مقادیر	توضیحات
$\bar{T}/\bar{g}$	۰/۳۴	نسبت مالیات‌ها به مخارج دولت
$e\bar{o}/\bar{g}$	۰/۴۱	نسبت درآمدهای نفتی به مخارج دولت
$other\bar{r}/\bar{g}$	۰/۱۲	نسبت سایر درآمدهای دولت به مخارج کل
$\bar{c}\ /yn\bar{o}$	۰/۵۵	نسبت مخارج مصرفی خصوصی به تولید غیرنفتی
$\bar{I}/yn\bar{o}$	۰/۳۱	نسبت سرمایه‌گذاری به تولید غیرنفتی
$\bar{g}/yn\bar{o}$	۰/۲۸	نسبت مخارج دولت به تولید غیرنفتی
$o\bar{r}/yn\bar{o}$	۰/۱۶	نسبت ارزش‌افزوده نفت به تولید غیرنفتی
ρ_{gcb}	۰/۴۵	ضریب فرآیند خودرگرسیون خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی
ρ_{gb}	۰/۵۸	ضریب فرآیند خودرگرسیون خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری
$p\bar{x}\ /n\bar{x}$	۰/۲۸	نسبت ارزش صادرات به خالص صادرات غیرنفتی
$p\bar{m}\ /n\bar{x}$	۱/۲۴	نسبت ارزش واردات به خالص صادرات غیرنفتی
ω_i^d	۰/۷۵۶	سهم سرمایه‌گذاری داخلی از سرمایه‌گذاری کل
ω_m^{im}	۰/۲۳	سهم کالاهای سرمایه‌ای در واردات
ω_m^{fm}	۰/۶۲	سهم نهادهای واسطه‌ای وارداتی
ω_m^{cm}	۰/۱۵	سهم کالاهای مصرفی در واردات
ω_c^d	۰/۹۱۷	سهم مصرف داخلی از مصرف کل
$o\bar{r}/yn\bar{o}$	۰/۱۶	نسبت ارزش افزوده نفت به تولید غیرنفتی
ω_g^{or}	۰/۶۵	سهم دولت از درآمدهی دلاری
$\bar{d}/s\bar{b}$	۰/۴۱	نسبت سپرده‌ها به منابع نقدینگی

1. Dynare
2. Blanchard-Khan

نام پارامترها	مقادیر	توضیحات
$dn\bar{g}/s\bar{b}$	۰/۳۲	نسبت بدهی بخش غیردولتی به منابع نقدینگی
$o\bar{r}/nfac\bar{b}$	۴/۳	نسبت درآمدهای نفتی به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی
$gc\bar{b}/s\bar{b}$	۰/۳۲	نسبت خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی به منابع نقدینگی
$g\bar{b}/s\bar{b}$	۰/۱۱	نسبت خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به منابع نقدینگی
ρ_{dng}	۰,۵۶	ضریب فرآیند خودرگرسیونی بدهی غیردولتی
ρ_{fcb}	۰,۶۸	ضریب فرآیند خودرگرسیونی خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی
ρ_{fb}	۰,۴۴	ضریب فرآیند خودرگرسیونی خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها و مؤسسات

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵. ارزیابی اعتبار الگو

در این مطالعه از داده‌های مربوط به گشتاورها و آزمون‌های آماری جهت مقایسه داده‌های واقعی و داده‌های الگو استفاده کردیم تا مشخص شود مدل نوردهاووس[۱] طراحی‌شده تا چه میزان با داده‌های اقتصاد ایران مطابقت دارد. جدول (۳) گشتاورهای مرتبه اول و دوم [۲]برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نقدینگی، تورم، بدهی بخش غیردولتی و بدهی سیستم بانکی را نشان می‌دهد که بیانگر انطباق زیاد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با داده‌های واقعی این متغیرهاست. در جدول (۴) با کمک آزمون‌های آماری t و f مقادیر با هم مقایسه و نتایج آن بیان شد.

جدول ۳: گشتاورهای داده‌های واقعی و داده‌های مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی

نام متغیر	میانگین		انحراف معیار	
	داده‌های واقعی	مدل	داده‌های واقعی	مدل
رشد نقدینگی	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۸۵۰	۰/۷۹۸
تورم	۰/۸۶	۰/۷۹	۰/۷۰۸	۰/۶۴۵
بدهی غیردولتی	۲/۳۵	۱/۹۷	۰/۸۸۳	۰/۶۸۲
بدهی سیستم بانکی	۰/۷۳	۰/۶۹	۰/۳۸۲	۰/۳۶۷
رشد اقتصادی	۲/۱۲	۲/۹۳	۰/۴۶۱	۰/۴۴۷

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۱. در ادبیات سیکل‌های تجاری سیاسی در الگوی منفعت‌طلبی سیاسی نوردهاووس، متصدیان امور مملکتی درصددند که با توجه به حافظهٔ کوتاه‌مدت رأی‌دهندگان، سیاست‌هایی در سال‌های نزدیک به انتخابات اتخاذ کنند که وضعیت معیشتی جامعه و عملکرد اقتصادی خود را بهبود بخشند.

۲. گشتاور اول برای یک متغیر تصادفی بیانگر میانگین و گشتاور مرکزی دوم نیز واریانس را مشخص می‌کند.

مقایسهٔ مقدار آمارهٔ آزمون و مقادیر بحرانی در جدول (۴) نشان می‌دهد برای تمامی متغیرها مقدار آمارهٔ آزمون کوچک‌تر از مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد بوده و فرض صفر رد نمی‌شود؛ لذا مقادیر ویژگی‌های شبیه‌سازی‌شده و واقعی در سطح اطمینان ۹۵٪ اختلاف معنی‌داری ندارند. از این‌رو می‌توان ادعا کرد که مدل از قدرت برازش و دقت قابل‌قبولی برخوردار است[۱].

۴: آزمون‌های آماری جهت مقایسه ویژگی‌های متغیرها جدول

متغیر	بدهی بخش سیستم بانکی		تورم	بدهی بخش غیردولتی	رشد نقدینگی	رشد اقتصادی
آزمون برابری میانگین	آماره آزمون	۰/۲۲	۰/۳۸	۱/۲۵	۰/۳۰	-۰/۴۸
	مقدار بحرانی	۱/۹۸	۱/۹۸	۱/۹۸	۱/۹۸	۱/۹۸
آزمون برابری انحراف معیار	آماره آزمون	۱/۷۸	۱/۲۵	۱/۳۳	۱/۳۴	۱/۴۷
	مقدار بحرانی	۱/۸۴	۱/۸۴	۱/۸۴	۱/۸۴	۱/۸۴

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵ – ۱. اثر تکانه‌ها بر متغیرهای اقتصادی پژوهش

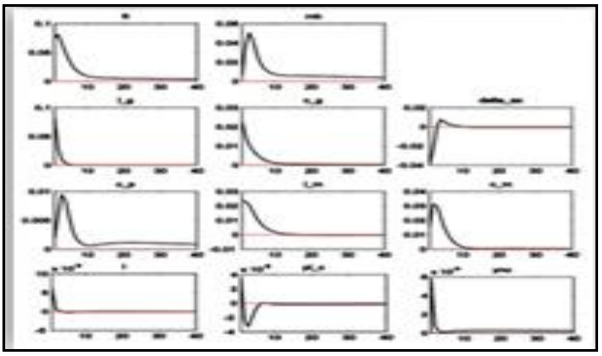
۵ – ۱– ۱. تکانهٔ ناشی از خالص دارایی خارجی بانک مرکزی

براساس نمودار (۱) که توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه خالص دارایی خارجی بانک مرکزی را نشان می‌دهد، همان‌طور که مشاهده می‌شود دارایی خالص خارجی یک نوع سپرده ذخیره‌شده ارزی محسوب می‌شود. متناسب با این میزان دارایی درآمدهای ارزی ناشی از فروش نفت نیز افزایش می‌یابد. افزایش میزان فروش نفت نیز باعث افزایش حدود ۶/۵ درصد خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌شود و سپس به مقادیر باثبات خود برمی‌گردد. به تبع افزایش خالص دارایی‌های خارجی، پایه پولی به قیمت واقعی نیز به‌تدریج افزایش می‌یابد، به‌گونه‌ای که در حدود ۱ درصد تا ۴/۵ درصد افزایش می‌یابد و سپس به سطح باثبات خود برمی‌گردد. با افزایش دارایی خارجی بانک مرکزی، درآمدهای ارزی نفتی دولت، بودجه دولت، به‌ویژه بودجه سرمایه‌گذاری در تولید، افزایش می‌یابد.

افزایش درآمدهای ارزی دولت، باعث کاهش نرخ ارز اسمی در بازار آزاد شده به گونه‌ای که رشد نرخ ارز اسمی در بازار به میزان ۴ واحد درصد پایین می‌آید. دلیل آن این است که با افزایش درآمدهای ارزی، دولت ارز بیشتری در اختیار بانک مرکزی قرار داده و در نتیجهٔ آن وضعیت ارزی بانک مرکزی و قدرت مانور بیشتر برای عرضه ارز در بازار بهبود یافته و درنهایت نرخ ارز را در این بازار پایین می‌آورد. وقتی که وضعیت ارزی دولت بهبود می‌یابد، واردات نیز افزایش می‌یابد. همان‌طور که نمودار (۱) نشان می‌دهد تقاضا برای واردات (هم برای واردات مصرفی و هم واسطه‌ای و سرمایه‌ای) افزایش می‌یابد، ولی رشد واردات مصرفی اندکی بیشتر از رشد واردات مصرفی و سرمایه‌ای است به‌گونه‌ای که در نتیجهٔ تکانه ۱۰ درصدی افزایش درآمدهای ارزی، واردات مصرفی ۲ تا ۳ درصد ولی

۱. آزمون فرضیه درخصوص میانگین و واریانس برای برابری آماره‌ها با مقادیر خاص در نرم‌افزار E Views می‌باشد.

واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای حدود ۲/۲ درصد افزایش می‌یابد. درنتیجه افزایش درآمدهای ارزی نفتی طرف تقاضای اقتصاد -چه از سوی دولت و واردات کالاها و خدمات و چه با لحاظ گسترش پایه پولی و نقدینگی- حالت انبساطی داشته که به تبع آن مصرف خصوصی نیز تا ۱ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش درآمدهای ارزی نفتی کشور، وضعیت سرمایه‌گذاری و اشتغال بهبود یافته، به‌گونه‌ای که شوک ۱۰ درصدی درآمدهای ارزی نفتی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی به قیمت حقیقی ۰/۳ تا ۱/۴ درصد و افزایش اشتغال ۰/۲ درصد می‌گردد. سرانجام، در نتیجهٔ حالت انبساطی طرف تقاضا و افزایش سرمایه‌گذاری، نرخ تورم کاهش و تولید افزایش می‌یابد. به‌گونه‌ای که در نتیجهٔ یک تکانه ۱۰ درصدی درآمدهای ارزی نفتی دولت، نرخ تورم به میزان ۱/۵ واحد درصد کاهش می‌یابد و تولید غیرنفتی ۴ درصد افزایش می‌یابد.

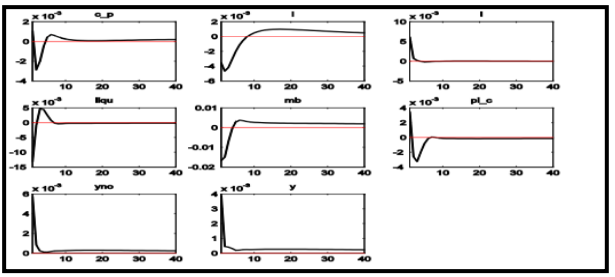


نمودار ۱: توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه خالص دارایی بانک مرکزی به اندازه ۱۰٪

۵ – ۱ – ۲. تکانه ناشی از خالص دارایی خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری

در نمودار (۲) آثار یک شوک ۱۰ درصدی ناشی از خالص دارایی خارجی بانک‌ها و مؤسسات بر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی نشان داده شده است. خالص دارایی خارجی بانک‌ها و مؤسسات از طریق افزایش سرمایه‌گذاری دولتی منجر به افزایش سرمایه دولتی شده و ازآنجاکه سرمایه دولتی به‌صورت سرمایه افزا وارد تابع تولید می‌شود، از این طریق متغیرهای سرمایه‌گذاری، اشتغال، مصرف، تولید و غیره را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد یک تکانه مثبت ۱۰ درصدی خالص دارایی خارجی بانک‌ها و مؤسسات که باعث افزایش تدریجی سرمایه‌گذاری می‌شود، ابتدا مصرف را اندکی افزایش و سپس کاهش داده است، ولی مجدداً افزایش و به سطح باثبات خود بازگشته است. آثار شوک خالص دارایی خارجی بانک‌ها و مؤسسات بر تولید مثبت است، به‌گونه‌ای که ۱۰ درصد افزایش خالص دارایی خارجی بانک‌ها و مؤسسات منجر به رشد تولید غیرنفتی حدود ۶ درصد می‌شود؛ زیرا سرمایه‌گذاری دولتی موجب افزایش سرمایه دولتی شده و چون سرمایه دولتی به‌صورت سرمایه افزا وارد تابع تولید می‌شود، باعث کاهش هزینهٔ اجاره

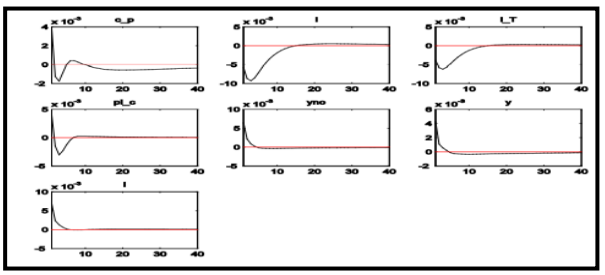
سرمایه شده، بنابراین، تولید افزایش می‌یابد. بدیهی است که رشد کل تولید با احتساب بخش نفتی متأثر از صادرات نفت، کمتر از رشد تولید نفتی می‌گردد که رقم رشد کل تولید حدوداً ۴ درصد برآورد می‌شود.



نمودار ۲: توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه خالص دارایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به اندازه ۱۰٪

۵ – ۱ – ۳. تکانه ناشی از خالص بدهی دولت به بانک مرکزی

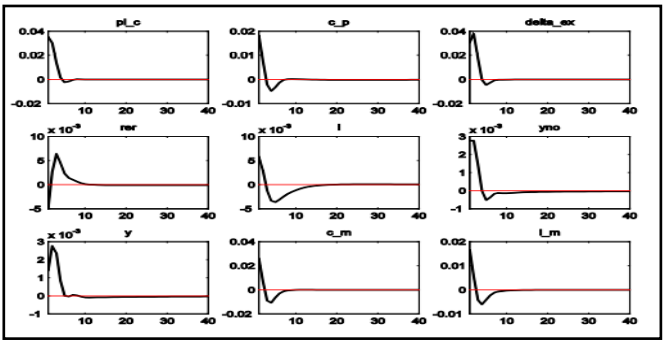
در نمودار (۳) آثار تکانه ۱۰ درصد خالص بدهی دولت به بانک مرکزی با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی نشان داده شده است. وقوع یک تکانه مثبت در خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، باعث افزایش مصرف خانوارها می‌شود. دلیل آن علاوه بر اثرات مثبت ناشی از افزایش تقاضای کل و افزایش مصرف در تابع مطلوبیت و مصرف کل ترکیبی از کالاها و خدمات عمومی عرضه شده از سوی دولت و همچنین کالاها و خدمات مصرفی خصوصی مؤثر است. بدیهی است که با افزایش خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، میزان برخورداری خانوارها، تولید و سرمایه‌گذاری‌ها نیز افزایش می‌یابند. بنابراین، در درازمدت بخش قابل‌توجهی از سرمایه‌گذاری انجام می‌شود. شوک بدهی دولت به بانک مرکزی منجر به افزایش تولید غیرنفتی به میزان ۵ درصد می‌شود. بدیهی است که با احتساب بخش نفتی این مقدار کاهش می‌یابد و به ۴ درصد می‌رسدف ولی اثر آن در طول سال‌ها از بین می‌رود و تولید به وضعیت باثبات خود برمی‌گردد. شوک بدهی دولت به بانک مرکزی به دلیل تحریک تقاضای کل در اقتصاد، اشتغال را تحریک می‌کند و اشتغال به میزان ۵ درصد افزایش می‌یابد.



نمودار ۳: توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه خالص بدهی دولت به بانک مرکزی به اندازه ۱۰٪

۵ – ۱ – ۴. تکانه ناشی از خالص بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات

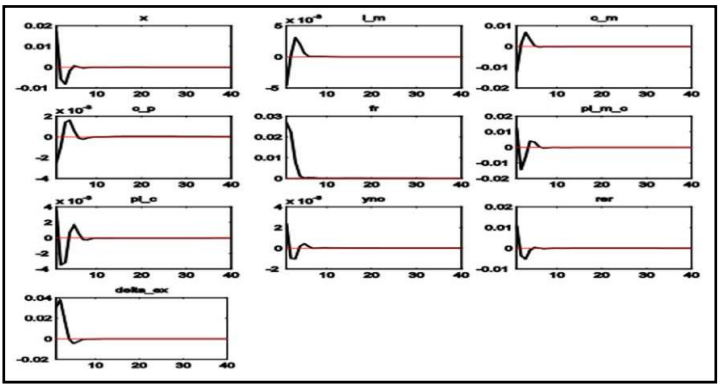
در نمودار (۴) مشاهده می‌شود این تکانه رشد نرخ ارز اسمی را به میزان ۴ واحد درصد کاهش می‌دهد. میزان عکس‌العمل سرمایه‌گذاری نسبت به خالص دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، واکنش مثبت نشان داده است. بنابراین، به‌نظر می‌رسد که افزایش رشد خالص بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات بیشتر به حوزهٔ فعالیت‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری سوق پیدا کرده است. این تکانه ابتدا تولید غیرنفتی را به میزان ۲۸ درصد افزایش می‌دهد و در طول چند سال اثر آن از بین می‌رود. بنابراین، آثار شوک ناشی از خالص بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات بر تولید در کوتاه مدت روند مثبتی خواهد داشت. دلیل افزایش تولید آن است که نقدینگی جدیدی توسط دولت که از مؤسسات و بانک‌ها اخذ شده به شکل سپرده‌های جدیدی در اختیار بخش تولید شده است. میزان سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد. بنابراین بخشی از اعتبارات بانکی به فعالیت‌های تولیدی اختصاص داده شده است. با توجه به اینکه اعتبارات بانکی، به‌عنوان عاملی تسهیل‌کننده برای خرید نهاده، باعث می‌شود ارزش افزوده بخشی از فعالیت‌ها تحت تأثیر قرار گرفته و موجب افزایش تولید می‌گردد.



نمودار ۴ :توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه خالص بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به اندازه ۱۰٪

۵ – ۱ – ۵. تکانه ناشی از بدهی بخش غیردولتی

همانطورکه در نمودار (۵) مشاهده می‌شود که تکانه ناشی از بدهی بخش غیردولتی در بلندمدت میزان سرمایه‌گذاری، تولید را کاهش می‌دهد. با توجه به اینکه میزان تولید کمتر از مقدار واقعی اتفاق می‌افتد. درنتیجه میزان مصرف خانوارها نیز کاهش می‌یابد. در این میان بانک‌ها، حجم ذخیره ارزی خود را افزایش می‌دهند که ناشی از افزایش سپرده‌های ارزی و افزایش تقاضای سفته بازی ارزی خانوار می‌باشد که این امر منجر به افزایش نرخ ارز به ۴ درصد و افزایش تورم کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای و وارداتی می‌شود. درحقیقت طبق مدلسازی پژوهش سفته‌بازی از طریق سپرده ارزی خانوار تعریف می‌شود. وقتی نرخ ارز افزایش می‌یابد، با توجه به اینکه تولید ما وابسته به نهاده‌های وارداتی و کالاهای سرمایه‌ای است، در نتیجهٔ افزایش نرخ ارز، هزینه‌های تولید بالا می‌رود و افزایش هزینهٔ تولید، قیمت کالاها را بالاتر می‌برد.



نمودار ۵ : توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه بدهی بخش غیردولتی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به اندازه ۱۰٪

۵ – ۱ – ۶. مقایسه آثار پنج تکانه

با توجه به آنکه در هر پنج تکانه اجزای منابع نقدینگی، نقدینگی به میزان حدود ۵ درصد افزایش یافته است، آثار و دلالت‌های پنج جزء منابع ایجاد نقدینگی قابل‌بررسی است. نتایج مقایسه‌ای حاکی از آن است که به‌ازای رشد مشخص نقدینگی، افزایش‌هایی که ناشی از خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی و خالص بدهی‌های بخش دولتی به سیستم بانکی صورت می‌گیرد، دارای آثار تولیدی و سرمایه‌گذاری بیشتر و آثار تورمی کمتری هستند، از این‌رو، ثبات اقتصاد کلان را به‌همراه خواهد داشت. تسهیلات بخش غیردولتی برخلاف خالص دارایی‌های خارجی و خالص بدهی‌های بخش دولتی به سیستم بانکی، صرف کالا و خدمات نمی‌شود و بیشتر در بخش نامولد به‌کار گرفته می‌شود. بنابراین، توصیه می‌شود که سیاست‌گذار پولی با هدایت اعتبار[۱]، تسهیلات بخش خصوصی (بدهی بخش غیردولتی) به فعالیت‌های مولد، آثار تولیدی و سرمایه‌گذاری این جزء را افزایش دهد.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این پژوهش جهت پاسخ به این پرسش مهم که آیا اثرات اجزای منابع نقدینگی شامل خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری بر عملکرد اقتصادی متفاوت است، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) طراحی و براساس اطلاعات اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۷۹-۱۳۹۹ شبیه‌سازی نمود. جهت ارزیابی وجود اثرات متفاوت اجزای منابع نقدینگی بر متغیرهای اقتصادی، واکنش این متغیرها نسبت به تکانه‌های اجزای منابع نقدینگی براساس توابع

۱. هدایت اعتبار مجموعه رهنمودهای سیاستی است که سعی در متقاعد کردن بانک‌ها به تخصیص اعتبار به بخش‌های اقتصادی مدنظر سیاست‌گذار دارد.

عکس‌العمل آنی مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های حاصل از داده‌های پژوهش نشان از این دارد که خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی از طریق تراز پرداخت‌ها و خالص بدهی دولت به سیستم بانکی از کانال تراز مالی دولت اگر منبع ایجاد نقدینگی باشد باعث افزایش متغیرهای تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری و باعث رشد خفیف یا کاهش متغیرهای تورم و نرخ ارز می شود. اما اگر منبع ایجاد نقدینگی بدهی بخش غیر دولتی از کانال تسهیلات باشد بر متغیرهای تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری اثر کاهشی دارد و فقط باعث افزایش متغیرهای تورم و نرخ ارز می‌شود. دو منبع خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی و خالص بدهی‌های دولت به سیستم بانکی، برعکس منبع بدهی بخش غیردولتی به‌دلیل ایجاد ارزش افزوده در اقتصاد، دارای آثار تولیدی و سرمایه‌گذاری بیشتر و آثار تورمی کمتری هستند، از این‌رو، ثبات اقتصاد کلان را به‌همراه خواهد داشت. بنابراین، توصیه می‌شود که سیاست‌گذار پولی با هدایت اعتبار، تسهیلات بخش خصوصی (بدهی بخش غیردولتی) به فعالیت‌های مولد، آثار تولیدی و سرمایه‌گذاری این جزء را افزایش دهد. این نتایج حامل این پیام سیاستی است که علاوه بر مدیریت نقدینگی، توجه به تحولات اجزای منابع نقدینگی نیز از اهمیت بسیاری در حوزهٔ سیاست‌گذاری پولی برخوردار است. در شرایطی که اقتصاد رشد نقدینگی بالایی را تجربه می‌کند، علاوه بر کنترل کمی، به این نکته توجه شود که هریک از منابع ایجاد نقدینگی چه تأثیری بر متغیرهای مهم اقتصادی می‌گذارد.

به‌عنوان پیشنهاد برای مطالعات آینده بر مبنای نتایج مدل فعلی و مدلسازی انجام‌شده در فضای الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، پیشنهاد محقق تفکیک خالص بدهی بخش دولتی به دو جزء دولت و شرکت‌های دولتی، و همچنین تفکیک خالص بدهی بخش دولتی و خالص دارایی‌های خارجی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی به سه جزء بانک‌های تجاری، تخصصی و بانک‌های غیردولتی و مؤسسات اعتباری غیربانکی می‌باشد.

References

Abderezak, A. (2005). Oil price shocks - Money supply causality: Some evidence from Algeria. *The Journal of North African Studies, 10*(2),173-181.

Agénor, P. R., Alper, K., & da Silva, L. A. P. (2014). Sudden floods, macro prudential regulation and stability in an open economy. *Journal of International Money and Finance, 48*(part A), 68-100.

Alaei,R., & Bakhtiyari, S. (2019).Threshold effect of the monetary base on inflation: the approach of non-linear auto-regressive soft transmission models. *Economic Strategy Quarterly, 25*(7), 109-141.(In Persian)

Bhatia, J.R. (1971), Factors Influencing Changes in Money Supply in BCEAO Countries, *International Monetary Journal*, *18*(2),389-398.

Bernanke, B. S, & Blinder, A. S. (1988). Credit, Money and Aggregate Demand. *The American Economic Review*, *78*(2), 435-439.

Burriel, P., Fernandez, V., Verde, J., & Rubio-Ramirez, J. F. (2010). MEDEA: a DSGE model for the Spanish economy. *SERIEs*, 1, 175-243.-Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework, *Journal of monetary Economics*, *12*(3), 383-398.

Caporale, G. M., Ali, F. M. & Spagnolo, N. (2014). Oil Price Uncertainty and Sectoral Stock Returns in China: A Time-Varying Approach. *China Economic Review*, *34*, 311–340.

Cecchett, S. G. (1995). Distinguishing Theories of Monetary Transmission Mechanism. *Economic Research* Federal *Reserve Bank of St. Louis, 77*(3), 83-97.

Christiano, L., Eichembaum, M., & Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects to a shock of monetary policy, *Journal of Political Economy*, *113*(1), 1-45.

Demirbas, A., Al-Sasi, B., & Nizami, A. (2017). Recent Volatility in the Price of Crude Oil. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 12, 408–414.

Durán, N. M, & Hernández, I.P.(2018). Is there any relationship between the monetary base and the interest rate of the US Federal Reserve? *Contaduría y Administración, Accounting and Management, 63*, 1-18

Elder, J. (2018). Oil Price Volatility: Industrial Production and Special Aggregates. *Macroeconomic Dynamics*, *22*(3), 640-653.

Gali, J. (2008).Monetary Policy, Inflation and BusineesCycle: An introduction to the New Keynesian Framework, *PRINCETON university Press*, 79-93.

Ge Xinyu., Li Xiao. L., & L. Zheng. (2020). the Transmission of Financial Shocks in an Estimated DSGE Model with Housing and Banking. *Economic Modelling, 89*, 215-231.

Hadian, M., & Dargahi, H.(2021). Macroeconomic effects of current and development expenditures of the government in Iran: DSGE approach. *Quarterly magazine of applied economic theories*, *8*(1), 241-272.

Jalali Naeini, A., & Zamanzade, H.(2016).Investigating the different effects of liquidity components on production and price: vector error correction approach with Namana exogenous variables, *Monetary and Banking Research Quarterly, 27*, 1-27 [in Persian]

Kapuściński, M. & Pietryka, I. (2019). The impact of the excess reserves of the banking sector on interest rates and money supply in Poland . *Narodowy Bank Polski, Working Paper ,Economic Research Department, 300*, 1-48.

Lashgari, M. (2014). Money, Currency and Banking. Tehran, *Payame Noor Publications*, First Edition. [In Persian]

Koop, Gary & Dimitris, K.(2010). Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. Foundations *and Trends in Econometrics*, *3*(4), 267-358.

Komijani, A., & Alinejad, M. F. (2012). Evaluating the Effectiveness of Monetary Transmission Channels Production and Inflation besides Analyzing their Relative in Iran's Economy. *Scientific and research quarterly of planning and budget, 17*, 39-63 [in Persian]

Liu, Z., Waggoner, D.F. & Zha, T. (2011). Sources of Macroeconomic Fluctuations A Regime Switching DSGE Approach. *Quantitative Economics*, *2*(2), 251–301.

McCallum, B., & Nelson, E. (2000). Monetary policy for an open economy: an alternative framework with optimizing agents and sticky prices. *Oxford Review of Economic Policy. 16*(4), 74-91.

Mohammadi Pour, A., Salmanpour Zonouz, A., & Fakhrhosseini, S, F.(2019). The Effect of Shocks in Monetary Base and Government Oil Revenues on the Iranian Economy Using Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 10*, 93-112. [in Persian]

Moshiri, S., & Vasheghani, M. (2010). Investigating the Monetary Transfer Mechanism and its Timing in Iran's Economy. *Economic Modeling Quarterly, 4*, 1-32. [in Persian]

Pesaran, M. H., (1998). Economic Trends and Macroeconomic Policies in Post-revolutionary Iran. *Economy and money magazine, 82*, 42-45. [in Persian]

Ravenna, F., & Walsh, C. E. (2006). Optimal monetary policy with the cost channel, *Journal of Monetary Economics*, *53*(2), 199-216.

Sarno L. & Taylor.M. (2001). Offial Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective &, If So, How Does Work?. *Journal of Economic Literature ,39*(3), 839-868.

Sharifi Ranani, H., & Komijani, A., &Shahrestani, H. (2010). Investigating the Mechanism of Money Transfer in Iran: Approach Vector Auto Regressive Structural. *Money and Economics Quarterly*, 2. [in Persian]

Snowdan B. & Van H. (1997). *A Macroecnomics Reader*. One eddition

Stracca, L. (2007), Should we take inside money seriously? *European Central Bank Working paper series, 841*, 1-43.

Tavakolian, H & Sarem, M. (2016). *DSGE modeling in Dynare software (modelling, solution and estimation based on Iranian economy)*. Tehran: Research Institute of Money and Banking. **[**in Persian**]**

Uhlig, H. (2001). A Toolkit for analyzing nonlinear dynamic rational expectations models easily, Computational *Methods for the Study of Dynamic Economic*, 30-61.

Yadollahzadeh Tabari, N. (2013). How do monetary policy tools work? An investigation on monetary transmission mechanism in Iran. *Management Science Letters*, *3*(4), 1167-1174

Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory and policy*. MIT press.third eddition.

Iacoviello, M. (2015). Financial business cycles. *Review of Economic Dynamics*, *18*(1), 140-163.

Https: //www.cbi.ir

Https: // www.amar.org.ir

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 201-231

Investigating the effects of the components of liquidity sources in Iran's economy dynamic stochastic general equilibrium approach

Hossein Samsami Mazreeh Akhoond[1]
Ahmad Bakhtiyari[2]

Received: 2023/07/18 Accepted: 2023/08/28

Introduction

The volume of the external money supply is determined by the policymaker, but the amount of money and liquidity will be influenced by the individual's decision to combine their portfolios and the behavior of banks (through lending channels and balance sheets) in the internal money supply. From this perspective, the initial change in external currency (monetary base) causes changes in the supply and demand of all types of assets (such as external and internal money) and their rate of return, and the behavior of individuals and banks determines the optimal composition of the portfolio of assets of individuals and banks and the new and balanced composition of liquidity volume. . Due to differences in the structure of the economy in different countries, the external currency itself can be created from different origins, the exogenous increase of each component of the central bank's asset column (monetary base) causes a change in the relative supply of that asset and its rate of return. Liquidity changes have different sources and are due to changes in the supply of different assets that make up different components of liquidity resources and since the components of liquidity resources are not of the same kind and originate from different processes can have different effects on the performance of macroeconomic variables. The purpose of this article is to analyze and investigate the mechanism of the effect of the components of liquidity resources on the macroeconomic variables of Iran. Changes in liquidity have different sources and are caused by changes in the supply of different assets that form different components of liquidity

sources and can have different effects on the performance of macroeconomic variables. For this purpose, a macroeconomic model by including the components of liquidity resources including net foreign assets of the central bank, net foreign assets of banks and non-bank credit institutions, net debt of the public sector to the central bank, net debt of the public sector to banks and non-bank credit institutions and Non-governmental sector debt is designed to show the relationships of economic variables in the framework of a dynamic stochastic general equilibrium model provides.

1. Assistant Professor of Economics, Shahid Beheshti University of Tehran, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Email: h-samsami@sbu.ac.ir
2. Ph.D Candidate in Economics, Shahid Beheshti University of Tehran, Tehran, Iran, Email: Ahmadbakhtiyari329@yahoo.com

Methodology

The model presented in this research is a small open economy consisting of six sectors of households, firms, foreign sectors, banks and credit institutions, government and central bank within the framework of dynamic stochastic general equilibrium model of new Keynesians with respect to nominal and real frictions. By optimizing the objective functions of each of the above brokers, the result of the obtained economic relations is a system of nonlinear differential equations under rational expectations that are currently not empirically solvable, especially in larger patterns. But we can use approximation technique to calculate the model solution in the approximate range functionally. In this research, the set of equations is linear logarithmic using the Ahlik method (1999). In the next step, the input values of the pattern and calibration of parameters and variables have been done using the Iranian economy data during the period 2000-2020. Then, using the Dynar software, the system of equations based on the Bunchard-Kahn method is solved. The results of the statistical tests and moments indicate that the proposed model is suitable for simulating Iran's economy.

Results and Discussion

In order to evaluate the different effects of liquidity resources on economic variables, the reaction of these variables to liquidity component shocks based on instantaneous reaction functions has been investigated. The findings of the research show that the net assets of the banking system through balance of payments and net debt to the banking system through the channel of the state financial balance, if the source of liquidity is created, increases the variables of production, consumption and investment and causes mild growth or decrease of inflation and exchange rate variables. However, if the source of the liquidity creation of non-governmental debts is from the channel of facilitation, it has a decreasing effect on the variables of production, consumption and investment, and only increases inflation and exchange rate. The two sources of the net assets of the banking system and the net of government liabilities to the banking system, contrary to the source of non-governmental sector debt due to the creation of added value in the economy, have more productive effects and investment and less inflationary effects, hence, macroeconomic stability will bring.

Conclusion

The reaction of macroeconomic variables for the same liquidity growth based on instantaneous reaction functions shows that different components of liquidity sources have different effects on macroeconomic variables. These results carry the policy message that, in addition to liquidity management, attention to the developments in liquidity resources components is also important in the field of monetary policy. Considering that liquidity has increased by about 5% in all five components of liquidity components, the effects and implications of the five components of liquidity creation sources can be examined. Comparative results indicate that for the specific growth of liquidity, the increases caused by the net assets of the banking system and the net of public sector liabilities to the banking

system have more productive and investment effects and less inflationary effects, hence macroeconomic stability. Therefore, it is recommended that the monetary transition policy as much as possible prevent the increase in non-governmental sector debt which leads to increased liquidity.

Keywords: Dynamic stochastic general equilibrium(DSGE) , monetary policies, Money Transfer mechanism,sources of liquidity.
JEL Classification: E47, E52, E58

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۲۳۳-۲۶۳

تحلیل مقایسه‌ای تأثیر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک‌ها در بانک‌های اسلامی و متعارف

سعید صمدی[۱]
لیلا ترکی[۲]
سحر مهدیان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۴/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۶/۲۷

چکیده

یکی از ابزارهای مهم و مؤثر در توسعهٔ اقتصادی کشور، نظام بانکی کارآمد است. بانک‌ها از بخش‌های اصلی در فعالیت‌های مالی هستند. یکی از ویژگی‌های مهم بانک‌ها و مؤسسات مالی، سودآوری و بازدهی آن‌هاست. هم بازار سرمایه و هم بازار پول می‌بایست در اندیشهٔ ایجاد راهکارهایی برای خلق ابزارهای مختلف تأمین مالی برای پشتیبانی از تولید، سرمایه‌گذاری و اشتغال باشند. در بازارهای مالی اسلامی، صکوک مهم‌ترین اوراق بهادار مالی اسلامی است. صکوک به‌گونه‌ای طراحی شده است که با قوانین اسلامی سازگار باشد. این ویژگی صکوک آن را تبدیل به منبع مهمی برای تأمین سرمایه برای ناشران بیرون از جهان اسلام کرده است که به‌دنبال دستیابی به نقدینگی ارائه‌شده توسط سرمایه‌گذاران اسلامی هستند. صکوک پرتفوی سرمایه‌گذاران را تنوع می‌بخشد و فرصت‌های سرمایه‌گذاری در دارایی جدید را ارائه می‌دهد. از طرفی ناشران می‌توانند از نقدینگی فزاینده حاصل از تقاضای درحال‌رشد در میان شمار زیادی از سرمایه‌گذاران نهادی و فردی برای ابزارهای سرمایه‌گذاری سازگار با شریعت، منتفع گردند. هدف اصلی این پژوهش تحلیل مقایسه‌ای تأثیر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌ها در بانک‌های اسلامی و متعارف است. برای دستیابی به هدف فوق، اطلاعات پانزده کشور در حوزه خلیج فارس در بازهٔ زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۱ بررسی شد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از روش رگرسیون چندمتغیره به روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که توسعهٔ بازار صکوک سودآوری بانک‌های اسلامی را افزایش می‌دهد، اما تأثیری بر سودآوری بانک‌های متعارف ندارد. علاوه بر این نتایج نشان داد بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های اسلامی و متعارف را تعدیل نمی‌کند.

واژگان کلیدی:. بازار مالی، بحران مالی، نظام بانکی
طبقه‌بندی JEL: G00, F01, G01

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران samadi@ase.ui.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)
l.torki@ase.ui.ac.ir
۳. کارشناس ارشد گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، اصفهان، ایران
Sahar_mahdian@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از ابزارهای مهم و مؤثر در توسعهٔ اقتصادی کشور، نظام بانکی کارآمد است. بانک‌ها از بخش‌های اصلی در فعالیت‌های مالی هستند. وضعیت بانک‌ها و شرایط حاکم بر آن در بخش‌های مختلف اقتصاد جامعه نیز بسیار مؤثر است (جلال‌زاده آذر و همکاران، ۱۳۹۹).

امروزه به‌علت بروز مشکلاتی در اقتصاد و سیستم بانکی ازجمله افزایش تقاضا برای تسهیلات، بانک‌ها و بنگاه‌های ایران نیز با مشکل کمبود نقدینگی مواجه هستند. یکی از فرصت‌های پیشِ روی نظام بانکی به‌منظور حل این مشکل، ایجاد تنوع و توسعهٔ شیوه‌ها و ابزارهای نوین تأمین مالی می‌باشد. سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت از محل پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی و از طریق بورس اوراق بهادار، ازجمله راه‌های محقق شدن بهترین شکل تأمین مالی می‌باشند. تنوع ابزارهای مالی از نظر ترکیب ریسک و بازده، ماهیت سود و روش مشارکت در ریسک، گروه‌های گوناگونی را به سمت خود جذب می‌کند. وجود تنوع در اوراق بهادار منجر به کارآمد شدن بازار سرمایه و تخصیص بهینهٔ سرمایه می‌شود و مشارکت طیف وسیعی از افراد جامعه را در امر سرمایه‌گذاری امکان پذیر می‌کند (مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی، ۱۳۷۷).

اوراق بهادار صکوک با دو تفاوت عمده، همتای اسلامی اوراق قرضه است. اول اینکه صکوک با پرداخت سود به‌جای بهره با قوانین اسلام (شرع) سازگار هستند. دوم، دارنده صکوک معمولا مالک دارایی واقعی است. علاوه بر آن جنبه تسهیم ریسک و ساختار قرارداد بلندمدت صکوک، موجب اعمال نظارت سخت‌گیرانه بر روی بستر پرداخت و دریافت وام شده است. استفاده از اوراق بهادار صکوک، اطمینان ایجاد می‌کند که اعطای تسهیلات به وام‌گیرندگان معتبر صورت گرفته است، لذا مشکلات مؤسسات مالی را کاهش می‌دهد (میمونی و همکاران[1]، ۲۰۱۹).

صکوک درواقع اوراق بهادار اسلامی می‌باشد که با درگیر کردن یک دارایی فیزیکی معین و به میان آوردن قراردادهایی مانند مضاربه و اجاره منطبق با قانون بانکداری بدون ربا می‌باشد. صکوک جمع واژه عربی صک است که آن هم معرب واژه چک در زبان فارسی می‌باشد. در عرف زبان عربی این کلمه، شامل حواله، انواع سفته، سند و هرآنچه می‌شود که تعهد یا اقراری از آن برداشت گردد. تعریف سازمان حسابداری و حسابرسی نهادهای مالی اسلامی از کلمه صکوک به این صورت است که «واهی‌هایی با ارزش اسمی یکسان که پس از پایان عملیات پذیره‌نویسی بیانگر پرداخت مبلغ اسمی مندرج در آن به‌وسیله خریدار به ناشر می‌باشد و دارندهٔ آن مالک یک یا مجموعه‌ای از دارایی‌ها، منافع حاصل از دارایی یا ذینفع یک طرح یا یک فعالیت سرمایه‌گذاری خاص می‌گردد.» (فطرس و محمودی، ۱۳۸۷).

پژوهش حاضر در راستای تعامل میان بازار پول و سرمایه، به بررسی اثرگذاری توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های اسلامی و متعارف پرداخته است، با توجه به اینکه اگر بانک عامل انتشار صکوک باشد یا خود بانک صکوک را منتشر کند، انتظار می‌رود که توسعه بازار صکوک تأثیری مثبت بر

1. Mimouni et al (2019)

سودآوری بانک داشته باشد و اگر صکوک در بازار سرمایه منتشر گردد، انتظار می‌رود که توسعه بازار صکوک تأثیری منفی بر سودآوری بانک داشته باشد. لذا این پژوهش به بررسی اثر خالص توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های اسلامی و متعارف و مقایسهٔ این در طول بحران کووید ۱۹پرداخته است تا بررسی کند که آیا صکوک به‌عنوان ابزاری مالی اسلامی می‌تواند جایگزینی مناسب برای اوراق قرضه به‌منظور توسعه بازارهای مالی باشد و نقشی مؤثر در مقاوم‌سازی اقتصادهای نوظهور در برابر شوک‌های اقتصادی و بحران‌ها ایفا کند؟

به‌دلیل نبود انسجام در سیاست‌های اقتصادی دولت و اخذ تصمیمات لحظه‌ای و افزایش بی‌سابقه هزینه‌ها که با پشتوانه افزایش درآمد نفتی انجام گرفته، امروزه به وضعیتی رسیده که دولت بدون استقراض نمی‌تواند منابع موردنیاز خود را تأمین نماید. نرخ رشد اقتصادی در سال‌های اخیر نیز به‌خوبی نشان می‌دهد این استقراض‌ها تأثیری در رشد اقتصادی کشور نداشته و تنها به تورم بخش پولی منجر شده است (کمیجانی و دیگران، ۱۳۹۴). لذا جهت تحقق اقتصادی مقاوم در بازار سرمایه و تسهیل فضای کسب و کار و توانمندسازی بنگاه‌هایی که در اثر نااطمینانی‌های ناشی از تحریم، تلاطم‌های ارزی و افزایش بهای تمام‌شده کالا و خدمات در برابر تکانه‌های اقتصادی آسیب‌پذیری بالایی داشتند، توسعه بازار مالی کارآمد و ابزارهای مالی نوین هم چون صکوک مورد توجه قرار گرفت، این پژوهش به بررسی اثرگذاری توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌ها به‌عنوان ابزار تأمین مالی جدید مبتنی بر قوانین بانکداری اسلامی پرداخته است، لذا در صورت صحت نتایج کشورهای مورد بررسی و کمک به امر تأمین مالی کشور بدون شک بانک‌های کشور پذیرای این ابزار جهت افزایش سودآوری خود خواهند بود.

موضوعات مختلفی در مورد این ابزار مالی قابل بررسی می‌باشد. ازجمله آن موضوعات بررسی تأثیر بازار صکوک بر بخش بانکی می‌باشد. البته پژوهش سموئی و همکاران[1] (۲۰۱۷) مبنی بر بررسی رابطهٔ بین بخش بانکی و بازار صکوک نشان می‌دهد که بانک‌ها و صکوک جایگزین هستند، ولی زمینه‌ها و دلایل این جایگزینی را بررسی نکرده است. در این بین مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌ها نپرداخته است.

اهمیت این پژوهش در آن است که سرمایهٔ بانک اولین خط دفاعی در شوک‌های مالی است. در این بین انتخاب صکوک به‌عنوان عامل مؤثری که انسجام سرمایهٔ بانک‌ها (که منظور همان تاب‌آوری و مقاومت بانک‌ها در بحران‌هاست حتی اگر سودآوری بانک کمتر شود) را افزایش دهد بدان جهت است که بانک‌ها کنترلی روی آن ندارند (سماعی و گوما[2]، ۲۰۱۹). در شرایط فعلی کشور که در وضعیت رکوردی قرار دارد و بانک‌ها و مؤسسات مالی در تأمین سرمایهٔ مورد نیاز بنگاه‌ها و پروژه‌ها با مشکلاتی مواجه هستند، بررسی راهکارهای مناسب تأمین مالی بسیار ضروری و حائز اهمیت است. به‌طور سنتی بانک‌ها نقش فعالی در تأمین مالی کشور ارائه می‌کنند (قالیباف، ۱۳۹۷)؛ از لحاظ

1. Smaoui et al (2017)
2. Smaoui & Ghouma (2019)

کاربردی از این پژوهش در اصلاح وضعیت مالی بانک‌های تجاری در مقاوم سازی آن‌ها در برابر بحران‌ها و درکمک به فرآیند تأمین مالی شرکت‌ها در پروژه‌های سرمایه‌گذاری نیز می‌توان استفاده نمود.

این مقاله در ادامه به‌صورت زیر سازمان‌دهی می‌گردد: بخش ۲ به پیشینه پژوهش و بخش ۳ به معرفی ادبیات موضوع مطالعه می‌پردازد. بخش ۴ روش‌شناسی پژوهش را معرفی می‌کند و مجموعه داده انتخاب‌شده را تشریح می‌کند. بخش ۵ نتایج تجربی را استخراج می‌کند و دربارهٔ آن بحث می‌کند. بخش ۶ نتیجه‌گیری می‌کند.

۱ – ۱. هدف‌های پژوهش

اهدف این پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

هدف اصلی:

۱. تحلیل اثر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک.

اهداف فرعی:

۱. مقایسه تأثیر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های متعارف و اسلامی؛

۲. تحلیل اثر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک قبل و بعد از بحران مالی.

۲. پیشینهٔ پژوهش

در این بخش به مطالعات خارجی و داخلی صورت‌گرفته بر ارتباط صکوک و نظام بانکی به‌طور مختصر پرداخته می‌شود:

صالحانی و موسلی[1] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان «تأثیر صکوک رده ۱ (اوراق قرضه اسلامی) بر سودآوری بانک‌های اسلامی امارات» از طریق یک مدل رگرسیون و داده‌های پانل شامل تمام بانک‌های اسلامی امارات متحده عربی طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ که این نوع صکوک را منتشر کرده‌اند، به بررسی تأثیر انتشار یک نوع صکوک متمایز که تلفیقی از اوراق قرضه و سهام عادی می‌باشد، پرداخته و به این نتیجه رسیدند که این نوع صکوک هم سود هر سهم[2] (EPS) و هم نسبت کفایت سرمایه بانک را افزایش می‌دهد، ولی این نوع صکوک ریسک‌پذیری بانک‌های اسلامی امارات را افزایش نمی‌دهد.

سماعی و گوما (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان «توسعهٔ بازار صکوک و سرمایهٔ بانک‌های اسلامی» به بررسی تأثیر توسعه بازار صکوک بر نسبت سرمایه بانک‌های اسلامی با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۲۳۰ بانک اسلامی و روش رگرسیون GMM در دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۴ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که باز بودن تجارت و نقدینگی بانک با سرمایه ارتباط مثبت و معناداری دارد درحالی که اندازه بانک و نسبت ذخیره زیان وام با نسبت سرمایه ارتباط منفی و معنادار دارد. همچنین

1. Alaa Salhani, Sulaiman Mouselli (2022)
2. Earnings Per Share

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد توسعهٔ بازار صکوک تأثیر منفی بر ساختار سرمایه بانک دارد و باعث ایجاد رقابت بین بانک‌ها و پایین نگه داشتن سطح سرمایهٔ آن‌ها می‌شود .

سلمان و نواز[1] (۲۰۱۸) در مقالهٔ خود با عنوان «سیستم مالی اسلامی و بانک داری متعارف؛ یک مقایسه» از طریق یک مدل رگرسیون به بررسی آن می‌پردازد که با توجه به سپردهٔ مشتری هر بانک، آیا تفاوتی در عملکرد اسلامی و بانک‌های معمولی وجود دارد؟ تحلیل توصیفی نسبت سودآوری، بهره‌وری و نقدینگی متفاوت برای هر دو دسته از بانک‌ها انجام شده است و سودآوری، بهره‌وری و نقدینگی دو بانک بزرگ اسلامی و متعارف در پاکستان را در سال‌های ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۷ مقایسه کرده است. صنعت بانکداری به‌عنوان بانک اسلامی در مطالعه عملکرد بهتری نسبت به بانک معمولی در سال‌های بعد نشان می‌دهد. به‌نظر می‌رسد آینده بانکداری اسلامی روشن‌تر از بانکداری متعارف است، زیرا نتایج نشان می‌دهد که بانکداری اسلامی از بحران مالی جهانی کمتر از بانکداری متعارف رنج می‌برد.

سمائی، میمونی و تمیمی (۲۰۱۷) در مقاله‌ای تحت عنوان «صکوک، سیستم بانکی و بازارهای مالی: رقیب یا مکمل؟» با استفاده از تکنیک تخمین GMM و مجموعه داده‌های تابلویی، برای یازده کشور در طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ اثرات توسعهٔ مالی در بازارهای صکوک را بررسی کردند. صکوک و تأمین اعتباری بانکی جایگزین هستند. اقتصادهایی که در آن بانک‌ها نقش اساسی دارند، بهبود بخش بازار صکوک‌اند و صکوک بیشتر در اقتصادهای بازارمحور صادر می‌شود. در این پژوهش اثر متغیرهای تجارت باز، اندازهٔ اقتصاد، قوانین شرعی رایج، سایز سیستم بانکی، توسعهٔ بازار اوراق بهادار و توسعهٔ بازار سرمایه بر توسعهٔ بازار صکوک مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل نشان می‌دهد که یک بخش بانکی به‌خوبی توسعه یافته برای توسعهٔ بازار صکوک ایجاد مشکل می‌کند و از طرفی توسعهٔ بازار اوراق بهادار توسعهٔ صکوک را تسهیل میکند. به‌عبارتی هرچه سایز بانک‌ها بزرگ‌تر باشد، صدور صکوک کمتر است. تجارت باز از خصوصیات قابل‌توجه است و این نشان می‌دهد بانک‌ها و شرکت‌ها در اقتصاد آزاد برای حفظ ثبات به منابع سرمایه‌ای بیشتری نیاز دارند .

احمد و رافیش[2] (۲۰۱۰) اثر انتشار صکوک بر حل بحران مالی کشور مالزی را بررسی مورد بررسی قرار دادند. برای این کار ابتدا مدل رگرسیونی حداقل مربعات معمولی را برای انتشار صکوک طراحی نمودند. نمونه شامل بیست مشاهدهٔ سالانه در مالزی در مورد انتشار اوراق قرضه متعارف و صکوک از ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۹ است. این مقاله با هدف بررسی پایداری انتشار صکوک و همچنین منابع مالی متعارف در دوره رکود اقتصادی اخیر با تمرکز بر بازار سرمایه بدهی مالزی بازار صکوک مالزی در سال‌های اخیر رشد چشمگیری داشته است و از میزان قابل‌توجهی اوراق بهادار بدهی متعارف صادر شده در بازار داخلی فراتر رفته است. نتایج این تحقیق نشان‌دهنده این است که انتشار صکوک می‌تواند بهتر از به‌کارگیری ابزارهای مالی سنتی مشکل بحران مالی را حل کند و برخلاف صکوک، اوراق قرضه

1. Salman & Nawaz (2018)
2. Ahmad & Rafisah (2010)

متعارف وضعیت اقتصادی را به‌عنوان واسطه تولید ناخالص داخلی و نقدینگی بازار که عامل صدور آن است، در نظر نمی‌گیرد. به صدور اوراق قرضه معمولی نسبت به صکوک نسبت به شرایط اقتصادی فعلی کمتر توجه شده است، همچنین صکوک در شرایط بحران مالی پایداری بیشتری از خود نشان داده است.

رجائی باغ سیائی و صفائی ایلخچی (۱۴۰۱) در پژوهشی با عنوان «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و صکوک بر سودآوری بانک‌های ایران» به بررسی تأثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی و صکوک بر سودآوری بانک‌ها پرداخته‌اند. برای سودآوری از دو تعریف استفاده شده است. یکی نسبت سود بانکی به کل دارایی‌های بانک و دیگری نسبت خالص درآمد عملیاتی به کل سپرده‌های هر بانک است. قلمرو زمانی پژوهش، دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ بوده و نمونه پژوهش شامل شانزده بانک از بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. تجزیه و تحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه‌ها با استفاده از الگوی رگرسیون چندمتغیره و داده‌های ترکیبی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد رشد تولید ناخالص داخلی و همچنین تورم تأثیر مثبت و معناداری بر هر دو شاخص سودآوری داشته، ولی رشد نرخ ارز و همچنین کل صکوک مبادله‌شده تأثیر منفی و معناداری بر هر دو شاخص سودآوری دارد. اهرم عملیاتی تأثیر منفی و معنادار و اندازه بانک‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر هر دو شاخص سودآوری دارد.

جلال‌زاده آذر و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی با عنوان «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و تأمین مالی اسلامی بر بازدهی بانک‌های خصوصی و دولتی ایران» به بررسی اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی و تأمین مالی اسلامی (صکوک) بر بازدهی بانک‌های خصوصی و دولتی ایران (جمعاً پانزده بانک) با استفاده از روش داده‌های تابلویی طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۶ پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل نشان داد صکوک، تورم، نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها (به‌عنوان متغیر بانک) تأثیر مثبت و معناداری بر بازدهی بانک‌ها دارد. بدین معنا که انتشار صکوک باعث افزایش بازدهی و سودآوری بانک‌ها می‌شود. یافته‌ها نشان داد مالکیت دولتی تأثیر منفی بر بازدهی بانک‌ها دارد؛ به‌طوری که با افزایش سهم دولت از بانک‌ها، سودآوری و درنتیجه، بازدهی بانک‌ها کاهش می‌یابد؛ متغیر نسبت مخارج کل به دارایی کل نیز تأثیر منفی و معناداری بر بازدهی بانک‌ها دارد و اندازه بانک نیز تأثیر منفی و معناداری بر بازدهی بانک دارد.

بانک‌ها با کمک ابزارهای لازم می‌توانند با توجه به محدودیت منابع به انتشار اوراق مشارکت اقدام نمایند و از راه بازار سرمایه تأمین مالی کند. به این ترتیب منابع درگیر در تسهیلات به واسطه استفاده از ابزارهای مناسب مجدداً آزاد شده، منابع جدید در اختیار بانک قرار گیرد و این باعث تعامل بیشتر بازار سرمایه و پول خواهد شد.

بانک‌های اسلامی به دلیل محدودیت‌های شرعی اعمال شده بر قوانین بانکی در بحران مالی آسیب کمتری دیده‌اند. سرمایهٔ بانک اولین خط دفاعی در شوک‌های مالی است.در این بین انتخاب صکوک به‌عنوان عامل مؤثری که انسجام سرمایهٔ بانک‌ها (که منظور همان تاب‌آوری و مقاومت بانک‌ها در

بحران‌هاست حتی اگر سودآوری بانک کمتر شود) را افزایش دهد بدان جهت است که بانک‌ها کنترلی روی آن ندارند (سماعی و گوما، ۲۰۱۹). در شرایط فعلی کشور که در وضعیت رکوردی قرار دارد و بانک‌ها و مؤسسات مالی در تأمین سرمایهٔ مورد نیاز بنگاه‌ها و پروژه‌ها با مشکلاتی مواجه هستند، بررسی راهکارهای مناسب تأمین مالی بسیار ضروری و حائز اهمیت است. به‌طور سنتی بانک‌ها نقش فعالی در تأمین مالی کشور ارائه می‌کنند اگرچه در سال‌های اخیر بازارهای تأمین مالی تاحدودی گسترش یافته و بازار سرمایه نیز در تلاش است با معرفی ابزارها و نهادهای مالی نوین نقشی در تأمین مالی نوین نقشی در تأمین منابع مالی بر عهده گیرد (قالیباف، ۱۳۹۷). ضمن در نظر گرفتن نتایج پژوهش‌های بالا و با توجه به توسعه سریع بازار صکوک، اهمیت بررسی توسعهٔ این بازار بر سودآوری بانک‌ها حائز اهمیت است. در پژوهش‌های اخیر بررسی‌های متعددی با موضوع عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها یا موضوعاتی در مورد صکوک و توسعه بازار صکوک ، مکمل یا رقیب بودن بازار سرمایه و بازار پول و تأمین مالی مناسب از این دو بازار انجام گرفته است. همچنین در پژوهش سموئی و میمونی (۲۰۱۹) تأثیر صکوک بر عملکرد بانک‌های اسلامی و متعارف بررسی گردیده و بنا بر نتایج این تحقیق تأثیر صکوک بعد از بحران مالی ۲۰۰۸ بر روی عملکرد بانک‌های اسلامی کمتر بوده است و این نشان می‌دهد که بانک‌های اسلامی توانستند بعد از بحران مالی با دیگر بانک‌ها رقابت کنند. لذا هدف ما در این پژوهش تحلیل مقایسه تأثیر خالص توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های متعارف و اسلامی قبل و بعد از بحران‌های مالی ایجادشده پس از شیوع بیماری کرونا است تا بررسی شود آیا صکوک می‌تواند جایگزینی مناسب برای اوراق قرضه در راستای توسعه بازار مالی باشد و نقشی مؤثر در برابر شوک‌های اقتصادی و بحران‌ها ایفا کند.

۳. ادبیات موضوع

۳ – ۱. مبانی نظری

یکی از ابزارهای مهم و مؤثر در توسعه اقتصادی کشور، نظام بانکی کارآمد است. بانک‌ها، از بخش‌های اصلی در فعالیت‌های مالی هستند. وضعیت بانک‌ها و شرایط حاکم بر آن در بخش‌های مختلف اقتصاد جامعه نیز بسیار مؤثر است. بانک‌ها با سازماندهی و انجام پرداخت‌ها و دریافت‌ها، امور بازرگانی و تجاری را آسان می‌کنند و باعث رشد، گسترش در بازار و درنهایت، شکوفایی اقتصاد می‌شوند (جلال‌زاده آذر و همکاران، ۱۳۹۹). یکی از ویژگی‌های مهم بانک‌ها و مؤسسات مالی، سودآوری و بازدهی آن‌ها است. میزان سودآوری بانک و بازدهی آن نقش مهمی در تصمیمات اعتباردهندگان ایفا می‌کند. هم بازار سرمایه و هم بازار پول می‌بایست در اندیشه ایجاد راهکارهایی برای خلق ابزارهای مختلف تأمین مالی برای پشتیبانی از تولید، سرمایه‌گذاری و اشتغال باشند. یکی از راهکارهای منطقی برای توسعه بازار پول و سرمایه در کشور بهره‌برداری از ابزارهای نوین تأمین مالی اسلامی از طریق انتشار صکوک در بازار سرمایه است. صکوک اجاره به‌عنوان ساده‌ترین روش تأمین مالی و نقدینگی مطرح بوده که ضمن تکیه بر دارایی فیزیکی و پایین بودن ریسک‌های اعتباری مترتب بر آن

هیچ‌گونه مشکل شرعی در بازار اولیه و ثانویه سرمایه نداشته و تجربه سال‌های اخیر حکایت از کارایی بالای این ابزار در تقویت بازار سرمایه کشور دارد. با نهادینه شدن اوراق (صکوک) در بازار سرمایه ضمن ایفای رسالت بازار سرمایه در تأمین مالی بخش مولد از منظر خرد مهم‌ترین ابزار سیاست پولی بانک مرکزی یعنی عملیات بازار دوباره احیا شده و مدیریت نقدینگی کشور با توانمندی بالاتری نسبت به قبض و بسط پول اقدام خواهند کرد (موسویان و کشاورزیان پیوستی، ۱۳۹۳).

در طول دو دهه گذشته، صکوک شاهد موفقیت بی‌سابقه‌ای در رقابت با اوراق قرضه متعارف در بسیاری از کشورها بوده است و از ابزارهای تأمین مالی متوسط و ناشناخته به ابزارهای معتبر تبدیل شده است. درواقع، ویژگی‌های متمایز و منطق پشت انتشار صکوک در بسیاری از مطالعات برجسته شده است (ناگانو[1]، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۷؛ حنیفه و همکاران[2]، ۲۰۱۵؛ دیمیتریس و همکاران[3]، ۲۰۱۶؛ نایفر و همکاران[4]، ۲۰۱۷). با این‌حال، علی‌رغم افزایش انتشار صکوک جهانی و اندازه بازار رو به رشد، آثار موجود در مورد صکوک هنوز مبهم و در موضوعات مختلف پراکنده است (ابراهیم[5]، ۲۰۱۵). با وجود این علاقه فزاینده به این دو رکن اصلی مالی اسلامی (صکوک و بانکداری اسلامی)، تا به امروز، شواهدی مبنی بر اینکه چگونه صکوک بر بخش بانکداری تأثیر می‌گذارد، محدود است. یک استثنای قابل‌توجه، کار اسمائوی و همکاران[6] (۲۰۱۷) است که رابطه بین بخش بانکی و بازارهای صکوک را بررسی کرده و نشان می‌دهند که بانک‌ها و صکوک جایگزین یکدیگر هستند. اگرچه تجزیه و تحلیل آن‌ها زمینه‌ها و منابع این جایگزینی را بررسی نکرد و نتوانست کنترل برابری بانک‌های اسلامی و متعارف با صکوک را کنترل کند، نقطه شروعی برای انجام یک بررسی کامل در مورد تعامل بین بازارهای صکوک و بخش بانکی است. چنین تحلیلی به‌ویژه با توجه به تأثیر متقابل بین بازار اوراق قرضه و بخش بانکی و رابطه ادغام اسنادی بین صکوک و اوراق قرضه معمولی اهمیت دارد (حسن و همکاران[7]، ۲۰۱۷).

ارتباط بین بخش بانکی و بازارهای مالی در تحقیقات موجود مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است و هنوز یک‌سوال باز است. به‌طور خاص، یک رشته از ادبیات واسطه‌گری مالی وجود یک اثر رقابتی بین این دو را تأیید می‌کند، جایی که توسعه یک نوع تأمین مالی لزوماً به قیمت دیگری انجام می‌شود (آلن و گیل[8]، ۱۹۹۷؛ بوت و تاکور[9]، ۱۹۹۷). راجان و زینگالس[10] (۲۰۰۳) در مقاله‌ای استدلال

1. Nagano (2015)
2. Hanifa et al (2015)
3. Dimitris et al (2016)
4. Naifar et al (2017)
5. Ibrahim (2015)
6. Smaoui et al (2017)
7. Hassan et al (2017)
8. Allen & Gale (1997)
9. Boot & Thakor (1997)
10. Rajan & Zingales (2003)

می‌کنند که در چهارچوب تئوری گروه‌های ذی‌نفع، بانک‌های فعلی با توسعه بازارهای سرمایه مخالفت می‌کنند، زیرا بازارهای سرمایه تهدیدی مستقیم برای بازار آن‌ها به شمار می‌روند. این امر به‌ویژه زمانی بیشتر می‌شود که بخش بانکی متمرکز است. توضیح متفاوتی توسط سونگ و تاکور[1] (۲۰۱۰) ارائه شده است که استدلال می‌کنند وقتی فرض کنیم که بانک‌ها و بازارها ابزارهای انحصاری تأمین مالی هستند (یعنی تعاملی ندارند)، وام‌گیرندگان تنها یک نوع تأمین مالی را انتخاب می‌کنند، بنابراین رقابت بیشتر می‌شود.

درمقابل، یک رشته تحقیقات دیگر نشان می‌دهد که بازارهای مالی مکمل سیستم بانکی هستند. به‌عنوان مثال، دمیرگوک کانت و ماکسیمویچ[2] (۱۹۹۶) گزارش می‌دهند که توسعه بازارهای سهام منجر به نسبت بدهی‌های شرکتی بالاتر می‌شود و استدلال می‌کنند که این به فعالیت بانکی بزرگ‌تر تبدیل می‌شود. سونگ و تاکور (۲۰۱۰) طرفدار این هستند که رابطهٔ آن‌ها اغلب تعاملی است و از مکمل ساده به همکاری کامل گسترش می‌یابد. بر این اساس، بانک‌ها با غربالگری و تجزیه و تحلیل کیفیت اعتباری وام‌گیرندگانی که وام‌هایشان اوراق بهادار شده است، مشکل صدور گواهینامه را حل می‌کنند و عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهند و به بازار اجازه می‌دهند تا تأمین مالی با هزینه‌های بهتر را ارائه دهد. از سوی دیگر، از آنجا که اصطکاک مالی در حال حاضر در بازارهای مالی کمتر شده است، بانک‌ها می‌توانند سرمایه ارزان تری به‌دست آورند که پایه سرمایه آن‌ها را افزایش می‌دهد تا به مشتریان پرخطر خدمت‌رسانی کنند. این فرآیند بانک‌ها را تشویق می‌کند تا به‌طور مداوم فناوری غربالگری خود را بهبود بخشند. درنهایت، این سرریزهای بهبود از بانک‌ها به بازارها و بالعکس برای توسعه جمعی آن‌ها مفید است. سونگ و تاکور (۲۰۱۰) این رابطه را به‌عنوان تکامل مشترک که در آن بانک‌ها و بازارها به‌طور هم‌زمان تکامل می‌یابند، تعیین می‌کنند. درحالی‌که چهارچوب نظری برای رابطه بین بازارهای مالی و سیستم بانکی به‌خوبی در ادبیات توسعه یافته است، شواهد تجربی هنوز در بهترین حالت متفاوت هستند. درحالی‌که دمیرگوک کانت و هوزینگا[3] (۲۰۰۱) نشان می‌دهند که ساختار مالی تأثیر مستقلی بر عملکرد بانک‌ها ندارد، ایچنگرین و لنگنارومیتچای[4] (۲۰۰۴) نشان دادند که بانک‌ها بازارهای اوراق قرضه همدیگر را تکمیل می‌کنند. با این‌حال، دیکی و فن[5] (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که بانک‌ها با بازار اوراق قرضه رقابت می‌کنند.

مبانی نظری تأثیر صکوک بر سودآوری بانک‌ها مختلط است و می‌توان آن را در رابطه بین بازارهای مالی و بانک‌ها ردیابی کرد. یک رشته تحقیقاتی مبتنی بر چهارچوب تئوری گروه‌های ذینفع است و توسعه بازار صکوک را به‌عنوان یک تهدید مستقیم برای بخش بانکداری می‌بینند (راجان و

1. Song & Thakor (2010)
2. Demirgüç-Kunt & Maksimovic (1996)
3. Demirgüç –Kunt & Huizinga (2001)
4. Eichengreen & Luengnaruemitchai (2004)
5. Dickie & Fan (2005)

زینگالس، ۲۰۰۳). بحث رقابت ممکن است بین بانک‌ها و بازارها و بین خود بانک‌ها معتبر باشد. سونگ و تاکور (۲۰۱۰) استدلال می‌کنند که وام‌گیرندگان بین بانک‌ها و بازارها برای تأمین مالی یکی را انتخاب می‌کنند. این رقابت بر سودآوری بانک‌ها تأثیر منفی می‌گذارد. علاوه بر این، یک بازار صکوک که به‌خوبی توسعه یافته، ممکن است رقابت بین بانک‌ها را افزایش دهد و منجر به ریسک‌پذیری بیشتر شود. درنتیجه این امر باعث کاهش سود بانک‌ها می‌شود. کیلی[1] (۱۹۹۰) و جیمنز و همکاران[2] (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که تمایل به ریسک‌پذیری بانک‌های ایالات متحده در نتیجهٔ افزایش رقابت افزایش می‌یابد که ممکن است سود آن‌ها را کاهش دهد. درمقابل، یک رشته دیگر رابطه بین بازار صکوک و بخش بانکی را مکمل هریک از طرفین می‌داند که هدف آن به حداکثر رساندن دریافت آن‌ها از یکدیگر است. از یک‌سو، بانک‌هایی که به‌خوبی کار می‌کنند، عدم تقارن اطلاعاتی در وام‌های اوراق بهادار را کاهش می‌دهند و بازارها را قادر می‌سازند تا تأمین مالی را با هزینه‌های کمتر ارائه دهند (سونگ و تاکور، ۲۰۱۰). از این‌رو، بانک‌ها می‌توانند وجوه ارزان‌تری را از طریق صکوک از بازارهای مالی دریافت کنند، این امر از نسبت‌های کفایت سرمایه آن‌ها حمایت می‌کند و آن‌ها را قادر می‌سازد تا به مشتریان بیشتری خدمت رسانی کنند. این دیدگاه تأثیر مثبت بازار توسعه‌یافته صکوک را بر سودآوری بانک‌های اسلامی فرض می‌کند. علاوه بر این، همان استدلال رقابتی را می‌توان پیش برد تا تأثیر مثبت رقابت بر سودآوری بانک‌ها را انتظار داشت، زیرا بانک‌ها رفتار ریسک‌پذیری خود را افزایش می‌دهند و درنتیجه، تمایل به سرمایه‌گذاری در پرتفوی‌های پرریسک‌تری دارند که بازدهی بالاتری دارند (هلمن و همکاران[3]، ۲۰۰۰؛ آلن و گیل، ۲۰۰۴؛ اسمائوی و گوما، ۲۰۲۰).

همچنین ادبیات موجود نشان می‌دهد که بحران مالی تأثیر نامطلوب و عمیقی بر عرضه اعتبار داشته است (لو[4]، ۲۰۱۲؛ تاکور[5] ۲۰۱۵). دی یانگ و همکاران[6] (۲۰۱۵) و ایواشینا و اسچارفستین[7] (۲۰۱۰) گزارش دادند که کاهش سطح سپرده، بانک‌ها را مجبور کرد تا عرضه وام خود را به میزان قابل‌توجهی کاهش دهند. می‌توان انتظار داشت از زمانی که بحران به وجود آمد و به درون نظام بانکی سرایت کرد، اثرات نامطلوب آن آسیب‌پذیری بانک‌ها را افزایش داده و بر اعتماد عمومی به این مؤسسات تأثیر منفی می‌گذارد. با این حال، دیمیتریس و همکاران (۲۰۱۶) و نایفر و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که صکوک در طول بحران مالی در معرض شوک‌های جهانی یا خطرات سرایتی قرار نمی‌گیرد و به سرمایه‌گذاران بین‌المللی راهی برای تنوع پرتفوی می‌دهد. علاوه

1. Keeley (1990)
2. Jiménez et al (2013)
3. Hellmann et al (2000)
4. Lo (2012)
5. Thakor (2015)
6. DeYoung et al (2015)
7. Ivashina & Scharfstein (2010)

بر این، حسن و دریدی[1] (۲۰۱۰) و بلانس و همکاران[2] (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که بانک‌های اسلامی در برابر بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ مقاوم بودند. با توجه به این موضوع، بررسی اینکه آیا انعطاف پذیری نسبی بانک‌های اسلامی در طول بحران مالی تحت تأثیر توسعه بازار صکوک قرار گرفته است، جالب است. علاوه بر این، چانگ و همکاران[3] (۲۰۱۷) مشاهده کردند که پس از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸، جریان‌های سرمایه متشکل از وام‌های بانکی شرکت‌ها و تأمین مالی اوراق قرضه شاهد افزایش در چندین کشور در حال ظهور بوده است. با این حال، افزایش نسبی تأمین مالی اوراق قرضه بسیار سریع‌تر از تأمین مالی بانکی پس از بحران بود. از این‌رو، می‌توان انتظار داشت که بحران مالی بر ارتباط بین توسعه بازار صکوک و سودآوری بانک‌های اسلامی و متعارف تأثیرگذار باشد (میمونی و همکاران، ۲۰۱۹). در این مقاله جهت بررسی تأثیر این ارتباط بر بحران مالی جهانی در دهه اخیر، که اقتصاد بسیاری از کشورهای دنیا را به لرزه در آورد به بررسی شیوع ویروس کرونا که به غافلگیری اقتصاد جهان، به‌ویژه افت شدید در بازارهای مالی منجر شده است، پرداخته شده است. در گزارش منتشرشده دربارهٔ ریسک‌های اقتصاد جهانی (۲۰۲۰)، پنج ریسک عمده برای اقتصاد پیش بینی شده است که تمامی آن‌ها، مربوط به مسائل زیست محیطی هستند. موضوع بیماری‌های عفونی در رتبه دهم این گزارش قرار داشت و وقوع آن، بسیار غیرمحتمل بود و در این شرایط بیشترین توجه تصمیم‌گیرندگان و سیاستمداران شرکت‌ها، همواره مربوط به موارد سنتی مربوط به ریسک‌های کسب‌وکار یا مسائل مربوط به تغییرات آب و هوایی کره زمین بود، اما تنها چند هفته بعد از شیوع این ویروس، نگرش به مسائل مالی شرکت‌ها به‌طرز عجیبی تغییر کرده است. تأثیرات منفی اقتصادی ویروس کرونا، در قالب ترکیبی از شوک‌های تقاضا، عرضه و عدم قطعیت، ظهور داشته که عمدتاً به‌دلیل بسته شدن کارخانه‌ها، شرکت‌ها و همچنین محدودیت‌های سفر، برای اقتصاد تمامی کشورها مضر خواهد بود. شیوع این ویروس نشان داد که اقتصاد جهانی، بسیار شکننده است و اقتصاد جهانی با بحران‌های مالی و همه‌گیری کرونا دچار رکود می‌شود.

گسترش ویروس کرونا در سایه ارتباطات جهانی و گردشگری تجاری و مسافری و اجتماعات فرهنگی، هنری و ورزشی و برآوردهای کمتر از حد اثرات آن در مقایسه با موارد شیوع بیماری سارس و ابولا و مهرس، سبب شد که پس از چین، ایتالیا و ایران، کشورهای آسیایی و سپس کشورهای اروپایی و آمریکایی به‌سرعت گرفتار این ویروس مرگبار شوند. رویه‌های اتخاذشده برای کاهش سرعت واگیری این بیماری تقریبا همه‌جا مشابه بوده است. تقلیل ساعات کاری کارگران، بیکار کردن اجباری کارگران و کاستن از سطح فعالیت‌های تولیدی و خدماتی پرخطر در مناطق متأثر از بیماری و منع برگزاری مراسم و مناسک مذهبی، مسابقات ورزشی و رویدادهای فرهنگی هنری و در مواردی قرنطینه کوتاه و میان مدت از نخستین اقدامات حاکمیتی در اغلب کشورهای مورد مطالعه بوده است. در

1. Hasan & Dridi (2010)
2. Belanes et al (2015)
3. Chang et al (2017)

گزارش‌های سازمان بین‌المللی کار، صندوق بین‌المللی پول، سازمان خواربار و کشاورزی جهان و بانک جهانی، اثرات این اقدامات به صورت افزایش نرخ بیکاری (و درنتیجه افزایش درخواست‌های بیمه بیکاری)، کاهش شدید قیمت و تقاضای جهانی نفت، شکل‌گیری انتظارات منفی نسبت به آینده رشد اقتصادی جهان، سقوط شاخص‌های عمدهٔ سهام و افزایش بار مخارج دولتی بیان شده است (عاقلی و امام‌قلی‌پور، ۱۳۹۹).

۴. روش پژوهش

۴ – ۱. جامعه آماری

جامعه آماری این پژوهش کشورهای حوزه خلیج فارس با تجربهٔ استفاده از شیوه‌های تأمین مالی نوین از جمله صکوک در بازه زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۱ می‌باشد که شامل کشورهای اندونزی، ایران، اردن، مالزی، نیجریه، عمان، فلسطین، قطر، سودان، ترکیه، عربستان سعودی، امارات، بروئنی، کویت، پاکستان می‌باشد. در این پژوهش کشورهایی که دارای پنج بانک اسلامی یا بیشتر بودند، نماینده بانک‌های اسلامی و کشورهایی که کمتر از این تعداد بانک اسلامی داشتند، نماینده بانک متعارف در نظر گرفته شد.

۴ – ۲. روش گردآوری داده‌ها

تهیه و جمع‌آوری داده‌های متغیرهای پژوهش از نوع کتابخانه‌ای و با مراجعه به انواع سایت‌های رسمی که آمار و اطلاعات اقتصادی کشور ایران را دارا می‌باشند به‌دست آمده است. سایت‌های مذکور عبارتند از:

- سایت مدیریت دارایی مرکزی بازار سرمایه (SUKUK.IR) مربوط به صکوک منتشرشده در ایران؛

- سایت کدال در ارتباط با صکوک منتشرشده در ایران؛

- بانک جهانی، نشانگر توسعه جهانی (WDI) اطلاعات مربوط به متغیرهای کلان کشورها که عبارتند از: تولید ناخالص داخلی، تورم، درجه باز بودن تجارت، رشد اقتصادی؛

- تابلوی خدمات مالی اسلامی (IFSB) اطلاعات مربوط به میزان صکوک منتشرشده و صکوک نگهداریشده، نسبت کفایت سرمایه، کیفیت دارایی بانک، درآمد و هزینه بانک در ارتباط با محاسبه کارایی مدیریت بانک، ریسک نقدشوندگی، کل دارایی بانک در ارتباط با محاسبه اندازه بانک.

۴ – ۳. روش و ابزار تحلیل داده‌ها

از طرفی برای بررسی فرضیه‌های پژوهش از آمار استباطی و تحلیل‌های رگرسیون کمک گرفته خواهد شد. بدین‌منظور از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از داده‌های تابلویی استفاده شده است. داده‌های جمع‌آوری‌شده پس از اصلاحات و طبقه‌بندی لازم، براساس متغیرهای مورد بررسی وارد نرم‌افزار استتا خواهد شد و درنهایت به تأیید یا رد فرضیه‌های پژوهش با استفاده از نتایج حاصله از نرم‌افزار مربوط پرداخته خواهد شد. برای ایجاد اطمینان درخصوص مناسب بودن استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و پس از امکان‌سنجی برای برآورد مدل، دو آزمون سارگان و هبستگی سریالی و برای

مشخص نمودن الگویی که مدل از آن پیروی می‌کند، آزمون‌های بروش پاگان مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۴ - ۴. متغیرهای پژوهش

در این پژوهش با توجه به فرضیه‌ها و مدل‌های پژوهش، متغیرهای وابسته، مستقل و کنترلی به شرح زیر می‌باشد:

متغیر وابسته

سودآوری بانک: در این پژوهش برای محاسبه سودآوری بانک از دو معیار به شرح زیر استفاده می‌شود:

بازده دارایی‌ها[1] (ROA):برابر است با نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها؛

بازده حقوق صاحبان سهام[2] (ROE): برابر است با نسبت سود خالص به کل حقوق صاحبان سهام.

متغیرهای مستقل

توسعه بازار صکوک (SMD): توسعه بازار صکوک که از طریق نسبت سرمایه بازارصکوک به تولید ناخالص داخلی[3] محاسبه می‌شود. این‌گونه استدلال می‌شود که توسعه بازار صکوک ممکن است تأثیر منفی بر سودآوری بانک بگذارد، زیرا بازارهای صکوک ممکن است بانک‌ها را از سهم بازار محروم کنند، که منجر به رقابت بیشتر در بخش بانکی می‌شود و در نتیجه منجر به کاهش حاشیه‌های سود بانکی می‌شود. با این حال، سونگ و تاکور (۲۰۱۰) استدلال می‌کنند که رابطه مثبت دو طرفه بین بازارهای مالی و بانک‌ها وجود دارد که منجر به توسعه جمعی آن‌ها می‌شود. علاوه بر این، با توجه به نظریه سلسه مراتب و نظریه علامت دهی، تأمین مالی صکوک ارزان‌تر از انتشار سهام عادی است که از قیمت‌گذاری پایین و سیگنال‌های منفی رنج می‌برد. از این‌رو، بانک‌ها با جایگزینی انتشار صکوک به جای سهام عادی، می‌توانند هزینه سرمایه خود را کاهش داده و به عملکرد بهتری دست یابند. بنابراین، تأثیر توسعه صکوک بر سودآوری بانک‌ها نامشخص است (میمونی و سموئی، ۲۰۱۹)؛

نسبت کفایت سرمایه (CAR): که از نسبت کل سرمایه به دارایی‌های ریسک‌پذیر حاصل می‌شود. نسبت کفایت سرمایه بالاتر به این معنی است که بانک نسبت به سطح ریسک خود از سرمایه خوبی برخوردار است، بنابراین از وام‌های بلندمدت بیشتری استفاده می‌کند. با توجه به رفتار مالیاتی متفاوت از تأمین مالی بدهی و سهام، بانک‌ها تمایل دارند هزینه بالاتر سرمایه را در حاشیه سودآوری خود منعکس کنند. با این حال، نسبت کفایت سرمایه بالاتر به معنای دارایی سرمایه بالاتر است که یک هزینه فرصت برای بانک‌ها است. بنابراین، تأثیر نسبت کفایت سرمایه بر حاشیه بانکی مبهم است (میمونی و سموئی، ۲۰۱۹)؛

1. Return On Assets
2. Return On Equity
3. Growth Domestic Production (GDP)

کیفیت دارایی بانک (LLR):که از نسبت مطالبات مشکوک‌الوصول به کل خالص وام پرداختی بانک به‌دست می‌آید. ادبیات بانکی نشان می‌دهد که وام‌های بیشتر تمایل به ایجاد ریسک اعتباری بیشتری دارند و درنتیجه بانک‌ها را وادار می‌کنند تا حاشیه سود بالاتری را برای انعکاس حق بیمه‌های پیش‌فرض تعیین کنند. از این‌رو، انتظار می‌رود که ارتباط مثبتی بین کیفیت دارایی بانک و سودآوری بانک وجود داشته باشد (میمونی و سموئی، ۲۰۱۹)؛

کارایی مدیریت (ME): که از نسبت هزینه به درآمد حاصل می‌شود. مدیریت واجدالشرایط تأثیر مستقیمی را بر روی میزان سودآوری بانک دارد. بنابراین ارتباط منفی بین نسبت هزینه به درآمد و سود ناخالص بانکی وجود دارد (میمونی و سموئی، ۲۰۱۹)؛

ریسک نقدشوندگی (LR): که از طریق نسبت دارایی‌های پرنوسان به ذخایرکوتاه مدت محاسبه می‌شود. انتظار می‌رود اثر ریسک نقدینگی بر سودآوری بانک منفی باشد، زیرا ریسک نقدینگی بالاتر بانک‌ها را تشویق می‌کند حاشیه‌های سود بانکی گسترده‌تری را به‌عنوان حق بیمه انتخاب کنند، به‌ویژه در دوره‌هایی که بانک‌ها با کمبود نقدینگی مواجه می‌شوند ممکن است هزینه‌های استقراض/انتشار را از سایر مؤسسات مالی یا بازارهای پول متحمل شوند (میمونی و سموئی، ۲۰۱۹)؛

اندازه بانک (SIZE): که با استفاده از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های بانک محاسبه می‌شود. نتایج متفاوتی در مورد تأثیر اندازه بانک بر سودآوری بانک وجود دارد. از یک‌سو، اندازه بزرگ‌تر به بانک‌ها اجازه می‌دهد تا هزینه‌های ثابت خود را بر پایه دارایی بزرگ‌تر تقسیم کنند، درنتیجه هزینه‌های متوسط خود را کاهش داده و از این‌رو، از طریق صرفه جویی در مقیاس، سود بیشتری به‌دست آورند. با این‌حال، بانک‌های کوچک می‌توانند نسبت به بانک‌های بزرگ، روابط نزدیک‌تری با مشتریان و شرکت‌های محلی برقرار کنند و به آن‌ها اجازه دسترسی به اطلاعات ارزشمندی را می‌دهند که می‌تواند در تصمیم‌گیری بهتر در مورد پذیرش اعتبار و تنظیم شرایط قرارداد استفاده شود. این اطلاعات و مزیت‌های قیمت‌گذاری ممکن است به بانک‌های کوچک این امکان را بدهد که سود بیشتری نسبت به بانک‌های بزرگ‌تر ایجاد کنند و هرگونه ضرر اقتصادی در مقیاس را جبران کنند. بنابراین، تأثیر اندازه بانک بر حاشیه بانک مبهم است که ما آن را به تخمین تجربی واگذار می‌کنیم (میمونی و سموئی، ۲۰۱۹)؛

رشد اقتصادی (GROWTH):که همان رشد سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی است. ادبیات بانکی بیان می‌کند که رشد اقتصادی بالاتر منجر به تقاضای بالاتر برای خدمات مالی و درنتیجه افزایش فعالیت بانک‌ها می‌شود. رشد حاصله در وام‌های اعطایی و سپرده‌های مشتریان ممکن است بر حاشیه سود بانک تأثیر مثبت بگذارد. بنابراین انتظار می‌رود بین رشد اقتصادی و سودآوری بانک‌ها ارتباط مثبت وجود داشته باشد (میمونی و سموئی، ۲۰۱۹)؛

تورم (INF): برابر با نرخ تورم در سال مورد نظر است. انتظار می‌رود سودآوری بانک‌ها به‌طور مثبت با تورم مرتبط باشد، زیرا تورم پیش بینی شده بالاتر تعیین کننده افزایش نرخ بهره وام

است. با این‌حال، اگر افزایش نرخ تورم پیش‌بینی نشود، ممکن است منجر به هزینه بیشتر تأمین مالی و درنتیجه کاهش حاشیه‌های سود ناخالص بانکی شود (میمونی و سموئی، ۲۰۱۹)؛

درجه بازبودن تجارت (TO): که از نسبت صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به‌دست می‌آید. باز بودن تجارت از خصوصیات قابل‌توجه است و این نشان می‌دهد بانک‌ها و شرکت‌ها در اقتصادهای آزاد برای حفظ رقابت به منابع سرمایه‌ای بیشتری نیاز دارند. باز بودن تجارت تقاضا را افزایش داده و کشورها را به اتخاذ اصلاحات آزادسازی مالی و ترویج رقابت در بخش مالی تشویق می‌کند. این رقابت بالاتر احتمالا باعث می‌شود نسبت سرمایهٔ بانک‌ها تعدیل شود (سماعی و گوما، ۲۰۱۹)؛

بحران کووید۱۹ (covid-19): در پی بحران بیماری کرونا ویروس در نقاط مختلف جهان که از دسامبر ۲۰۱۹ اعلام گردید و در سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ ادامه یافت، از این‌رو برای تمام فصول سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۹ (قبل از بحران کرونا) عدد صفر و برای تمام فصول سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ عدد یک در نظر گرفته شد.

۴ – ۵. مدل‌های مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش برای بخش مدل از تحلیل رگرسیونی چندگانه به روش داده‌های ترکیبی استفاده شده که به پیروی از پژوهش میمونی و سموئی (۲۰۱۹) و براساس روش هو و ساندرز (۱۹۸۱) به‌صورت زیر است:

مدل شماره (۱):

$$BP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 BP_{jt-1} + \beta_2 SMD_{jt} + \beta_3 SMD_{jt} * Covid_{jt} + \beta_4 Covid_{jt} + \beta_5 CAR_{jt} + \beta_6 LLR_{jt} + \beta_7 ME_{jt} + \beta_8 LR_{jt} + \beta_9 SIZE_{jt} + \beta_{10} GROWTH_{jt} + \beta_{11} INF_{jt} + \beta_{12} TO_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

که در آن:

BP_{jt}: نشان‌دهنده معیار سودآوری بانک‌ها (ROE or ROA) در کشور j در سال t می‌باشد؛

BP_{jt-1}: نشان‌دهنده معیار سودآوری بانک‌ها (ROE or ROA) در کشور j در سال t-1 می‌باشد؛

SMD_{jt}: توسعه بازار صکوک در کشور j در سال t؛

$Covid_{jt}$: بحران کووید ۱۹ برای کشور j در سال t؛

CAR_{jt}: نسبت کفایت سرمایه برای بانک‌ها در کشور j در سال t؛

LLR_{jt}: کیفیت دارایی بانک برای بانک‌ها در کشور j در سال t؛

ME_{jt}: کارایی مدیریت برای بانک‌ها در کشور j در سال t؛

LR_{jt}: ریسک نقدشوندگی برای بانک‌ها در کشور j در سال t؛

$SIZE_{jt}$: اندازه برای بانک‌ها در کشور j در سال t؛

$GROWTH_{jt}$: رشد اقتصادی در کشور j در سال t؛

INF_{jt}: تورم در کشور j در سال t؛

TO_{ijt}: درجه بازبودن تجارت در کشور j در سال t؛

عبارات $\beta 0$ و سایر بتاها پارامترهای رگرسیون هستند و εjt عبارت اخلال است.

۵. نتایج حاصل از برآورد معادلات

۵ – ۱. آمار توصیفی

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد که شامل اطلاعات مربوط به میانگین، میانه، بیشینه وکمینه، چولگی، کشیدگی و ... است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای مدل

نماد	نام	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
CAR	نسبت کفایت	۰/۱۵۴۷۷	۰/۱۶۵۰۰	۰/۲۵۷۰۰	۰/۰۱۳۳۰	۰/۰۷۱۹۷	-۰/۶۶۶۳۹	۲/۱۷۲۲۷
COVID	بحران کووید	۰/۲۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۴۰۱۶۸	۱/۵۰۰۰۰	۳/۲۵۰۰۰
GDP	تولید ناخالص	+11e۴/۴۴	+11e۳/۳۷	۱۲+e۱/۳۶	+۱۰e۳/۶۰	+11e۳/۷۷	۰/۷۳۰۸۰	۲/۲۷۳۵۸
GROWTH	رشد اقتصادی	۱/۶۶۰۹۰	۲/۹۷۵۵۰	۹/۰۸۰۲۲	-۷/۸۸۳۶۲	۳/۲۲۸۷۵	-۰/۴۹۰۰۱	۲/۷۵۲۰۲
INF	تورم	۷/۷۹۹۷۴	۳/۲۷۷۲۹	۵۶/۳۳۷۳۸	-۲/۲۸۳۵۱	۱۱/۸۰۷۹۲	۲/۳۵۳۵۵	۸/۰۵۰۰۹
LLR	کیفیت دارایی	۰/۰۵۰۱۹	۰/۰۳۳۰۰	۰/۱۴۴۰۰	۰/۰۱۲۰۰	۰/۰۳۸۱۹	۰/۹۸۵۲۸	۲/۵۵۵۴۷
LR	ریسک	۰/۴۲۷۷۸	۰/۱۹۹۴۱	۱/۵۱۴۵۳	-۰/۰۰۰۴۰	۰/۳۸۰۴۳	۱/۱۷۰۳۷	۳/۴۸۰۳۶
ME	کارایی	۱/۴۸۸۴۱	۱/۷۰۴۶۷	۲/۷۷۷۷۳	۰/۱۰۵۱۰	۰/۸۸۱۳۶	-۰/۶۶۵۰۵	۱/۹۸۸۳۲
ROA	بازده دارایی	۰/۰۱۴۷۷	۰/۰۱۴۱۵	۰/۰۴۴۱۰	۰/۰۰۴۰۰	۰/۰۰۷۲۱	۱/۷۵۶۳۷	۷/۳۲۱۹۸
ROE	بازده حقوق	۰/۳۳۳۳۱	۰/۱۶۵۳۵	۱/۲۸۳۲۰	۰/۰۱۶۴۰	۰/۳۴۵۴۲	۱/۴۰۰۹۶	۳/۴۴۷۹۴
SIZE	اندازه بانک	۱۰/۵۶۹۰۶	۹/۱۹۷۰۰	۱۳/۶۱۴۷۰	۷/۸۴۸۸۰	۲/۱۹۹۵۴	۰/۱۲۶۷۷	۱/۱۷۲۲۳
SMD	توسعه بازار	۰/۰۰۰۴۵	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۵۷۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۱۲۰	۳/۰۳۱۸۳	۱۱/۳۰۶۶۶
TO	درجه بازبودن	۷۲/۴۹۵۵۱	۵۴/۲۳۸۵۵	۱۴۰/۲۸۶۷۰	۳۲/۰۸۵۵۲	۳۵/۷۹۶۴۱	۰/۶۰۰۳۰	۱/۸۳۳۳۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهندهٔ نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر بازده دارایی‌ها برابر با ۰/۰۱۴۷۷ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی می‌باشد که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود میانه این متغیر ۰/۰۱۴۱۵ می‌باشد که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به‌طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. در بین متغیرها، متغیر توسعه بازار صکوک کمترین و تولید ناخالص داخلی بیشترین میزان پراکندگی را دارا می‌باشند. که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب کمترین و بیشترین میزان تغییرات را دارا می‌باشند. میزان عدم تقارن منحنی فراوانی را چولگی می‌نامند. اگر

ضریب چولگی صفر باشد، جامعه کاملاً متقارن است و چنانچه این ضریب مثبت باشد، چولگی به راست و اگرضریب منفی باشد چولگی به چپ دارد. میزان کشیدگی یا پخی منحنی فراوانی نسبت به منحنی نرمال استاندارد را برجستگی یا کشیدگی می‌نامند. متغیر اندازه بانک کمترین برجستگی و متغیر توسعه بازار صکوک بیشترین برجستگی را نسبت به منحنی نرمال دارد.

۵ - ۲.آزمون مانایی متغیرها

در داده‌های تابلویی، همچون داده‌های سری زمانی، لازم است مانایی متغیرها بررسی شود. در داده‌های تابلویی نیز در صورتی که متغیرها مانا نباشند، الگوی رگرسیون حاصل می‌تواند الگویی کاذب به‌حساب آید. به همین دلیل در این پژوهش پیش از برآورد الگو به بررسی مانایی متغیرها پرداخته شده است. در این پژوهش به منظور بررسی مانایی از روش لوین، لین و چو (LLC) استفاده شده است. در ادامه در جدول (۲) به بررسی مانایی متغیرهای مدل پژوهش پرداخته می‌شود.

جدول۲: نتایج آزمون مانایی متغیرهای مدل

	آماره	احتمال
CAR	۲/۹۰۶۲۵-	۰/۰۰۱۸
GDP	۲/۰۰۱۹۶-	۰/۰۲۲۶
GROWTH	۲/۳۵۳۸۵-	۰/۰۰۹۳
INF	۹/۸۶۰۳۵-	۰/۰۰۰۰
LLR	۶/۱۸۰۰۲-	۰/۰۰۰۰
LR	۲/۵۹۱۸۸-	۰/۰۰۴۸
ME	۲/۵۲۷۸۳-	۰/۰۰۵۷
ROA	۱/۹۰۹۳۰-	۰/۰۲۸۱
ROE	۴/۸۰۴۵۸-	۰/۰۰۰۰
SIZE	۶/۸۳۹۸۰-	۰/۰۰۰۰
SMD	۵/۷۹۶۳۰-	۰/۰۰۰۰
TO	۴/۶۹۴۳۰-	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج آزمون مانایی در جدول (۲) و بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه‌شده و احتمال عدم رد آن‌ها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها سطح اهمیت ۵٪ مانا هستند.

۵ – ۳. آزمون فرضیه ها

این پژوهش شامل چهار فرضیه به شرح زیر است:

۱. توسعهٔ بازار صکوک سودآوری بانک‌های اسلامی را افزایش می‌دهد؛

۲. توسعهٔ بازار صکوک تأثیری بر سودآوری بانک‌های متعارف ندارد؛

۳. بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های اسلامی را تضعیف می‌کند؛

۴. بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های متعارف را تضعیف می‌کند.

فرضیات پژوهش با استفاده از یک مدل رگرسیون به روش داده‌های ترکیبی آزمون می‌شوند، در مدل‌های رگرسیونی با توجه به مقادیر p-value نسبت به رد یا تأیید فرضیه صفر تصمیم گرفته می‌شود. اگر p-value کمتر از سطح معنی داری ۰/۰۵ باشد فرض صفر رد، در غیر این صورت فرض صفر پذیرفته می‌شود. در این پژوهش جهت آزمون معناداری کل مدل از آماره chi2 و جهت آزمون معنادار بودن ضرایب رگرسیون از آماره زد استفاده می‌شود.

۵ – ۳ – ۱. تخمین مدل در کشورهای اسلامی

از آنجایی که برای متغیر وابسته دو معیار roa و roe وجود دارد، بنابراین باید برای آزمون این فرضیه دو مدل تخمین زده شود.

آزمون هاسمن و اف لیمر

خلاصه نتایج آزمون اف لیمر در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار p-value در هر دو آزمون اف لیمر و هاسمن کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، درنتیجه روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

جدول ۳: آزمون اف لیمر و هاسمن

مدل	متغیر وابسته	آزمون اف لیمر			آزمون هاسمن		
		آماره اف لیمر	احتمال	نتیجه	آماره هاسمن	احتمال	نتیجه
مدل اول	roa	۱۲/۲۳	۰/۰۰۰۰	تابلوئی	۱۰۷/۴۹	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
مدل دوم	roe	۷/۲۷	۰/۰۰۰۰	تابلوئی	۴۳/۷۷	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت

(منبع: یافته‌های پژوهش)

مفروضات مدل رگرسیون

قبل از برازش دادن مدل بر روی داده‌ها، پیش‌فرض‌های مدل بررسی می‌شود:

آزمون عدم خودهمبستگی

با توجه به مقدار آماره آزمون ولدریج که در جدول زیر ارائه شده است، مشخص شد که مدل اول دارای همبستگی بوده، ولی مدل دوم دارای خودهمبستگی نبوده و برای رفع آن در مدل اول از روش AR(1) در تخمین استفاده شده است.

جدول۴ : آزمون عدم خودهمبستگی وولدریج

مدل	متغیر وابسته	آماره آزمون	احتمال
مدل اول	roa	۲۲/۴۵۵	۰/۰۰۱۵
مدل دوم	roe	۸۴/۱۵۴	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون عدم ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها

با توجه به نتایج آزمون والد در جدول زیر در این مدل‌ها فرض صفر (وجود همسانی واریانس) تأیید نمی‌شود که نشان می‌دهد مشکل ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها وجود دارد، بنابراین برای رفع آن در تخمین مدل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است.

جدول۵ : آزمون همسانی واریانس والد

مدل	متغیر وابسته	آماره	احتمال
مدل اول	roa	۵۰۴۱/۱۸	۰/۰۰۰۰
مدل دوم	roe	۲۳۴۰۲/۴۰	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون عدم همخطی متغیرهای مستقل

در مطالعهٔ حاضر جهت بررسی عدم همخطی بین متغیرهای مستقل از آزمون عامل تورم واریانس استفاده شده است. در این آزمون یک شاخص معرفی می‌گردد که بیان می‌کند چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآوردشده بابت همخطی افزایش یافته است. شدت همخطی چندگانه را با بررسی بزرگی مقدار عامل تورم واریانس می‌توان تحلیل کرد. اگر آماره آزمون عامل تورم واریانس به پنج نزدیک بود نشان‌دهندهٔ عدم وجود همخطی است. در جدول زیر نتایج مربوط به آزمون عامل تورم واریانس ارائه شده و همان‌طور که این نتایج نشان می‌دهد، آماره آزمون نزدیک به پنج بوده و همخطی بین متغیرها در سطح نزدیک به صفر است.

جدول۶ : نتایج آزمون عامل تورم واریانس

متغیر	عامل تورم واریانس
car	۴/۰۴
smd	۳/۱۹
inf	۲/۸۲
llr	۲/۷۷
lr	۲/۳۶
roa1	۱/۹۹
me	۱/۹۲
size	۱/۷۳
to	۱/۵۱
covid	۱/۴۸
gdp	۱/۳۷
growth	۱/۱۷
smd_covid	۱/۰۷
میانگین	۲/۱۹

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به آنچه بیان شد، در این پژوهش جهت آزمون معناداری کل مدل از آماره chi2 و جهت آزمون معنادار بودن ضرایب رگرسیون از آماره زد استفاده می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول زیر منعکس می‌شود.

جدول ۷: نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها در مدل اول جهت آزمون فرضیه اول و سوم با متغیر مستقل roa

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	p-value
roa1	۰/۲۴۱۴۰۷	۰/۰۴۰۷۴۵	۵/۹۲	۰/۰۰۰۰
smd	۵/۰۱۹۷۴۷	۰/۴۹۵۶۳۳	۱۰/۱۳	۰/۰۰۰۰
Smd*covid	-۰/۰۰۰۶۶۱	۰/۰۰۲۴۶۱	-۰/۲۷	۰/۷۸۸۰
car	۰/۰۴۸۱۴۲	۰/۰۱۲۸۳۶	۳/۷۵	۰/۰۰۰۰
covid	-۰/۰۰۰۶۴۹	۰/۰۰۰۶۹۷	-۰/۹۳	۰/۳۵۲۰
gdp	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	-۰/۵۲	۰/۶۰۴۰
growth	۰/۰۰۰۰۴۶	۰/۰۰۰۰۴۰	۱/۱۷	۰/۲۴۳۰
inf	۰/۰۰۰۰۷۴	۰/۰۰۰۰۲۰	۳/۶۵	۰/۰۰۰۰
llr	-۰/۰۰۵۷۸۴	۰/۰۱۳۱۵۴	-۰/۴۴	۰/۶۶۰۰
lr	۰/۰۰۱۷۳۵	۰/۰۰۰۷۹۹	۲/۱۷	۰/۰۳۰۰
me	۰/۰۰۰۵۲۷	۰/۰۰۰۴۹۰	۱/۰۸	۰/۲۸۲۰
size	-۰/۰۰۰۰۷۱	۰/۰۰۰۰۸۶	-۰/۸۲	۰/۴۱۳۰
to	-۰/۰۰۰۰۱۰	۰/۰۰۰۰۰۸	-۱/۲۸	۰/۲۰۲۰
cons_	۰/۰۰۱۶۵۸	۰/۰۰۲۶۴۶	۰/۶۳	۰/۵۳۱۰
Prob(chi2)		۴۸۹/۸۷	آماره chi2	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به مقدار p-value به‌دست آمده برای آماره chi2 که صفر می‌باشد (p-value<0/05)، فرض H0 که عدم معناداری کل مدل است، رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به‌طور هم‌زمان صفر نیستند. بنابراین به‌طور هم‌زمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.

مقدار ضریب متغیر smd مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه اول است، در صورتی که ضریب مذکور معنادار باشد نشان‌دهنده تأیید این فرضیه است. مقدار p-value آماره z برای این متغیر برابر ۰/۰۰۰۰ می‌باشد و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ (p-value<0/05) است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته می‌شود.

مقدار ضریب متغیر Smd*covid مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه سوم است، درصورتی که ضریب مذکور معنادار باشد نشان‌دهنده تأیید این فرضیه است. مقدار p-value آماره z برای این متغیر برابر ۰/۷۸۸۰ می‌باشد و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ (p-value<0/05) است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه سوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته نمی‌شود.

جدول۸ : نتایج تجزیه و تحلیل

داده‌ها در مدل دوم جهت آزمون فرضیه اول و سوم با متغیر مستقل **roe**

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	p-value
roe1	۰/۰۵۴۶۳۶	۰/۰۲۲۲۴۲	۲/۴۶	۰/۰۱۴۰
smd	۱۷۴/۱۵۷۸۰۰	۲۱/۵۷۶۰۶۰	۸/۰۷	۰/۰۰۰۰
covid*Smd	۰/۰۳۴۰۰۰	۰/۰۳۱۲۶۳	۱/۰۹	۰/۲۷۷۰
car	-۰/۸۵۶۲۵۷	۰/۲۵۷۳۷۹	-۳/۳۳	۰/۰۰۱۰
covid	-۰/۰۰۷۷۱۸	۰/۰۰۹۳۸۵	-۰/۸۲	۰/۴۱۱۰
gdp	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۹۱	۰/۳۶۴۰
growth	۰/۰۰۰۵۰۵	۰/۰۰۰۵۱۷	۰/۹۸	۰/۳۲۸۰
inf	۰/۰۰۲۲۶۰	۰/۰۰۰۳۹۸	۵/۶۹	۰/۰۰۰۰
llr	۰/۶۱۸۱۳۲	۰/۲۳۷۳۷۶	۲/۶۰	۰/۰۰۹۰
lr	۰/۰۴۰۰۷۰	۰/۰۱۱۴۶۸	۳/۴۹	۰/۰۰۰۰
me	۰/۰۱۸۶۵۵	۰/۰۰۶۹۹۰	۲/۶۷	۰/۰۰۸۰
size	-۰/۰۰۱۸۵۷	۰/۰۰۱۶۷۲	-۱/۱۱	۰/۲۶۷۰
to	-۰/۰۰۰۱۴۰	۰/۰۰۰۱۱۴	-۱/۲۲	۰/۲۲۲۰
cons_	۰/۲۰۷۹۱۳	۰/۰۴۹۹۶۹	۴/۱۶	۰/۰۰۰۰
Prob(chi2)		۲۷۲/۸۴	آماره chi2	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به مقدار p-value به‌دست آمده برای آماره chi2 که صفر می‌باشد (p-value<0/05)، فرض H0 که عدم معناداری کل مدل است، رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به‌طور هم‌زمان صفر نیستند. بنابراین به‌طور هم‌زمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معنی‌داری وجود دارد.

مقدار ضریب متغیر smd مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه اول است، در صورتی که ضریب مذکور معنادار باشد نشان‌دهندهٔ تأیید این فرضیه است. مقدار p-value آماره z برای این متغیر برابر ۰/۰۰۰۰ می‌باشد و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ (p-value<0/05) است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته می‌شود.

مقدار ضریب متغیر covid*Smd مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه سوم است، در صورتی که ضریب مذکور معنادار باشد نشان‌دهندهٔ تأیید این فرضیه است. مقدار p-value آماره z برای این متغیر برابر ۰/۲۷۷۰ می‌باشد و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ (p-value<0/05) است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه سوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته نمی‌شود.

۵ – ۳ – ۲. تخمین مدل در کشورهای متعارف

از آنجایی که برای متغیر وابسته دو معیار roa و roe وجود دارد، بنابراین باید برای آزمون این فرضیه دو مدل تخمین زده شود.

آزمون هاسمن و اف لیمر

خلاصه نتایج آزمون اف لیمر در جدول (۹) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار p-value در هر دو آزمون اف لیمر و هاسمن کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، درنتیجه روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

جدول ۹: آزمون اف لیمر و هاسمن

مدل	متغیر وابسته	آزمون اف لیمر			آزمون هاسمن		
		آماره اف لیمر	احتمال	نتیجه	آماره هاسمن	احتمال	نتیجه
مدل اول	roa	۲۳/۷۰	۰/۰۰۰۰	تابلوئی	۱۱۴/۶۴	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
مدل دوم	roe	۱۰/۳۹	۰/۰۰۰۰	تابلوئی	۲۴/۰۲	۰/۰۰۱۱	اثرات ثابت

(منبع: یافته‌های پژوهش)

مفروضات مدل رگرسیون

قبل از برازش دادن مدل بر روی داده‌ها، پیش‌فرض‌های مدل بررسی می‌شود:

آزمون عدم خودهمبستگی

با توجه به مقدار آماره آزمون ولدریج که در جدول زیر ارائه شده است، مشخص شد که مدل اول دارای همبستگی بوده، ولی مدل دوم دارای خودهمبستگی نبوده و برای رفع آن در مدل اول از روش AR(1) در تخمین استفاده شده است.

جدول ۱۰: آزمون عدم خودهمبستگی وولدریج

مدل	متغیر وابسته	آماره آزمون	احتمال
مدل اول	roa	۲۵/۴۱۹	۰/۰۰۴۰
مدل دوم	roe	۱۲/۶۳۵	۰/۰۱۶۳

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون عدم ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها

با توجه به نتایج آزمون والد در جدول زیر در این مدل‌ها فرض صفر (وجود همسانی واریانس) تأیید نمی‌شود که نشان می‌دهد مشکل ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها وجود دارد، بنابراین برای رفع آن در تخمین مدل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است.

جدول۱۱: آزمون همسانی واریانس والد

مدل	متغیر وابسته	آماره	احتمال
مدل اول	roa	۱۲۷۶/۴۵	۰/۰۰۰۰
مدل دوم	roe	۲۳/۵۱	۰/۰۰۰۶

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون عدم همخطی متغیرهای مستقل

در مطالعهٔ حاضر جهت بررسی عدم همخطی بین متغیرهای مستقل از آزمون عامل تورم واریانس استفاده شده است. در این آزمون یک شاخص معرفی می‌شود که بیان می‌کند چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآورد شده بابت همخطی افزایش یافته است. شدت همخطی چندگانه را با بررسی بزرگی مقدار عامل تورم واریانس می‌توان تحلیل نمود. اگر آماره آزمون عامل تورم واریانس به پنج نزدیک بود نشان‌دهنده عدم وجود همخطی است. در جدول زیر نتایج مربوط به آزمون عامل تورم واریانس ارائه شده و همان‌طور که این نتایج نشان می‌دهد، آماره آزمون نزدیک به پنج بوده و همخطی بین متغیرها در سطح نزدیک به صفر است.

جدول ۱۲ : نتایج آزمون عامل تورم واریانس

متغیر	عامل تورم واریانس
me	۴/۶۵
size	۳/۷۹
smd	۳/۱۸
to	۳/۱۲
car	۴/۸۶
inf	۴/۸۰
lr	۴/۲۳
gdp	۳/۷۷
llr	۲/۳۲
growth	۲/۰۸
roa1	۱/۸۴
covid	۱/۳۳
smd_covid	۱/۱۱
میانگین	۴/۸۵

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به آنچه بیان شد، در این پژوهش جهت آزمون معناداری کل مدل از آماره chi2 و جهت آزمون معنادار بودن ضرایب رگرسیون از آماره زد استفاده می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول زیر منعکس می‌شود.

جدول۱۳: نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها در مدل اول جهت آزمون فرضیه دوم و چهارم با متغیر مستقل roa

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	p-value
roa1	۰/۳۹۸۹۹۷	۰/۰۵۱۵۷۳	۷/۷۴	۰/۰۰۰۰
smd	۸/۸۸۵۶۳۵	۷/۸۴۵۹۸۹	۱/۱۳	۰/۲۵۷۰
Smd*covid	۰/۰۰۴۷۸۳	۰/۰۰۳۳۱۹	۱/۴۴	۰/۱۴۹۰
car	-۰/۰۲۴۷۴۷	۰/۰۱۰۳۵۷	-۲/۳۹	۰/۰۱۷۰
covid	۰/۰۰۲۲۶۱	۰/۰۰۱۰۴۹	۲/۱۶	۰/۰۳۱۰
gdp	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	-۲/۳۸	۰/۰۱۷۰
growth	۰/۰۰۰۳۳۰	۰/۰۰۰۲۱۹	۱/۵۱	۰/۱۳۱۰
inf	۰/۰۰۰۳۹۷	۰/۰۰۰۱۹۲	۲/۰۷	۰/۰۳۸۰
llr	۰/۰۸۸۳۶۵	۰/۰۳۰۸۴۶	۲/۸۶	۰/۰۰۴۰
lr	-۰/۰۰۵۵۷۳	۰/۰۰۱۷۶۱	-۳/۱۶	۰/۰۰۲۰
me	۰/۰۰۱۴۸۰	۰/۰۰۰۵۶۸	۲/۶۰	۰/۰۰۹۰
size	-۰/۰۰۱۳۲۵	۰/۰۰۰۳۲۷	-۴/۰۵	۰/۰۰۰۰
to	-۰/۰۰۰۰۷۶	۰/۰۰۰۰۳۴	-۲/۲۷	۰/۰۲۳۰
cons_	۰/۰۳۳۱۲۲	۰/۰۰۵۸۱۲	۵/۷۰	۰/۰۰۰۰
Prob(chi2)		۳۶۵/۳۵	آماره chi2	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به مقدار p-value به‌دست آمده برای آماره chi2 که صفر می‌باشد (p-value<0/05)، فرض H0 که عدم معناداری کل مدل است، رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به‌طور هم‌زمان صفر نیستند. بنابراین به‌طور هم‌زمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.

مقدار ضریب متغیر smd مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه دوم است، درصورتی که ضریب مذکور معنادار نباشد نشان‌دهنده تأیید این فرضیه است. مقدار p-value آماره z برای این متغیر برابر ۰/۲۵۷۰ می‌باشد و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ (p-value>0/05) است، بنابراین می‌توان گفت توسعهٔ بازار صکوک تأثیری بر سودآوری بانک‌های متعارف ندارد، درنتیجه فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می‌شود.

مقدار ضریب متغیر Smd*covid مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه چهارم است، در صورتی که ضریب مذکور معنادار باشد نشان‌دهنده تأیید این فرضیه است. مقدار p-value آماره z برای این متغیر برابر ۰/۱۴۹۰ می‌باشد و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ (p-value>0/05) است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه چهارم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته نمی‌شود.

جدول۱۴ : نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها در مدل دوم جهت آزمون فرضیه دوم و چهارم با متغیر مستقل roe

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	p-value
roe1	۰/۵۱۸۶۶۹	۰/۰۵۶۹۲۳	۹/۱۱	۰/۰۰۰۰
smd	۹۴/۹۱۳۱۶۰	۷۳/۷۶۸۰۴۰	۱/۲۹	۰/۱۹۸۰
Smd*covid	۰/۰۴۷۲۵۴	۰/۰۳۴۵۹۷	۱/۳۷	۰/۱۷۲۰
car	-۰/۰۷۹۹۷۶	۰/۰۹۵۰۳۸	-۰/۸۴	۰/۴۰۰۰
covid	۰/۰۰۹۸۰۰	۰/۰۰۹۹۵۷	۰/۹۸	۰/۳۲۵۰
gdp	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	-۰/۵۲	۰/۶۰۳۰
growth	-۰/۰۰۰۵۵۱	۰/۰۰۱۹۹۵	-۰/۲۸	۰/۷۸۳۰
inf	۰/۰۰۳۷۹۸	۰/۰۰۱۹۶۵	۱/۹۳	۰/۰۵۳۰
llr	۰/۳۵۸۹۴۶	۰/۳۰۹۸۳۷	۱/۱۶	۰/۲۴۷۰
lr	-۰/۰۲۷۸۹۸	۰/۰۱۶۰۹۶	-۱/۷۳	۰/۰۸۳۰
me	۰/۰۰۷۰۹۳	۰/۰۰۵۵۹۶	۱/۲۷	۰/۲۰۵۰
size	-۰/۰۰۸۳۳۵	۰/۰۰۳۲۵۳	-۲/۵۶	۰/۰۱۰۰
to	-۰/۰۰۰۳۱۱	۰/۰۰۰۳۱۰	-۱/۰۰	۰/۳۱۶۰
cons_	۰/۱۷۷۸۸۶	۰/۰۵۵۱۰۵	۳/۲۳	۰/۰۰۱۰
Prob(chi2)		۱۸۰/۹۹	آماره chi2	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به مقدار p-value به‌دست آمده برای آماره chi2 که صفر می‌باشد (p-value<0/05)، فرض H0 که عدم معناداری کل مدل است، رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به‌طور هم‌زمان صفر نیستند. بنابراین به‌طور هم‌زمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.

مقدار ضریب متغیر smd مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه دوم است، درصورتی که ضریب مذکور معنادار نباشد نشان‌دهنده تأیید این فرضیه است. مقدار p-value آماره z برای این متغیر برابر ۰/۱۹۸۰ می‌باشد و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ (p-value>0/05) است، بنابراین می‌توان گفت توسعهٔ بازار صکوک تأثیری بر سودآوری بانک‌های متعارف ندارد، درنتیجه فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می‌شود.

مقدار ضریب متغیر Smd*covid مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه چهارم است، درصورتی که ضریب مذکور معنادار باشد، نشان‌دهنده تأیید این فرضیه است. مقدار p-value آماره z برای این متغیر برابر ۰/۱۷۲۰ می‌باشد و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ (p-value>0/05) است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه چهارم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته نمی‌شود.

در این بخش فرضیه‌های پژوهش مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. بدین منظور ابتدا آمار توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شد. سپس فروضات مدل کلاسیک (بررسی وجود خودهمبستگی و آزمون همسانی واریانس) برای داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت و درنهایت فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد توسعهٔ بازار صکوک سودآوری بانک‌های اسلامی را افزایش می‌دهد. همچنین، نتایج نشان داد که توسعهٔ بازار صکوک تأثیری بر سودآوری بانک‌های متعارف ندارد. علاوه بر این نتایج نشان داد بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های اسلامی و متعارف را تعدیل نمی‌کند.

جدول (۱۵) نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش را به‌طور خلاصه نشان می‌دهد:

جدول ۱۵ : خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه	نتایج
فرضیه اول: توسعهٔ بازار صکوک سودآوری بانک‌های اسلامی را افزایش می‌دهد.	رد نمی‌شود
فرضیه دوم: توسعهٔ بازار صکوک تأثیری بر سودآوری بانک‌های متعارف ندارد.	رد نمی‌شود
فرضیه سوم: بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های اسلامی را تضعیف می‌کند.	رد می‌شود
فرضیه چهارم: بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های متعارف را تضعیف می‌کند.	رد می‌شود

۶. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر در پی روشن ساختن این موضوع است که آیا صکوک به‌عنوان ابزاری مالی اسلامی می‌تواند جایگزینی مناسب برای اوراق قرضه به‌منظور توسعهٔ بازارهای مالی باشد و نقشی مؤثر در مقاوم‌سازی اقتصادهای نوظهور در برابر شوک‌های اقتصادی و بحران‌ها ایفا کند؟ در این پژوهش برای بررسی چنین ارتباطی چهار فرضیه مطرح شده است. در بخش چهارم به بررسی این فرضیه پرداخته شده است که در این قسمت نتایج حاصل از این فرضیه‌ها به‌طور خلاصه ذکر می‌شوند.

در فرضیه اول پژوهش بیان شد: توسعهٔ بازار صکوک سودآوری بانک‌های اسلامی را افزایش می‌دهد. نتایج پژوهش نشان داد که توسعهٔ بازار صکوک سودآوری بانک‌های اسلامی را افزایش می‌دهد، درنتیجه، فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش از بُعد معناداری با نتایج پژوهش‌های صالحانی و موسلی (۲۰۲۲)، سماعی و گوما (۲۰۱۹)، سلمان و نواز (۲۰۱۸)، سمائی و همکاران (۲۰۱۷)، راشد (۲۰۰۷)، رجائی باغ سیائی و صفائی ایلخچی (۱۴۰۱)، جلال‌زاده آذر و همکاران (۱۳۹۹)، عمادی و همکاران (۱۳۹۶) و سلمانپور و همکاران (۱۳۹۵) همخوانی دارد.

در فرضیهٔ دوم پژوهش بیان شد: توسعهٔ بازار صکوک تأثیری بر سودآوری بانک‌های متعارف ندارد. نتایج پژوهش نشان داد که توسعهٔ بازار صکوک تأثیری بر سودآوری بانک‌های متعارف ندارد، درنتیجه فرضیهٔ دوم پژوهش تأیید می‌شود. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش از بُعد معناداری با نتایج

پژوهش‌های سلمان و نواز (۲۰۱۸)، سمائی و همکاران (۲۰۱۷)، کیاریاکی (۲۰۰۸)، راشد (۲۰۰۷)، رجائی باغ سیائی و صفائی ایلخچی (۱۴۰۱)، جلال‌زاده آذر و همکاران (۱۳۹۹) و سلمانپور و همکاران (۱۳۹۵) همخوانی دارد.

در فرضیهٔ سوم پژوهش بیان شد: بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های اسلامی را تضعیف می‌کند. نتایج پژوهش نشان داد که بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعه بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های اسلامی را تعدیل نمی‌کند، درنتیجه فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش با نتایج پژوهش سلمان و نواز (۲۰۱۸) همخوانی ندارد.

در فرضیه چهارم پژوهش بیان شد: بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های متعارف را تضعیف می‌کند. نتایج پژوهش نشان داد که بحران کووید ۱۹ تأثیر توسعهٔ بازار صکوک بر سودآوری بانک‌های متعارف را تعدیل نمی‌کند، درنتیجه فرضیهٔ چهارم پژوهش رد می‌شود. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش با نتایج پژوهش سلمان و نواز (۲۰۱۸) همخوانی ندارد.

به‌طور کلی می‌توان گفت با توسعهٔ بازار صکوک بخش خصوصی به‌طور فزاینده‌ای به این بازار علاقه‌مند می‌شوند و انتظار می‌رود این بازار بخش زیادی از نقدینگی جامعه را به خود اختصاص دهد. همچنین مؤسسات مالی به این بازار علاقه‌مند خواهند شد. ابزار صکوک به‌صورت مالکیت جزئی در یک دارایی (صکوک اجاره) یا منافع دارایی (صکوک منفعت) یا مشارکت در یک کسب‌وکار یا پروژه (صکوک مشارکت) است. صکوک پرتفوی سرمایه‌گذاران را تنوع می‌بخشد و فرصت‌های سرمایه‌گذاری در دارایی جدید را ارائه می‌دهد، از طرفی ناشران می‌توانند از نقدینگی فزاینده حاصل از تقاضای در حال رشد در میان شمار زیادی از سرمایه‌گذاران نهادی و فردی برای ابزارهای سرمایه‌گذاری سازگار با شریعت، منتفع گردند. لذا در حال حاضر بسیاری از شرکت‌ها با توجه به تنوع بیشتر بازار صکوک نسبت به وام‌های سنتی بانک، در انتظار ورود به این بازار هستند. صکوک ابزاری مالی است که به فعالان بازار اجازه می‌دهد مقدار زیادی پول و سرمایه از سرمایه‌گذاران به‌دست آورند که این فعل از طریق توسعهٔ ساختار متنوع از صکوک امکان‌پذیر می‌باشد. همچنین بنا به نتایج ارائه‌شده، توسعهٔ بازار صکوک نقشی مؤثر در سودآوری بانک‌ها در برابر شوک‌های اقتصادی و بحران‌ها ایفا نکرده است. لذا با توجه به محدودیت‌های پژوهش درخصوص محدود بودن دورهٔ زمانی و دشواری دسترسی به اطلاعات مربوط به متغیرها در تعمیم نتایج به دوره‌های قبل و بعد از قلمرو این پژوهش بااحتیاط عمل شود.

References

Ahmad, W. & Rafisah Mat R. (2010). *Sustainability of Sukuk and Conventional Bonds during Financial Crisis: Malaysian Capital Market*. School of Economics and Finance, La Trobe University, Malaysia

Allen, F. & Gale, D. (2004). Competition and financial stability. *Journal of Money, Credit, and Banking, 36* (3b), 453-480.

Aqli, L.A., Imam Qolipour, S. (2019). An analysis on the economic consequences of covid-19 and the function of government financial packages in its *management, Culture and Health Promotion Journal, Academy of Medical Sciences, 4*(1), 71-78. [In Persian]

Demirgüç-Kunt, A. & Maksimovic, V. 1996. Stock market development and financing choices of firms. *World Bank Economic Review 10*(2), 341–69.

Fitras, M. H.; Mahmoudi, H. (1387). Sukuk, a suitable tool for substituting bonds. *Scientific Research Quarterly of Islamic Economy, 8*(22), 37-50. [In Persian]

Hellmann, T.F., Murdock, K.C. & Stiglitz, J.E. (2000). Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: are capital requirements enough?, *American Economic Review, 90*(1), 147-165.

Jalalzadeh Azar, S. M., Al Imran, R., Panahi, H. & Asgharpour, H. (2019). The impact of macroeconomic variables and Islamic financing on the efficiency of private and state banks in Iran. *Economic modeling 14*(3), 119-136. [In persian]

Jiménez, G., Lopez, J.A. and Saurina, J. (2013). How does competition affect bank risk-taking?. *Journal of Financial Stability, 9*(2), 185-195.

Keeley, M.C. (1990). Deposit insurance, risk, and market power in banking. *The American Economic Review, 80*(5), 1183-1200.

Komijani, A,. Farhani, Y. (2014). Financial stability of the government in Iran's economy with the approach of accumulation model. *Economic Studies and Policies,11*(2) , 3-26. [In persian]

Management of research, development and Islamic studies (1377). Identifying applicable financial instruments in Iran's capital market, http://imps.ac.ir/uploads/1_21_53_8.pdf. [In Persian]

Mousaviyan, S. A. & Farmers, A. (1393). Pathology of issuing sukuk rental in Iranian banks: a case study of Sepeh Bank. *Economic Research and Policy Quarterly,69*, 151-178. [In Persian]

Qalibaf Asl, H. (2017). Provision of financial resources, banking system, securities market and their interaction, collection of articles of the twenty-fourth annual conference of monetary and foreign exchange policies. [In Persian]

Rajan, R.G. & Zingales, L. (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics, 69* (1), 5-50.

Salman, A. & Nawaz, H. (2018). Islamic financial system and conventional banking:A comparison. *Arab Economic and Business journal, 13*, 155 – 167

Salhani A. & Mouselli S. (2022). The impact of Tier 1 sukuk (Islamic bonds) on the profitability of UAE Islamic banks Journal of Financial Reporting and Accounting Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/JFRA-12-2021-0461.

Saunders, A. & Schumacher, L. (2000). The determinants of bank interest rate margins: an international study. *Journal of International Money and Finance*, *19*, 813–832

Smaoui, H., Mimouni, K. & Temimi A. (2017). Sukuk, banking system, and financial markets: Rivals or complements?. *Economics Letters*, http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2017.09.014 .

Smaoui H. & Ghouma H. (2019). Sukuk Market Development and IslamicBanks'CapitalRatios, Research inInternational Business and Finance, https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101064 .

Song, F. & Thakor, A.V. (2010). Financial system architecture and the co-evolution of banks and capitalmarkets, *The Economic Journal*, *120*(547), 1021-1055.

Rajai Bagh Siai, M. & Safai Ilkhchi, M. (1401). The impact of macroeconomic variables and sukuk on the profitability of Iranian banks. *Economic essays, articles ready for publication*, accepted for online publication since June 28, 1401. [In Persian]

Zakaria, N.B. & Isa, M. A., (2013). The Construct of Sukuk, Rating and Default Risk, *Procedia - Social and Behavioral Sciences, 65*, 662 – 667.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 233-263

Sukuk Market Expansion and Profitability of Islamic and Conventional Banks A Comparative Analysis

Saeed Samadi1
Leila Torki2
Sahar Mahdian3

Received: 2023/07/08 Accepted: 2023/09/18

Introduction

In Islamic financial markets, sukuk is the most important Islamic financial securities. Sukuk is designed in a way that is compatible with Islamic laws. These characteristics of sukuk have made it an attractive source of capital for issuers outside Islamic world who seek to access the liquidity provided by Islamic investors. The sukuk instrument is a partial ownership in an asset (lease sukuk) or property interests (benefit sukuk) or participation in a business or project (participation sukuk). Sukuk diversifies investors' portfolios and offers opportunities to invest in new assets, and on the other hand, issuers can benefit from additional liquidity resulting from growing demand among a large number of investors. Institutions and individuals benefit from Sharia compliant investment tools. The main goal of this research is the comparative analysis of the impact of sukuk market development on bank profitability in Islamic and conventional banks.

Methodology

In order to achieve the goal above, information from 15 countries in the Persian Gulf region was analyzed in the period from 2014 to 2021. To test the hypotheses of the research, the multivariate regression method was used using the combined data method.

Results and Discussion

The results of the research have shown that the development of sukuk market increases the profitability of Islamic banks. The results have also shown that the development of sukuk market has no effect on the profitability of conventional banks. In addition, the results have revealed that the Covid-19 crisis does not

1. Associate Professor Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, s.samadi@ase.ui.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Economics. Faculty of Administrative Sciences and Economics. University of Isfahan. Isfahan. Iran, l.torki@ase.ui.ac.ir
3. Ms, in Economics Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics University of Isfahan, s.mahdian@ase.ui.ac.ir

moderate the impact of the development of sukuk market on the profitability of Islamic and conventional banks.

Conclusion

In general, it can be said that with the development of sukuk market, the private sector is increasingly interested in this market, and it is expected that this market will take a large part of the society's liquidity. Financial institutions will also be interested in this market. The sukuk instrument is a partial ownership in an asset (lease sukuk) or property interests (benefit sukuk) or participation in a business or project (participation sukuk). Sukuk diversifies investors' portfolios and offers opportunities to invest in new assets. On the other hand, issuers can benefit from the increased liquidity resulting from the growing demand among a large number of institutional investors and individuals to benefit from Sharia compliant investment instruments. Therefore, many companies are currently waiting to enter this market due to the greater diversity of the sukuk market compared to traditional bank loans. Sukuk is a financial instrument that allows market participants to obtain a large amount of money and capital from investors, which is possible through the development of a diverse structure of sukuk. The findings have also shown that the development of sukuk market has not played an effective role in profitability of banks against economic shocks and crises. Therefore, due to the limitations of the research regarding the limited time period and the difficulty of accessing information related to the variables, one should act cautiously in generalizing the results to the periods before and after the scope of this research.

Keywords: Financial Market, Financial Crisis, Banking System
JEL Classification: G00, F01, G01

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۲۶۵-۲۹۸

نقش سوگیری‌های شناختی در سیاست‌گذاری تغییر اقلیم با استفاده از نظریه‌های اقتصاد رفتاری

مجتبی پناهی[۱]
روح‌اله شهنازی[۲]
کریم اسلاملوییان[۳]
علی عسگری[٤]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/٦/۹ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/۷/۱۲

چکیده

در سال‌های اخیر، آسیب‌پذیری در برابر تغییرات اقلیمی به موضوعی مهم برای سیاست‌گذاران تبدیل شده است. این وضعیت اضطراری نیاز به اقدامات فوری، گسترده و همه‌جانبه دارد. این مقاله به دنبال ایجاد پلی بین مداخلات و سیاست‌گذاری اقلیمی، و حوزه علوم رفتاری به‌عنوان مسیری عملی، کم‌هزینه و با اثربخشی بالا و در قالب نظریه تلنگر است. در این راستا بررسی می‌شود که چگونه مداخلات رفتاری که ریشه در سوگیری‌هایی نظیر سوگیری زیان‌گریزی، تنزیل هذلولی و اثر قالب‌بندی دارد، باعث می‌شود که افراد به انتخاب‌های سازگارتر با محیط‌زیست و مسئله تغییرات اقلیمی ترغیب شوند. بسیاری از تحقیقات نشان داده‌اند که اثر قالب‌بندی با ادغام در دیگر سوگیری‌های شناختی به‌طور گسترده‌ای برای مطالعه رفتار محیط زیستی به‌عنوان یک سیاست کم هزینه استفاده شده است. در این مقاله با یک روش نیمه‌آزمایشی نشان‌داده می‌شود که چگونه قالب‌بندی اطلاعات (قالب‌بندی انتفاع و ضرر و سوگیری تنزیل هذلولی، همچنین قالب‌بندی اطلاعات گسترده و پیوسته) بر نگرش و درک کلی افراد از تغییرات اقلیمی اثر می‌گذارد. نتایج نشان می‌دهد که شدت درک اثرات تغییرات اقلیمی و تمایل تغییر رفتار، تحت قالب‌هایی که بیانگر زیان در زمان حال هستند، به‌طور قابل‌توجهی بیشتر از قالب انتفاع و آینده بوده است. علاوه بر این، قالب اطلاعات گسترده و پیوسته نیز تأثیر چشمگیری در متغیرهای بینشی و رفتاری افراد داشته است. براساس یافته‌های این پژوهش، سیاست‌گذاران حوزهٔ تغییرات اقلیمی می‌توانند از اطلاعات قالب‌هایی که تداعی‌کنندهٔ زیان در زمان حال است و همچنین قالب‌های با اطلاعات گسترده و پیوسته برای ارتقای نگرش و تمایل عمومی برای مشارکت در مقابله با اثرات تغییرات اقلیمی استفاده کنند.

واژگان کلیدی: تغییرات اقلیمی، اقتصاد رفتاری، سوگیری شناختی، تلنگر، سوگیری تنزیل هذلولی، سوگیری زیان‌گریزی، اثر قالب‌بندی
طبقه‌بندی JEL: Q54, D9, C91

---

* این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در بخش اقتصاد دانشگاه شیراز است.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، بخش اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، m.panahi@shirazu.ac.ir
۲. دانشیار، بخش اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران (نویسندهٔ مسئول)، rshahnazi@shirazu.ac.ir
۳. استاد، بخش اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، keslamlo@shirazu.ac.ir
٤. دانشیار، گروه مدیریت بحران و سوانح، دانشگاه یورک، تورنتو، کانادا، asgary@yorku.ca

۱. مقدمه

تغییرات اقلیمی[۱] جهانی از مسائل جدی پیشِ روی سیاست‌گذاران در سراسر جهان است. آمار بانک جهانی نشان می‌دهد که بلایای طبیعی ناشی از تغییرات اقلیمی سالانه حدود ۱۸ میلیارد دلار در کشورهای با درآمد کم و متوسط از طریق آسیب به تولید برق و زیرساخت‌های حمل و نقل هزینه به‌بار می‌آورد. همچنین باعث ایجاد اختلالات گسترده‌تر برای خانوارها و شرکت‌ها می‌شود که این موضوع حداقل ۳۹۰ میلیارد دلار در سال هزینه دارد. براساس جدیدترین تحقیقات، تغییرات اقلیمی می‌تواند تا سال ۲۰۵۰، ۲۱۶ میلیون نفر را به مهاجرت در داخل کشورشان سوق دهد (بانک جهانی، ۲۰۲۲). همچنین هو[۲] تخمین می‌زند که آلودگی هوا در حال حاضر، سالانه حدود ۷ میلیون نفر را در سراسر جهان می‌کُشد و برخی دانشمندان پیش‌بینی می‌کنند که با رشد مداوم انتشار گازهای گلخانه‌ای[۳] تا سال ۲۱۰۰ حدود ۷۴ درصد از مردم در سراسر جهان ممکن است در معرض امواج گرمای شدید قرار بگیرند (مورا و همکاران[۴]، ۲۰۱۷). از طرفی تحقیقات نشان داده که کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و اثرات تغییرات اقلیمی امکان‌پذیر است، اما نیازمند تغییرات عمدهٔ اجتماعی - رفتاری، اقتصادی و تکنولوژیکی می‌باشد (بانک جهانی، ۲۰۲۲).

اجماع علمی به‌طور گسترده اثبات کرده است که فعالیت‌های انسانی منجر به روندهای قابل‌توجه گرمایش آب و هوا شده‌اند (کوک و همکاران[۵]، ۲۰۱۶). اثرات تغییرات اقلیمی اکنون در سراسر جهان قابل‌توجه است؛ زیرا خشکسالی، جنگل زدایی، اسیدی شدن فزاینده اقیانوس‌ها، ذوب شدن یخ‌ها، مهاجرت حیوانات و انسان‌ها و رویدادهای شدید اقلیمی (مانند طوفان‌ها و آتش‌سوزی‌های بزرگ) هم در فراوانی و هم شدت افزایش یافته است. این واقعیت که تغییرات اقلیمی و اثرات آن اکنون واقعیتی فراگیر در زندگی مدرن است دیگر تعجب‌آور نیست، چیزی که شگفت‌آور است، ناباوری بسیاری از مردم به وجود تغییرات اقلیمی و مهم‌تر از همه، عدم اقدام برای رسیدگی به یک وضعیت اضطراری واقعی سیاره‌ای است (گیفورد[۶]، ۲۰۱۱). آنچه مسلم است، تغییر این باور و مقابله با بحران اقلیمی، نیازمند تغییر رفتاری و نگرشی بنیادی در بسیاری از سطوح و حوزه‌های زندگی بشری است.

آنچه که پیشِ روی سیاست‌گذاران روشن است این است که رسیدن به اهدافی نظیر جلوگیری از سطوح خطرناک تغییرات اقلیمی، نیاز به تغییرات اساسی در حوزه‌های فناوری، اقتصادی و رفتاری و

---

۱. تغییرات آب‌وهوایی یا تغییر اقلیم، یعنی هر تغییر مشخص در الگوهای مورد انتظار برای وضعیت میانگین آب‌وهوایی، که در طولانی‌مدت در یک منطقهٔ خاص یا برای کل اقلیم جهانی رخ بدهد. تغییر اقلیم نشان‌دهندهٔ تغییرات غیرعادی در اقلیم درون اتمسفر زمین و پیامدهای ناشی از آن در قسمت‌های مختلف کره زمین می‌باشد.

2. who

۳. گازهای گلخانه‌ای گازهایی است که همانند یک پتو انرژی حرارتی را در جو زمین به دام می‌اندازد و سبب اثر گلخانه‌ای، یعنی گرمایش جهانی و تغییرات اقلیمی می‌شود. ازآنجاکه این امر مشابه کار گلخانه در به دام انداختن گرما است، واژهٔ اثر گلخانه‌ای از آن گرفته شده است (USPEA، 2018).

4. Mora et al. (2017)

5. Cook et al. (2016)

6. Gifford et al. (2011)

در تمام بخش‌های جامعه دارد (هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم[1]، ۲۰۰۷). درحالی‌که بیشتر بحث‌های فعلی سیاست متمرکز بر ابزارهای فناوری و اقتصادی برای کاهش انتشار جهانی است (استرن[2]، ۲۰۰۷)، کمتر به تغییرات در رفتار انسان‌ها توجه شده است. در صورتی که این عامل بسیار مهم و تأثیرگذار است. یکی از مرسوم‌ترین سیاست‌گذاری رفتاری در سال‌های اخیر نظریه «تلنگر» است، تلنگر به‌عنوان ابزاری مؤثر شناخته شده است که می‌تواند رفتارها و نیات را برای ترویج تغییر رفتاری هماهنگ کند. چندین دولت و سازمان در سراسر جهان از آن برای بهبود سیاست‌های عمومی در مورد محیط زیست، بهداشت و آموزش استفاده کرده‌اند (هولز و همکاران[3]، ۲۰۲۰؛ کارلسن و همکاران[4]، ۲۰۱۹؛ لهنر و همکاران[5]، ۲۰۱۶؛ سانستاین، سی آر[6]، ۲۰۱۵؛ مامسن و همکاران[7]، ۲۰۱۴). درحالی‌که سیاست‌های مرسوم که تغییر رفتاری را هدف قرار می‌دهند بر روی اطلاعات و مداخلات مبتنی بر انگیزه[8] (مانند ارائهٔ اطلاعات یا استفاده از مالیات) تمرکز می‌کنند، تلنگر باعث تغییر رفتار از طریق تغییرات در محیط انتخاب می‌شود (شوبرت[9]، ۲۰۱۷). سیاست‌های تلنگری ارتباط نزدیکی به سوگیری‌های شناختی[10] افراد دارند، درواقع فهم مناسب از سوگیری‌های شناختی انسان‌ها باعث می‌شود که سیاست‌هایی واقعی‌تر پیشنهاد شود.

یکی از روش‌های مرسوم در سیاست‌گذاری تلنگری، استفاده از اثر قالب‌بندی است. این اثر که ریشه در سوگیری‌های شناختی افراد دارد، برای اولین‌بار توسط تورسکی[11] (۱۹۸۱) معرفی شد. مطالعات موجود نشان داده‌اند که اثر قالب‌بندی با توجه به چهارچوب‌های مختلف انتفاع و زیان بر تصمیمات افراد در زمینهٔ محیطی تأثیر می‌گذارد (چی و همکاران[12]، ۲۰۲۲). تا به امروز، اثرات قالب‌بندی برای مطالعهٔ حفظ انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای استفاده شده است (لی و همکاران[13]،

1. IPCC (2007)
2. Stern (2007)
3. Holz et al. (2020)
4. Karlsen et al. (2019)
5. Lehner et al. (2016)
6. Sunstein, C. R (2015)
7. Momsen et al. (2014)
8. incentive-based
9. Schubert (2017)

۱۰. سوگیری شناختی یا خطاهای شناختی، خطاهایی ذهنی هستند که به‌صورتی نظام‌مند به گرایش و نگرش غلط منجر می‌شوند و در تصمیم‌گیری، استدلال، ارزیابی، یادآوری، ادراک و شناخت افراد تأثیر می‌گذارند.

11. Tversky (1981)
12. Qi et al. (2022)
13. LI et al. (2018)

۲۰۱۸؛ اشتاین هورست و همکاران[1]، ۲۰۱۵؛ هورلستون و همکاران[2]، ۲۰۱۴). ما در این پژوهش اثر قالب‌بندی را با ترکیب قالب‌های انتفاع و زیان (براساس سوگیری زیان‌گریزی) با سوگیری تنزیل هذلولی برای سنجش نگرش و مشارکت افراد در مقابله با اثرات تغییرات اقلیمی استفاده می‌کنیم، همچنین بررسی می‌کنیم که آیا چهارچوب‌ها یا قالب‌هایی که موضوع تغییرات اقلیمی را به‌طور گسترده و مرتبط با سایر ابعاد انسانی، مانند ابعاد اقتصادی، امنیتی، سیاسی، مهاجرت و ... (نه تنها بُعد زیست‌محیطی) در نظر می‌گیرند، بر نگرش یا تمایل عمومی برای مشارکت در مقابله با اثرات تغییرات اقلیمی تأثیر می‌گذارد یا خیر.

۲. پیشینهٔ پژوهش

در سال‌های اخیر و با پیشرفت علم اقتصاد رفتاری و به‌طور خاص بعد از نگارش کتاب *تلنگر* (۲۰۰۹) استفاده از تلنگر که درواقع کاربرد سیاستی اقتصاد رفتاری است در زمینه‌های مختلف بسیار گسترش یافته است، به‌گونه‌ای که بسیاری از کشورها واحدهای تلنگر تشکیل داده‌اند که این نهادها از بینش‌های رفتاری در زمینه‌های مختلف جهت سیاست‌گذاری از جمله سیاست‌گذاری حوزه زیست محیطی استفاده می‌کنند. با وجود اینکه اقتصاد رفتاری و مطالعات پیرامون آن در کشورهای دیگر بسیار رایج است، در کشور ما مطالعات اندکی در این زمینه، مخصوصاً در مورد کاربردها و دلالت‌های آن صورت گرفته است.

مهم‌ترین مطالعات انجام شده در ارتباط با موضوع این پژوهش به شرح زیر می‌باشد.

دیویس[3] (۱۹۹۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «اثرات قالب‌بندی پیام بر پاسخ به ارتباطات محیطی» به بررسی این موضوع پرداخت که چگونه چهارچوب‌بندی اطلاعات بر نگرش‌ها و رفتارهای مسئولانهٔ محیط زیستی افراد تأثیر می‌گذارد. در آزمایشی که شامل ۱۱۲ دانشجوی کارشناسی در یک دانشگاه بزرگ غربی بود، مشخص شد که چهارچوب‌بندی ضرر بیشترین مشارکت را در ایجاد رفتار مسئولانهٔ محیط زیستی داشته است.

کارپ[4] (۲۰۰۵) در مقاله «تنزیل هذلولی و گرمایش جهانی»، به بررسی این موضوع می‌پردازد که نرخ تنزیل متعارف برای مسائل زیست‌محیطی دارای کاستی می‌باشد که با هذلولوی در نظر گرفتن نرخ مذکور هم مشکلات مربوط به مدل برطرف می‌شود و هم توضیح قابل قبولی از رفتار مردم را شاهد خواهیم بود.

اسپنس و همکاران[5] (۲۰۱۰) در مقالهٔ «چهارچوب‌بندی و اطلاع‌رسانی تغییرات اقلیمی: اثرات فاصله و چهارچوب نتیجه»، به بررسی اثرات قاب‌بندی‌های مختلف بر پایداری رفتار افراد در زمینهٔ

1. Steinhorst et al. (2015)
2. Hurlstone et al. (2014)
3. Davis (1995)
4. Carp (2005)
5. Spence et al. (2010)

تغییرات وضعیت آب و هوا پرداخته‌اند. در این تحقیق از گزارش‌های دولتی در رابطه با تغییرات اقلیمی سال ۲۰۰۷ در کنار نقشه‌ها و تصاویر تغییرات اقلیمی استفاده شده. نتایج حاکی از آن بود که استفاده از قاب سود در مقابل قاب زیان برتری دارد.

هپبورن و همکاران[1] (۲۰۱۰) به بررسی مقالات جدید منتشرشده در حوزهٔ اقتصاد رفتاری که برای مسائل محیط زیستی کاربرد دارند می‌پردازند و مدلی را برای مدیریت منابع تحت تأثیر نرخ تنزیل هذلولوی پیشنهاد می‌دهند. این مدل بیان می‌کند که اگر طراحی سیاستی نتواند سیاست مورد نظر را اجرایی کند، مشوق‌های سیاستی در آینده می‌تواند باعث کاهش غیرعمدی در منابع طبیعی شود. در این بررسی نویسندگان اشاره می‌کنند که نتایج مطالعات انجام‌شده در اقتصاد رفتاری نشان می‌دهد که رفتارهای انسانی بر پایهٔ شرایط محیطی هستند و اگر در طراحی سیاستی این موضوع در نظر گرفته نشود، امکان انحراف از اهداف جدی است.

جهانبخش و همکاران (۱۳۹۲)، در مقاله «تغییر نگرش سیاست‌گذاری محیط زیست براساس روانشناسی اجتماعی و اقتصاد رفتاری» به بررسی تغییر رفتار و روش‌ها می‌پردازند تا مشخص کنند که روانشناسی اجتماعی و شناخت رفتار اقتصادی می‌تواند به سیاست‌گذاری‌های زیست محیطی کمک کند. روانشناسی اجتماعی و اقتصاد رفتاری به ارائه رویکردهای مؤثر و به‌طور بالقوه ارزان قیمت در حل مشکلات زیست محیطی می‌پردازد که با درک چرایی و چگونگی تصمیم‌گیری مردم و اینکه چگونه تصمیم‌گیری‌ها به وسیله سبک‌ها، عادات، تعصبات و ادراک و تفسیر خطر تحت تأثیر قرار می‌گیرند، می‌توان سیاست‌هایی که بیشتر مؤثر می‌باشند و برای مردم کم هزینه‌تر و قابل قبول‌تر هستند را طراحی کرد.

سانستاین و ریش[2] (۲۰۱۶) در مقاله «رفتار سبز: چرا، کدام و چه زمانی پیش‌فرض‌ها می‌توانند کمک کنند»، تأثیر معماری انتخاب را روی انتخاب کالاهای سبز و درنتیجه کیفیت محیط زیست بررسی کرده‌اند. مصرف کاغذ و انرژی‌های سبز از اصلی‌ترین موردهای بررسی شده در این مقاله است. نویسندگان اعلام می‌کنند که توجه به معماری انتخاب می‌تواند امکان‌های جدیدی را برای حفاظت از محیط زیست معرفی کند، امکان‌هایی که هزینه‌هایی بسیار کمتر و بسیار کاراتر از سایر روش‌های متعارف هستند.

بدلی[3] (۲۰۱۶) در مقالهٔ «رویکردهای رفتاری برای مدیریت مصرف انرژی خانگی در دیدگاه‌های جدید برای سیاست‌های زیست محیطی از طریق اقتصاد رفتاری» به بررسی تأثیرات رفتاری روی طراحی سیاست‌هایی می‌پردازد که هدفشان بهبود مصرف انرژی خانوارهاست. اقتصاد متعارف برای مدیریت رفتارهای مربوط به مصرف انرژی به عوامل قیمتی و متغیرهای تقاضا رجوع می‌کند و تأیید می‌کند که شواهدی هم در راستای این که این عوامل تأثیرگذار هستند هم وجود دارد. اما با بررسی

1. Hepburn et al. (2010)
2. Sunstein and Reisch (2016)
3. Badli (2016)

بیشتر اعلام می‌کند که این روش‌ها گرچه کارا هستند، اما کامل نیستد و برای سیاست‌های متعارف راهکارهایی از بطن اقتصاد رفتاری اعلام می‌کند.

زانوا و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با عنوان «تلنگرهای سبز: به‌کارگیری اقتصاد رفتاری برای مبارزه با تغییرات اقلیمی»، به این موضوع می‌پردازند که چگونه بینش‌های اقتصاد رفتاری و تصمیم‌گیری برای مبارزه با تغییرات اقلیمی به شکل «تلنگرهای سبز» یا مداخلات رفتاری که افراد را به انتخاب‌های سازگارتر با محیط‌زیست ترغیب می‌کند، به کار گرفته می‌شود.

مروت و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله «بررسی تأثیر سوگیری‌های شناختی (اثر دست‌گرمی و نرخ تنزیل هذلولوی) بر روی نگرش و رفتارهای زیست‌محیطی در ایران»، با استفاده از روش مطالعه نیمه‌آزمایشی و رگرسیون تفاضل در تقاضل به بررسی اثر سوگیری‌های، اثر دست‌گرمی و نرخ تنزیل هذلولوی در نگرش و رفتار زیست محیطی افراد در ایران پرداخته‌اند. و در نتیجه‌گیری بیان کرده‌اند که، آموزش و آگاهی رساندن در مورد سوگیری‌های رفتاری و شناختی، نگرش و رفتار زیست‌محیطی افراد را بهبود می‌دهد.

آنی‌چی و همکاران[2] (۲۰۲۲)، تأثیر چهارچوب سود و زیان بر تمایل دانشجویان کالج برای مشارکت در سیستم پاداش رفتار فردی کم کربن (ILBRS) در چین را بررسی کرده، و بیان می‌کنند که تمایل افراد به شرکت در فعالیت‌های کاهنده کربن تحت چهارچوب زیان به‌طور قابل‌توجهی بیشتر از چهارچوب سود بوده است.

بررسی مطالعات در زمینه کاربرد اقتصاد رفتاری در حوزه تغییرات اقلیمی نشان می‌دهد که، بیشتر مطالعات کاربرد اقتصاد رفتاری را به‌طور کلی برای مسائل زیست‌محیطی مطرح کرده‌اند و تعداد کمی به‌طور خاص به مسئله تغییرات اقلیمی پرداخته‌اند، بسیاری از مطالعات فقط به بیان مسائل نظری بسنده نموده‌اند و کار آزمایشگاهی و تجربی انجام نداده‌اند، در محدود کارهای تجربی نیز اکثر گروه آزمایش دانشجویان بوده‌اند، در مسئله به کارگیری رهیافت‌های اقتصاد رفتاری نیز مسائل به‌طور کلی و نظری بیان شده و مطالعات به‌طور خاص متمرکز بر روی سوگیری‌های شناختی بسیار محدود بوده است.

بنابراین مطالعه حاضر اولین مطالعه‌ای است در ایران که به مسئله سیاست‌گذاری در حوزه تغییرات اقلیمی با رهیافت اقتصاد رفتاری با تمرکز بر نقش سوگیری‌های شناختی با روش نیمه‌آزمایشگاهی و با گروه آزمایش غیردانشجویی می‌پردازد.

۳. مبانی نظری

در این قسمت ابتدا نقش اقتصاد رفتاری در سیاست‌گذاری عمومی در قالب نظریه تلنگر بیان و سپس یکی از روش‌های تلنگر زنی مرسوم در اقتصاد رفتاری یعنی اثر قالب‌بندی مورد بررسی قرار می‌گیرد، و در انتها مبانی نظری مربوط به اثر قالب‌بندی انتفاع و زیان، اثر هذلولی و قالب‌های با پیام‌های گسترده آورده می‌شود.

1. Zaneva et al. (2020)
2. Ani Qi et al. (2022)

در قسمت‌های بعد با توجه به مبانی نظری بررسی شده در این قسمت، تلاش می‌شود تا با استفاده از روش مطالعه نیمه‌آزمایشی به این مسئله پرداخته شود که چگونه قالب‌بندی اطلاعات (قالب‌بندی انتفاع و ضرر و سوگیری تنزیل هذلولی، همچنین قالب‌بندی اطلاعات گسترده و پیوسته) بر نگرش و درک کلی افراد از تغییرات اقلیمی اثر می‌گذارند. در این راستا از دو گروه کنترل و درمان استفاده می‌شود. اطلاعات مورد نظر از طریق پرسش‌نامه جمع‌آوری و در دو مرحله پیش از آزمون و پس از آزمون مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳ – ۱. تلنگر

سیاست‌گذاری عمومی در اقتصاد رفتاری از طریق تلنگرها انجام می‌شود. تالر و سانستاین[1] (۲۰۰۸) تلنگر را به شرح زیر تعریف می‌کنند:

تلنگر جنبه‌ای از معماری رفتار است که رفتار مردم را در راه پیش‌بینی‌پذیری، بدون ممنوع کردن هیچ گزینه‌ای یا تغییر محسوسی در انگیزه‌های اقتصادی‌شان، اصلاح می‌کند. برای اینکه یک تلنگر خالص محسوب شود؛ مداخلات، برای اجتناب‌کننده باید آسان و ارزان باشد. تلنگرها یک دستوری نیستند. به‌طور مثال قرار دادن میوه در برابر چشم تلنگر محسوب می‌شود اما ممنوع کردن غذای ناسالم یک تلنگر نیست.

سیاست تلنگری، اجرای سیاست‌های عمومی را با طراحی عناصر تصمیم مانند تصمیم‌گیرندگان، گزینه‌های تصمیم‌گیری، فرآیندهای تصمیم‌گیری و محیط‌های تصمیم‌گیری بهینه می‌کند تا بر ترجیحات تصمیم‌گیرندگان تأثیر بگذارد و نتایج تصمیم را تغییر دهد. همچنین اجرای آن ساده، کم هزینه و غیراجباری است(تالر و همکاران[2]، ۲۰۰۸).

تحقیقات تجربی در علم اقتصاد رفتاری نشان داده‌اند که انسان‌ها اغلب در تصمیم‌گیری‌هایشان دچار سوگیری هستند و در الگوهای غیربهینه[3] قابل پیش‌بینی و رفتار وابسته به زمینه[4] قرار می‌گیرند (تالر و سانستاین، ۲۰۰۹). این الگوها توسط روانشناسان و اقتصاددانان شناسایی و بررسی شده‌اند و به‌عنوان یک نقشه راه مفید که افراد را به سمت تصمیم‌گیری‌های بهتر سوق می‌دهند، استفاده می‌شود. طراحی سیاست با توجه به زمینه مناسب[5]، یا تغییر در معماری انتخاب، با استفاده از میانبرهایی که اغلب انسان‌ها هنگام تصمیم‌گیری از آن استفاده می‌کنند، بسیار کارسازتر از راهکارهای سنتی است.

از نظر اقتصاد رفتاری عقلانیت انسان با محدودیت‌های بیرونی (مانند اطلاعات موجود، محدودیت‌های زمانی) و درونی (مثلا عوامل شناختی) محدود می‌شود. تغییرات در معماری انتخاب می‌تواند با پیامدهای عقلانیت محدود مقابله کند. در واقع، این استراتژی از نظر بهینه‌سازی رفتار

1. Thaler, R. H., & Sunstein (2008)
2. Thaler et al. (2022)
3. suboptimal patterns
4. context-dependent behavior
5. appropriate context

انسانی نسبت به رویکردهای سیاست‌گذاری عمومی سنتی در حوزه‌های متعددی که افراد به‌طور سیستماتیک در راستای منافع یا ترجیحات اعلام‌شده خود عمل نمی‌کنند، تأثیرگذارتر است (مانند افزایش پس‌انداز بازنشستگی، ثبت‌نام دانشگاه، واکسیناسیون آنفولانزا و حفظ انرژی) (بنارتزی و همکاران[1]، ۲۰۱۷).

در حوزه کنش بوم‌شناختی[2] نیز نظریه عقلانیت با محدودیت‌های بسیاری مواجه است. به‌عنوان یک پدیده، تغییر اقلیم دارای پیچیدگی و عدم قطعیت بسیاری است: از طرفی یک مسئله جهانی است، اما دارای اصطلاحات محلی متمایز و متنوع است[3]. اثرات آن در حال حاضر و به صورت فوری و به‌طور قابل‌توجهی برای برخی از افراد مشخص شده است، اما برای برخی دیگر این اثرات از نظر زمانی و جغرافیایی دور هستند. این ویژگی‌ها، تغییرات اقلیم را به حوزه‌ای دشوار برای تصمیم‌گیری انسان تبدیل می‌کند. در واقع، پژوهش‌های بسیاری، مکانیسم‌ها و سوگیری‌های روان‌شناختی مختلفی را ترسیم کرده‌اند که مانع از شناخت درست تغییرات اقلیمی می‌شود و انسان‌ها را از انجام اقدامات مؤثر زیست‌محیطی باز می‌دارد (شو و بازرمن[4]، ۲۰۱۰؛ گیفورد، ۲۰۱۱). بهینه‌سازی معماری انتخاب از طریق سیاست‌های تلنگری، راهی امیدوارکننده برای غلبه بر برخی از این موانع در مسیر کنش اکولوژیکی با سوق دادن مردم به سمت انتخاب‌های سبزتر است. همان‌طور که بیان شد، یکی از روش‌های تلنگر زنی استفاده از اثر قالب‌بندی است، و در این پژوهش ما با بررسی اثر قالب‌بندی انتفاع و زیان و ترکیب آن با اثر هذلولی، بینش و تمایل افراد در مشارکت در کاهش اثرات تغییرات اقلیمی و همچنین تأثیر قالب‌های با پیام‌های گسترده را مورد سنجش قرار می‌دهیم.

۳ - ۲. اثر قالب‌بندی[5] انتفاع و زیان

اثر قالب‌بندی به این نکته اشاره دارد که ارائه کردن یک گزینه واحد در قالب‌بندی‌های مختلف می‌تواند باعث تغییر تصمیم فرد شود. کانمن و تورسکی[6] اثر قالب‌بندی، ترجیحات معکوس و پدیده‌های مرتبط را مطالعه نمودند و دریافتند که شیوه تشریح یک مسئله و ساختاربندی آن می‌تواند بر انتخابی که فرد انجام می‌دهد تأثیر بگذارد، سپس دیدگاه‌های خود را در قالب نظریه چشم انداز[7] به زبان فرمول درآوردند (کانمن و تورسکی، ۱۹۹۲).

تورسکی (۱۹۸۱) در مطالعه‌ای بر روی مشکلات بیماری‌های آسیایی اثر چهارچوب بندی را بررسی و پیشنهاد کرد. در این آزمایش، شرکت‌کنندگان ترجیح دادند که گزینه مخاطره‌آمیز را در

1. Benartzi et al. (2022)
2. ecological action
3. it is global, but has distinct and varied local expressions
4. Shu, L. L., & Bazerman (2010)
5. Framing effect
6. Tversky & Kahneman
7 Prospect theory

چهارچوب منفی و گزینه قطعی را در چهارچوب مثبت انتخاب کنند. تورسکی استدلال کرد که تفاوت در شکل بیان باعث انتخاب‌های متفاوت می‌شود.

این اثر می‌تواند در پیشگیری و مدیریت بحران در حوادث طبیعی و بحران‌ها نقش مؤثری داشته باشد، قالب‌های پیشنهادی رفتاری، برای توجه و ضرورت به مدیریت بحران در هنگام حوادث می‌تواند باعث کاهش آسیب‌های احتمالی گردد.

از طرفی با توجه به سوگیری زیان‌گریزی[1]، افسوس یا ناراحتی از دست دادن بیشتر از لذت به دست آوردن است. ضرری که از پول یا هر چیز ارزشمند دیگری احساس می‌شود، می‌تواند بدتر از به دست آوردن همان چیز باشد (کانمن و تورسکی، ۱۹۷۷). با ادغام این سوگیری با اثر قالب‌بندی می‌توان به سیاست‌های مناسب‌تری در حوزه سیاست گذاری عمومی دست پیدا کرد.

قالب انتفاع و زیان همواره یکی از قالب‌های مرسومی بوده که پژوهشگران برای بسیاری از تحقیقات از آن استفاده کرده‌اند، به‌عنوان مثال، اسپنس و پیجون[2] (۲۰۱۰) قالب انتفاع را به شرح زیر توصیف کردند: «با کاهش تغییرات اقلیمی، ما می‌توانیم از افزایش بیشتر سیل‌های زمستانی در مناطق دریایی و سیل‌های ناگهانی در سراسر اروپا جلوگیری کنیم» و قالب ضرر را به شرح زیر بیان کردند: «بدون کاهش تغییرات اقلیمی، ما شاهد افزایش بیشتر سیلاب‌های زمستانی در مناطق دریایی و سیل‌های ناگهانی در سراسر اروپا خواهیم بود».

مطالعات متعدد نشان داده‌اند که قالب‌بندی می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی بر ادراک ریسک تأثیر بگذارد و محققان دیدگاه‌های متفاوتی را در این زمینه مطرح کرده‌اند (ویست و همکاران[3]، ۲۰۱۵: انگو و همکاران[4]، ۲۰۲۲: هولم[5]، ۲۰۰۸). با توجه به تأثیر چهارچوب انتفاع/ زیان، تحقیقات نتایج متفاوتی را به همراه داشته است. برخی از مطالعات نشان داده‌اند که قالب‌های ضرر در تأثیرگذاری بر رفتار مؤثرتر هستند. به‌عنوان مثال، قالب‌های ضرر نسبت به قالب‌های انتفاع تأثیر مهم‌تری بر ارتقای رفتار بازیافت دارند (پورتینگا و همکاران[6]، ۲۰۱۸). مقایسه ۶۱ مطالعه قالب‌بندی در مورد محیط زیست نشان داد که قالب‌بندی ضرر[7] یا از دست دادن در تأثیرگذاری بر رفتارها و نیات مؤثرتر است (هومر و همکاران[8]، ۲۰۲۱). همچنین، مطالعات نشان داده‌اند که قالب‌بندی ضرر می‌تواند با برانگیختن

1. Loss Aversion
2. Spence & Pidgeon (2010)
3. Wiest et al. (2015)
4. Ngo et al. (2022)
5. Hulme (2008)
6. Poortinga et al. (2018)
7. loss framing
8. Homar et al. (2021)

اضطراب و ترس، اقدام یا عمل[1] را ترویج[2] کند (لی،۲۰۲۰). علاوه بر این، مطالعه‌ای در مورد موضوع واکسیناسیون نوزادان اشاره کرد که قالب‌های ضرر احتمال بیشتری برای ارتقای رفتار و نیات افراد در مواجه با برخی خطرات دارد (گروسی[3]، ۲۰۲۲) که این ممکن است مربوط به زیان‌گریزی افراد باشد (اشاره به تمایل افراد برای جلوگیری و اجتناب از ضرر و زیان در مقابل انتفاع به اندازه مشابه است). در زمینه ترویج رفتار حمایت از محیط زیست نیز مطالعات فراوانی نشان داده‌اند که، قالب ضرری که بر پیامدهای عدم اقدام تاکید می‌کند، قانع‌کننده‌تر از قالب انتفاع است که بر اقدام تاکید می‌کند (دیویس[4]، ۱۹۹۵). بنابراین، ما در اینجا با توجه بررسی ادبیات در زمینه کاربرد اثر قالب‌بندی در مسائل زیست‌محیطی، اولین فرضیه این تحقیق را به شرح زیر پیشنهاد می‌کنیم.

H1: نگرش و تمایل افراد برای مقابله با اثرات تغییرات اقلیمی، در قالب‌بندی ضرر به‌طور قابل‌توجهی بیشتر از قالب انتفاع است.

۳ – ۳. قالب تنزیل هذلولی

سوگیری تنزیل هذلولی که به آن «سوگیری اکنون‌گرایی» نیز می‌گویند، یک سوگیری شناختی است که در آن افراد به جای پاداش‌های بزرگ‌تر و بعدی، پاداش‌های کوچک‌تر و فوری را انتخاب می‌کنند. این موضوع یکی از سنگ بناهای اصلی اقتصاد رفتاری است (اینسلی[5]، ۱۹۹۲).

آزمایش‌های تجربی در علم اقتصاد رفتاری، حاکی از آن است که افراد در رفتار بین دوره‌ای خود به سمت اکنون تورش دارند و به دلیل ناسازگاری زمانی نرخ ترجیح زمانی آن‌ها در طول زمان ثابت نیست. به این معنی که نرخ ترجیح زمانی بین اکنون و یک دوره بعد بسیار بیشتر از نرخ ترجیح بین دو دوره متوالی در آینده است، که این منجر به سوگیری اکنون‌گرایی می‌شود. درواقع، اکنون‌گرایی وقتی اتفاق می‌افتد که خود کنونی ما به‌طور دقیق ترجیحات خود آینده را پیش‌بینی نمی‌کند (کانمن، ۲۰۱۱). کانمن (۱۹۷۹) در این زمینه بیان می‌کند که تصمیم‌گیری بین دوره‌ای انتخاب بین منافعی است که در زمان‌های مختلف اتفاق می‌افتد. ارزش‌های ذهنی لزوما با ارزش‌های عینی برابر نیستند، بلکه شرایط محیطی و تورش‌ها بر این ارزش‌ها اثر می‌گذارند (کانمن، ۱۹۷۹).

یکی از عمده‌ترین چهارچوب‌های تحلیلی در اقتصاد متعارف که تصمیمات بین‌زمانی را صورت‌بندی نمود نظریهٔ مطلوبیت تنزیل‌یافته پل ساموئلسون بود (۱۹۳۷). این چهارچوب تحلیلی به‌طور گسترده‌ای در میان اقتصاددانان مورد قبول واقع شد. وی در مقالهٔ پنج صفحه‌ای خود با عنوان «نوشته‌ای در باب اندازه‌گیری مطلوبیت» تلاش نمود تا مدل تصمیمات بین زمانی فیشر را که محدود به دو دوره بود تعمیم دهد؛ در این مدل ترجیحات بین‌زمانی افراد صورت‌بندی می‌شود (فردریک،

1. action
2. promote
3. Gursoy (2022)
4. Davis (1995)
5. Ainslie (1992)

لوونشتین و دونو[1]، ۲۰۰۲). فرض اساسی این مدل آن است که می‌توان مطلوبیت کل را از مجموع وزنی مطلوبیت‌های لحظه‌ای به‌دست آورد:

$$Ut\ (c_t,\dots, c_T\ ) = \sum_{k=0}^{T-t} \mathrm{D(k)u}(c_{t+K}\ )$$

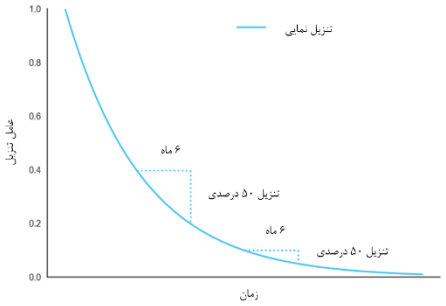
که در آن

$$\mathrm{D(k)}\ = \left(\frac{1}{1\ +\ \rho}\right)^{\mathrm{k}}$$

U_t مطلوبیت کل از منظر دورهٔ جاری یعنی t، T آخرین دوره زندگی، $\mathrm{u}(c_{t+K}\ )$ مطلوبیت لحظه‌ای در دورهٔ k+t، $D(k)$ تابع تنزیل، k مدت زمان تأخیر از زمان حال، ρ نرخ تنزیل لحظه‌ای ترجیحات زمانی. تابع تنزیل معرفی‌شده در این مدل یک تابع نمایی است. چنانچه نرخ رشد تابع تنزیل را حساب کنیم، خواهیم داشت:

$$\frac{\left(\frac{1}{1+\ \rho}\right)^{k} \quad ln\left(\frac{1}{1+\ \rho}\right)}{\left(\frac{1}{1+\ \rho}\right)^{k}} = ln\left(\frac{1}{1+\ \rho}\right)$$

نرخ رشد تابع تنزیل تابعی از مدت زمان تأخیر دریافت کالا (پاداش) معوق از زمان حال یعنی k نیست. این بدان معناست که با تغییر مدت زمان تأخیر دریافت کالای (پاداش) معوق تغییری در ترجیحات فرد بوجود نمی‌آید. به‌عنوان مثال چنانچه فردی دریافت یک سیب را در امروز به دریافت دو سیب در فردا ترجیح دهد، باید دریافت یک سیب در یک سال بعد را به دریافت دو سیب در یک سال به‌علاوهٔ یک روز بعد نیز ترجیح دهد. استروتز[2] این مثال را برای نشان دادن سازگاری زمانی مطرح نمود. و تابع تنزیل نمایی مطابق نمودار (۱) معرفی می‌شود همان‌طور که در نمودار زیر مشخص است، اگر فردی بین ۱۰۰ دلار در حال حاضر و ۵۰ دلار در ۶ ماه بعد بی‌تفاوت است، باید بین ۱۰۰ دلار در ۳ ماه بعد و ۵۰ دلار در ۹ ماه بعد نیز بی‌تفاوت باشد. به‌عبارتی نرخ تنزیل ثابت است.



نمودار ۱: تنزیل نمایی

(منبع: کانمن (۲۰۱۱))

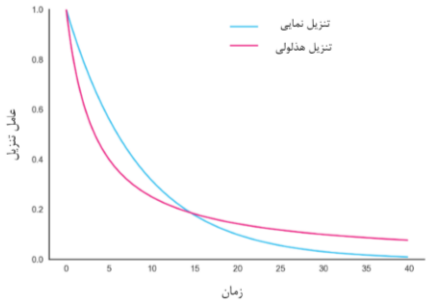
1. Frederick, S., Loewenstein, G., & O'donoghue (2002)
2. Strotz

پژوهش‌های تجربی که براساس مدل مطلوبیت تنزیل یافته صورت گرفتند، نارسایی‌های آن را آشکار نمودند. نخست آنکه پژوهش‌های گسترده‌ای نشان دادند با افزایش مدت زمان تأخیر در دریافت پاداش، نرخ تنزیل کاهش پیدا می‌کند (تالر[1] ۱۹۸۱؛ ردلمیر وهلر[2] ۱۹۹۳؛ پندر[3]، ۱۹۹۶؛ چمپن[4]، ۱۹۹۶) به‌عبارتی نرخ رشد تابع تنزیل باید تابعی از مدت زمان تأخیر دریافت کالا (پاداش) نیز باشد. دومین نارسایی مشاهده‌شده در این پژوهش‌ها مطلوبیت معکوس نام دارد. هنگامی که فردی ۱۰۰۰ تومان امروز را به ۱۱۰۰ تومان فردا ترجیح دهد، اما ۱۱۰۰ تومان یک سال به‌علاوهٔ یک روز بعد را به ۱۰۰۰ تومان یک سال بعد ترجیح دهد، مطلوبیت معکوس[5] رخ داده است. بنابراین رفتارهای مشاهده‌شده در این پژوهش‌ها دارای سازگاری زمانی نبود. پژوهش‌های متنوعی نیز ترجیحات معکوس را در افراد نشان داده‌اند (السترِ[6]، ۱۹۷۹؛ لایبسون[7]، ۱۹۹۷؛ اودونوهه و رابین[8]، ۱۹۹۹). تابع تنزیل‌نمایی به‌کار گرفته‌شده در مدل مطلوبیت تنزیل‌یافته توان تبیین این‌گونه مشاهدات را نداشت. این تابع تنزیل، تنزیل را با نرخ ثابتی انجام می‌دهد، بنابراین با افزایش یا کاهش مدت زمان تأخیر در دریافت پاداش تنزیل همچنان با نرخ ثابتی صورت می‌گیرد.

برای رفع این مشکل مزور[9] (۱۹۸۷) تابع تنزیل پیشنهادی بام و راچلین[10] (۱۹۶۹) را با اضافه نمودن k به مخرج اصلاح نمود و به‌عنوان تابع تنزیلی که نارسایی‌های تابع نمایی را ندارد معرفی نمود. این تابع هذلولی به‌طور گسترده‌ای در پژوهش‌های بعدی مورد استفاده قرار گرفت و برازش بهتری با داده‌های به‌دست آمده از آزمایش‌ها داشت.

بنابراین درحالی‌که یک منحنی نمایی دارای نرخ تنزیل ثابت است، یک منحنی تنزیل هذلولی نرخ تنزیل بالاتری در آینده نزدیک و نرخ تنزیل کمتری در آینده دور دارد.

1. Thaler (1981)
2. Redelmeier & Heller (1993)
3. Pender (1996)
4. Chapman (1996)
5. Reversal Preference
6. Elster (1979)
7. Laibson (1997)
8. O'Donoghue and Rabin (1999)
9. Mazur (1987)
10. Baum & Rachlin (1969)



نمودار ۲: تنزیل نمایی و تنزیل هذلولی

(منبع: کانمن(۲۰۱۱))

فرم تابع هذلولی عبارتست از:

$$\frac{1}{1+k\rho}$$

که در آن ρ نرخ تنزیل k مدت زمان تأخیر در دریافت پاداش از زمان حال است.

همچنین در مباحث روان‌شناسی اقتصادی و اقتصاد رفتاری نیز بیان می‌شود که رفتار ترجیحات زمانی براساس نظریه‌های شناختی جدید (پیترز و همکاران[1]، ۲۰۱۱/ برنز و همکاران[2]، ۲۰۰۷)، تحت تأثیر تعامل پویای فرآیندهای خودکنترلی که مسئول توانایی برای به تأخیر انداختن دریافت پاداش است (فیگنر و همکاران[3]، ۲۰۰۱؛ کالویس و ولکو[4]، ۲۰۰۵؛ حری[5]، ۲۰۱۳؛ ناچ و همکاران[6]، ۲۰۰۷) و بازنمایی ذهنی که اتفاقات (پاداش‌های آینده) را بازنمایی می‌کند (جانسون و همکاران[7]، ۲۰۰۷؛ سلیتو و همکاران[8]، ۲۰۱۰؛ پیترز و بوشل[9]، ۲۰۱۰) قرار دارد. خودکنترلی فرایندی است که فرد از طریق آن رفتارش را در جهت رسیدن به هدفش تغییر می‌دهد (باومایستر و همکاران[10]، ۲۰۰۷). در عمده تصمیمات، به‌خصوص تصمیمات بلندمدت، صبر برای دریافت پاداش توأم با تأخیر، در مقابل جایگزین لذت بخش آن که فوراً در دسترس است، کار دشواری است و این کار مستلزم خودکنترلی است.

1. Peters et al. (2011)
2. Berns et al. (2007)
3. Figner et al. (2001)
4. Kalvis & Volkow (2005)
5. Hare (2013)
6. Knoch et al. (2007)
7. Johnson et al. (2007)
8. Sellitto et al. (2010)
9. Peters & Büchel (2010)
10. Baumeister et al. (2007)

بنابراین برخلاف اقتصاد نئوکلاسیک که نرخ تنزیل زمانی را به‌صورت نمایی در نظر می‌گیرد و فرض می‌کند افراد دچار خطای ناسازگاری زمانی نمی‌شوند، اقتصاد رفتاری فرض واقعی‌تر مبنی بر اینکه انتخاب بین دوره‌ای افراد دچار ناسازگاری زمانی است را در نظر می‌گیرد. برای مدل نمودن این ترجیحات زمانی نمی‌توان از توابع نمایی استفاده نمود و باید از توابع هذلولی استفاده نمود.

تحقیقات بسیاری نشان داده‌اند که عوامل دخیل در تصمیم‌گیری‌های زیست‌محیطی و به‌طور خاص مسئله تغییرات اقلیمی، معمولاً دچار سوگیری ناسازگاری زمانی می‌شوند. آنها معمولاً منافع کمتر، ولی زودتر را بر منافع بیشتر، ولی دیرتر ترجیح می‌دهند. به‌طور کلی سیاست‌گذاری‌ها حساسیت زیادی روی نرخ تنزیل مسائل زیست‌محیطی دارند. با در نظر گرفتن نرخ تنزیل متعارف کلاسیکی، خسارت‌های زیست‌محیطی که در آینده اتفاق خواهند افتاد تأثیر بسیار کمی روی تصمیم‌گیری‌های زمان حال افراد خواهند داشت (پولاسکی و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

همان‌طور که بیان شد، مردم معمولاً تهدیدهای در دسترس و مربوط به زمان فعلی را مرتبط‌تر و فوری‌تر از مشکلات آینده می‌دانند با این‌حال، سیاست‌گذاران اغلب تهدید ناشی از بلاهای طبیعی را به‌عنوان یک خطر آینده به جای فعلی به تصویر می‌کشند (شوم و مارکس[2]، ۲۰۰۹). معمولا افراد بر این باورند که بلایای طبیعی در آینده اتفاق می‌افتد و در حال حاضر کارهای مهم‌تری وجود دارد. بنابراین سیاست‌گذاران باید قالب‌هایی را برای آموزش، پیشگیری و آمادگی افراد در نظر بگیرند که این برداشت را در ذهن افراد تصحیح کند.

ترکیب قالب اکنون در مقابل آینده با قالب انتفاع در مقابل ضرر، می‌تواند تأثیرگذاری بیشتری داشته باشد، در اقتصاد رفتاری بیان می‌شود که مردم تمایل طبیعی به اجتناب از ضرر و زیان دارند تا اینکه به دنبال منتفع شدن باشند. به‌عنوان مثال، اگر مردم معتقد باشند که شیوهٔ زندگی آنها در معرض تهدید قرار گرفته است و عدم اقدام منجر به ضرر و زیان بیشتر می‌شود، ممکن است رفتار مسئولانهٔ زیست‌محیطی را اتخاذ کنند و از تلاش‌های پرهزینه کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای مرتبط با اقلیمی حمایت کنند و از طرفی حال را به آینده ترجیح می‌دهند، پس قالب‌های حاوی اطلاعات حال و ضرر را مهم‌تر در نظر می‌گیرند.

بنابراین، برای جلب‌توجه مخاطب و تشویق به تغییر رفتار، سیاست‌گذارن باید اطلاعات را به‌گونه‌ای ارائه کنند که به جای تمرکز بر سودهای فعلی و آینده، مخاطب را از زیان‌های بالقوه فعلی و آتی مرتبط با انفعال در تغییرات اقلیمی آگاه کند. همچنین بر طبق سوگیری تنزیل هذلولی اگر اطلاعات مربوط به تغییرات اقلیمی بر روی ضرر و زیان‌های فعلی تمرکز کند کارسازتر است، مثلا اگر گفته شود «به جای از دست دادن بیشتر در آینده، اکنون کمتر از دست بدهند»، ممکن است احتمال بیشتری برای ایجاد تغییرات در رفتار خود ایجاد کنند.

با توجه به مطالب بیان‌شده در این بخش فرضیه دوم این پژوهش را به شکل زیر تعریف می‌کنیم:

1. Polasky et al. (2021)

2. Shome & Marx (2009)

H2: نگرش کلی و شدت درک اثرات تغییرات اقلیمی همچنین کارایی شخصی و رفتاری، در قالب‌بندی ضرر و حال به‌طور قابل‌توجهی بیشتر از قالب ضرر و آینده و همچنین انتفاع حال و آینده است.

۳ – ۴. قالب پیام‌های به هم پیوسته (پیام‌های گسترده)

یکی از قالب‌های مناسب در مسئلهٔ تغییرات اقلیمی که شوم و مارکس (۲۰۰۹) پیشنهاد داده‌اند، استفاده از قالب‌های با اطلاعات پیوسته و گسترده است. به این معنا که قالب‌ها باید به‌گونه‌ای باشد که تمام جوانب را در نظر بگیرد و همهٔ افراد خودشان را در مسئلهٔ آمادگی برای مقابله با کاهش خطرات بلایای طبیعی سهیم بدانند. به‌طور مثال، سیاست‌گذارن گاهی اوقات تغییرات اقلیمی را طوری تعریف می‌کنند که گویی فقط یک مشکل زیست‌محیطی است، بنابراین برخی افراد فکر می‌کنند که این مشکلی است که فقط محیط‌بانان باید نگران آن باشند و خودشان نباید هیچ مسئولیت و نگرانی‌ای داشته باشند. اما تغییر اقلیم پدیده‌ای مستقل نیست که فقط بر آب و هوا و اکوسیستم‌ها تأثیر بگذارد، بلکه تغییری است که تقریباً بر هر سیستم انسانی، ازجمله سلامت، اقتصاد و امنیت ملی تأثیر خواهد گذاشت.

از سال ۱۹۶۰ تلاش‌هایی برای برجسته کردن پیامدهای خطرناک عدم اقدام، در یک تصویر ترسناک و فاجعه‌آمیز با ابعاد گسترده برای برانگیختن ادراک عمومی از خطرات زیست‌محیطی صورت گرفته است. به‌عنوان مثال، استیون هاوکینگ[1] در تایمز نوشت که حملات تروریستی تنها صدها نفر را می‌کشد درحالی‌که گرم شدن آب و هوا می‌تواند میلیون‌ها نفر را بکشد (هولم، ۲۰۰۸). در مثالی دیگر، ال گور[2]، معاون رئیس‌جمهورآمریکا، در سخنرانی خود برای دریافت جایزه صلح نوبل در سال ۲۰۰۷، مسئلهٔ تغییرات اقلیمی را «واقعی، رو به رشد، قریب‌الوقوع و جهانی» توصیف کرد و به ماهیت به هم پیوسته تغییرات اقلیمی اشاره کرد. در موضوع ارتباط تغییرات اقلیمی با مسئله امنیت، ژنرال آنتونی سی. زینی[3]، تفنگدار بازنشسته و رئیس سابق فرماندهی مرکزی آمریکا چنین بیان می‌کند که: «ما هزینه این [تغییر اقلیمی] را به هر طریقی پرداخت خواهیم کرد. یا باید امروز برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای هزینه کنیم و به نوعی ضربه اقتصادی بخوریم. یا بعداً بهای آن را از نظر نظامی خواهیم پرداخت. و این شامل جان انسان‌ها نیز می‌شود.» (شوم و مارکس، ۲۰۰۹). به‌طور کلی، هنگامی که در مورد تغییرات اقلیمی صحبت می‌شود، سیاست‌گذارن باید پیام‌های خود را طوری تنظیم کنند که مخاطبان از نظر امنیت ملی نگران آن باشند. به‌عنوان مثال، ارتباط بین تغییرات اقلیمی و درگیری‌های بالقوه بر سر منابع طبیعی، جنگ‌های آب، کمبود مواد غذایی و پناه دادن به پناهندگان را برجسته کنند.

یکی دیگر از قالب‌هایی که می‌تواند پیوستگی مسئله تغییرات اقلیمی را نشان دهد، چهارچوب سلامت انسان است. افراد ممکن است، تغییرات اقلیمی را به‌عنوان تهدیدی برای سلامت انسان درک نکنند، چه در حال حاضر و چه در آینده. برخی از پیامدهای بهداشتی مرتبط با تغییرات اقلیمی نسبتاً به‌خوبی شناخته شده است (به‌عنوان مثال، افزایش احتمال گرمازدگی)، درحالی‌که برخی دیگر کمتر آشکار هستند (مانند افزایش سریع نرخ آسم و بیماری‌های تنفسی). جلب آگاهی نسبت به ارتباط

1. Stephen Hawking
2. Al Gore
3. Gen. Anthony C. Zinni

بین تغییرات اقلیم و سلامت انسان ممکن است روشی مؤثر برای افزایش نگرانی عمومی در مورد تغییرات اقلیمی‌باشد.

بر این اساس، بیان می‌کنیم که گسترش پیام‌های سیاست‌گذارن به چهارچوب‌هایی مانند امنیت ملی، سلامت انسان و اقتصاد، تمایل افراد را برای مشارکت در کاهش اثرات تغییرات اقلیمی را افزایش دهد و ما فرضیه زیر را پیشنهاد می‌کنیم.

H3: استفاده از قالب‌های که تغییرات اقلیمی را پدیده‌ای گسترده و مرتبط با همهٔ ابعاد زندگی انسان‌ها نشان می‌دهد، در نگرش کلی و شدت درک اثرات تغییرات اقلیمی همچنین کارایی شخصی و رفتاری افراد مؤثر است.

۴. روش پژوهش

در این پژوهش براساس آموزه‌های اقتصاد رفتاری، از روش نیمه‌آزمایشی[۱] با دو دسته گروه آزمایش و کنترل، برای آزمون فرضیه‌ها و پاسخ به سؤالات استفاده شد. به این منظور اطلاعات مورد نظر به صورت میدانی و از طریق پرسش‌نامه جمع‌آوری شد.

در تحقیقات تجربی و آزمایشی، محقق به منظور کشف روابط علت و معلولی، یک یا چند گروه را به‌عنوان «گروه آزمایش» تحت شرایط خاص قرار می‌دهد و نتایج حاصل را با نتایج حاصل از یک یا چند گروه به نام «گروه کنترل،گواه یا شاهد» که تحت این شرایط نبوده‌اند، مقایسه می‌کند. گروه‌های آزمایش و کنترل باید چه از نظر تعداد و چه از نظر خصوصیاتی مانند سن، طبقه اجتماعی، میزان سود، میزان هوش و غیره مشابه انتخاب شوند. در برخی آزمایش‌ها محیط و شرایط آزمایشی در فضای ذهنی افراد ساخته می‌شود و در فضای ذهنی افراد مداخلات در تصمیم‌گیری اتفاق می‌افتد.

تحقیقات نیمه تجربی یا نیمه‌آزمایشی نیز نوعی از تحقیقات آزمایشی است که معمولا در شرایط واقعی و حقیقی اجتماعی به‌کار می‌روند. در این شرایط و موقعیت‌ها، امکان کنترل تمامی متغیرها وجود ندارد. محقق سعی می‌کند که تا حد امکان استثناها، محدودیت‌ها و عوامل غیرقابل کنترل در تحقیق را شناسایی کرده و آن‌ها را مورد ارزشیابی قرار دهد. طرح تحقیق نیمه آزمایشی معمولا در شرایطی به‌کار برده می‌شود که امکان کنترل تمام متغیرهای مربوط در مطالعه وجود ندارد. در این روش محقق با آگاهی از تمام محدودیت‌ها سعی دارد آن را به تحقیق آزمایشی نزدیک کند (گریبنز[۲]،۱۹۹۷).

۴ – ۱. جامعه و حجم نمونه

ابتدا پرسش‌نامه‌هایی با اطلاعاتی که شامل قالب‌های متفاوتی بود، طراحی و در پلتفرم‌های تلگرام، واتساپ و اینستاگرام توزیع شد.

جامعهٔ آماری افرادی بودند که در مقطع زمانی انجام آزمایش (بهار سال ۱۴۰۲) دسترسی به این پلتفرم‌ها داشتند و در گروه‌های مجازی پلتفرم‌های ذکرشده و مخصوص بزرگسالان (۲۰ تا ۴۵ سال) عضو بوده‌اند. نمونه آماری مورد نظر متشکل از ۶۰۰ نفر بوده‌اند که در قالب ۶ گروه ۱۰۰ نفره و در شبکه‌های مجازی حضور داشته‌اند. برای تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران با جامعه محدود استفاده

---

۱. به این روش، به دلیل عدم‌کنترل همه عوامل مهم و تاثیرگذار در تحقیق، نیمه‌آزمایشی (Semi-experimental) گفته می‌شود.

2. Gribbons

شد. همچنین در این تحقیق از روش نمونه‌گیری تصادفی استفاده شده است. برای سنجش میزان پایایی پرسش‌نامه بعد از جمع‌آوری اطلاعات آن از تحلیل آلفای کرونباخ بین سؤالات پرسش‌نامه استفاده شد هرچه شاخص آلفای کرونباخ به یک نزدیک‌تر باشد همبستگی درونی بین سؤالات پرسش‌نامه بیشتر و در نتیجه پرسش‌ها همگن‌تر خواهند بود. غالبا آلفای کرونباخ بالای ۰/۷ مطلوب تلقی می‌شود.

جدول ۱: پایایی پرسش‌نامه

	تعداد نمونه	آلفای کرونباخ سؤالات اولیه	آلفای کرونباخ سؤالات ثانویه
قالب پیوستگی	۱۰۰	۰/۸۹۴	۰/۹۰۶
قالب انتفاع- آینده	۱۰۰	۰/۸۷۱	۰/۸۵۸
قالب انتفاع- حال	۱۰۰	۰/۹۱۷	۰/۷۵۷
قالب ضرر آینده	۱۰۰	۰/۷۴۲	۰/۹۳۹
قالب ضرر حال	۱۰۰	۰/۹۳۷	۰/۸۵۶
قالب کنترل	۱۰۰	-	۰/۹۳۳

(منبع: یافته‌های پژوهش)

برای سنجش روایی پرسش‌نامه، پرسش‌نامه موردنظر تنظیم و در اختیار تعدادی از استادان و صاحب‌نظران قرار گرفت و پس از استخراج نظراتشان، اصلاح نهایی صورت گرفت.

۴ - ۲. اطلاعات جمعیت‌شناختی

همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود شرکت‌کنندگان در فاصله سنی ۲۰ الی ۴۵ سال قرار دارند و سطح تحصیلات آن‌ها در چهار دسته فوق‌دیپلم و کمتر، لیسانس، فوق‌لیسانس و دکتری تقسیم‌بندی شده است. همچنین شرکت‌کنندگان در ۷ دسته بیکار، کارمند بخش دولتی، کارمند بخش خصوصی، آزاد، دانشجو، کارگر و خانه‌دار قرار گرفته‌اند.

جدول ۲: اطلاعات جمعیت شناختی

	سطح متغیر	درصد (٪)
جنسیت	مونث	۴۵ درصد
	مذکر	۵۵ درصد
سن	۲۰- ۲۵ سال	۱۴/۵ درصد
	۲۵- ۳۰ سال	۲۲/۲ درصد
	۳۰- ۳۵ سال	۲۴ درصد
	۳۵- ۴۰ سال	۳۷/۳ درصد
	۴۰- ۴۵ سال	۲ درصد
تحصیلات	فوق‌دیپلم و کمتر	۱۵/۲ درصد
	لیسانس	۳۲/۵ درصد
	فوق‌لیسانس	۳۸/۷ درصد
	دکتری	۱۳/۶ درصد
شغل	بیکار	۱/۷ درصد
	کارمند بخش دولتی	۲۱/۵ درصد
	کارمند بخش خصوصی	۱۷/۳ درصد
	آزاد	۱۲/۷ درصد
	دانشجو	۳۸ درصد
	کارگر	۰/۸ درصد
	خانه‌دار	۸ درصد

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۴ - ۳. طراحی آزمایش

در این مطالعه از یک آزمایش اقتصادی برای بررسی نگرش‌ها و تغییر رفتار در مورد تغییرات اقلیمی و تأثیر قالب‌های مختلف در نگرش و رفتار افراد در کاهش اثرات تغییرات اقلیمی استفاده شده است.

جزئیات فرآیند آزمایش به شرح زیر بود: شرکت‌کنندگان شش گزینه که هر گزینه پرسش‌نامه‌ای متفاوت بود (پنج گزینه مربوط به سنجش قالب‌ها و یک گزینه مربوط به گروه کنترل) را در پلتفرم‌های شبکه‌های مجازی خود دریافت کردند و به دلخواه یک گزینه را انتخاب کردند، پنج گزینه مربوط به پنج قالب (انتفاع حال، ضرر - حال، انتفاع - آینده، ضرر - آینده و قالب اطلاعات پیوسته و گسترده) بود. آن‌ها در هر گزینه موظف شدند ابتدا تعدادی پرسش دربارهٔ نگرش و تمایلشان در مورد کاهش اثرات تغییرات اقلیمی را پاسخ دهند، سپس متنی را تحت قالب انتفاع - آینده یا حال، قالب زیان آینده یا حال و قالب اطلاعات پیوسته و گسترده مطالعه کنند، در انتها نیز پرسش‌هایی از جنس پرسش‌های اولیه برای اندازه‌گیری تأثیر قالب‌های مختلف پرسیده شد و نگرش کلی و شدت درک اثرات تغییرات اقلیمی و همچنین کارایی شخصی و رفتاری آن‌ها مورد سنجش قرار گرفت.

پرسش‌نامهٔ استفاده‌شده در این تحقیق از نوع پرسش‌نامه محقق‌ساخته بوده و سؤالات پرسش‌نامه با توجه به مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام‌شده در قالب پنج شاخص (اجتماعی، اقتصادی، امنیتی، سلامتی و اقلیمی) مورد سنجش قرار گرفته است. درواقع هر شاخص شامل چند پرسش می‌شود و میانگین امتیازات این پرسش‌ها از طریق نرم‌افزار SPSS محاسبه و امتیاز شاخص مورد نظر را تشکیل داده است.

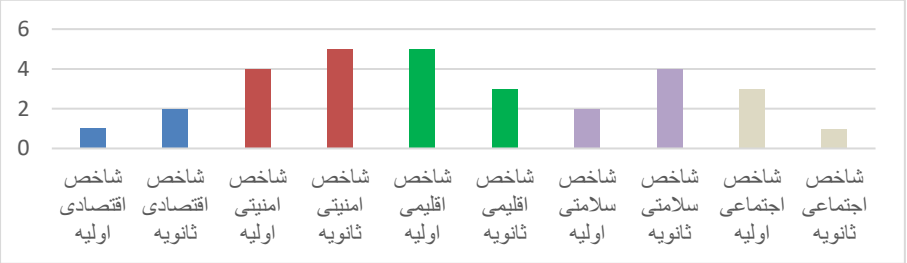
در این تحقیق یک گروه نیز به‌عنوان گروه کنترل در نظر گرفته شد که تحت تأثیر هیچ‌گونه قالبی نبودند و تنها پرسش‌نامه‌ای را در یافت نمودند که نگرش کلی و تمایل آن‌ها به کاهش اثرات تغییرات اقلیمی سنجیده شود.

۵. نتایج آزمایش

۵ - ۱. قالب پیوستگی

نتایج استخراج‌شده از پرسش‌نامه نشان داد که پاسخ‌دهندگان در پاسخ به اینکه کدام موضوعات در ایران بیشتر مورد توجه است و حل آن اولویت دارد. بیشترین اهمیت و امتیاز را معطوف به شاخص اقتصادی دانسته‌اند و کمترین اهمیت را برای شاخص اقلیمی در نظرگرفته‌اند.

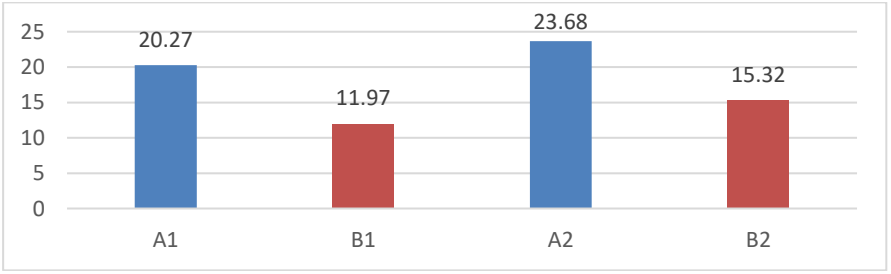
در ادامه مطالبی تحت عنوان قالب پیوستگی در اختیار پاسخ‌دهندگان قرار گرفت و مجدداً سؤالاتی مشابه سؤالات اولیه از آن‌ها پرسیده شد. از شرکت‌کنندگان پرسیده شد که کدام‌یک از موارد زیر مشکلات جدی‌تری برای کشور ایران محسوب می‌شود؟ نمودار شماره (۳) رتبه‌بندی اولویت‌های شرکت‌کنندگان از یک تا پنج را نشان می‌دهد و همان‌طور که مشاهده می‌شود شرکت‌کنندگان بعد از مطالعهٔ قالب پیوستگی به شاخص اقلیمی امتیاز بالاتری نسبت به قبل از مطالعه قالب مورد نظر داده‌اند و از رتبه ۵ به رتبه ۳ رسیده است که این حاکی از تأثیرگذاری این قالب بر روی نگرش افراد بوده است.



نمودار ۳: اولویت‌بندی شاخص‌ها قبل و بعد از ارائهٔ قالب پیوستگی

همچنین شرکت‌کنندگان در سؤالی دیگر، به‌طور میانگین امتیاز ۷/۳۳ را در پاسخ به پرسشِ «تغییرات اقلیمی چقدر سلامتی و ایمنی شخصی شما را تهدید می‌کند؟» در نظر گرفته‌اند (افراد می‌توانستند از یک تا ۱۰ امتیاز بدهند). بنابراین شاهد تأثیر این قالب در اولویت‌بندی افراد در مسئلهٔ تغییرات اقلیمی بوده‌ایم.

در قسمت تحلیل سؤالات چهار گزینه‌ای پرسش‌نامه، ابتدا سؤالات به دو گروه متغیر نگرشی[1] و متغیر رفتاری[2] تقسیم‌بندی شده‌اند، امتیازات به دست آمده در هر بخش در نمودار شمار (۴) آمده است.



نمودار ۴: متغیر نگرشی و متغیر رفتاری قبل و بعد از ارائه قالب پیوستگی

متغیرهای نگرشی و رفتاری اولیه (A1 و B1) پاسخگویی افراد و امتیاز این متغیرها را قبل از مطالعه مطالب مربوط به قالب پیوستگی نشان می‌دهد و متغیرهای نگرشی و رفتاری ثانویه (A2 و B2) نشان‌دهنده امتیاز به این متغیرها بعد از مطالعه مطالب مربوط به قالب پیوستگی می‌باشد. همان‌طور که در نمودار مشاهده می‌شود متغیرهای نگرشی و رفتاری ثانویه از امتیاز بالاتری برخوردار هستند که این مطلب نشان‌دهنده تأثیر مطالب ارائه شده در قالب پیوستگی است.

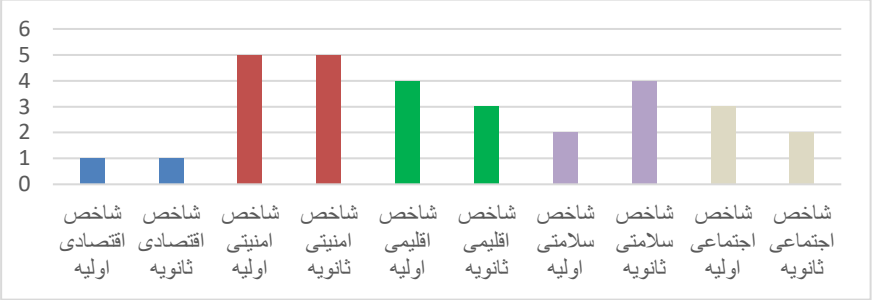
به طور کلی در قسمت قالب پیوستگی، با توجه به تحلیل پیش آزمون و بعد آزمون شاهد تأثیرگذاری این قالب در متغیرهای بینشی و رفتاری هستیم.

1. Attitudinal variable
2. Behavioral variable

۵ - ۲. قالب انتفاع – آینده

در پرسش‌نامه مربوط به قالب انتفاع - آینده نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌کنندگان در این آزمایش در پاسخ به این که، کدام موضوعات در ایران بیشتر مورد توجه است و حل آن اولویت دارد؟. شاخص اقتصادی را دارای بالاترین امتیاز دانسته‌اند و یکی از کمترین امتیازها را به موضوع شاخص اقلیمی نسبت داده‌اند.

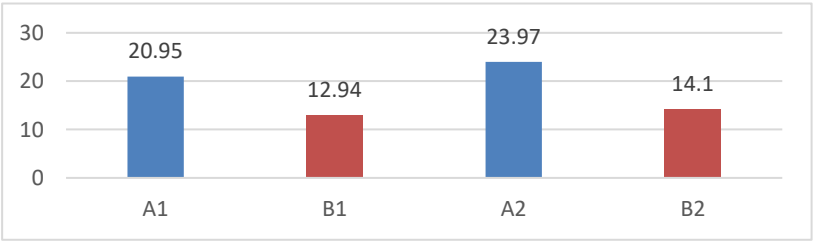
سپس مطالبی تحت قالب انتفاع - آینده در اختیار شرکت‌کنندگان قرار گرفت و مجددا سؤالاتی مشابه سؤالات اولیه پرسیده شد، نتایج به دست آمده (در نمودار ۵) بیانگر این موضوع است که پاسخ‌دهندگان، شاخص اقتصادی را به‌عنوان اولویت اول برمی‌گزینند، همچنین شاخص اقلیمی در جایگاه سوم اهمیت افراد قرار می‌گیرد. در این قالب شاخص اقلیمی دارای اهمیت زیادی برای افراد نبوده است.



نمودار ۵: اولویت‌بندی شاخص‌ها قبل و بعد از ارائهٔ قالب انتفاع- آینده

همچنین شرکت‌کنندگان امتیاز ۷/۰۵ را در پاسخ به پرسش «تغییرات اقلیمی چقدر سلامتی و ایمنی شخصی شما را تهدید می‌کند؟» در نظر گرفته‌اند. این امتیاز یکی از پایین‌ترین امتیازها در بین قالب‌های ارائه‌شده بوده است که حاکی از اهمیت پایین موضوع تغییرات اقلیمی برای این گروه بوده است.

همان‌طور که در قسمت‌های قبل اشاره شد در تحلیل سؤالات چهار گزینه‌ای پرسش‌نامه سؤالات به دو گروه متغیر نگرشی و متغیر رفتاری تقسیم‌بندی شده‌اند، امتیازات به‌دست آمده در هر بخش در نمودار (۶) آمده است.



نمودار ۶: متغیر نگرشی و متغیر رفتاری قبل و بعد از ارائه قالب انتفاع- آینده

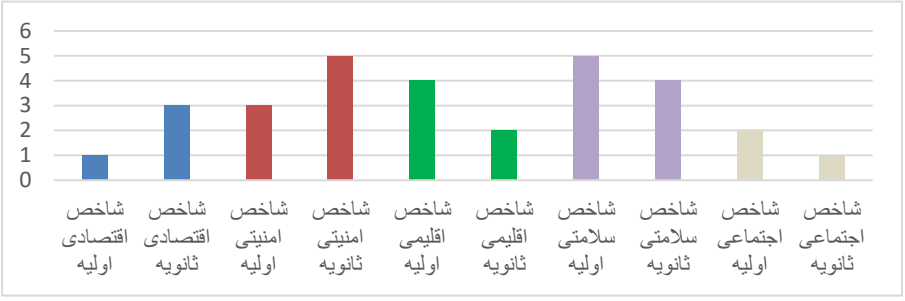
متغیرهای A1 و B1 پاسخگویی افراد و امتیاز این متغیرها را قبل از مطالعه مطالب مربوط به قالب انتفاع - آینده نشان می‌دهد و متغیرهای A2 و B2 نشان‌دهنده امتیاز به این متغیرها بعد از مطالعه مطالب مربوط به قالب انتفاع - آینده می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیرهای A2

و B2 از امتیاز بالاتری برخوردار هستند که این مطلب نشان‌دهنده تأثیر مطالب ارائه شده در قالب انتفاع - آینده است. در قالب انتفاع - آینده به‌طور کلی شاهد تأثیر قالب مورد نظر می‌باشیم، ولی این تأثیر نسبت به دیگر قالب‌ها کمتر بوده است.

۵ - ۳. قالب انتفاع – حال

در قسمت قالب انتفاع - حال پاسخ‌دهندگان به این مسئله که کدام موضوعات در ایران بیشتر مورد توجه است و حل آن اولویت دارد؟. شاخص اقتصادی و سپس شاخص اجتماعی را به‌عنوان مهم‌ترین موضوع دانسته‌اند و شاخص اقلیمی نسبت به سایر موضوعات اهمیت کمتری داشته است.

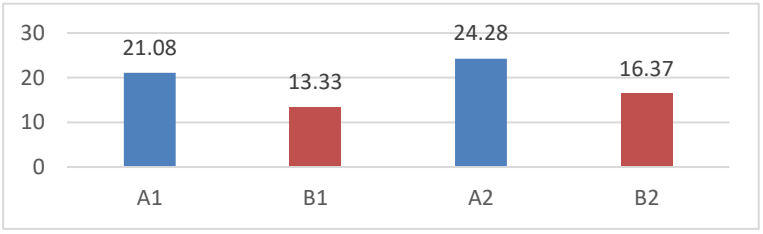
همان‌طور که در نمودار (۷) آمده است، شرکت‌کنندگان پس از مطالعه مطالبی تحت قالب انتفاع - حال، مسائل مربوط به شاخص اجتماعی را به‌عنوان مشکلات جدی کشور برمی‌گزینند همچنین شاخص اقلیمی در جایگاه بالاتری نسبت به حالت اولیه قرار گرفت که بیانگر تأثیرگذاری این قالب می‌باشد.



نمودار ۷: اولویت‌بندی شاخص‌ها قبل و بعد از ارائه قالب انتفاع – حال

همچنین شرکت‌کنندگان امتیاز ۷/۰۸ را در پاسخ به پرسشِ «تغییرات اقلیمی چقدر سلامتی و ایمنی شخصی شما را تهدید می‌کند؟» در نظر گرفته‌اند. این امتیاز نسبت به قالب انتفاع - آینده امتیاز بالاتری است، اما به‌طور کلی و نسبت به دیگر قالب‌ها امتیاز پایینی محسوب می‌شود.

امتیازات به‌دست آمده قبل و بعد از استفاده از قالب در قسمت پرسش‌های نگرشی و رفتاری نیز در نمودار (۸) آمده است.



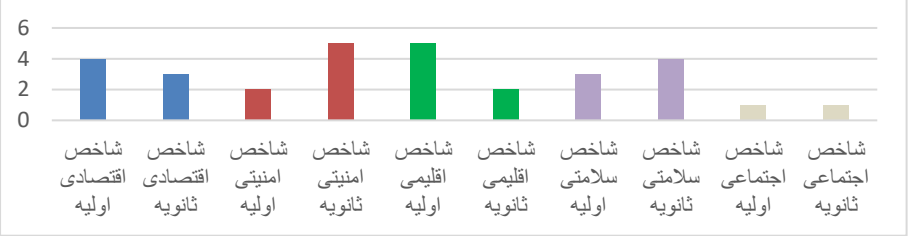
نمودار ۸: متغیر نگرشی و متغیر رفتاری قبل و بعد از ارائهٔ قالب انتفاع- حال

همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیرهای نگرشی و رفتاری ثانویه از امتیاز بالاتری برخوردار هستند که این مطلب نشان‌دهنده تأثیر مطالب ارائه‌شده در قالب انتفاع – حال است.

۵ - ۴. قالب ضرر آینده

در پاسخگویی به قالب ضرر آینده نتایج حاکی از آن است که شرکت‌کنندگان در این آزمایش اهمیت ویژه‌ای را برای مسائل مربوط به شاخص اجتماعی و سپس شاخص امنیتی درنظر گرفته‌اند و حل آن در اولویت قرار داده‌اند و کم اهمیت‌ترین موضوع را مسائل مربوط به شاخص اقلیمی دانسته‌اند.

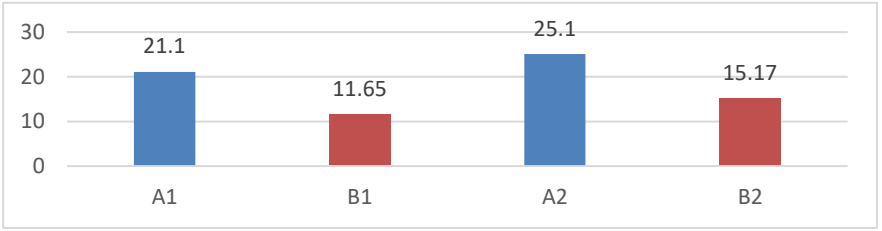
در ادامه با مطالعه مطالب مربوط به قالب ضرر آینده، طبق نمودار (۹) پاسخ‌دهندگان همواره اهمیت بالایی را برای شاخص اجتماعی در نظر می‌گیرند، اما شاخص اقلیمی در جایگاه دوم قرار گرفته و از نظر ایشان دارای اهمیت بالاتری نسبت به قبل از مطالعه مطالب قالب بوده است.



نمودار ۹: اولویت‌بندی شاخص‌ها قبل و بعد از ارائه قالب ضرر آینده

همچنین شرکت‌کنندگان امتیاز ۷/۶۶ را در پاسخ به پرسشِ «تغییرات اقلیمی چقدر سلامتی و ایمنی شخصی شما را تهدید می‌کند؟»، در نظر گرفته‌اند. این قالب بعد از قالب ضرر- حال بیشترین امتیاز را در بین قالب‌ها دارد که نشانگر اهمیت بالای این قالب می‌باشد.

در ادامه همان‌طور که مطرح گردید دو گروه متغیر نگرشی و متغیر رفتاری تعریف گردیده است، امتیازات به‌دست آمده در هر بخش در نمودار (۱۰) آمده است.



نمودار ۱۰: متغیر نگرشی و متغیر رفتاری قبل و بعد از ارائه قالب ضرر آینده

همان‌طور که در نمودار (۱۰) مشاهده می‌شود متغیرهایA2 و B2 از امتیاز بالاتری برخوردار هستند که این مطلب نشان‌دهنده تأثیر مطالب ارائه شده در قالب ضرر آینده است.

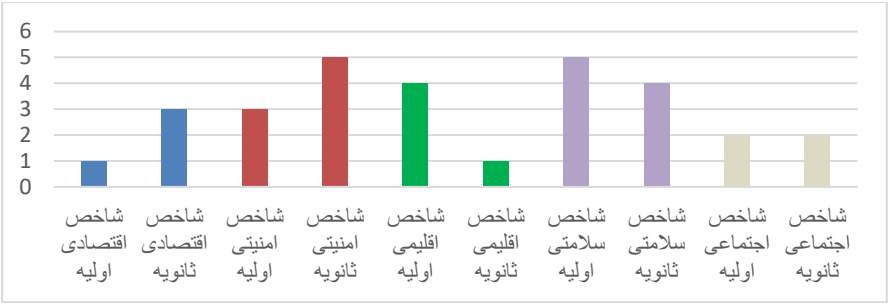
به طور کلی حساسیت در قالب ضرر بیشتر از سایر قالب‌ها بوده است و تغییر متغییرهای نگرشی و رفتاری چشم‌گیر است.

۵ - ۵. قالب ضرر حال

نتایج پرسش‌نامه قالب ضرر حال نشان‌دهنده این موضوع است که شرکت‌کنندگان در پاسخ به پرسش، کدام موضوعات در ایران بیشتر مورد توجه است و حل آن اولویت دارد؟. بیشترین توجه و اهمیت را

معطوف به شاخص اقتصادی و سپس شاخص اجتماعی دانسته‌اند و موضوع شاخص اقلیمی از اهمیت کمتری برخوردار است.

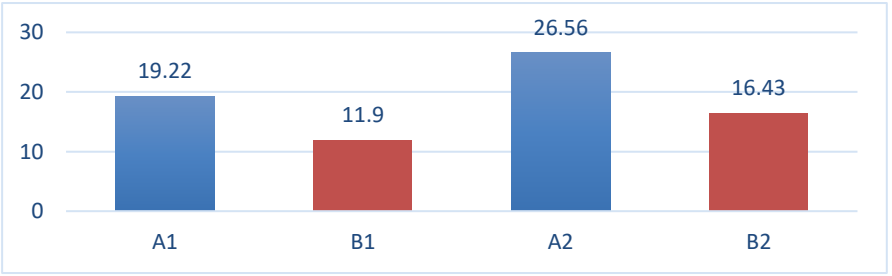
در ادامه روند پاسخگویی به پرسش‌نامه مطالبی تحت عنوان قالب ضرر حال در اختیار پاسخ‌دهندگان قرار گرفت و مجددا سؤالات مشابه سؤالات اولیه از آن‌ها پرسیده شد که نتایجی بدین شرح را به همراه داشت: شرکت‌کنندگان شاخص اقلیمی را دارای اهمیت ویژه‌ای دانستند و شاخص اجتماعی و اقتصادی در جایگاه بعدی قرار گرفتند (مطابق با نمودار ۱۱). این موضع نشان‌دهنده اهمیت زیاد شاخص اقلیمی در این نوع قالب‌بندی است.



نمودار ۱۱: اولویت‌بندی شاخص‌ها قبل و بعد از ارائه قالب ضرر حال

همچنین شرکت‌کنندگان بعد از مطالعهٔ مطالب مرتبط با قالب ضرر حال امتیاز ۸/۶ را در پاسخ به پرسش؛ تغییرات اقلیمی چقدر سلامتی و ایمنی شخصی شما را تهدید می‌کند؟، در نظر گرفته‌اند. این امتیاز بالاترین امتیاز در بین قالب‌های مورد بررسی در این مقاله است.

در تحلیل سؤالات چهار گزینه‌ای پرسش‌نامه (سؤالات مربوط به متغیر نگرشی و رفتاری) امتیازات به‌دست آمده در هر بخش به شرح زیر است (نمودار ۱۲).



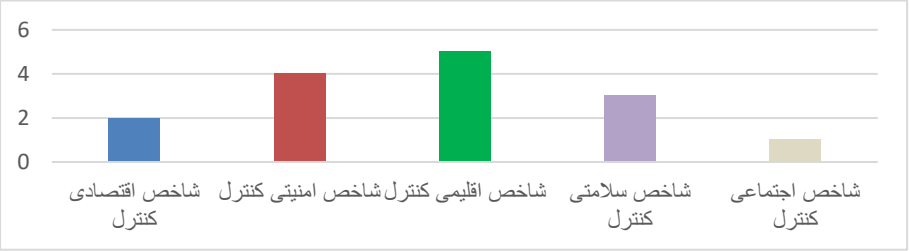
نمودار ۱۲: متغیر نگرشی و متغیر رفتاری قبل و بعد از ارائه قالب ضرر حال

همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیرهای A2 و B2 از امتیاز بالاتری برخوردار هستند که این مطلب نشان‌دهنده تأثیر مطالب ارائه‌شده در قالب ضرر حال است.

تأثیر قالب ضرر- حال در بین تمام قالب‌های ارائه شده مشهود بوده و بیانگر اهمیت ویژه این نوع قالب‌بندی در مسائل زیست محیطی و اقلیمی است.

۵ - ۶. قالب کنترل

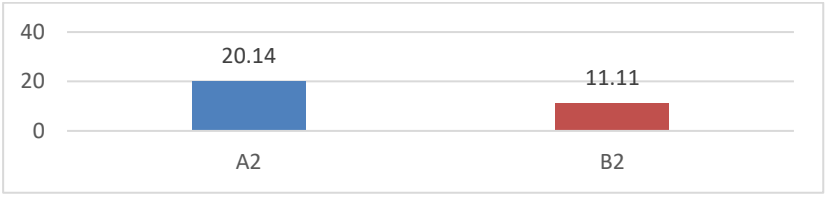
در گروه کنترل فقط سؤالات مرحله دوم در اختیار شرکت‌کنندگان در آزمایش قرار داده، در سایر گروه‌ها ابتدا افراد مطالبی را مرتبط با قالب مورد نظر مطالعه می‌کردند و سپس این سؤالات در اختیار پاسخ‌دهندگان قرار می‌گرفت اما در قالب کنترل افراد بدون هیچ زمینه‌ای مستقیما به این سؤالات پاسخ می‌دهند. نتایج به دست آمده بدین شرح است. در سؤال اول از شرکت‌کنندگان پرسیده شد که کدام یک از موارد زیر مشکلات جدی‌تری برای کشور ایران محسوب می‌شود؟ در پاسخ به این پرسش شرکت‌کنندگان ابتدا شاخص اجتماعی و سپس شاخص اقتصادی را دارای اهمیت دانسته و شاخص اقلیمی در جایگاه پنجم قرار دارد (طبق نمودار ۱۳).



نمودار ۱۳: اولویت‌بندی شاخص‌ها در قالب کنترل

همچنین شرکت‌کنندگان امتیاز ۴/۹۴ را در پاسخ به پرسش؛ تغییرات اقلیمی چقدر سلامتی و ایمنی شخصی شما را تهدید می‌کند؟، در نظر گرفته‌اند (کمترین امتیاز بین تمام قالب‌ها).

در ادامه نیز میانگین امتیازی که به دو گروه متغیر نگرشی و متغیر رفتاری داده می‌شود در نمودار (۱۴) آمده است.



نمودار ۱۴: متغیر نگرشی و متغیر رفتاری قالب کنترل

متغیرهای نگرشی و رفتاری ثانویه A2 و B2 نشان‌دهنده امتیاز به این متغیرها می‌باشد. که همان‌طور که در نمودار (۱۴) مشاهده می‌شود متغیرهای A2 و B2 از امتیاز مشابه امتیازات متغیرهای نگرشی و رفتاری اولیه در سایر قالب‌ها برخوردار هستند.

۵ - ۷. مقایسه قالب‌ها

در قسمت قبل به بررسی هر گروه از پرسش‌نامه‌ها پرداختیم. همان‌طور که در آنجا نیز بیان شد پاسخ‌دهندگان در پاسخگویی به سؤالات ابتدایی پرسش‌نامه، اهمیت کمتری را برای مشکلاتی که ناشی از تغییرات اقلیمی است، قائل می‌شوند و امتیاز بالاتری را برای مسائلی نظیر شرایط اقتصادی، فقر و ... در نظر می‌گرفتند. اما بعد از مطالعهٔ مطالب مربوط به هر قالب در روند پاسخگویی خود

تغییراتی را ایجاد می‌کنند. نتایج حاکی از آن است که این تغییرات بعد از مطالعه مطالب مرتبط با قالب ضرر چشمگیرتر بوده است و در ترجیح بین زمان حال و آینده، زمان حال ارجحیت دارد. بدینگونه بیشترین تغییرات در قالب ضرر حال دیده می‌شود.

افرادی که پرسش‌نامه مربوط به قالب ضرر حال را تکمیل نموده‌اند در قسمت سؤالات ابتدایی همانند دیگر افراد پاسخگو به سایر قالب‌ها رفتار نموده‌اند. اما بعد از مطالعه مطالب مربوط به قالب ضرر حال، نقش بسزایی برای سؤالات مربوط به تغییرات اقلیمی قائل شده‌اند. در جدول زیر به صورت مختصر جایگاه اولیه و ثانویه هر یک از شاخص‌ها در هر کدام از قالب‌ها اشاره گردیده است.

جدول ۳: اولویت‌بندی شاخص‌ها قبل و بعد از ارائه قالب‌ها

	قالب کنترل	قالب پیوستگی		قالب انتفاع-آینده		قالب انتفاع-حال		قالب ضرر-آینده		قالب ضرر-حال	
		اولیه	ثانویه	اولیه	ثانویه	اولیه	ثانویه	اولیه	ثانویه	اولیه	ثانویه
شاخص اقتصادی	دوم	اول	دوم	اول	اول	اول	سوم	چهارم	سوم	اول	سوم
شاخص امنیتی	چهارم	چهارم	پنجم	پنجم	پنجم	سوم	پنجم	دوم	پنجم	سوم	پنجم
شاخص سلامتی	سوم	دوم	چهارم	دوم	چهارم	پنجم	چهارم	سوم	چهارم	پنجم	چهارم
شاخص اجتماعی	اول	سوم	اول	سوم	دوم	دوم	اول	اول	اول	دوم	دوم
شاخص اقلیمی	پنجم	پنجم	سوم	چهارم	سوم	چهارم	دوم	پنجم	دوم	چهارم	اول

(منبع: یافته‌های تحقیق)

همچنین این تغییرات در قسمت پاسخگویی به سؤالات چهار گزینه‌ای مشهود است. در قالب ضرر حال میانگین امتیازات مربوط به متغیر نگرشی و متغیر رفتاری قبل از مطالعه مطالب قالب ضرر حال ۱۹/۲۲ و ۱۱/۹ بوده است که بعد از در اختیار داشتن مطالب مربوط به این قالب این امتیازات به ۲۶,۵۶ و ۱۶,۴۳ رسیده و بیشترین افزایش را نسبت به دیگر قالب‌ها داشته است. در ادامه به صورت مختصر در هر یک از قالب‌ها متغیر نگرشی و متغیر رفتاری اولیه و ثانویه بیان می‌گردد.

جدول ۴: امتیازات متغیر نگرشی و متغیر رفتاری قبل و بعد از ارائه قالب‌ها

قالب	متغیر نگرشی		متغیر رفتاری	
	اولیه	ثانویه	اولیه	ثانویه
پیوستگی	۲۰/۲۷	۲۳/۶۸	۱۱/۹۷	۱۵/۳۲
انتفاع - آینده	۲۰/۹۵	۲۳/۹۷	۱۲/۹۴	۱۴/۱
انتفاع - حال	۲۱/۰۸	۲۴/۲۸	۱۳/۳۳	۱۶/۳۷
ضرر- آینده	۲۱/۱	۲۵/۱	۱۱/۶۵	۱۵/۱۷
ضرر- حال	۱۹/۲۲	۲۶/۵۶	۱۱/۹	۱۶/۴۳
کنترل	-	۲۰/۱۴	-	۱۱/۱۱

(منبع: یافته‌های تحقیق)

علاوه بر این، افراد در پاسخ به پرسش تغییرات اقلیمی چقدر سلامتی و ایمنی شخصی شما را تهدید می‌کند؟. امتیاز ۸/۶ را برای قالب زیان - حال در نظر گرفته‌اند و امتیاز این سؤال در قالب پیوستگی، انتفاع آینده، انتفاع حال و ضرر آینده به ترتیب ۷/۳۳، ۷/۰۵، ۷/۰۸ و ۷/۶۶ می‌باشد.

نکته قابل‌توجه اینکه زمانی که به افراد مطالبی در قالب ضرر داده می‌شود تأثیر بیشتری را نسبت به قالب انتفاع در بر دارد همچنین در بین زمان حال و زمان آینده، شرکت‌کنندگان زمان حال را به زمان آینده ترجیح می‌دهند.

در ادامه برای راستی آزمایی نتایج پژوهش از یک قالب کنترل نیز استفاده شد. بدین منظور که زمانی که به افراد مطالب مربوط به قالب‌ها داده نشود و تنها از آنها خواسته شود که به سؤالات مرحله دوم پاسخ دهند. پاسخگویی آنها شبیه به پاسخ‌های سایر گروه‌ها به سؤالات مرحله اول و قبل از خواندن مطالب مرتبط با هر قالب است و این امر نشان‌دهندهٔ تأثیر مطالب ارائه‌شده است.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله از طریق یک پرسش‌نامه تجربی به بررسی تأثیر اثر قالب‌بندی بر نگرش و تمایل به شرکت در سیاست‌های کاهش اثرات تغییرات اقلیمی پرداخت. در این راستا فرضیات این پژوهش با توجه به ادبیات اقتصاد رفتاری و علوم شناختی و مطالعات قبلی در زمینه مسائل زیست محیطی استخراج شد. بررسی مطالعات قبلی اثرات قالب‌بندی در زمینه محیط زیستی، نشان داده است که قالب‌بندی «از دست دادن» در افراد مؤثرتر است (هومر و همکاران، ۲۰۲۱: چی و همکاران، ۲۰۲۲). نتایج این پژوهش نیز با این یافته‌ها سازگار است، و نشان می‌دهد که افراد نسبت به قالب‌بندی از دست دادن حساسیت بیشتری دارند (مطابق با فرضیه H1 این پژوهش). به عبارتی دیگر، افراد هنگام تصمیم‌گیری به ضرر و زیان بیشتر حساس هستند تا انتفاع و به دست آوردن. این پدیده ممکن است مربوط به زیان‌گریزی افراد باشد، جایی که مقدار معینی از زیان باعث کاهش مطلوبیت بیشتری می‌شود تا همان مقدار انتفاع باعث افزایش مطلوبیت می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که تمایل به مشارکت در قالب‌بندی ضرر و انتفاع حال به‌طور قابل‌توجهی بیشتر از قالب‌بندی ضرر و انتفاع آینده است که این موضوع با فرضیه H2 این پژوهش سازگار است. این موضوع که افراد حال را به آینده ترجیح می‌دهند در اقتصاد رفتاری با عنوان سوگیری اکنون‌گرایی و سوگیری تنزیل هذلولی در مطالعات متعددی (کانمن، ۲۰۱۱: کانمن،۱۹۷۹) بررسی و اثبات شده است.

علاوه بر این، نتایج نشان داد که نگرش افراد نسبت به خطر درک شده یا زیان ناشی از خطرات آنها را تشویق می‌کند تا از پیامدهای نامطلوب اجتناب کنند یا آنها را کاهش دهند، آزمایش‌های ما نشان می‌دهد که چهارچوب‌بندی ضرر و در نظر گرفتن زمان حال منجر به درک ریسک بالا می‌شود. بنابراین، تمایل بیشتری برای انجام اقدامات پیشگیرانه تحت چهارچوب زیان وجود دارد. همچنین ارایه اطلاعات به صورت گسترده و پیوسته نیز تأثیر بسزایی در تغییر رفتار افراد نشان داد (مطابق با فرضیه H3 این پژوهش).

از منظر سیاست‌گذاری و حکمرانی، این مطالعه، ایده‌های جدیدی برای مشارکت افراد در کاهش اثرات تغییرات اقلیمی پیشنهاد می‌کند، نتایج نشان داد که استفاده از قالب‌های ضرر و حال و قالب‌های پیوسته در افزایش تمایل عمومی برای مشارکت مؤثرتر است. با توجه به تحقیقات انجام شده در این مقاله، سیاست‌های کاهش تغییرات اقلیمی را می‌توان با اطلاعات منفی بیشتر در محیط‌های عمومی ارتقا داد. مسئله بعدی این است که در حال حاضر اکثر سیاست‌ها از انگیزه‌های اقتصادی برای جلب مشارکت عمومی استفاده می‌کنند. اما این مطالعه مشوق‌های غیراقتصادی را ارائه می‌کند و نشان می‌دهد که تلنگر تأثیر مثبتی بر تمایل به شرکت در طرح‌های کاهش اثرات تغییرات اقلیمی دارد.

۶ - ۱. محدودیت‌ها و پیشنهادات برای تحقیقات آینده

اگرچه این مطالعه به‌طور تجربی اثربخشی اثر قالب‌بندی را بر نگرش و رفتار در سیاست‌های اقلیمی را نشان داده است، هنوز محدودیت‌هایی وجود دارد. از یک‌سو، این مطالعه از یک پرسش‌نامه آنلاین برای بررسی نگرش و رفتار افراد استفاده کرد. در این زمینه مشکلی که وجود دارد این است که کسی که تمایل بالایی دارد، ممکن است لزوماً اقدام واقعی انجام ندهد. بنابراین یک کار آزمایشگاهی واقعی‌تر و با دربرگیری نمونه آزمایشی گسترده شامل تمامی طبقات اجتماعی و گروه‌های سنی باعث می‌شود یافته‌های جامع‌تر و یکپارچه‌تری به دست آید.

پیشنهاد بعدی که درواقع تکمیل کننده این مطالعه نیز هست، استخراج تلنگرهای تأثیرگذار با توجه به اثرات قالب‌بندی ارائه‌شده در این مطالعه است، البته گفتنی است که محققان باید روش‌های تلنگر بلندمدت را نیز بررسی کنند، زیرا صرفه‌جویی در انرژی و کاهش انتشار کربن وظایف مداومی هستند که نیاز به مشارکت دائمی عمومی دارند.

References

Ainslie, G., & Haslam, N. (1992). Hyperbolic discounting.

Baddeley, M. (2016). Behavioral approaches to managing household energy consumption. In New Perspectives for Environmental Policies Through *Behavioral Economics*. Springer International Publishing. 213-235

Baum, W. M., & Rachlin, H. C. (1969). Choice as time allocation 1. *Journal of the experimental analysis of behavior, 12*(6), 861-874.

Baumeister, R. F., Vohs, K. D., & Tice, D. M. (2007). The strength model of self-control. *Current directions in psychological science, 16*(6), 351-355.

Berns, G. S., Laibson, D., & Loewenstein, G. (2007). Intertemporal choice–toward an integrative framework. *Trends in cognitive sciences, 11*(11), 482-488.

Benartzi, S., Beshears, J., Milkman, K. L., Sunstein, C. R., Thaler, R. H., Shankar, M., ... & Galing, S. (2017). Should governments invest more in nudging?. *Psychological science, 28*(8), 1041-1055.

Chapman, G. B. (1996). Temporal discounting and utility for health and money. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 22*(3), 771.

Cook, J., Oreskes, N., Doran, P. T., Anderegg, W. R., Verheggen, B., Maibach, E. W., ... & Rice, K. (2016). Consensus on consensus: a synthesis of consensus estimates on human-caused global warming. *Environmental research letters, 11*(4), 048002.

Davis, J. J. (1995). The effects of message framing on response to environmental communications. *Journalism & Mass Communication Quarterly, 72*(2), 285-299.

Elster, J. (1979). Ulysses and the sirens: Studies in rationality and irrationality.

Frederick, S., Loewenstein, G., & O'donoghue, T. (2002). Time discounting and time preference: A critical review. *Journal of economic literature, 40*(2), 351-401.

Gifford, R. (2011). The dragons of inaction: psychological barriers that limit climate change mitigation and adaptation. *American psychologist, 66*(4), 290.

Gribbons, B., & Herman, J. (1997). *True and quasi-experimental designs*. ERIC/AE digest.

Gursoy, D., Ekinci, Y., Can, A. S., & Murray, J. C. (2022). Effectiveness of message framing in changing COVID-19 vaccination intentions: Moderating role of travel desire. *Tourism Management, 90*, 104468.

Hare, T. A., Camerer, C. F., & Rangel, A. (2009). Self-control in decision-making involves modulation of the vmPFC valuation system. *Science, 324*(5927), 646-648.

Holz, J. E., List, J. A., Zentner, A., Cardoza, M., & Zentner, J. (2020). The $100 million nudge: Increasing tax compliance of businesses and the self-employed using a natural field experiment (No. w27666). *National Bureau of Economic Research*.

Homar, A. R., & Cvelbar, L. K. (2021). The effects of framing on environmental decisions: A systematic literature review. *Ecological Economics, 183*, 106950.

Hulme, M. (2008). The conquering of climate: discourses of fear and their dissolution. *Geographical Journal, 174*(1), 5-16.

Hurlstone, M. J., Lewandowsky, S., Newell, B. R., & Sewell, B. (2014). The effect of framing and normative messages in building support for climate policies. *PloS One, 9*(12), e114335.

IPCC. Summary for Policymakers. In: Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group, II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, M.L. Parry, O.F. Canziani, J.P.

Jahanbakhshganjeh, M., Sadat, N., Jatan, R. & Jahanbakhshganjeh, S. (2012) Changing the attitude of environmental policy based on social psychology and behavioral economics, the first national conference on conservation planning, environmental protection and sustainable development Hamedan: Hegmatane Environmental Assessors Association, 250-259 [In Persian]

Johnson, A., van der Meer, M. A., & Redish, A. D. (2007). Integrating hippocampus and striatum in decision-making. *Current opinion in neurobiology*, *17(*6), 692-697.

Kalivas, P. W., & Volkow, N. D. (2005). The neural basis of addiction: a pathology of motivation and choice. *American Journal of Psychiatry*, *162*(8), 1403-1413.

Kahneman, D. (1977). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Journal of Political Economy*, *85*, 97-122.

Kahneman, D. (1979). Econ ometrica i ci. *Econometrica*, *47*(2), 263-291.

Karlsen, R., & Andersen, A. (2019). Recommendations with a nudge. *Technologies*, *7*(2), 45.

Kahneman, D. (2011). Thinking, fast and slow, New York, Farrar, Straus and Giroux.

Karp, L. (2005). Global warming and hyperbolic discounting. *Journal of Public Economics*, *89*(2), 261-282.

Laibson, D. (1997). Golden eggs and hyperbolic discounting. *The Quarterly Journal of Economics*, *112*(2), 443-478.

Lehner, M., Mont, O., & Heiskanen, E. (2016). Nudging–A promising tool for sustainable consumption behaviour?. *Journal of cleaner production*, *134*, 166-177.

Leonard, T. C. (2008). Richard H. Thaler, Cass R. Sunstein, Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness: Yale University Press, New Haven, CT, 2008, 293 pp, $26.00.

LI, X. M., & TAN, P. (2018). Applied research on framing effect and related techniques. *Advances in Psychological Science*, *26*(12), 2230.

Li, Y. Framing Effects in Risky Decision Making: The Role of Immediate Emotions and Cognitive Reappraisal Strategies. Master's Dissertation, Hunan Normal University, Hunan, China, 2020.

Mazur, J. E. (2013). An adjusting procedure for studying delayed reinforcement. In The effect of delay and of intervening events on reinforcement value (pp. 55-73). Psychology Press.

Miller, E. K., & Cohen, J. D. (2001). An integrative theory of prefrontal cortex *function. Annual review of neuroscience*, *24*(1), 167-202.

Momsen, K., & Stoerk, T. (2014). From intention to action: Can nudges help consumers to choose renewable energy?. *Energy Policy*, *74*, 376-382.

Mora, C., Dousset, B., Caldwell, I. R., Powell, F. E., Geronimo, R. C., Bielecki, C. R., ... & Trauernicht, C. (2017). Global risk of deadly heat. *Nature climate change*, *7*(7), 501-506.

Morovat, H., Sharif, M. and Nazakat, P. (2020). Investigating the impact of cognitive biases (warm hand effect and hyperbolic discount rate) on environmental attitudes and behaviors in Iran. *Applied theories of economics, 23*(6), 163-190. [In Persian]

Ngo, C. C., Poortvliet, P. M., & Klerkx, L. (2022). The persuasiveness of gain vs. loss framed messages on farmers' perceptions and decisions to climate change: A case study in coastal communities of Vietnam. *Climate Risk Management*, *35*, 100409.

O'Donoghue, T., & Rabin, M. (1999). Doing it now or later. *American economic review*, *89*(1), 103-124.

Pender, J. L. (1996). Discount rates and credit markets: Theory and evidence from rural India. *Journal of development Economics*, *50*(2), 257-296.

Peters, J., & Büchel, C. (2010). Episodic future thinking reduces reward delay discounting through an enhancement of prefrontal-mediotemporal interactions. *Neuron*, *66*(1), 138-148.

Peters, J., & Büchel, C. (2011). The neural mechanisms of inter-temporal decision-making: understanding variability. *Trends in cognitive sciences*, *15(*5), 227-239.

Polasky, S., & Dampha, N. K. (2021). Discounting and global environmental change. *Annual Review of Environment and Resources*, *46*, 691-717.

Poortinga, W., & Whitaker, L. (2018). Promoting the use of reusable coffee cups through environmental messaging, the provision of alternatives and financial incentives. *Sustainability*, *10*(3), 873.

Qi, A., Ji, Z., Gong, Y., Yang, B., & Sun, Y. (2022). The Impact of the Gain-Loss Frame on College Students' Willingness to Participate in the Individual Low-Carbon Behavior Rewarding System (ILBRS): The Mediating Role of

Environmental Risk Perception. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *19*(17), 11008.

Schubert, C. (2017). Green nudges: Do they work? Are they ethical?. *Ecological economics*, *132*, 329-342.

Sellitto, M., Ciaramelli, E., & di Pellegrino, G. (2010). Myopic discounting of future rewards after medial orbitofrontal damage in humans. Journal of *Neuroscience*, *30*(49), 16429-16436.

Shome, D., & Marx, S. M. (2009). The psychology of climate change communication: A guide for scientists, journalists, educators, political aides, and the interested public.

Shu, L. L., & Bazerman, M. H. (2010). Cognitive barriers to environmental action: Problems and solutions. *Harvard Business School NOM Unit Working Paper*, (11-046).

Spence, A., & Pidgeon, N. (2010). Framing and communicating climate change: The effects of distance and outcome frame manipulations. *Global environmental change*, *20*(4), 656-667.

Steinhorst, J., Klöckner, C. A., & Matthies, E. (2015). Saving electricity–For the money or the environment? Risks of limiting pro-environmental spillover when using monetary framing. Journal of Environmental Psychology, 43, 125-135.

Stern, N. H. (2007). *The economics of climate change: the Stern review*. cambridge University press.

Sunstein, C. R. (2015). *Behavioural economics, consumption and environmental protection. In Handbook of research on sustainable consumption* Edward Elgar Publishing. 313-327 .

Sunstein, C. R., & Reisch, L. A. (2016). *Behaviorally green: Why, which and when defaults can help. In New Perspectives for Environmental Policies Through Behavioral Economics*. Springer International Publishing. 161-194.

Redelmeier, D. A., & Heller, D. N. (1993). Time preference in medical decision making and cost-effectiveness analysis. *Medical Decision Making*, *13*(3), 212-217.

Thaler, R. (1981). Some empirical evidence on dynamic inconsistency. *Economics letters*, *8*(3), 201-207.

Thaler, R. H., & Sunstein, C. R. (2008). Nudge: improving decisions about health. *Wealth, and Happiness*, *6*, 14-38.

Tversky, A., & Kahneman, D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *science*, *211*(4481), 453-458.

Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and uncertainty*, *5*, 297-323.

USEPA website (2018). Retrieved from: https://www.epa.gov//over view green house- gases.

Wiest, S. L., Raymond, L., & Clawson, R. A. (2015). Framing, partisan predispositions, and public opinion on climate change. *Global environmental change*, *31*, 187-198.

World Bank. (2022). Driving Revolutionary Ideas into Practice: Infrastructure for Climate Change, Poverty Reduction 2.0, Human Development on Mobile Government, Disrupted. World Bank.

Zaneva, M., & Dumbalska, T. (2020). Green nudges: Applying behavioural economics to the fight against climate change. *PsyPAG the Quarterly, 116.*

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 265-298

Cognitive Biases in Climate Change Policy using Behavioral Economics Theories

Mojtaba Panahi[1]
Rouhollah Shahnazi[2]
Karim Eslamloueyan[3]
Ali Asgary[4]

Received: 2023/08/31 Accepted: 2023/10/04

Introduction
In recent years, policy makers have increasingly recognized the significance of vulnerability to climate change. This urgent situation necessitates the implementation of immediate, extensive, and comprehensive measures. Extensive scientific consensus has demonstrated that human activities have contributed to significant climate warming trends. However, despite this evidence, there are individuals who remain skeptical and deny the existence of climate change. Consequently, addressing this skepticism and effectively tackling the climate crisis require fundamental changes in behavior and attitudes across various levels and domains of human life. Therefore, the primary objective of this article is to examine the behavioral factors involved in climate policy making, with a particular emphasis on the role of cognitive biases.

Methodology
This research employed a semi-experimental method, drawing on the principles of behavioral economics. The study utilized a design that included both an experimental group and a control group, with pre-test and post-test assessments. The experimental group was exposed to different information frames, which were developed based on the principles of behavioral economics, while the control group did not receive any framing intervention.

Data for this study was collected through fieldwork and a questionnaire. The statistical population consisted of individuals who had access to WhatsApp, Telegram, and Instagram platforms during the experiment, which took place in the spring of 2023. The target sample size for this research was determined to be

1. PhD Candidate, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran
Email: m.panahi@shirazu.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran (Corresponding Author), Email: rshahnazi@shirazu.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. Email: keslamlo@shirazu.ac.ir
4. Associate Professor, Crisis and Disaster Management Department, York University, Toronto, Canada. Email: asgary@yorku.ca

600 participants, divided into six groups of 100 individuals each. The sample size was determined using Cochran's formula for limited populations. Additionally, a random sampling method was employed in this research.

Results and Discussion

This article aims to establish a connection between climate policy and behavioral sciences by introducing the practical and cost-effective approach of nudge theory. Drawing on insights from behavioral economics, specifically through behavioral interventions that leverage biases such as loss aversion, hyperbolic discounting, and the framing effect, this study investigates how these interventions can encourage individuals to make choices that align with addressing climate change and environmental concerns. Moreover, existing research has demonstrated that integrating the framing effect with other cognitive biases can be an effective and low-cost policy tool for studying environmental behavior.

Using a semi-experimental methodology, this article examines the impact of information formatting, including profit and loss framing, hyperbolic discounting bias, as well as extensive and continuous information presentation, on individuals' general attitudes and understanding of climate change. The hypotheses of this research were derived from behavioral economics literature, cognitive science, and previous studies in the field of environmental issues. The findings indicate that individuals' exhibit a greater sensitivity to loss framing, supporting hypothesis H1. In other words, people are more responsive to potential losses than gains when making decisions. Additionally, the results demonstrate that individuals display a significantly higher willingness to participate when presented with present-loss and present-profit framing compared to future-loss and future-profit framing, aligning with hypothesis H2. This preference for the present over the future, known as present bias and hyperbolic discounting bias, has been extensively examined and validated in behavioral economics literature. Furthermore, the findings show that framing losses and emphasizing the present context contribute to a heightened perception of risk, consequently increasing individuals willingness to take preventive measures under a loss framework.

Additionally, information provision in a broad and continuous manner also yielded a significant effect in influencing individuals' behavior, corroborating hypothesis H3.

Conclusion:

This study offers novel insights for policymaking and governance regarding public participation in mitigating the impacts of climate change. The findings indicate that the utilization of loss-present framing and continuous framing proves more effective in increasing the willingness of the general public to engage in climate change reduction efforts. Based on the research conducted in this article, climate change mitigation policies can be effectively promoted in public settings

through the implementation of nudges that employ loss-present framing when delivering information.

Furthermore, the current reliance on economic incentives in most policies to encourage public participation is a noteworthy issue. However, this study proposes the use of non-economic incentives and demonstrates the positive impact of nudges on individuals' willingness to engage in projects aimed at reducing the effects of climate change.

Keywords: Climate Change, Behavioral Economics, Cognitive Bias, Nudge, Hyperbolic Discounting Bias, Loss Aversion Bias, Framing Effect
JEL Classification: C91, D9, Q54

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۲۹۹-۳۲۰

اثر تحریم‌های اقتصادی بر عرضه و تقاضای مسکن از کانال نرخ ارز

مهرداد محمودیان زمانه[۱]
مرتضی عزتی[۲]
محمد جعفری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۵/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۷/۱۶

چکیده

تحریم‌های اقتصادی با ایجاد مانع برای بخش خارجی، فضای نابسامان و آشفته در اقتصاد، موجب تغییر در نرخ ارز و در پی آن تغییر در متغیرهای دیگر ازجمله عرضه و تقاضای مسکن می‌شوند. از این‌رو هدف این پژوهش، بررسی اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر عرضه و تقاضای مسکن از کانال نرخ ارز می‌باشد. برای این منظور از داده‌های فصلی استانی دوره ۱۳۹۰-۱۴۰۰ و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از مدل رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SUR) استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی استانی، قیمت مسکن و تورم بر تقاضا اثر مثبت و متغیرهای شاخص بورس، نرخ ارز و تحریم، بر تقاضای مسکن اثر منفی داشته‌اند. در طرف عرضه نیز متغیرهای قیمت مسکن، تعدادپروانه‌های ساختمانی صادرشده و تورم بر عرضه مسکن اثر مثبت و نرخ ارز، تحریم و قیمت مصالح ساختمانی بر عرضه مسکن اثر منفی داشته‌اند. واردات و تحریم، نرخ ارز را افزایش و صادرات، نرخ ارز را کاهش داده است. بر این پایه تحریم هم اثر مستقیم و هم از مسیر نرخ ارز اثر غیر مستقیم بر کاهش عرضه و تقاضای مسکن داشته است.

واژگان کلیدی: تحریم‌های اقتصادی، عرضه مسکن، تقاضای مسکن، نرخ ارز، ایران
طبقه‌بندی JEL: O18, F31, R31, R21

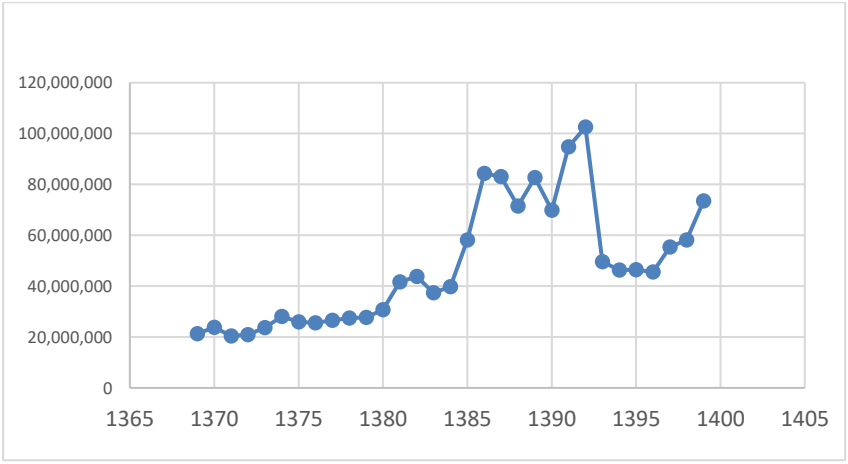
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران (نویسندهٔ مسئول) Mahmoudian.mehrdad@gmail.com
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران mezzati@modares.ac.ir
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران jafari.moh@lu.ac.ir

۱. مقدمه

در اقتصاد شاهد وقوع شوک‌های مختلفی هستیم که بر متغیرهای اقتصادی اثر می‌گذارند و مسیر آنها را در طول زمان تغییر می‌دهند. شناخت اثر این شوک‌ها بر متغیرهای اقتصادی لازمهٔ سیاست‌گذاری درست است. یکی از شوک‌های بسیار اثرگذار در اقتصاد ایران تحریم‌های هسته‌ای بوده است که اثرهای گسترده‌ای بر رفتار کارگزاران و به‌تبع آن بر متغیرهای اقتصادی داشته است.

در پی تحریم‌ها، نرخ ارز و طلا به‌عنوان دارایی‌های بانقدشوندگی بالا نوسان‌هایی یافت و این‌ها نیز منجر به ایجاد نوسان در بازارهای دیگر شد. از سوی دیگر با تحریم، درآمدهای فروش نفت کاهش یافت و درپی تحریم بانک مرکزی، ورود ارز به کشور نیز با محدودیت مواجه شد. در پی این تحریم‌ها پیش‌بینی می‌شد بازار مسکن به‌عنوان یک دارایی غیرتجاری و غیرقابل جانشین از نوسانات متغیرهای اقتصادی دچار نوسان شود (اصلانی و اسدالهی، ۱۳۹۴).

داده‌های آماری نشان می‌دهد پس از سال ۱۳۹۲ پروانه‌های صادرشده برای ساخت مسکن به‌شدت کاهش یافته است. با توجه به اینکه صدور پروانه با تأخیر زمانی (گاهی بسیار طولانی از زمان تقاضای صدور پروانه) انجام می‌شود و با توجه به اینکه متغیرهایی مانند سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها گاهی با تأخیر ظاهر می‌شوند، می‌توان این شکست در روند را ناشی از اثر تحریم‌ها دانست.



نمودار ۱: پروانه‌های صادر شده برای ساخت مسکن در شهرها (مساحت)

(مأخذ: مرکز آمار ایران)

تاکنون بررسی‌های گسترده‌ای دربارهٔ اثر متغیرهای مختلف بر عرضه و تقاضای مسکن در ایران و سایر کشورها انجام شده است. با این‌حال در پژوهش‌های انجام‌شده، اثر تحریم‌های اقتصادی بر عرضه و تقاضای مسکن کمتر مورد توجه بوده است.

بر این پایه هدف برآورد اثر تحریم‌های اقتصادی بر عرضه و تقاضای مسکن ازکانال نرخ ارز با استفاده از روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SUR) است. برآورد اثر تحریم و نیز این اثر از کانال نرخ ارز بر

عرضه و تقاضای مسکن نوآوری این بررسی است. در این مقاله، نخست پیشینه‌ای مختصر، سپس اشارهٔ نظری پیرامون موضوع ارائه می‌شود. روش‌شناسی تحقیق و برآورد تجربی مدل بخش‌های بعدی این مقاله است. در پایان به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲. پیشینهٔ پژوهش

جست‌وجوی منابع نشان می‌دهد بررسی منتشرشده‌ای دربارهٔ اثر تحریم‌های اقتصادی بر عرضه و تقاضای مسکن نیست. تنها بررسی انجام‌شده دربارهٔ اثر تحریم بر بخش مسکن، ارزیابی اثرگذاری کانال‌های تحریم‌های اقتصادی بر قیمت مسکن ایران است (اصلانی و اسدالهی، ۱۳۹۴) که به بررسی آثار تحریم‌های اقتصادی بر قیمت مسکن در قالب مدل خودتوضیح‌برداری ساختاری (SVAR) پرداخته است. این بررسی کانال‌های اثرگذاری تحریم بر قیمت مسکن را درآمد نفتی، نرخ ارز و نرخ تورم در نظر گرفته است. نتایج نشان می‌دهد شوک‌های نرخ ارز و درآمدهای نفتی ناشی از تحریم اقتصادی از عوامل ایجاد سیکل تجاری در قیمت مسکن ایران بوده‌اند. در ادامه برای آشنایی بیشتر با اثر تحریم‌ها، نگاهی به نمونه‌ای از بررسی‌ها در زمینهٔ اثر اقتصای تحریم‌ها می‌کنیم.

رصاف و همکاران (۱۴۰۰) اثر چندجانبهٔ تحریم نفت ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد آمریکا، ایران و عمده خریداران نفت از ایران از تحریم‌ها آسیب می‌بینند. بررسی آقایی و همکاران (۱۳۹۷) نشان می‌دهد تحریم‌های ضعیف اثر منفی کمتری بر ارزش صادرات و واردات ایران داشته، ولی تحریم‌های شدید و گسترده اثر منفی قابل‌ملاحظه‌ای بر صادرات و واردات کالاهای تجاری ایران داشته است. ایرانمنش و همکاران (۱۴۰۰) به این نتیجه رسیده‌اند که تحریم‌ها از کانال صادرات بیشترین مخاطرات را برای ترازپرداخت‌های خارجی جمهوری اسلامی ایران به‌دنبال داشته است. خاطری و همکاران (۱۴۰۰) نشان می‌دهند تحریم‌های اقتصادی قوی اثری منفی و معنادار بر حساب سرمایه درکوتاه‌مدت و در بلندمدت داشته‌اند، ولی تحریم‌های اقتصادی ضعیف به علت دور زدن تحریم‌ها اثر معناداری نداشته‌اند. به‌علاوه شدت اثر تحریم‌های اقتصادی قوی بر حساب سرمایه در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت بوده است. شکری و همکاران (۱۳۹۹) نشان می‌دهند تحریم‌های با شدت زیاد (مانند تحریم بانک مرکزی و تحریم فروش نفت ایران) در مقایسه با تحریم‌های با شدت کم، اثر عمیق‌تری بر جریان ورودی سرمایه به ایران داشته‌اند. عزتی و سلمانی (۱۳۹۴) نشان داده‌اند که تحریم‌های اقتصادی رشد اقتصادی ایران را کاهش داده‌اند. کیومرثی و همکاران (۱۳۹۸) بیان می‌کنند با وقوع تحریم‌های اقتصادی، از یک‌سو، مخارج سرمایه‌گذاری، مصرف کل و فرآیند تشکیل سرمایه روندی نزولی و از سوی دیگر، هزینه‌های مرتبط با تولید روندی افزایشی می‌گیرند و درنتیجه شکاف تولید در اقتصاد افزایش می‌یابد.

طیبی و صادقی (۱۳۹۶) در پژوهشی نشان داده‌اند که تحریم‌های سال ۱۳۹۱ از طریق وارد کردن تکانه‌های منفی به دریافتی‌های ارزی نفت و بودجه دولت، اثر مستقیم و قوی‌تری بر افزایش نرخ ارز

داشته است. تانگ و هانگ دو[1] (۲۰۲۱) نشان می‌دهند تحریم‌های اقتصادی و اقدامات متقابل روسیه درمجموع منجر به کاهش ارزش کل صادرات و واردات روسیه و کشورهای غربی شده است (رصاف و همکاران، ۱۳۹۷). نخلی و همکاران (۲۰۲۱) نشان می‌دهند که تحریم‌های نفتی به‌صورت صادرات، فناوری استخراج و تأمین مالی خارجی بیشترین اثرگذاری را بر روی متغیرهای کلان اقتصادی داشته است. تحریم‌ها نسبت ذخایر خارجی بانک مرکزی را به پایه پولی کاهش می‌دهد. این امر منجر به افزایش نرخ ارز اسمی، افزایش صادرات غیرنفتی و کاهش واردات می‌شود. فلبرمایر و همکاران[2] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند تحریم‌های اقتصادی باعث محدودیت تجارت دوجانبه جمهوری اسلامی ایران با شرکای تجاری شده است. کراواسک[3] (۲۰۲۰) نشان می‌دهد اگر اقتصاد ایران تحریم نبود، رشد پایدار تولید ناخالص داخلی سرانه برای این کشور بیشتر بود. عزتی (۲۰۱۶) نشان داده است که تحریم‌های اقتصادی با اثرگذاری بر بخش خارجی اقتصاد توانسته‌اند رشد اقتصادی را کاهش دهند. عزتی و کاظمی مهرآبادی (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که اثر تحریم‌های اقتصادی از کانال تحریم بانکی بر تولیدات صنعتی ایران از مهم‌ترین اثرهای تحریم‌های اقتصادی علیه ایران بوده است. عزتی و سلمانی (۲۰۱۷) با محاسبه شاخص‌های رفاه مصرف‌کننده، اثرات مستقیم و غیرمستقیم تحریم‌ها بر کاهش رفاه مصرف‌کنندگان نهایی کالاها و خدمات را برآورد کرده‌اند.

۳. مبانی نظری

در این بخش نگاهی بسیار کوتاه به مبانی نظری در دو بخش تحریم و مسکن می‌کنیم.

۳ - ۱. تحریم

در یک تعریف تحریم‌های بین‌المللی به اقدامات تنبیهی توسط یک کشور، گروهی از کشورها یا یک سازمان بین‌المللی علیه کشورهایی گفته می‌شود که تعهدات، معاهدات و موافقت‌های بین‌المللی را تضعیف یا تهدید می‌کنند (لاکی و نیو، ۲۰۱۰). البته بیشتر تحریم‌ها توسط کشورهایی با قدرت اقتصادی قوی به‌عنوان ابزاری برای مبارزه و تضعیف قدرت سیاسی، اقتصادی و نظامی دیگر کشورها اجرا می‌شود (پیپ، ۱۹۹۷) و می‌تواند در روابط بین‌الملل به‌عنوان وسیلهٔ مهمی برای حفظ منافع ملی اثرگذار باشد (هووی و دیگران، ۲۰۰۹). در تعریف دیگر، تحریم فعالیتی است که به‌وسیلهٔ یک یا چند بازیگر بین‌الملل علیه یک یا چند کشور دیگر و با هدف مجازات این کشورها از طریق محروم ساختن آنها از انجام برخی مبادله‌ها یا وادار کردن آنها به پذیرش هنجارهایی معین و مهم (از دید مجریان تحریم) اعمال می‌شود (آتیو[4]، ۲۰۱۳).

1. Thanh& Hung Do (2021)
2. Felbermayr et al. (2020)
3. Kravacek et al. (2020)
4. Ataev (2013)

۳ – ۱ – ۱. اثر تحریم و کانال نرخ ارز

تحریم‌های اقتصادی یکی از مهم‌ترین انواع تحریم‌ها است که به علت ایجاد انحراف در روند طبیعی مبادلات اقتصادی بین‌المللی، نه‌تنها سبب کاهش تجارت بین کشور هدف و کشور اعمال‌کننده تحریم می‌شوند، بلکه بر سایر کشورها نیز اثر می‌گذارند (لاموت[1]، ۲۰۱۲). تحریم‌های اقتصادی به دو نوع تجاری و مالی تقسیم می‌شود. تحریم‌های مالی (مانند تحریم بانکی) شرایط دشوارتر و هزینه‌های بیشتری را بر کشور هدف تحمیل می‌کند (کورهونن و دیگران، ۲۰۱۸). البته باید به این نکته نیز توجه داشت که بیشتر تحریم‌های اعمال‌شده قبل از دهۀ ۹۰ علیه ایران به‌صورت یک‌جانبه اعمال شده است (عزتی و همکاران، ۱۳۹۹). تحریم‌کنندگان برای اثرگذاری بیشتر می‌کوشند تحریم‌ها را همه‌جانبه و با مشارکت همۀ کشورها اعمال کنند (منظور و مصطفی‌پور، ۱۳۹۲).

محدویت‌های ناشی از تحریم‌ها از یک‌سو دسترسی به منابع ارزی کشور هدف را کاهش می‌دهد و موجب افزایش نرخ ارزهای خارجی می‌شود و از سوی دیگر، هزینۀ واردات را برای کشور هدف افزایش می‌دهد (وانگ و دیگران، ۲۰۱۹). تحریم با ایجاد شوک‌های منفی در درآمدهای نفتی و نرخ ارز، نوساناتی در درآمد و نرخ ارز ایجاد می‌کنند. این نوسان‌ها، منجر به افزایش قیمت‌ها و تورم و کاهش مصرف خانوار می‌شود (تایل و دیگران، ۲۰۱۸). تحریم هزینۀ تامین مواد اولیه وارداتی و درنتیجه هزینۀ تولید را افزایش می‌دهد و بر کل تولیدات اثر منفی دارد (عزتی، ۲۰۱۶). انتظار می‌رود این اثر در بازارهای مرتبط با مسکن نیز قیمت مصالح را افزایش و عرضۀ مسکن را کاهش دهد. با افزایش نرخ ارز قیمت کالاهای وارداتی و درنتیجه تولید داخل نیز افزایش و قدرت خرید مردم کاهش می‌یابد (رضوی و همکاران، ۱۳۹۳) و انتظار است تقاضای مسکن نیز کاهش بیابد. بر این پایه انتظار است با افزایش نرخ ارز، در بازار مسکن، هم عرضه و هم تقاضا را کاهش دهد.

یک کانال دیگر اثرگذاری بازار ارز است. سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی جایگزین یکدیگر است، به‌گونه‌ای که با افزایش نرخ و درنتیجه بازده در یک بازار موجب می‌شود سرمایه‌ها از بازارهای دیگر به این بازار سرازیر شوند. بازار مسکن نیز برای بسیاری از افراد یک بازار سرمایه‌ای است و درنتیجه تحت تأثیر دیگر بازارهای مالی عمل می‌کند. بازار ارز یک بازار مالی است. هرگونه تغییر در نرخ ارز و بازده آن دیگر بازارهای مالی و سرمایه‌گذاری‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش نرخ ارز جریان پول را به سمت بازار ارز و خارج شدن از دیگر بازارها مانند مسکن می‌برد (مالپزی و واچر، ۲۰۰۲). بر این پایه بر عرضه و تقاضا در بازار مسکن اثر منفی می‌گذارد.

۳ – ۲. مسکن

عوامل متعددی بر متغیرهای بازار مسکن اثر می‌گذارند که در حالت کلی می‌توان آن‌ها را به دو دسته عوامل درون‌زا و برون‌زا تقسیم نمود. عواملی که در بازار مسکن موجب تغییر در حجم و چگونگی

1. Lamotte (2012)

عرضه و تقاضا می‌شوند عوامل درون‌زا و عواملی که در اثر نوسانات بازار ناشی از سیاست‌های نامناسب پولی و مالی و مانند این‌ها هستند، عوامل برون‌زا می‌باشند (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). به‌طور کلی عوامل درون‌زای مؤثر بر بازار مسکن، به دو بخش عرضه و تقاضا تقسیم می‌شوند (جهانی، ۱۳۸۷)

۳ – ۲ – ۱. عوامل مؤثر بر عرضه مسکن

عرضه مسکن به تعداد واحدهای مسکونی‌ای گفته می‌شود که تولیدکنندگان در قیمت‌های مختلف و با ثابت مدنظر قرار دادن سایر عوامل و به‌منظور استفاده‌های شخصی، اجاره و مستغلات در اختیار مصرف‌کنندگان قرار می‌دهند (خلیلی عراقی، ۱۳۹۱). عرضه مسکن به‌علت زمان‌بر بودن ساخت در کوتاه‌مدت ثابت است. عرضهٔ کالای مسکن به‌علت ویژگی بادوام بودن، نه‌تنها از طریق سازندگان که از طریق مالکان نیز صورت می‌پذیرد؛ به‌گونه‌ای که می‌توان عرضه‌کنندگان مسکن را به دو گروه عرضه‌کنندگان نوساز و عرضه‌کنندگان مسکن قدیمی دسته‌بندی کرد. عرضه‌کنندگان مسکن طیف متنوعی از افراد حقیقی یا حقوقی را شامل می‌شود (فالیس[1]، ۱۹۸۵). عرضهٔ مسکن به‌طور کلی تحت اثر قیمت مسکن و هزینه‌های ساخت و عوامل مؤثر بر این دو است. افزایش قیمت مسکن و به‌تبع آن، سود تولیدکننده به‌عنوان عاملی همسو با عرضه مسکن به‌حساب می‌آید و آن را افزایش می‌دهد (مروت و همکاران، ۱۳۹۷). پوترباً (۱۹۸۴) بیان می‌کند قیمت مسکن مهم‌ترین معیار برای ساخت‌وساز واحدهای مسکونی جدید است. زمین نیز به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تولید در عرضه مسکن اثرگذار است. علی‌رغم اینکه زمین یک نهاده تولید محسوب می‌شود، خود یک کالای سرمایه‌ای تلقی می‌شود و افزایش قیمت آن سبب تغییر در میزان عرضه می‌شود. هزینه نهاده‌های ساخت شامل نیروی کار، مصالح به‌عنوان عامل تعیین‌کننده در عرضه واحد مسکونی محسوب می‌شوند. افزون بر این نرخ بازده در بازارهای مالی دیگر مانند بورس و ارز نیز بر خروج سرمایه از بازار ارز اثر دارد (خدادادکاشی و زربان، ۱۳۹۳). افزایش قیمت‌ها و تورم ناشی از افزایش نرخ ارز موجب افزایش هزینه‌های مصالح و مواد اولیه نیز می‌شود که خود می‌تواند موجب کاهش عرضه شود. افزون بر این، افزایش نرخ ارز بازده مالی بازار ارز را افزایش می‌دهد و می‌تواند موجب انتقال سرمایه از بخش عرضه مسکن به بازار ارز شود. این‌ها هردو موجب کاهش عرضه مسکن می‌شوند.

۳ – ۲ – ۲. عوامل مؤثر بر تقاضای مسکن

انتخاب مسکن بخش زیادی از بودجه خانوار را به شکل‌های مصرفی و سرمایه‌ای به خود اختصاص داده است (ماکلنان[3]، ۱۹۷۷) و نقش مهمی در شرایط اقتصادی خانوارهای طبقه متوسط و پایین دارد (کولومبل[4]، ۲۰۱۱). تقاضای مسکن آن بخش از نیاز است که با قدرت خرید همراه است و به

1. Fallis (1985)
2. Poterba (1984)
3. Maclennan (1977)
4. Coulombel (2011)

بازار مسکن ورود می‌کند. قدرت خرید یا توان مالی خانوار نیز بستگی به درآمد و پس‌انداز گذشته، حال و آینده خانوار دارد. علاوه بر توان مالی خانوار، عوامل متنوعی چون انتظار تغییر قیمت مسکن در آینده و تورم، بازده دارایی‌های رقیب، تحولات جمعیتی و مانند این‌ها بر تقاضای مسکن اثر می‌گذارند. از سوی دیگر باید توجه داشت که مسکن، تنها برای مصرف خریداری نمی‌شود، بلکه دارای انگیزه‌های سرمایه‌ای نیز هست. در یک تقسیم‌بندی کلی می‌توان تقاضای مسکن را به دو دسته تقاضای مصرفی (واقعی) و سرمایه‌ای تقسیم کرد (ملکی، ۱۳۹۵). جیانگ و لیو[1] (۲۰۰۵) بیان می‌کنند تقاضای واقعی مسکن از طریق مکانیسم بازار و با توجه به تغییرات جمعیتی تعیین می‌شود و تقاضای زمین شهری از تقاضای مسکن مشتق می‌شود. حال اگر عرضه زمین غیرمتناسب با تحولات طرف تقاضا به‌شدت محدود باشد، تقاضای سرمایه‌ای را نیز برای مسکن و زمین، تحریک و تقویت می‌کند.

مسکن در شرایطی به‌عنوان بازاری جذاب برای سرمایه‌گذاری انتخاب می‌شود که دارای بازدهی بالاتری نسبت به دیگر بازارها باشد (رحمانی و اصفهانی، ۱۳۹۴). سوداگری در بازار مستغلات این است که فرد می‌خواهد در بازار مستغلات به‌عنوان یک بازار در حال رشد، سرمایه‌گذاری کند تا از عایدی آن برای رفاه خود و خانواده‌اش استفاده نماید (مالپزی و واچر، ۲۰۰۲). سفته‌بازی نه‌تنها از سوی خریداران، بلکه توسط سازندگان حرفه‌ای که با هدف فروش تولید می‌کنند و سرمایه‌گذاران و مؤسسات پولی و اعتباری سرمایه‌گذار در بازار املاک تشدید می‌شود (خدادادکاشی و زربان، ۱۳۹۳). افزایش نرخ ارز بازده بازار مالی ارز را افزایش می‌دهد و بر این پایه، انتظار است سرمایه‌ها از بازارهای دیگر مانند مسکن (هم عرضه و هم تقاضای سفته‌بازانه) به بازار مالی ارز منتقل شود. چنانچه در ایران نیز در دورهٔ افزایش نرخ ارز شاهد افزایش تقاضای ارز به‌عنوان دارایی سرمایه‌ای بوده‌ایم. افزون بر این چنانچه در ادبیات تحریم دیدیم افزایش نرخ ارز از طرفی موجب افزایش هزینه و درنتیجه کاهش تولید و درآمد و از طرف دیگر موجب افزایش قیمت‌ها و تورم می‌شود. این‌ها هردو موجب کاهش قدرت خرید و درآمد واقعی مردم می‌شوند. کاهش درآمد موجب کاهش تقاضا می‌شود.

با جمع‌بندی ادبیات موجود می‌توان متغیرهای مؤثر بر تقاضای مسکن را قیمت مسکن، درآمد و امکانات مسکن دانست (خلیلی عراقی، ۱۳۹۱). در توضیح این‌ها می‌توان گفت قیمت مسکن یکی از عوامل اصلی تعیین عرضه و تقاضای مسکن است. با افزایش قیمت، تقاضا کاهش و عرضه افزایش می‌یابد (محرابیان و گودرزی فراهانی، ۱۴۰۱). با افزایش درآمد (واقعی)، تقاضای مصرفی و تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن افزایش می‌یابد (مهرگان و غفاری، ۱۳۹۵). با افزایش یازده سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی دیگر (بورس، طلا و ارز) تقاضای سفته‌بازانه در بازار مسکن کاهش می‌یابد (مالپزی و واچر، ۲۰۰۲). نقدینگی و سطح عمومی قیمت‌ها یا همان تورم نیز با اثر ایجاد پول داغ موجب افزایش تقاضای مصرفی و نیز سرمایه‌ای می‌شود (سوری، ۱۳۹۳).

1. Liu & Jiang (2005)

از متغیرهای اصلی اثرگذار بر عرضه مسکن نیز می‌توان گفت تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده نشان‌دهندهٔ تمایل به عرضهٔ مسکن است. همچنین افزایش قیمت نهاده‌های ساختمانی مانند دستمزد کارگران، مصالح ساختمانی و افزایش هزینه تولید ساختمان اثر منفی بر عرضه دارند. البته اگر افزایش دستمزدها و قیمت مصالح از افزایش قیمت مسکن کمتر باشد، نمی‌توان انتظار کاهش تولید را داشت (قادری و ایزدی، ۱۳۹۴). افزایش قیمت مسکن و تورم، انتظار افزایش درآمد تولیدکننده را افزایش می‌دهد و عرضه مسکن را افزایش می‌دهند (خلیلی عراقی، ۱۳۹۱).

افزون بر این‌ها بر پایه بررسی‌هایی که دربارهٔ اثر تحریم بر هزینهٔ خانوار و نیز سرمایه‌گذاری داشتیم ما دو متغیر تحریم و نرخ ارز را نیز وارد تابع‌های عرضه و تقاضا می‌کنیم که این نوآوریِ این بررسی است. برای نشان دادن اثر تحریم از کانال نرخ ارز، تابع نرخ ارز را با وارد کردن متغیر تحریم در کنار مدل‌های عرضه و تقاضا قرار می‌دهیم تا اثر تحریم را از کانال نرخ ارز بررسی کنیم. تحریم از طریق وارد کردن تکانه‌های منفی به دریافتی‌های ارزی نفت و بودجهٔ دولت، تأثیر مستقیم و قوی بر نرخ ارز داشته است (طیبی و صادقی، ۱۳۹۶). افزون بر این صادرات و واردات تراز تجاری نیز بر نرخ ارز اثر دارند (موهبتی، ۱۳۹۷). با توجه به بررسی‌های انجام‌شده، دیدیم که دربارهٔ اثر تحریم بر عرضه و تقاضای مسکن پژوهشی انجام نشده است. همچنین تلاش می‌شود این اثر را مستقیم و نیز از کانال اثرگذاری تحریم بر نرخ ارز (غیر مستقیم) برآورد کند.

۴. روش و متغیرهای پژوهش

داده‌های این بررسی به روش اسنادی گردآوری شده است و تجزیه و تحلیل نیز به روش اقتصادسنجی انجام شده است. جامعهٔ آماری پژوهش استان‌های کشور است. برای برآورد الگوی معادلات این بررسی می‌توان از روش‌های متفاوتی استفاده کرد، مانند روش‌های تک‌معادله‌ای یا روش‌های حل معادلات هم‌زمان که برآورد آنها متفاوت می‌باشد (سوری، ۱۳۹۰). متداول‌ترین روش‌های حل معادلات هم‌زمان، روش‌های رگرسیونی حداقل مربعات دو مرحله‌ای و سه مرحله‌ای و همچنین رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط است که روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط زمانی استفاده می‌شود که بین بخش خطای معادلات ارتباط یا همبستگی هم‌زمان وجود داشته باشد (امیری و فخاری، ۱۴۰۰). روش این پژوهش، رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SUR)[1] یا معادلات رگرسیونی به‌ظاهر نامرتبط (SURE) است که در سال ۱۹۶۲ در اقتصادسنجی پیشنهاد شد (قلی‌زاده و قنبری، ۱۳۹۶).

۴ – ۱. داده‌ها و متغیرها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از آمار منتشرشدهٔ بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و سازمان بورس و اوراق بهادار گردآوری شده است. داده‌ها به‌صورت فصلی و استانی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۰- ۱۴۰۰ به‌کار گرفته شده‌اند.

1. Seemingly Unrelated Regressions

قیمت مسکن (P): در این پژوهش از متوسط قیمت یک متر مربع زمین ساختمانی یا آپارتمان مسکونیِ معامله‌شده استفاده می‌شود که مرکز آمار ایران منتشر می‌کند؛

پروانه‌های ساختمانی صادرشده (Tp): برای این متغیر متراژ ساختمان پروانه‌های ساختمانی صادرشده توسط شهرداری‌های کشور استفاده می‌شود که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود؛

شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی (Ms): شاخص قیمت مصالح ساختمانی متغیر دیگری است که برای آن از داده‌های مرکز آمار استفاده شده است؛

نرخ ارز (EX): برای بهتر نشان دادن تکانه‌های ناشی از تحریم‌های بین‌المللی بر نرخ ارز در اینجا از داده‌های نرخ ارز بازار که توسط بانک مرکزی منتشر شده، استفاده می‌کنیم؛

صادرات و واردات (EXX, IM): تراز تجاری (صادرات و واردات) برای نرخ ارز تعیین‌کننده است که برای این متغیرها از داده‌های منتشرشده بانک مرکزی استفاده می‌شود؛

شاخص سطح عمومی قیمت‌ها (IN): برای نشان دادن اثر تورم از شاخص سطح عمومی قیمت‌های بانک مرکزی استفاده می‌کنیم؛

تولید ناخالص داخلی (GDP): در این پژوهش از داده‌های تولید ناخالص داخلی استانی به‌عنوان نماینده درآمد استفاده شده که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود؛

شاخص بورس (Tsi): داده‌های شاخص بورس به‌عنوان بازار جانشین سرمایه از سازمان بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است؛

مقدار مسکن معامله‌شده: این متغیر نشان‌دهندهٔ تعداد معاملات صورت‌گرفتهٔ مسکن ضرب در متوسط مساحت معاملات است که در اصل مقدار عرضه (qs) و تقاضای (qd) مسکن را نشان می‌دهد. داده‌های این متغیر از داده‌های منتشرشدهٔ مرکز آمار ایران گرفته شده است؛

متغیر دامی (dum): برای تحریم هسته‌ای از سال ۱۳۹۰ به بعد در نظر گرفته شده است

۵. برآورد مدل

برای ارائهٔ یک برآورد خوب نیاز به بررسی‌های آماری مقدماتی است که نخست آنها انجام می‌شود.

۵ – ۱. بررسی مانایی (پایایی) داده‌ها

بررسی مانایی (پایایی) داده‌ها برای جلوگیری از تخمین رگرسیون کاذب انجام می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۵؛ گجراتی، ۱۳۹۰). برای بررسی مانایی از روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1] استفاده شده است. نتایج بررسی مانایی متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای واردات و تعداد پروانه‌های صادرشده مانا هستند و دیگر متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

1. Augmented Dickey-Fuller

جدول ۱: آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

ADF test (Levin, Lin & Chu t*)					
	Statistic	**Prob**		**Statistic**	**Prob**
Gdp	۵,۴۰۲۴۱	۱,۰۰۰۰	D(Gdp)	-۲۲,۰۹۹۲	۰,۰۰۰۰
Ex	۳,۱۱۷۴۷	۰,۹۹۹۱	D(Ex)	-۱۰,۰۸۳۳	۰,۰۰۰۰
P	۷,۰۸۰۴۴	۱,۰۰۰۰	D(P)	-۳۱,۷۶۶۳	۰,۰۰۰۰
In	۴,۰۹۵۱۰	۱,۰۰۰۰	D(In)	-۱۹,۷۴۳۶	۰,۰۰۰۰
Tsi	۱,۴۵۵۱۰	۰,۹۲۷۲	D(Tsi)	-۲۴,۰۱۰۵	۰,۰۰۰۰
Exx	۲,۹۵۰۷۴	۰,۹۹۸۴	D(Exx)	-۱۱,۶۷۳۸	۰,۰۰۰۰
Ms	۱۳,۸۸۳۰	۱,۰۰۰۰	D(Ms)	-۷,۱۴۰۶۵	۰,۰۰۰۰
Qd	۲,۰۶۱۱۱	۰,۹۸۰۴	D(Qd)	-۱۵,۲۴۲۰	۰,۰۰۰۰
Qs	۲,۰۶۱۱۱	۰,۹۸۰۴	D(Qs)	-۱۵,۲۴۲۰	۰,۰۰۰۰
Im	-۲,۷۰۹۷۹	۰,۰۰۳۴	Tp	-۲,۵۵۳۱۱	**۰,۰۰۵۳**

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۵ - ۲. بررسی وجود همبستگی هم‌زمان

یک آماره مناسب برای بررسی وجود همبستگی هم‌زمان، آماره ضریب لاگرانژ است (تشکینی، ۱۳۹۳). با توجه به آزمون انجام‌شده، نتیجهٔ محاسبه آماره آزمون LM به‌صورت زیر است:

$$LM = T\,(r_{21}{}^2 + r_{31}{}^2 + r_{32}{}^2)$$

$$\chi_S^2 = 1417.19 \succ \chi_T^2(0.05, 3) = 7.81$$

بر پایه آن وجود همبستگی میان جملات خطا پذیرفته می‌شود و رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط کارایی بیشتری نسبت به OLS خواهد داشت.

۵ - ۳. آزمون خودهمبستگی

آزمون خودهمبستگی پورتمانتیو[1] برای مشخص شدن وضعیت خودهمبستگی متغیرها انجام می‌شود (ابوالحسنی، ۱۴۰۰). این آزمون انجام شد و بر پایهٔ نتایج به‌دست آمده (جدول ۲) همگی

1. portmanteau autocorelattion test

ضریب‌های احتمال[1] بزرگ‌تر از ۵ ٪ می‌باشند که نشان از رد فرض H_1 و وجود همبستگی بین متغیرها دارد.

جدول ۲: نتایج آزمون خودهمبستگی

Lags	Q-stat	Prob	Adj Q-Stat	Prob	Df
۱	۱۱۳۰,۵۱	۰,۳۴۵۷	۱۱۳۱,۳۴	۰,۳۲۱۸	۹
۲	۲۰۰۰,۰۴	۰,۳۶۴۷	۲۰۰۲,۱۵	۰,۳۶۸۴	۱۸
۳	۲۷۶۸,۱۷	۰,۴۵۳۷	۲۷۷۱,۹۷	۰,۵۴۲۲	۲۷
۴	۳۵۳۳,۸۳	۰,۵۶۴۸	۳۵۳۹,۸۸	۰,۵۷۶۵	۳۶
۵	۴۲۸۰,۸۵	۰,۶۷۴۳	۴۲۸۹,۶۵	۰,۴۸۲۹	۴۵
۶	۴۹۹۹,۶۴	۰,۷۵۸۶	۵۰۱۱,۶۲	۰,۴۰۹۴	۵۴
۷	۵۵۳۶,۳۵	۰,۸۲۶۵	۵۵۵۱,۰۹	۰,۳۴۶۰	۶۳
۸	۶۰۳۶,۷۲	۰,۹۰۴۵	۶۰۵۴,۴۲	۰,۳۸۲۰	۷۲
۹	۶۵۷۸,۹۲	۰,۹۳۵۴	۶۶۰۰,۲۱	۰,۵۴۱۱	۸۱
۱۰	۷۰۴۹,۳۳	۰,۹۸۴۹	۷۰۷۴,۱۰	۰,۳۸۴۷	۹۰
۱۱	۷۵۸۴,۸۷	۰,۹۹۶۳	۷۶۱۳,۹۹	۰,۴۲۸۶	۹۹
۱۲	۷۹۸۹,۵۹	۰,۹۹۹۹	۸۰۲۲,۳۱	۰,۳۶۹۹	۱۰۸

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۶. نتایج برآورد مدل

با استفاده از سیستم معادلات به‌ظاهر نامرتبط (SUR) معادله‌های عرضه و تقاضای مسکن و نرخ ارز برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ برآورد شده است. الگوی برآوردی شامل سه معادله زیر است.

qd=c(1)+c(2)*gdp+c(3)*dum+c(4)*ex+c(5)*p+c(6)*in+c(7)*tsi

qs=c(8)+c(9)*gdp+c(10)*dum+c(11)*ex+c(12)*p+c(13)*in+c(14)*tp+c(15)*ms

ex=c(16)+c(17)*exx+c(18)*im+c(19)*dum

1. Probability (prob)

جدول ۳: نتایج برآوردی برای معادلهٔ یک: تقاضای مسکن

Qd	Coefficient	t-Statistic	Prob.
Gdp	۰,۷۴۹۷۸۳	۲۱,۲۱۷۲۲	۰,۰۰۰۰
Dum	-۰,۲۴۷۹۱۶	-۲,۱۶۴۴۹۴	۰,۰۳۰۵
Ex	-۲,۵۷۷۱۴۵	-۸,۸۸۳۵۸	۰,۰۰۰۰
P	۰,۹۶۶۵۹۸	۲۰,۶۰۲۱۹	۰,۰۰۰۰
In	۱,۳۴۳۳۰۹	۱۶,۴۱۶۶۳	۰,۰۰۰۰
Tsi	-۰,۰۵۷۸۲۸	-۳,۲۳۴۳۴۳	۰,۰۰۱۲

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

برپایه نتایج برآوردی معادلهٔ یک:

QD=46.069+0.749*GDP-0.247*DUM-2.577*EX+0.966*P+1.343*IN-0.057*TSI

می‌توان گفت یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی استانی، تقاضای مسکن را به اندازه ۰,۷۴ درصد افزایش می‌دهد. همچنین یک درصد افزایش در متغیرهای قیمت مسکن و شاخص سطح عمومی قیمت‌ها، تقاضای مسکن را به‌ترتیب ۰,۹۶ و ۱,۳۴ درصد افزایش می‌دهند. با افزایش یک درصد در نرخ ارز، شاخص تحریم و شاخص بورس، تقاضای مسکن به‌ترتیب ۲,۵۷ و ۲,۵۷ و ۰,۰۵ درصد کاهش پیدا می‌کند. مقدار R^2 تعدیل‌شده نیز نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل ۵۲ درصد تغییرات متغیر وابسته، یعنی تقاضای مسکن را توضیح می‌دهند.

جدول ۴: نتایج برآوردی برای معادلهٔ دو: عرضه مسکن

Qs	Coefficient	t-Statistic	Prob.
Gdp	۰,۷۴۰۴۸۹	۲۲,۳۰۵۶۴	۰,۰۰۰۰
Dum	-۰,۲۲۱۳۵۲	-۲,۰۵۸۳۱۲	۰,۰۳۹۶
Ex	-۲,۲۸۱۳۶۳	-۸,۳۵۸۳۸۲	۰,۰۰۰۰
P	۱,۰۱۳۷۰۶	۲۲,۵۹۳۷۹	۰,۰۰۰۰
In	۱,۲۱۷۶۶۶	۱۵,۳۷۷۰۵	۰,۰۰۰۰
Tp	۰,۰۸۰۹۲۳	۲,۱۸۸۹۷۸	۰,۰۲۸۷
Ms	-۰,۳۱۶۶۱۴	۷,۱۲۲۷۷۲	۰,۰۰۰۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

بر پایه نتایج برآوردی برای معادلۀ دو:

QS=39.588+0.740*GDP-0.221*DUM-2.281*EX+1.013*P+1.217*IN+0.080*TP-0.316*MS

می‌توان گفت با یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی استانی، عرضه مسکن ۰,۷۴ درصد افزایش می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش در متغیرهای قیمت مسکن، شاخص سطح عمومی قیمت‌ها و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده، عرضه مسکن را به ترتیب ۱,۰۱ و ۱,۲۱ و ۰,۰۸ درصد افزایش می‌دهد. با یک درصد افزایش نرخ ارز، شاخص مصالح ساختمانی و شاخص تحریم، عرضه مسکن به ترتیب ۲,۲۸ و ۰,۲۲ و ۰,۳۱ درصد کاهش می‌یابد. مقدار R^2 نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل ۵۴ درصد تغییرات عرضه مسکن را توضیح می‌دهند.

جدول ۵: نتایج برآوردی برای معادلۀ سه: نرخ ارز

Ex	Coefficient	t-Statistic	Prob.
Exx	-۱,۰۰۴۳۷۸	۷۵,۱۹۸۰۶	۰,۰۰۰۰
Im	۰,۰۰۰۹۹۷	۲,۳۷۷۹۶۹	۰,۰۱۷۵
Dum	۰,۰۰۳۳۱۲	۷,۴۸۲۲۱۹	۰,۰۰۰۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

بر پایه نتایج برآوردی برای معادلۀ سه:

EX=13.974+1.004*EXX-0.00*IM+0.00*DUM

می‌توان گفت اگر یک درصد صادرات افزایش یابد، نرخ ارز به اندازۀ ۱,۰۰ درصد کاهش می‌یابد. همچنین شاخص تحریم با یک درصد افزایش، نرخ ارز را ۰,۰۰۳ درصد افزایش می‌دهد. با افزایش یک درصد در واردات، نرخ ارز به اندازه ۰,۰۰۰۹ درصد افزایش پیدا می‌کند. مقدار R^2 نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل ۹۹ درصد تغییرات نرخ ارز را توضیح می‌دهند.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

هدف این بررسی برآورد اثر تحریم‌های اقتصادی بر عرضه و تقاضای مسکن از کانال نرخ ارز بوده است. برای دستیابی به این هدف، سه معادله بر پایه مبانی و ادبیات موضوع تصریح شد و برای برآورد روابط تجربی معرفی‌شده از روش اقتصادسنجی رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SUR) بهره گرفته شد. نتایج برآوردی برای معادلۀ نخست نشان می‌دهد که متغیرها معنادار هستند و متغیرهای تولید ناخالص داخلی استانی، شاخص تحریم، قیمت مسکن، شاخص سطح عمومی قیمت‌ها، شاخص بورس و نرخ ارز، ۵۲ درصد تغییرات تقاضای مسکن را توضیح می‌دهند. همچنین می‌توان گفت تولید ناخالص داخلی استانی، قیمت مسکن و شاخص سطح عمومی قیمت‌ها بر تقاضای مسکن اثر مثبت دارند و با افزایش این متغیرها، تقاضای مسکن افزایش می‌یابد. با توجه به یافته‌های تحقیق و تحلیل داده‌های

موجود، رابطهٔ معکوس بین شاخص بورس، شاخص تحریم و نرخ ارز با تقاضای مسکن تأیید می‌شود. رابطهٔ معکوس بین شاخص بورس و نرخ ارز با تقاضای مسکن و رابطهٔ مثبت قیمت مسکن و سطح عمومی قیمت‌ها، نشانهٔ وجود بازار سرمایه‌ای برای مسکن و جانشینی این دو بازار با بازار مسکن است، مانند نتایج بررسی‌های رحمانی و اصفهانی (۱۳۹۴) و جیانگ و لیو[1] (۲۰۰۵). البته رابطهٔ قیمت مسکن و سطح عمومی قیمت‌ها با تقاضا، اثر پول داغ (سوزاننده) را نیز نشان می‌دهد. اثر منفی تحریم بر تقاضا نیز مانند اثرهایی است که بررسی‌های مختلف نشان داده‌اند تحریم موجب کاهش تقاضا می‌شود، همچون نتایج بررسی‌های تایل و همکاران (۲۰۱۸) و عزتی و سلمانی (۲۰۱۷) که نشان داده‌اند تحریم موجب کاهش تقاضا و مصرف شده است.

در توضیح و تفسیر این نتایج می‌توان گفت چون اقتصاد ایران در شرایط تورمی است، افزایش قیمت مسکن و افزایش شاخص تورم، انتظارات تورمی برای مسکن را افزایش می‌دهد. این انتظارات موجب می‌شود افرادی که قصد خرید مسکن در آینده دارند، در خرید تعجیل کنند و تقاضا را سریع‌تر انجام دهند. این موجب افزایش تقاضا در دورهٔ جاری هم‌زمان با افزایش قیمت مسکن و تورم می‌شود. از سوی دیگر افزایش قیمت‌ها موجب می‌شود این انتظارات افزایش قیمت مسکن در آینده سرمایه‌گذاری سفته‌بازانه را سودآورتر کند. بر این پایه تقاضای مسکن سفته‌بازانه نیز افزایش می‌یابد. در طرف مقابل با افزایش تحریم، نااطمینانی، انتظارات بد اقتصادی و تورم تشدید و موجب تردید در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و کاهش قدرت اقتصادی افراد می‌شود. این‌ها موجب کاهش تقاضای خرید و در اینجا تقاضای خرید مسکن می‌شوند. رونق بورس و افزایش قیمت‌ها در شاخص بورس به‌عنوان یک بازار مالی جانشین برای بازار سفته‌بازانه و تقاضای سرمایه‌گذاری در مسکن، موجب انتقال منابع مالی از بازارهای مالی دیگر، ازجمله بازار مسکن به بازار اوراق بهادار (بورس) می‌شود که درنتیجه تقاضای مسکن کاهش می‌یابد. بازار ارز نیز مانند بازار اوراق بهادار، بازار مالی جانشینی برای تقاضای سفته‌بازانه و تقاضای سرمایه‌گذاری در مسکن است که همان اثر را دارد. البته تحریم به‌صورت غیرمستقیم از روی اثرگذاری بر متغیرهای دیگر مانند نرخ ارز نیز بر تقاضای مسکن اثر دارد. این اثر از کانال نرخ ارز را در معادلهٔ سه می‌بینیم. اثر قیمت‌ها با توجه به هم‌زمانی برآورد عرضه و تقاضای مسکن و نیز ورود اثر بازارهای مالی دیگر و تحریم نیز چنین رخ می‌دهد. با توجه به اینکه چهار متغیر سطح عمومی قیمت‌ها، قیمت مسکن، نرخ ارز و شاخص بورس همگن هستند، می‌توان گفت تغییرات نرخ ارز با ۲٫۵۷٪ بیشترین اثرگذاری را بر کاهش تقاضا دارد و پس از آن سطح عمومی قیمت‌ها با ۱٫۳۴٪ و قیمت مسکن با ۰٫۹۶٪ اثر افزایشی در اهمیت هستند. در کمترین اثر، شاخص بورس با ۰٫۰۵٪ در کاهش تقاضا اثرگذار هستند.

1. Liu & Jiang (2005)

در نتایج اولیه برآوردی برای معادله دوم اثر دستمزد نیروی کار به‌عنوان بخشی از هزینه تولید معنادار نبوده است. این متغیر از مدل حذف شد، ولی در برآوردها اثر قیمت مصالح ساختمانی معنادار است. شاید بتوان گفت یک علت معنادار نشدن متغیر دستمزد، پایین بودن رشد نسبی آن در مقایسه با رشد قیمت مسکن و نیز رشد قیمت مصالح ساختمانی است. از طرف دیگر سهم دستمزد در هزینه‌های ساخت مسکن نسبت به هزینه‌های مصالح و دیگر هزینه‌ها بسیار کمتر است. این‌ها موجب می‌شود در ایران نرخ دستمزد در عرضهٔ مسکن چندان اثرگذار نباشد.

مقدار R^2 نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی استانی، قیمت مسکن، شاخص سطح عمومی قیمت‌ها، شاخص بورس، شاخص تحریم، نرخ ارز، شاخص مصالح ساختمانی و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده ۵۴ درصد تغییرات عرضه مسکن را توضیح می‌دهند. همچنین می‌توان گفت افزایش در تولید ناخالص داخلی استانی، قیمت مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده، عرضهٔ مسکن را افزایش می‌دهد. افزایش قیمت مصالح ساختمانی نیز عرضهٔ مسکن را کاهش می‌دهد. اثر نظری این متغیرها بسیار روشن است و برابر نتایج بسیاری از پژوهش‌ها دربارهٔ عرضه مسکن است، مانند قادری و ایزدی (۱۳۹۵) و مروت و همکاران (۱۳۹۷). در برابر این یافته‌های تحقیق، اثر منفی تغییر نرخ ارز، شاخص تحریم و شاخص مصالح ساختمانی بر عرضه مسکن نیز قابل‌توجه است. تحریم، موجب افزایش نااطمینانی اقتصادی، بی‌ثباتی و نوسان متغیرهای اقتصادی می‌شود که علتی برای به‌تعویق انداختن فعالیت‌های اقتصادی، مانند ساخت و ساز پروژه‌ها توسط سرمایه‌گذاران است. از طرف دیگر در اثر تحریم و افزایش قیمت‌ها در بازارهای مالی دیگر مانند بورس و ارز، بخشی از سرمایه‌ها از بازار مسکن به آن بازارها منتقل می‌شود و توان عرضه در بازار مسکن کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه چهار متغیر سطح عمومی قیمت‌ها، قیمت مسکن، نرخ ارز و قیمت مصالح ساختمانی همگن هستند، می‌توان گفت تغییرات نرخ ارز با ۲٫۲۸٪ بیشترین اثرگذاری را بر کاهش تقاضا دارد و پس از آن سطح عمومی قیمت‌ها با ۱٫۲۱٪ و قیمت مسکن با ۱٫۰۱٪ اثر افزایشی، اهمیت بعدی را دارند. در کمترین اثر، قیمت مصالح ساختمانی با ۰٫۲۲٪ در کاهش تقاضا اثرگذار هستند.

نتایج حاصل از معادلهٔ سوم نشان می‌دهد صادرات، واردات، شاخص تحریم و تولید ناخالص داخلی استانی، ۹۹ درصد تغییرات نرخ ارز را توضیح می‌دهند. ضریب تولید ناخالص معنادار نبود و از مدل حذف شد. افزایش در واردات و شاخص تحریم، نرخ ارز را افزایش می‌دهد، با افزایش صادرات، نرخ ارز کاهش می‌یابد که نشانهٔ رابطهٔ منفی بین نرخ ارز و صادرات است. از آنجاکه نرخ ارز تحت تأثیر تحریم افزایش می‌یابد و نیز نرخ ارز بر تقاضای مسکن اثر منفی دارد، می‌توان گفت تحریم، هم اثر مستقیم به علت ایجاد اخلال در امنیت، اطمینان و ثبات اقتصادی بر فعالیت‌های اقتصادی عرضه و تقاضای مسکن دارد و هم از روی تغییر نرخ ارز بر عرضه و تقاضای مسکن اثر غیرمستقیم دارد. با محاسبهٔ ضریب‌ها می‌توان گفت اثر مستقیم تحریم بر تقاضای مسکن ۲۴٫۸٪- و اثر تحریم از کانال نرخ

ارز ۸,۲۱٪- بوده است. همچنین اثر مستقیم تحریم بر عرضهٔ مسکن ۲۲,۱٪- و اثر تحریم از کانال نرخ ارز ۰,۷۵٪- بوده است. نکتهٔ پایانی اینکه اثر مستقیم تحریم و غیرمستقیم آن از کانال نرخ ارز بر تقاضای مسکن بیشتر از اثر مستقیم و غیرمستقیم آن بر عرضه مسکن بوده است. شاید بر این پایه بتوان گفت مصرف‌کنندگان و تقاضاکنندگان مسکن از تحریم بیشتر اثر دیده‌اند. می‌تواند علت این نتیجه آن باشد که عرضه‌کنندگان مسکن قیمت فروش را با شرایط روز و قیمت‌های دیگر بازارها هماهنگ می‌کنند، ولی بیشتر تقاضاکنندگان توان آن را ندارند که درآمد و قدرت خرید خود را با قیمت‌های دیگر هماهنگ کنند. به سخن روشن در شرایط تحریم توان خرید تقاضاکنندگان بیشتر از توان عرضه‌کنندگان مسکن آسیب دیده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

References

Abbasi Nejad, H. & Yari, H. (2009). The effect of oil shocks on housing prices in Iran. *Economic Research Quarterly, 1*, 59-77.[In Persian]

Abolhosni, P. (2021). Estimating and comparing the utilization of production capacity in Iran's factory industries in the private and public sectors, master's thesis. *Allameh Tabatabai University*. [In Persian]

Aghaei, M. Rezagholizadeh, M. & Mohammad Rezaei, M. (2017). Investigating the effect of economic and trade sanctions on trade relations between Iran and major trading partner countries. *Strategic Public Policy Studies Quarterly, 8*(28). [In Persian]

Amiri, E. & Fakhari, H. (2021). Purchase of the auditor's opinion and the quality of financial reporting: with the simultaneous equation model approach. *Danesh Audit Quarterly, 82*, 27-58. [In Persian]

Aslani, P. & Asdalahi, A. (2015). Evaluation of the impact of economic sanctions channels on housing prices in Iran. *Housing Economics Quarterly, 52*, 107-134. [In Persian]

Ataev, Nordir (2013). Economic Sanctions and Nuclear Proliferation: The Case of Iran, Thesis in Economic, Central European University, CEU Library. Hungary, Accessed June 2014. http://www.etd.ceu.hu/2013/ataev_ nodir.pdf.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd.

Biglaiser, G. & D. Lektzian (2020). The Effects of Economic Sanctions on Targeted Countries' Stock Markets. *International Interactions, 25*.

Blackley, D. M. (1999). The long-run elasticity of new housing supply in the United States: Empirical evidence for 1950 to 1994. *Journal of Real Estate Finance and Economics, 18*, 25-42.

Coulombel, N. (2011). Residential choice and household behavior: State of the Art. *Sustain City Working Paper, 2*.2a, ENS Cachan.

Dong, Y., & Li, C (2018). Economic sanction games among the US, the EU and Russia: Payoffs and potential effects. *Economic Modelling, 73*, 117-128.

Ezzati, M. & Salmani, U. (2015). Estimating the effect of economic sanctions on Iran's economic growth. *Basij Strategic Studies Quarterly, 67*, 69. [In Persian]

Ezzati, M. (2016). Analyzing Direct and Indirect Effects of Economic Sanctions on I. R. Iran Economic Growth: Focusing on the External Sector of the Economy, Open Journal of Marine Science, 6: 457-471. [In Persian]

Ezzati, M. Heydari, H. & Moridi, p. (2020). Investigating the effect of economic sanctions on the production and employment of Iran's industrial sector. *Strategic and Macro Policy Quarterly, 1*, 38-65. [In Persian]

Ezzati, M. kazemi Mehrabadi, A. (2017). The Effect of Economic Sanctions from the Banking Channels (Monetary) On the Industrial Production of Iran. *International Journal of Economic Perspectives, 11*(3), 801-809. [In Persian]

Ezzati, M. & Salmani, U. (2017). The welfare effects of economic sanctions on final consumers of goods and services in Iran. *International Journal of Environmental And Science Education, 7*(2). [In Persian]

Fallis, G. & Smith, L. B. (1985) Price effects of rent control on controlled and uncontrolled rental housing in Toronto: a hedonic index approach. *Canadian Journal of Economics, 18*(3), 652-59.

Felbermayr, G. J., Syropoulos, C., Yalcin, E., & Yotov, Y (2019). On the effects of sanctions on trade and welfare: New evidence based on structural gravity and a new database.

Felbermayr, G., Syropoulos, C., Yalcin, E., & Yotov, Y. V. (2020). On the Heterogeneous E ects of Sanctions on Trade and Welfare: Evidence from the Sanctions on Iran and a New Database.

Gujrati, D. (2011). *Fundamentals of econometrics*. translated by Abrishmi, H. University of Tehran Printing and Publishing Institute. [In Persian]

Hovi, J.; Huseby, R., and Sprinz, D.F. (2005). When do (imposed) economic sanctions work?. *World Politics, 57*(4), 479-499.

Iranmanesh, S., Salehi Asfiji, N. & Jalaii Esfandabadi, S. M. (2021). Investigating the effect of foreign sanctions on the balance of foreign payments of the Islamic Republic of Iran: a dynamic systems approach, *Applied Economic Theory Quarterly, 2*, 75-106. [In Persian]

Jeong, J. M. (2000). Economic Sanctions and Income Inequality: Impacts of Trade Restrictions and Foreign Aid Suspension on Target Countries. *Conflict Management and Peace Science*.

Khalili Iraghi, M. (2012). *An Introduction to Housing Economics*. University of Tehran Printing and Publishing Institute. [In Persian]

Khateri, Z., Najarzadeh, R. & Aqeli, L. (2021). The effect of economic sanctions on the capital account in Iran. *Quantitative Economics Quarterly, 18*, 135-162. [In Persian]

Khodadadkashi, F. & Zarban, N. (2014). The Role of Speculation on Housing Price Changes in Iran (1370-1387). *Economic Research and Policy Quarterly, 71*, 5-28. [In Persian]

Kyomorthi, M. Ahmadi Shadmehri, M. T. Salimifar, M. & Abrishmi, H. (2019). Investigating the effect of financial and energy sanctions on the production gap in Iran's economy. *Iranian Economic Research Quarterly, 79*, 33-66. [In Persian]

Korhonen, I., Heli S. & Laura S. (2018). Sanctions and countersanctions − effects on economy, trade and finance. *Focus on European Economic Integration, Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank), issue Q3-18*, 68-76.

Kraváček, T. (2020). The Impact of International Sanctions on The Economy of Iran.

Lacy, D., and Niou, E.M. (2004). A theory of economic sanctions and issue linkage: The roles of preferences, information, and threats. *The Journal of Politics, 66*(1), 25-42.

Lamotte O. (2012). Disentangling the Impact of Wars and Sanctions on International Trade:Evidence from Former Yugoslavia. *Comparative Economic Studies, 54*(3), 553-579.

Liu, Z. & Jiang, G. (2005). House Price and Land Price: Disputation, Comment and Empirical Research. *China Land, 8*, 28-39.

Maclennan, D. (1977). Some Thoughts on the Nature and Purpose of House Price Studies. *Urban Studies, 14*, 59-71.

Maleki, B. (2016). *Analysis of Iran's Housing Market*. Tehran: Industrial Management Organization. [In Persian]

Malpezzi, Stephen, & M. Wachter, Susan (2002). The Role of Speculation in Real Estate Cycles. *The Center for Urban Land Economics Research*, University of Wisconsin.

Manzoor, D. & Mustafapour, M. (2013). Rereading unfair sanctions: characteristics, goals and measures. *Financial and Economic Policy Quarterly, 2*, 21-42. [In Persian]

Mehrabian, A. A. & Gudarzi Farahani, Y. (2022). The role of exchange rate fluctuations on private sector investment in Tehran city housing using the Markov regime change model. *Business Management Quarterly, 53*: 191-206. [In Persian]

Mehrgan, N. & Ghafari, V. (2016). Factors affecting rents in Iranian cities using combined data. *Housing Economics Quarterly, 56*, 77-100. [In Persian]

Mohebati, Y. (2018). Investigating economic sanctions and their effect on Iran's economy. *Quarterly Journal of Management and Accounting Studies*, special issue, 46-63. [In Persian]

Morovat, H. Nassiri Aghdam, A, & Mirhashemi, R.(2018). Estimating the Price Elasticity of New Housing Supply in Iran (Provincial study). *Economics and Modeling Quarterly, 32*, 151-176. [In Persian]

Nakhli, S.R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R. and Rafei, M. (2021). How do the financial and oil sanctions affect the Iran's economy: a DSGE framework. *Journal of Economic Stud-ies, 48* (4), 761-785.

Pape, R.A. (1997). Why economic sanctions do not work. *International Security, 22(*2), 90-136.

Peksen, D. (2009). Better or worse? The effect of economic sanctions on human rights. *Journal of Peace Research, 46*(1), 59-77.

Poterba, J. M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: an assetmarket approach. *The quarterly journal of economics, 99*(4), 729-752.

Qaderi, J. & Izadi, B. (2016). Investigating the effect of economic and social factors on housing prices in Iran (1350-1391). *Urban Economics Quarterly, 1*, 73-93. [In Persian]

Qolizadeh, A. A. & Ghanbari, S. (2017). Investigating the effect of housing assets on household consumption expenditure components in Iran. *Housing Economics Quarterly, 61*, 51-76. [In Persian]

Rahmani T. & Esfahani, P. (2015). An analysis of the effect of supply and demand factors on housing prices in Iran. *Housing Economics Quarterly, 55*, 11-30. [In Persian]

Rasaaf, M., Rostamzadeh, P., Islamluian, K. & Hadian, E. (2021). The global effects of Iran's oil embargo: an application of game theory. *Economic Modeling Research Quarterly, 43*, 133-175. [In Persian]

Razavi, S. A., Salimi Far, M. & Naji Maidani, A. A, (2014). Exchange rate and its effect on non-oil exports in Iran: vector autoregression approach. *Economic Strategy Quarterly, 8,* 35-53. [In Persian]

Somerville, C.T. (1999). Residential Construction Costs and the Supply of New Housing. Endogeneity and Bias in Construction Cost Indexes. *Journal of Real Estate Financeand Economics. 18*(1), 43- 62.

Suri, A. (2011). *Econometrics with the use of Eviews7*. Farhangshenasi Publications. [In Persian]

Suri, A. (2014). Getting out of the recession and the role of the housing sector. *Housing Economics Quarterly, 50*, 97-113. [In Persian]

Taibi, S. K. & Sadeghi, A. R. (2017). The effects of international sanctions and other factors affecting the exchange rate in Iran. *Economic Research Quarterly, 3*, 641-661. [In Persian]

Teshkini, A. (2014). *Applied econometrics with the help of Microfit*. Noor Alam Publications. [In Persian]

Tyll, L., Pernica, K., & Arltová, M. (2018). The impact of economic sanctions on Russian economy and the RUB/USD exchange rate. *Journal of International Studies, 11*(1), 21-33.

Wang, Y., Wang, K., & Chang, C. P. (2019). The impacts of economic sanctions on exchange rate volatility. *Economic Modelling, 82*, 58-65.

Yelena, T. & Q. Faryal (2016). Global Oil Glut and Sanctions: The Impact on Putin's Russia. *Energy Policy*, 90(C), 140-151.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 299-320

Economic Sanctions, Exchange Rate and Housing Supply and Demand

Mehrdad Mahmoudian Zamaneh[1]
Morteza Ezzati[2]
Mohammad Jafari[3]

Received: 2023/08/18 Accepted: 2023/10/08

Introduction
The occurrence of various shocks affects economic variables and change their course over time. Knowing the effecst of such shocks on economic variables is necessary for proper policy making in the economy. Therefore, many researches are conducted in this field in the world. Policy-making without recognizing these effects can result into tremendous challenges. One of the most effective shocks in the Iranian economy is the sanctions, especially the nuclear ones, which have had extensive effects on the behavior of brokers and consequently on the country's economic variables.

Economic sanctions cause a change in the exchange rate by creating a chaotic atmosphere and confusion in the economy, followed by a change in the supply and demand of housing. Therefore, the purpose of this research is to investigate the effect of economic sanctions on the supply and demand of housing through the exchange rate channel. For this purpose, provincial seasonal data for the period of 2011-2021 have been used and Seemingly Unrelated Regression (SUR) model has been used to analyze the data.

Methodology
Different methods can be used to estimate the model of the equations of this study, such as single equation methods or methods of solving simultaneous equations, whose estimates are different. The most common methods of solving simultaneous equations are the two-stage and three-stage least squares regression methods, as well as Seemingly Unrelated Regression, which is used when there is a relationship between the error part of the equations or there is a simultaneous correlation. The method discussed in this research is Seemingly Unrelated Regression (SUR) model or Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE), which was proposed in 1962 in econometrics.

Findings
The findings show that provincial gross domestic product, housing prices, and inflation have a positive effect on demand. The variables of stock market index, exchange rate and sanctions have had a negative effect on housing demand. On

1. Mehrdad Mahmoudian Zamaneh, Economics Phd. Candidate, Lorestan University, Khorramabad, Iran. (Corresponding Author) Email: Mahmoudian.mehrdad@gmail.com
2. Morteza Ezzati, Economics Associate Prophessor, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: mezzati@modares.ac.ir
3. Mohammad Jafari, Economics Associate Prophessor, Lorestan University, Khorramabad, Iran. Email: Jafari.moh@lu.ac.ir

the supply side, housing price variables, the number of building permits issued, and inflation have a positive effect on the housing supply, while the exchange rate, sanctions, and the price of construction materials have a negative effect on the housing supply. Imports and embargoes have increased the exchange rate and exports have decreased the exchange rate. On this basis, the embargo has both a direct effect and an indirect effect through the exchange rate on the reduction of housing supply and demand.

Discussion and Conclusion

The estimation results for the first equation show that the variables are significant. It can also be said that provincial GDP, housing prices and general price level index have a positive effect on housing demand and with the increase of these variables, housing demand increases. According to the findings of the research and the analysis of the available data, the inverse relationship between the stock market index, the sanctions index and the exchange rate with housing demand is confirmed. So, with the growth of the stock market index, sanctions index and exchange rate, the demand for housing decreases.

In the preliminary results, the estimate for the second equation of the average effect of labor wages as a part of the production cost was not significant. But in estimates, the effect of the price of construction materials is significant. This variable was removed from the model. It can be said that one of the reasons for the non-significance of the wage variable is its low relative growth compared to the growth of housing prices and the growth of construction materials. On the other hand, the share of wages in housing construction costs is much lower than the costs of materials and other costs. This causes the wage rate in Iran to be less effective in housing supply. It can also be said that an increase in the provincial GDP, housing prices and the number of building permits issued increases housing supply.

The results of the third equation show that exports, imports, sanctions index, liquidity volume and provincial GDP explain 99% of exchange rate changes. It is worth mentioning that any increase in exports and sanctions index increases the exchange rate, but with the increase in imports, the exchange rate decreases, which shows the negative relationship between the exchange rate and imports. Since the exchange rate increases under the influence of the sanctions and the exchange rate has a negative effect on the housing demand, it can be said that sanctions have a direct effect on the economic activities of supply and demand due to the disruption of security, certainty and economic stability. Housing has an effect on the supply and demand of housing due to the change in the exchange rate.

Keywords: Economic Sanctions, Housing Supply, Housing Demand, Exchange Rate, Iran
JEL Classification: O18, F31, R31, R2

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۳۲۱-۳۵۲

تحلیل وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و بورس اوراق بهادارِ تهران: رویکرد ترکیبی تجزیه مود متغیر و کاپولا (VMD- Copula)

رقیه محسنی‌نیا[۱]
علی رضازاده[۲]
یوسف محمدزاده[۳]
شهاب جهانگیری[٤]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/۰٦/۰٤ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/۰۷/۱۸

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی وابستگی ساختاری بین بازدهی بازارهای رمزارز و شاخص بورس اوراق بهادارِ تهران با استفاده از داده‌های روزانه طی دورهٔ ۸ آگوست ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ است. این مطالعه روش تجزیه حالت متغیر (VMD) و انواع مختلف توابع کاپولای متقارن و نامتقارن را برای بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای رمزارز و شاخص بورس در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری ترکیب می‌کند. در مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای از الگوهای FIGARCH-GED استفاده شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران با استفاده از تابع کاپولای ارشمیدسی هیچ‌گونه وابستگی ساختاری چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت وجود ندارد. نتیجه بیانگر این است که بازار رمزارزها از طبقهٔ اصلی دارایی‌های مالی و اقتصادی جدا شده‌اند و مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذاران ارائه می‌دهند. همچنین از توابع (CVine-Copula) که در ادبیات مالی یکی از کاراترین روش‌های بررسی ساختار وابستگی می‌باشد، استفاده شده است. وابستگی ساختاری با استفاده از توابع کاپولای واین به نسبت توابع کاپولای ارشمیدسی توانایی بهتری در شناسایی وابستگی ساختاری بین بازدهی رمزارزها و شاخص بورس در ایران دارد. براساس یافته‌های تحقیق، بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص سهام به شرط رشد قیمت رمزارز اتریوم، کاپولای کلایتون به‌عنوان مدل مناسب توضیح‌دهندهٔ همبستگی انتخاب شده است که بیانگر اثرات نامتقارن بوده و وابستگی بیشتری در دنباله چپ وجود دارد. یافته‌های مطالعه نشان‌دهندهٔ نقش مهم رمزارزها در سبد سرمایه‌گذاران است، زیرا به‌عنوان گزینهٔ متنوعی برای سرمایه‌گذاران عمل می‌کنند و طبقه دارایی سرمایه‌گذاری جدیدی هستند.

واژگان کلیدی: بازار رمزارزها، تجزیه مود متغیر، توابع کاپولا، شاخص سهام، وابستگی ساختاری
طبقه‌بندی JEL: C20, C14, C22, G12

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی (اقتصاد مالی)، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
r.mohseninia@urmia.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسندهٔ مسئول)
a.rezazadeh@urmia.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir
٤. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران kh.jahangiri@urmia.ac.ir

۱. مقدمه

فضای پیچیدهٔ بازارهای مالی و اقتصادی و ارتباط تنگاتنگ این بازارها با یکدیگر و همچنین نیاز حیاتی به پیش‌بینی سناریوهای مالی و اقتصادی آتی، پژوهشگران حوزهٔ مالی را بر آن داشته است تا با کشف و تحلیل این ارتباطات میان‌بازاری بتوانند گامی مؤثر در جهت تحقق اهداف نظام مالی و اقتصادی بردارند (نیکومرام و همکاران،۱۳۹۳). با توجه به ارتباط بازارهای مالی با یکدیگر، اطلاعات ایجادشده در یک بازار می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. در این میان، مدل‌سازی و بررسی نحوهٔ ارتباط بازده در بازارهای مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر از منظر پژوهشگران و نیز فعالان بازار، به لحاظ موارد استفادهٔ آن در پیش‌بینی روند آتی بازار، موضوع بااهمیتی به‌شمار می‌رود. در سال‌های اخیر، تجزیه و تحلیل رمزارزها[1] محبوبیت فزاینده‌ای هم در تحقیقات دانشگاهی و هم در کل سیستم مالی پیدا کرده است. رمزارزها به‌عنوان پدیده‌ای نوظهور در سطح جهانی هستند که به‌طور مکرر و آشکارا توسط رسانه‌ها، سرمایه‌گذاران مخاطره‌پذیر، مؤسسات مالی و دولتی به‌صورت مشابه مورد توجه قرار می‌گیرند (گلاسر و همکاران[2]، ۲۰۱۴). دانستن روابط بازار رمزارزها با بازار سهام یا بازار کالاها برای مدیریت پرتفوی سرمایه‌گذاران و اینکه چه مقدار از پول سرمایه‌گذاری آن‌ها به‌منظور امنیت در سرمایه‌گذاری به رمزارزها اختصاص می‌یابد، بسیار مفید خواهد بود. رمزارزها را می‌توان به‌عنوان ابزارهای مالی نسبتاً جدید ارزیابی کرد (دایربرگ[3]، ۲۰۱۶). رمزارزها به دلیل ساختار غیرمتمرکز، هزینه‌های پایین تراکنش و ماهیت یکتا به یکتا با دارایی‌های مالی سنتی متفاوت هستند (دایربرگ، ۲۰۱۸). از این‌رو، رمزارزها را می‌توان ابزارهای سرمایه‌گذاری متمایز و دارایی‌های مالی در نظر گرفت.

وابستگی متقابل احتمالی بازارهای سهام و رمزارزها به‌دلیل اهمیت فوق‌العادهٔ آن برای سرمایه‌گذاران و مدیران پرتفوی، یک نگرانی اساسی در ادبیات بازار مالی است. اگرچه رمزارزها یک پدیده اخیر هستند، اما با ظهور اولین رمزارز، بیت کوین، در ژانویه ۲۰۱۶، آن‌ها به سرعت به یک پدیده جهانی تبدیل شدند که به‌طور گسترده در ادبیات مالی مورد بحث قرار گرفته است (گلاسر و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین، همبستگی‌های رمزارز در تعیین فرصت‌های سرمایه‌گذاری متنوع، ارزیابی استراتژی‌های پوشش ریسک بهینه و جلوگیری از اثرات سرایت ضروری است. مطالعات علمی بررسی همبستگی بین بازده رمزارزها و بازده بازار سهام در دهه اخیر مورد توجه قرار گرفته و رو به افزایش است. ازجمله می‌توان به مطالعات کنراد و همکاران[4]، ۲۰۱۸؛ کوربت و همکاران[5]، ۲۰۱۸؛ تیواری و

1. Cryptocurrency
2. Glaser et al .(2014)
3. Dyhrberg (2016)
4. Conrad et al. (2018)
5. Corbet et al. (2018)

همکاران[1]، ۲۰۱۹؛ جیانگ و همکاران[2]، ۲۰۲۱ و جلاسی و همکاران[3]، ۲۰۲۳ برای اقتصادهای پیشرفته، مطالعات لاهیانی و جلاسی[4]، ۲۰۲۱؛ داسمن[4]، ۲۰۲۱؛ سامی و عبدالله[5]، ۲۰۲۰؛ واردار و آیدوگان[6]، ۲۰۱۹ برای اقتصادهای نوظهور و مطالعات ماریانا و همکاران[7]، ۲۰۲۱؛ گروبایس[8]، ۲۰۲۱؛ نگوین[8]، ۲۰۲۲؛ کومه و همکاران[9]، ۲۰۲۱ در دوران کووید ۱۹ اشاره کرد. موضوع مورد بحث در این مطالعات عمدتاً مبتنی بر این است که رمزارزها به‌تدریج خود را به‌عنوان طبقهٔ جدیدی از دارایی‌ها با ویژگی‌های منحصر به فرد تثبیت می‌کنند، اگرچه شک و تردید و عدم درک ماهیت آن‌ها همچنان وجود دارد. این دارایی‌های مالی جدید (رمزارزها) می‌توانند فرصت‌های جدیدی را برای تنوع سبد سرمایه‌گذاری و پوشش ریسک ارائه دهند. همچنین اجماع مشترک در مورد همبستگی ضعیف بین ارزهای دیجیتال و بازارهای سهام اخیراً به دلیل رکود هم‌زمان آن‌ها در طول همه‌گیری COVID-19 به چالش کشیده شده است.

هر ابزار مالی مانند سهام و رمزارزها که در بازارها معامله می‌شود ممکن است براساس عوامل متعددی در معرض نوسانات قیمتی باشد؛ عواملی مانند اخبار مثبت و منفی، وضعیت مالی شرکت‌های سهامی معامله‌شده در بازارهای بورس، حوادث سیاسی، تغییرات جهانی و شرایط محیطی (ازجمله ریسک‌های بازار). با جهانی‌شدن استفاده از رمز ارزها، در کشور ایران نیز طی چند سال اخیر محبوبیت و استفاده از رمزارزها به‌طور پیوسته بیشتر می‌شود. در این شرایط جدید، سرمایه‌گذاران بیشتر به دنبال کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود و دستیابی به تنوع پرتفوی بهینه با مشارکت دارایی‌های مالی جدید (رمزارزها) هستند. همچنین با افزایش استفاده از رمزارزها شاهد وضع مقررات بیشتر دولت و بانک مرکزی در خصوص کنترل استخراج این رمزارزها برای کنترل شرایط حاکم بر دنیای رمزارزها هستیم و از آنجا که رمزارزها امکان تبادل منابع مالی خارج از سیستم مالی تنظیم شده را نیز فراهم می‌کنند، بر این اساس، با توجه به تأثیرپذیری مستقیم و غیرمستقیم اقتصاد ایران از

1. Tiwari et al. (2019)
2. Jiang et al. (2021)
3. Jlassi et al. (2023)
4. Lahiani and Jlassi (2021)
4. Dasman (2021)
5. Sami and Abdallah (2020)
6. Vardar and Aydogan (2019)
7. Mariana et al. (2021)
8. Grobys (2021)
8. Nguyen (2022)
9. Kumah (2021)

بازارهای مالی جهانی و گسترش فعالیت مربوط به رمزارزها در شرایط تحریم بین‌المللی این سؤال مطرح می‌شود که آیا رابطه‌ای بین بازده سهام و بازده رمزارزها وجود دارد؟ تشخیص نوع همبستگی در بازدهی‌های شاخص‌های بازارهای مالی اهمیت فراوانی برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران مالی دارد.

از طرفی با توجه به اینکه سری‌های زمانی مالی دارای ویژگی‌های ابعادی فرکانسی نیز می‌باشند، سرمایه‌گذاران بین‌المللی که به‌دنبال پوشش ریسک قیمت خود در بازارهای سهام با استفاده از رمزارزها هستند، باید به افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری توجه کنند. با توجه به ادبیات بالا، نقش ارزشمند رمزارزها در تنوع پرتفوی برای شاخص‌های سهام، نبود یا ضعیف بودن ارتباط بین بازارها را برجسته می‌کند که مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند و همچنین ادبیات مربوط به رمزارزها و ادغام با بازارهای سهام را گسترش می‌دهد. بنابراین، این مطالعه درتلاش است با استفاده از یکی از روش‌های جدید تجزیه (تجزیه مود متغیر)[1] که این روش به‌عنوان یکی از روش‌های جامع چندمقیاسی می‌تواند راهنمایی برای مدل‌سازی ساختار پنهان ناشناخته در بازارهای مالی باشد. برای ارائهٔ شواهد جدیدی برای تشخیص حرکت هم‌زمان بازارهای رمزارز و سهام در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری با استفاده از توابع کاپولای ارشمیدسی[2] وابستگی را در هر دو طرف توزیع با استفاده از وابستگی دنباله در میان آن‌ها به‌دست آورد. با توجه به ویژگی‌های انعطاف‌پذیر کاپولای واین در تبیین ساختار وابستگی در این مطالعه از ساختار C-Vine نیز استفاده شده است. بدین منظور، مقاله در پنج بخش ساماندهی شده است. پس از ارائهٔ مقدمه در بخش دوم ادبیات موضوع و در بخش سوم داده‌های آماری و روش تحقیق معرفی شده‌اند. بخش چهارم به گزارش یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافته و سرانجام در بخش پنجم نتیجه‌گیری کلی ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

پیوندهای بین بازاری، همان‌طور که با سرریزهای بازده و نوسان سنجیده می‌شود، جنبه مهمی از امور مالی بین‌المللی را نشان می‌دهد و پیامدهای مهمی برای تصمیمات پرتفوی و پوشش ریسک دارد. این موضوع در ادبیات تجربی با شواهدی از افزایش یکپارچگی بازار که ناشی از باز بودن بازارها، جهانی شدن، مالی شدن و تحولات تکنولوژیکی است، توجه زیادی را به خود جلب کرده است. با توجه به اهمیت دارایی‌های جایگزین در تنوع بخشیدن به ریسک‌های دارایی سنتی، هم سرمایه‌گذاران و هم محققان دانشگاهی به‌طور مستمر بررسی رمزارزها را دنبال می‌کنند. اخیراً، ادبیات مربوط به رمزارزها به‌طور قابل‌توجهی رشد کرده است تا دو جنبهٔ مهم از رمزارزها، یعنی اهمیت به‌عنوان یک

1. Variational Mode Decomposition

2. Archimedian Copula

دارایی سرمایه‌گذاری جایگزین (باریویرا و همکاران[1]، ۲۰۱۷) و انتقال ریسک و بازده بین ارزهای دیجیتال و سایر دارایی های سنتی را پوشش دهد (دایربرگ، ۲۰۱۶؛ کربت و همکاران، ۲۰۱۸، ۲۰۲۰؛ سالیسو و همکاران[2]، ۲۰۱۹؛ کانلون و مک گی[3]، ۲۰۲۰؛ گودل و گات[4]، ۲۰۲۱). رمزارزها به‌سرعت سرمایه‌گذارانی را که در پی جایگزین‌های پولی جدید بین المللی هستند و همچنین معامله‌گران و تأمین‌کنندگانی که به‌دنبال فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهتر هستند جذب کرده‌اند. ویژگی‌های منحصر به فرد رمزارزها نه‌تنها آن‌ها را از همتایان سنتی خود متمایز می‌کند، بلکه آن‌ها را برای تنوع پرتفوی با سایر دارایی‌ها مانند سهام جذاب می‌کند. مزایای تنوع بیشتر به این دلیل است که بازده رمزارزها با سایر طبقات دارایی مرتبط نیست (شهزاد و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

بریر و همکاران[6] (۲۰۱۵) در مطالعه خود نشان داد که چگونه سرمایه‌گذاری‌ها در رمزارز می‌تواند به مزایای بزرگی برای پرتفوی‌های متنوع منجر شود. این مزایا برای محافظت از پرتفوی‌ها در برابر نوسانات بالا به دلیل داشتن سطح سودآوری بالا و سطح پایین همبستگی با دارایی‌های سنتی کافی است. استدلال نظری نشان می‌دهد که سه کانال وجود دارد که انگیزه گنجاندن بیت کوین و بازارهای سهام را فراهم می‌کند. درواقع بیت‌کوین از طریق سه کانال، یعنی مجموع‌های پولی، نرخ ارز خارجی و تورم بر سیستم پولی و کل بازارهای سهام تأثیر می‌گذارد. تقاضای پول، تورم و نرخ ارز سه کانالی هستند که بیت‌کوین از طریق آن‌ها بر سیستم پولی و بازارهای مالی تأثیر می‌گذارد. رشد قیمت بیت‌کوین به‌طور قابل توجهی بر افزایش نرخ ارز، کاهش گردش پول و همچنین افزایش تورم تأثیر می‌گذارد. مطابق مطالعات، هنگامی که بیت‌کوین جایگزین پول می‌شود، عملکرد پول را تغییر می‌دهد. این پدیده منجر به کاهش گردش پول و درنتیجه از بین رفتن نظریه مقداری پول می‌شود. پژوهشگران این اثر مهم را به اثر ثروت ناشی از رشد قیمت بیت کوین نسبت دادند. کاهش تقاضا برای پول از طریق کاهش هزینه‌های نهایی، ارزش دارایی سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نارایان و همکاران[7] (۲۰۱۹) اشاره می‌کند که بیت‌کوین می‌تواند بر هزینهٔ نهایی و تورم تأثیر بگذارد، زیرا بیت‌کوین نه تنها به‌عنوان یک دارایی سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود، بلکه به‌عنوان ذخیره ارزش نیز تلقی می‌شود. بنابراین، با افزایش ارزش بیت‌کوین ممکن است تقاضا برای کالاها و خدمات

1. Bariviera et al. (2017)
2. Salisu et al. (2019)
3. Conlon and McGee (2020)
4. Goodell and Goutte (2020)
5. Shahzad et al. (2020)
6. Briere et al. (2015)
7. Narayan et al. (2019)

افزایش یابد و فشار صعودی بر قیمت این کالاها و خدمات وارد کند. درنتیجه ارزش پولی سهام شرکت‌ها را به‌طورمستقیم تحت‌تأثیر قرار دهد.

سومین کانال اثرگذاری بیت‌کوین بر بازار سهام از طریق نرخ ارز خارجی است. نرخ ارز خارجی بر تحولات کلان اقتصادی و مالی تأثیر می‌گذارد که به‌نوبه‌خود بر کاربران سرمایه‌گذاران بیت‌کوین برای تجارت و مبادله تأثیر می‌گذارد. نرخ ارز خارجی تجارت بیت کوین را تقویت می‌کند و از این‌رو باعث افزایش قیمت می‌شود. با افزایش قیمت داخلی بیت‌کوین به دنبال افزایش نوسانات قیمت ارز خارجی، منجر به افزایش ارزش داخلی این دارایی در سبد دارایی سرمایه‌گذار می‌شود و با توجه به اعتبار بین‌المللی این دارایی در شرایط نوسانات شدید ارزی، تمایل به خرید دارایی‌های داخلی، ازجمله سهام را کاهش می‌دهد و قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد .علاوه بر این، افزایش محبوبیت بیت‌کوین در میان سبد سرمایه‌گذاران، همراه با افزایش ارزش بازار، بیت‌کوین را مستعد تأثیرگذاری بر کل فعالیت‌های اقتصادی کرده است.

از نظریه‌های رفتاری نیز می‌توان برای بحث در مورد ارتباط بین رمزارزها و سهام استفاده کرد. فرضیه انتشار تدریجی اطلاعات و محافظه‌کاری سرمایه‌گذار هر دو تغییرات قیمت را در یک دارایی به دلیل نوسان قیمت دیگری توضیح می‌دهند (نارایان و همکاران، ۲۰۱۹). طبق این دو نظریه، رمزارزها ممکن است رفتار متفاوتی با سهام سنتی داشته باشند. فرضیه انتشار اطلاعات هونگ و استین[1] (۱۹۹۹) را می‌توان برای نشان دادن اینکه رمزارزها ویژگی‌های متفاوتی با سهام سنتی دارند و بنابراین به تغییرات قیمت بازار سهام واکنش متفاوتی نشان می‌دهند به کار برد. علاوه بر این، سرمایه‌گذاران در بازارهای سنتی محافظه‌کارانه‌تر هستند و براساس محافظه‌کاری سرمایه‌گذاران، واکنش‌های کم یا بیش از حد به شوک‌های وارده به سایر دارایی‌ها نشان می‌دهند. این فرضیه براساس عدم تقارن اطلاعاتی است که در بازارهای دارایی سنتی بارزتر است. بنابراین، پیش‌بینی می‌شود که این پدیده در بین سرمایه‌گذاران رمزارزها متفاوت باشد و این دو دارایی را برای تنوع سبد مناسب کند.

رحمان و همکاران[2] (۲۰۲۰) در مطالعهٔ خود نشان می‌دهند که بیت‌کوین به دلیل همبستگی کم آن با بازارهای سهام متعارف و اسلامی، فرصت متنوع مؤثری را ارائه می‌دهد. برخی از ادبیات موجود نشان می‌دهند که گنجاندن بیت‌کوین در یک سبد متنوع، سود مورد انتظار آن را علی‌رغم رفتار بی‌ثبات بیت‌کوین افزایش می‌دهد (ماریانا و همکاران، ۲۰۲۱). با بررسی ادبیات پژوهش رابطه اقتصادی و نظری بین رمزارزها و بازارهای سهام توسط نارایان و همکاران (۲۰۱۹)، منسی و همکاران[3]

1. Hong and Stein (1999)
2. Rehman et al (2020)
3. Mensi et al (2020)

(۲۰۲۰)، رحمان و همکاران (۲۰۲۰) برآورد شده است که نشان می‌دهد این رابطه بیشتر غیرمستقیم است تا مستقیم. این بررسی به نقطه عطفی برای بررسی رابطه غیرخطی بین نوسانات رمزارزها و بازار سهام تبدیل شده است. سرایت بازارهای مالی و وابستگی متقابل موضوعی است که به‌طور گسترده در امور مالی به‌صورت تجربی مورد مطالعه قرار گرفته است.

نتایج مطالعه یرماک[1] (۲۰۱۵)، حاکی از آن است که اطلاعات مربوط به متغیرهای مالی، در طول زمان به یکدیگر سرایت می‌کنند، این موضوع با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش‌ازپیش بازارهای مالی به یکدیگر، اهمیت بیشتری یافته است. آندریانتو و دیپوترا[2] (۲۰۱۷) با هدف بررسی تأثیر رمزارز بر پرتفوی متنوع با استفاده از مدل میانگین - واریانس با حداکثر کردن نسبت شارپ به این نتیجه دست یافتند که اضافه‌شدن رمزارز به پرتفوی متنوع باعث افزایش نسبت شارپ پرتفوی می‌شود و رمزارز بازده بالایی را برای افراد با تحمل ریسک بالا فراهم می‌کنند.

نتایج مطالعه ون د کلاشورست[3] (۲۰۱۸)، بیانگر وجود یک سرایت‌پذیری دوطرفه بین بازارهای رمزارز و شاخص‌های سهام (S&P500) و نیکی[4] است. همبستگی پویا در طی زمان بین بازارها وجود نداشته و این انتقال‌پذیری در لحظه صورت گرفته است. تیواری و همکاران (۲۰۱۹)، با مطالعه همبستگی‌های متغیر زمانی بین شش رمزارز و شاخص سهام ایالات متحده (S&P500) به این نتیجه دست یافتند که رمزارز به‌عنوان یک دارایی پوششی در برابر ریسک بازار سهام (S&P500) عمل می‌کند. همچنین نوسانات نسبت به شوک مثبت در هر دو بازار، بیشتر به شوک منفی واکنش نشان می‌دهند.

گیل - آلانا و همکاران (۲۰۲۰) با بررسی ویژگی‌های تصادفی شش رمزارز بازارهای سهام به این نتیجه دست یافتند که رمزارزها، به‌ویژه بیت‌کوین و اتریوم، به‌عنوان یک گزینه تنوع‌بخشی برای سرمایه‌گذاران عمل می‌کنند و تأیید می‌کنند که رمزارزها یک طبقه دارایی سرمایه‌گذاری جدید است. نتایج مطالعه یوزانون[5] (۲۰۲۱) با بررسی سرریزهای بازده و نوسان در پنج بازار عمده سهام و بازار بیت‌کوین با استفاده از داده‌های روزانه از مارس ۲۰۱۳ تا مارس ۲۰۱۸ با استفاده از مدل چندمتغیره (VARMA-AGARCH) حاکی از معنی‌دار بودن سرریزهای بازدهی و نوسانات بین این جفت‌های بازار است. همچنین بیت‌کوین، به‌عنوان یک رمزارز اصلی، ممکن است سرمایه‌گذاری جایگزین باشد که هم برای بازده و هم برای مدیریت پرتفوی نگهداری می‌شود.

---

1. Yermack (2015)
2. Andrianto and Diputra (2017)
3. Van de Klashorst (2018)
4. Nikkei
5. Uzonwanne (2021)

یافته‌های مطالعه گربل و همکاران[1] (۲۰۲۲) که در آن رابطهٔ نامتقارن بین رمزارزها و شاخص‌های قیمت سهام با استفاده از مدل NARDL در دوران همه‌گیری COVID19 بررسی شده است، حاکی از آن است که همبستگی نامتقارن بین شاخص‌های سهام و رمزارزها در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد و همچنین شاخص قیمت‌های سهام بیشتر به شوک‌های منفی رمزارزها پاسخ می‌دهند تا شوک‌های مثبت. جانا و ساهو[2] (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای به این نتیجه دست یافتند که یک همبستگی شرطی منفی بین بازار سهام هند و رمزارزها قبل از بحران مالی ناشی از همه‌گیری و جنگ روسیه و اوکراین و یک همبستگی شرطی مثبت به جز تتر در طول بحران وجود دارد. این بدان معناست که رمزارزها قبل از وقوع بحران به‌عنوان یک دارایی پوششی در بازار سهام عمل می‌کنند، اما در طول بحران، به جز تتر، بیشتر از یک تنوع‌بخش نیستند.

در داخل کشور نیز مطالعات تجربی مرتبطی انجام گرفته است. به‌عنوان نمونه، کیوانیان و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعات خود نشان می‌دهند که درکوتاه‌مدت قیمت سهام درصد بسیارکمی ازتغییرات تقاضای بیت‌کوین درایران را توضیح می‌دهند؛ اما در بلندمدت مقدار توضیح‌دهی این متغیر از تغییرات میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران افزایش می‌یابد. صالحی‌فرد (۱۳۹۸)، در مطالعهٔ خود، به این نتیجه دست یافتند که اگرچه بازده و ریسک بیت‌کوین نسبت به سایر فرصت‌های سرمایه‌گذاری مانند ارز، طلا، سکه و بورس در داخل کشور به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای بیشتر است، نمی‌توان رفتار آن را ازنظر ریسک و بازدهی با بازارهای رقیب مرتبط دانست.

نتایج حاصل از مطالعه صباحی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های روزانه در فاصلهٔ مهر ۱۳۹۳ تا فروردین ۱۳۹۷ نشان می‌دهند در سطح ریسک صفر به دلیل تغییرات کم واریانس، بیشترین وزن سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و در بالاترین سطح ریسک، بیشترین وزن سرمایه‌گذاری در رمزارز (بیت‌کوین) به دلیل بازده بالاتر تخصیص یافته است. یافته‌های مطالعهٔ محمدی‌شاد و همکاران (۱۳۹۹)، نشان‌دهندهٔ این است که سرایت‌پذیری نوسانات بین بازارهای مالی وجود داشته است. همچنین شاخص کل بازار سهام رابطهٔ مستقیم با تمامی بازارهای دارایی‌های دیگر داشته است.

بنیادآباد و صمدی (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای به مقایسهٔ سری زمانی بازارهای بورس و بیت‌کوین و تأثیر آن بر بازدهٔ این بازارها با استفاده از رویکرد فرکتال طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۷ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد مقدار بازهٔ نوسانی نسبت به نمای هرست در بیت‌کوین که نوسان‌های منفی دارای نمای هرست بیشتر است که با مثبت شدن نوسان‌ها نمای هرست کاهش پیدا می‌کند که به‌صورت ترند نزولی خطی مثل شاخص بورس تهران تغییر رفتار نمی‌دهد. نتایج مطالعه حیدری اشترینانی و همکاران (۱۴۰۱)، با استفاده از رویکرد همدوسی و تحلیل موجک برای دورهٔ زمانی شهریور ۱۳۹۰ تا دی ماه ۱۴۰۰ نشان می‌دهد که حرکت مشترک میان بازار بیت‌کوین و سهام در ایران در دوره‌های

1. Ghorbel (2022)

2. Jana and Sahu (2023)

مختلف در جهت‌های متفاوتی بوده است و همدوسی نسبتاً پایین بین بیت‌کوین و بازدهی سهام وجود دارد.

یوسفی بهزاد فرخی و قاسمی‌فر (۱۴۰۲) در مطالعهٔ خود، با تحلیل رابطه نوسانات بیت‌کوین و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران در خلال پاندمی کروناویروس با رویکرد مارکف سویچینگ بیزین ور و با استفاده از داده‌های ماهانه از آبان ماه سال ۱۳۹۲ تا دی ماه ۱۴۰۰ نشان می‌دهند که در هر دو رژیم، همبستگی مثبتی بین ریسک بازدهی شاخص سهام و بیت‌کوین و ارز وجود دارد. همچنین واکنش شاخص بازار سهام به تکانه قیمتی بیت‌کوین بعد از وقوع کرونا نسبت به حالت پیش از وقوع کرونا بسیار شدیدتر است.

تعامل میان بازارهای مالی و تأثیرپذیری هریک از آن‌ها ازدیگری باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران در این بازارها نسبت به تغییرات بازارهای دیگر حساسیت خاصی داشته باشند. این پدیده به‌ویژه در اقتصاد ایران که در دهه‌های اخیر چندین موج تورمی شدید را تجربه کرده است اهمیت بسیاری دارد. افزایش روز افزون تورم و تحریم‌ها باعث کاهش ارزش پول ملی و قدرت خرید افراد می‌شود. به همین خاطر بسیاری از افراد به دنبال بهترین راه برای سرمایه‌گذاری می‌باشند که ضمن حفظ ارزش پول، بازده بالا داشته باشد و یکی از دلایلی که رمزارزها به مبادلات جذابی برای سرمایه‌گذاران تبدیل شده‌اند این است که نرخ رشد آن‌ها فزاینده است. با استفاده از روش‌های زمان - فرکانس برای ارائه تصویری کلی از رابطه پویا بین رمزارزها و بازار سهام، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری می‌توانند ارزیابی بهتری در مورد این ساختار وابستگی و مدیریت پرتفوی داشته باشند. تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات انجام شده در این است که این مطالعه از روش تجزیه مود متغیر برای تجزیه سری‌های زمانی بازدهی رمزارزها و شاخص سهام به افق‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌کند. دیگر اینکه در مطالعات داخلی ساختار وابستگی بین بازارهای رمزارز و سهام با توابع کاپولا مورد بررسی قرار نگرفته است.

۳. روش تحقیق

یکی از اهداف اصلی این مطالعه در نظر گرفتن افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری به منظور داشتن تصویری کامل از ساختار وابستگی بین بازارهای بورس ایران و رمزارز است. درواقع، تجزیه و تحلیل رابطه بین هر دو بازار مستلزم آگاهی از ساختار وابستگی که در بین آن‌ها وجود دارد می‌باشد. از این‌رو، یک تابع کاپولای انعطاف‌پذیر نمایشی از ساختار وابستگی را ارائه می‌دهد که توابع توزیعی چندمتغیره را به توابع توزیعی حاشیه‌ای یک‌بعدی آن‌ها اتصال می‌دهند. دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت پنهان در سری‌های زمانی مالی که از طریق تجزیه مود متغیر به‌دست می‌آیند با استفاده از رویکرد کاپولا برای مدل‌سازی وابستگی میانگین و دنباله بین بازارهای رمزارز و بورس ایران در نظر گرفته می‌شوند.

۳ – ۱. روش تجزیه مود متغیر

روش تجزیه مود متغیر بیشتر برای بررسی ساختار وابستگی و اثر سرریز ریسک در افق‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد استفاده قرار می‌گیرد. در سال ۲۰۱۳ روشی به نام تجزیه مود متغیر (VMD) توسط دراگومیرتسکی و زوسو[1] ارائه شد. یک مدل تجزیه مود متغیر کاملاً غیربازگشتی که در آن مودها در یک مرحله استخراج می‌شوند. هدف اصلی (VMD) تجزیه کردن سیگنال ورودی به تعدادی زیرسیگنال u_k (مود) است، که ضمن بازیابی سیگنال ورودی دارای ویژگی‌های پراکندگی[2] نیز هست. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که هر مود k بیشتر حول فرکانس مرکزی ω_k فشرده است که این فرکانس مرکزی در دورهٔ تجزیه تعیین می‌شود. به‌منظور به‌دست آوردن مودها و فرکانس مرکزی آن‌ها، مسئلهٔ بهینه‌سازی زیر باید حل شود:

$$\min_{\{u_k\},\{\omega_k\}} \begin{matrix} \left\{\sum_k \left\|\partial_t[* u_k(t)]e^{-j\omega_k t}\right\|_2^2\right\} \\ s.t. \quad \sum_k u_k = f \end{matrix} \qquad (۱)$$

در رابطهٔ بالا $\{u_k\} = \{u_1, \dots, u_k\}$ و $\{\omega_k\} = \{\omega_1, \dots, \omega_k\}$ نمایش کوتاه‌شده (تجزیه‌شده) تمام مودها و فرکانس‌های مرکزی هستند. $\sum_{k=1}^{K}$ بیانگر جمع تمام مودها است. همچنین $\delta(t)$ پاسخ ضربه و * نشان‌دهنده عملگر کانوولوشن است. برای حل مسئلهٔ بهینه‌سازی از ضرایب جریمه درجه دو و ضرایب لاگرانژ استفاده می‌شود؛ درنتیجه مسئلهٔ بهینه‌سازی اصلی (۱) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$\boldsymbol{L}(\{\boldsymbol{u_k}\},\{\boldsymbol{\omega_k}\},\boldsymbol{\lambda}) \coloneqq \boldsymbol{\alpha}\sum_k \left\|\boldsymbol{\partial_t}\left[\left(\boldsymbol{\delta(t)} + \frac{\boldsymbol{j}}{\boldsymbol{\pi t}}\right) * \boldsymbol{u_k(t)}\right]\boldsymbol{e^{-j\omega_k t}}\right\|_{\boldsymbol{2}}^{\boldsymbol{2}} + \|\boldsymbol{f(t)} - \sum_{\boldsymbol{k}} \boldsymbol{u_k(t)}\|_{\boldsymbol{2}}^{\boldsymbol{2}} + \langle \boldsymbol{\lambda(t)}, \boldsymbol{f(t)} - \sum_{\boldsymbol{k}} \boldsymbol{u_k(t)}\rangle \qquad (۲)$$

نقطه زینی[3] دستگاه بالا پاسخ مسئلهٔ بهینه‌سازی معادله (۱) است. حالت‌های تجزیه به‌طور دلخواه روی ده تنظیم می‌شوند. تجزیه حالت به حالت از طریق (*VMD*) این قابلیت را دارد تا بین وابستگی پویا کوتاه‌مدت (*VMD 10*) و بلندمدت (*VMD 1*) بین بازارهای در نظر گرفته‌شده تمایز قائل شد.

1. Dragomiretskiy and Zosso (2013)
2. Sparsity
3. Saddle point

۳ - ۲. توابع کاپولا

روابط همبستگی بین متغیرها یک موضوع مهم در مطالعات مالی بوده و تابع کاپولا نیز یک ابزار سودمند برای بیان وابستگی بین متغیرها است. نلسن[1] (۱۹۹۱) با استفاده از توابع کاپولا به تحلیل همبستگی و ضرایب مربوط به آن پرداخت. واژه کاپولا اولین‌بار در علم آمار و ریاضی توسط اسکلار[2] (۱۹۵۹) به‌عنوان توابع متصل‌کننده توابع توزیع حاشیه‌ای یک‌بعدی به‌منظور تشکیل توابع توزیعی توأم چند متغیره، معرفی شدند و دارای حاشیه‌های یک‌بعدی یکنواخت در بازه [۰،۱] می‌باشند. درواقع کاپولا مبتنی بر ارتباط و وابستگی غیرخطی بین متغیرها است. توزیع‌های حاشیه‌ای می‌توانند به‌طور مستقل از هم انتخاب شوند و نیازی نیست مانند توابع توزیع دومتغیره، تابع حاشیه‌ای از توزیع خاصی تبعیت کند. مهم‌تر آنکه کاپولا قادر به تشریح تغییرات درجه همبستگی متغیرها در بخش‌های مختلف توزیع احتمال توأم است که این خصوصیت در سایر روش‌های شبیه‌سازی متغیرهای تصادفی مشاهده نمی‌شود. کاپولا اتصال‌دهنده توابع توزیع حاشیه‌ای P متغیر تصادفی $(F_1(x_1), F_2(x_2), \ldots F_p(x_p))$ و تابع توزیع توأم آن‌ها $(F(x_1, x_2, \ldots x_p))$ بوده، به‌طوری‌که با داشتن یک تابع توزیع توأم مجموعه توابع حاشیه‌ای محتمل تشکیل‌دهنده آن قابل‌ارزیابی است و برعکس (روابط ۳ تا ۵).

$$C(F_1(x_1), F_2(x_2), \ldots F_p(x_p)) = (F(x_1, x_2, \ldots x_p)) \quad (۳)$$

$$F(x_1) = U_1, F(x_2) = U_2, F(x_P) = U_P \quad (۴)$$

$$C(u_1, u_2, \ldots, u_p) = \Pr(U_1 \le u_1, U_2 \le u_2, \ldots, U_p \le u_p) \quad (۵)$$

هر جفت (U1, U2) منجر به یک نقطه F(x)و G(y) در مربعی به ابعاد واحد [1,0] × [1,0] می‌شود و این جفت داده، به‌نوبهٔ خود دارای مقداری در بازه [۱،۰] به‌عنوان توزیع توأم H(x,y) می‌باشند. توابع کاپولایی که در این پژوهش استفاده شده است، عبارتند از: نرمال، تی استیودنت و خانواده کاپولای ارشمیدسی از قبیل کلایتون، فرانک و گامبل که در جدول (۱) به فرمول ریاضی آن‌ها اشاره شده است. خانواده کاپولای ارشمیدسی را لینگ[3] (۱۹۶۵) معرفی کرد. مهم‌ترین ویژگی کاپولای ارشمیدسی این است که از نوع کاپولای بیضی[4] نیستند و اجازه می‌دهند انواع مختلفی از ساختارهای وابستگی مدل‌سازی شود.

1. Nelsen (1991)
2. Sklar (1959)
3. Ling (1965)
4. Elliptical

جدول۱: توابع کاپولای مورد استفاده در این مطالعه

رابطه تابع کاپولای کلایتون	$C(u,v)=\left(u^{-\theta}+v^{-\theta}-1\right)^{-1/\theta}, \quad \theta \geq 0$
رابطه تابع کاپولای فرانک	$C(u,v)=-\frac{1}{\theta}\ln\left[1+\frac{\left(e^{-\theta u}-1\right)\left(e^{-\theta v}-1\right)}{e^{-\theta}-1}\right], \quad \theta \neq 0$
رابطه تابع کاپولای گامبل	$C(u,v) = exp\{-[(-lnu)^{\theta}+(-lnv)^{\theta}]^{\frac{1}{\theta}}\}, \theta \geq 1$
رابطه تابع کاپولای نرمال	$C_{\rho}(u,v)=\int_{-w}^{F^{-1}(u)}\int_{-w}^{F^{-1}(u)}\frac{1}{2\pi(1-\rho^2)^{0.5}}\exp\left\{-\frac{x^2-2\rho xy+y^2}{2(1-\rho^2)}\right\}dxdy$
رابطه تابع کاپولای تی- استیودنت	$c_{vp}^{t}(u_1,u_2)=T_{vp}$ $(t_v^{-1}(u_1),t_v^{-1}(u_2)) \qquad p\in(-1,1), v>0$

(منبع: نلسن (۲۰۰۶))

۴. یافته‌های تجربی

در این بخش از پژوهش به معرفی داده‌ها و تجزیه و تحلیل یافته‌های تجربی پرداخته می‌شود.

۴ - ۱. متغیرهای مطالعه

متغیرهای مورد مطالعه شامل شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نماینده‌ای از بازار سهام ایران است. این شاخص بیانگر روند عمومی قیمت سهام همهٔ شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران است که با نماد TEPIX نمایش داده شده است. داده‌های این متغیر از سایت بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده است. در این مطالعه سه رمزارز محبوب دنیا در میان رمزارزها شامل بیت‌کوین، اتریوم، ریپل درنظر گرفته شده است. اطلاعات مربوط به رمزارزها از سایت کوین‌دسک[1] استخراج شده‌است. بدین منظور، از قیمت روزانه این بازارها در بازه زمانی ۸ آگوست ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ استفاده شده است. به‌دنبال عدم‌هم‌زمانی روزهای معاملاتی شاخص‌های بازار بورس ایران و رمزارزها باید قبل از هرگونه مدل‌سازی، سری زمانی مربوط به این متغیرها را به لحاظ تاریخی همگن کرد. در ادامه برای محاسبه بازدهی از رابطه زیر استفاده شده است:

$$R_t = Ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)\times 100 \qquad (۶)$$

1. www.coindesk.com

در رابطهٔ فوق، R_t، P_t و P_{t-1} به‌ترتیب بازدهی قیمت در دورهٔ t و قیمت در دورهٔ t-1 می‌باشد. انجام محاسبات و تجزیه و تحلیل با برنامه‌نویسی در محیط نرم‌افزار RStudio و همچنین از نرم‌افزار Eviews12 استفاده شده است.

۴ – ۲. آمار توصیفی

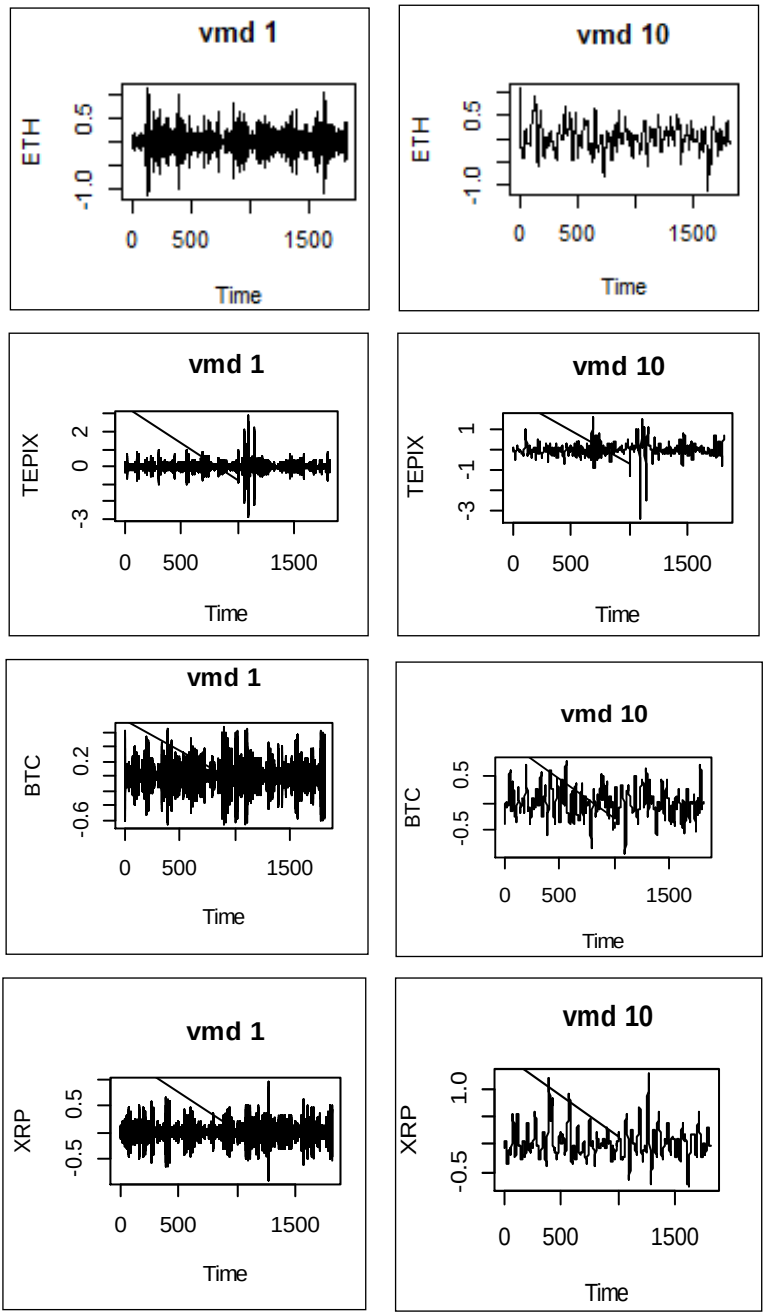
خصوصیات آماری سری‌های بازدهی رمزارزهای اتریوم، بیت‌کوین، ریپل و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است.

جدول ۲: ویژگی‌های آماری بازده متغیرهای مورد بررسی

	ETH	TEPIX	BTC	XRP
میانگین	۰/۰۰۴۲۴۵	۰/۰۰۱۷۸۰	۰/۰۰۲۵۰۱	۰/۰۰۲۱۲۲
میانه	۰/۰۰۰۸۰۹	۰/۰۰۰۶۳۱	۰/۰۰۲۲۴۹	-۰/۰۰۲۸۱۹
حداکثر	۰/۵۴۳۵۹۷	۰/۰۵۸۱۱۰	۰/۲۵۱۲۴۶	۱/۱۸۴۵۷۸
حداقل	-۰/۴۸۲۱۷۵	-۰/۰۴۸۲۷۷	-۰/۴۱۹۵۷۹	-۰/۵۵۰۴۰۳
انحراف معیار	۰/۰۷۱۱۱۲	۰/۰۱۲۵۶۷	۰/۰۴۸۳۱۰	۰/۰۸۰۰۵۴
چولگی	۰/۱۸۷۷۲۹	۰/۲۴۸۹۶۷	-۰/۳۶۶۷۱۰	۲/۸۴۶۶۹۶
کشیدگی	۹/۴۹۳۳۵۱	۵/۲۹۰۲۶۲	۱۰/۰۰۷۹۹	۳۸/۸۵۰۴۸
آماره جارک برا	۳۱۹۲/۲۳۳	۴۱۴/۵۱۰۶	۳۷۴۶/۴۹۵	۹۹۴۲۹/۲۹
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
LM-ARCH	۱۵/۴۴۳	۸/۷۶۹۰	۲۰/۲۳۲	۵/۲۲۰۲
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱۸۱۱	۱۸۱۱	۱۸۱۱	۱۸۱۱

(منبع: یافته‌های تحقیق)

با توجه به نتایج جدول (۲) ضریب کشیدگی بازدهی سری‌های مورد بررسی بیشتر از ضریب کشیدگی تابع چگالی نرمال است. بنابراین، تابع چگالی بازدهی این دارایی‌ها، دارای دنبالهٔ پهن بوده و قله بلند دارد. آماره جارک برا بیانگر آن است که تابع توزیع بازدهی‌های مورد بررسی نرمال نیست. مقدار میانگین بازده رمزارز اتریوم نسبت به مقدار میانگین رمزارزهای بیت‌کوین و ریپل بالاتر است. همچنین، مقایسه مقادیر انحراف معیار بازده‌ها نشان می‌دهد که بازارهای رمزارز ریپل و اتریوم نسبت به بازار رمزارز بیت‌کوین ثبات کمتری را تجربه کرده‌اند. ضریب چولگی بازده رمزارز بیت‌کوین مقداری منفی است که بیانگر متداول بودن شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت است. همچنین براساس آزمون LM- ARCH وجود ناهمسانی در واریانس سری‌های موردنظر رد نمی‌شود. شکل (۱) تجزیه مود متغیر برای بازارهای رمزارز و بورس ایران را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در دوره‌های کوتاه‌مدت (VMD 10) سری‌زمانی دارای واریانس کمتری است؛ درحالی‌که در دوره‌های بلندمدت (VMD 1) واریانس سری زمانی بسیار پُرنوسان بوده است.



شکل ۱: تجزیه مود متغیر برای بازارهای رمزارز و بورس ایران
(منبع: یافته‌های تحقیق)

۴ – ۳. آزمون‌های مانایی متغیرها

مطابق ادبیات اقتصادسنجی، قبل از هرگونه تخمین و به‌منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، باید ابتدا از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. چنانچه متغیرهای ملحوظ در مدل مانا باشند، تخمین‌های انجام‌شده مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهند داشت. جهت بررسی آزمون مانایی متغیرها از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس - پرون استفاده شده است. خلاصه نتایج این آزمون‌ها در جدول (۳) ارائه شده است که نشان می‌دهد همه متغیرهای بازدهی در سطح مانا بوده و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی این متغیرها رد می‌شود.

جدول ۳: آزمون مانایی متغیرهای مورد بررسی

متغیر	آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته با عرض از مبدا و روند		آزمون فیلیپس - پرون با عرض از مبدا و روند	
	آماره آزمون ADF	سطح احتمال	آماره آزمون PP	سطح احتمال
ETH	-۶/۶۸۱۷	۰/۰۰۰۰	-۶/۷۱۴	۰/۰۰۰
TEPIX	-۵/۹۳۲	۰/۰۰۰	-۷/۲۶۷	۰/۰۰۰
BTC	-۱۰/۹۱۱	۰/۰۰۰	-۱۰/۹۱۱	۰/۰۰۰
XRP	-۴/۳۹۷	۰/۰۰۳	-۴/۳۵۴	۰/۰۰۴

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۴ – ۴. مدل‌سازی واریانس ناهمسانی به روش FIGARCH–GED

در مدل‌های خانواده گارچ شرط مانایی بسیار مهم است. همان‌گونه که در بالا مشاهده شد متغیرها در سطح مانا بوده و از این جنبه برآورد مدل‌های گارچ مشکل عدم وجود حافظه بلندمدت را ندارد. پس اگر شوک‌های مالی سری داده‌ها را تحت تأثیر قرار دهند، به دلیل باثبات بودن یا مانا بودن متغیرها اثر این قبیل شوک‌ها بر متغیرهای مورد نظر میرا است و به‌تدریج از بین می‌رود. بنابراین نبود حافظه بلندمدت در میانگین شرطی بازده‌ها به دلیل باثبات بودن یا مانا بودن داده ها تأیید می‌شود. نتایج تجربی بسیار زیادی وجود حافظه بلندمدت تلاطم (واریانس) در بازارهای مالی را تأیید می‌کنند (دینگ[1]، ۱۹۹۳). نتایج آزمون جارک - برا نشان‌دهنده رد فرض صفر مبنی بر نرمال بودن برای همهٔ سری‌های بازده است و از طرفی اثرات ARCH نشان می‌دهد که سری‌های موردنظر نیازمند مدل‌سازی واریانس است و استفاده از رویکرد GARCH را برای محاسبه توزیع حاشیه‌ای تأیید می‌کنند. در این مطالعه برای برازش نیکویی تابع توزیع متغیرها از آزمون کولموگرف و اسمیرنف[2] استفاده شده است. با توجه به این آزمون بهترین برازش توزیع برای متغیرها، توزیع[3] GED می‌باشد.

1. Ding (1993)
2. Kolmogorov-Smirnov
3. Generalized error distributions

درنتیجه در این مطالعه از رویکرد FIGARCH با توزیع GED استفاده شده است. نتایج حاصل از برآوردها برای متغیرهای مورد بررسی در جدول (۴) خلاصه شده است. این نتایج شامل برآورد پارامترهای مدل، انحراف معیار، آماره t و ارزش احتمال می‌باشد. همچنین آزمون خودهمبستگی سریالی و آزمون اثرات ARCH برای عدم ناهمسانی واریانس در بین پسماندهای مدل مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس در مدل برآورد شده نشان دهنده عدم ناهمسانی واریانس بین پسماندهای مدل است و برازش صحیح این مدل را تضمین می‌کند. همچنین آزمون لجانگ – باکس برای بررسی خودهمبستگی سریالی برای وقفه‌های انتخابی نیز نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها رد نشده است. لذا این مدل، برآورد قابل‌قبولی را ارائه می‌دهد.

جدول ۴: نتایج مدل FIGARCH -GED برای متغیرهای بیت‌کوین و ریپل

XRP				BTC		
پارامتر	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
mu	-۰/۰۰۳	-۲۸/۴۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۸/۹۶	۰/۰۰۰
omega	۰/۰۰۰	۰/۵۹۳	۰/۰۵۵	۰/۰۰۰	۱/۸۵	۰/۰۶۴
alpha1	۰/۵۰۲	۱۴/۵۲	۰/۰۰۰	۰/۱۲۴	۱/۷۸	۰/۰۷۴
beta1	۰/۱۴۸	۱۱۹/۲۶	۰/۰۰۰	۰/۶۲۸	۶/۸۵	۰/۰۰۰
beta2	۰/۴۲۱	۲۳۴۳/۰۳	۰/۰۰۰			
delta	۰/۳۸۷	۱۹۱/۱۴	۰/۰۰۰	۰/۵۵۰		۰/۰۰۰
Shape	۰/۷۳۵	۳۲/۸۰	۰/۰۰۰	۰/۸۳۷		۰/۰۰۰

آزمون لجانگ - باکس برای بررسی خودهمبستگی

وقفه	آماره Q	احتمال	آماره Q	احتمال
Lag[1]	۰/۶۳۳	۰/۴۲۶	۰/۶۵۸	۰/۴۱۷
Lag[2]	۱/۷۴۳	۰/۳۰۹	۱/۰۴۴	۰/۴۸۴
Lag[4]	۶/۷۴۵	۰/۰۵۹	۵/۱۳۱	۰/۱۴۲

آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس

وقفه	آماره	احتمال	آماره	احتمال
ARCH Lag[4]	۰/۰۶۳	۰/۸۰۱	۰/۷۷۵	۰/۳۷۸
ARCH Lag[6]	۲/۸۳۹	۰/۳۳۲	۱/۵۴۵	۰/۵۸۰
ARCH Lag[8]	۳/۳۲۹	۰/۴۸۳	۲/۲۰۲	۰/۶۷۴

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۵: نتایج مدل FIGARCH -GED برای متغیرهای شاخص سهام و اتریوم

	TEPIX			ETH		
پارامتر	ضریب	آماره t	ارزش احتمال	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
mu	۰/۰۰۱	۵۴۸۰/۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۴	۲۴/۹۴	۰/۰۰۰
ar1	۰/۵۷۱	۷۳۵۶/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۵۳۰	۱۶۲۵/۸۰	۰/۰۰۰
ar2	۰/۳۰۸	۷۷۵۲/۴۱	۰/۰۰۰	-۰/۲۱۸	-۵۵۷۸/۵۵	۰/۰۰۰
ar3				۰/۰۰۳	۲۴/۴۲	۰/۰۰۰
ar4				۰/۰۵۴	۳۱۳/۵۹	۰/۰۰۰
ma1	-۰/۱۷۰	-۷۱۶۶/۵۴	۰/۰۰۰	-۰/۴۷۲	-۴۸۲/۳۱	۰/۰۰۰
ma2	-۰/۵۱۸	-۷۱۱۶/۷۸	۰/۰۰۰	۰/۳۲۶	۴۹۶۱/۱۰	۰/۰۰۰
omega	۰/۰۰۰	۱/۱۶۸	۰/۲۴۲	۰/۰۰۰	۰/۱۲	۰/۸۹۸
alpha1	۰/۰۲۵	۵۷۱۴/۳۴	۰/۰۰۰	۰/۳۸۰	۷۸/۰۴۷	۰/۰۰۰
Alpha2	۰/۰۲۵	۴۵۵۶/۴۹	۰/۰۰۰			
beta1	۰/۲۲۷	۶۰۰۳/۴۰	۰/۰۰۰	۰/۱۶۴	۳۴۸/۶۳	۰/۰۰۰
beta2	۰/۴۵۰	۶۶۹۳/۷۸	۰/۰۰۰	۰/۴۳۵	۱۱۰۵/۴۳	۰/۰۰۰
delta	۰/۵۱۷	۶۹۹۳/۰۹	۰/۰۰۰	۰/۵۲۸	۲۵۸/۷۵	۰/۰۰۰
Shape	۲/۰۰۰	۵۱۱۳/۴۳	۰/۰۰۰	۰/۸۵۳	۰/۰۲	۰/۰۰۰
آزمون لجانگ - باکس برای بررسی خودهمبستگی						
وقفه	**Qآماره**	**ارزش احتمال**		**Qآماره**		**ارزش احتمال**
Lag[1]	۰/۰۴۹	۰/۸۲۳		۰/۴۳۱		۰/۵۱۱
Lag[2]	۴/۶۲۷	۰/۹۹۲		۱۲/۶۸۵		۰/۰۰۰
Lag[4]	۹/۲۰۷	۰/۶۰۳		۱۷/۲۴۹		۰/۲۱
آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس						
وقفه	آماره	احتمال		آماره		احتمال
ARCH Lag[4]	۰/۰۱۵	۰/۹۰۰		۱/۶۵۳		۰/۱۹۸
ARCH Lag[6]	۰/۱۳۵	۱/۰۰۰		۱/۷۳۸		۰/۵۵۱
ARCH Lag[8]	۰/۲۱۸	۱/۰۰۰		۲/۵۷۴		۰/۶۲۵

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۴ - ۵. بررسی وابستگی زوجی

پس از برآورد توزیع حاشیه‌ای برای داده‌ها به برآورد توابع کاپولای معرفی شده در بخش روش‌شناسی شامل کاپولای نرمال، کاپولای تی- استیودنت وخانوادهٔ کاپولای ارشمیدسی (کلایتون، گامبل و فرانک) پرداخته شده است. بهترین رویکرد برای شناسایی ساختار وابستگی و نحوه وابستگی در دنباله‌های فرین (حدی) توابع کاپولا است که به‌خوبی وابستگی غیرخطی و دنباله‌ای را نشان می‌دهد. بدین ترتیب تابع کاپولای مناسب را براساس ازمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک برای هر جفت از

متغیرها انتخاب کرده و بعد از بررسی نوع وابستگی در هر جفت از سری‌های مورد بررسی، نتایج تفسیر شده است. نتایج حاصل از برآورد تابع کاپولا بین رمزارزها و بازده شاخص قیمت سهام در جدول (۶) قابل مشاهده است.

جدول ۶: برآورد وابستگی ساختاری بازدهی خام رمز ارز BTC با رمز ارزهای ETH وXRP و بازدهی شاخص بورس ایران TEPIX

کاپولا	ETH	XRP	TEPIX
Normal			
rho	۰/۶۲۲	۰/۵۷۶	۰/۰۰۹
Std. Error	۰/۰۱۲	۰/۰۱۴	۰/۰۲۴
LLF	۴۴۰/۹	۳۶۲/۷	۰/۰۸۰
AIC	-۸۷۹/۷۷۶	-۷۲۳/۴۹	۱/۸۳۸
Vuong Tests	-۲	-۲	۰
Clarke Tests	-۳	-۴	-۴
T			
rho	۰/۶۷۰	۰/۶۱۵۳	۰/۰۰۷
Std. Error	۰/۰۱۵	۰/۰۱۶	۰/۰۲۴
وابستگی دمی بالا	۰/۴۳۴	۰/۳۶۷	۱/۸۳۸۷
وابستگی دمی پایین	۰/۴۳۴	۰/۳۶۷	۱/۸۳۸۷
LLF	۵۶۲/۸	۴۴۹/۷	۱/۱۷۷
AIC	-۱۲۱/۵۶	-۸۹۵/۴۷۱	۱/۶۴۶
Vuong Tests	۵	۵	۰
Clarke Tests	۶	۶	۶
Clayton			
alpha	۱/۷۵۳	۱/۴۶۷	۰/۰۳۰۶
Std. Error	۰/۰۶۲	۰/۰۵۶	۰/۰۲۵
وابستگی دمی بالا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وابستگی دمی پایین	۰/۶۷۳	۰/۶۲۳۵	۱/۵۱۶
LLF	۴۴۰/۸	۳۹۲/۸	۰/۸۲۹۱
AIC	-۸۷۹/۵۲	-۷۸۳/۵۰۵	۰/۳۴۱۷
Vuong Tests	-۱	۱	۰
Clarke Tests	-۳	-۲	۲
Gumbel			
alpha	۱/۷۴۵	۱/۶۱۲	۱/۰۰۶
Std. Error	۰/۰۲۶	۰/۰۲۴	۰/۰۱۲

کاپولا	ETH	XRP	TEPIX
وابستگی دمی بالا	۰/۵۱۲	۰/۵۱۲۱	۰/۰۰۸۳
وابستگی دمی پایین	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LLF	۴۳۲/۹	۳۳۲/۲	۰/۱۲۸۹
AIC	-۸۶۳/۷۳	-۶۶۴/۳۸۰	۱/۷۴۲
Vuong Tests	-۲	-۴	۰
Clarke Tests	۰	۰	۱
Frank			
alpha	۵/۳۷۳	۴/۶۶۱	۰/۰۰۴۹
Std. Error	۰/۱۸۱	۰/۱۷۲	۰/۱۴۲
وابستگی دمی بالا	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰
وابستگی دمی پایین	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰
LLF	۴۸۵/۶	۳۹۳	۰/۰۰۰۶
AIC	-۹۶۹/۲۶	۷۸۴/۰۷۵	۱/۹۹۸
Vuong Tests	۱	۱	۰
Clarke Tests	۴	۴	-۴

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۷: برآورد وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت ساختاری بازدهی رمز ارز BTC با رمز ارزهای ETH و XRP و بازدهی شاخص بورس ایران TEPIX

کاپولا	ETH		XRP		TEPIX	
	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run
Normal						
rho	۰/۵۷۱	۰/۴۷۷	۰/۵۴۵۴	۰/۴۰۲	۰/۰۱۱	-۰/۰۵۳
Std. Error	۰/۰۱۴	۰/۰۱۶	۰/۰۱۵	۰/۰۱۸	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴
LLF	۳۵۴/۵	۲۳۱/۴	۳۱۶/۶	۱۵۸	۰/۱۱۹	۲/۵۵۱
AIC	-۷۰۶/۹۸۸	-۴۶۰/۷۷	-۶۳۱/۲۹۰	۳۱۴/۰۸	۰/۷۶۱۵	-۳/۱۰۲
Vuong Tests	۰	-۱	۰	-۳	۰	۱
Clarke Tests	-۲	-۳	-۲	-۴	-۳	-۴
T						
rho	۰/۵۹۲	۰/۵۰۷	۰/۵۸۰۱	۰/۴۵۰	۰/۰۰۴	-۰/۰۵۱
Std. Error	۰/۰۱۵	۰/۰۱۸	۰/۰۱۶	۰/۰۲۱	۰/۰۲۵	۰/۰۲۱
وابستگی دمی بالا	۰/۲۲۰۱۱	۰/۱۸۲	۰/۲۵۴۶	۰/۲۵۵۸	۰/۰۰۰۹	۵/۰۸۶
وابستگی دمی پایین	۰/۲۲۰۱۱	۰/۱۸۲	۰/۲۵۴۶	۰/۲۵۵۸	۰/۰۰۰۹	۵/۰۸۶
LLF	۳۸۰/۱	۲۷۰/۶	۳۶۳/۱	۲۳۶/۴	۳/۹۷۷	۲/۳۴

کاپولا	ETH		XRP		TEPIX	
	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run
AIC	-۷۵۶/۲۸۶	-۵۳۷/۲۰	-۷۵۶/۲۸۶	۴۶۸/۷۶	-۳/۹۵۴	-۰/۶۷۹۸
Vuong Tests	۵	۴	۵	۶	۰	-۱
Clarke Tests	۴	۴	۴	۶	۶	۶
Clayton						
alpha	۱/۴۱۶	۱/۰۹۶	۱/۳۶۴	۰/۸۶۲	۰/۰۰۲	-۰/۰۲۸۸
Std. Error	۰/۰۵۴	۰/۰۴۸	۰/۰۵۳	۰/۰۴۵	۰/۰۱۸	۰/۰۲۷
وابستگی دمی بالا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وابستگی دمی پایین	۰/۶۱۲۹۹	۰/۵۳۱۱	۰/۶۰۱۶	۰/۴۴۷۵	۰/۰۸۹۵	۰/۶۱۲
LLF	۲۲۲/۷	۲۲۳/۱	۲۰۰	۱۷۶/۱	۰/۳۶۷	۲/۲۱۷
AIC	-۴۴۳/۳۰۱	-۴۴۴/۲۳	-۳۹۷/۹۱۰	-۳۵۰/۱۶	۱/۲۶۴	-۲/۴۳۳
Vuong Tests	-۵	۰	-۵	۱	۰	۰
Clarke Tests	-۵	-۳	-۵	-۲	۳	-۶
Gumbel						
alpha	۱/۶۱۲	۱/۴۴۳	۱/۵۸۱	۱/۳۶۲	۱	۱
Std. Error	۰/۰۲۶	۰/۰۱۹	۰/۰۲۴	۰/۰۱۹	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵
وابستگی دمی بالا	۰/۴۶۲۵۶	۰/۰۰۰	۰/۴۶۲۵	۰/۳۷۸۱	۲/۰۶۵۷	۲/۰۶۵۷
وابستگی دمی پایین	۰/۰۰	۰/۳۷۸۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LLF	۳۴۷/۷	۱۹۸/۳	۳۲۲/۹	۱۵۵/۷	-۸/۹۲۳	-۲/۸۵۷
AIC	-۶۹۳/۳۳۹	-۳۹۴/۴۶	-۶۴۳/۸۲۲	-۳۰۹/۴۰	۲/۰۰۰	۲/۰۰۰
Vuong Tests	۰	-۴	۰	-۳	۰	۰
Clarke Tests	۱	۰	۱	۰	-۲	۱
Frank						
alpha	۴/۴۵۸	۳/۶۳۶	۴/۳۴۸	۳/۰۲۳	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۳
Std. Error	۰/۱۶۸	۰/۱۶۱	۰/۱۶۸	۰/۱۵۷	۰/۱۴۲	۰/۱۴۱
وابستگی دمی بالا	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰
وابستگی دمی پایین	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LLF	۳۷۸/۳	۲۶۵/۵	۳۵۷/۳	۱۸۹/۳	۰/۰۰۰	۰/۴۲۲۱
AIC	-۷۵۴/۵۱۸	۵۲۹/۰۹۵	-۷۱۲/۶۶۱	-۳۷۶/۶۰	۱/۹۹۸۷	۱/۱۵۵
Vuong Tests	۵	۳	۵	۱	۰	۰
Clarke Tests	۶	۶	۶	۴	-۳	۱

(منبع: یافته‌های تحقیق)

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که برای بازده‌های خام رمزارزهای بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی آن‌ها نشان می‌دهد. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کند. این نتیجه گویای این واقعیت است که بازده رمزارز بیت‌کوین و اتریوم وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین یکسانی دارند. لذا در بازدهی‌های مثبت و منفی وابستگی نوسانات بین این دو رمزارز یکسان است. این مهم نشان می‌دهد که این دو بازدهی به‌صورت شدیداً هم‌جهت در بازدهی‌های مثبت و منفی عمل می‌کنند به‌نحوی که در زمان رونق شدید و یا رکود شدید هر دو بازدهی در یک مسیرقرار گرفته‌اند. این نتیجه نشان می‌دهد که بین بازده رمزارز بیت‌کوین و اتریوم سرایت وجود دارد. به‌نحوی که زمانی این دو بازار در حالت رکودی و رونق قرار می‌گیرد، این سرایت بیشتر شده و وابستگی ساختاری آن‌ها تقویت می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و ریپل وابستگی دنباله‌ای به‌صورت متقارن بوده است. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کنند. بازده رمزارز بیت‌کوین و ریپل وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین یکسانی دارند. لذا در بازدهی‌های مثبت و منفی وابستگی نوسانات بین این دو رمزارز یکسان است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که برای دو سری زمانی خام بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران، تابع کاپولای تی‌استیودنت بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی آن‌ها براساس آزمون رتبه‌بندی کلارک نشان می‌دهد. براساس آزمون رتبه‌بندی وونگ بازدهی بیت‌کوین و شاخص بورس ایران هیچ‌گونه وابستگی با یکدیگر ندارند. به عبارت دیگر تغییرات بازدهی رمزارز بیت‌کوین در طول دامنه‌های پایینی و بالا بر بازده شاخص مذکور ناچیز است. در ادامه به منظور اندازه‌گیری وابستگی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بین بازارهای مالی از رویکرد ترکیبی VMD Copula استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت و کاپولای فرانک بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی کوتاه‌مدت بین آن‌ها نشان می‌دهد. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کند. کاپولای فرانک به‌عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت بیت‌کوین در بازدهی مثبت و منفی ناچیز است. در این رابطه می‌توان بیان داشت که تغییرات بیت‌کوین در طول دامنه‌های پایینی و بالا بر بازده اتریوم ناچیز و تا حدودی اثرگذاری آن در دامنه پایین است. بعد از کاپولای فرانک در رتبه دوم کاپولای تی‌استیودنت به‌عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم در کوتاه‌مدت انتخاب شد. به‌عبارتی اثر سرایت قیمت بیت‌کوین در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است. همچنین در بلندمدت براساس آزمون وونگ و کلارک، کاپولای

تی‌استیودنت به‌عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم انتخاب شد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و ریپل، تابع کاپولای تی‌استیودنت در رتبه اول و کاپولای فرانک در رتبه دوم بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی بین آن‌ها نشان می‌دهد. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کند. به عبارتی اثر سرایت قیمت ریپل در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است. این نتیجه گویای این واقعیت است که هر دو جفت از بازدهی وابستگی به دنبالهٔ بالایی و پایینی یکسانی دارند. این مهم نشان دهنده وجود سرایت در نوسانات این بازارها است. بدین ترتیب می‌توان بیان داشت که در بازدهی‌های منفی و مثبت حدی بین بازدهی شاخص های مورد بررسی وابستگی بیشتری رخ می‌دهد. در بلندمدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران، تابع کاپولای تی‌استیودنت در رتبه اول و کاپولای کلایتون در رتبه دوم براساس ازمون کلارک به‌عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت بیت‌کوین در بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است. براساس آزمون وونگ بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت هیچ‌گونه همبستگی وجود ندارد.

۴ - ۶. بررسی وابستگی کاپولای واین (Vine Copula)

اگرچه توابع کاپولای ساده نسبت به سایر روش‌های بررسی ساختار وابستگی بین متغیرها بهتر عمل می‌کنند، در ابعاد بزرگ محدود هستند و به‌خوبی از عهدهٔ این کار برنمی‌آیند. تحلیل چندمتغیره اغلب الگوی وابستگی پیچیده‌ای دارد. توابع واین کاپولا در ابتدا توسط جو[1] (۱۹۹۶) معرفی شدند و در ادامه به تفصیل توسط بدفورد و کوک[2] (۲۰۰۲ و ۲۰۰۱) توسعه داده شده‌اند. کاپولای واین این امکان را دارد که رفتار ساختارهای مختلف جفت متغیرها به‌صورت مناسب مدل‌سازی شود. با توجه به ویژگی‌های انعطاف‌پذیر کاپولای واین در تبیین ساختار وابستگی در این مطالعه از ساختار C-Vine برای بررسی وابستگی ساختاری بین بازارهای مالی استفاده شده است.

1. Joe (1996)
2. Bedford and Cooke

جدول ۸. برآورد وابستگی ساختاری بازدهی‌های مورد بررسی به روش C-vine

درخت اول			
ساختار وابستگی	**ETH-TEPIX**	**ETH-BTC**	**ETH-XRP**
تابع کاپولا	**کاپولای گامبل**	**t کاپولای**	**t کاپولای**
پارامتر اول	۱/۰۱	۰/۶۷	۰/۶۴
دوم* پارامتر	------	۳/۱۹	۳/۱۶
تاوکندال	۰ /۰۱	۰/۴۷	۰/۴۵
درخت دوم			
ساختار وابستگی	**ETH| BTC, TEPIX**	**ETH| XRP, BTC**	
تابع کاپولا	**کاپولای کلایتون**	**کاپولای گامبل بقا**	
پارامتر اول	۰/۰۳	۱/۲۸	
دوم پارامتر	------	--------	
تاوکندال	۰ /۰۱	۰/۲۲	
درخت سوم			
	BTC, ETH| XRP, TEPIX		
تابع کاپولا	**کاپولای نرمال**		
پارامترهای اول و دوم	-۰/۰۲		
تاوکندال	-۰ /۰۱		

* از آنجا که خانواده‌های مختلف، تعداد پارامترهای مختلفی (یک، دو یا سه پارامتر) دارند؛ لذا لازم است علاوه بر پارامتر اول در برخی از خانواده‌ها پارامترهای بعدی نیز تخمین زده شود.

(منبع: یافته‌های تحقیق)

در جدول (۸)، درخت اول وابستگی ساختاری نوسانات متغیرها را نشان می‌دهد. در این بخش از مطالعه به‌جای در نظر گرفتن پنج مدل از کاپولای مورد مطالعه از ۳۹ نوع معروف خانواده کاپولا استفاده کرده‌ایم و مدل کاپولای مناسب با توجه به کوچک‌ترین مقدارآماره‌های آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (BIC) پیشنهاد شده است. درخت دوم براساس ساختار شکل‌یافته (Vine-Copula) وابستگی ساختاری بین بازدهی بیت‌کوین و شاخص بورس ایران به شرط بازدهی اتریوم را نشان می‌دهد که این رابطه با استفاده از تابع کاپولای کلایتون شناسایی شده است. همچنین وابستگی ساختاری بین بازدهی بیت‌کوین و ریپل به شرط بازدهی اتریوم با استفاده از تابع کاپولای گامبل بقا شناسایی شده است. درخت سوم نیز وابستگی ساختاری بین بازدهی ریپل و شاخص بورس ایران به شرط بازدهی بیت‌کوین و اتریوم را نشان می‌دهد که این رابطه با استفاده از تابع کاپولای نرمال شناسایی شده است.

۵. نتیجه‌گیری

از آنجایی که تجزیه و تحلیل چند مقیاسی درک عمیق‌تری از ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی در فرکانس‌های زمانی مختلف ارائه می‌کند، می‌تواند بینش جدیدی در مورد ساختار وابستگی بین بازارهای مالی به ارمغان بیاورد. بنابراین در این مطالعه که هدف اصلی آن بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای رمزارز و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری (کوتاه‌مدت و بلندمدت) می‌باشد، از ترکیب روش تجزیه مود متغیر و توابع کاپولا استفاده شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که برای بازدهی خام رمزارزهای بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت، بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی آن‌ها نشان می‌دهد. درکوتاه‌مدت برای بازدهی بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت و کاپولای فرانک بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی بین آن‌ها نشان می‌دهد. همچنین در بلندمدت براساس آزمون وونگ و کلارک، کاپولای تی‌استیودنت به‌عنوان مدل مناسب توضیح‌دهنده همبستگی بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم انتخاب شده است. این نتیجه حاکی از این است که هر دو جفت از بازدهی، وابستگی به دنبالهٔ بالایی و پایینی یکسانی دارند. لذا در بازدهی‌های مثبت و منفی حدی وابستگی بین هر دو رمزارز بیشتر از حالت معمولی است. این مهم نشان‌دهندهٔ وجود سرایت در نوسانات این بازارها است. بدین‌ترتیب می‌توان بیان داشت که در بازدهی‌های منفی و مثبت حدی بین بازدهی شاخص‌های مورد بررسی وابستگی بیشتری رخ می‌دهد. برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و ریپل، تابع کاپولای تی‌استیودنت در رتبه اول و کاپولای فرانک در رتبه دوم بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی بین آن‌ها نشان می‌دهد. اثر سرایت قیمت ریپل در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است. نتایج مطالعهٔ نقش رمزارزها را در سبد سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد، زیرا ارتباط آن‌ها با یکدیگر قابل‌توجه است. بااین‌حال، با توجه به ماهیت و فرآیند شکل‌گیری قیمت رمزارزها، بازار رمزارزها دارای ریسک خاص خود است که محافظت در برابر آن بسیار دشوار است.

همچنین نتایج مطالعه حاکی از آن است که بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص سهام هیچ‌گونه وابستگی ساختاری چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت وجود ندارد. نتایج بیانگر این است که ارتباط رمزارزها با دارایی‌های مالی و اقتصادی قطع شده است. این نبود رابطه بین بازارهای رمزارزها و شاخص‌های بازار سهام در مطالعات گیل - آلانا و همکاران (۲۰۲۰) ؛ تیواری و همکاران (۲۰۱۹) ، کوربت و همکاران (۲۰۱۸) مشهود است. به بیان بهتر، نتیجه مذکور بیانگر این است که بازارهای رمزارزها از طبقه اصلی دارایی‌های مالی و اقتصادی جدا شده‌اند و از این‌رو مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذاران ارائه می‌دهند. درنتیجه می‌توانند به‌عنوان ابزارهای مالی مستقل تعبیر شوند که به هیچ وجه ریسک سیستماتیک ندارند و به جذابیت خود برای سرمایه گذاران بیافزایند و رمزارزها بیشتر به‌عنوان یک دارایی پوششی در برابر ریسک بازار سهام عمل می‌کند. در بررسی استفاده از

توابع کاپولای واین نیز مشخص گردید این تابع بهتر از رویکرد مدل توابع کاپولای ارشمیدسی می‌تواند ساختار وابستگی بازارهای مورد بررسی را برآورد کند. این برآورد نشان داد که وابستگی ساختاری بین متغیرهای مطالعه به مراتب قوی‌تر از وابستگی زوجی است. براساس یافته‌های تحقیق، بین بازده رمزارزها وابستگی ساختاری مشخص و متقارنی در دنباله‌های توزیع وجود دارد که نشان‌دهنده سرایت بین بازده‌ها است. بین بازده رمزارز بیت‌کوین و شاخص بازار سهام به شرط رشد قیمت رمزارز اتریوم، کاپولای کلایتون به‌عنوان مدل مناسب توضیح دهندهٔ همبستگی انتخاب شده است. به عبارتی اثر سرایت قیمت بیت‌کوین در بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است. این نکته نشان می‌دهد آثار نامتقارن هستند و وابستگی بیشتری در دنباله چپ وجود دارد. به عبارت دیگر با کاهش قیمت رمزارز بیت‌کوین، انتظار می‌رود شاخص بورس اوراق بهادار به شرط رشد قیمت رمزارز اتریوم کاهش یابد و این آثار بیش از وضعیتی است که تغییر هم‌زمان مثبت میان متغیرها رخ می‌دهد. افت شدید در یک بازار می‌تواند باعث زیان‌های بیش‌تر در بازار دیگر شود. با توجه به این نتایج وابستگی‌های دمی پایین‌تر از وابستگی‌های بالایی مهم‌تر هستند. یافته‌های مطالعه می‌تواند برای سرمایه‌گذاران، فعالان بازار و مقامات نظارتی مورد استفاده قرار گیرد و همچنین بینش منطقی در مورد پوشش ریسک برای سرمایه‌گذاران منطقی ارائه دهد تا از دست‌کم گرفتن ریسک هنگام ساخت پرتفوی خود جلوگیری کنند. همچنین از منظر پورتفوی، از آنجایی که تغییرات قیمت در طبقه دارایی سنتی هیچ تأثیر مستقیمی در بازار رمزارزها ندارد. بنابراین، سرمایه‌گذاران یا فعالان بازار می‌توانند به دلیل مزایای اجتناب‌ناپذیر رمزارزها در این دارایی‌ها سرمایه‌گذاری کنند. سطح پایین پیوندهای دوجانبه بین بازار رمزارزها و شاخص‌های سهام به دلیل استقلال قیمت ممکن است پیامدهایی بر انتخاب طبقه دارایی سرمایه‌گذار برای سرمایه‌گذاری داشته باشد. سیاست‌گذاران و قانون‌گذاران باید تدابیری را اجرا کنند که روابط ساختاری پراکنده در بازار رمزارزها و سایر طبقه دارایی اقتصادی و مالی دیرینه را تعمیق بخشند تا اطمینان حاصل شود که سرمایه‌گذاران با بازده‌های متنوعی که ناشی از تفاوت بین شاخص‌های رمزارز و بازار سهام است از مزایای آن بهره ببرند. همچنین با توجه به یافته‌های تحقیق، کاربرد مدل‌های گارچ برای مدل‌سازی واریانس شرطی و استفاده از توابع کاپولای واین برای مدل‌سازی و لحاظ نوع وابستگی ساختاری به دنباله پایینی و بالایی بین سری‌های زمانی مورد استفاده به بهبود کیفیت بررسی وابستگی ساختاری و دقت برآورد ارزش در معرض ریسک کمک می‌کند. لذا پیشنهاد می‌شود در آینده با استفاده از انواع دیگر توابع کاپولای واین از جمله D-Vine و R-Vine مطالعات بیشتری در این زمینه انجام شود.

References

Andrianto, Y., & Diputra, Y. (2017). The effect of cryptocurrency on investment portfolio effectiveness. *Journal of finance and accounting, 5*(6), 229-238.

Bariviera, A. F. (2017). The inefficiency of Bitcoin revisited: A dynamic approach. *Economics Letters, 161*, 1-4.

Briere, M., Oosterlinck, K., & Szafarz, A. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with bitcoin. *Journal of Asset Management, 16*(6), 365-373.

Conlon, T., & McGee, R. (2020). Safe haven or risky hazard? Bitcoin during the COVID-19 bear market. *Finance Research Letters, 35*, 101607..

Conrad, C., Custovic, A., & Ghysels, E. (2018). Long-and short-term cryptocurrency volatility components: A GARCH-MIDAS analysis. *Journal of Risk and Financial Management, 11*(2), 23

Corbet, S., Larkin, C., Lucey, B., 2020. The contagion effects of the COVID-19 pandemic: evidence from gold and cryptocurrencies. *Finance Res. Lett*.

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

Dasman, S. (2021). Analysis of return and risk of cryptocurrency bitcoin asset as investment instrument. *Accounting and Finance Innovations, 51*.

Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance, 1*(1), 83-106.

Dragomiretskiy, K., & Zosso, D. (2013). Variational mode decomposition. *IEEE transactions on signal processing, 62*(3), 531-544.

Dyhrberg, A. H. (2016). Bitcoin, gold and the dollar–A GARCH volatility analysis. *Finance Research Letters, 16*, 85-92.

Dyhrberg, A. H., Foley, S., & Svec, J. (2018). How investible is Bitcoin? Analyzing the liquidity and transaction costs of Bitcoin markets. *Economics Letters, 171*, 140-143.

Ghorbel, A., Frikha, W., & Manzli, Y. S. (2022). Testing for asymmetric non-linear short-and long-run relationships between crypto-currencies and stock markets. *Eurasian Economic Review, 12*(3), 387-425.

Gil-Alana, L. A., Abakah, E. J. A., & Rojo, M. F. R. (2020). Cryptocurrencies and stock market indices. Are they related?. *Research in International Business and Finance, 51*, 101063.

Glaser, F., Zimmermann, K., Haferkorn, M., Weber, M. C., & Siering, M. (2014). Bitcoin-asset or currency? revealing users' hidden intentions. *Revealing Users Hidden Intentions* (April 15, 2014). ECIS.

Goodell, J. W., & Goutte, S. (2021). Co-movement of COVID-19 and Bitcoin: Evidence from wavelet coherence analysis. *Finance Research Letters, 38*, 101625.

Grobys, K. (2021). When Bitcoin has the flu: On Bitcoin's performance to hedge equity risk in the early wake of the COVID-19 outbreak. *Applied Economics Letters, 28*(10), 860-865.

Hedariashtarenani, S., Khochiany, R., & Khorsandzak, M. (2022). Investigating the Dynamic Relationship between Bit coin and Stock Index, Gold and Dollar in Iran: An Application of the Wavelet Coherency Approach. *Journal of Development and Capital, 7*(2), 91-109. (In Persian).

Hong, H., & Stein, J. C. (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. *The Journal of finance, 54*(6), 2143-2184.

Jana, S., & Sahu, T. N. (2023). Can diversification be improved by using cryptocurrencies? Evidence from Indian equity market. *Journal of Financial Economic Policy*.

Jiang, Y., Lie, J., Wang, J., & Mu, J. (2021). Revisiting the roles of cryptocurrencies in stock markets: A quantile coherency perspective. *Economic Modelling, 95*, 21-34.

Jlassi, N. B., Jeribi, A., Lahiani, A., & Mefteh-Wali, S. (2023). Subsample analysis of stock market–cryptocurrency returns tail dependence: A copula approach for the tails. *Finance Research Letters*, 104056.

Keyvanian, S., Jahangard, F., & Ashrafi, Y. (2018). The Effect of Coin Price, Exchange Rate, Oil and Tehran Stock Exchange Index on Bitcoin Demand in Iran by Self-Regression Model. *Defense Economics, 3*(8), 109-124. (In Persian).

Kumah, S. P., Abbam, D. A., Armah, R., & Appiah-Kubi, E. (2021). African financial markets in a storm: Cryptocurrency safe havens during the COVID-19 pandemic. *Journal of Research in Emerging Markets, 3*(2), 60-70.

Lahiani, A., & Jlassi, N. B. (2021). Nonlinear tail dependence in cryptocurrency-stock market returns: The role of Bitcoin futures. *Research in International Business and Finance, 56*, 101351.

Ling, Cho-hsin. "Representation of associative functions." Pub. Math. Debrecen 12 (1965): 189-212.

Mariana, C. D., Ekaputra, I. A., & Husodo, Z. A. (2021). Are Bitcoin and Ethereum safe-havens for stocks during the COVID-19 pandemic? *Finance research letters, 38*, 101798.

Mensi, W., Rehman, M. U., Maitra, D., Al-Yahyaee, K. H., & Sensoy, A. (2020). Does bitcoin co-move and share risk with Sukuk and world and regional Islamic stock markets? Evidence using a time-frequency approach. *Research in International Business and Finance, 53*, 101230.

Mohammadishad, H., Keyghobadi, A., & Madanchi, Z. M. (2021). Dynamic Accounting and Financial Relationships between Commodity Markets. *Financial Markets and Digital Currencies with the ARDL Model Approach*. [In Persian]

Narayan, P. K., Narayan, S., Rahman, R. E., & Setiawan, I. (2019). Bitcoin price growth and Indonesia's monetary system. *Emerging Markets Review, 38*, 364-376.

Nasire bonyad abad, Z., & Samadi, F. (2021). compare time series stock markets and bit coin and effect markets returns with fractal approach. *Journal of Investment Knowledge, 10*(38), 411-428. (In Persian).

Nelsen, R. B. (1991). Copulas and association. *Advances in probability distributions with given marginals: beyond the copulas*, 51-74.

Nelsen, R.B. 2006. An introduction to copulas. Springer, New York. 269 pp.

Nguyen, K. Q. (2022). The correlation between the stock market and Bitcoin during COVID-19 and other uncertainty periods. *Finance research letters, 46*, 102284.

Nikoomaram, H., Pourzamani, Z., & Dehghan, A. (2015). Spillover Effect the on Contest Import & Export oriented industries. *Financial Knowledge of Securities Analysis, 8*(25), 1-18. (In Persian).

Rehman, M. U., Asghar, N., & Kang, S. H. (2020). Do Islamic indices provide diversification to bitcoin? A time-varying copulas and value at risk application. *Pacific-Basin Finance Journal, 61*, 101326.

Sabahi, S., Mokhatab Rafiei, F., & Rastegar, M. (2020). Mixed- Asset Portfolio Optimization. *Monetary & Financial Economics, 27*(19), 249-278. doi: 10.22067/pm.v27i19.84579. (In Persian).

Salehifar, M. (2019). Risk and Return Behavior of Bitcoin in comparison with Gold, Currency, and Stock Markets by application of GJR-GARCH and TGARCH Models. *Financial Engineering and Portfolio Management, 10*(40), 152-168. (In Persian).

Salisu, A. A., Isah, K., & Akanni, L. O. (2019). Improving the predictability of stock returns with Bitcoin prices. *The North American Journal of Economics and Finance, 48*, 857-867.

Sami, M., & Abdallah, W. (2021). How does the cryptocurrency market affect the stock market performance in the MENA region?. *Journal of Economic and Administrative Sciences, 37*(4), 741-753.

Shahzad, S. J. H., Mensi, W., Hammoudeh, S., Rehman, M. U., & Al-Yahyaee, K. H. (2018). Extreme dependence and risk spillovers between oil and Islamic stock markets. *Emerging Markets Review, 34*, 42-63.

Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *In Annales de l'ISUP 8*(3), 229-231.

Tiwari, A. K., Raheem, I. D., & Kang, S. H. (2019). Time-varying dynamic conditional correlation between stock and cryptocurrency markets using the copula-ADCC-EGARCH model. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 535*, 122295.

Uzonwanne, G. (2021). Volatility and return spillovers between stock markets and cryptocurrencies. *The Quarterly Review of Economics and Finance, 82*, 30-36.

Van de Klashorst .(2018) .Volatility Spillovers and Other Market Dynamics between cryptocurrencies and The Equity Marketz. *Workong paper*.

Vardar, G., & Aydogan, B. (2019). Return and volatility spillovers between Bitcoin and other asset classes in Turkey: Evidence from VAR-BEKK-GARCH approach. *EuroMed Journal of Business, 14*(3), 209-220.

Yermack, D. (2015). *Is Bitcoin a real currency? An economic appraisal*. In Handbook of digital currency (pp. 31-43). Academic Press.

Yousefi Behzad Farokhi, M. A., & Qasemifar, S. (2023). Analysis of the Relationship between Bitcoin Fluctuations and Tehran Stock Exchange Fluctuations During the Coronavirus Epidemic (Markov Switching Baysian VAR). *Financial Management Strategy, 11*(1), 101-120. [In Persian]

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 321-352

Dependence Structure between Cryptocurrency and Tehran Stock Exchange Market New Evidence from VMD-based Copula Tests

Roghayeh Mohseninia[1]
Ali Rezazadeh[2]
Yousef Mohammadzadeh[3]
Shahab Jahangiri[4]

Received: 2023/08/26 Accepted: 2023/10/10

Introduction

In recent years, cryptocurrency analysis has become increasingly popular both in academic research and in the financial system as a whole. Cryptocurrencies are a globally spreading phenomenon that is frequently and also prominently addressed by media, venture capitalists, financial institutions, and governments alike (Glasser et al., 2014). Knowing the relationship between cryptocurrency market, stock market or commodity market will be very useful for managing investors' portfolios and how much of their investment will be allocated to cryptocurrencies for their assets to be secure.

The possible interdependence of stock markets and cryptocurrencies is a crucial concern in the financial market literature due to its paramount importance for investors and portfolio managers. Although cryptocurrencies are a recent phenomenon, with the first cryptocurrency, Bitcoin, appearing in January 2016, they quickly become a worldwide phenomenon that is broadly discussed in the finance literature (Glaser et al., 2014).

Many scholars in recent times explored the correlation between cryptocurrencies and stock market. Several studies (see Conrad et al., 2018; Jiang et al., 2021; Tiwari et al., 2019; Corbet et al., 2018; Salisu et al., 2019) considered advanced economies to explore the impact of cryptocurrency and stock market, provided important insightful stories. Few others (see Lahiani and Jlassi, 2021; Dasman, 2021; Vardar and Aydogan et al., 2019; Sami and Abdallah, 2020) explored the association in emerging economies. Additionally, the association between cryptocurrency and stock market also received considerable attention among the scholars in the time of COVID-19 (see Mariana et al., 2021; Grobys, 2021; Nguyen, 2021; Kumah, 2021). The issue discussed in these studies is

1. PhD Student in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, E-mail: r.mohseninia@urmia.ac.ir
2. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author), E-mail: a.rezazadeh@urmia.ac.ir
3. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, E-mail: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir
4. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, E-mail: kh.jahangiri@urmia.ac.ir

mainly based on the fact that cryptocurrencies are gradually establishing themselves as a new class of assets with unique characteristics, although skepticism and lack of understanding of their nature still exist. These new financial assets (tokens) can offer new opportunities for portfolio diversification and risk hedging. The common consensus regarding weak correlations between cryptocurrencies and stock markets has recently been challenged by their synchronous downturn during the COVID-19 pandemic.

Any financial instrument such as stocks and cryptocurrencies traded in the markets may be subject to price fluctuations based on several factors. Factors such as positive and negative news, financial status of stock companies traded in stock markets, political events, global changes and environmental conditions including market risks. With the globalization of the use of cryptocurrencies, the popularity and use of cryptocurrencies has been steadily increasing in Iran over the past few years. In this new situation, investors are looking to reduce their investment risk and achieve optimal portfolio diversification with the participation of new financial assets. Considering the direct and indirect influence of Iran's economy on global financial markets and the expansion of activities related to cryptocurrencies in the context of international sanctions, the question is raised whether there is a relationship between stock returns and cryptocurrencies returns? This study combines the Variational Mode Decomposition (VMD) method and symmetric and asymmetric copula functions to examine the dependence structure between cryptocurrency and stock markets under different investment horizons.

Methodology

The fundamental aim of this study is to investigate the structural dependence between the cryptocurrency market and the Iran Stock Market Index using daily data (common trading days) during the period from 8 August 2015 to 21 February 2023. This study combines VMD method and various symmetric and asymmetric copula functions to examine the short-term and long-term dependence structure between the cryptocurrency markets and the Iranian stock market under different investment horizons. In this study, the Normal copula, the student-t copula and the Archimedean copula family functions such as the Frank copula, the Gumbel copula and the Clayton copula have been used. Also, the dependence structure between markets is investigated with one subroutines of the Vine copula functions, namely C-Vine.

Discussion and Results

The results show that there is no structural dependence between the return Bitcoin and Iran stock market using the Archimedean copula function, either in the short term or in the long term. In other words, the changes domain in return of Bitcoin during the low and high ranges on the return of the mentioned index are insignificant. The results indicate that the cryptocurrencies researced are strongly

correlated. However, the associations between cryptocurrencies and conventional financial assets are negligible. These results are consistent with the findings of Gil-Alana et al. (2020); Tiwari et al. (2019) and Corbet et al. (2018) which reveal that there is no correlation between the cryptocurrency and stock markets.

Conclusion

The results indicate that the cryptocurrency market is separated from the main class of financial and economic assets and hence offers various benefits to investors. Structural dependence using Vine copula functions is better than Archimedean copula in identifying the structural dependence between cryptocurrency and the Iranian Stock Market Index during the period under study. Based on the research findings, the Clayton copula has been chosen as the suitable model to explain the correlation between the return of Bitcoin and the stock market index on the condition of the growth price Ethereum. This point indicates asymmetric effects the dependence on the negative tail is more than the positive one. The findings in this paper indicate the significant role of cryptocurrencies in investor portfolios since they serve as a diversification option for investors, confirming that cryptocurrency is a new investment asset class.

Keywords: Cryptocurrencies, Variational Mode Decomposition, Copula Function, Stock Market Index, Dependence Structure
JEL classification: C22, C14, C20, G12

Quarterly Journal of
The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Tarbiat Modares University

The Economic Research Center (ERC)
Vol. 24, No. 2, Summer, 2024

Contents Page

■ Fiscal Policy and Transmission Mechanism of Oil Price Dynamics in Iran Evidence from Multiple and Partial Wavelet Analysis
Ahmad Pourmohammadi (Ph.D.), Zohreh TabatabaieNasab (Ph.D.) Seyed Yahya Abtahi (Ph.D.) and Mohammad Ali Dehqan Tafti (Ph.D.)……1

■ ICT and Ecological Footprint in Oil-exporting Countries
Fatemeh Arianfar (M.A.) and Zahra (Mila) Elmi (Ph.D.)……27

■ Economy, Energy and Environment (3E) Nexus in Selected Asian Countries an Application of Spatial Panel Simultaneous Equations Model
Somayeh Azami (Ph.D.), Fatemeh Hosseini (M.A.) and Kiomars Soheili (Ph.D.) ……59

■ Economic Complexity, Renewable and Non-renewable Energy Consumption a Comparative Study of Developed and Developing Countries
Najme Mohammadi (Ph.D.), Bahram Sahabi (Ph.D.), Hassan Heydari (Ph.D.), Hossein Sadeghi Seqdel (Ph.D.)……91

■ The Asymmetric Effects of Political Risk, Exchange Rate and Inflation Rate on the Development of Tourism Industry in Iran
Seyedkamal Sadeghi (Ph.D.), Amir Ali Farhang (Ph.D.), Ali Mohammadpour (Ph.D.) and Milad Hajiboland (Ph.D.)…… 115

■ COVID-19 and Economic Vulnerability in Countries with Different Income Levels a Panel Smooth Transition Regression Approach
Sedigheh Hossaini (M.A.), Saman Ghaderi (Ph.D.), Zana Mozaffari (Ph.D.) and Ramin Amani (Ph.D.)…… 143

■ Determinants of Capital Misallocation an Evidence from the Iranian Industrial Establishments
Seyed Mahdi Hosseini Maasoum (Ph.D.), Amineh Mahmoudzadeh (Ph.D.) and Seyed Ali Madanizadeh (Ph.D.) ……175

■ Investigating the Effects of the Components of Liquidity Sources in Iran's Economy Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach
Hossein Samsami Mazreeh Akhoond (Ph.D.), and Ahmad Bakhtiyari (Ph.D.) …… 201

■ Sukuk Market Expansion and Profitability of Islamic and Conventional Banks a Comparative Analysis
Saeed Samadi (Ph.D.), Leila Torki (Ph.D.) and Sahar Mahdian (M.A.) …… 233

■ Cognitive Biases in Climate Change Policy using Behavioral Economics Theories
Mojtaba Panahi (Ph.D.), Rouhollah Shahnazi (Ph.D.), Karim Eslamloueyan (Ph.D.) and Ali Asgary (Ph.D.) ……265

■ Economic Sanctions, Exchange Rate and Housing Supply and Demand
Mehrdad Mahmoudian Zamaneh (Ph.D.), Morteza Ezzati (Ph.D.) and Mohammad Jafari (Ph.D.) …… 299

■ Dependence Structure between Cryptocurrency and Tehran Stock Exchange Market New Evidence from VMD-based Copula Tests
Roghayeh Mohseninia (Ph.D.), Ali Rezazadeh (Ph.D.), Yusef Mohammadzadeh (Ph.D.) and Shahab Jahangiri (Ph.D.) ……321

In the name of Allah

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Publisher:	**The Economic Research Institute (ER|) Tarbiat Modares University.**
Executive Manager:	Dr. Parastoo Mohammadi, Assistant Professor of Economics
Editor in Chief:	Dr. Majid Sameti, Professor of Economics
	Dr. Majid Ahmadian, Professor of Economics Dr. Hossein Asgharpour, Professor of Economics Dr. Abbas Assari Arani, Associate Professor of Economics Dr. Yadoallah Dadgar, Professor of Economics Dr. Morteza Ezzati, Associate Professor of Economics Dr. Mostafa Emadzadeh, Professor of Economics Dr. Abdolmajid Jalaiee, Professor of Economics Dr. Saeid Rasekhi, Professor of Economics Dr. Srdjan Redzepagic, Professor of Economics Dr. Hossein Sadeghi, Associate Professor of Economics Dr. Mostafa Salimifar, Professor of Economics Dr. Majid Sameti, Professor of Economics Dr. Mansour Zaranejad, Professor of Economics Dr. Kazem Yavari, Professor of Economics
Assistant Editors:	Dr Ali Mohammad Ahmadi Dr. Lotfali Agheli Dr. Morteza Ezzati Dr. Amir Hossein Mozayani
Editorial Staff Secretary:	Maryam Talebi
English Editor:	Dr. Mohammad Mansouri
Persian Editor:	Fatemeh Hadi
Type & layout:	Maryam Talebi- Marzieh Arghavani

Address:	The Economic Research Institute, Tarbiat Modares University P.O. Code : 1411713116, Tehran, Iran Tel: + 98 21 82883907, Fax: +98 21 82883923
E-mail:	Jerc@modares.ac.ir
Website:	http://ecor.modares.ac.ir

The Economic Research Center
Tarbiat Modarres university

Tarbiat Modares University

pISSN: 1735-6768
eISSN: 2980-7832

Iranian e-commerce scientific association

Quarterly Journal Of
The Economic Research
(Sustainable Growth and Development)
Vol. 24, No. 2, Summer, 2024

Fiscal Policy and Transmission Mechanism of Oil Price Dynamics in Iran Evidence from Multiple and Partial Wavelet Analysis
A. Pourmohammadi (Ph.D.), Z. TabatabaieNasab (Ph.D.) S.Y. Abtahi (Ph.D.) and M.A. Dehqan Tafti (Ph.D.)…1-26

ICT and Ecological Footprint in Oil-exporting Countries
F. Arianfar (M.A.) and Z. Mila Elmi (Ph.D.)…….....……...….27-58

Economy, Energy and Environment (3E) Nexus in Selected Asian Countries an Application of Spatial Panel Simultaneous Equations Model
S. Azami (Ph.D.), F. Hosseini (M.A.) and K. Soheili (Ph.D.)…..... 59-89

Economic Complexity, Renewable and Non-renewable Energy Consumption a Comparative Study of Developed and Developing Countries
N. Mohammadi (Ph.D.), B. Sahabi (Ph.D.), H. Heydari (Ph.D.), H. Sadeghi Seqdel (Ph.D.)…… 91-114

The Asymmetric Effects of Political Risk, Exchange Rate and Inflation Rate on the Development of Tourism Industry in Iran
S.k. Sadeghi (Ph.D.), A. A. Farhang (Ph.D.), A. Mohammadpour (Ph.D.) and M. Hajiboland (Ph.D.). 115-142

COVID-19 and Economic Vulnerability in Countries with Different Income Levels a Panel Smooth Transition Regression Approach
S. Hossaini (M.A.), S. Ghaderi (Ph.D.), Z. Mozaffari (Ph.D.) and R. Amani (Ph.D.)…. 143-173

Determinants of Capital Misallocation an Evidence from the Iranian Industrial Establishments
S. M. Hosseini Maasoum (Ph.D.), A. Mahmoudzadeh (Ph.D.) and S.A. Madanizadeh (Ph.D.) . 175-200

Investigating the Effects of the Components of Liquidity Sources in Iran's Economy Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach
H. Samsami Mazreeh Akhoond (Ph.D.), and A. Bakhtiyari (Ph.D.)…….....…. 201-231

Sukuk Market Expansion and Profitability of Islamic and Conventional Banks a Comparative Analysis
S. Samadi (Ph.D.), L. Torki (Ph.D.) and S. Mahdian (M.A.)…….....….... 233-263

Cognitive Biases in Climate Change Policy using Behavioral Economics Theories
M. Panahi (Ph.D.), R. Shahnazi (Ph.D.), K. Eslamloueyan (Ph.D.) and A. Asgary (Ph.D.) .265-298

Economic Sanctions, Exchange Rate and Housing Supply and Demand
M. Mahmoudian Zamaneh (Ph.D.), M. Ezzati (Ph.D.) and M. Jafari (Ph.D.)..... 299-320

Dependence Structure between Cryptocurrency and Tehran Stock Exchange Market New Evidence from VMD-based Copula Tests
R.Mohseninia (Ph.D.), A.Rezazadeh (Ph.D.), Y.Mohammadzadeh (Ph.D.) and Sh. Jahangiri (Ph.D.) ..321-352